Universitat Internacional de Catalunya

Estudio y Caracterización de Marcas de Videojuegos mediante Análisis de la Produccion de Patentes y el Desarrollo Técnico de Software para Plataformas de Videojuegos

Ricardo Garcia Ruiz

Dipòsit Legal: B 24466-2014

ADVERTIMENT. La consulta d'aquesta tesi queda condicionada a l'acceptació de les següents condicions d'ús: La difusió d'aquesta tesi per mitjà del servei TDX (www.tesisenxarxa.net) ha estat autoritzada pels titulars dels drets de propietat intel·lectual únicament per a usos privats emmarcats en activitats d'investigació i docència. No s'autoritza la seva reproducció amb finalitats de lucre ni la seva difusió i posada a disposició des d'un lloc aliè al servei TDX. No s'autoritza la presentació del seu contingut en una finestra o marc aliè a TDX (framing). Aquesta reserva de drets afecta tant al resum de presentació de la tesi com als seus continguts. En la utilització o cita de parts de la tesi és obligat indicar el nom de la persona autora.

ADVERTENCIA. La consulta de esta tesis queda condicionada a la aceptación de las siguientes condiciones de uso: La difusión de esta tesis por medio del servicio TDR (www.tesisenred.net) ha sido autorizada por los titulares de los derechos de propiedad intelectual únicamente para usos privados enmarcados en actividades de investigación y docencia. No se autoriza su reproducción con finalidades de lucro ni su difusión y puesta a disposición desde un sitio ajeno al servicio TDR. No se autoriza la presentación de su contenido en una ventana o marco ajeno a TDR (framing). Esta reserva de derechos afecta tanto al resumen de presentación de la tesis como a sus contenidos. En la utilización o cita de partes de la tesis es obligado indicar el nombre de la persona autora.

WARNING. On having consulted this thesis you're accepting the following use conditions: Spreading this thesis by the TDX (www.tesisenxarxa.net) service has been authorized by the titular of the intellectual property rights only for private uses placed in investigation and teaching activities. Reproduction with lucrative aims is not authorized neither its spreading and availability from a site foreign to the TDX service. Introducing its content in a window or frame foreign to the TDX service is not authorized (framing). This rights affect to the presentation summary of the thesis as well as to its contents. In the using or citation of parts of the thesis it's obliged to indicate the name of the author.

2014

Barcelona, mayo 2014

Ricardo García Ruiz
Director Tesis: Dr. Víctor Cavaller Reyes

[ESTUDIO Y CARACTERIZACIÓN DE MARCAS DE VIDEOJUEGOS MEDIANTE ANÁLISIS DE LA PRODUCCIÓN DE PATENTES Y EL DESARROLLO TÉCNICO DE SOFTWARE PARA PLATAFORMAS DE VIDEOJUEGOS]

Barcelona, mayo 2014

Universitat Internacional de Catalunya

A mi madre y mi hermana, que tanto me
han apoyado durante todo este tiempo

Resumen

Las patentes nos rodean. Las patentes están e influyen en cada aspecto de nuestra vida aunque nosotros no seamos conscientes de ello. Tan poderosa es la influencia de las patentes en nuestra sociedad que suscita numerosas controversias entre defensores y detractores.

Por otro lado, los videojuegos para computadores personales o consolas específicas de videojuegos, que nacieron como una curiosidad a finales de los años 60, se han convertido hoy en día en una de las industrias más creativas e innovadoras y en una enorme fuente de ingresos a nivel mundial.

¿Qué relación puede haber entre patentes y videojuegos? Creemos que existe una elevada influencia entre ambas corrientes de trabajo. Pero ¿cuál influye más?, ¿se influyen mutuamente?

En este trabajo de investigación se realiza una labor de descubrimiento de las pautas que gobiernan las interrelaciones entre videojuegos y patentes de las marcas de software, buscando establecer las corrientes de influencia entre ambas y el sentido que toman en cada momento en el tiempo.

Simplificando, en este trabajo de investigación se pretenden analizar las series temporales de videojuegos y patentes tecnológicas, aplicando las técnicas de análisis clásico, causal o mediante el enfoque de análisis autorregresivo integrado de media móvil. Esto permitirá caracterizar el comportamiento profundo individual de cada serie. De otra parte, se pretende analizar el comportamiento relevante de interrelación de las series de videojuegos, buscando hallar las posibles vinculaciones entre diversas variables en el mismo rango temporal. Esto permitirá caracterizar las series en función de la influencia uni o bidireccional que muestren las variables y verificar si existe algún tipo de causalidad. Por último, se establecerá un modelo de comparación entre patentes y videojuegos, sobre variables y rangos temporales equivalentes, de forma que se pueda encontrar la manera de caracterizar dicha relación de una forma única y sencilla.

Este trabajo de investigación no pretende probar nada de manera preconcebida. Muy al contrario, pretende poder llegar a conclusiones que permitan elaborar investigaciones futuras en un marco de trabajo sin influencias.

Abstract

Patents surround us. Patents are in and influence every aspect of our lives although we are not aware of it. So powerful is the influence of patents in our society that it creates many disputes between supporters and opponents.

On the other hand, video games for personal computers or specific game consoles, created as a curiosity in the late 60s, have today become one of the most creative and innovative industries and a huge source of income worldwide.

What relationship could there be between patents and video games? We believe that there is a high correlation between both fields of work. But which has most influence? Do they influence each other?

In this research the task is performed to identify patterns that govern the relationships between patents and video game software brands, seeking to establish the flow of influence between them and the significance at any moment in time.

Simply put, this research aims to assess the time series of video games and technology patents, applying the techniques of classical, causal or by focusing on autoregressive integrated moving average analysis. This will characterise the individual behaviour of each series deep. On the other hand, it is to analyse the relevant behaviour of game series interrelation, looking to find possible links between different variables in the same time range. This will characterise the series based on the unidirectional or bidirectional influence showing the variables and check if there is any coincidence. Finally, a model comparison between patents and video games on variables and temporal ranges equivalents, in order to find a way to characterise this relationship in a unique and easy manner.

This research is not intended to prove any preconceived way. Quite the contrary, is intended to reach conclusions for future research in developing a framework without influences.

Contenido

Resumen **5**

Abstract **6**

Lista de Ilustraciones **20**

Lista de Ecuaciones **38**

Lista de Tablas **41**

I PARTE. INTRODUCCIÓN **64**

1 Introducción **66**

1.1 Presentación 66

1.2 Justificación 67

1.2.1 Fundamentación de la investigación 67

1.2.2 Fundamentación de la originalidad de este trabajo de investigación 69

1.2.2.1 Las variables objeto de estudio 71

1.2.2.2 Sobre el enfoque del análisis de obsolescencia tecnológica 72

1.2.2.3 Modelo de relación entre videojuegos y patentes tecnológicas 73

1.3 Pregunta de investigación: Hipótesis 74

1.4 Objetivos 75

1.5 Fases de la investigación 78

1.6 Metodología 81

1.7 Estructura 83

1.8 Fuentes de información 86

1.9 Mapa conceptual 88

II PARTE. ESTADO DEL ARTE **90**

2 Historia de los videojuegos **92**

2.1 ¿Qué son los videojuegos? 93

2.2 Breve historia de los videojuegos 94

2.2.1 Los Primeros Tiempos (1952 - 1970) 94

2.2.2 La Edad Dorada (1971 - 1983) 95

2.2.3 La Edad Moderna (1984 - 1999) 96

2.2.4 El comienzo del nuevo siglo (2000 - 2010) 98
2.3 Los videojuegos en la actualidad: plataformas de juego 99
2.4 El futuro de los videojuegos 101
3 Desarrollo histórico de la patente 104
3.1 Introducción histórica de la patente 104
3.1.1 Privilegios de invención 105
3.1.2 Historia de la Patente moderna: breve aproximación 106
3.2 La patente: una definición 108
3.3 La patente en la actualidad 109
3.3.1 Retos a que se enfrenta la patentabilidad 110
3.3.2 Beneficios de la utilización de patentes 112
3.4 La cuestión abierta sobre la bondad de las patentes de software 114
4 Patentes en el desarrollo de videojuegos 118
4.1 Contenidos del software de videojuegos susceptibles de utilización de patente 119
4.2 La patente de software en la UE 120
4.3 Comparación de las aproximaciones a la patente de software entre UE y Estados Unidos 121
4.3.1 Acceso al derecho de patente 122
4.3.2 Periodo de gracia 122
4.3.3 Requisito de mejor modo de uso 123
4.3.4 La publicación de las solicitudes de patente 123
4.3.5 Derechos conferidos por la patente concedida 123
4.3.6 La oposición después de la concesión 124
4.3.7 Demostración de que es una invención 125
4.3.8 Los efectos de la patente de software en la industria del videojuego 126
4.4 El uso de análisis de patentes 127
4.4.1 La importancia de la obsolescencia tecnológica en la evaluación de I+D 128
4.4.2 El papel de la comprensión del Valor Útil Remanente de las patentes tecnológicas 129
III PARTE. METODOLOGÍA: MARCO TEORICO 132
5 Sistemas y técnicas de medición de patentes 134
5.1 Análisis de la innovación a través de las patentes 134

5.2 Cienciometría: La patente como medición de la ciencia y la tecnología 137
5.3 Bibliometría de patentes 138
6 Modelo de captación de datos relativo a la evolución de videojuegos 140
6.1 La captación de datos para análisis 140
6.2 Depuración de los datos 144
6.2.1 Datos relativos a número de videojuegos creados por plataforma de videojuegos y año de lanzamiento 145
6.2.1.1 Datos extraídos de la base de datos de Allgame 147
6.2.1.2 Datos extraídos de la base de datos de MobyGames 148
6.2.1.3 Datos extraídos de la base de datos de VGChartz 149
6.2.2 Elección de base de datos para extracción de número de videojuegos por plataforma y año 151
6.3 Simplificación de la base de datos 153
6.3.1 Variables significativas a nivel global 154
6.3.2 Análisis de datos década de 1970-1979 157
6.3.3 Análisis de datos década de 1980-1989 158
6.3.4 Análisis de datos década de 1990-1999 159
6.3.5 Análisis de datos década de 2000-2009 160
6.3.6 Conjunto final de variables tras la aplicación del proceso de simplificación 161
7 Modelo de captación de datos relativos a la evolución de patentes por marcas y plataformas 165
7.1 La captación de datos para análisis 165
7.2 Depuración de los datos 169
7.3 Datos de United States Patent and Trademark Office (USPTO) 170
7.4 Datos de European Patent Office (EPO) 172
7.5 Datos de Japan Patent Office (JPO) 174
7.6 Datos de World Intellectual Property Organization (WIPO) 176
7.7 Elección de base de datos para extracción de número de patentes 179
7.7.1 Análisis general de los datos de patentes 180
7.7.2 Elección de la bases de datos para cada variable de patentes 181
8 Fundamentos analíticos 183
8.1 Introducción al modelo de análisis 183

8.2 Series temporales: análisis y descripción 185
8.2.1 Análisis de la información de la muestra 185
8.2.2 Análisis de series temporales mediante modelos autorregresivos integrados de media móvil: ARIMA 186
8.2.2.1 Criterio de Información de Akaike (AIC) 188
8.2.2.2 Criterio de información bayesiano (BIC) 189
8.2.2.3 Las funciones de autocorrelación y autocorrelación parcial en el análisis de modelos ARIMA (ACF y PACF) 189
8.2.2.4 Test de Ljung-Box de ajuste de modelo ARIMA 191
8.2.2.5 Test de Box-Pierce de ajuste de modelo ARIMA 192
8.3 Test de Raíces unitarias (Unit root test) 193
8.3.1.1 Dickey-Fuller augmented test (ADF) 194
8.3.1.2 Phillips-Perron test 194
8.4 Aplicación de Correlación cruzada (cross correlation) 195
8.4.1 Concepto de Correlación cruzada: Cross-correlation 195
8.4.2 Enfoque de la correlación cruzada en la investigación 196
8.4.3 Valoración de la correlación cruzada en la predictibilidad del modelo 199
8.5 Identificación de relaciones mediante técnica de cointegración 200
8.5.1 El desarrollo del concepto de cointegración 200
8.5.2 Modelo de cointegración de Granger 202
8.5.2.1 Contraste de causalidad en el sentido de Granger 203
8.5.3 Modelo de cointegración de Johansen 204
8.5.4 Enfoque de la cointegración en la investigación 206
9 Caracterización del tiempo de vida útil de una patente tecnológica 207
9.1 Modelos sobre análisis obsolescencia y patentes 208
9.2 Elementos definitorios de una patente tecnológica 214
9.2.1 Elementos del modelo de estimación de la función de vida útil de una patente tecnológica 216
9.2.2 Fuerzas que influyen en la aceleración de la obsolescencia 217
9.3 La función de obsolescencia acelerada 218
9.3.1.1 Propiedades de la función de obsolescencia 219
9.3.1.2 Debilidades de la función de obsolescencia 221

9.3.1.3 Verificación de la diferencia de comportamiento entre la función de impulso interanual y la función de impulso medio acumulado 222
9.4 Definición de la función de cálculo de la vida útil restante de patentes tecnológicas 223
9.5 Desarrollo de modelo de cálculo del potencial de utilidad anual de marca 225
9.5.1 Características de la función de cálculo del potencial de marca 228
9.5.2 Comportamiento de la función de potencial de variable 228
IV PARTE. DEFINICION DEL MODELO 231
10 Definición del modelo de investigación 233
10.1 Objetivos del modelo de investigación 233
10.2 Fases de la investigación 234
V PARTE. ANALISIS DE SERIES DE DATOS 238
11 Evolución de plataformas y videojuegos a través del tiempo 240
11.1 Análisis general, análisis gráfico 240
11.1.1 Evolución temporal global por plataforma o marca 240
11.1.2 Detalle de evolución individual particular por marca o plataforma 242
11.1.3 Modelos de comparación temporal entre Marcas 248
11.1.3.1 Década 1970 a 1979 248
11.1.3.2 Década 1980 a 1989 249
11.1.3.3 Década 1990 a 1999 251
11.1.3.4 Década 2000 a 2012 (actualidad) 257
11.2 Estudio básico de tendencia y ciclo sobre las series de datos de marcas de videojuegos 262
11.2.1 Consideraciones básicas sobre la serie Amstrad: tendencia y ciclo 263
11.2.2 Consideraciones básicas sobre la serie Atari: tendencia y ciclo 266
11.2.3 Consideraciones básicas sobre la serie Commodore: tendencia y ciclo 270
11.2.4 Consideraciones básicas sobre la serie Dragon.Data: tendencia y ciclo 274
11.2.5 Consideraciones básicas sobre la serie Fairchild: tendencia y ciclo 278
11.2.6 Consideraciones básicas sobre la serie Magnavox: tendencia y ciclo 281
11.2.7 Consideraciones básicas sobre la serie Microsoft: tendencia y ciclo 285
11.2.8 Consideraciones básicas sobre la serie Msx: tendencia y ciclo 288
11.2.9 Consideraciones básicas sobre la serie NEC: tendencia y ciclo 291

11.2.10 Consideraciones básicas sobre la serie Nintendo: tendencia y ciclo 295
11.2.11 Consideraciones básicas sobre la serie Sega: tendencia y ciclo 298
11.2.12 Consideraciones básicas sobre la serie Sinclair: tendencia y ciclo.....302
11.2.13 Consideraciones básicas sobre la serie Sony: tendencia y ciclo.....305
11.2.14 Conclusiones sobre análisis básico de tendencia y ciclo 308
11.3 Caracterización estadística de las series temporales de marcas de videojuegos mediante modelos ARIMA 310
11.3.1 Identificación de modelo ARIMA: Amstrad 314
11.3.1.1 Verificación de la corrección del modelo ARIMA: Amstrad 316
11.3.1.2 Comprobación de la corrección del modelo obtenido 317
11.3.2 Identificación de modelo ARIMA: Atari 318
11.3.2.1 Verificación de la corrección del modelo ARIMA: Atari 323
11.3.2.2 Comprobación de la corrección del modelo obtenido 325
11.3.3 Identificación de modelo ARIMA: Commodore 329
11.3.3.1 Verificación de la corrección del modelo ARIMA: Commodore.....333
11.3.3.2 Comprobación de la corrección del modelo obtenido 335
11.3.4 Identificación de modelo ARIMA: Microsoft 339
11.3.4.1 Verificación de la corrección del modelo ARIMA: Microsoft 343
11.3.4.2 Comprobación de la corrección del modelo obtenido 345
11.3.5 Identificación de modelo ARIMA: Msx.....348
11.3.5.1 Verificación de la corrección del modelo ARIMA: Msx 352
11.3.5.2 Comprobación de la corrección del modelo obtenido 354
11.3.6 Identificación de modelo ARIMA: NEC.....357
11.3.6.1 Verificación de la corrección del modelo ARIMA: NEC 361
11.3.6.2 Comprobación de la corrección del modelo obtenido 363
11.3.7 Identificación de modelo ARIMA: Nintendo 367
11.3.7.1 Verificación de la corrección del modelo ARIMA: Nintendo 371
11.3.7.2 Comprobación de la corrección del modelo obtenido 374
11.3.8 Identificación de modelo ARIMA: SEGA 378
11.3.8.1 Verificación de la corrección del modelo ARIMA: SEGA.....383
11.3.8.2 Comprobación de la corrección del modelo obtenido 386

11.3.9 Identificación de modelo ARIMA: Sinclair 390
11.3.9.1 Verificación de la corrección del modelo ARIMA: Sinclair 394
11.3.9.2 Comprobación de la corrección del modelo obtenido 397
11.3.10 Identificación de modelo ARIMA: SONY 400
11.3.10.1 Verificación de la corrección del modelo ARIMA: SONY 406
11.3.10.2 Comprobación de la corrección del modelo obtenido 410
11.3.11 Resumen de las variables según modelo ARIMA 414
11.4 Cointegración entre series temporales de videojuegos 415
11.4.1 Relación entre Atari y Commodore 417
11.4.1.1 Establecimiento de la relación entre ambas variables 417
11.4.1.2 Verificación de la regresión mediante diferencias 419
11.4.1.3 Verificación de la regresión mediante cointegración 420
11.4.1.4 Contraste de causalidad en el sentido de Granger a la relación 423
11.4.1.5 Modelo Corrección de Error 425
11.4.2 Relación entre Nintendo, Msx, NEC, Sega y Sinclair 429
11.4.2.1 Análisis de nivel integración: raíces unitarias de las series 430
11.4.2.2 Resultado de niveles de integración 434
11.4.2.3 Establecimiento de la relación entre las variables 435
11.4.2.4 Verificación de la regresión mediante diferencias 441
11.4.2.5 Ecuaciones de regresión y resumen de comportamiento de las variables 443
11.4.2.6 Contraste de causalidad en el sentido de Granger para Sega, Sinclair y Nec 443
11.4.2.7 Modelo Corrección de Error 445
11.4.3 Relación entre Nintendo, Microsoft y Sony 449
11.4.3.1 Análisis de nivel integración: raíces unitarias de las series 450
11.4.3.2 Resultado de niveles de integración 453
11.4.3.3 Establecimiento de la relación entre las variables 453
11.4.3.4 Contraste de causalidad en el sentido de Granger para Nintendo, Microsoft y Sony 456

11.4.3.5 Verificación de cointegración en series desde 1994-2012 mediante VAR y cointegración según Johansen 458

12 Análisis de patentes de Marcas de Videojuegos 467

12.1 Análisis general, análisis gráfico 467

12.1.1 Evolución temporal global por plataforma o marca 467

12.1.2 Detalle de evolución individual particular por marca o plataforma 468

12.1.3 Modelos de comparación temporal entre variables 472

12.1.3.1 Década 1970 a 1979 473

12.1.3.2 Década 1980 a 1989 473

12.1.3.3 Década 1990 a 1999 475

12.1.3.4 Década 2000 a 2012 (actualidad) 477

12.2 Estudio básico de tendencia y ciclo sobre las series de datos de patentes ... 479

12.2.1 Consideraciones básicas sobre la serie Amstrad: tendencia y ciclo 480

12.2.2 Consideraciones básicas sobre la serie Atari: tendencia y ciclo 483

12.2.3 Consideraciones básicas sobre la serie Commodore: tendencia y ciclo ... 486

12.2.4 Consideraciones básicas sobre la serie Microsoft: tendencia y ciclo 489

12.2.5 Consideraciones básicas sobre la serie NEC: tendencia y ciclo 492

12.2.6 Consideraciones básicas sobre la serie Nintendo: tendencia y ciclo 495

12.2.7 Consideraciones básicas sobre la serie Sega: tendencia y ciclo 497

12.2.8 Consideraciones básicas sobre la serie Sega: tendencia y ciclo 499

12.2.9 Conclusiones sobre análisis básico de tendencia y ciclo en series de registros de patentes 502

12.3 Caracterización estadística de las series temporales de marcas de patentes mediante modelos ARIMA 503

12.3.1 Identificación de modelo ARIMA: Amstrad 505

12.3.1.1 Verificación de la corrección del modelo ARIMA: Amstrad 511

12.3.1.2 Comprobación de la corrección del modelo obtenido 512

12.3.2 Identificación de modelo ARIMA: Atari 514

12.3.2.1 Verificación de la corrección del modelo ARIMA: Atari 519

12.3.2.2 Comprobación de la corrección del modelo obtenido 521

12.3.3 Identificación de modelo ARIMA: Commodore 523

12.3.3.1 Verificación de la corrección del modelo ARIMA: Commodore 529

12.3.3.2 Comprobación de la corrección del modelo obtenido 530
12.3.4 Identificación de modelo ARIMA: Microsoft 534
12.3.4.1 Verificación de la corrección del modelo ARIMA: Microsoft 540
12.3.4.2 Comprobación de la corrección del modelo obtenido 542
12.3.5 Identificación de modelo ARIMA: NEC 545
12.3.5.1 Verificación de la corrección del modelo ARIMA: NEC 551
12.3.5.2 Comprobación de la corrección del modelo obtenido 553
12.3.6 Identificación de modelo ARIMA: Nintendo 556
12.3.6.1 Verificación de la corrección del modelo ARIMA: Nintendo 562
12.3.6.2 Comprobación de la corrección del modelo obtenido 563
12.3.7 Identificación de modelo ARIMA: Sega 566
12.3.7.1 Verificación de la corrección del modelo ARIMA: Sega 572
12.3.7.2 Comprobación de la corrección del modelo obtenido 575
12.3.8 Identificación de modelo ARIMA: SONY 578
12.3.8.1 Verificación de la corrección del modelo ARIMA: SONY 584
12.3.8.2 Comprobación de la corrección del modelo obtenido 587
12.3.9 Resumen de las variables según modelo ARIMA 590
13 Análisis de la Vida Útil Restante (VUR) de patentes de videojuegos 592
13.1 Cálculo de obsolescencia endógena de las variables 592
13.2 Cálculo de VUR de las variables 594
13.3 Análisis de la función de patente de marca 598
13.3.1 Cálculo del histórico de potencial de marca 598
13.3.2 Diferenciación de la serie temporal de potencial de marca, importancia y significado 601
13.3.3 Aplicación práctica del potencial de marca 602
13.3.3.1 Una sola variable: caso de Sony 602
13.3.3.2 Más de una variable: caso de Sony 604
14 Análisis combinado entre series Patentes vs Videojuegos 606
14.1 Descripción general de la relación entre videojuegos y patentes 606
14.2 Estudio y valoración de los datos de series a comparar 609
14.2.1 Estudio de la normalidad, y sus ajustes, en las series para comparación 610

14.2.2 Verificación del nivel de integración de los pares de variables 611
14.3 Análisis de correlación cruzada 612
14.3.1 Amstrad 612
14.3.2 Commodore 613
14.3.3 Nec 614
14.3.4 Sony 615
14.3.5 Microsoft 615
14.3.6 Resumen de análisis sobre correlación cruzada 616
14.3.6.1 Resumen de influencia e interacción entre videojuegos y patentes 616
14.3.6.2 Vectores de corte de intervalos de confianza 617
14.4 Análisis de causalidad 618
14.4.1.1 Amstrad: Contraste de causalidad en el sentido de Granger 619
14.4.1.2 Commodore: Contraste de causalidad en el sentido de Granger 620
14.4.1.3 Nec: Contraste de causalidad en el sentido de Granger 621
14.4.1.4 Microsoft: Contraste de causalidad en el sentido de Granger 622
14.4.1.5 Sony: Contraste de causalidad en el sentido de Granger 622
14.5 Revisión de los resultados sobre correlación cruzada y causalidad en el sentido de Granger 624
VI PARTE. VALIDACION Y CONCLUSIONES 626
15 Evaluación de resultados sobre el estudio comparativo entre videojuegos y patentes tecnológicas 628
15.1 Sobre la caracterización de videojuegos y patentes: el análisis estadístico preliminar 629
15.1.1 Videojuegos 629
15.1.2 Patentes 631
15.2 Sobre la caracterización de videojuegos y patentes: investigación mediante modelos ARIMA 633
15.2.1 Videojuegos 633
15.2.2 Patentes 634
15.3 Sobre la caracterización de videojuegos y patentes: estudio de causalidad y cointegración en variables de videojuegos 635

15.4 Sobre la caracterización de videojuegos y patentes: resultados del estudio de correlación cruzada y causalidad 636

15.5 Sobre la caracterización de videojuegos y patentes: estudio de las influencias endógenas de las patentes 639

16 Validación del modelo y conclusiones 641

16.1 Introducción a la valoración 641

16.2 Conclusiones sobre las hipótesis de investigación 642

16.3 Valoración del conocimiento extraído sobre esta investigación 643

16.3.1 Metodología de extracción de información 643

16.3.2 Análisis de patentes y videojuegos mediante modelos autorregresivos integrados de medias móviles 644

16.3.3 Aplicación de metodología de cointegración al análisis de videojuegos 645

16.3.4 Desarrollo de metodología de cuantificación de la obsolescencia y VUR 645

16.3.5 Modelo de estudio de comportamiento y relación de intangibles tecnológicos 646

16.3.6 Aplicación de la correlación cruzada en el análisis de intangibles 648

16.4 Posibilidades de desarrollo futuras 649

Anexo 1: Extracción datos de bases de datos de videojuegos 651

Extracción de datos de base de datos www.algame.com 651

Extracción de datos de base de datos www.mobygames.com 654

Extracción de datos de base de datos www.vgchartz.com 655

Anexo 2: Resumen sobre los diversos géneros de videojuegos 658

Anexo 3: Conceptos básicos sobre análisis de series temporales, verificación de normalidad y tipos de ajustes de datos, y Análisis de tendencia y ciclos mediante filtros 663

Clasificación de series temporales 663

Componentes de una serie temporal 664

Verificación de normalidad y tipos de ajustes 666

Medidas de asimetría y curtosis 667

Análisis de normalidad: Test de Shapiro-Wilk 669

Análisis de normalidad: Test de Jarque-Bera 669

Análisis de normalidad: Test de Kolmogorov-Smirnov 670

Transformaciones de datos 670
Transformaciones de datos: raíz cuadrada 671
Transformaciones de datos: logarítmica 672
Transformaciones de datos: Box-Cox 672
Análisis de tendencia y ciclos mediante filtros 673
Filtro de Hodrick-Prescott 674
Filtro de Baxter-King 675
Filtro de Christiano-Fitzgerald (band pass filter) 675
Filtro de Butterworth 676
Anexo 4: Información adicional sobre ARIMA y la identificación del modelo correcto 677
Anexo 5: Código R para acceso directo a USPTO 681
Anexo 6: Código R de cómputo de valores de función de obsolescencia (AOF) 687
Código en R para el cálculo de la función de obsolescencia 687
Código en R para el cálculo del VUR 688
Anexo 7: La aplicación estadística R 690
El lenguaje R para el cómputo estadístico 690
Adquisición y licencia 690
Interfaz de usuario 690
Lenguaje de programación 690
Información disponible 691
Funciones disponibles para el análisis y la predicción de series de tiempo 691
Bibliografía 693

Lista de Ilustraciones

ILUSTRACIÓN 1: DIAGRAMA DE FLUJO DE INTERACCIÓN ENTRE LOS DIVERSOS ELEMENTOS Y FASES DE LA INVESTIGACIÓN 78

ILUSTRACIÓN 2: MODELO CONCEPTUAL EN EL DESARROLLO DE LA INVESTIGACIÓN 88

ILUSTRACIÓN 3: MAGNAVOX ODDYSSEY, QUIZÁ EL VIDEOJUEGO CON MÁS REPERCUSIÓN EN LOS 70 (HTTP://UPLOAD.WIKIMEDIA.ORG/WIKIPEDIA/COMMONS/THUMB/F/F1/ODYSSEY2_W_BOX.JPG/220PX-ODYSSEY2_W_BOX.JPG) 93

ILUSTRACIÓN 4: PRINCIPALES PLATAFORMAS (2009) EN ESPAÑA, FUENTE ADESE (*ADESE, ANUARIO 2009*, 2009) 99

ILUSTRACIÓN 5: VENTAS TOTALES DE LAS PLATAFORMAS XBOX360, WII Y PS3, DESDE LOS AÑOS 2005 AL 2009. SE EVIDENCIA EL CRECIMIENTO DE LA PLATAFORMA WII SOBRE SUS RIVALES, FUENTE WIKIA, HTTP://VGSALES.WIKIA.COM/WIKI/WORLDWIDE 101

ILUSTRACIÓN 6: PODEMOS ENCONTRAR UNA RELACIÓN DIRECTA ENTRE EL INCREMENTO DE LA ACTIVIDAD DE GESTIÓN DE PATENTES EN EL TIEMPO Y LA MEJORA EN LA CALIDAD DE INNOVACIÓN EN EL SECTOR DE ESTUDIO 135

ILUSTRACIÓN 7: LA MISMA RELACIÓN DE INCREMENTO DE GESTIÓN DE PATENTES VISTA EN LA ILUSTRACIÓN 6 INDUCE UNA RELACIÓN INDIRECTA DE PÉRDIDA DE UTILIDAD EN LAS PATENTES PREVIAS, AJUSTÁNDOSE POR EL EFECTO DE PASO DE TIEMPO 136

ILUSTRACIÓN 8: VARIABLES MÁS SIGNIFICATIVAS A NIVEL GLOBAL DEL CONJUNTO COMPLETO DE DATOS 155

ILUSTRACIÓN 9: VARIABLES MÁS SIGNIFICATIVAS A NIVEL GLOBAL, DESCARTANDO VARIABLES RELATIVAS A SISTEMAS OPERATIVOS (S.O.) 155

ILUSTRACIÓN 10: VARIABLES MÁS SIGNIFICATIVAS DÉCADA 70 DEL CONJUNTO COMPLETO DE DATOS 157

ILUSTRACIÓN 11: VARIABLES MÁS SIGNIFICATIVAS DÉCADA 80 DEL CONJUNTO COMPLETO DE DATOS 158

ILUSTRACIÓN 12: VARIABLES MÁS SIGNIFICATIVAS DÉCADA 90 DEL CONJUNTO COMPLETO DE DATOS 159

ILUSTRACIÓN 13: VARIABLES MÁS SIGNIFICATIVAS DÉCADA 2000 DEL CONJUNTO COMPLETO DE DATOS 160

ILUSTRACIÓN 14: DISTRIBUCIÓN GRÁFICA DEL PESO DE LAS VARIABLES FINALES SELECCIONADAS, SEGÚN FAMILIA 163

ILUSTRACIÓN 15: REPRESENTACIÓN GRÁFICA DEL PESO DE LAS PRINCIPALES VARIABLES POR PLATAFORMA, SEGÚN LOS DATOS DE LA TABLA 25.....164
ILUSTRACIÓN 16: RESULTADOS TOTALES DE LAS VARIABLES CON MENORES OBSERVACIONES EN USPTO 172
ILUSTRACIÓN 17: RESULTADOS TOTALES DE LAS VARIABLES CON MENORES OBSERVACIONES EN EPO 174
ILUSTRACIÓN 18: RESULTADOS TOTALES DE LAS VARIABLES CON MENORES OBSERVACIONES EN JPO.....176
ILUSTRACIÓN 19: RESULTADOS TOTALES DE LAS VARIABLES CON MENORES OBSERVACIONES EN WIPO 178
ILUSTRACIÓN 20: REALIMENTACIÓN CONTINUA DE DATOS EN EL PROCESO DE INVESTIGACIÓN Y EXPERIMENTACIÓN DE LA FUNCIÓN DE OBSOLESCENCIA 184
ILUSTRACIÓN 21: EJEMPLO DE GRÁFICO DE CORRELACIÓN CRUZADA ENTRE 2 SERIES, GENERADO POR LA FUNCIÓN CCF() 196
ILUSTRACIÓN 22: EJEMPLO DE ESTRUCTURA GRÁFICA DE INFLUENCIA PARA LA CORRELACIÓN CRUZADA ENTRE SERIES DE PATENTES Y VIDEOJUEGOS.....198
ILUSTRACIÓN 23: TABLA DE ACERCAMIENTO AL PROCESO DE VALORACIÓN DE INTANGIBLES, EXTRAÍDO DE DELOITTE 208
ILUSTRACIÓN 24: EJEMPLO DE FUNCIÓN FICTICIA DE PÉRDIDA DE VALOR ÚTIL DE UNA PATENTE TECNOLÓGICA.....216
ILUSTRACIÓN 25: EJEMPLO DE FUNCIÓN DE OBSOLESCENCIA ACELERADA PARA EL CASO DE PATENTES DE SEGA 219
ILUSTRACIÓN 26: EJEMPLO DE FUNCIÓN DE OBSOLESCENCIA ACELERADA PARA EL CASO DE PATENTES DE NINTENDO.....220
ILUSTRACIÓN 27: EJEMPLO DE FUNCIÓN DE OBSOLESCENCIA ACELERADA CON VALORES AJUSTADOS A 1 EN EL INICIO PARA EL CASO DE PATENTES DE NINTENDO.....220
ILUSTRACIÓN 28: REPRESENTACIÓN GRÁFICA DEL COMPORTAMIENTO DE LA FUNCIÓN DE OBSOLESCENCIA CON RESPUESTA A IMPULSO PUNTUAL VS. VALOR ACUMULADO MEDIO ..222
ILUSTRACIÓN 29: COMPORTAMIENTO DE UNA FUNCIÓN COS(Π/2 X), RESTRINGIDA A [-1,1] 223
ILUSTRACIÓN 30: EJEMPLO DE FUNCIÓN DE VIDA ÚTIL, CON VALOR DE OBSOLESCENCIA IGUAL A 1 224
ILUSTRACIÓN 31: EJEMPLO DE FUNCIÓN DE VIDA ÚTIL, CON VALOR DE OBSOLESCENCIA IGUAL A 1,5.....224
ILUSTRACIÓN 32: EJEMPLO DE FUNCIÓN DE VIDA ÚTIL, CON VALOR DE OBSOLESCENCIA IGUAL A 1,5, PERO CON LA APLICACIÓN DEL COEFICIENTE DE CORRECCIÓN DE INICIO 225

ILUSTRACIÓN 33: ÁREA DE LA FUNCIÓN DE VIDA ÚTIL RESTANTE, CON EL COEFICIENTE DE OBSOLESCENCIA VALOR 1 226
ILUSTRACIÓN 34: VISUALIZACIÓN DE LA PÉRDIDA DE UTILIDAD ENTRE DOS REALIZACIONES DE LA FUNCIÓN DE POTENCIAL DE MARCA 229
ILUSTRACIÓN 35: MODELO DE RELACIÓN ENTRE VIDEOJUEGOS Y PATENTES TECNOLÓGICAS, CON INDICACIÓN DE LAS FUENTES DE INFLUENCIA EN EL SISTEMA Y EL NEXO DE COORDINACIÓN DE LA RELACIÓN 233
ILUSTRACIÓN 36: TIMELINE DESDE 1970 HASTA 2012 DE LAS PLATAFORMAS DE VIDEOJUEGOS, CONSIDERANDO EL NÚMERO DE JUEGOS PRODUCIDOS POR AÑO 240
ILUSTRACIÓN 37: PRESENTACIÓN GRÁFICA TEMPORAL DEL CONJUNTO DE DATOS DE TRABAJO 241
ILUSTRACIÓN 38: PRODUCCIÓN DE VIDEOJUEGOS POR AÑO PARA LA MARCA AMSTRAD 242
ILUSTRACIÓN 39: PRODUCCIÓN DE VIDEOJUEGOS POR AÑO PARA LA MARCA ATARI 242
ILUSTRACIÓN 40: PRODUCCIÓN DE VIDEOJUEGOS POR AÑO PARA LA MARCA COMMODORE 243
ILUSTRACIÓN 41: PRODUCCIÓN DE VIDEOJUEGOS POR AÑO PARA LA MARCA SEGA 243
ILUSTRACIÓN 42: DETALLE TEMPORAL DE LAS PLATAFORMAS DE LA MARCA SEGA, UNIDADES POR PLATAFORMA Y AÑO 244
ILUSTRACIÓN 43: PRODUCCIÓN DE VIDEOJUEGOS POR AÑO PARA LA MARCA NINTENDO 244
ILUSTRACIÓN 44: DETALLE TEMPORAL DE LAS PLATAFORMAS GAMECUBE Y WII DE LA MARCA NINTENDO, UNIDADES POR PLATAFORMA Y AÑO 245
ILUSTRACIÓN 45: PLATAFORMAS LANZADAS POR NINTENDO ENTRE 2000 Y 2012, MOSTRANDO IMPACTO EN EL DESARROLLO DE VIDEOJUEGOS POR PLATAFORMA 245
ILUSTRACIÓN 46: PRODUCCIÓN DE VIDEOJUEGOS POR AÑO PARA LA MARCA SONY 246
ILUSTRACIÓN 47: DETALLE TEMPORAL DE LAS PLATAFORMAS PLAYSTATION, UNIDADES POR PLATAFORMA Y AÑO 246
ILUSTRACIÓN 48: PRODUCCIÓN DE VIDEOJUEGOS PARA LA MARCA MICROSOFT 247
ILUSTRACIÓN 49: DETALLE TEMPORAL DE LAS PLATAFORMAS XBOX DE MICROSOFT, UNIDADES POR PLATAFORMA Y AÑO 247
ILUSTRACIÓN 50: DÉCADA DE 1970 A 1979, UNIDADES DE VIDEOJUEGOS CREADOS POR MARCA Y AÑO 248
ILUSTRACIÓN 51: DÉCADA DE 1980 A 1989, UNIDADES DE VIDEOJUEGOS CREADOS POR MARCA Y AÑO 249
ILUSTRACIÓN 52: DETALLE DE INTENSIDAD CREATIVA EN LA DÉCADA DE 80 ENTRE SEGA Y NINTENDO, CLARAMENTE A FAVOR DE ESTE ÚLTIMO 249

ILUSTRACIÓN 53: SE MUESTRA EL PORCENTAJE ANUAL DE INCREMENTO ACUMULADO POR MARCAS DURANTE LA DÉCADA 1980-1989 250
ILUSTRACIÓN 54: DESAGREGADO POR PLATAFORMA Y MARCA EN LA DÉCADA 1980 A 1989, UNIDADES POR AÑO 251
ILUSTRACIÓN 55: ASPECTO GENERAL DEL COMPORTAMIENTO DE CREACIÓN DE VIDEOJUEGOS EN LA DÉCADA DE 1990 252
ILUSTRACIÓN 56: PRINCIPALES MARCAS A LO LARGO DE LA DÉCADA DE 1990. PLATAFORMAS CONSTANTES. 252
ILUSTRACIÓN 57: COMPORTAMIENTO A LO LARGO DE LA DÉCADA EN GENERACIÓN DE TÍTULOS DE SOFTWARE ENTRE SONY, NINTENDO Y SEGA 253
ILUSTRACIÓN 58: CURVA DE REGRESIÓN DE LANZAMIENTO DE TÍTULOS DE SOFTWARE DE VIDEOJUEGOS A LO LARGO DE LA DÉCADA 1990 254
ILUSTRACIÓN 59: DESAGREGADO POR PLATAFORMA Y MARCA EN LA DÉCADA 1990 A 1999, UNIDADES POR AÑO 255
ILUSTRACIÓN 60: MODELO DE LANZAMIENTO DE CONSOLAS DE SEGA 256
ILUSTRACIÓN 61: MODELO LANZAMIENTO DE CONSOLAS DE NINTENDO 256
ILUSTRACIÓN 62: PERIODO DESDE 2000 A 2012 (ACTUALIDAD), UNIDADES DE VIDEOJUEGOS CREADOS POR MARCA Y AÑO 257
ILUSTRACIÓN 63: CURVA DE REGRESIÓN AJUSTADA PARA EL SUBPERIODO 2000-2009 258
ILUSTRACIÓN 64: DATOS COMPLETOS DEL PERIODO ANALIZADO Y AJUSTE MEDIANTE TENDENCIA POLINÓMICA 259
ILUSTRACIÓN 65: DESAGREGADO POR PLATAFORMA Y MARCA EN EL PERIODO 2000 A 2012, UNIDADES POR AÑO 260
ILUSTRACIÓN 66: MODELO DE DESPLIEGUE DE PLATAFORMAS DE NINTENDO DESDE 2000-2012 260
ILUSTRACIÓN 67: MODELO DE DESPLIEGUE DE PLATAFORMAS DE SONY DESDE 2000-2012 261
ILUSTRACIÓN 68: MODELO DE DESPLIEGUE DE PLATAFORMAS DE MICROSOFT DESDE 2000-2012 261
ILUSTRACIÓN 69: ESTIMACIÓN DE TENDENCIAS PARA LA SERIE AMSTRAD MEDIANTE 5 TIPOS DE FILTROS 263
ILUSTRACIÓN 70: DESDOBLAMIENTO EN 2 SUBMUESTRAS SOBRE LA SERIE AMSTRAD CONSIDERADAS SOBRE EL VALOR MÁXIMO DE LA SERIE, DONDE SE PRODUCE UN PUNTO DE INFLEXIÓN EN LA TENDENCIA DE LA SERIE 264
ILUSTRACIÓN 71: SERIE RECORTADA A LOS VALORES SIGNIFICATIVOS DE AMSTRAD 264

ILUSTRACIÓN 72: SUBMUESTRA DE DATOS DE LA SERIE AMSTRAD, DESDE 1983 A 1987, MOSTRANDO EL AJUSTE DE LOS DATOS A REGRESIÓN LINEAL Y GRÁFICO DE NORMALIDAD DE LOS RESIDUOS....265
ILUSTRACIÓN 73: SUBMUESTRA DE DATOS DE LA SERIE AMSTRAD, DESDE 1987 A 1994, MOSTRANDO EL AJUSTE DE LOS DATOS A REGRESIÓN LINEAL Y GRÁFICO DE NORMALIDAD DE LOS RESIDUOS....265
ILUSTRACIÓN 74: ESTIMACIÓN DE TENDENCIAS PARA LA SERIE ATARI MEDIANTE 5 TIPOS DE FILTROS 266
ILUSTRACIÓN 75: SERIE COMPLETA DE ATARI, MOSTRANDO EL DOBLE COMPORTAMIENTO DE LA SERIE 267
ILUSTRACIÓN 76: DESDOBLAMIENTO EN 2 SUBMUESTRAS SOBRE LA SERIE ATARI CONSIDERADAS SOBRE EL VALOR MÁXIMO DE LA SERIE, DONDE SE PRODUCE UN PUNTO DE INFLEXIÓN EN LA TENDENCIA GENERAL DE LA SERIE 267
ILUSTRACIÓN 77: SERIE RECORTADA A LOS VALORES SIGNIFICATIVOS DE ATARI....268
ILUSTRACIÓN 78: SUBMUESTRA DE DATOS DE LA SERIE ATARI, DESDE 1976 A 1990, MOSTRANDO EL AJUSTE DE LOS DATOS A REGRESIÓN LINEAL Y GRÁFICO DE NORMALIDAD DE LOS RESIDUOS....269
ILUSTRACIÓN 79: SUBMUESTRA DE DATOS DE LA SERIE ATARI, DESDE 1990 A 2011, MOSTRANDO EL AJUSTE DE LOS DATOS A REGRESIÓN LINEAL Y GRÁFICO DE NORMALIDAD DE LOS RESIDUOS....269
ILUSTRACIÓN 80: ESTIMACIÓN DE TENDENCIAS PARA LA SERIE COMMODORE MEDIANTE 5 TIPOS DE FILTROS 270
ILUSTRACIÓN 81: DESDOBLAMIENTO EN 2 SUBMUESTRAS SOBRE LA SERIE COMMODORE CONSIDERADAS SOBRE EL VALOR MÁXIMO DE LA SERIE, DONDE SE PRODUCE UN PUNTO DE INFLEXIÓN EN LA TENDENCIA DE LA SERIE....271
ILUSTRACIÓN 82: SERIE RECORTADA A LOS VALORES SIGNIFICATIVOS DE COMMODORE 271
ILUSTRACIÓN 83: SUBMUESTRA DE DATOS DE LA SERIE COMMODORE, DESDE 1976 A 1988, MOSTRANDO EL AJUSTE DE LOS DATOS A REGRESIÓN LINEAL Y GRÁFICO DE NORMALIDAD DE LOS RESIDUOS....272
ILUSTRACIÓN 84: SUBMUESTRA DE DATOS DE LA SERIE COMMODORE, DESDE 1988 A 2011, MOSTRANDO EL AJUSTE DE LOS DATOS A REGRESIÓN LINEAL Y GRÁFICO DE NORMALIDAD DE LOS RESIDUOS....272
ILUSTRACIÓN 85: SERIE RECORTADA NUEVAMENTE A LOS VALORES SIGNIFICATIVOS DE COMMODORE ENTRE 1976 Y 1999 273

ILUSTRACIÓN 86: SUBMUESTRA DE DATOS DE LA SERIE COMMODORE, DESDE 1988 A 1999, MOSTRANDO EL AJUSTE DE LOS DATOS A REGRESIÓN LINEAL Y GRÁFICO DE NORMALIDAD DE LOS RESIDUOS....273
ILUSTRACIÓN 87: ESTIMACIÓN DE TENDENCIAS PARA LA SERIE DRAGON.DATA MEDIANTE 5 TIPOS DE FILTROS....275
ILUSTRACIÓN 88: DESDOBLAMIENTO EN 2 SUBMUESTRAS SOBRE LA SERIE DRAGON.DATA CONSIDERADAS SOBRE EL VALOR MÁXIMO DE LA SERIE, DONDE SE PRODUCE UN PUNTO DE INFLEXIÓN EN LA TENDENCIA DE LA SERIE....275
ILUSTRACIÓN 89: SERIE RECORTADA A LOS VALORES SIGNIFICATIVOS DE DRAGON.DATA....276
ILUSTRACIÓN 90: SUBMUESTRA DE DATOS DE LA SERIE DRAGON.DATA, DESDE 1977 A 1983, MOSTRANDO EL AJUSTE DE LOS DATOS A REGRESIÓN LINEAL Y GRÁFICO DE NORMALIDAD DE LOS RESIDUOS....277
ILUSTRACIÓN 91: SUBMUESTRA DE DATOS DE LA SERIE DRAGON.DATA, DESDE 1983 A 1990, MOSTRANDO EL AJUSTE DE LOS DATOS A REGRESIÓN LINEAL Y GRÁFICO DE NORMALIDAD DE LOS RESIDUOS....277
ILUSTRACIÓN 92: ESTIMACIÓN DE TENDENCIAS PARA LA SERIE FAIRCHILD MEDIANTE 5 TIPOS DE FILTROS....278
ILUSTRACIÓN 93: DESDOBLAMIENTO EN 2 SUBMUESTRAS SOBRE LA SERIE FAIRCHILD CONSIDERADAS SOBRE EL VALOR MÁXIMO DE LA SERIE, DONDE SE PRODUCE UN PUNTO DE INFLEXIÓN EN LA TENDENCIA DE LA SERIE....279
ILUSTRACIÓN 94: SERIE RECORTADA A LOS VALORES SIGNIFICATIVOS DE FAIRCHILD....279
ILUSTRACIÓN 95: SUBMUESTRA DE DATOS DE LA SERIE FAIRCHILD, DESDE 1975 A 1977, MOSTRANDO EL AJUSTE DE LOS DATOS A REGRESIÓN LINEAL Y GRÁFICO DE NORMALIDAD DE LOS RESIDUOS....280
ILUSTRACIÓN 96: SUBMUESTRA DE DATOS DE LA SERIE FAIRCHILD, DESDE 1977 A 1982, MOSTRANDO EL AJUSTE DE LOS DATOS A REGRESIÓN LINEAL Y GRÁFICO DE NORMALIDAD DE LOS RESIDUOS....280
ILUSTRACIÓN 97: ESTIMACIÓN DE TENDENCIAS PARA LA SERIE MAGNAVOX MEDIANTE 5 TIPOS DE FILTROS....281
ILUSTRACIÓN 98: DESDOBLAMIENTO EN 2 SUBMUESTRAS SOBRE LA SERIE MAGNAVOX CONSIDERADAS SOBRE EL VALOR MÁXIMO DE LA SERIE, DONDE SE PRODUCE UN PUNTO DE INFLEXIÓN EN LA TENDENCIA DE LA SERIE....282
ILUSTRACIÓN 99: SERIE RECORTADA A LOS VALORES SIGNIFICATIVOS DE MAGNAVOX....282
ILUSTRACIÓN 100: SUBMUESTRA DE DATOS DE LA SERIE MAGNAVOX, DESDE 1971 A 1983, MOSTRANDO EL AJUSTE DE LOS DATOS A REGRESIÓN LINEAL Y GRÁFICO DE NORMALIDAD DE LOS RESIDUOS....284

ILUSTRACIÓN 101: SUBMUESTRA DE DATOS DE LA SERIE MAGNAVOX, DESDE 1983 A 1986, MOSTRANDO EL AJUSTE DE LOS DATOS A REGRESIÓN LINEAL Y GRÁFICO DE NORMALIDAD DE LOS RESIDUOS....284
ILUSTRACIÓN 102: ESTIMACIÓN DE TENDENCIAS PARA LA SERIE MICROSOFT MEDIANTE 5 TIPOS DE FILTROS....285
ILUSTRACIÓN 103: SERIE RECORTADA A LOS VALORES SIGNIFICATIVOS DE MICROSOFT....286
ILUSTRACIÓN 104: ANÁLISIS DE LA SERIE RECORTADA COMPLETA DE MICROSOFT, BAJO EL SUPUESTO DE INEXISTENCIA DE CAMBIO DE TENDENCIA EN EL 2010....287
ILUSTRACIÓN 105: ANÁLISIS DE LA SERIE RECORTADA COMPLETA, BAJO EL SUPUESTO DE EXISTENCIA DE CAMBIO DE TENDENCIA EN EL 2010....287
ILUSTRACIÓN 106: ESTIMACIÓN DE TENDENCIAS PARA LA SERIE MSX MEDIANTE 5 TIPOS DE FILTROS....289
ILUSTRACIÓN 107: DESDOBLAMIENTO EN 2 SUBMUESTRAS SOBRE LA SERIE MSX CONSIDERADAS SOBRE EL VALOR MÁXIMO DE LA SERIE, DONDE SE PRODUCE UN PUNTO DE INFLEXIÓN EN LA TENDENCIA DE LA SERIE....289
ILUSTRACIÓN 108: SERIE RECORTADA A LOS VALORES SIGNIFICATIVOS DE MSX....290
ILUSTRACIÓN 109: SUBMUESTRA DE DATOS DE LA SERIE MSX, DESDE 1982 A 1986, MOSTRANDO EL AJUSTE DE LOS DATOS A REGRESIÓN LINEAL Y GRÁFICO DE NORMALIDAD DE LOS RESIDUOS....290
ILUSTRACIÓN 110: SUBMUESTRA DE DATOS DE LA SERIE MSX, DESDE 1986 A 1993, MOSTRANDO EL AJUSTE DE LOS DATOS A REGRESIÓN LINEAL Y GRÁFICO DE NORMALIDAD DE LOS RESIDUOS....291
ILUSTRACIÓN 111: ESTIMACIÓN DE TENDENCIAS PARA LA SERIE NEC MEDIANTE 5 TIPOS DE FILTROS....292
ILUSTRACIÓN 112: DESDOBLAMIENTO EN 2 SUBMUESTRAS SOBRE LA SERIE NEC CONSIDERADAS SOBRE EL VALOR MÁXIMO DE LA SERIE, DONDE SE PRODUCE UN PUNTO DE INFLEXIÓN EN LA TENDENCIA DE LA SERIE....292
ILUSTRACIÓN 113: SERIE RECORTADA A LOS VALORES SIGNIFICATIVOS DE NEC....293
ILUSTRACIÓN 114: SUBMUESTRA DE DATOS DE LA SERIE NEC, DESDE 1981 A 1993, MOSTRANDO EL AJUSTE DE LOS DATOS A REGRESIÓN LINEAL Y GRÁFICO DE NORMALIDAD DE LOS RESIDUOS....294
ILUSTRACIÓN 115: SUBMUESTRA DE DATOS DE LA SERIE NEC, DESDE 1993 A 2000, MOSTRANDO EL AJUSTE DE LOS DATOS A REGRESIÓN LINEAL Y GRÁFICO DE NORMALIDAD DE LOS RESIDUOS....294
ILUSTRACIÓN 116: ESTIMACIÓN DE TENDENCIAS PARA LA SERIE NINTENDO MEDIANTE 5 TIPOS DE FILTROS....295

ILUSTRACIÓN 117: SERIE RECORTADA A LOS VALORES SIGNIFICATIVOS DE NINTENDO 296
ILUSTRACIÓN 118: ANÁLISIS DE LA SERIE RECORTADA COMPLETA DE NINTENDO, BAJO EL SUPUESTO DE INEXISTENCIA DE CAMBIO DE TENDENCIA EN EL 2008 297
ILUSTRACIÓN 119: ANÁLISIS DE LA SERIE RECORTADA COMPLETA DE NINTENDO, BAJO EL SUPUESTO DE EXISTENCIA DE CAMBIO DE TENDENCIA EN EL 2008 297
ILUSTRACIÓN 120: ESTIMACIÓN DE TENDENCIAS PARA LA SERIE SEGA MEDIANTE 5 TIPOS DE FILTROS 299
ILUSTRACIÓN 121: DESDOBLAMIENTO EN 2 SUBMUESTRAS SOBRE LA SERIE SEGA CONSIDERADAS SOBRE EL VALOR MÁXIMO DE LA SERIE, DONDE SE PRODUCE UN PUNTO DE INFLEXIÓN EN LA TENDENCIA DE LA SERIE 299
ILUSTRACIÓN 122: SERIE RECORTADA A LOS VALORES SIGNIFICATIVOS DE SEGA 300
ILUSTRACIÓN 123: SUBMUESTRA DE DATOS DE LA SERIE SEGA, DESDE 1982 A 1994, MOSTRANDO EL AJUSTE DE LOS DATOS A REGRESIÓN LINEAL Y GRÁFICO DE NORMALIDAD DE LOS RESIDUOS 301
ILUSTRACIÓN 124: SUBMUESTRA DE DATOS DE LA SERIE SEGA, DESDE 1994 A 2006, MOSTRANDO EL AJUSTE DE LOS DATOS A REGRESIÓN LINEAL Y GRÁFICO DE NORMALIDAD DE LOS RESIDUOS 301
ILUSTRACIÓN 125: ESTIMACIÓN DE TENDENCIAS PARA LA SERIE SINCLAIR MEDIANTE 5 TIPOS DE FILTROS 302
ILUSTRACIÓN 126: DESDOBLAMIENTO EN 2 SUBMUESTRAS SOBRE LA SERIE SINCLAIR CONSIDERADAS SOBRE EL VALOR MÁXIMO DE LA SERIE, DONDE SE PRODUCE UN PUNTO DE INFLEXIÓN EN LA TENDENCIA DE LA SERIE 303
ILUSTRACIÓN 127: SERIE RECORTADA A LOS VALORES SIGNIFICATIVOS DE SINCLAIR 303
ILUSTRACIÓN 128: SUBMUESTRA DE DATOS DE LA SERIE SINCLAIR, DESDE 1980 A 1987, MOSTRANDO EL AJUSTE DE LOS DATOS A REGRESIÓN LINEAL Y GRÁFICO DE NORMALIDAD DE LOS RESIDUOS 304
ILUSTRACIÓN 129: SUBMUESTRA DE DATOS DE LA SERIE SINCLAIR, DESDE 1987 A 1994, MOSTRANDO EL AJUSTE DE LOS DATOS A REGRESIÓN LINEAL Y GRÁFICO DE NORMALIDAD DE LOS RESIDUOS 304
ILUSTRACIÓN 130: ESTIMACIÓN DE TENDENCIAS PARA LA SERIE SONY MEDIANTE 5 TIPOS DE FILTROS 305
ILUSTRACIÓN 131: SERIE RECORTADA A LOS VALORES SIGNIFICATIVOS DE SONY 306
ILUSTRACIÓN 132: ANÁLISIS DE LA SERIE RECORTADA COMPLETA, BAJO EL SUPUESTO DE INEXISTENCIA DE CAMBIO DE TENDENCIA EN EL 2006 307
ILUSTRACIÓN 133: ANÁLISIS DE LA SERIE RECORTADA COMPLETA DE SONY, BAJO EL SUPUESTO DE EXISTENCIA DE CAMBIO DE TENDENCIA EN EL 2006 308

ILUSTRACIÓN 134: MODELOS GRÁFICOS ACF Y PACF PARA SERIE DE TIEMPO AJUSTADA DE AMSTRAD 314
ILUSTRACIÓN 135: GRÁFICO DE DIAGNOSIS DE SERIE TEMPORAL DE VIDEOJUEGOS DE AMSTRAD, CON ARIMA(2,0,0) 316
ILUSTRACIÓN 136: REPRESENTACIÓN GRÁFICA DEL MODELO ARIMA(2,0,0) PARA AMSTRAD 318
ILUSTRACIÓN 137: MODELOS GRÁFICOS ACF Y PACF PARA SERIE DE TIEMPO AJUSTADA Y TRANSFORMADA MEDIANTE BOXCOX DE ATARI 319
ILUSTRACIÓN 138: GRÁFICO DE DIAGNOSIS DE SERIE TEMPORAL DE VIDEOJUEGOS DE ATARI, CON ARIMA(2,2,1) 324
ILUSTRACIÓN 139: GRÁFICO DE DIAGNOSIS DE SERIE TEMPORAL DE VIDEOJUEGOS DE ATARI, CON ARIMA(0,2,1) 324
ILUSTRACIÓN 140: COMPARATIVA DE RESULTADOS DE LOS MODELOS ARIMA(0,2,1) Y ARIMA(0,2,3) SOBRE LA SERIE ATARI TRANSFORMADA 327
ILUSTRACIÓN 141: REPRESENTACIÓN GRÁFICA DEL MODELO ARIMA(0,2,1) PARA ATARI 328
ILUSTRACIÓN 142: MODELOS GRÁFICOS ACF Y PACF PARA SERIE DE TIEMPO DE COMMODORE 329
ILUSTRACIÓN 143: DIAGNOSIS DE SERIE TEMPORAL DE VIDEOJUEGOS COMMODORE, CON ARIMA(1,2,0) 333
ILUSTRACIÓN 144: DIAGNOSIS DE SERIE TEMPORAL DE VIDEOJUEGOS COMMODORE, CON ARIMA(1,2,2) 334
ILUSTRACIÓN 145: COMPARATIVA DE RESULTADOS DE LOS MODELOS ARIMA(1,2,2) Y ARIMA(0,2,1) SOBRE LA SERIE COMMODORE 336
ILUSTRACIÓN 146: REPRESENTACIÓN GRÁFICA DEL MODELO ARIMA(0,2,1) PARA COMMODORE 337
ILUSTRACIÓN 147: DIAGNOSIS DE SERIE TEMPORAL DE VIDEOJUEGOS COMMODORE, CON ARIMA(0,2,1) 338
ILUSTRACIÓN 148: MODELOS GRÁFICOS ACF Y PACF PARA SERIE DE TIEMPO DE MICROSOFT 339
ILUSTRACIÓN 149: DIAGNOSIS DE SERIE TEMPORAL DE VIDEOJUEGOS MICROSOFT, CON ARIMA(0,2,1) 343
ILUSTRACIÓN 150: DIAGNOSIS DE SERIE TEMPORAL DE VIDEOJUEGOS MICROSOFT, CON ARIMA(0,2,2) 344
ILUSTRACIÓN 151: COMPARATIVA DE RESULTADOS DE LOS MODELOS ARIMA(0,2,1) Y ARIMA(0,2,0) SOBRE LA SERIE MICROSOFT 346
ILUSTRACIÓN 152: REPRESENTACIÓN GRÁFICA DEL MODELO ARIMA(0,2,1) PARA MICROSOFT 347

ILUSTRACIÓN 153: MODELOS GRÁFICOS ACF Y PACF PARA SERIE DE TIEMPO DE MSX 348
ILUSTRACIÓN 154: DIAGNOSIS DE SERIE TEMPORAL DE VIDEOJUEGOS MSX, CON ARIMA(0,2,1) 352
ILUSTRACIÓN 155: DIAGNOSIS DE SERIE TEMPORAL DE VIDEOJUEGOS MSX, CON ARIMA(0,2,2) 353
ILUSTRACIÓN 156: COMPARATIVA DE RESULTADOS DE LOS MODELOS ARIMA(0,2,2) Y ARIMA(2,2,0) SOBRE LA SERIE MSX 355
ILUSTRACIÓN 157: REPRESENTACIÓN GRÁFICA DEL MODELO ARIMA(0,2,2) PARA MSX.....356
ILUSTRACIÓN 158: MODELOS GRÁFICOS ACF Y PACF PARA SERIE DE TIEMPO DE NEC 357
ILUSTRACIÓN 159: GRÁFICO MOSTRANDO LA SERIE ORIGINAL, PRIMERA Y SEGUNDA DIFERENCIAS 361
ILUSTRACIÓN 160: DIAGNOSIS DE SERIE TEMPORAL DE VIDEOJUEGOS NEC, CON ARIMA(2,2,2) 362
ILUSTRACIÓN 161: DIAGNOSIS DE SERIE TEMPORAL DE VIDEOJUEGOS NEC, CON ARIMA(2,2,3) 362
ILUSTRACIÓN 162: COMPARATIVA DE RESULTADOS DE LOS MODELOS ARIMA(2,2,2) Y ARIMA(1,2,0) SOBRE LA SERIE NEC.....365
ILUSTRACIÓN 163: REPRESENTACIÓN GRÁFICA DEL MODELO ARIMA(2,2,2) PARA NEC 366
ILUSTRACIÓN 164: MODELOS GRÁFICOS ACF Y PACF PARA SERIE DE TIEMPO DE NINTENDO 367
ILUSTRACIÓN 165: DIAGNOSIS DE SERIE TEMPORAL DE VIDEOJUEGOS NINTENDO, CON ARIMA(1,2,1) 371
ILUSTRACIÓN 166: DIAGNOSIS DE SERIE TEMPORAL DE VIDEOJUEGOS NINTENDO, CON ARIMA(2,2,3) 372
ILUSTRACIÓN 167: DIAGNOSIS DE SERIE TEMPORAL DE VIDEOJUEGOS NINTENDO, CON ARIMA(3,1,4) 372
ILUSTRACIÓN 168: COMPARATIVA DE RESULTADOS DE LOS MODELOS ARIMA(3,1,4) Y ARIMA(0,2,1) SOBRE LA SERIE NINTENDO.....376
ILUSTRACIÓN 169: REPRESENTACIÓN GRÁFICA DEL MODELO ARIMA(3,1,4) PARA NINTENDO 377
ILUSTRACIÓN 170: MODELOS GRÁFICOS ACF Y PACF PARA SERIE DE TIEMPO AJUSTADA Y TRANSFORMADA MEDIANTE BOXCOX DE SEGA.....378
ILUSTRACIÓN 171: GRÁFICO DE DIAGNOSIS DE SERIE TEMPORAL DE VIDEOJUEGOS DE SEGA, CON ARIMA(1,2,1) 383
ILUSTRACIÓN 172: GRÁFICO DE DIAGNOSIS DE SERIE TEMPORAL DE VIDEOJUEGOS DE SEGA, CON ARIMA(0,2,2) 384

ILUSTRACIÓN 173: GRÁFICO DE DIAGNOSIS DE SERIE TEMPORAL DE VIDEOJUEGOS DE SEGA, CON ARIMA(1,1,3) 384
ILUSTRACIÓN 174: COMPARATIVA DE RESULTADOS DE LOS MODELOS ARIMA(1,1,3) Y ARIMA(2,2,0) SOBRE LA SERIE SEGA TRANSFORMADA 388
ILUSTRACIÓN 175: REPRESENTACIÓN GRÁFICA DEL MODELO ARIMA(1,1,3) PARA SEGA 389
ILUSTRACIÓN 176: MODELOS GRÁFICOS ACF Y PACF PARA SERIE DE TIEMPO DE SINCLAIR 390
ILUSTRACIÓN 177: DIAGNOSIS DE SERIE TEMPORAL DE VIDEOJUEGOS SINCLAIR, CON ARIMA(1,2,2) 394
ILUSTRACIÓN 178: DIAGNOSIS DE SERIE TEMPORAL DE VIDEOJUEGOS SINCLAIR, CON ARIMA(0,2,2) 395
ILUSTRACIÓN 179: DIAGNOSIS DE SERIE TEMPORAL DE VIDEOJUEGOS SINCLAIR, CON ARIMA(0,1,4) 396
ILUSTRACIÓN 180: COMPARATIVA DE RESULTADOS DE LOS MODELOS ARIMA(0,1,4) Y ARIMA(3,2,0) SOBRE LA SERIE SINCLAIR.....399
ILUSTRACIÓN 181: REPRESENTACIÓN GRÁFICA DEL MODELO ARIMA(0,1,4) PARA SINCLAIR .399
ILUSTRACIÓN 182: MODELOS GRÁFICOS ACF Y PACF PARA SERIE DE TIEMPO AJUSTADA Y TRANSFORMADA MEDIANTE BOXCOX DE SONY.....401
ILUSTRACIÓN 183: COMPORTAMIENTO DE LA SERIE TRANSFORMADA DE SONY, CON UNA DIFERENCIACIÓN Y FINALMENTE CON 2 DIFERENCIACIONES 406
ILUSTRACIÓN 184: GRÁFICO DE DIAGNOSIS DE SERIE TEMPORAL DE VIDEOJUEGOS DE SONY, CON ARIMA(1,2,0) 407
ILUSTRACIÓN 185: GRÁFICO DE DIAGNOSIS DE SERIE TEMPORAL DE VIDEOJUEGOS DE SONY, CON ARIMA(1,2,1) 408
ILUSTRACIÓN 186: GRÁFICO DE DIAGNOSIS DE SERIE TEMPORAL DE VIDEOJUEGOS DE SONY, CON ARIMA(0,2,1) 408
ILUSTRACIÓN 187: COMPARATIVA DE RESULTADOS DE LOS MODELOS ARIMA(0,2,1) Y ARIMA(0,1,0) SOBRE LA SERIE SONY TRANSFORMADA.....412
ILUSTRACIÓN 188: REPRESENTACIÓN GRÁFICA DEL MODELO ARIMA(0,2,1) PARA SONY 412
ILUSTRACIÓN 189: GRÁFICO DE NORMALIDAD DE LOS RESIDUOS DE LA REGRESIÓN LINEAL DE LAS SERIES TRANSFORMADAS DE ATARI Y COMMODORE.....419
ILUSTRACIÓN 190: COMPORTAMIENTO DE LOS RESIDUALES DE LAS ECUACIONES ECM: ARRIBA ECM DE ECUACIÓN 26, ABAJO ECM DE ECUACIÓN 27 428
ILUSTRACIÓN 191: MUESTRA DE LAS SERIES NINTENDO, MSX, NEC, SEGA Y SINCLAIR EN EL PERIODO 1981-2000.....430
ILUSTRACIÓN 192: AJUSTE A LA NORMALIDAD DE LOS RESIDUOS DE LA REGRESIÓN SEGA~SINCLAIR+NEC 438

ILUSTRACIÓN 193: AJUSTE A LA NORMALIDAD DE LOS RESIDUOS DE LA REGRESIÓN SINCLAIR~SEGA+NEC 440
ILUSTRACIÓN 194: AJUSTE A LA NORMALIDAD DE LOS RESIDUOS DE LA REGRESIÓN NEC~SEGA+SINCLAIR 443
ILUSTRACIÓN 195: MUESTRA DE LAS SERIES NINTENDO, SONY Y MICROSOFT EN EL PERIODO 1996-2012 450
ILUSTRACIÓN 196: VISTA GRÁFICA DE LA ECUACIÓN 36, MOSTRANDO EL COMPORTAMIENTO TEMPORAL EN LA RELACIÓN DE LAS SERIES 462
ILUSTRACIÓN 197: FUNCIONES DE AUTOCORRELACIÓN Y AUTOCORRELACIÓN PARCIAL DE LOS RESIDUALES DE LAS 3 ECUACIONES Y DEL MODELO CONJUNTO VECM (IZQUIERDA SUPERIOR A DERECHA INFERIOR) 466
ILUSTRACIÓN 198: TIMELINE DESDE 1970 HASTA 2012 DE LAS PATENTES DE MARCAS DE VIDEOJUEGOS, CONSIDERANDO EL NÚMERO DE PATENTES REGISTRADAS Y ACEPTADAS POR AÑO 467
ILUSTRACIÓN 199: PRESENTACIÓN GRÁFICA TEMPORAL DEL CONJUNTO DE DATOS DE TRABAJO DE PATENTES TECNOLÓGICAS DE LAS SERIES A ESTUDIAR 468
ILUSTRACIÓN 200: PRODUCCIÓN PATENTES POR AÑO PARA LA MARCA AMSTRAD 469
ILUSTRACIÓN 201: PRODUCCIÓN DE PATENTES POR AÑO PARA LA MARCA ATARI 469
ILUSTRACIÓN 202: PRODUCCIÓN DE PATENTES POR AÑO PARA LA MARCA COMMODORE 470
ILUSTRACIÓN 203: PRODUCCIÓN DE PATENTES POR AÑO PARA LA MARCA SEGA 470
ILUSTRACIÓN 204: PRODUCCIÓN DE PATENTES POR AÑO PARA LA MARCA NINTENDO 471
ILUSTRACIÓN 205: PRODUCCIÓN DE PATENTES POR AÑO PARA LA MARCA SONY 471
ILUSTRACIÓN 206: PRODUCCIÓN DE PATENTES PARA LA MARCA MICROSOFT 472
ILUSTRACIÓN 207: DÉCADA DE 1970 A 1979, VALORES EN LOGARITMO SOBRE NÚMERO DE PATENTES REGISTRADAS POR MARCA Y AÑO 473
ILUSTRACIÓN 208: DÉCADA DE 1980 A 1989, VALORES EN LOGARITMO SOBRE NÚMERO DE PATENTES REGISTRADAS POR MARCA Y AÑO 474
ILUSTRACIÓN 209: SE MUESTRA EL PORCENTAJE ANUAL DE INCREMENTO ACUMULADO DE REGISTRO DE PATENTES POR MARCAS DURANTE LA DÉCADA 1980-1989 475
ILUSTRACIÓN 210: DÉCADA DE 1990 A 1999, VALORES EN LOGARITMO SOBRE NÚMERO DE PATENTES REGISTRADAS POR MARCA Y AÑO 476
ILUSTRACIÓN 211: CURVA DE REGRESIÓN REGISTRO DE PATENTES TECNOLÓGICAS A LO LARGO DE LA DÉCADA 1990 477
ILUSTRACIÓN 212: PERIODO DESDE 2000 A 2012 (ACTUALIDAD), UNIDADES DE PATENTES REGISTRADAS POR MARCA Y AÑO 477

ILUSTRACIÓN 213: CURVA DE REGRESIÓN REGISTRO DE PATENTES TECNOLÓGICAS A LO LARGO DEL PERIODO 2000-2012 478
ILUSTRACIÓN 214: ESTIMACIÓN DE TENDENCIAS PARA LA SERIE DE PATENTES DE AMSTRAD.480
ILUSTRACIÓN 215: SERIE RECORTADA A LAS OBSERVACIONES SIGNIFICATIVAS DE PATENTES DE AMSTRAD 481
ILUSTRACIÓN 216: CICLO DE DATOS DE LA SERIE AMSTRAD, DESDE 1983 A 1989, MOSTRANDO EL AJUSTE DE LOS DATOS A REGRESIÓN POLINÓMICA 482
ILUSTRACIÓN 217: CICLO DE DATOS DE LA SERIE AMSTRAD, DESDE 1989 A 2000, MOSTRANDO EL AJUSTE DE LOS DATOS A REGRESIÓN POLINÓMICA 482
ILUSTRACIÓN 218: ESTIMACIÓN DE TENDENCIAS PARA LA SERIE DE PATENTES DE ATARI 483
ILUSTRACIÓN 219: SERIE DE PATENTES COMPLETA DE ATARI, MOSTRANDO EL DOBLE CICLO DE LA SERIE....484
ILUSTRACIÓN 220: SERIE AJUSTADA DE PATENTES DE ATARI, 1976-1998 484
ILUSTRACIÓN 221: CICLO DE DATOS DE LA SERIE ATARI, DESDE 1976 A 1986, REGRESIÓN POLINÓMICA 485
ILUSTRACIÓN 222: CICLO DE DATOS DE LA SERIE ATARI, DESDE 1986 A 1998, REGRESIÓN POLINÓMICA 485
ILUSTRACIÓN 223: ESTIMACIÓN DE TENDENCIAS PARA LA SERIE DE PATENTES DE COMMODORE 487
ILUSTRACIÓN 224: CICLO DE DATOS DE LA SERIE COMMODORE, DESDE 1987 A 1997, REGRESIÓN POLINÓMICA....488
ILUSTRACIÓN 225: ESTIMACIÓN DE TENDENCIAS PARA LA SERIE DE PATENTES DE MICROSOFT 489
ILUSTRACIÓN 226: SERIE AJUSTADA A LOS VALORES SIGNIFICATIVOS DE MICROSOFT, 1985-2012 490
ILUSTRACIÓN 227: ANÁLISIS DE LA SERIE AJUSTADA COMPLETA, BAJO EL SUPUESTO DE INEXISTENCIA DE CAMBIO DE TENDENCIA EN EL 2006 491
ILUSTRACIÓN 228: ANÁLISIS DE LA SERIE RECORTADA COMPLETA, BAJO EL SUPUESTO DE EXISTENCIA DE CAMBIO DE TENDENCIA EN EL 2006 491
ILUSTRACIÓN 229: ESTIMACIÓN DE TENDENCIAS PARA LA SERIE DE PATENTES DE NEC....493
ILUSTRACIÓN 230: NEC, SERIE COMPLETA, MOSTRANDO EL AJUSTE DE LOS DATOS A REGRESIÓN LINEAL Y GRÁFICO DE NORMALIDAD DE LOS RESIDUOS 493
ILUSTRACIÓN 231: NEC, DESDE 1970 A 1989, MOSTRANDO AJUSTE DE LOS DATOS A REGRESIÓN LINEAL Y GRÁFICO DE NORMALIDAD DE LOS RESIDUOS 494
ILUSTRACIÓN 232: NEC, DESDE 1989 A 2012, MOSTRANDO AJUSTE DE LOS DATOS A REGRESIÓN LINEAL Y GRÁFICO DE NORMALIDAD DE LOS RESIDUOS 494

ILUSTRACIÓN 233: NINTENDO, DISTRIBUCIÓN DE FRECUENCIAS QUE MUESTRAN LA FUERTE ASIMETRÍA Y LA CURTOSIS 495
ILUSTRACIÓN 234: ESTIMACIÓN DE TENDENCIAS PARA LA SERIE DE PATENTES DE NINTENDO496
ILUSTRACIÓN 235: NINTENDO, COMPORTAMIENTO CRECIENTE DE LA SERIE DE DATOS DE PATENTES 496
ILUSTRACIÓN 236: ANÁLISIS DE LA SERIE DE PATENTES DE NINTENDO 497
ILUSTRACIÓN 237: ESTIMACIÓN DE TENDENCIAS PARA LA SERIE DE PATENTES DE SEGA.....498
ILUSTRACIÓN 238: SEGA, CICLO ENTRE 1982-2004, CON TENDENCIA LINEAL ORDINARIA Y POLINÓMICA 498
ILUSTRACIÓN 239: SEGA, CICLO ENTRE 2004-2012, CON TENDENCIA POLINÓMICA.....499
ILUSTRACIÓN 240: ESTIMACIÓN DE TENDENCIAS PARA LA SERIE DE PATENTES DE SONY 500
ILUSTRACIÓN 241: SONY, ANÁLISIS DE LA SERIE BAJO EL SUPUESTO DE INEXISTENCIA DE CAMBIO DE TENDENCIA EN EL 2005.....500
ILUSTRACIÓN 242: ANÁLISIS DE LA SERIE RECORTADA COMPLETA, BAJO EL SUPUESTO DE EXISTENCIA DE CAMBIO DE TENDENCIA EN EL 2005 501
ILUSTRACIÓN 243: MODELOS GRÁFICOS ACF Y PACF PARA SERIE DE TIEMPO AJUSTADA DE AMSTRAD 505
ILUSTRACIÓN 244: GRÁFICO DE DIAGNOSIS DE SERIE TEMPORAL DE VIDEOJUEGOS DE AMSTRADI, CON ARIMA(2,2,0) 511
ILUSTRACIÓN 245: GRÁFICO DE DIAGNOSIS DE SERIE TEMPORAL DE VIDEOJUEGOS DE AMSTRAD, CON ARIMA(0,2,1) 512
ILUSTRACIÓN 246: REPRESENTACIÓN GRÁFICA DEL MODELO ARIMA(0,2,1) PARA AMSTRAD 513
ILUSTRACIÓN 247: MODELOS GRÁFICOS ACF Y PACF PARA SERIE DE TIEMPO AJUSTADA DE ATARI 514
ILUSTRACIÓN 248: GRÁFICO DE DIAGNOSIS DE SERIE TEMPORAL DE PATENTES DE ATARI, CON ARIMA(1,2,1) 520
ILUSTRACIÓN 249: GRÁFICO DE DIAGNOSIS DE SERIE TEMPORAL DE PATENTES DE ATARI, CON ARIMA(0,2,1) 520
ILUSTRACIÓN 250: REPRESENTACIÓN GRÁFICA DEL MODELO ARIMA(0,2,1) PARA ATARI 522
ILUSTRACIÓN 251: MODELOS GRÁFICOS ACF Y PACF PARA SERIE DE PATENTES DE COMMODORE.....523
ILUSTRACIÓN 252: DIAGNOSIS DE SERIE TEMPORAL DE PATENTES DE COMMODORE, CON ARIMA(0,1,1) 529

ILUSTRACIÓN 253: DIAGNOSIS DE SERIE TEMPORAL DE PATENTES DE COMMODORE, CON ARIMA(0,1,2) 530
ILUSTRACIÓN 254: COMPARATIVA DE RESULTADOS DE LOS MODELOS ARIMA(0,1,1) Y ARIMA(2,1,0) SOBRE LA SERIE COMMODORE 532
ILUSTRACIÓN 255: REPRESENTACIÓN GRÁFICA DEL MODELO ARIMA(0,1,1) PARA COMMODORE 532
ILUSTRACIÓN 256: DIAGNOSIS DE SERIE TEMPORAL DE PATENTES DE COMMODORE, CON ARIMA(0,1,1) 533
ILUSTRACIÓN 257: MODELOS GRÁFICOS ACF Y PACF PARA SERIE DE TIEMPO DE MICROSOFT 534
ILUSTRACIÓN 258: DIAGNOSIS DE SERIE TEMPORAL DE PATENTES DE MICROSOFT, CON ARIMA(3,2,1) 541
ILUSTRACIÓN 259: DIAGNOSIS DE SERIE TEMPORAL DE PATENTES DE MICROSOFT, CON ARIMA(1,2,4) 541
ILUSTRACIÓN 260: COMPARATIVA DE RESULTADOS DE LOS MODELOS ARIMA(3,2,1) Y ARIMA(2,2,0) SOBRE LA SERIE MICROSOFT 544
ILUSTRACIÓN 261: REPRESENTACIÓN GRÁFICA DEL MODELO ARIMA(3,2,1) PARA MICROSOFT 544
ILUSTRACIÓN 262: MODELOS GRÁFICOS ACF Y PACF PARA SERIE DE TIEMPO DE NEC 545
ILUSTRACIÓN 263: DIAGNOSIS DE SERIE TEMPORAL DE PATENTES DE NEC, CON ARIMA(2,2,1) 551
ILUSTRACIÓN 264: DIAGNOSIS DE SERIE TEMPORAL DE VIDEOJUEGOS NEC, CON ARIMA(2,2,3) 552
ILUSTRACIÓN 265: COMPARATIVA DE RESULTADOS DE LOS MODELOS ARIMA(2,2,3) Y ARIMA(0,2,1) SOBRE LA SERIE NEC.....555
ILUSTRACIÓN 266: REPRESENTACIÓN GRÁFICA DEL MODELO ARIMA(2,2,3) PARA NEC 555
ILUSTRACIÓN 267: MODELOS GRÁFICOS ACF Y PACF PARA SERIE DE TIEMPO DE NINTENDO TRANSFORMADA 556
ILUSTRACIÓN 268: DIAGNOSIS DE SERIE TEMPORAL DE PATENTES DE NINTENDO, CON ARIMA(0,1,3) 562
ILUSTRACIÓN 269: COMPARATIVA DE RESULTADOS DE LOS MODELOS ARIMA(0,1,3) Y ARIMA(0,1,1) SOBRE LA SERIE NINTENDO.....565
ILUSTRACIÓN 270: REPRESENTACIÓN GRÁFICA DEL MODELO ARIMA(0,1,1) PARA NINTENDO 565
ILUSTRACIÓN 271: MODELOS GRÁFICOS ACF Y PACF PARA SERIE DE TIEMPO AJUSTADA DE SEGA.....566

ILUSTRACIÓN 272: GRÁFICO DE DIAGNOSIS DE SERIE TEMPORAL DE PATENTES DE SEGA, CON ARIMA(2,2,3) 572
ILUSTRACIÓN 273: GRÁFICO DE DIAGNOSIS DE SERIE TEMPORAL DE PATENTES DE SEGA, CON ARIMA(2,2,4) 573
ILUSTRACIÓN 274: GRÁFICO DE DIAGNOSIS DE SERIE TEMPORAL DE PATENTES DE SEGA, CON ARIMA(2,1,4) 573
ILUSTRACIÓN 275: COMPARATIVA DE RESULTADOS DE LOS MODELOS ARIMA(2,1,4) Y ARIMA(0,2,2) SOBRE LA SERIE SEGA 577
ILUSTRACIÓN 276: REPRESENTACIÓN GRÁFICA DEL MODELO ARIMA(2,1,4) PARA SEGA.....577
ILUSTRACIÓN 277: MODELOS GRÁFICOS ACF Y PACF PARA SERIE DE TIEMPO DE SONY 578
ILUSTRACIÓN 278: GRÁFICO DE DIAGNOSIS DE SERIE TEMPORAL DE PATENTES DE SONY, CON ARIMA(1,2,0) 585
ILUSTRACIÓN 279: GRÁFICO DE DIAGNOSIS DE SERIE TEMPORAL DE PATENTES DE SONY, CON ARIMA(1,2,4) 585
ILUSTRACIÓN 280: GRÁFICO DE DIAGNOSIS DE SERIE TEMPORAL DE PATENTES DE SONY, CON ARIMA(1,2,2) 586
ILUSTRACIÓN 281: COMPARATIVA DE RESULTADOS DE LOS MODELOS ARIMA(1,2,2) Y ARIMA(2,2,2) SOBRE LA SERIE SONY.....589
ILUSTRACIÓN 282: REPRESENTACIÓN GRÁFICA DEL MODELO ARIMA(1,2,2) PARA SONY 589
ILUSTRACIÓN 283: REPRESENTACIÓN GRÁFICA DE OBSOLESCENCIA EN LAS 8 VARIABLES EN ESTUDIO.....592
ILUSTRACIÓN 284: REPRESENTACIÓN GRÁFICA DE LOS VALORES DE LA FUNCIÓN DE OBSOLESCENCIA MEDIA ACUMULADA EN LAS 8 VARIABLES EN ESTUDIO.....593
ILUSTRACIÓN 285: EJEMPLO DE DIFERENCIA DE VALOR PARA UN AÑO CONCRETO ENTRE EL USO DE LA FUNCIÓN AOF O LA AOF MEDIA ACUMULADA 594
ILUSTRACIÓN 286: REPRESENTACIÓN DE EJEMPLOS DE CÁLCULO DE DIVERSOS VECTORES DE VUR PARA CADA VARIABLE EN DISTINTOS AÑOS 595
ILUSTRACIÓN 287: REPRESENTACIÓN DEL VECTOR VUR EN VARIOS AÑOS PARA LA VARIABLE SONY 596
ILUSTRACIÓN 288: REPRESENTACIÓN DIRECTA DE LAS SERIES DE POTENCIAL DE MARCA 600
ILUSTRACIÓN 289: REPRESENTACIÓN AJUSTADA DE LAS SERIES DE POTENCIAL DE MARCA....600
ILUSTRACIÓN 290: REPRESENTACIÓN DE LA VARIACIÓN INTERANUAL DE LAS SERIES AJUSTADAS DE POTENCIAL DE MARCA, EN TANTO POR UNO 601
ILUSTRACIÓN 291: REPRESENTACIÓN GRÁFICA DE LA DIFERENCIA DE POTENCIAL DENTRO DE LA VARIABLE SONY ENTRE LOS AÑOS 1971 Y 1989 602

ILUSTRACIÓN 292: REPRESENTACIÓN GRÁFICA DEL VALOR ÚTIL RESTANTE PARA LA VARIABLE SONY MEDIANTE EL USO DEL CONCEPTO DE POTENCIAL DE MARCA.....603
ILUSTRACIÓN 293: DIFERENCIA DE POTENCIAL DE MARCA EN EL AÑO 1989 ENTRE MICROSOFT Y SONY 604
ILUSTRACIÓN 294: REPRESENTACIÓN GRÁFICA DE UNA COMPARATIVA DEL MISMO AÑO PARA TODAS LAS VARIABLES EN ESTUDIO, EN DIFERENCIA NETA Y NORMALIZADA A LA UNIDAD .605
ILUSTRACIÓN 295: REPRESENTACIÓN DE LA AGRUPACIÓN ANUAL DE LAS VARIABLES DE LANZAMIENTOS DE VIDEOJUEGOS.....606
ILUSTRACIÓN 296: REPRESENTACIÓN DE LA AGRUPACIÓN ANUAL DE LAS VARIABLES DE PATENTES EN ESTUDIO.....607
ILUSTRACIÓN 297: REPRESENTACIÓN GRÁFICA DE LAS SERIES AGRUPADAS DE PATENTES Y VIDEOJUEGOS, CON INDICACIÓN DE SUS RESPECTIVAS CURVAS DE AJUSTE POLINÓMICAS Y EL NIVEL DE AJUSTE DE LAS CURVAS.....608
ILUSTRACIÓN 298: CORRELACIÓN CRUZADA DE PATENTES VS VIDEOJUEGOS, DE AMSTRAD ..612
ILUSTRACIÓN 299: CORRELACIÓN CRUZADA DE PATENTES VS VIDEOJUEGOS, DE COMMODORE 613
ILUSTRACIÓN 300: CORRELACIÓN CRUZADA DE PATENTES VS VIDEOJUEGOS, DE NEC 614
ILUSTRACIÓN 301: CORRELACIÓN CRUZADA DE PATENTES VS VIDEOJUEGOS, DE SONY.....615
ILUSTRACIÓN 302: CORRELACIÓN CRUZADA DE PATENTES VS VIDEOJUEGOS, DE MICROSOFT 615
ILUSTRACIÓN 303: COMPORTAMIENTO EN EL TIEMPO DE LAS VARIABLES DE VIDEOJUEGOS FINALES, EN LOGARITMO DECIMAL.....629
ILUSTRACIÓN 304: COMPORTAMIENTO EN EL TIEMPO DE LAS VARIABLES DE PATENTES FINALES, EN LOGARITMO DECIMAL 631
ILUSTRACIÓN 305: DESCRIPCIÓN GRÁFICA DE LA ASIMETRÍA EN UNA SERIE DE DATOS (FUENTE: WWW.TUVERAS.COM).....667
ILUSTRACIÓN 306: DESCRIPCIÓN GRÁFICA DE LA CURTOSIS Y SUS FORMAS (FUENTE: OCW.INNOVA.UNED.ES).....668
ILUSTRACIÓN 307: ESQUEMA BÁSICO DEL MODELO DE BOX-JENKINS PARA LA IDENTIFICACIÓN Y CONSTRUCCIÓN DE UN MODELO ARIMA, EXTRAÍDO DE (LADO MONSERRAT, 2010).....678
ILUSTRACIÓN 308: ESQUEMA TEÓRICO ACF Y PAF PARA AR(1) Y AR(2), EXTRAÍDO DE (MAURICIO ARIAS, 2007).....678
ILUSTRACIÓN 309: ESQUEMA TEÓRICO ACF Y PAF PARA AR(2) Y MA(1), EXTRAÍDO DE (MAURICIO ARIAS, 2007).....679
ILUSTRACIÓN 310: ESQUEMA TEÓRICO ACF Y PAF PARA MA(2), EXTRAÍDO DE (MAURICIO ARIAS, 2007).....679

ILUSTRACIÓN 311: ESQUEMA TEÓRICO ACF Y PAF PARA ARMA(1,1), EXTRAÍDO DE (MAURICIO ARIAS, 2007).....680

Lista de Ecuaciones

Ecuación 1: Estadístico de contraste de Ljung-Box 191

Ecuación 2: Estadístico de contraste de Box-Pierce 192

Ecuación 3: Función de correlación cruzada general 195

Ecuación 4: Función de estimación de la correlación cruzada, resumida 196

Ecuación 5: Ecuación de causalidad de Granger irrestricta. 204

Ecuación 6: Ecuación de causalidad de Granger restringida 204

Ecuación 7: Definición de la F de Snedecor para el contraste de causalidad de Granger a partir de los resultados de las ecuaciones restringida e irrestricta 204

Ecuación 8: Función de cómputo del valor de obsolescencia acelerada, modelo endógeno de serie temporal anual 218

Ecuación 9: Función de cómputo del vector de obsolescencia acelerada, impulso medio acumulado, modelo endógeno de serie temporal anual 221

Ecuación 10: Definición del valor de obsolescencia acelerada que se utiliza en la función de vida útil restante 222

Ecuación 11: Definición formal de la función VUR 223

Ecuación 12: Definición del área de potencial de una marca en una fecha determinada 226

Ecuación 13: Desarrollo de la integral de valor del potencial de utilidad de marca 227

Ecuación 14: Ecuación simplificada para el valor del potencial de utilidad de una marca 227

Ecuación 15: Aproximación numérica de la Ecuación 14, Potencial de Marca, mediante Mathemática9, v9.0.0.0 228

Ecuación 16: Modelo Arima para la serie Amstrad, de acuerdo a resultado ARIMA(2,0,0) 318

Ecuación 17: Modelo Arima para la serie Atari, de acuerdo a resultado ARIMA(0,2,1) 328

Ecuación 18: Modelo Arima para la serie Commodore, de acuerdo a resultado ARIMA(0,2,1) 338

Ecuación 19: Modelo Arima para la serie Microsoft, de acuerdo a resultado ARIMA(0,2,1) 348

ECUACIÓN 20: MODELO ARIMA PARA LA SERIE MSX, DE ACUERDO A RESULTADO ARIMA(0,2,2) 357
ECUACIÓN 21: MODELO ARIMA PARA LA SERIE NEC, DE ACUERDO A RESULTADO ARIMA(2,2,2) 366
ECUACIÓN 22: MODELO ARIMA PARA LA SERIE NINTENDO, DE ACUERDO A RESULTADO ARIMA(3,1,4) 378
ECUACIÓN 23: MODELO ARIMA PARA LA SERIE SEGA TRANSFORMADA, DE ACUERDO A RESULTADO ARIMA(1,1,3) 389
ECUACIÓN 24: MODELO ARIMA PARA LA SERIE SINCLAIR, DE ACUERDO A RESULTADO ARIMA(0,1,4) 400
ECUACIÓN 25: MODELO ARIMA PARA LA SERIE SONY TRANSFORMADA, DE ACUERDO A RESULTADO ARIMA(0,2,1) 413
ECUACIÓN 26: FUNCIÓN DE REGRESIÓN ENTRE ATARI Y COMMODORE, SIENDO ATARI VARIABLE DEPENDIENTE 418
ECUACIÓN 27: FUNCIÓN DE REGRESIÓN ENTRE ATARI Y COMMODORE, SIENDO COMMODORE VARIABLE DEPENDIENTE 425
ECUACIÓN 28: ECM PARA LA REGRESIÓN DE LA ECUACIÓN 27, CON ATARI COMO VARIABLE INDEPENDIENTE 426
ECUACIÓN 29: ECM PARA LA REGRESIÓN DE LA ECUACIÓN 26, CON COMMODORE COMO VARIABLE INDEPENDIENTE 427
ECUACIÓN 30: ECUACIONES DE REGRESIÓN POR MCO SOBRE LAS SERIES DE NINTENDO, SEGA, SINCLAIR Y NEC 435
ECUACIÓN 31: ECUACIONES PARA LAS REGRESIONES POR MCO DE LAS SERIES EN PRIMERA DIFERENCIA 441
ECUACIÓN 32: ECUACIONES DE REGRESIÓN POR MCO DE LAS VARIABLES ANALIZADAS 443
ECUACIÓN 33: ECM DE LA REGRESIÓN DE LA ECUACIÓN 32 (1) 446
ECUACIÓN 34: ECM DE LA REGRESIÓN DE LA ECUACIÓN 32 (2) 447
ECUACIÓN 35: ECM DE LA REGRESIÓN DE LA ECUACIÓN 31 (3) 448
ECUACIÓN 36: ECUACIONES DE REGRESIÓN POR MCO SOBRE LAS SERIES DE NINTENDO, SONY Y MICROSOFT 454
ECUACIÓN 37: ECUACIÓN DE COINTEGRACIÓN DE LAS SERIES ORIGINALES DE NINTENDO, MICROSOFT Y SONY 461
ECUACIÓN 38: MODELO ARIMA PARA LA SERIE AMSTRAD AJUSTADA DE PATENTES, SEGÚN ARIMA(0,2,1) 514
ECUACIÓN 39: MODELO ARIMA PARA LA SERIE ATARI, DE ACUERDO A RESULTADO ARIMA(0,2,1) 523

ECUACIÓN 40: MODELO ARIMA PARA LA SERIE COMMODORE, DE ACUERDO A RESULTADO ARIMA(0,1,1) 534
ECUACIÓN 41: MODELO ARIMA PARA LA SERIE MICROSOFT, DE ACUERDO A RESULTADO ARIMA(3,2,1) 545
ECUACIÓN 42: MODELO ARIMA PARA LA SERIE NEC, DE ACUERDO A RESULTADO ARIMA(2,2,3) 556
ECUACIÓN 43: MODELO ARIMA PARA LA SERIE TRANSFORMADA NINTENDO, DE ACUERDO A RESULTADO ARIMA(0,1,1) 566
ECUACIÓN 44: MODELO ARIMA PARA LA SERIE SEGA, DE ACUERDO A RESULTADO ARIMA(2,1,4) 578
ECUACIÓN 45: MODELO ARIMA PARA LA SERIE SONY, DE ACUERDO A RESULTADO ARIMA(1,2,2) 590
ECUACIÓN 46: TERNA DE CARACTERIZACIÓN DE SERIES TEMPORALES DE PATENTES TECNOLÓGICAS 639
ECUACIÓN 47: CÁLCULO DEL VALOR DE ASIMETRÍA 667
ECUACIÓN 48: EXCESO DE CURTOSIS DE UNA SERIE DE OBSERVACIONES 668
ECUACIÓN 49: TRANSFORMACIÓN DE BOX-COX, PARA VALORES MUESTRALES POSITIVOS 673
ECUACIÓN 50: TRANSFORMACIÓN DE BOX-COX, MEDIANTE MÁXIMA VEROSIMILITUD DE Λ....673

Lista de Tablas

TABLA 1: ESTRUCTURA GENERAL DEL TRABAJO DE INVESTIGACIÓN 85
TABLA 2: VENTAS CONSOLIDADAS A NIVEL MUNDIAL (DICIEMBRE/2012), FUENTE (WALTON, 2013).....100
TABLA 3: PLATAFORMAS DOMINANTES EN EL SECTOR DE VIDEOJUEGOS, SEGÚN ADESE (*ADESE, ANUARIO 2009*, 2009).....100
TABLA 4: DESCRIPCIÓN GENERAL DE LA ACTIVIDAD DE PROPIEDAD INTELECTUAL SEGÚN SU ORIGEN, 2011, EXTRAÍDO DE WWW.WIPO.INT/IPSTATS/EN/WIPI/FIGURES.HTML.....111
TABLA 5: DESCRIPCIÓN DE DIVERSAS ARGUMENTACIONES A FAVOR DE LAS PATENTES SOBRE ELEMENTOS DE SOFTWARE.....116
TABLA 6: DESCRIPCIÓN DE DIVERSAS ARGUMENTACIONES EN CONTRA DE LAS PATENTES SOBRE ELEMENTOS DE SOFTWARE.....117
TABLA 7: REQUISITOS BÁSICOS QUE DEBEN CUMPLIR LOS DATOS SOBRE CONSOLAS O SOFTWARE DE VIDEOJUEGOS DESCARGADOS DE INTERNET 142
TABLA 8: LISTA DE SITIOS WEB CONSULTADOS PARA CAPTAR INFORMACIÓN SOBRE VIDEOJUEGOS CREADOS PARA PLATAFORMAS DE JUEGO 144
TABLA 9: CARACTERÍSTICAS APLICADAS A LOS DATOS EXTRAÍDOS DE LAS BASES DE DATOS SOBRE VIDEOJUEGOS.....146
TABLA 10: FICHA ANALÍTICA SOBRE EXTRACCIÓN DE DATOS DE ALLGAME.....147
TABLA 11: DETALLE DE LOS VALORES ERRÓNEOS OBTENIDOS.....148
TABLA 12: FICHA ANALÍTICA SOBRE EXTRACCIÓN DE DATOS DE MOBYGAMES.....149
TABLA 13: DETALLE DE LOS VALORES ERRÓNEOS O NO UTILIZABLES OBTENIDOS 149
TABLA 14: FICHA ANALÍTICA SOBRE EXTRACCIÓN DE DATOS DE VGCHARTZ.....150
TABLA 15: DETALLE DE LOS VALORES ERRÓNEOS OBTENIDOS EN VGCHARZ 150
TABLA 16: DESGLOSE DE REGISTROS INVIABLES POR FAMILIA EN VGCHARTZ.....151
TABLA 17: COMPARATIVA POR FAMILIAS DE LOS DATOS EXTRAÍDOS EN LAS TRES BASES DE DATOS DE VIDEOJUEGOS ANALIZADAS.....153
TABLA 18: COMPARACIÓN DE RESULTADOS EN LA SIMPLIFICACIÓN DE VARIABLES ENTRE LOS DATOS ORIGINALES Y DEPURADOS 156
TABLA 19: METODOLOGÍA DE ANÁLISIS PARA LOS REGISTROS DE DATOS DE VIDEOJUEGOS POR DÉCADA.....157
TABLA 20: RESULTADOS MÁS SIGNIFICATIVOS OBTENIDOS EN EL ANÁLISIS DE LAS VARIABLES EN LA DÉCADA 1970-1979 158

TABLA 21: RESULTADOS MÁS SIGNIFICATIVOS OBTENIDOS EN EL ANÁLISIS DE LAS VARIABLES EN LA DÉCADA 1980-1989 159
TABLA 22: RESULTADOS MÁS SIGNIFICATIVOS OBTENIDOS EN EL ANÁLISIS DE LAS VARIABLES EN LA DÉCADA 1990-1999 160
TABLA 23: RESULTADOS MÁS SIGNIFICATIVOS OBTENIDOS EN EL ANÁLISIS DE LAS VARIABLES EN LA DÉCADA 2000-2009 161
TABLA 24: VARIABLES FINALES SELECCIONADAS. EN LA COLUMNA DE LA IZQUIERDA EL CONJUNTO TOTAL DE VARIABLES RECOPILADAS EN EL PROCESO DE LIMPIEZA Y SELECCIÓN, Y EN LA DERECHA LA SELECCIÓN FINAL DE VARIABLES UNA VEZ DESCONTADA 'BROWSER' QUE ES OTRA LA DE LAS VARIABLES TEST DE CONTRASTE 161
TABLA 25: VARIABLES FINALES PARA EL ANÁLISIS, SEGÚN FAMILIA, Y CON INDICACIÓN DE SU PESO O PORCENTAJE SOBRE EL CONJUNTO TOTAL DE DATOS 162
TABLA 26: VARIABLES DE PLATAFORMA MÁS SIGNIFICATIVAS (PESO SUPERIOR AL 3,5% SOBRE EL CONJUNTO DE DATOS) 163
TABLA 27: CÓDIGOS DE CAMPO BÚSQUEDAS PATENTES, IPC. FUENTE: WWW.FREEPATENTSONLINE.COM 167
TABLA 28: ESQUEMA DE EXTRACCIÓN DE DATOS BASADO EN EL ANÁLISIS DE MOODY, DANIEL L. Y SHANKS, GRAEME G. (MOODY AND SHANKS, 1994) 169
TABLA 29: DATOS GLOBALES EXTRAÍDOS DE LA BASE DE DATOS USPTO 172
TABLA 30: DATOS GLOBALES EXTRAÍDOS DE LA BASE DE DATOS EPO 174
TABLA 31: DATOS GLOBALES EXTRAÍDOS DE LA BASE DE DATOS JPO 175
TABLA 32: DATOS GLOBALES EXTRAÍDOS DE LA BASE DE DATOS WIPO 178
TABLA 33: PRINCIPIOS GENERALES PARA LA ELECCIÓN DE SERIES DE DATOS DE PATENTES A CONTRASTAR CON SERIES TEMPORALES DE VIDEOJUEGOS 180
TABLA 34: DATOS DE VIDEOJUEGOS (VG), DE PATENTES SEGÚN LA BASE DE DATOS, ASÍ COMO LA MEDIA (M) DE PATENTES Y EL VALOR MÁXIMO DE PATENTES PARA CADA BASE DE DATOS 180
TABLA 35: DATOS DE VIDEOJUEGOS (VG), DE PATENTES SEGÚN LA BASE DE DATOS – MENOS JPO -, ASÍ COMO LA MEDIA (M) DE PATENTES Y EL VALOR MÁXIMO DE PATENTES PARA CADA BASE DE DATOS, LA IDENTIFICACIÓN DE LA BBDD Y EL PORCENTAJE DEL VALOR MÁXIMO SOBRE EL CONJUNTO DE VG 181
TABLA 36: BASE DE DATOS DE ELECCIÓN PARA CADA VARIABLE EN ESTUDIO SOBRE PATENTES 182
TABLA 37: CÓMO IDENTIFICAR MEDIANTE EL USO DE ACF Y PACF LA ESTRUCTURA AR Y/O MA DE UNA SERIE 190

TABLA 38: IDENTIFICACIÓN MODELO AR, MA O ARMA MEDIANTE COMPARACIÓN ACF Y PACF 191
TABLA 39: TIPOS DE TEST PARA VERIFICAR EL RANGO DE COINTEGRACIÓN PARA EL MÉTODO DE JOHANSEN 205
TABLA 40: ALGORITMO METODOLÓGICO PARA REALIZAR EL CÁLCULO DEL MODELO DE JOHANSEN, (MATA, 2004A) 206
TABLA 41: PARAMETRIZACIÓN DE LAS PATENTES TECNOLÓGICAS, SEGÚN EL MODELO DE ESTUDIO A REALIZAR 215
TABLA 42: PARÁMETROS FUNDAMENTALES DE LA FUNCIÓN DE CÁLCULO DE VIDA ÚTIL RESTANTE 217
TABLA 43: ALGORITMO DE DESARROLLO DE LA ECUACIÓN 8 219
TABLA 44: CARACTERÍSTICAS DE LA FUNCIÓN DE POTENCIAL DE MARCA 228
TABLA 45: RESUMEN GENERAL DE LOS OBJETIVOS DE INVESTIGACIÓN, EN FORMA CRONOLÓGICA, PARA VALIDACIÓN DE LAS HIPÓTESIS DE INVESTIGACIÓN 236
TABLA 46: RESUMEN DE LAS CARACTERÍSTICAS PRINCIPALES DE LAS VARIABLES DEL CONJUNTO DE DATOS DE PLATAFORMAS 241
TABLA 47: PORCENTAJES DESAGREGADOS SOBRE EL TOTAL DE VIDEOJUEGOS EN LA DÉCADA 1980 250
TABLA 48: PORCENTAJES DESAGREGADOS SOBRE EL TOTAL DE VIDEOJUEGOS EN LA DÉCADA 1990 253
TABLA 49: PORCENTAJES DESAGREGADOS SOBRE EL TOTAL DE VIDEOJUEGOS EN EL PERIODO ANALIZADO 258
TABLA 50: ESTADÍSTICOS PRINCIPALES, USANDO LAS OBSERVACIONES 1970 – 2012 PARA LA VARIABLE AMSTRAD (43 OBSERVACIONES VÁLIDAS) 263
TABLA 51: ESTADÍSTICOS PRINCIPALES, USANDO LAS OBSERVACIONES 1983 – 1994 PARA LA VARIABLE AMSTRAD (12 OBSERVACIONES VÁLIDAS) 264
TABLA 52: RESULTADO DE CÁLCULO DE TEST DE JARQUE BERA Y SHAPIRO WILK DE AJUSTE DE RESIDUOS A LA NORMALIDAD PARA SERIE AMSTRAD, CONSIDERANDO CADA SUBMUESTRA 265
TABLA 53: ESTADÍSTICOS PRINCIPALES, USANDO LAS OBSERVACIONES 1970 – 2012 PARA LA VARIABLE ATARI (43 OBSERVACIONES VÁLIDAS) 266
TABLA 54: ESTADÍSTICOS PRINCIPALES, USANDO LAS OBSERVACIONES 1976 – 2011 PARA LA VARIABLE ATARI (36 OBSERVACIONES VÁLIDAS) 268
TABLA 55: RESULTADO DE CÁLCULO DE TEST DE JARQUE BERA Y SHAPIRO WILK DE AJUSTE DE RESIDUOS A LA NORMALIDAD PARA SERIE ATARI, CONSIDERANDO CADA SUBMUESTRA 269

TABLA 56: ESTADÍSTICOS PRINCIPALES, USANDO LAS OBSERVACIONES 1970 – 2012 PARA LA VARIABLE COMMODORE (43 OBSERVACIONES VÁLIDAS) 270
TABLA 57: ESTADÍSTICOS PRINCIPALES, USANDO LAS OBSERVACIONES 1976 – 2012 PARA LA VARIABLE COMMODORE (37 OBSERVACIONES VÁLIDAS) 272
TABLA 58: RESULTADO DE CÁLCULO DE TEST DE JARQUE BERA Y SHAPIRO WILK DE AJUSTE DE RESIDUOS A LA NORMALIDAD PARA SERIE COMMODORE, CONSIDERANDO CADA SUBMUESTRA 272
TABLA 59: RESULTADO DE CÁLCULO DE TEST DE JARQUE BERA Y SHAPIRO WILK DE AJUSTE DE RESIDUOS A LA NORMALIDAD PARA SERIE COMMODORE, CONSIDERANDO CADA SUBMUESTRA, Y REAJUSTANDO LOS DATOS EN LA SERIE CON LA MUESTRA DE OBSERVACIONES EN SENTIDO DESCENDENTE AL ELIMINAR LAS OBSERVACIONES DESDE 2000 EN ADELANTE 274
TABLA 60: ESTADÍSTICOS PRINCIPALES, USANDO LAS OBSERVACIONES 1970 – 2012 PARA LA VARIABLE DRAGON.DATA (43 OBSERVACIONES VÁLIDAS) 274
TABLA 61: ESTADÍSTICOS PRINCIPALES, USANDO LAS OBSERVACIONES 1977 – 1990 PARA LA VARIABLE DRAGON.DATA (14 OBSERVACIONES VÁLIDAS) 276
TABLA 62: RESULTADO DE CÁLCULO DE TEST DE JARQUE BERA Y SHAPIRO WILK DE AJUSTE DE RESIDUOS A LA NORMALIDAD PARA SERIE DRAGON.DATA, CONSIDERANDO CADA SUBMUESTRA 277
TABLA 63: ESTADÍSTICOS PRINCIPALES, USANDO LAS OBSERVACIONES 1970 – 2012 PARA LA VARIABLE FAIRCHILD (43 OBSERVACIONES VÁLIDAS) 278
TABLA 64: ESTADÍSTICOS PRINCIPALES, USANDO LAS OBSERVACIONES 1975 – 1982 PARA LA VARIABLE FAIRCHILD (8 OBSERVACIONES VÁLIDAS) 279
TABLA 65: RESULTADO DE CÁLCULO DE TEST DE JARQUE BERA Y SHAPIRO WILK DE AJUSTE DE RESIDUOS A LA NORMALIDAD PARA SERIE FAIRCHILD, CONSIDERANDO CADA SUBMUESTRA 280
TABLA 66: ESTADÍSTICOS PRINCIPALES, USANDO LAS OBSERVACIONES 1970 – 2012 PARA LA VARIABLE MAGNAVOX (43 OBSERVACIONES VÁLIDAS) 281
TABLA 67: ESTADÍSTICOS PRINCIPALES, USANDO LAS OBSERVACIONES 1971 – 1986 PARA LA VARIABLE MAGNAVOX (16 OBSERVACIONES VÁLIDAS). 283
TABLA 68: RESULTADO DE CÁLCULO DE TEST DE JARQUE BERA Y SHAPIRO WILK DE AJUSTE DE RESIDUOS A LA NORMALIDAD PARA SERIE MAGNAVOX, CONSIDERANDO CADA SUBMUESTRA 284
TABLA 69: ESTADÍSTICOS PRINCIPALES, USANDO LAS OBSERVACIONES 1970 – 2012 PARA LA VARIABLE MICROSOFT (43 OBSERVACIONES VÁLIDAS) 285

TABLA 70: ESTADÍSTICOS PRINCIPALES, USANDO LAS OBSERVACIONES 2000 – 2012 PARA LA VARIABLE MICROSOFT (13 OBSERVACIONES VÁLIDAS) 286
TABLA 71: RESULTADO DE CÁLCULO DE TEST DE JARQUE BERA Y SHAPIRO WILK DE AJUSTE DE RESIDUOS A LA NORMALIDAD PARA SERIE MICROSOFT, BAJO EL SUPUESTO DE INEXISTENCIA DE CAMBIO DE TENDENCIA EN EL AÑO 2010 287
TABLA 72: RESULTADO DE CÁLCULO DE TEST DE JARQUE BERA Y SHAPIRO WILK DE AJUSTE DE RESIDUOS A LA NORMALIDAD PARA SERIE MICROSOFT, CONSIDERANDO CADA SUBMUESTRA 288
TABLA 73: ESTADÍSTICOS PRINCIPALES, USANDO LAS OBSERVACIONES 1970 – 2012 PARA LA VARIABLE MSX (43 OBSERVACIONES VÁLIDAS).....288
TABLA 74: ESTADÍSTICOS PRINCIPALES, USANDO LAS OBSERVACIONES 1982 – 1993 PARA LA VARIABLE MSX (12 OBSERVACIONES VÁLIDAS).....290
TABLA 75: RESULTADO DE CÁLCULO DE TEST DE JARQUE BERA Y SHAPIRO WILK DE AJUSTE DE RESIDUOS A LA NORMALIDAD PARA SERIE MSX, CONSIDERANDO CADA SUBMUESTRA 291
TABLA 76: ESTADÍSTICOS PRINCIPALES, USANDO LAS OBSERVACIONES 1970 – 2012 PARA LA VARIABLE NEC (43 OBSERVACIONES VÁLIDAS).....291
TABLA 77: ESTADÍSTICOS PRINCIPALES, USANDO LAS OBSERVACIONES 1981 – 2000 PARA LA VARIABLE NEC (20 OBSERVACIONES VÁLIDAS).....293
TABLA 78: RESULTADO DE CÁLCULO DE TEST DE JARQUE BERA Y SHAPIRO WILK DE AJUSTE DE RESIDUOS A LA NORMALIDAD PARA SERIE NEC, CONSIDERANDO CADA SUBMUESTRA 294
TABLA 79: ESTADÍSTICOS PRINCIPALES, USANDO LAS OBSERVACIONES 1970 – 2012 PARA LA VARIABLE NINTENDO (43 OBSERVACIONES VÁLIDAS) 295
TABLA 80: ESTADÍSTICOS PRINCIPALES, USANDO LAS OBSERVACIONES 1982 – 2012 PARA LA VARIABLE NINTENDO (31 OBSERVACIONES VÁLIDAS) 296
TABLA 81: RESULTADO DE CÁLCULO DE TEST DE JARQUE BERA Y SHAPIRO WILK DE AJUSTE DE RESIDUOS A LA NORMALIDAD PARA SERIE NINTENDO, BAJO EL SUPUESTO DE INEXISTENCIA DE CAMBIO DE TENDENCIA EN EL AÑO 2008 297
TABLA 82: RESULTADO DE CÁLCULO DE TEST DE JARQUE BERA Y SHAPIRO WILK DE AJUSTE DE RESIDUOS A LA NORMALIDAD PARA SERIE NINTENDO, CONSIDERANDO CADA SUBMUESTRA 298
TABLA 83: ESTADÍSTICOS PRINCIPALES, USANDO LAS OBSERVACIONES 1970 – 2012 PARA LA VARIABLE SEGA (43 OBSERVACIONES VÁLIDAS).....298
TABLA 84: ESTADÍSTICOS PRINCIPALES, USANDO LAS OBSERVACIONES 1982 – 2006 PARA LA VARIABLE SEGA (25 OBSERVACIONES VÁLIDAS) 300
TABLA 85: RESULTADO DE CÁLCULO DE TEST DE JARQUE BERA Y SHAPIRO WILK DE AJUSTE DE RESIDUOS A LA NORMALIDAD PARA SERIE SEGA, CONSIDERANDO CADA SUBMUESTRA 301

TABLA 86: ESTADÍSTICOS PRINCIPALES, USANDO LAS OBSERVACIONES 1970 – 2012 PARA LA VARIABLE SINCLAIR (43 OBSERVACIONES VÁLIDAS) 302
TABLA 87: ESTADÍSTICOS PRINCIPALES, USANDO LAS OBSERVACIONES 1980 – 1994 PARA LA VARIABLE SINCLAIR (15 OBSERVACIONES VÁLIDAS) 303
TABLA 88: RESULTADO DE CÁLCULO DE TEST DE JARQUE BERA Y SHAPIRO WILK DE AJUSTE DE RESIDUOS A LA NORMALIDAD PARA SERIE SINCLAIR, CONSIDERANDO CADA SUBMUESTRA 304
TABLA 89: ESTADÍSTICOS PRINCIPALES, USANDO LAS OBSERVACIONES 1970 – 2012 PARA LA VARIABLE SONY (43 OBSERVACIONES VÁLIDAS)....305
TABLA 90: ESTADÍSTICOS PRINCIPALES, USANDO LAS OBSERVACIONES 1993 – 2012 PARA LA VARIABLE SONY (20 OBSERVACIONES VÁLIDAS)....306
TABLA 91: RESULTADO DE CÁLCULO DE TEST DE JARQUE BERA Y SHAPIRO WILK DE AJUSTE DE RESIDUOS A LA NORMALIDAD PARA SERIE SONY, BAJO EL SUPUESTO DE INEXISTENCIA DE CAMBIO DE TENDENCIA EN EL AÑO 2006....307
TABLA 92: RESULTADO DE CÁLCULO DE TEST DE JARQUE BERA Y SHAPIRO WILK DE AJUSTE DE RESIDUOS A LA NORMALIDAD PARA SERIE SONY, CONSIDERANDO CADA SUBMUESTRA...308
TABLA 93: DETALLE DEL CONJUNTO DE VARIABLES ANALIZADO, INDICANDO PERIODO DE DATOS SIGNIFICATIVO Y TAMAÑO DE LA MUESTRA CON INFORMACIÓN 309
TABLA 94: CALCULO DE LAS MEDIAS SOBRE LAS VARIABLES AJUSTADAS POR PERIODO DE UTILIDAD, SEGÚN DATOS DE LA TABLA 93 309
TABLA 95: VALORES DE ENTROPÍA PONDERADOS EN FUNCIÓN DE LAS MEDIAS DE CADA VARIABLE AJUSTADA, SEGÚN LOS RESULTADOS DE LA TABLA 94 310
TABLA 96: TEST DE JARQUE BERA Y SHAPIRO-WILK APLICADOS AL CONJUNTO COMPLETO DE OBSERVACIONES DE CADA VARIABLE 311
TABLA 97: TEST DE JARQUE BERA Y SHAPIRO-WILK APLICADOS AL CONJUNTO AJUSTADO DE OBSERVACIONES DE CADA VARIABLE SEGÚN LOS DATOS DE PERIODO DE LA TABLA 93....311
TABLA 98: VALORES DE LOS TEST DE JARQUE BERA Y SHAPIRO-WILK SOBRE LAS SERIES DE LA TABLA 97 CON UNA TRANSFORMACIÓN BOXCOX 312
TABLA 99: TIPO DE TRANSFORMACIÓN BOXCOX A APLICAR A LAS SERIES DE VIDEOJUEGOS ..313
TABLA 100: FUNCIÓN DE AUTOCORRELACIÓN PARA AMSTRAD....314
TABLA 101: ESTIMACIONES PARA BÚSQUEDA DE MODELO ARIMA ÓPTIMO PARA AMSTRAD ...315
TABLA 102: INSTRUCCIÓN R DE CÁLCULO AUTOMÁTICO DE ARIMA EN FUNCIÓN DE TEST 'ADF' (CONTRASTE AUMENTADO DE DICKEY-FULLER) Y RESULTADOS OBTENIDOS PARA LA SERIE AMSTRAD 317
TABLA 103: FUNCIÓN DE AUTOCORRELACIÓN PARA SERIE TRANSFORMADA ATARI 320

TABLA 104: ESTIMACIONES PARA BÚSQUEDA DE MODELO ARIMA ÓPTIMO SOBRE SERIE TRANSFORMADA, PARA ATARI 320
TABLA 105: CONTRASTE DE DICKEY-FULLER AUMENTADO PARA AVERIGUAR SI LA SERIE ATARI TRANSFORMADA TIENE RAÍCES UNITARIAS 321
TABLA 106: CORROBORACIÓN DE QUE LA SERIE ATARI TRANSFORMADA ES NO ESTACIONARIA MEDIANTE PRUEBA DE PHILLIPS-PERRON 322
TABLA 107: CONTRASTE DE DICKEY-FULLER AUMENTADO SOBRE LA SERIE DIFERENCIADA ATARI, PARA CONSTATAR LA PRESENCIA DE RAÍCES UNITARIAS ADICIONALES 323
TABLA 108: TEST DE DIEBOLD-MARIANO (DM) PARA VERIFICAR IDONEIDAD DE SERIE ATARI ENTRE MODELOS ARIMA(2,2,1) Y ARIMA(0,2,1) 325
TABLA 109: INSTRUCCIÓN R DE CÁLCULO AUTOMÁTICO DE ARIMA EN FUNCIÓN DE TEST 'ADF' (CONTRASTE AUMENTADO DE DICKEY-FULLER) Y RESULTADOS OBTENIDOS PARA LA SERIE ATARI 326
TABLA 110: TEST DE DIEBOLD-MARIANO PARA VERIFICAR IDONEIDAD DE SERIE ATARI ENTRE MODELOS ARIMA(0,2,3) Y ARIMA(0,2,1) 326
TABLA 111: COEFICIENTES ARIMA PARA EL MODELO ARIMA(0,2,1) DE ATARI 328
TABLA 112: FUNCIÓN DE AUTOCORRELACIÓN PARA SERIE ORIGINAL COMMODORE 329
TABLA 113: ESTIMACIONES PARA BÚSQUEDA DE MODELO ARIMA ÓPTIMO SOBRE SERIE ORIGINAL, PARA COMMODORE 330
TABLA 114: CONTRASTE DE DICKEY-FULLER AUMENTADO PARA AVERIGUAR SI LA SERIE COMMODORE TIENE RAÍCES UNITARIAS 331
TABLA 115: CORROBORACIÓN DE QUE LA SERIE COMMODORE ES NO ESTACIONARIA MEDIANTE TEST DE PHILLIPS-PERRON 331
TABLA 116: CÁLCULO DEL NÚMERO DE DIFERENCIAS NECESARIAS UTILIZANDO LOS TEST DE ADF Y PP 332
TABLA 117: CONTRASTE DE DICKEY-FULLER AUMENTADO SOBRE LA SERIE DIFERENCIADA COMMODORE, PARA CONSTATAR LA PRESENCIA DE RAÍCES UNITARIAS ADICIONALES 332
TABLA 118: TEST DE DIEBOLD-MARIANO PARA VERIFICAR IDONEIDAD DE SERIE COMMODORE ENTRE MODELOS ARIMA(1,2,0) Y ARIMA(1,2,2) 335
TABLA 119: INSTRUCCIÓN R DE CÁLCULO AUTOMÁTICO DE ARIMA EN FUNCIÓN DE TEST 'ADF' (CONTRASTE AUMENTADO DE DICKEY-FULLER) Y RESULTADOS OBTENIDOS PARA LA SERIE COMMODORE 336
TABLA 120: TEST DE DIEBOLD-MARIANO PARA VERIFICAR IDONEIDAD DE SERIE COMMODORE ENTRE MODELOS ARIMA(0,2,1) Y ARIMA(1,2,2) 336
TABLA 121: COEFICIENTES ARIMA PARA EL MODELO ARIMA(0,2,1) DE COMMODORE 338
TABLA 122: FUNCIÓN DE AUTOCORRELACIÓN PARA SERIE ORIGINAL MICROSOFT 339

TABLA 123: ESTIMACIONES PARA BÚSQUEDA DE MODELO ARIMA ÓPTIMO SOBRE SERIE ORIGINAL, PARA MICROSOFT 340
TABLA 124: CONTRASTE DE DICKEY-FULLER AUMENTADO PARA AVERIGUAR SI LA SERIE MICROSOFT TIENE RAÍCES UNITARIAS 341
TABLA 125: CORROBORACIÓN DE QUE LA SERIE MICROSOFT ES NO ESTACIONARIA MEDIANTE TEST DE PHILLIPS-PERRON 341
TABLA 126: CÁLCULO DEL NÚMERO DE DIFERENCIAS NECESARIAS UTILIZANDO LOS TEST DE ADF Y PP 341
TABLA 127: CONTRASTE DE DICKEY-FULLER AUMENTADO SOBRE LA SERIE DIFERENCIADA MICROSOFT, PARA CONSTATAR LA PRESENCIA DE RAÍCES UNITARIAS ADICIONALES....342
TABLA 128: TEST DE DIEBOLD-MARIANO PARA VERIFICAR IDONEIDAD DE SERIE MICROSOFT ENTRE MODELOS ARIMA(0,2,1) Y ARIMA(0,2,2)....345
TABLA 129: INSTRUCCIÓN R DE CÁLCULO AUTOMÁTICO DE ARIMA EN FUNCIÓN DE TEST 'ADF' (CONTRASTE AUMENTADO DE DICKEY-FULLER) Y RESULTADOS OBTENIDOS PARA LA SERIE MICROSOFT 346
TABLA 130: TEST DE DIEBOLD-MARIANO PARA VERIFICAR IDONEIDAD DE SERIE MICROSOFT ENTRE MODELOS ARIMA(0,2,0) Y ARIMA(0,2,1)....346
TABLA 131: COEFICIENTES ARIMA PARA EL MODELO ARIMA(0,2,1) DE MICROSOFT....347
TABLA 132: FUNCIÓN DE AUTOCORRELACIÓN PARA SERIE ORIGINAL MSX 349
TABLA 133: ESTIMACIONES PARA BÚSQUEDA DE MODELO ARIMA ÓPTIMO SOBRE SERIE ORIGINAL, PARA MSX 349
TABLA 134: CONTRASTE DE DICKEY-FULLER AUMENTADO PARA AVERIGUAR SI LA SERIE MSX TIENE RAÍCES UNITARIAS....350
TABLA 135: CORROBORACIÓN DE QUE LA SERIE MSX ES NO ESTACIONARIA MEDIANTE TEST DE PHILLIPS-PERRON....350
TABLA 136: CÁLCULO DEL NÚMERO DE DIFERENCIAS NECESARIAS UTILIZANDO LOS TEST DE ADF Y PP 350
TABLA 137: CONTRASTE DE DICKEY-FULLER AUMENTADO SOBRE LA SERIE DIFERENCIADA MSX, PARA CONSTATAR LA PRESENCIA DE RAÍCES UNITARIAS ADICIONALES....351
TABLA 138: TEST DE DIEBOLD-MARIANO PARA VERIFICAR IDONEIDAD DE SERIE MSX ENTRE MODELOS ARIMA(0,2,1) Y ARIMA(0,2,2)....353
TABLA 139: INSTRUCCIÓN R DE CÁLCULO AUTOMÁTICO DE ARIMA EN FUNCIÓN DE TEST 'ADF' (CONTRASTE AUMENTADO DE DICKEY-FULLER) Y RESULTADOS OBTENIDOS PARA LA SERIE MSX 354
TABLA 140: TEST DE DIEBOLD-MARIANO PARA VERIFICAR IDONEIDAD DE SERIE MSX ENTRE MODELOS ARIMA(2,2,0) Y ARIMA(0,2,2)....355

TABLA 141: COEFICIENTES ARIMA PARA EL MODELO ARIMA(0,2,2) DE MSX 356
TABLA 142: FUNCIÓN DE AUTOCORRELACIÓN PARA SERIE ORIGINAL NEC 358
TABLA 143: ESTIMACIONES PARA BÚSQUEDA DE MODELO ARIMA ÓPTIMO SOBRE SERIE ORIGINAL, PARA NEC 358
TABLA 144: CONTRASTE DE DICKEY-FULLER AUMENTADO PARA AVERIGUAR SI LA SERIE NEC TIENE RAÍCES UNITARIAS 359
TABLA 145: CORROBORACIÓN DE QUE LA SERIE NEC ES NO ESTACIONARIA MEDIANTE TEST DE PHILLIPS-PERRON 359
TABLA 146: CÁLCULO DEL NÚMERO DE DIFERENCIAS NECESARIAS UTILIZANDO LOS TEST DE ADF Y PP 360
TABLA 147: CONTRASTE DE DICKEY-FULLER AUMENTADO SOBRE LA SERIE DIFERENCIADA NEC, PARA CONSTATAR LA PRESENCIA DE RAÍCES UNITARIAS ADICIONALES 360
TABLA 148: TEST DE DIEBOLD-MARIANO PARA VERIFICAR IDONEIDAD DE SERIE NEC ENTRE MODELOS ARIMA(2,2,2) Y ARIMA(2,2,3) 363
TABLA 149: INSTRUCCIÓN R DE CÁLCULO AUTOMÁTICO DE ARIMA EN FUNCIÓN DE TEST 'ADF' (CONTRASTE AUMENTADO DE DICKEY-FULLER) Y RESULTADOS OBTENIDOS PARA LA SERIE NEC 364
TABLA 150: TEST DE DIEBOLD-MARIANO PARA VERIFICAR IDONEIDAD DE SERIE NEC ENTRE MODELOS ARIMA(2,2,2) Y ARIMA(1,2,0) 365
TABLA 151: COEFICIENTES ARIMA PARA EL MODELO ARIMA(2,2,2) DE NEC 366
TABLA 152: FUNCIÓN DE AUTOCORRELACIÓN PARA SERIE ORIGINAL NINTENDO 367
TABLA 153: ESTIMACIONES PARA BÚSQUEDA DE MODELO ARIMA ÓPTIMO SOBRE SERIE ORIGINAL, PARA NINTENDO 368
TABLA 154: CONTRASTE DE DICKEY-FULLER AUMENTADO PARA AVERIGUAR SI LA SERIE NINTENDO TIENE RAÍCES UNITARIAS 369
TABLA 155: CORROBORACIÓN DE QUE LA SERIE NINTENDO ES NO ESTACIONARIA MEDIANTE TEST DE PHILLIPS-PERRON 369
TABLA 156: CÁLCULO DEL NÚMERO DE DIFERENCIAS NECESARIAS UTILIZANDO LOS TEST DE ADF Y PP 370
TABLA 157: CONTRASTE DE DICKEY-FULLER AUMENTADO SOBRE LA SERIE DIFERENCIADA NINTENDO, PARA CONSTATAR LA PRESENCIA DE RAÍCES UNITARIAS ADICIONALES 370
TABLA 158: TEST DE DIEBOLD-MARIANO PARA VERIFICAR IDONEIDAD DE SERIE NINTENDO ENTRE MODELOS ARIMA(1,2,1) Y ARIMA(2,2,3) 373
TABLA 159: TEST DE DIEBOLD-MARIANO PARA VERIFICAR IDONEIDAD DE SERIE NINTENDO ENTRE MODELOS ARIMA(3,1,4) Y ARIMA(2,2,3) 374

TABLA 160: INSTRUCCIÓN R DE CÁLCULO AUTOMÁTICO DE ARIMA EN FUNCIÓN DE TEST 'ADF' (CONTRASTE AUMENTADO DE DICKEY-FULLER) Y RESULTADOS OBTENIDOS PARA LA SERIE NINTENDO 375
TABLA 161: TEST DE DIEBOLD-MARIANO PARA VERIFICAR IDONEIDAD DE SERIE NINTENDO ENTRE MODELOS ARIMA(0,2,1) Y ARIMA(3,1,4) 376
TABLA 162: COEFICIENTES ARIMA PARA EL MODELO ARIMA(3,1,4) DE NINTENDO 377
TABLA 163: FUNCIÓN DE AUTOCORRELACIÓN PARA SERIE TRANSFORMADA SEGA 379
TABLA 164: ESTIMACIONES PARA BÚSQUEDA DE MODELO ARIMA ÓPTIMO SOBRE SERIE TRANSFORMADA, PARA SEGA 379
TABLA 165: CONTRASTE DE DICKEY-FULLER AUMENTADO PARA AVERIGUAR SI LA SERIE SEGA TRANSFORMADA TIENE RAÍCES UNITARIAS 380
TABLA 166: CORROBORACIÓN DE QUE LA SERIE SEGA TRANSFORMADA ES NO ESTACIONARIA MEDIANTE PRUEBA DE PHILLIPS-PERRON 381
TABLA 167: CONTRASTE DE DICKEY-FULLER AUMENTADO SOBRE LA SERIE DIFERENCIADA SEGA, PARA CONSTATAR LA PRESENCIA DE RAÍCES UNITARIAS ADICIONALES 382
TABLA 168: CÁLCULO DEL NÚMERO DE DIFERENCIAS NECESARIAS UTILIZANDO LOS TEST DE ADF Y PP 382
TABLA 169: TEST DE DIEBOLD-MARIANO PARA VERIFICAR IDONEIDAD DE SERIE SEGA ENTRE MODELOS ARIMA(1,1,3) Y ARIMA(1,2,1) 385
TABLA 170: TEST DE DIEBOLD-MARIANO PARA VERIFICAR IDONEIDAD DE SERIE SEGA ENTRE MODELOS ARIMA(1,1,3) Y ARIMA(0,2,2) 386
TABLA 171: INSTRUCCIÓN R DE CÁLCULO AUTOMÁTICO DE ARIMA EN FUNCIÓN DE TEST 'ADF' (CONTRASTE AUMENTADO DE DICKEY-FULLER) Y RESULTADOS OBTENIDOS PARA LA SERIE SEGA 387
TABLA 172: TEST DE DIEBOLD-MARIANO PARA VERIFICAR IDONEIDAD DE SERIE SEGA ENTRE MODELOS ARIMA(2,2,0) Y ARIMA(1,1,3) 387
TABLA 173: COEFICIENTES ARIMA PARA EL MODELO ARIMA(1,1,3) DE SEGA 389
TABLA 174: FUNCIÓN DE AUTOCORRELACIÓN PARA SERIE ORIGINAL SINCLAIR 390
TABLA 175: ESTIMACIONES PARA BÚSQUEDA DE MODELO ARIMA ÓPTIMO SOBRE SERIE ORIGINAL, PARA SINCLAIR 391
TABLA 176: CONTRASTE DE DICKEY-FULLER AUMENTADO PARA AVERIGUAR SI LA SERIE SINCLAIR TIENE RAÍCES UNITARIAS 392
TABLA 177: CORROBORACIÓN DE QUE LA SERIE SINCLAIR ES NO ESTACIONARIA MEDIANTE TEST DE PHILLIPS-PERRON 392
TABLA 178: CÁLCULO DEL NÚMERO DE DIFERENCIAS NECESARIAS UTILIZANDO LOS TEST DE ADF Y PP 392

TABLA 179: CONTRASTE DE DICKEY-FULLER AUMENTADO SOBRE LA SERIE DIFERENCIADA SINCLAIR, PARA CONSTATAR LA PRESENCIA DE RAÍCES UNITARIAS ADICIONALES 393
TABLA 180: TEST DE DIEBOLD-MARIANO PARA VERIFICAR IDONEIDAD DE SERIE SINCLAIR ENTRE MODELOS ARIMA(1,2,2) Y ARIMA(0,2,2).....396
TABLA 181: TEST DE DIEBOLD-MARIANO PARA VERIFICAR IDONEIDAD DE SERIE SINCLAIR ENTRE MODELOS ARIMA(1,2,2) Y ARIMA(0,1,4).....397
TABLA 182: INSTRUCCIÓN R DE CÁLCULO AUTOMÁTICO DE ARIMA EN FUNCIÓN DE TEST 'ADF' (CONTRASTE AUMENTADO DE DICKEY-FULLER) Y RESULTADOS OBTENIDOS PARA LA SERIE SINCLAIR.....398
TABLA 183: TEST DE DIEBOLD-MARIANO PARA VERIFICAR IDONEIDAD DE SERIE SINCLAIR ENTRE MODELOS ARIMA(3,2,0) Y ARIMA(0,1,4).....398
TABLA 184: COEFICIENTES ARIMA PARA EL MODELO ARIMA(0,1,4) DE SINCLAIR 400
TABLA 185: FUNCIÓN DE AUTOCORRELACIÓN PARA SERIE TRANSFORMADA SONY 401
TABLA 186: ESTIMACIONES PARA BÚSQUEDA DE MODELO ARIMA ÓPTIMO SOBRE SERIE TRANSFORMADA, PARA SONY 402
TABLA 187: CONTRASTE DE DICKEY-FULLER AUMENTADO PARA AVERIGUAR SI LA SERIE SONY TRANSFORMADA TIENE RAÍCES UNITARIAS.....403
TABLA 188: CORROBORACIÓN DE QUE LA SERIE SONY TRANSFORMADA ES NO ESTACIONARIA MEDIANTE PRUEBA DE PHILLIPS-PERRON 403
TABLA 189: CONTRASTE DE DICKEY-FULLER AUMENTADO SOBRE LA SERIE DIFERENCIADA SONY, PARA CONSTATAR LA PRESENCIA DE RAÍCES UNITARIAS ADICIONALES 405
TABLA 190: CÁLCULO DEL NÚMERO DE DIFERENCIAS NECESARIAS UTILIZANDO LOS TEST DE ADF Y PP 405
TABLA 191: TEST DE DIEBOLD-MARIANO PARA VERIFICAR IDONEIDAD DE SERIE SONY ENTRE MODELOS ARIMA(1,2,0) Y ARIMA(1,2,1).....409
TABLA 192: TEST DE DIEBOLD-MARIANO PARA VERIFICAR IDONEIDAD DE SERIE SONY ENTRE MODELOS ARIMA(0,2,1) Y ARIMA(1,2,1).....409
TABLA 193: INSTRUCCIÓN R DE CÁLCULO AUTOMÁTICO DE ARIMA EN FUNCIÓN DE TEST 'ADF' (CONTRASTE AUMENTADO DE DICKEY-FULLER) Y RESULTADOS OBTENIDOS PARA LA SERIE SONY.....411
TABLA 194: TEST DE DIEBOLD-MARIANO PARA VERIFICAR IDONEIDAD DE SERIE SONY ENTRE MODELOS ARIMA(0,1,0) Y ARIMA(0,2,1).....411
TABLA 195: COEFICIENTES ARIMA PARA EL MODELO ARIMA(0,2,1) DE SONY 413
TABLA 196: RESUMEN DE LOS RESULTADOS DE MODELOS ARIMA SOBRE LAS VARIABLES DE VIDEOJUEGOS.....414
TABLA 197: CONTRASTE DE NORMALIDAD DE LAS SERIES ATARI Y COMMODORE.....417

TABLA 198: CONTRASTE DE NORMALIDAD DE LAS SERIES ATARI Y COMMODORE TRANSFORMADAS MEDIANTE BOXCOX 417
TABLA 199: REGRESIÓN POR MÍNIMOS CUADRADOS ENTRE LAS SERIES TRANSFORMADAS DE ATARI Y COMMODORE, Y EL ESTADÍSTICO DE DURBIN-WATSON DE LA REGRESIÓN 418
TABLA 200: RESULTADO DE CONTRASTE DE NORMALIDAD DE LOS RESIDUOS DE LA REGRESIÓN LINEAL DE LAS SERIES TRANSFORMADAS DE ATARI Y COMMODORE 418
TABLA 201: REGRESIÓN POR MÍNIMOS CUADRADOS ENTRE LAS SERIES TRANSFORMADAS Y DIFERENCIADAS DE ATARI Y COMMODORE, Y EL ESTADÍSTICO DE DURBIN-WATSON DE LA REGRESIÓN 420
TABLA 202: ORDENES DE INTEGRACIÓN CALCULADOS CON LA FUNCIÓN NDIFFS() PARA LAS SERIES TRANSFORMADAS DE ATARI Y COMMODORE 420
TABLA 203: CALCULO DE RAÍCES UNITARIAS EN LAS SERIES TRANSFORMADAS DE ATARI Y COMMODORE MEDIANTE EL CONTRASTE DE ELLIOTT, ROTHENBERG & STOCK UNIT ROOT TEST 421
TABLA 204: CONTRASTE DE DICKEY-FULLER AUMENTADO PARA LA SERIE DE RESIDUOS DE LA REGRESIÓN LINEAL DE LAS SERIES TRANSFORMADAS ATARI Y COMMODORE 422
TABLA 205: VALORES F SNEDECOR Y P-VALORES ASOCIADOS AL TEST PARA LA RELACIÓN BIVALUADA ATARI-COMMODORE 423
TABLA 206: RELACIÓN POR MCO DE COMMODORE DEPENDIENTE DE ATARI 424
TABLA 207: RELACIÓN POR MCO DE COMMODORE DEPENDIENTE DE ATARI, EN PRIMERAS DIFERENCIAS PARA VERIFICAR LA REGRESIÓN PREVIA 425
TABLA 208: CÁLCULO DE ECM DE LA ECUACIÓN 27, CON ATARI COMO VARIABLE INDEPENDIENTE 426
TABLA 209: CÁLCULO DE ECM DE LA ECUACIÓN 26, CON COMMODORE COMO VARIABLE INDEPENDIENTE 427
TABLA 210: VERIFICACIÓN DE LA NORMALIDAD DE LAS SERIES NINTENDO, MSX, NEC, SEGA Y SINCLAIR AJUSTADAS AL PERIODO 1981-2000 429
TABLA 211: CALCULO DE RAÍCES UNITARIAS UTILIZANDO LA FUNCIÓN NDIFFS() PARA NINTENDO, MSX, NEC, SEGA Y SINCLAIR 430
TABLA 212: ANÁLISIS DE PRESENCIA DE RAÍCES UNITARIAS Y MODELO DE LA SERIE (CONSTANTE, TENDENCIA) PARA NINTENDO 431
TABLA 213: ANÁLISIS DE PRESENCIA DE RAÍCES UNITARIAS Y MODELO DE LA SERIE (CONSTANTE, TENDENCIA) PARA SEGA 432
TABLA 214: ANÁLISIS DE PRESENCIA DE RAÍCES UNITARIAS Y MODELO DE LA SERIE (CONSTANTE, TENDENCIA) PARA SINCLAIR 433

TABLA 215: ANÁLISIS DE PRESENCIA DE RAÍCES UNITARIAS Y MODELO DE LA SERIE (CONSTANTE, TENDENCIA) PARA MSX 433
TABLA 216: ANÁLISIS DE PRESENCIA DE RAÍCES UNITARIAS Y MODELO DE LA SERIE (CONSTANTE, TENDENCIA) PARA NEC 434
TABLA 217: INDICACIÓN DEL NIVEL DE INTEGRACIÓN EN LAS SERIES NINTENDO, SEGA, SINCLAIR, MSX Y NEC 434
TABLA 218: ESTADÍSTICOS DE LA REGRESIÓN ECUACIÓN 30 (1) 436
TABLA 219: ESTADÍSTICOS DE LA REGRESIÓN ECUACIÓN 30 (2) 436
TABLA 220: ESTADÍSTICOS DE LA REGRESIÓN ECUACIÓN 30 (2), RESTRINGIDA A SOLO LAS VARIABLES SIGNIFICATIVAS 437
TABLA 221: ESTADÍSTICOS DE LA REGRESIÓN ECUACIÓN 29 (3) 438
TABLA 222: ESTADÍSTICOS DE LA REGRESIÓN ECUACIÓN 30 (3), RESTRINGIDA A SOLO LAS VARIABLES SIGNIFICATIVAS 439
TABLA 223: ESTADÍSTICOS DE LA REGRESIÓN ECUACIÓN 30 (4) 440
TABLA 224: REGRESIÓN POR MÍNIMOS CUADRADOS ENTRE LAS SERIES DIFERENCIADAS DE LA ECUACIÓN 31 (4), EL ESTADÍSTICO DE DURBIN-WATSON DE LA REGRESIÓN, Y EL AJUSTE DE NORMALIDAD DE LOS RESIDUOS 442
TABLA 225: ESTADÍSTICOS DE LA REGRESIÓN ECUACIÓN 31 (4), RESTRINGIDA A SOLO LAS VARIABLES SIGNIFICATIVAS 442
TABLA 226: CÁLCULO DE F-TEST PARA ESTIMACIÓN DE CAUSALIDAD EN EL SENTIDO DE GRANGER, CON INCORPORACIÓN DE CONSTANTE 444
TABLA 227: CÁLCULO DE F-TEST PARA ESTIMACIÓN DE CAUSALIDAD EN EL SENTIDO DE GRANGER, SIN INCORPORACIÓN DE CONSTANTE 444
TABLA 228: CÁLCULO DE ECM PARA ECUACIÓN 32 (1), ASÍ COMO LOS PRINCIPALES ESTADÍSTICOS DE VERIFICACIÓN DE LOS RESIDUOS DE LA REGRESIÓN DE ECM 445
TABLA 229: CÁLCULO DE ECM PARA ECUACIÓN 32 (2), ASÍ COMO LOS PRINCIPALES ESTADÍSTICOS DE VERIFICACIÓN DE LOS RESIDUOS DE LA REGRESIÓN DE ECM 447
TABLA 230: CÁLCULO DE ECM PARA ECUACIÓN 32 (3), ASÍ COMO LOS PRINCIPALES ESTADÍSTICOS DE VERIFICACIÓN DE LOS RESIDUOS DE LA REGRESIÓN DE ECM 448
TABLA 231: VERIFICACIÓN DE LA NORMALIDAD DE LAS NINTENDO, SONY Y MICROSOFT EN AL PERIODO 1996-2012 450
TABLA 232: CÁLCULO DE RAÍCES UNITARIAS UTILIZANDO LA FUNCIÓN NDIFFS() PARA LAS SERIES NINTENDO, SONY Y MICROSOFT 450
TABLA 233: ANÁLISIS DE PRESENCIA DE RAÍCES UNITARIAS Y MODELO DE LA SERIE (CONSTANTE, TENDENCIA) PARA NINTENDO 451

TABLA 234: ANÁLISIS DE PRESENCIA DE RAÍCES UNITARIAS Y MODELO DE LA SERIE (CONSTANTE, TENDENCIA) PARA MICROSOFT 452
TABLA 235: ANÁLISIS DE PRESENCIA DE RAÍCES UNITARIAS Y MODELO DE LA SERIE (CONSTANTE, TENDENCIA) PARA SONY 452
TABLA 236: INDICACIÓN DEL NIVEL DE INTEGRACIÓN EN LAS SERIES NINTENDO, SONY Y MICROSOFT 453
TABLA 237: ESTADÍSTICOS DE LA REGRESIÓN ECUACIÓN 36 (1) 454
TABLA 238: ESTADÍSTICOS DE LA REGRESIÓN ECUACIÓN 36 (2) 455
TABLA 239: ESTADÍSTICOS DE LA REGRESIÓN ECUACIÓN 36 (3) 456
TABLA 240: CÁLCULO DE F-TEST PARA ESTIMACIÓN DE CAUSALIDAD EN EL SENTIDO DE GRANGER, CON INCORPORACIÓN DE TENDENCIA 457
TABLA 241: CÁLCULO DE F-TEST PARA ESTIMACIÓN DE CAUSALIDAD EN EL SENTIDO DE GRANGER, CON INCORPORACIÓN DE CONSTANTE 457
TABLA 242: CÁLCULO DE F-TEST PARA ESTIMACIÓN DE CAUSALIDAD EN EL SENTIDO DE GRANGER, SIN INCORPORACIÓN DE CONSTANTE 457
TABLA 243: CÁLCULO DE NORMALIDAD Y EXISTENCIA DE RAÍCES UNITARIAS EN LAS VARIABLES NINTENDO, MICROSOFT Y SONY DESDE LA SERIE ORIGINAL A LAS SERIES EN SEGUNDAS DIFERENCIAS, MEDIANTE EVIEWS 459
TABLA 244: APROXIMACIÓN AL CÁLCULO DE RETARDOS PARA UN SISTEMA VAR MEDIANTE GRETL, PARA LAS VARIABLES NINTENDO, MICROSOFT Y SONY, SIN CONSTANTE Y CON TENDENCIA 460
TABLA 245: CONTRASTE DE JOHANSEN DE NINTENDO, MICROSOFT Y SONY CON 2 RETARDOS Y TENDENCIA RESTRINGIDA 460
TABLA 246: VECTORES DE COINTEGRACIÓN DEL TEST DE LA TABLA 245 461
TABLA 247: VECM CALCULADO CON LOS MISMOS VALORES DEL TEST DE COINTEGRACIÓN MOSTRADO EN LA TABLA 245 Y LA TABLA 246 463
TABLA 248: TEST DE NORMALIDAD PARA LOS RESIDUOS DE LAS ECUACIONES DE VECM Y PARA LOS RESIDUOS CONJUNTOS DEL VECM 464
TABLA 249: TEST DE HETEROCEDASTICIDAD PARA LAS ECUACIONES CALCULADAS 464
TABLA 250: RAÍCES INVERSAS DEL VAR CALCULADO Y GRÁFICO DE LAS RAÍCES EN EL CÍRCULO UNIDAD 465
TABLA 251: TEST DE AUTOCORRELACIÓN PARA LAS 3 ECUACIONES CALCULADAS SEGÚN LJUNG-BOX 465
TABLA 252: RESUMEN DE LAS CARACTERÍSTICAS PRINCIPALES DE LAS VARIABLES DEL CONJUNTO DE DATOS DE PATENTES 467

TABLA 253: PORCENTAJES DESAGREGADOS SOBRE EL TOTAL DE PATENTES REGISTRADAS EN LA DÉCADA 1980 474
TABLA 254: PORCENTAJES DESAGREGADOS SOBRE EL TOTAL DE PATENTES REGISTRADAS EN LA DÉCADA 1990 476
TABLA 255: PORCENTAJES DESAGREGADOS SOBRE EL TOTAL DE PATENTES REGISTRADAS EN EL PERIODO 2000-2012....478
TABLA 256: ESTADÍSTICOS PRINCIPALES, USANDO LAS OBSERVACIONES 1970 – 2012 PARA LA VARIABLE AMSTRAD (43 OBSERVACIONES VÁLIDAS) 480
TABLA 257: ESTADÍSTICOS PRINCIPALES, USANDO LAS OBSERVACIONES 1983 – 2000 PARA LA VARIABLE AMSTRAD (18 OBSERVACIONES VÁLIDAS) 481
TABLA 258: RESULTADO DE CÁLCULO DE TEST DE JARQUE BERA Y SHAPIRO WILK DE AJUSTE DE RESIDUOS A LA NORMALIDAD PARA SERIE AMSTRAD, CONSIDERANDO CADA CICLO....482
TABLA 259: ESTADÍSTICOS PRINCIPALES, USANDO LAS OBSERVACIONES 1970 – 2012 PARA LA VARIABLE ATARI (43 OBSERVACIONES VÁLIDAS) 483
TABLA 260: ESTADÍSTICOS PRINCIPALES, USANDO LAS OBSERVACIONES 1976 – 1998 PARA LA VARIABLE ATARI (23 OBSERVACIONES VÁLIDAS) 485
TABLA 261: RESULTADO DE CÁLCULO DE TEST DE JARQUE BERA Y SHAPIRO WILK DE AJUSTE DE RESIDUOS A LA NORMALIDAD PARA SERIE DE PATENTES DE ATARI, CONSIDERANDO CADA CICLO 486
TABLA 262: ESTADÍSTICOS PRINCIPALES, USANDO LAS OBSERVACIONES 1970 – 2012 PARA LA VARIABLE COMMODORE (43 OBSERVACIONES VÁLIDAS)....486
TABLA 263: ESTADÍSTICOS PRINCIPALES, USANDO LAS OBSERVACIONES 1987 – 1997 PARA LA VARIABLE COMMODORE (11 OBSERVACIONES VÁLIDAS)....488
TABLA 264: RESULTADO DE CÁLCULO DE TEST DE JARQUE BERA Y SHAPIRO WILK DE AJUSTE DE RESIDUOS A LA NORMALIDAD PARA SERIE COMMODORE 488
TABLA 265: ESTADÍSTICOS PRINCIPALES, USANDO LAS OBSERVACIONES 1970 – 2012 PARA LA VARIABLE MICROSOFT (43 OBSERVACIONES VÁLIDAS) 489
TABLA 266: ESTADÍSTICOS PRINCIPALES, USANDO LAS OBSERVACIONES 1985 – 2012 PARA LA VARIABLE MICROSOFT (28 OBSERVACIONES VÁLIDAS)....490
TABLA 267: RESULTADO DE CÁLCULO DE TEST DE JARQUE BERA Y SHAPIRO WILK DE AJUSTE DE RESIDUOS A LA NORMALIDAD PARA SERIE MICROSOFT, BAJO EL SUPUESTO DE INEXISTENCIA DE CAMBIO DE TENDENCIA EN EL AÑO 2006 491
TABLA 268: RESULTADO DE CÁLCULO DE TEST DE JARQUE BERA Y SHAPIRO WILK DE AJUSTE DE RESIDUOS A LA NORMALIDAD PARA SERIE MICROSOFT, CONSIDERANDO CAMBIO CICLO EN 2006....492

TABLA 269: ESTADÍSTICOS PRINCIPALES, USANDO LAS OBSERVACIONES 1970 – 2012 PARA LA VARIABLE NEC (43 OBSERVACIONES VÁLIDAS) 492
TABLA 270: RESULTADO DE CÁLCULO DE TEST DE JARQUE BERA Y SHAPIRO WILK DE AJUSTE DE RESIDUOS A LA NORMALIDAD PARA SERIE NEC, PARA LA SERIE COMPLETA SIN CAMBIO DE TENDENCIA 494
TABLA 271: RESULTADO DE CÁLCULO DE TEST DE JARQUE BERA Y SHAPIRO WILK DE AJUSTE DE RESIDUOS A LA NORMALIDAD PARA SERIE NEC, CONSIDERANDO CADA SUBMUESTRA 494
TABLA 272: ESTADÍSTICOS PRINCIPALES, USANDO LAS OBSERVACIONES 1970 – 2012 PARA LA VARIABLE NINTENDO (43 OBSERVACIONES VÁLIDAS) 495
TABLA 273: RESULTADO DE CÁLCULO DE TEST DE JARQUE BERA Y SHAPIRO WILK DE AJUSTE DE RESIDUOS A LA NORMALIDAD PARA SERIE NINTENDO 497
TABLA 274: ESTADÍSTICOS PRINCIPALES, USANDO LAS OBSERVACIONES 1970 – 2012 PARA LA VARIABLE SEGA (43 OBSERVACIONES VÁLIDAS) 497
TABLA 275: ESTADÍSTICOS PRINCIPALES, USANDO LAS OBSERVACIONES 1970 – 2012 PARA LA VARIABLE SONY (43 OBSERVACIONES VÁLIDAS) 499
TABLA 276: RESULTADO DE CÁLCULO DE TEST DE JARQUE BERA Y SHAPIRO WILK DE AJUSTE DE RESIDUOS A LA NORMALIDAD PARA SERIE SONY, BAJO EL SUPUESTO DE INEXISTENCIA DE CAMBIO DE TENDENCIA EN EL AÑO 2005 501
TABLA 277: RESULTADO DE CÁLCULO DE TEST DE JARQUE BERA Y SHAPIRO WILK DE AJUSTE DE RESIDUOS A LA NORMALIDAD PARA SERIE SONY, BAJO EL SUPUESTO DE EXISTENCIA DE CAMBIO DE TENDENCIA EN EL 2005 501
TABLA 278: DETALLE DEL CONJUNTO DE VARIABLES ANALIZADO, INDICANDO PERIODO DE DATOS SIGNIFICATIVO Y TAMAÑO DE LA MUESTRA CON INFORMACIÓN 502
TABLA 279: VALORES DE ENTROPÍA PONDERADOS EN FUNCIÓN DE LAS MEDIAS DE CADA VARIABLE AJUSTADA 502
TABLA 280: TEST DE JARQUE BERA Y SHAPIRO-WILK APLICADOS AL CONJUNTO COMPLETO DE OBSERVACIONES DE CADA VARIABLE 503
TABLA 281: TEST DE JARQUE BERA Y SHAPIRO-WILK APLICADOS AL CONJUNTO AJUSTADO DE OBSERVACIONES DE CADA VARIABLE SEGÚN LOS DATOS DE PERIODO DE LA TABLA 278 .. 504
TABLA 282: VALORES DE LOS TEST DE JARQUE BERA Y SHAPIRO-WILK SOBRE LAS SERIES DE LA TABLA 278 CON UNA TRANSFORMACIÓN BOXCOX 504
TABLA 283: TIPO DE TRANSFORMACIÓN BOX COX A APLICAR A LAS SERIES DE REGISTROS DE PATENTES 505
TABLA 284: VALORES DE LA FUNCIÓN DE AUTOCORRELACIÓN PARA AMSTRAD 506
TABLA 285: ESTIMACIONES PARA BÚSQUEDA DE MODELO ARIMA ÓPTIMO, PARA AMSTRAD .. 507

TABLA 286: CONTRASTE DE DICKEY-FULLER AUMENTADO PARA AVERIGUAR SI LA SERIE AMSTRAD TIENE PRESENCIA DE RAÍCES UNITARIAS 508
TABLA 287: CORROBORACIÓN DE QUE LA SERIE AMSTRAD TIENE PRESENCIA DE RAÍCES UNITARIAS MEDIANTE PRUEBA DE PHILLIPS-PERRON 509
TABLA 288: CONTRASTE DE DICKEY-FULLER AUMENTADO SOBRE LA SERIE DIFERENCIADA AMSTRAD, PARA VERIFICAR LA PRESENCIA DE RAÍCES UNITARIAS ADICIONALES 510
TABLA 289: INSTRUCCIÓN R DE CÁLCULO AUTOMÁTICO DE ARIMA EN FUNCIÓN DE TEST 'ADF' (CONTRASTE AUMENTADO DE DICKEY-FULLER) Y RESULTADOS OBTENIDOS PARA LA SERIE AMSTRAD 513
TABLA 290: COEFICIENTES ARIMA PARA EL MODELO ARIMA(0,2,1) DE AMSTRAD 514
TABLA 291: ESTIMACIONES PARA BÚSQUEDA DE MODELO ARIMA ÓPTIMO DE SERIE DE PATENTES DE ATARI 515
TABLA 292: CONTRASTE DE DICKEY-FULLER AUMENTADO PARA VERIFICAR SI LA SERIE ATARI TIENE RAÍCES UNITARIAS 517
TABLA 293: CORROBORACIÓN DE QUE LA SERIE ATARI TIENE RAÍCES UNITARIAS MEDIANTE PRUEBA DE PHILLIPS-PERRON 517
TABLA 294: CONTRASTE DE DICKEY-FULLER AUMENTADO SOBRE LA SERIE DIFERENCIADA ATARI, PARA CONSTATAR LA PRESENCIA DE RAÍCES UNITARIAS ADICIONALES 519
TABLA 295: TEST DE DIEBOLD-MARIANO PARA VERIFICAR IDONEIDAD DE SERIE ATARI ENTRE MODELOS ARIMA(1,2,1) Y ARIMA(0,2,1) 521
TABLA 296: INSTRUCCIÓN R DE CÁLCULO AUTOMÁTICO DE ARIMA EN FUNCIÓN DE TEST 'ADF' (CONTRASTE AUMENTADO DE DICKEY-FULLER) Y RESULTADOS OBTENIDOS PARA LA SERIE ATARI 522
TABLA 297: COEFICIENTES ARIMA PARA EL MODELO ARIMA(0,2,1) DE ATARI 523
TABLA 298: ESTIMACIONES PARA BÚSQUEDA DE MODELO ARIMA ÓPTIMO, PARA COMMODORE 524
TABLA 299: CONTRASTE DE DICKEY-FULLER AUMENTADO PARA AVERIGUAR SI LA SERIE COMMODORE TIENE RAÍCES UNITARIAS 526
TABLA 300: CORROBORACIÓN DE QUE LA SERIE COMMODORE TIENE PRESENCIA DE RAÍCES UNITARIAS MEDIANTE TEST DE PHILLIPS-PERRON 526
TABLA 301: CÁLCULO DEL NÚMERO DE DIFERENCIAS NECESARIAS UTILIZANDO LOS TEST DE ADF Y PP 526
TABLA 302: CONTRASTE DE DICKEY-FULLER AUMENTADO SOBRE LA SERIE DIFERENCIADA COMMODORE, PARA CONSTATAR LA PRESENCIA DE RAÍCES UNITARIAS ADICIONALES 528
TABLA 303: TEST DE DIEBOLD-MARIANO PARA VERIFICAR IDONEIDAD DE SERIE COMMODORE ENTRE MODELOS ARIMA(0,1,1) Y ARIMA(0,1,2) 530

TABLA 304: INSTRUCCIÓN R DE CÁLCULO AUTOMÁTICO DE ARIMA EN FUNCIÓN DE TEST 'ADF' (CONTRASTE AUMENTADO DE DICKEY-FULLER) Y RESULTADOS OBTENIDOS PARA LA SERIE COMMODORE....531
TABLA 305: TEST DE DIEBOLD-MARIANO PARA VERIFICAR IDONEIDAD DE SERIE COMMODORE ENTRE MODELOS ARIMA(2,1,0) Y ARIMA(0,1,1)....532
TABLA 306: COEFICIENTES ARIMA PARA EL MODELO ARIMA(0,1,1) DE COMMODORE....533
TABLA 307: FUNCIÓN DE AUTOCORRELACIÓN PARA SERIE ORIGINAL MICROSOFT....535
TABLA 308: ESTIMACIONES PARA BÚSQUEDA DE MODELO ARIMA ÓPTIMO, PARA MICROSOFT....535
TABLA 309: CONTRASTE DE DICKEY-FULLER AUMENTADO PARA VERIFICAR SI LA SERIE MICROSOFT TIENE RAÍCES UNITARIAS....537
TABLA 310: CORROBORACIÓN DE QUE LA SERIE MICROSOFT ES ESTACIONARIA MEDIANTE TEST DE PHILLIPS-PERRON....537
TABLA 311: CÁLCULO DEL NÚMERO DE DIFERENCIAS NECESARIAS UTILIZANDO LOS TEST DE ADF Y PP....538
TABLA 312: CONTRASTE DE DICKEY-FULLER AUMENTADO SOBRE LA SERIE DIFERENCIADA MICROSOFT, PARA CONSTATAR LA PRESENCIA DE RAÍCES UNITARIAS ADICIONALES....540
TABLA 313: TEST DE DIEBOLD-MARIANO PARA VERIFICAR IDONEIDAD DE SERIE MICROSOFT ENTRE MODELOS ARIMA(3,2,1) Y ARIMA(1,2,4)....542
TABLA 314: INSTRUCCIÓN R DE CÁLCULO AUTOMÁTICO DE ARIMA EN FUNCIÓN DE TEST 'ADF' (CONTRASTE AUMENTADO DE DICKEY-FULLER) Y RESULTADOS OBTENIDOS PARA LA SERIE MICROSOFT....543
TABLA 315: TEST DE DIEBOLD-MARIANO PARA VERIFICAR IDONEIDAD DE SERIE MICROSOFT ENTRE MODELOS ARIMA(3,2,1) Y ARIMA(2,2,0)....543
TABLA 316: COEFICIENTES ARIMA PARA EL MODELO ARIMA(3,2,1) DE MICROSOFT....545
TABLA 317: FUNCIÓN DE AUTOCORRELACIÓN PARA SERIE NEC....546
TABLA 318: ESTIMACIONES PARA BÚSQUEDA DE MODELO ARIMA ÓPTIMO, PARA NEC....547
TABLA 319: CONTRASTE DE DICKEY-FULLER AUMENTADO PARA AVERIGUAR SI LA SERIE NEC TIENE RAÍCES UNITARIAS....548
TABLA 320: CORROBORACIÓN DE QUE LA SERIE NEC PRESENTA RAÍCES UNITARIAS MEDIANTE TEST DE PHILLIPS-PERRON....549
TABLA 321: CÁLCULO DEL NÚMERO DE DIFERENCIAS NECESARIAS UTILIZANDO LOS TEST DE ADF Y PP....549
TABLA 322: CONTRASTE DE DICKEY-FULLER AUMENTADO SOBRE LA SERIE DIFERENCIADA NEC, PARA CONSTATAR LA PRESENCIA DE RAÍCES UNITARIAS ADICIONALES....550

TABLA 323: TEST DE DIEBOLD-MARIANO PARA VERIFICAR IDONEIDAD DE SERIE NEC ENTRE MODELOS ARIMA(2,2,1) Y ARIMA(2,2,3).....553
TABLA 324: INSTRUCCIÓN R DE CÁLCULO AUTOMÁTICO DE ARIMA EN FUNCIÓN DE TEST 'ADF' (CONTRASTE AUMENTADO DE DICKEY-FULLER) Y RESULTADOS OBTENIDOS PARA LA SERIE NEC.....554
TABLA 325: TEST DE DIEBOLD-MARIANO PARA VERIFICAR IDONEIDAD DE SERIE NEC ENTRE MODELOS ARIMA(2,2,3) Y ARIMA(0,2,1).....554
TABLA 326: COEFICIENTES ARIMA PARA EL MODELO ARIMA(2,2,3) DE NEC 556
TABLA 327: FUNCIÓN DE AUTOCORRELACIÓN PARA SERIE NINTENDO 557
TABLA 328: ESTIMACIONES PARA BÚSQUEDA DE MODELO ARIMA ÓPTIMO, PARA NINTENDO.557
TABLA 329: CONTRASTE DE DICKEY-FULLER AUMENTADO PARA AVERIGUAR SI LA SERIE NINTENDO TIENE RAÍCES UNITARIAS 559
TABLA 330: CORROBORACIÓN DE QUE LA SERIE NINTENDO TIENE RAÍCES UNITARIAS MEDIANTE TEST ADF 560
TABLA 331: CÁLCULO DEL NÚMERO DE DIFERENCIAS NECESARIAS UTILIZANDO LOS TEST DE ADF Y PP 560
TABLA 332: CONTRASTE DE DICKEY-FULLER AUMENTADO SOBRE LA SERIE DIFERENCIADA NINTENDO, PARA CONSTATAR LA PRESENCIA DE RAÍCES UNITARIAS ADICIONALES 561
TABLA 333: INSTRUCCIÓN R DE CÁLCULO AUTOMÁTICO DE ARIMA EN FUNCIÓN DE TEST 'ADF' (CONTRASTE AUMENTADO DE DICKEY-FULLER) Y RESULTADOS OBTENIDOS PARA LA SERIE NINTENDO.....564
TABLA 334: TEST DE DIEBOLD-MARIANO PARA VERIFICAR IDONEIDAD DE SERIE NINTENDO ENTRE MODELOS ARIMA(0,1,1) Y ARIMA(0,1,3).....564
TABLA 335: COEFICIENTES ARIMA PARA EL MODELO ARIMA(0,1,1) DE NINTENDO 566
TABLA 336: FUNCIÓN DE AUTOCORRELACIÓN PARA SERIE SEGA.....567
TABLA 337: ESTIMACIONES PARA BÚSQUEDA DE MODELO ARIMA ÓPTIMO, PARA SEGA 567
TABLA 338: CONTRASTE DE DICKEY-FULLER AUMENTADO PARA VERIFICAR SI LA SERIE SEGA TIENE RAÍCES UNITARIAS.....569
TABLA 339: CORROBORACIÓN DE QUE LA SERIE SEGA PRESENTA RAÍCES UNITARIAS MEDIANTE PRUEBA DE PHILLIPS-PERRON.....569
TABLA 340: CONTRASTE DE DICKEY-FULLER AUMENTADO SOBRE LA SERIE DIFERENCIADA SEGA, PARA CONSTATAR LA PRESENCIA DE RAÍCES UNITARIAS ADICIONALES 571
TABLA 341: CÁLCULO DEL NÚMERO DE DIFERENCIAS NECESARIAS UTILIZANDO LOS TEST DE ADF Y PP 571
TABLA 342: TEST DE DIEBOLD-MARIANO PARA VERIFICAR IDONEIDAD DE SERIE SEGA ENTRE MODELOS ARIMA(2,2,3) Y ARIMA(2,2,4).....574

TABLA 343: TEST DE DIEBOLD-MARIANO PARA VERIFICAR IDONEIDAD DE SERIE SEGA ENTRE MODELOS ARIMA(2,1,4) Y ARIMA(2,2,4).....575
TABLA 344: INSTRUCCIÓN R DE CÁLCULO AUTOMÁTICO DE ARIMA EN FUNCIÓN DE TEST 'ADF' (CONTRASTE AUMENTADO DE DICKEY-FULLER) Y RESULTADOS OBTENIDOS PARA LA SERIE SEGA.....576
TABLA 345: TEST DE DIEBOLD-MARIANO PARA VERIFICAR IDONEIDAD DE SERIE SEGA ENTRE MODELOS ARIMA(0,2,2) Y ARIMA(2,1,4).....576
TABLA 346: COEFICIENTES ARIMA PARA EL MODELO ARIMA(2,1,4) DE SEGA.....578
TABLA 347: FUNCIÓN DE AUTOCORRELACIÓN PARA SERIE SONY.....579
TABLA 348: ESTIMACIONES PARA BÚSQUEDA DE MODELO ARIMA ÓPTIMO, PARA SONY.....579
TABLA 349: CONTRASTE DE DICKEY-FULLER AUMENTADO PARA AVERIGUAR SI LA SERIE SONY TIENE RAÍCES UNITARIAS.....581
TABLA 350: CORROBORACIÓN DE QUE LA SERIE SONY PRESENTA RAÍCES UNITARIAS MEDIANTE PRUEBA DE PHILLIPS-PERRON.....582
TABLA 351: CONTRASTE DE DICKEY-FULLER AUMENTADO SOBRE LA SERIE DIFERENCIADA SONY, PARA CONSTATAR LA PRESENCIA DE RAÍCES UNITARIAS ADICIONALES.....583
TABLA 352: CÁLCULO DEL NÚMERO DE DIFERENCIAS NECESARIAS UTILIZANDO LOS TEST DE ADF Y PP.....584
TABLA 353: TEST DE DIEBOLD-MARIANO PARA VERIFICAR IDONEIDAD DE SERIE SONY ENTRE MODELOS ARIMA(1,2,4) Y ARIMA(1,2,2).....587
TABLA 354: INSTRUCCIÓN R DE CÁLCULO AUTOMÁTICO DE ARIMA EN FUNCIÓN DE TEST 'ADF' (CONTRASTE AUMENTADO DE DICKEY-FULLER) Y RESULTADOS OBTENIDOS PARA LA SERIE SONY.....588
TABLA 355: TEST DE DIEBOLD-MARIANO PARA VERIFICAR IDONEIDAD DE SERIE SONY ENTRE MODELOS ARIMA(1,2,2) Y ARIMA(2,2,2).....588
TABLA 356: COEFICIENTES ARIMA PARA EL MODELO ARIMA(1,2,2) DE SONY.....590
TABLA 357: RESUMEN DE LOS RESULTADOS DE MODELOS ARIMA SOBRE LAS VARIABLES DE PATENTES.....590
TABLA 358: VECTORES CALCULADOS PARA LAS VARIABLES REPRESENTADAS EN LA ILUSTRACIÓN 286, AÑOS 1994,1996 Y 2009 SEGÚN LOS GRUPOS INDICADOS.....596
TABLA 359: VECTORES PARA LA VARIABLE SONY CALCULADOS PARA LOS AÑOS 1971, 1981, 1991, 2001 Y 2011.....597
TABLA 360: DETALLE DE LAS CONCURRENCIAS TEMPORALES DE DISTINTOS VECTORES VUR PARA UNA MISMA VARIABLE.....597
TABLA 361: CÁLCULO DE SERIES TEMPORALES DE POTENCIAL DE MARCA.....599

TABLA 362: SERIES AJUSTADAS DE POTENCIAL DE MARCA CON DIFERENCIACIÓN, RANGO 1985-2000 601
TABLA 363: DETALLE DE LAS CARACTERÍSTICAS RELEVANTES DE LAS VARIABLES DE VIDEOJUEGO Y PATENTES 609
TABLA 364: VERIFICACIÓN DE NORMALIDAD EN LAS VARIABLES DE VIDEOJUEGOS Y PATENTES CON EL RANGO DE FECHA INICIALES 610
TABLA 365: VERIFICACIÓN DE NORMALIDAD EN LAS VARIABLES DE VIDEOJUEGOS Y PATENTES, TRANSFORMADAS MEDIANTE LOGARITMO NATURAL 610
TABLA 366: VERIFICACIÓN DE NORMALIDAD EN LAS VARIABLES DE VIDEOJUEGOS Y PATENTES, TRANSFORMADAS MEDIANTE BOXCOX 610
TABLA 367: RESUMEN DE VARIABLES PARA ANALIZAR, CON INDICACIÓN DE RANGOS, MODELOS DE TRANSFORMACIÓN PARA SU ANÁLISIS Y VERIFICACIÓN DE NORMALIDAD CON TEST DE JARQUE BERA Y SHAPIRO-WILK 611
TABLA 368: VERIFICACIÓN DE NIVEL DE INTEGRACIÓN DE LOS PARES DE VARIABLES EN ESTUDIO 611
TABLA 369: RESUMEN DE VALORES DE CORRELACIÓN CRUZADA OBTENIDOS, CON INDICACIÓN DE SENTIDO E INFLUENCIA 616
TABLA 370: VIC PARA LA VARIABLE AMSTRAD 617
TABLA 371: VIC PARA LA VARIABLE COMMODORE 617
TABLA 372: VIC PARA LA VARIABLE NEC 617
TABLA 373: VIC PARA LA VARIABLE MICROSOFT 618
TABLA 374: VIC PARA LA VARIABLE SONY 618
TABLA 375: VALORES F SNEDECOR Y P-VALORES ASOCIADOS AL TEST PARA LA RELACIÓN AMSTRAD DE PATENTES Y VIDEOJUEGOS 619
TABLA 376: VALORES F SNEDECOR Y P-VALORES ASOCIADOS AL TEST PARA LA RELACIÓN COMMODORE DE PATENTES Y VIDEOJUEGOS 620
TABLA 377: VALORES F SNEDECOR Y P-VALORES ASOCIADOS AL TEST PARA LA RELACIÓN NEC DE PATENTES Y VIDEOJUEGOS 621
TABLA 378: VALORES F SNEDECOR Y P-VALORES ASOCIADOS AL TEST PARA LA RELACIÓN MICROSOFT DE PATENTES Y VIDEOJUEGOS 622
TABLA 379: VALORES F SNEDECOR Y P-VALORES ASOCIADOS AL TEST PARA LA RELACIÓN SONY DE PATENTES Y VIDEOJUEGOS 623
TABLA 380: COMPARATIVA DE RESULTADOS DE CORRELACIÓN CRUZADA Y ANÁLISIS DE CAUSALIDAD DE GRANGER PARA LAS CINCO VARIABLES EN ESTUDIO 624
TABLA 381: IDENTIFICACIÓN DE LAS CARACTERÍSTICAS RESULTANTES DE LA EVALUACIÓN DE CORRELACIÓN CRUZADA ENTRE VARIABLES DE PATENTES Y VIDEOJUEGOS 638

TABLA 382: CÓDIGO DESARROLLADO PARA LA EXTRACCIÓN DE DATOS DE VIDEOJUEGOS DE LA PÁGINA WEB WWW.ALLGAME.COM 654
TABLA 383: CÓDIGO DESARROLLADO PARA LA EXTRACCIÓN DE DATOS DE VIDEOJUEGOS DE LA PÁGINA WEB WWW.MOBYGAMES.COM 655
TABLA 384: CÓDIGO DESARROLLADO PARA LA EXTRACCIÓN DE DATOS DE VIDEOJUEGOS DE LA PÁGINA WEB WWW.VGCHARTZ.COM 657
TABLA 385: CLASIFICACIÓN POR GÉNEROS DE LOS VIDEOJUEGOS 662
TABLA 386: DEFINICIÓN DE ESTACIONARIEDAD Y NO ESTACIONARIEDAD (MAURICIO ARIAS, 2007) 664
TABLA 387: CONDICIONES DE NORMALIDAD Y ESTACIONARIEDAD (PEÑA SANCHEZ DE RIVERA, 2005) 664
TABLA 388: COMPONENTES ELEMENTALES DE UNA SERIE TEMPORAL, SEGÚN (FERNÁNDEZ, 2004) 666
TABLA 389: VALORES DE P-VALOR ACEPTABLES PARA EL TEST DE JARQUE BERA CALCULADOS SEGÚN VALORES DE A Y TOMANDO EN CUENTA EL TAMAÑO DE LA MUESTRA 670
TABLA 390: DESCRIPCIÓN DE LAS CARACTERÍSTICAS PRINCIPALES DE LOS MODELOS AR, MA Y ARMA, EXTRAÍDO DE (MAURICIO ARIAS, 2007) 680
TABLA 391: CODIGO R PARA COMPUTAR EL VALOR DE LA FUNCIÓN AOF Y LA DE LA AOF MEDIA ACUMULADA 688
TABLA 392: CÓDIGO R PARA COMPUTAR EL VALOR DE VUR 689

I PARTE. INTRODUCCIÓN

1 Introducción

1.1 Presentación

Los videojuegos son uno de los motores de crecimiento económico, educativo y de entretenimiento más importantes desde el último tercio del siglo XX, y en este comienzo de siglo XXI su importancia no ha hecho más que incrementarse. Por otro lado, se considera que el conjunto de patentes tecnológicas es un excelente indicador de la inversión tecnológica de una empresa en I+D a lo largo del tiempo. Así, buscar la interrelación existente entre ambos conjuntos de datos permitiría tener una visión más amplia del modelo de negocio que se ha desarrollado históricamente y, si es posible, considerar cómo va a desarrollarse en el futuro.

En este trabajo se pretende realizar un análisis de las relaciones existentes entre la producción de software de videojuegos y de registros de patentes tecnológicas relacionadas con las plataformas de videojuegos.

Se persigue poder caracterizar el comportamiento histórico individual, definiendo las relaciones entre variables de la misma clase (videojuegos o patentes), y comprender las interacciones entre patentes y videojuegos de la misma marca.

Esta investigación se realiza mediante una serie de análisis sobre una muestra de datos seleccionados tanto de patentes como de videojuegos. Sobre dicha muestra de datos, series temporales, se verifican sus propiedades y comportamiento individual. Sobre el conjunto de datos de videojuegos se aplicarán los modelos estadísticos de análisis de cointegración y de verificación de causalidad en el sentido de Granger, a fin de verificar la interrelación bilateral o multilateral de marcas de videojuegos y la bondad de la misma. Por otra parte, sobre las series de datos de patentes se analizará su comportamiento frente a la obsolescencia tecnológica acumulativa, así como su Valor Útil Remanente, dando una medida de la fuerza o potencia en el tiempo de las patentes como indicador del valor de I+D de la marca de videojuegos. Finalmente, se desarrolla un modelo de análisis combinado para videojuegos y patentes de la misma marca, mediante correlación cruzada y causalidad, que permita valorar el aspecto fundamental de esta investigación, esto es la interrelación temporal entre videojuegos y patentes.

Esta investigación se adscribe, con fundamentación en el desarrollo empírico, a la disciplina de investigación relacionada con la Gestión Estratégica de la Información, I+D, Estadística Aplicada y Cienciometría Aplicada.

1.2 Justificación

"El videojuego, como todo medio de comunicación, es un producto cultural que corresponde a un contexto, a una sociedad y a unos fines, también cambia, desde su capacidad como tecnología hasta la capacidad de contenido, en un proceso que generalmente está constituido por personas de muy diferentes disciplinas (programadores, diseñadores gráficos, escritores, etc.) y por esto ha sido revalorizado durante la última década." (Pelaez, 2007)

Las patentes están en todos los ámbitos de nuestra vida.

En nuestro hogar, trabajo y en nuestra vida diaria somos beneficiarios directos de las bondades que derivan del fomento y tutela a las invenciones a través del sistema de patentes. Muchos objetos de uso cotidiano, que nos facilitan la vida y que a veces nos podrían parecer triviales (un abrelatas, un teléfono, un radiorreceptor, el refrigerador, un reproductor de video, etc.) son precisamente el resultado de la creatividad humana y, un buen número de esas invenciones se distinguen por sus formas o diseños, que son protegidos como diseños industriales.

1.2.1 Fundamentación de la investigación

"*Los videojuegos representan en la actualidad una de las entradas más directas de los niños a la cultura informática y a la cultura de la simulación. Muy utilizados por los niños y adolescentes, son muy criticados por sus contenidos y muy poco utilizados por los educadores que, en mi opinión, desaprovechan una potente herramienta educativa. La dimensión lúdica del proceso educativo no debe quedar relegada a los juegos tradicionales, los videojuegos también tienen un papel importante en el aprendizaje*". Gros Salvat (2000) [Ver también (González-González and Blanco-Izquierdo, 2012; Poveda and Sánchez, 2010; Zea *et al.*, 2009)]

Esta cita corresponde a un artículo del año 2000, pero en nuestros días resulta evidente que las Plataformas de Videojuegos han saltado el referente de la juventud para instalarse definitivamente entre los adultos y acaparar sus momentos de ocio.

Siendo, como son efectivamente, un referente muy importante para nuestra cultura actual, es fundamental averiguar su génesis, desarrollo en el tiempo y el impacto en el curso de su evolución que han tenido los avances tecnológicos, tanto de software como hardware, en la conformación de las actuales plataformas de videojuegos.

Dado que las empresas privadas son muy celosas de sus logros científicos, la mejor vía de evaluar objetivamente este desarrollo parece la de acudir a las revistas científicas, y mejor, a las bases de datos de registros de patentes industriales y tecnológicas.

Este trabajo de investigación desarrolla un análisis de las series de datos temporales tanto de videojuegos como de patentes registradas por compañías creadoras de software y plataformas de videojuegos (comúnmente consolas) desde los años 70 hasta hoy en día.

Básicamente, la idea subyacente a este estudio es que existe algún tipo de correlación entre los datos de ambas series temporales, indicando una influencia en uno u otro sentido. Intentar identificar este tipo e correlación, si existe, es el objetivo principal de este estudio.

Los videojuegos se han convertido en una parte fundamental del modelo de explotación de ocio de nuestra sociedad actual (Alday and Ara, 2012). Sin embargo, y derivado del concepto previo indicado y del hecho de que la patente como tal es un valor intangible y con una elevada dificultad para cuantificar una valoración de estimación de vida útil, pasada y futura, esta investigación abordará el estudio de un modelo (y lo aplicará al concepto de patente tecnológica vinculada con los videojuegos) de cálculo de la obsolescencia tecnológica asociada a la tecnología, invenciones, etc., a través de los registros de patentes tecnológicas que se extraigan de las principales bases de datos internacionales, y del concepto asociado de Vida Útil Remanente[1] para las patentes tecnológicas, de forma que sea independiente de los modelos actuales de cálculos de costes, pero que también sea posible adaptarlo a los modelos vigentes actuales (Galar, 2012a, 2012b; Hu, 2012; Reilly and Schweihs, 1999; Tian, 2012).

Estudiar los avances y desarrollos tecnológicos relativos a las plataformas de juegos (videojuegos, comúnmente conocidas como consolas), a través del registro de las diversas patentes deviene en el estudio de una parte muy importante de nuestro entramado social y cultural actual, así como en la comprensión del posible éxito en los modelos de negocio emprendidos por las marcas de videojuegos.

¿Podríamos aventurarnos a definir un modelo sobre el comportamiento en el tiempo de los desarrollos de videojuegos en función de los desarrollos tecnológicos patentados por las empresas de software de videojuegos en ese mismo periodo de tiempo? Analizando

[1] Vida Útil Remanente, concepto que se trata con detalle en el análisis de las patentes y el valor útil restante en el ciclo de vida de las mismas. Un análisis detallado de las características de este parámetro fundamental se encuentra en (Cavaller and Aubertin, 2008).

la evolución temporal de las patentes de las diversas marcas y su correlación con la evolución de las Plataformas de Software nos puede aportar la información necesaria para generalizar un esquema de comprensión de la interacción entre estas variables y aplicable a estas u otras empresas tecnológicas. De igual manera, este análisis provee un marco de referencia que sirva de fundamento teórico y práctico para el descubrimiento y la obtención del camino por dónde pueden llegar a discurrir la evolución de los desarrollos futuros de los nuevos sistemas de entretenimiento en videojuegos.

¿Por qué es importante este análisis? En este proceso de investigación se asume que es posible caracterizar el comportamiento de las marcas de software para videojuegos, las relaciones entre el lanzamiento de títulos de software de videojuegos y la intensidad de investigación y desarrollo que se refleja en los registros de patentes, así como las fuerzas externas e internas en ambos grupos de variables que influyen en la dinámica de desarrollo y evolución.

El conocimiento que se está dispuesto a extraer en este estudio tiene como objeto permitir una mayor comprensión de la dinámica de desarrollo y comportamiento de las marcas de software. De esta manera, se podrá observar el punto en el que se encuentra cada marca de software y realizar una posible interpretación de la evolución futura del mercado de videojuegos.

1.2.2 Fundamentación de la originalidad de este trabajo de investigación

La originalidad de este trabajo procede de varias fuentes, la cuales se detallan a continuación indicando sucintamente los estudios y fuentes analizadas.

En primer lugar, Consalvo, M. indica una manera regular de enfocar los estudios sobre videojuegos (Consalvo, 2012), y por otra Baker, N. codifica y analiza las metodologías y el enfoque aplicados al análisis de videojuegos (Baker, 2010): análisis textuales, ontologías, cultura y sociedad, etc.

Los enfoques para el acceso al estudio de los videojuegos son muy variados y su espectro generalmente se ajusta al tipo de investigación concreto que se pretende realizar, tal y como se verifica en diversos trabajos de investigación: (Margolis *et al.*, 2006; Rosas *et al.*, 2003; Tuğluk, 2010).

En general el análisis de patentes y tecnología es amplio, pero centrado en aspectos distintos del tratado en esta investigación. Así se tienen estudios de las características siguientes:

- **Transferencia de valor**: Se analizan las patentes tecnológicas con diversos enfoques para verificar si existe una posibilidad de transferencia de valor hacia el sector industrial o comercial. (Li and Wei, 2012; H. Park *et al.*, 2013)
- **Nuevas oportunidades tecnológicas y de mercado**: Se trata de estudios que analizan las patentes en busca de nuevos modelos tecnológicos para poder aplicarlos a diversos campos. (Dereli and Durmuşoğlu, 2009; S. Lee *et al.*, 2009)
- **Valor de las patentes tecnológicas**: Se analiza el conjunto de las patentes relacionadas con la tecnología, en términos generales o como un subconjunto de ésta, y se identifica una función de valor o transferencia económica. (Bessen, 2008)

Con un enfoque centrado en software, I+D o tecnología relacionada, se pueden encontrar, entre otros, los siguientes tipos de estudios:

- **Valor de las patentes de software**: Se analiza el valor de diversos conjuntos o subconjuntos de software a través o mediante el análisis de las patentes aplicadas. (Gupeng and Xiangdong, 2012; Hall and MacGarvie, 2010) (Hall and MacGarvie, 2010), (Gupeng and Xiangdong, 2012)
- **Relación entre patentes e I+D**: Se verifica la existencia de relación entre algún conjunto de patentes y el descubrimiento de I+D, o viceversa. (Dequiedt and Versaevel, 2013; Geum *et al.*, 2013; Thomas *et al.*, 2011; Thorleuchter *et al.*, 2010)

No obstante lo anterior, una de las constantes en el análisis de impacto de los videojuegos es el tratamiento económico que se realiza sobre la base de las ventas o costes, bien en relación con las unidades de videojuegos comercializadas y vendidas o bien a las unidades de consolas: (Marchand and Hennig-Thurau, 2013), (Anders, 1999), (Situmeang *et al.*, 2014), (Lehmann and Weinberg, 2000), (Binken and Stremersch, 2008), (Daidj and Isckia, 2009), entre otros. Este enfoque no se ha considerado apropiado para esta investigación, ya que surgen numerosas dificultades a la hora de abordar a nivel global el impacto de cambio de divisa, los tipos de interés respectivos en las diversas zonas económicas, la inflación acumulada real, etc., lo cual introduce enormes dificultades en la homogeneización de los datos de estudio y/o puede conllevar a un sesgo de difícil detección, considerándose innecesaria esta vía de estudio de videojuegos y patentes.

1.2.2.1 Las variables objeto de estudio

Por ello se plantea es esta investigación el análisis de 2 tipos de variables que no están condicionadas por subyacentes económicos de ningún tipo:

- **Videojuegos:** Se define como el conjunto de datos observables, mediante su captación y compilación temporal en bases de datos de acceso libre, relativo al lanzamiento de títulos de software de videojuegos para cada plataforma o consola de cada marca (Sega, Sony, Nintendo, etc.).

  A lo largo de la historia de videojuegos desde los años 70 (Martin, 2008; Stahl, 2010), una constante que se ha mantenido permanentemente ha sido que las marcas han creado nuevos títulos y/o portado software de plataformas previas en igual intensidad que la aceptación por parte de los usuarios de la nueva tecnología de juego. De esta forma, la captación y agrupación de los diversos datos de publicación de títulos de software por plataforma y año nos da una referencia neutra desde el punto de vista económico, permitiendo sin embargo comprender la intensidad y velocidad de crecimiento del software de videojuegos. (Eckert and Langinier, 2013; Shankar and Bayus, 2003)

- **Patentes:** Se define como el conjunto de datos observables, mediante su captación y compilación temporal en bases de datos de acceso libre, relativo a la aplicación de nuevas tecnologías relacionadas con el universo de videojuegos, esto es, cualquier avance registrado que tenga relación o sirva para plataformas, consolas, generación de software, o bien se use directamente o se cite en otras patentes directamente relacionadas.
  De esta manera se define un nivel de restricción directo para el conjunto de las patentes de muchas compañías de software, que no solo se dedican a los videojuegos (como es el caso de Microsoft, por ejemplo). Además, en este caso, se pretende la vinculación directa desde el momento de la captación de datos entre la fuerza de creación y comercialización enfocada anteriormente en la definición de la variable de videojuegos y el esfuerzo de I+D de cada marca de software, según se materializa en los registros de las bases de patentes principales a nivel mundial o regional.
  Bessen, J. y Hunt, Robert M. tratan el enfoque de las patentes y el I+D en software (Bessen and Hunt, 2007), aunque su relación es marginal sobre la comercialización de videojuegos y nula sobre los lanzamientos de títulos de software. Beresford, K. trata los aspectos de software de patentes desde el punto

de vista de la restricción en Europa sobre la patentación de software (Beresford, 2001), sin relacionarlo directamente con videojuegos. De otra parte, Hall, Bronwyn H. y MacGarvie, Megan tratan el aspecto del valor de las patentes de software pero relacionado con el valor de marca (Hall and MacGarvie, 2010), sin relacionarlo tan siquiera con el valor de software. Finalmente, en algún caso como el de Ernst, Holger (Ernst, 2003) se racionaliza cómo la información contenida en los datos de patentes puede ser usada para fines de planificación estratégica, mostrando el uso de la información de patentes en las áreas centrales de la gestión de la tecnología, y desarrollando numerosos indicadores de relación entre tecnología y patentes, pero que son demasiado generales para su uso particularizado en un campo tan especial como los videojuegos que conjunta tanto tecnología física como tecnología vía software.

1.2.2.2 Sobre el enfoque del análisis de obsolescencia tecnológica

El enfoque tradicional es la medición de la obsolescencia en términos monetarios. Así, Howitt, Peter (Howitt, 1998) hace una descripción matemática clara partiendo del enfoque de la repercusión en los aspectos económicos. Ya en 1994 Abdel-Malek, Layek y Wolf, Carl (Abdel-Malek and Wolf, 1994) hacen una comparación entre el ciclo de vida y la obsolescencia, aunque su orientación está alejada de las necesidades de este estudio en particular.

Un enfoque muy interesante es el que se indica en el trabajo de Whelan, Karl (Whelan, 2002), el cual se centra en la medición de la productividad frente al crecimiento del consumo de computadoras. Aunque este trabajo no se adapta tampoco a las especificaciones para esta investigación, sin embargo, introduce un pensamiento muy relevante: "*This is due to technological obsolescence: machines that are still productive are retired because they are no longer near the technological frontier, and anticipation of retirement affects economic depreciation.*" Este pensamiento conduce al modelo de trabajo para esta investigación, esto es, que existe una destrucción de valor útil a lo largo del tiempo en las patentes registradas por una marca de software de videojuegos directamente relacionada con el propio incremento de I+D de la misma marca, y que es medible a través del registro de las patentes desarrolladas a lo largo del tiempo.

La obsolescencia tecnológica introduce un factor continuado de deflación de valor que está íntimamente relacionado con la propia producción de nuevas tecnologías (I+D de hardware o software) por la marca, y que desde el punto de vista de esta investigación se considera que es posible realizar una medida mediante el registro temporal acumulado de patentes de cada marca.

Existen numerosos trabajos que intentan abordar los aspectos de medición de la obsolescencia o la pérdida de valor de las patentes a lo largo del tiempo:

- (Griliches, 1998), especialmente los capítulos 13.5 relación entre derechos de patente y valor de la patente –con especial atención a la figura 13.7 donde se presenta un movimiento deflactor de valor- , 13.6 Patentes y valor del stock de mercado –donde se introducen eficientes métodos de cálculo-, 13.8 sobre la tendencia en patentación y el ciclo burocrático, 13.9 sobre patentes agregadas y ciclo de vida, etc.
- (Pakes and Schankerman, 1984), el capítulo 4.1 The Rate of Decay of Appropriable Revenues, donde se examinan dos partes independientes de evidencia que influyen en la tasa de descomposición de los ingresos apropiables.
- (Jean O. Lanjouw *et al.*, 1998), muestra una variación en los modelos de conteo de patentes para estudios, y especialmente llama la atención sobre la importancia de la captación original de datos para la validación de resultados posteriores.
- (Griliches *et al.*, 1988), es antiguo trabajo en el que se presenta una compilación de las diversas formas de abordar la obsolescencia y el valor útil mediante diversas técnicas de medición.
- (Barney, 2011), muestra una novedosa técnica de acercamiento a la medición de la depreciación de una patente, aunque su enfoque está centrado en la citación de patentes, y no es directamente extrapolable a esta investigación.

Estos y otros trabajos llevan a la conclusión de que es preciso desarrollar un armazón matemático específico para esta investigación afín al tratamiento y medición de la influencia de la obsolescencia tecnológica según se orienta en la definición de la variable y en las hipótesis y los objetivos de investigación.

1.2.2.3 Modelo de relación entre videojuegos y patentes tecnológicas

Una buena parte de la relevancia del estudio viene motivada por la posibilidad de comprender las relaciones que se pueden establecer entre el proceso de generación de Investigación y Desarrollo a través de las aplicaciones de patentes tecnológicas y los procesos de desarrollo de software comercial para plataformas de videojuegos.

En especial, es fundamental, al indicar un modelo de análisis de la interacción entre estos dos conjuntos de variables, sin necesidad de acudir a los elementos clásicos de ventas o costes –como ya se ha explicado anteriormente-, sino que introduce una variable de fuerza de comercialización, puesto que el incremento en el lanzamiento de títulos de

software para cada plataforma está directamente relacionado con el interés del consumidor (GamePlayer) por dichas consolas.

Así, no se ha encontrado en la literatura de investigación ninguna evidencia de ningún modelo que explicite una relación completa entre:

- **Videojuegos y patentes tecnológicas**, de forma que investiga la interacción a lo largo del tiempo entre estas dos fuerzas para una misma marca.
- Las **fuerzas exógenas a los videojuegos**, es decir, la interacción existente entre las diversas compañías de software y como esta interrelación se evidencia en el comportamiento de lanzamiento de nuevos títulos al mercado (Anderson and Bushman, 2001). La mayor parte de los análisis se centran en la correlación entre el uso de videojuegos y diferentes facetas de los usuarios en estudio.
- Las **fuerzas endógenas deflacionarias de las patentes**, esto es, como la obsolescencia tecnológica permite acumular pérdida de valor útil remanente sobre el I+D de una marca de software y como se puede medir esta pérdida a través de los registros de patentes.

De esta manera, esta investigación propone un modelo novedoso y muy completo de análisis de interacción entre patentes y videojuegos.

1.3 Pregunta de investigación: Hipótesis

La pregunta de investigación principal de esta investigación puede concretarse en definir como dentro de una misma marca de videojuegos existe una relación directa bidireccional a lo largo del tiempo entre el número de títulos de software comercializados y las patentes tecnológicas registradas.

A partir de esta pregunta de investigación podemos definir un conjunto de hipótesis de investigación sobre la interrelación entre las series datos temporales de patentes tecnológicas y las de videojuegos:

- **Hipótesis 1**: Las series de datos de patentes y de videojuegos, para una misma marca de software, mantienen una interrelación a lo largo del tiempo. Esta interrelación puede manifestarse de forma 'direccional', esto es, el sentido de influencia puede ser desde las series de videojuegos hacia las de patentes o viceversa.
- **Hipótesis 2**: Las series de datos de videojuegos mantienen interrelaciones a lo largo del tiempo entre las diversas marcas de software. Estas interrelaciones

definen el comportamiento comercial de las marcas de software, y por tanto repercuten en el comportamiento de la interrelación especificada en la hipótesis 1.

- **Hipótesis 3**: Las series de datos de patentes sufren un proceso de pérdida de valor útil por el principio de obsolescencia tecnológica, que se puede verificar para cada conjunto de datos por marca de manera individual. Esta variación repercute en el comportamiento de la interrelación especificada en la hipótesis 1.

1.4 Objetivos

A fin de dar respuesta a esta pregunta de investigación se propone tratar la relación entre patentes tecnológicas y software de videojuegos. Para alcanzar el objetivo final se han considerado una serie de hitos u objetivos específicos que aporten valor para su consecución.

En función de las características y los objetivos descritos anteriormente se pueden formular el siguiente objetivo principal y los subsiguientes objetivos específicos de investigación:

Objetivo Principal: Establecer y validar un modelo de relación e influencia mutua, dentro de una marca de software, entre los títulos de software de videojuegos comercializados y las patentes tecnológicas desarrolladas y registradas.

Objetivos Específicos (OE):

1) **OE: Estado del Arte**
   a) Analizar los antecedentes de estudios similares realizados en el conjunto de la literatura científica especializada, las técnicas de análisis de datos para su aplicación a las relaciones entre videojuegos (estadística descriptiva, modelos de análisis de filtrado, modelos autorregresivos, de media móvil y sus combinaciones, cointegración, correlación cruzada, causalidad estadística, etc.), y los modelos matemáticos al uso para el análisis de la obsolescencia y el Valor Útil Remanente y su aplicación a las patentes tecnológicas. En su caso, modelizar un aparato matemático suficiente para el análisis de la obsolescencia aplicada a las patentes.
   b) Analizar las fuentes de datos para la extracción de la información: Que los datos sean de acceso libre por Internet, de forma que los tratamientos posteriores puedan ser reproducibles de la manera más fiable posible y sin coste adicional.
2) **OE: Búsqueda y selección de datos**
   a) Búsqueda, recuperación de datos de las bases de videojuegos y patentes.

b) Análisis de la información de las fuentes y selección de muestra de datos para cada base de datos.

c) Selección de la muestra más eficiente para los análisis posteriores.

3) **OE: <u>Verificar el comportamiento estadístico individual de las series de datos de Patentes y Videojuegos.</u>**

a) **Analizar el comportamiento estadístico de las series de datos de videojuegos y patentes.** Se fundamenta en definir las características estadísticas básicas de las series de datos, individualmente y/o en conjunto, a fin de valorar las semejanzas concurrentes en las series de datos analizadas.

b) **Verificación de la calidad y cantidad de la información presente en los datos.** Es imprescindible tomar una medida de la cantidad y calidad de la información en las series, como factor de inclusión/exclusión en los análisis posteriores.

c) **Selección de un conjunto de datos óptimo para los análisis individuales y comparativos.** La verificación del comportamiento estadístico de alto nivel de las series de datos, así como la comprobación de la calidad y cantidad de información, permitirán la selección de un conjunto suficiente de datos para los análisis comparativos posteriores.

4) **OE: <u>Verificar las interrelaciones entre marcas dentro del grupo de Patentes y dentro del grupo de Videojuegos.</u>**

a) **Realizar un análisis de modelo autorregresivo integrado de media móvil para las series en estudio.** Este análisis en profundidad permite verificar la estructura y comportamiento reales de las series de datos, dando una idea más precisa del modelo de variabilidad de las series en el tiempo y sirviendo de modo efectivo de comparación.

b) **Realización de análisis por medio de técnicas de cointegración para las series de videojuegos.** Esta funcionalidad permitirá establecer la realidad de la existencia de interrelaciones entre las series de datos de videojuegos, aplicando un nivel de restricción e intensidad exhaustivo.

c) **Verificar si existe causalidad en las relaciones de cointegración realizadas en las series de videojuegos.** Así, en este objetivo se pretende comprobar, si lo hay, el tipo de causalidad existente, lo que nos daría una valoración de la intensidad de la relación entre las series.

5) **OE: <u>Verificar las interrelaciones entre Patentes y Videojuegos dentro de la misma marca.</u>**

a) **Aplicación de técnicas de correlación cruzada a pares de series de patentes y videojuegos para una misma marca de software.** En este objetivo se mide la fuerza y direccionalidad, si existe, de los 2 conjuntos de datos para cada marca

finalmente seleccionada. Esto nos dará un punto clave fundamental para valorar si el modelo propuesto tiene posibilidad de ser verificado.

b) **Aplicación de verificación de la existencia de causalidad en las técnicas de correlación cruzada para pares de series patentes/videojuegos por marca.** Este objetivo permitirá verificar tanto el sentido como la intensidad de la correlación cruzada, si existe, en los análisis de pares de series, permitiendo una verificación adicional del modelo propuesto para su validación.

6) **OE: <u>Realizar un análisis exhaustivo del Valor Útil Remanente en las Patentes por marca.</u>**

a) **Analizar el modelo de aplicación de la obsolescencia al análisis de las patentes.** Dado que las patentes sufren un proceso de pérdida de valor temporal, es preciso aplicar un modelo de valoración que permita cuantificar la obsolescencia en las patentes tecnológicas y su repercusión en los datos en estudio.

b) **Estudiar el Valor Útil Remanente en las patentes.** Esto nos da, junto al análisis de la gestión de la obsolescencia, un conjunto de datos cuantificables sobre el impacto en el tiempo de la pérdida de valor de las patentes, que se puede aplicar al conjunto total de datos de patentes.

Algunos de estos objetivos, como se puede verificar inmediatamente, están directamente relacionados. No obstante, el sentido general de todos los objetivos de investigación descritos es apoyar la consecución de la validación tanto de las hipótesis de investigación indicadas previamente como de un modelo de interacción entre videojuegos y patentes, el cual se define en detalle en el Capítulo 10 de esta investigación y donde se describe pormenorizadamente la relación entre series de datos de videojuegos y patentes para una misma marca de software.

Como resultado, el modelo de interacción que se describe en el Capítulo 10 resulta ser una consecuencia directa de la búsqueda de respuestas a las hipótesis de investigación y a la aplicación de los objetivos de investigación descritos previamente.

1.5 Fases de la investigación

Tal y como se verifica en la Ilustración 1, este trabajo mantiene un definido, claro y estructurado proceso de investigación, definido de la siguiente forma:

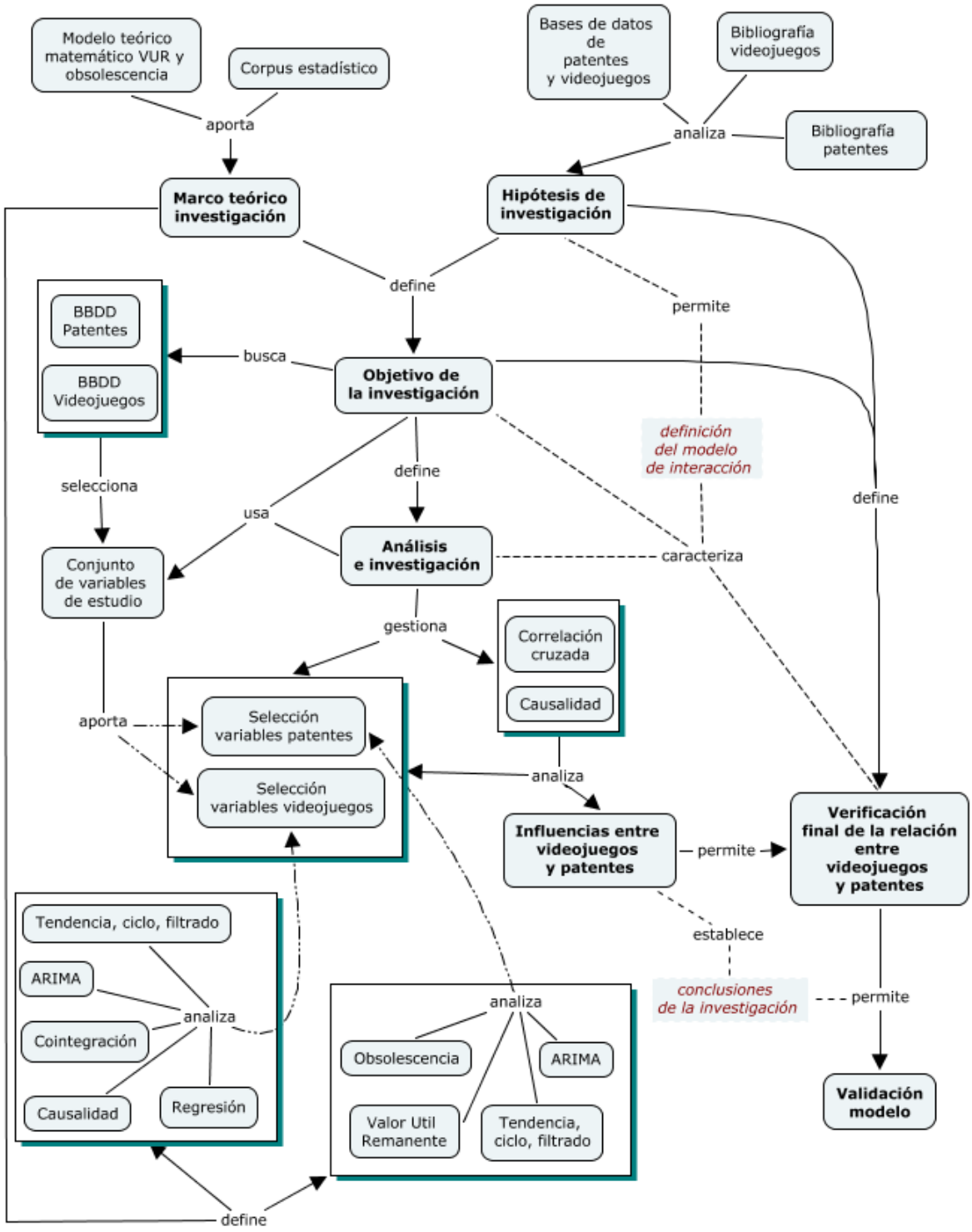


Ilustración 1: Diagrama de flujo de interacción entre los diversos elementos y fases de la investigación

1. **MARCO TEORICO**:
    a. Análisis de los antecedentes relacionados tanto con los estudios sobre patentes como son los de videojuegos o software en general. Especialmente los que indiquen cierta conexión entre ambos conjuntos de estudio.
    b. Definición de los conceptos generales de series de datos temporales para el análisis de videojuegos y patentes.
    c. Definición de los conceptos de patente tecnológica y de videojuegos del estudio.
    d. Definición de las fuentes de extracción de la información, así como indicación de las bases de datos validadas para su uso:
    e. Especificación de los modelos autorregresivos integrados de medias móviles y su integración en el estudio.
    f. Concreción de los métodos de análisis de la información en las series de datos, cantidad y calidad, aplicando técnicas de la Teoría de la Información. (Benoît Le and Jean-Louis, 2006)
    g. Especificación de los conceptos de cointegración y causalidad en el sentido de Granger, y verificación de la interpretabilidad de los mismos en el ámbito del estudio. (Clive W.J. Granger, 2003; Søren Johansen, 1988)
    h. Definición del modelo de correlación cruzada. Definición y comprensión de la utilidad y aplicación al estudio.
    i. Definición del modelo de obsolescencia y de Valor Útil Remanente, así como su ámbito de aplicación general y al estudio de las patentes en particular.
2. **Definición del modelo**:
    a. Definir el modelo de ajuste de la interrelación entre videojuegos y patentes tecnológicas para una misma marca.
    b. Especificación de la implicación de los elementos del Marco Teórico en la consecución de la hipótesis de investigación y la elaboración del modelo de interrelación.
3. **MARCO METODOLOGICO**:
    a. Realización de análisis estadístico general, a fin de encontrar pautas de comportamiento general de las series de datos y/o comparaciones generales entre marcas de software. De esta manera se pueden descubrir las primeras pautas superficiales de comportamiento temporales.
    b. Análisis de la información presente en las series de datos de videojuegos, siguiendo la Teoría de la Información.

c. Clasificación y selección de las series de datos de patentes y videojuegos que se usarán como conjunto de datos definitivo para el estudio. Esta selección se basará en los resultados extraídos y razonados de los pasos anteriores.
d. Análisis de comportamiento de ambas series mediante modelos autorregresivos integrados de medias móviles, a fin de descubrir el comportamiento temporal profundo en dichas series.
e. Estudio y valoración de la aplicación en el conjunto de datos de videojuegos de las técnicas de cointegración y causalidad en el sentido de Granger. Estas técnicas permitirán comprender el funcionamiento, si existe, de las interrelaciones entre videojuegos de diversas marcas a lo largo del tiempo. También permitirá verificar la bondad de dicho ajuste y la calidad e intensidad del mismo.
f. Verificación de la presencia de obsolescencia puntual y acumulada en el tiempo en las series de datos de patentes tecnológicas. Este estudio permite verificar y comprender el modelo de influencia en el tiempo de la obsolescencia sobre dichas patentes.
g. Análisis del Valor útil Remanente en las patentes tecnológicas. Esta investigación arrojará datos cuantitativos del impacto en el tiempo sobre las patentes de la obsolescencia.
h. Selección de un conjunto de datos final consistente y homogéneo, según los resultado de los pasos previos, a fin de aplicar las técnicas de correlación cruzada.

4. **Validación del modelo**:
   a. Verificación de la correlación cruzada entre pares de patentes y videojuegos para una misma marca de software.
   b. Verificación de la existencia de causalidad en el sentido de Granger.
   c. Coordinación de resultados sobre el modelo propuesto originalmente.
5. **ELABORACIÓN DE INFORME FINAL**:
   a. Estructuración de los datos, presentación clara de la información mediante gráficos comprensibles y adecuados a la exposición y objetivos propuestos.
   b. Estructuración del informe en función de las fases planteadas en la investigación.
   c. Interpretación de los resultados en función de los objetivos propuestos y contrastación de las hipótesis teorizadas.

d. Establecimiento de las conclusiones sobre la investigación, sobre las hipótesis y sobre el modelo propuesto.

1.6 Metodología

La metodología es la estrategia de investigación que elegimos para responder a las preguntas de investigación. Dependerá tanto de éstas como del marco teórico de la investigación. (Hueso González and Cascant i Sempere, 2012)

Tal y como ya se ha indicado anteriormente, el modelo general utilizado para esta investigación es un modelo cuantitativo. Las características que definen metodológicamente esta investigación son las siguientes:

1. **Tipo de investigación**:
    a. Es fundamentalmente explicativa, dado que aunque describe el comportamiento general de las series de datos, la naturaleza del trabajo es explicar el comportamiento de las patentes y videojuegos y su interrelación, explicando estadísticamente dicha interrelaciones.
    b. La base de la investigación es no-experimental, tratándose del análisis de series temporales de patentes y videojuegos.
2. **Tiempo de investigación**: En este aspecto el trabajo mantiene un comportamiento de análisis longitudinal, al analizar los objetos de estudio durante un periodo de tiempo comprendido de manera amplia entre 1970 y 2013. (Lafuente Ibáñez and Marín Egoscozábal, 2008)
3. **Técnicas de investigación cuantitativa**:
    a. **Análisis exploratorio**: Las series de datos temporales serán analizadas con el objetivo de explorar las fuerzas e interrelaciones que operan a lo largo del tiempo así como descubrir la naturaleza de comportamiento temporal. (Tukey, 1977)
    b. **Modelización**: Al proponerse un modelo de interrelación a priori para validar, el objetivo básico de la metodología de esta investigación es suplir de elementos de trabajo para poder verificar la validez de la misma. (Roberto *et al.*, 1998)
4. **Definición de las variables de estudio:**
    a. **Variables discretas:**
        i. Unidades de patentes aplicadas por marca y año.
        ii. Unidades de videojuegos puestos en comercialización por tipo de consola/plataforma, marca y año.

b. **Tipos de muestra**: La muestra es sistemática, y la constituyen los datos obtenidos como series temporales entre los periodos de extracción de 1970-2013.

c. **Tamaño de la muestra**:

i. De manera general se establece para las series de datos temporales desde 1970-2013, siendo factible su análisis en submuestras recortadas según la cantidad de datos e información aportada por la muestra.

ii. Es no probabilística, ya que los datos no son tomados al azar, sino escogidos deliberadamente. No es posible por ello establecer ningún tipo de error muestral.

5. **Fuentes aceptables de información**: Este estudio solo acepta fuentes de libre acceso, de forma que puedan ser contrastadas sin coste:

a. Bases de datos para videojuegos:

i. AllGame: http://www.allgame.com/

ii. MobyGames: http://www.mobygames.com/

iii. VGChartz: http://www.vgchartz.com

b. Bases de datos para Patentes:

i. USA: United States Patent and Trademark Office (USPTO)

ii. Japón: Japan Patent Office (JPO)

iii. Europa: European Patent Office (EPO)

iv. Global: WIPO - World Intellectual Property Organization

6. **Técnicas de análisis de los datos:**

a. **Estadísticas**: Estas técnicas se aplican, en general tanto a datos de patentes como de videojuegos.

i. Estadística descriptiva: análisis de alto nivel o superficial de comportamiento de las series de datos.

ii. Teoría de la información: aplicación principalmente de técnicas de análisis de entropía de la muestra para verificar la calidad y cantidad de la información.

iii. ARIMA[2]: Análisis de bajo nivel o profundo, del comportamiento temporal de las series de datos.

iv. Cointegración: verificación con restricciones de la existencia de correlación entre 2 o más series de datos.

[2] ARIMA: Análisis autorregresivo integrado de media móvil.

1. Método de Granger.
2. Método de Johansen.

v. Análisis de causalidad según Granger. Verificación de causalidad estadística.

vi. Correlación cruzada, verificación de cierto tipo de correlación a aplicar entre pares de patentes y videojuegos de la misma marca.

b. Matemático: Estas técnicas están restringidas solo al ámbito de análisis de patentes tecnológicas.

i. Cálculo del valor de obsolescencia puntual y acumulada.

ii. Cálculo del Valor Útil Remanente.

iii. Cálculo del Potencial de marca.

1.7 Estructura

Este trabajo se presenta en una clara estructura diferenciada de 4 partes que responden a los conceptos que se indican en la Tabla 1:

I	**Introducción**	**Capítulo 1**: Definición del trabajo de investigación, objetivos, modelo de investigación, fundamentos, metodología. Se describe el propósito fundamental del trabajo, sus objetivos, ámbito de aplicación, validez científica, etc.
II	**Estado del Arte**	**Capítulo 2**: Historia de los videojuegos. Se presenta una perspectiva histórica resumida de los videojuegos. **Capítulo 3**: Historia de las patentes. Se presenta una perspectiva histórica resumida de las patentes. **Capítulo 4**: Las patentes en el desarrollo de los videojuegos. Se muestran diversos aspectos subyacentes sobre la aplicación del proceso de patentes en el ámbito de software y sus controversias.
III	**Marco teórico**	**Capítulo 5**: Sistemas y técnicas de medición de patentes. Se presenta una visión de la innovación a través de la patente. Una visión resumida del enfoque de la Cienciometría y la Bibliometría en el estudio general de las patentes. **Capítulo 6**: Modelo de captación de datos relativo a la evolución de videojuegos. Se presentan las fuentes de información para la

		extracción de datos sobre videojuegos, los modelos de selección y refinamiento de las muestras, así como los procesos de validación de las diferentes bases de datos para la obtención de una muestra única final válida. **Capítulo 7**: Modelo de captación de datos relativo a la evolución de patentes. Se presentan las fuentes de información para la extracción de datos sobre patentes, los modelos de selección y refinamiento de las muestras, así como los procesos de validación de las diferentes bases de datos para la obtención de una muestra única final válida. **Capítulo 8**: Fundamentos analíticos. Introduce todo el corpus estadístico necesario y analizado para el tratamiento de las muestras de videojuegos y patentes. **Capítulo 9**: Caracterización del tiempo de vida útil de una patente tecnológica. Introduce todo el corpus matemático necesario para el análisis de la obsolescencia y vida útil remanente de las patentes tecnológicas.
IV	**Definición del modelo**	**Capítulo 10:** Se define claramente el modelo bajo las hipótesis de investigación, clarificando los objetivos buscados y explicando los antecedentes existentes.
V	**Análisis de series de datos**	**Capítulo 11:** Análisis de las series temporales de videojuegos. Se presenta una descripción estadística completa de la interacción entre las diversas marcas de videojuegos a lo largo del tiempo. Se procede a verificar mediantes técnicas descriptivas y de filtrado el comportamiento temporal individual de las series. Se analiza el comportamiento mediante técnicas ARIMA a fin de no solo encontrar una tendencia a las series individuales, sino de evidenciar la existencia de integración en las series. También se procede al análisis mediante cointegración entre pares y multivariable, a fin de verificar la posible correlación, y verificar la fuerza e intensidad. **Capítulo 12:** Análisis de las series temporales de patentes. Se presenta una descripción estadística completa de la interacción

		entre las diversas marcas de videojuegos a lo largo del tiempo. Se procede a verificar mediantes técnicas descriptivas y de filtrado el comportamiento temporal individual de las series. Se analiza el comportamiento mediante técnicas ARIMA a fin de no solo encontrar una tendencia a las series individuales, sino de evidenciar la existencia de integración en las series. **Capítulo 13:** Análisis de la vida útil estimada de patentes. Se procede a realizar un análisis de la influencia de la obsolescencia tecnológica y de la vida útil remanente en las series de datos, estimando la influencia de la misma en el tiempo. **Capítulo 14:** Estimación de la relación entre videojuegos y patentes. Este es el punto final, en el que se analiza y valida el modelo propuesto, basándonos en el concepto de correlación cruzada. Para este proceso de validación se habrán de simplificar las variables, reduciéndolas al conjunto mínimo aceptable.
VI	**Validación y conclusiones**	**Capítulo 15:** Evaluación de resultados sobre el estudio comparativo entre videojuegos y patentes tecnológicas. Se presentan los resultados de la investigación de manera sintética, resumiendo los diversos aspectos del trabajo realizado en cada paso de la investigación. **Capítulo 16:** Validación del modelo y conclusiones. Se presentan las conclusiones sobre el trabajo de investigación y las conclusiones generales y definitivas sobre la investigación. Se verifica si los resultados obtenidos concuerdan con las hipótesis a priori establecidas para este estudio. Se indicarán las conclusiones reales extraídas de la investigación.

Tabla 1: Estructura general del trabajo de investigación

1.8 Fuentes de información

Las características principales sobre las fuentes de información utilizadas a lo largo de la concepción, planificación, diseño, investigación, análisis y verificación han sido las que se indican a continuación:

- Las fuentes de información a las que se ha acudido han sido generalmente las de los sistemas más conocidos de referencia en el mundo académico, tales como ISI Web of Knowledge (WoK), fondos de TDX, JSTOR, PubMed, Scopus, Wiley InterScience, Springer, etc.[3]
- También se han utilizado fondos de acceso libre en la red, especialmente de consulta de datos de marcas, anuarios, etc., y que no están generalmente disponibles en los circuitos académicos.
- En el texto el formato de cita utilizado siempre ha sido el de la American Psychological Association (APA) según su modelo de citación bibliográfica que se puede verificar en http://www.apastyle.org/.

Fuentes de información para la extracción de datos para análisis de videojuegos y patentes tecnológicas:

1) Considerando el aspecto geográfico de las empresas que se abordan en este estudio, se encuentran concentradas en los países siguientes:
   a) Reino Unido
   b) USA
   c) Japón
2) La búsqueda de patentes se realiza sobre las bases de datos principales siguientes:
   a) USA: United States Patent and Trademark Office (USPTO)
   b) Japón: Japan Patent Office (JPO)
   c) Europa: European Patent Office (EPO)

[3] TDX corresponde con Tesis Doctorales en RED http://www.tdx.cat/, JSTOR es la base de datos de búsqueda y referencia bibliográfica con página web http://www.jstor.org/, PubMed corresponde con la base de datos de la US National Library of Medicine National Institutes of Health con página web http://www.ncbi.nlm.nih.gov/pubmed, Scopus es la base de datos de citaciones bibliográficas con página web http://www.elsevier.com/online-tools/scopus, Willey es el catálogo de citaciones bibliográficas con página web http://onlinelibrary.wiley.com/, Springer es el catálgo de citaciones bibliográficas con página web http://www.springer.com/. Estas son las principales bases de datos de citaciones bibliográficas utilizadas durante la redacción de la tesis, si bien también se han utilizado referencias no expresamente académicas, y utilizando servicios de búsqueda en la red como por ejemplo Google Scholar (http://scholar.google.es/)

d) Además, se complementan con la búsqueda en la base de datos mundial (WIPO - World Intellectual Property Organization), así como en otros motores de búsqueda de acceso libre[4] (White, 2008):
   i) http://www.freepatentsonline.com/
   ii) http://patents.com/
   iii) http://www.delphion.com/

3) La búsqueda de videojuegos se realiza sobre las bases de datos siguientes:
   a) AllGame: http://www.allgame.com/
   b) MobyGames: http://www.mobygames.com/
   c) VGChartz: http://www.vgchartz.com

4) Los requisitos básicos considerados para la compilación de datos de patentes y videojuegos en todas las búsquedas que se han realizado (basado en las indicaciones dadas en (Maletic and Marcus, 2010) y (Rahm and Do, 2000)):
   a) **Exactitud:** Los datos deben cumplir los requisitos de integridad, consistencia y densidad.
   b) **Integridad:** Los datos deben cumplir los requisitos de entereza y validez.
   c) **Entereza:** Se alcanza por la corrección de datos que contienen anomalías.
   d) **Validez:** Se alcanza por la cantidad de datos que satisfacen las restricciones de integridad.
   e) **Consistencia:** Se alcanza por la corrección de contradicciones y anomalías sintácticas.
   f) **Uniformidad:** Relacionado con irregularidades.
   g) **Densidad:** Conocer el cociente de valores omitidos sobre el número de valores totales.
   h) **Unicidad:** Relacionado con datos duplicados.

[4] Una lista de servicios web de acceso libre y gratuito que permiten realizar búsquedas en las bases de datos de patentes está en: http://inventors.about.com/od/freesearches/Free_Patent_Search.htm

1.9 Mapa conceptual

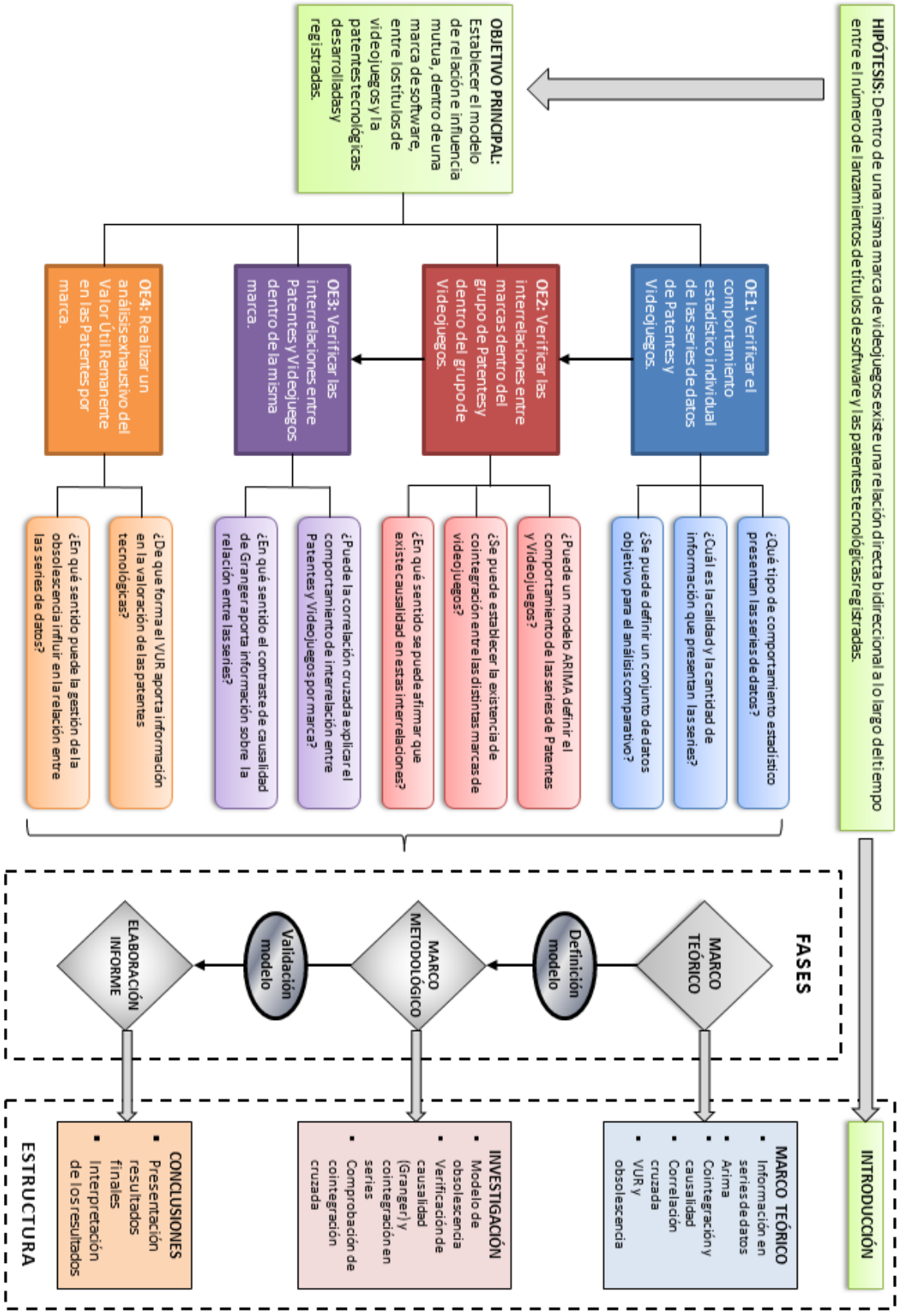


Ilustración 2: Modelo conceptual en el desarrollo de la investigación

II PARTE. ESTADO DEL ARTE

2 Historia de los videojuegos

"Estoy convencido de que la mayoría de miembros de la comunidad de programadores también juegan con los ordenadores. El juego informatizado se practica en alguna medida en casi todas las instalaciones de ordenadores. Eso ocurre fundamentalmente porque la mayoría de informáticos están de acuerdo en que la información que se adquiere haciendo programas de juegos es directamente transferible a otros ámbitos de la programación científica y comercial." D. Spencer, cita de (Wolf and Perron, 2005)

Desde sus inicios, allá por los años 50 (Stahl, 2010), hasta nuestros días los videojuegos han pasado de ser un pasatiempo para jóvenes estudiantes de ingeniería hasta llegar a convertirse en la industria del ocio más poderosa. Si se quiere descubrir cómo ha sucedido este fenómeno es preciso recorrer el camino inverso para descubrir la senda que nos ha llevado hasta aquí: cuáles son las consolas y juegos que han logrado que los videojuegos tengan el impacto cultural y económico que hoy posee, qué implicaciones tienen en la cultura visual contemporánea y qué prejuicios soportan en nuestra actualidad.

Videojuegos y consolas de videojuegos han aumentado en términos de potencia y complejidad tecnológica, gráfica y procesamiento. Las videoconsolas contemporáneas son comparables a equipos especializados, orientados hacia una estrecha gama de aplicaciones. Los últimos años se han observado un creciente número de estudios e investigaciones en el uso de videojuegos y técnicas orientadas a los juegos de azar, en el aprendizaje y enseñanza de escenarios y aplicaciones.

Tradicionalmente, la industria de videojuegos ha sido cíclica en términos de número de propietarios de consolas e ingresos. Sin embargo, varios factores, incluyendo la aparición de iconos culturales, por ejemplo, *Mario*, *Sonic* y *Lara Croft*, aumentaron la complejidad en los videojuegos y también su apariencia visual, lo que condujo a ventas masivas y continuadas en el tiempo de consolas de videojuegos como la serie de PlayStation de Sony y Nintendo Game Boy. Esto ha convertido a los videojuegos en una parte importante de la cultura contemporánea desde mediados de 1990. La industria de videojuegos genera ingresos de entre 18 y 25 mil millones dólares por año (según diversas estimaciones), con costos de desarrollo, ingresos y uso/audiencia comparables (y a menudo superiores) a la industria del cine.

2.1 ¿Qué son los videojuegos?

"*El juego es simbólico, permite la aparición de nuevos significados y resignifica los ya existentes. En los videojuegos nacen nuevos monstruos y nuevos héroes e incluso sus relaciones pueden ser novedosas*" (Gil Juarez and Vida Mombiela, 2008).

Ilustración 3: Magnavox Oddyssey, quizá el videojuego con más repercusión en los 70 (http://upload.wikimedia.org/wikipedia/commons/thumb/f/f1/Odyssey2_w_box.jpg/220px-Odyssey2_w_box.jpg)

En la actualidad los videojuegos son la puerta de entrada de niños y jóvenes en las TIC[5]. Mediante el videojuego los niños adquieren capacidades y desarrollan habilidades diversas: la familiarización con las nuevas tecnologías, su aprecio y su dominio. El videojuego es en estos momentos el principal elemento determinante en la socialización dentro del mundo de las nuevas tecnologías.

Es importante destacar que los videojuegos son la puerta de entrada al mundo de las tecnologías de la información y la comunicación. Por ello se intenta trazar una historia de los videojuegos, una historia que muchos han podido compartir directamente. Por esta razón se utiliza el concepto de impacto para trazar una nueva metáfora más adecuada para la historia de los videojuegos: "*La idea del 'impacto' de los medios de comunicación y de las TIC, es una metáfora básica del imaginario social contemporáneo, que usamos frecuentemente para pensar nuestra vida social*". *(Gil Juarez and Vida Mombiela, 2008)*

Hay que pensar también en los videojuegos como herramientas de relación y no de aislamiento, como suele considerarse. Es decir, al entramado de relaciones, de diálogos y emociones que se fomentan mediante estos comporta-

[5] TIC, Tecnologías de la Información y del Conocimiento.

mientos en el juego, ya sea en el ámbito familiar como en otros.

Los videojuegos pueden ser considerados como una nueva forma de expresión artística en las últimas décadas, pero al igual que ocurre con las expresiones artísticas contemporáneas, la sociedad todavía no es capaz de asimilarlas. Los videojuegos aún continúan siendo un fenómeno incomprensible para muchos: la sociedad parece casi incapaz de darle un significado, como sucede con en el arte contemporáneo. Con los videojuegos, la mayoría de los medios de comunicación se limitan a considerar el aspecto gráfico, o la adaptación en videojuego de alguna película de Hollywood, sin entrar en la valoración por opinión, tal y como se hace en una reseña de película, libro o disco. Pero los videojuegos, como el arte contemporáneo, no pueden entrar en estas categorías tradicionales. Por esto motivo la respuesta tras preguntar a cualquier jugador para qué sirve jugar a videojuegos es: para nada. Esto se debe a no haber encontrado una herramienta adecuada para categorizar, definir, estructurar y comprender este arte: el videojuego es típicamente posmoderno, tremendamente subjetivo y objetivo a la vez, individual y colectivo al mismo tiempo.

2.2 Breve historia de los videojuegos

2.2.1 Los Primeros Tiempos (1952 - 1970)

Quizá debido a las diversas definiciones que se han ido estableciendo a lo largo del tiempo sobre el concepto de videojuego, ha resultado ardua la tarea de identificación de cuál era el primer videojuego de la historia. No obstante lo anterior, se puede considerar a **Nought and crosses** (1952), conocido como OXO, creado por Alexander S. Douglas, como primer videojuego al que se pueda llamar como tal. Este era una versión para computador del ya conocido 'tres en raya', el cual ya se podía ejecutar sobre el ordenador EDSAC[6] (ordenador de la época), permitiendo un enfrentamiento humano vs. máquina.

En 1958 William Higginbotham[7] desarrolló el famoso **Tennis for Two** (un simulador de tenis de mesa para uso de los visitantes del Brookhaven National Laboratory), utilizando un osciloscopio y un programa para el cálculo de trayectorias.

---

[6] Ver descripción en http://www.tecnotopia.com.mx/computadoras/edsac.htm, web del Museo de la Informática y Computación Aplicada.

[7] Para una descripción del evento se puede acudir a http://www.pixfans.com/tennis-for-two-el-primer-juego-electronico-de-la-historia/.

Cuatro años más tarde Steve Russel[8], estudiante del MIT (Massachusetts Institute of Technology), creó **Spacewar!** (usó como novedad gráficos vectoriales). Su funcionamiento era extremadamente simple: ambos jugadores controlaban tanto la dirección como la velocidad de dos naves espaciales batallando entre sí. El videojuego se desarrolló para ser utilizado en un PDP-1[9], siendo uno de los primeros videojuegos en tener un relativo éxito dentro del ámbito universitario.

En 1966 aparece **Fox and Hounds** (desarrollado por Ralph Baer[10] junto a Albert Maricon y Ted Dabney), siendo el inicio de lo que hoy se conoce como el videojuego doméstico. Su evolución posterior sería la conocida **Magnavox Odyssey**, lanzado en 1972, un sistema doméstico que se conectaba a la televisión, permitiendo utilizar juegos pregrabados.

2.2.2 La Edad Dorada (1971 - 1983)

En 1971 se produce un hito importante, cuando Nolan Bushnell[11] comenzó la comercialización de **Computer Space**, una versión de **Space War**, aunque es posible que fuera anterior **Galaxy War** una versión especial para salones recreativos de Space War (aparecida a inicios de los 70 en la Universidad de Standford).

Pong, similar al **Tennis for Two** pero orientada a su uso en lugares públicos: bares, salones recreativos, aeropuertos, etc., se constituyó como el mayor exponente de la época. El diseñador fue Al Alcorn[12] para Nolan Bushnell, y se comercializó en la nueva compañía: Atari.

Space Invaders, lanzada en 1972, llegó a convertirse en la piedra angular de la industria del videojuego. En los siguientes años se incorporaron numerosos avances técnicos al diseño de consolas y videojuegos (microprocesadores y chips de memoria). Asteroids (Atari) o Space Invaders (Taito) irrumpieron en los salones recreativos, a la vez que surgieron nuevos sistemas domésticos: Atari 2600.

---

[8] Para familiarizarse con la importancia que Steve Russell tiene en la historia del videojuego, y el impacto que tuvo su desarrollo posteriormente, es preciso leer la referencia de http://www.videoshock.es/2010/01/12/historia-de-los-videojuegos-vol-2-steve-russell-y-la-guerra-espacial/.

[9] Una visión más completa del PDP-1 se encuentra en http://pdp-1.computerhistory.org/pdp-1/

[10] En su página web, http://www.ralphbaer.com/ , se obtiene más información sobre los desarrollos de Ralph Baer.

[11] Se puede encontrar en http://web.mit.edu/invent/iow/bushnell.html una descripción de Nolan Bushnell.

[12] Una biografía se encuentra en http://www.britannica.com/EBchecked/topic/932612/Al-Alcorn

Para el ámbito doméstico aparecieron durante la década modelos como **Oddyssey 2** (Phillips), **Intellivision** (Mattel), **Colecovision** (Coleco), **Atari 5200** (Atari), **Commodore 64** (Commodore), **Turbografx** (NEC). Por otro lado, las máquinas recreativas tuvieron grandes videojuegos: **Tron** (Midway), **Battle Zone** (Atari), **Pacman** (Namco), **Pole Position** (Namco) o **Zaxxon** (Sega).

Aunque el negocio asociado a esta nueva industria alcanzó en un corto periodo de tiempo grandes cotas, en 1983 dio comienzo la denominada *crisis del videojuego*[13], que no concluyó hasta 1985, siendo los principales países afectados Canadá y EE.UU.

El resto del mundo sufrió una polarización dentro de los sistemas de videojuegos:

- Japón apostó por el mundo de las consolas domésticas con el éxito de la **Famicom** (Nintendo, 1983), conocida en Occidente como NES o Nintendo NES.
- Europa se decantó por los microordenadores: **Commodore 64** o el **Spectrum**.

2.2.3 La Edad Moderna (1984 - 1999)

EE.UU., tras la salida de la crisis, continuó el camino tomado previamente por Japón, adoptando finalmente la NES como principal sistema de videojuegos. Durante la década de los 80 continuaron apareciendo nuevos sistemas domésticos: **Amiga** (Commodore), **Master System** (Sega) y **7800** (Atari), que fueron teniendo diversos niveles de aceptación según su distribución regional, y otros juegos considerados en la actualidad como clásicos: **Tetris**, de Alexey Pajitnov[14].

A inicios de los 90 las videoconsolas dieron un importante salto técnico gracias a la entrada de la "generación de 16 bits" compuesta por la Super Famicom de Nintendo (Super Nintendo Entertainment System "SNES“), la Mega Drive, la PC Engine de NEC (Turbografx) y la CPS Changer de (Capcom).

También apareció la Neo Geo (SNK), con similares prestaciones técnicas que un arcade aunque demasiado cara para su acceso masivo a los hogares. Esta generación supuso un (1) importante aumento en la cantidad de jugadores, (2) la introducción de nuevas tecnologías (CDROM), (3) una evolución muy significativa dentro del conjunto de los diferentes géneros de videojuegos.

---

[13] Para una descripción detallada de los condicionantes y los eventos de esta crisis está el detalle en la página web http://www.ign.com/articles/2011/09/21/ten-facts-about-the-great-video-game-crash-of-83

[14] En la página web http://historia-videojuegos.blogspot.com/2008/01/grandes-genios-hoy-alexey-pajitnov.html se describe la historia de Alexey Pajitnov y la creación del famoso Tetrix original.

Diversas compañías dieron comienzo al diseño de videojuegos con entornos tridimensionales, principalmente para entorno PC[15]: **Doom**, **4D Boxing**, **Alone in the Dark**...

En relación con las ya antiguas consolas de 16 bits, su mayor y último logro sería en la SNES mediante la tecnología 3D de prerenderizados de la empresa SGI, apareciendo juegos emblemáticos como **Donkey Kong Country** y **Killer Instinct**. También apareció el primer juego con técnica poligonal en una consola: **Virtual Racing**, de MegaDrive. Este cosechó un enorme éxito, y marcó un hito en los juegos 3D para consola.

Posteriormente, y gracias a la denominada "generación de 32 bits" (Sony PlayStation, Sega Saturn), los videojuegos con tecnología 3D fueron tomando una importante posición en el mercado; o también la "generación de 64 bits", con exponentes como Nintendo 64 y Atari jaguar. En cuanto a los PC, se crearon las aceleradoras 3D que permitían un gran salto en la capacidad gráfica de los juegos.

La consola de Sony apareció tras un proyecto iniciado con Nintendo. Nintendo, finalmente, rechazó la propuesta de Sony, ya que Sega desarrolló algo parecido sin éxito, y Sony lanzó independientemente PlayStation.

Por otra parte, el declive de los arcades resultó imparable, principalmente fundamentado en el paulatino aumento en el acceso de los jugadores a consolas con mayor potencia. Los fabricantes de máquinas arcade apostaron por potenciar sistemas hardware específicos, de difícil copia en un sistema doméstico, tales como: **Virtual Racing** (Sega), **Ridge Racer** (Namco) o pistas de baile (**Dance Dance Revolution**), entre otros.

Las videoconsolas portátiles iniciaron su inexorable auge, uniéndose a la Game Boy (Nintendo) máquinas como la Game Gear (Sega), la Lynx (Atari) o la Neo Geo Pocket (SNK). Sin embargo, ninguna de éstas alcanzó el éxito o la popularidad de la Game Boy, siendo ésta y sus descendientes (Game Boy Pocket, Game Boy Color, Game Boy Advance, Game Boy Advance SP, Game Boy Micro) las dominadoras del mercado.

Hacia finales de la década de los 90 la consola más popular era la PlayStation con títulos como **Final Fantasy VII** (Square), **Resident Evil** (Capcom), **Gran Turismo** (Polyphony Digital) y **Metal Gear Solid**.

En el entorno PC se hicieron muy populares los FPS (First Person Shooters - juegos de acción en primera persona): **Quake** (Id Software), **Unreal** (Epic Megagames) o **Half-Life** (Valve). También aparecen los RTS (-Real Time Strategy- juegos de estrategia en tiempo

[15] PC son las siglas comúnmente utilizadas para designar al Personal Computer original de IBM y sus clones.

real): **Command & Conquer** (Westwood) o **Starcraft** (Blizzard). Así mismo, las conexiones mediante internet facilitaron el juego multijugador, siendo las responsables del nacimiento de los MMORPG (-Massive Multiplayer Online Role-Playing Games - juegos de rol multijugador online): **Ultima Online** (Origin).

En 1998 apareció en Japón la Dreamcast (Sega), dando comienzo a la "generación de los 128 bits".

2.2.4 El comienzo del nuevo siglo (2000 - 2010)

En el 2000 Sony lanzó la PlayStation 2. Sega lanzó otra consola con las mismas características técnicas de la Dreamcast, con la incorporación de un monitor de 14 pulgadas, un teclado, altavoces y los mandos (Dreamcast Drivers 2000 Series CX-1).

En 2001 Microsoft entra en la industria de las consolas con la Xbox.

Nintendo lanzó GameCube, la sucesora de la Nintendo 64, y la Game Boy Advance, una Game Boy completamente renovada, proyecto que no se había vuelto a llevar a cabo desde la creación de la compañía. Sega abandona el mercado del hardware al ver que no podía competir (requería una excesiva inversión) con una nueva máquina como la de Sony, convirtiéndose sólo en desarrolladora de software desde 2002.

Otras dos nuevas consolas portátiles con desarrollo técnico importante lanzadas en 2004 fueron la Nintendo DS y la PlayStation Portable (PSP). La Nintendo DS fue una consola portátil innovadora, en tanto que la PSP resultó más potente y con capacidades de reproducción de algunos medios externos. Aunque en los países occidentales sus resultados han sido parejos, es en Japón donde la DS ha sido un gran éxito, sobrepasando ampliamente a la PSP. En 2005 se lanzó la Xbox 360, la primera de la séptima generación de consolas de videojuegos. En 2006 se continúa el lanzamiento de la nueva generación en la forma de 2 nuevas consolas: PlayStation 3 (Sony) y Wii (Nintendo).

El PC es la plataforma más cara de juegos aunque también es la que permite mayor flexibilidad. Dicha flexibilidad resulta de poder añadir al ordenador nuevos componentes que se pueden mejorar constantemente: tarjetas gráficas, sonido, accesorios como volantes, pedales y mandos, etc. También es posible actualizar estos juegos con parches diseñados específicamente (oficiales) o mediante nuevos añadidos (expansiones) realizados por la compañía creadora del videojuego, e incluso por otros usuarios. No obstante, paulatinamente, durante toda la década, el PC ha ido perdiendo posiciones frente a la comodidad (que no economía) del uso de las consolas y la facilidad para el

usuario medio y bajo, frente a la complejidad de instalación y mantenimiento de los videojuegos para PC.

2.3 Los videojuegos en la actualidad: plataformas de juego

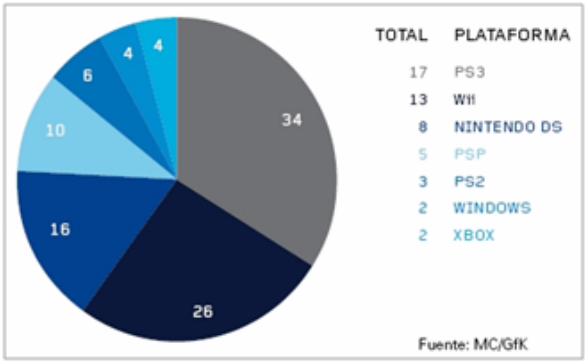


Ilustración 4: Principales plataformas (2009) en España, fuente aDeSe (*aDeSe, Anuario 2009*, 2009)

Los videojuegos en la actualidad están dominados por un número muy escaso y concentrado de plataformas de juegos. Estas plataformas suministran tanto el hardware como el software al usuario final.

Empresas como Sony, Nintendo o Microsoft han creado consolas con un alto grado de sofisticación y gestión de recursos, difícilmente igualables en estos momentos por la plataforma PC, la gran perdedora actualmente en la batalla por el gran pastel de la industria del videojuego.

Tanto el usuario como los desarrolladores han ido cambiando paulatinamente sus gustos hacia las consolas (abandonando el PC) Debido a la uniformidad en los elementos hardware de las consolas (quien desarrolla para PC debe tomar en consideración enormes posibilidades de configuración, en tanto que quien lo hace para PS2 ya conoce el hardware y sus posibilidades de antemano, siendo éstas constantes mientras esté en el mercado dicha consola). Así, los usuarios han encontrado una enorme facilidad en el manejo de estas nuevas generaciones de consolas, adaptación a su uso con medios convencionales (televisores LCD, conexiones HDMI, USB, etc.[16].), y periféricos accesibles y de menor coste.

[16] LCD (Thin Film Transistor-Liquid Crystal Display, Pantalla de cristal líquido de transistores de película fina, High-Definition Multimedia Interface o HDMI (interfaz multimedia de alta definición) es una norma de audio y vídeo digital cifrado sin compresión, USB (de Universal Serial Bus) es un dispositivo de almacenamiento que utiliza una memoria tipo flash para guardar información

Como se puede observar en la Tabla 2, el volumen de ventas de las principales consolas es:

Global Hardware by Platform		
Platform	Yearly (change)	Total
3DS	14,406,901 (+9%)	27,656,963
PS3	12,734,949 (-13%)	73,830,282
X360	11,097,669 (-20%)	74,867,113
Wii	5,246,228 (-54%)	98,674,459
PSP	4,280,470 (-43%)	77,451,548
PSV	3,673,233 (+663%)	4,154,806
DS	3,012,615 (-66%)	152,996,125
WiiU	2,247,216 (-66%)	2,247,216
Total	56,699,281 (-19%)	

Global Software by Platform		
Platform	Yearly (change)	Total
X360	135,596,735 (-12%)	729,327,308
PS3	128,418,262 (-14%)	633,811,392
Wii	72,955,521 (-46%)	832,642,297
DS	40,469,391 (-50%)	756,162,968
3DS	39,232,012 (+46%)	66,029,306
PC	33,355,879 (+13%)	N/A
PSP	15,011,507 (-53%)	270,017,303
PSV	9,010,891 (+2,019%)	9,436,121
WiiU	4,584,523 (++2,019%)	4,584,523
Total	478,634,721 (-21%)	

Tabla 2: Ventas consolidadas a nivel mundial (diciembre/2012), fuente (Walton, 2013)

Con esta distribución de ventas el mercado actual gira sobre las siguientes plataformas dominantes, según se observa en la Tabla 3:

Plataformas dominantes en el mercado actual[17]

- Plataforma Nintendo Wii
- Plataforma Sony PS3
- Plataforma Sony PS2
- Plataforma Microsoft Xbox 360
- Plataforma Sony PSP
- Plataforma Nintendo DS

Tabla 3: Plataformas dominantes en el sector de videojuegos, según aDeSe (*aDeSe, Anuario 2009*, 2009)

[17] http://www.adese.es/, ver informe http://www.adese.es/pdf/Anuario2009aDeSe.pdf

Ilustración 5: Ventas totales de las plataformas Xbox360, Wii y PS3, desde los años 2005 al 2009. Se evidencia el crecimiento de la plataforma Wii sobre sus rivales, fuente Wikia, http://vgsales.wikia.com/wiki/Worldwide

Como se puede comprobar en la Ilustración 5, los resultados anteriores evidencian una caída de la plataforma PC por debajo de las consolas propietarias. Sin embargo, estos datos no reflejan el importante avance que están teniendo las plataformas de juegos en sistemas de telefonía móvil (móviles tradicionales como las nuevas y más sofisticadas iPad, iPod, iPhone, etc.):

"*El móvil está todavía lejos de ser considerado por los españoles como una herramienta de juego a la altura de consolas u ordenadores, pero sí está cada vez más presente como opción de ocio. Los datos presentan un ligero pero constante incremento en su uso para jugar.*

De hecho, analizando la evolución del mercado desde 2006, el aumento porcentual es de 2 décimas. En la actualidad, el 5% de la población juega con el móvil. Por géneros, los juegos más descargados para el móvil durante el último año son: Acción, Deportes, Aventuras y Estrategia. En concreto, los de deportes son los preferidos por niños y hombres." (*aDeSe, Anuario 2009*)

2.4 El futuro de los videojuegos

¿Se ha llegado al final de la evolución de los videojuegos? No, rotundamente.

No solo existe una clara constatación sobre la continua evolución en los modelos de juegos y en las plataformas de soporte hardware, sino que además existe una notoria

identificación de las casas de diseño de software y hardware hacia la creación de modos de juego según la tendencia de los usuarios.

Así, uno de los modos que prácticamente acapara el mercado a nivel mundial es el de modo de juego online (en sus diversas variantes), lo que hace intensificar los esfuerzos en el desarrollo de juegos y consolas (así como potenciar los modos de acceso a la Red a velocidades superiores) más potentes para soportar el tráfico de comunicaciones y mantener el realismo y la capacidad de interacción en tiempo real que demandan los jugadores online (Aranda *et al.*, 2012; Martin, 2008; van Rooij *et al.*, 2011).

¿Pero es esto todo? Según circula por la Red[18], parece ser que ciertas compañías ya están trabajando en software/hardware mucho más sofisticado para poder plantear a la nueva generación de videogamers modelos de entretenimiento basados en realidad virtual:

"*I really think virtual reality, which experimentally came and went in the eighties, is going to be redeveloped, just like 3D is being redeveloped today, and that's going to be the new platform for our gaming future*." (Spielberg, 2009)

Hay varias predicciones sobre el futuro de los videojuegos[19]. Algunos de estos logros futuristas ya están en sus primeras etapas de desarrollo. Otros están al acecho en el horizonte más tentador (*The Future Of Videogames*, 2008).

Estos avances en la tecnología de los videojuegos en el futuro prometen revolucionar el mundo de los juegos una vez más. Algunos de estos avances son los siguientes:

- **4-D Juegos:** Los videojuegos en 3D han estado presentes en la industria durante los últimos veinte años, sin embargo, no son verdaderamente tridimensionales. Un juego en tres dimensiones es un vídeo en el que el personaje principal puede moverse en todas direcciones durante el juego. El jugador puede mover hacia delante o hacia atrás, izquierda o derecha y hacia arriba o hacia abajo. Debido al hecho de que una pantalla de televisión es plana, los diseñadores utilizan ilusión óptica para crear el efecto de un movimiento en profundidad en la pantalla de un

[18] http://www.meristation.com/v3/des_articulo.php?id=cw43c6e820b5a35&pic=GEN, http://www.pbs.org/kcts/videogamerevolution/impact/future.html, http://articles.cnn.com/2010-06-16/tech/e3.cloud.gaming_1_video-games-playstation-network-electronic-entertainment-expo?_s=PM:TECH,

[19] http://www.pbs.org/kcts/videogamerevolution/impact/future.html, http://venturebeat.com/2012/05/25/games-at-maker-faire-2012/

televisor. Sin embargo, en los juegos de hoy de vídeo en 3D, los movimientos del personaje fuera de la pantalla de televisión está limitado. Con auténticos aparatos de televisión en 3D, esto podría solucionarse definitivamente. Los videojuegos que requieren gafas especiales pueden ser capaces para ofrecer una calidad de imagen en casi cuatro dimensiones.

- **Eliminación del controlador:** Durante toda su existencia, los videojuegos se han mostrado atados a los controladores que son necesarios para su funcionamiento. Estos controladores han vuelto más sofisticados en los últimos años. Hoy en día, muchos controladores son inalámbricos y funcionan con pilas, que permite al jugador mayor libertad en el juego. Sin embargo, algunos videojuegos ya permiten eliminar el uso del controlador completamente, apoyándose en la detección de movimiento del propio jugador para el funcionamiento del juego. Esta tecnología promete aumentar en su sofisticación.
- **Juegos para móvil[20]:** tanto los teléfonos celulares como los tablets son cada vez más avanzados, por lo que muchos videojuegos están siendo liberados directamente a los teléfonos celulares, smartphones y tablets. Estos juegos son, por ahora, relativamente simples y pequeños en su alcance. Sin embargo, los videojuegos para teléfonos celulares prometen ser mucho más avanzados según vayan aumentando las capacidades de procesamiento de las CPU[21].
- **Realidad Virtual[22]:** La realidad virtual ha tenido problemas para emerger en el mundo de los videojuegos. Es el sueño de un jugador de videojuegos verse a sí mismo inmerso dentro de la acción, no como un mero testigo de la misma, sino un participante activo en la acción. Algunos expertos creen que la tecnología de realidad virtual eficaz y realista está a la vuelta de la esquina.
- **Videojuegos bajo demanda[23]:** el verdadero futuro. La consola de videojuegos puede convertirse pronto en una cosa del pasado. Como cada vez más personas optan por ver películas bajo demanda en lugar de comprarlos o alquilarlos, es muy factible que los videojuegos pronto se presentará en un formato on-demand.

---

[20] http://gizmodo.com/5789093/the-near+future-of-mobile-gaming-is-going-to-be-pretty-epic

[21] Unidad Central de Procesamiento (del inglés: Central Processing Unit, CPU) o procesador, es el componente principal del ordenador

[22] http://www.eurogamer.net/articles/2011-06-28-sony-predicts-return-of-virtual-reality

[23] http://www.onlive.com/

3 Desarrollo histórico de la patente

3.1 Introducción histórica de la patente

A partir del advenimiento de la civilización, el acrecentamiento de la propiedad ha sido tan inmenso, sus formas tan diversificadas, sus empleos tan generalizados y su manejo tan inteligente para el interés de sus dueños, que ha llegado a ser para el pueblo una potencia indomable. La mente humana se siente aturdida en presencia de su propia creación. Llegará el día, sin embargo, en el que el intelecto humano se eleve hasta dominar la propiedad y defina las relaciones del estado con la propiedad que salvaguarda y las obligaciones y limitaciones de derechos de sus dueños. Los intereses de la sociedad son mayores que los de los individuos y debe colocárselos en una relación justa y armónica. El destino final de la humanidad no ha de ser una mera carrera hacia la propiedad, si es que el progreso ha de ser la ley del futuro como la del pasado (...) La disolución social amenaza claramente ser la terminación de una empresa de la cual la propiedad es el fin y la meta, pues dicha empresa contiene los elementos de su propia destrucción. Lewis H. Morgan, según cita de (Godelier, 1976)

La propiedad intelectual se conocía en la Edad Antigua y se desarrolla en la Edad Media, entre los siglos XII y XVI.

Antiguamente, con la existencia de la vida en clanes y tribus la forma que tenía sentido y lógica existencia era la del conocimiento común. Si un individuo de una tribu aprendía una nueva técnica de pesca la compartía con el resto ante el elevado precio de ser marginado por el clan. El beneficio de la vida en comunidad ante entorno hostil era mayor que el beneficio de la explotación de la técnica. Esto era lo que se llama propiedad comunal. Tiene la desventaja de llevar al agotamiento de los recursos por falta de incentivos ya que cualquier avance será compartido con todos los miembros de la comunidad aunque éstos nunca hayan producidos otros avances.

La protección gremial fue la natural evolución de la sabiduría comunal. El entorno dejó de ser tan hostil, la población creció y existía competencia en la oferta de las diferentes necesidades. Así, no se requirió de todo el grupo para la supervivencia y el conocimiento comunal se contuvo en grupos reducidos. Un ejemplo eran los fabricantes de vidrio veneciano en los siglos XIII y XIV. La superioridad técnica guardada en secreto elevaba las exportaciones. Tanto, que una ley, la regulación gremial de 1271, prohibía expresamente que dichos fabricantes ejercieran fuera de la ciudad. La legislación en torno a la propiedad intelectual era latente. Incluso se empezaban a encontrar, datados

de esas mismas fechas, licencias de construcción de artefactos, molinos por ejemplo, de las cuales alguna parece referirse a cuestiones de nueva invención. Se empezaba a cocer la conciencia del valor comercial de la propiedad intelectual.

Con el tiempo se fue practicando el secretismo para no ceder la innovación al gremio. Con el secretismo, en la práctica, se explota la invención en exclusividad por lo que se incentivan los avances pero se retrasa la llegada de la invención a la sociedad. El secretismo constató el refuerzo del poder del individuo respecto al de la ciudad-estado. Así llegó el privilegio de invención.

3.1.1 Privilegios de invención

En 1440, Gutenberg inventó la impresión tipográfica. En 1464 dos operarios de Gutenberg se establecen en Venecia. El 15 de marzo de 1474 se elabora en Venecia la 1ª regulación sobre la propiedad intelectual para evitar la fuga de conocimiento a otras ciudades. El gobierno veneciano se reservaba la posibilidad de utilizar la invención.

A finales del siglo XV llegan las primeras imprentas a España. Como consecuencia de las corrientes enunciadas en el párrafo anterior, aparece la 1ª Real Cédula Española de Privilegio de Invención, en 1522.

Como se ha indicado, entre los siglos XV y XVIII se desarrolla el privilegio de invención. Sus rasgos eran:

- se incentivaba la actividad científica.
- se incentivaba el individualismo.
- se produjo un cambio mental auspiciado por la corriente de pensamiento racional
- aumentó el valor comercial de la propiedad intelectual.
- se reforzó el poder del individuo, denotado con el secretismo, a través del poder estatal respecto el poder gremial a través del poder de la ciudad-estado.

Sus características eran:

- El privilegio de invención, concedía el derecho privado y exclusivo a explotar la idea o la invención y se otorgaba, en general, después de haberse llevado a la práctica el invento y demostrado su funcionamiento y viabilidad.
- Eran arbitrarios, no un derecho, y era uno más de los privilegios regios que existían dado que se extendían a las tierras, comercio, personas, en fin, como muestra (González, 1999) y (Patricio, 2005), a todos los campos de la actividad humana.
- Era una forma de propiedad pública.

Por su arbitrariedad, los privilegios constituían un punto de mira de ataques por parte de los racionalistas ilustrados.

Como se comenta, era una forma de propiedad pública. Se podía otorgar un privilegio de invención, premio, o la gratificación que fuese, aunque fuese la explotación en exclusividad no permitiendo que otra persona en el reino lo explotase, el invento era siempre del Estado. En el caso en que no se concedían dichas gracias, el invento también pasaba a propiedad pública. Este hecho generaba el efecto *free rider*[24], en que el consumidor se estaba beneficiando sin pagar por ello.

Mientras, no se eliminan otras formas comunes previas a la aparición del privilegio, como era el secreto o la búsqueda de gratificaciones diversas como puestos en la administración, sueldo para seguir inventando.

Este sistema de privilegio arbitrario posterior al desarrollo por parte del inventor planteaba un coste añadido para el inventor, dado que desembolsaba una gran cantidad de dinero sin saber si tendría un privilegio. Además, desde el punto de vista de costes globales, era un sistema caro ya que el estado había de comprobar con sus técnicos la utilidad de la invención.

Como elemento positivo, el privilegio cumplía con el desempeño de desviar recursos hacia la actividad inventiva, dándose innovación y desarrollo económico.

En este contexto coexistía un vacío legal, en el que los privilegios de invención se concedían arbitrariamente, con una conciencia del valor comercial del invento. La consecuencia se refleja en que el XVII de Galileo, Descartes, Newton, es una época en la que la ciencia se desarrolla mucho más rápidamente que las aplicaciones prácticas.

3.1.2 Historia de la Patente moderna: breve aproximación

En el siglo XVIII la relación entre descubrimiento científico y avance técnico es cada vez mayor y así, se encuentran las primeras protecciones exclusivas y temporales. No será hasta 1852 que no aparezca la primera Ley de patentes de la era capitalista, en Reino Unido, aunque en Francia desarrollaron una Ley en 1791 ya muy evolucionada.

En el siglo XIX se avanza este proceso y tienen lugar profundos cambios tecnológicos. A finales del siglo XVIII hubo un espectacular proceso de modificación del mundo que hasta

[24] El problema del polizón (free raider) se refiere a una situación en la que algunos individuos de una población determinada consumen más de su cuota justa de un recurso común, o pagar menos de su justa parte del costo de un recurso común. (Ver http://plato.stanford.edu/entries/free-rider/, http://bienestado.blogspot.com.es/2010/12/el-problema-del-polizon.html)

entonces se conocía. Como ejemplo anecdótico, un español nacido en 1770 pudo ser juzgado en un tribunal constitucional y viajar en tren.

Entre los siglos XIX y XX se desarrolla la presente patente actual. Sus rasgos son:

- se incentivaba la actividad científica.
- se incentivaba el individualismo.
- se internalizan al máximo los costes.

Sus características son:

- Protección exclusiva y temporal a explotar la invención y recuperar la inversión hecha.
- Derecho, no arbitrariedad.
- El solicitante de la protección decide si es viable la explotación o la desestima.
- El solicitante decide si actúa contra defraudadores con el derecho que el estado le ofrece o desestima esa acción.

Como se ha visto, el coste de la explotación y comprobación de la viabilidad se traslada al mercado, así como el coste de las posibles acciones judiciales contra defraudadores. Por tanto, en la patente liberal no se intenta poner en práctica todo lo que se inventa sino sólo aquellas invenciones con altas expectativas.

En esta fórmula se evita el efecto *free rider*, dado que el consumidor paga en el precio del producto la parte correspondiente al royalty que el producto paga, directo si es a terceros e indirecto en el caso de autoexploración.

En el apartado siguiente se explicitan los conceptos de patente y el estado de la patente en la actualidad.

En el apartado 4 Patentes en el desarrollo de videojuegos se muestra con mayor exhaustividad todo lo concerniente a la relación existente entre el proceso de patentes y el mundo de los videojuegos, y el desarrollo técnico en este complejo sistema.

3.2 La patente: una definición

A patent is an exclusive right to a particular invention. Patents are granted by states or governments to the creator of an invention, or to someone who has been designated by them to accept the rights over the invention. The holder of the patent has sole rights over the invention for a specified period of time. A description of the invention for which the patent is given must be disclosed to the public.

The word patent derives from 'patere', a Latin word that means to lay open. This relates to the fact that the holder of a patent must make their invention open to the public by providing details for public inspection. A patent confers the right on the holder to prevent anyone else from using, making, selling or distributing their invention. No one else will be able to make use of the invention, during the term of the patent, without obtaining the right from the patent holder.

An invention, which is eligible for a patent usually, has to be something that is new, useful and not obvious. It can be an improvement on an earlier device or process, or it can be a completely new invention. (FedCirc, 2012)

La patente es lo que se denomina un derecho negativo, el cual es conferido por un Estado a un inventor o a su causahabiente (titular secundario). Dicho derecho confiere al titular de la patente la potestad de impedir que terceros hagan uso de la tecnología objeto de la patente. De esta manera, el titular de la patente es el único habilitado para usar la tecnología reivindicada por la patente. La duración de las patentes no es indefinida, ya que caducan tras de un período determinado (normalmente es de veinte años en el caso de las patentes tecnológicas). El uso de la tecnología de la patente después de la caducidad de la misma queda completamente liberado a cualquier persona, y sin la necesidad del consentimiento del titular de ésta.

La titularidad de cualquier patente puede ser ejercida por una o varias personas, ya sean nacionales o extranjeras, físicas o jurídicas, en una combinación que debe ser especificada en la solicitud de patente, indicando el porcentaje de propiedad. Los derechos de las patentes recaen dentro del ámbito denominado propiedad industrial, pudiéndose transferir los mismos por actos entre vivos o por vía sucesoria, y confiriéndose la potestad al tenedor de la patente de rentarlos, licenciarlos, venderlos, permutarlos o donarlos en herencia (Davis, 2008). Una patente, como tal, resulta en un conjunto de derechos exclusivos garantizados por un gobierno o autoridad al inventor de un nuevo producto (de carácter material o inmaterial). Dichos derechos podrán ser susceptibles de explotación industrial o comercial para el bien del solicitante de dicha

invención durante un espacio limitado de tiempo.("Guide to the International Registration of Marks, Period of Validity," 2010)

En el caso de este estudio, la ocupación principal es el estudio de las patentes tecnológicas orientadas a las plataformas de videojuegos, tanto en el aspecto de desarrollo de software como en el de hardware.

3.3 La patente en la actualidad

Nos dirigimos hacia un modelo de utilización de la cultura, la tecnología, la informática o la biología muy diferente al acostumbrado o conocido. Un horizonte donde la creación y la invención se distribuyen a cualquier rincón mundial en décimas de segundo pero donde también la tasa de beneficio económico depende, cada vez más, del control ejercido sobre esos flujos. (Black, 2014) Nos hallamos, entonces, ante fenómenos en los que los derechos de explotación de tales "artefactos" colisionan con los derechos de los ciudadanos a acceder a partes de la cultura, la ciencia, la medicina, la técnica o la vida. La búsqueda de incentivos creadores e innovadores que concibió la modernidad choca de lleno con la búsqueda de una extensión del saber social y de los beneficios que reporta. Presenciamos desconcertados una guerra confusa de enunciados, declaraciones y aportaciones entre diversos grupos sociales que promueven opciones encontradas e incompatibles.

Los cambios técnicos y económicos acaecidos desde las décadas de los años 1970 y 1980 hasta nuestros días han intensificado y ampliado la conflictividad mencionada, dislocando los marcos de aplicación de dicha Propiedad Intelectual e Industrial. Por un lado, la oleada de innovaciones digitales, electrónicas y técnicas ha aumentado el campo de lo protegible, vendible o apropiable (incluso elementos hasta ahora proscritos a la posibilidad de propiedad).

La esfera de la información y del conocimiento se ha hinchado como una burbuja, ampliando su radio de acción y su papel en los mercados globales. En torno a esos nichos se han apostado sectores empresariales nuevos y toda una economía inmaterial, basada en estrategias de explotación de recursos intangibles asociados al conocimiento (industrias culturales, spin-off biotecnológicas, corporaciones genéticas, gigantes del software, entidades de gestión de derechos, laboratorios farmacéuticos, expertos en I+D, etc.).

Vivimos una fase histórica en la que la distinción entre los derechos de copia y las patentes sobre invenciones carece de tanta importancia, difuminando sus fronteras y

describiendo un rumbo unificado y afín. La cristalización de una economía-mundo o de un sistema-mundo, surcados densamente por intercambios comerciales y comunicativos, plantea un panorama en el que legislaciones, tendencias y evoluciones se alinean y organizan en un mismo orden internacional.

En materia de patentes existen dos grandes convenios internacionales, el primero, el Convenio sobre la patente europea o Convenio de Múnich[25], que data de 1973 (aunque entró en vigor en 1977) y que sólo fue firmado por algunos Estados europeos. Ello permitía la existencia de patentes a nivel europeo con una única solicitud en la Oficina Europea de Patentes[26]. El segundo, el Convenio de Luxemburgo, fue firmado en 1975, aunque posteriormente sufrió algunas modificaciones en 1989. Para completar el panorama, la CEE (Comunidad Económica Europea) aprobó un Libro verde sobre la Patente Comunitaria[27] en el que se examinaba el estado de la cuestión y se informaba de posibles líneas de actuación futuras. Este libro sirvió de inspiración para una propuesta de Reglamento en agosto de 2000 con la intención de crear una "patente comunitaria" que tuviera efecto para todos los países de la Unión Europea (el tema se trató y consideró crucial en los Consejos Europeos de Lisboa y Santa Maria da Feira en marzo y junio de 2000). Existen otras aportaciones más recientes y específicas, como la directiva sobre protección jurídica de las biotecnologías, propuesta en 1998 y que entra en el farragoso y pantanoso tema de las patentes sobre vida orgánica.

3.3.1 Retos a que se enfrenta la patentabilidad

En los momentos actuales existe un conjunto de retos a los que se enfrenta la patente, esto es, tanto desafíos internos como externos.

Entendemos desafíos externos aquellos que provienen del conjunto de la sociedad, generalmente ajena a los aspectos relevantes sobre las patentes de software y sin una conciencia clara de la relevancia de la patente en el crecimiento social y material de los estados ("Current and Emerging Issues Relating to Patents," 2010).

Además, existe una amplia insatisfacción en el conjunto de la sociedad con los aspectos relativos a la patentabilidad (Novick and Wallenstein, 1979), lo que redunda en una

---

[25] Un resumen sobre dicho convenio y un acceso al texto del mismo se encuentra en http://www.oepm.es/es/propiedad_industrial/Normativa/normas_sobre_proteccion_de_invenciones/Derecho_europeo_de_patentes/Convenio_de_Munich_sobre_Concesion_de_Patentes_Europeas.html

[26] EPO, European Patent Office (http://www.epo.org/)

[27] http://europa.eu/documents/comm/green_papers/pdf/com97_314_es.pdf

mínima atención al problema que comporta la falta de competitividad a largo plazo de la sociedad por la baja tasa de patentes.

Table 2: Overview of resident IP activity by origin, 2011

Origin	Patents	Marks	Designs
China	1	1	1
Germany	5	4	2
United States of America	3	2	9
Japan (5)(7)	2	8	6
Republic of Korea	4	9	3
France (5)(7)	7	3	8
Italy	9	10	4
India	10	5	11
Turkey	17	6	5
United Kingdom (6)	8	11	10
Russian Federation	6	7	16
Spain	15	13	7
Canada (6)	16	14	..
Brazil (1)(2)(3)	22	12	12
Netherlands	11	17	20
Switzerland (6)	13	21	18
Poland (6)	18	19	15
Australia	25	16	17
Ukraine	23	23	14
Sweden	14	25	22
Mexico	34	15	24
Czech Republic	36	22	23
Belgium	24	30	28
Portugal	41	24	19
Austria (5)(6)	19	46	21
Denmark	20	39	27
Romania	30	26	30
Finland	21	36	31
Thailand (6)	37	27	..
Viet Nam	48	20	29
Chile (6)	47	18	..
New Zealand (3)	28	35	39
South Africa (6)	40	29	..
Morocco (2)	61	32	13
Malaysia (6)	33	38	..
Belarus (5)	26	..	45
China, Hong Kong SAR	60	28	25
Hungary	39	42	33
Bulgaria	50	34	34
Singapore	35	48	36

Origin	Patents	Marks	Designs
Norway (5)(6)	27	..	58
Slovakia	51	43	38
Ireland (3)(5)	32	63	40
Israel (6)	31	59	..
Saudi Arabia (5)	46	..	44
Luxembourg	45	50	41
Greece (1)(3)(5)	38	74	26
Slovenia (1)(2)(6)	43	49	46
Croatia	52	51	37
Colombia	59	31	50
Uzbekistan	49	52	42
Philippines (2)(6)	57	40	..
Republic of Moldova	66	61	32
Sri Lanka (1)(2)(6)	53	55	..
Algeria	69	58	35
Peru (2)	78	33	55
Latvia	56	64	47
Serbia	58	62	51
Mongolia (1)(2)	65	60	49
Azerbaijan (5)	55	..	61
Lithuania	66	57	52
Venezuela (Bolivarian Republic of)(6)	80	41	..
Georgia	63	73	48
Cyprus	74	68	43
Paraguay (1)(2)(6)	87	37	..
Estonia (6)	70	66	53
Bangladesh (6)	81	45	..
Ecuador (1)(2)(3)	92	44	56
Armenia	64	69	61
Iceland	68	72	56
T F Y R of Macedonia (5)	79	..	54
Costa Rica (3)	88	47	68
Panama	83	53	..
Liechtenstein (4)(5)(6)	54	87	64
Uruguay (6)	84	54	..
Guatemala (2)	92	56	59
Jordan	77	65	69
Monaco	82	70	60
Kyrgyzstan (1)(6)	62	83	..
Bosnia and Herzegovina	75	80	63

Note: The rankings are based on the number of resident applications by origin. Patent data refer to the number of equivalent patent applications. Trademark data refer to the number of equivalent trademark applications based on class count (i.e., the number of classes specified in applications). Industrial design data refer to the number of equivalent industrial design applications based on design count (i.e., the number of designs contained in applications). The table reports origins for which at least two types of IP data are available.

(1) 2010 patent data.
(2) 2010 trademark data.
(3) 2010 industrial design data.
(4) Data on patent applications at the national IP office are not available; however, applications at regional IP offices are included.
(5) Data on trademark applications at the national IP office are not available; however, applications at regional IP offices are included.
(6) Data on industrial design applications at the national IP office are not available; however, applications at regional IP offices are included.
(7) Trademark data are estimated.
'.. ' not available

Source: WIPO Statistics Database, October 2012

Tabla 4: Descripción general de la actividad de Propiedad Intelectual según su origen, 2011, extraído de www.wipo.int/ipstats/en/wipi/figures.html

Los desafíos internos corresponden con los problemas inherentes a los conceptos y sistemas patentables (Anton and Yao, 2004). Así, en relativamente poco tiempo, se ha pasado de solicitar patentes que desarrollan una idea o concepto productivo a simplemente patentar cualquier cosa que sea posible:

- Patente de encendido/apagado de Microsoft[28]
- Patente de doble click en el ratón[29]
- Patente sobre el concepto de cortafuegos (firewall) de la empresa McAfee[30]
- Patente de Apple para enviar archivos mientras hablamos[31]
- Patente de Apple sobre interfaz de usabilidad de la plataforma IOS[32]

Esto ha generado dos tipos de conflictos, a nivel general:

- Conflictos judiciales por reclamación de uso indebido de patentes entre diversas empresas[33]
- Interposición de demandas, de particulares, colectivos o asociaciones, contra las empresas de software o relacionadas por la solicitud o concesión de patentes que pueden ser perjudiciales al interés general de la sociedad[34]

El reflejo de la situación descrita con anterioridad, así como el empuje de las Fundaciones para el empleo de software libre (Free Software u Open Source software), hacen que el tema de patentabilidad del software sea muy discutido, al menos en el formato que se viene desarrollando desde hace una década. (Ver apartado 3.4 La cuestión abierta sobre la bondad de las patentes de software)

3.3.2 Beneficios de la utilización de patentes

Un diseño industrial o software añade valor a un producto, haciéndolo más atractivo y llamativo a los clientes y puede incluso convertirse en la principal razón para comprar el producto. La protección de los diseños valiosos es, generalmente, una parte fundamental de cualquier diseñador o estrategia comercial del fabricante. (Guarda, 2013)

Al proteger un diseño mediante su registro a nivel regional, nacional o internacional a través de la correspondiente Oficina de Patentes, el titular obtiene el derecho exclusivo a

---

[28] http://www.muylinux.com/2010/09/02/patentes-absurdas-de-microsoft-apagar-el-ordenador

[29] http://www.laflecha.net/canales/curiosidades/200406042/

[30] http://www.compartir-tecnologias.es/respuesta/ft-mcafee-obtiene-patente-sobre-los-cortafuegos-ayuda-200085071.html

[31] http://www.xataka.com/moviles/patente-de-apple-para-enviar-archivos-mientras-hablamos

[32] http://appleweblog.com/2010/08/conceden-dos-patentes-a-apple-relativas-al-interfaz-de-ios

[33] Microsoft demanda a Motorola por infringir patentes con Android: http://alt1040.com/2010/10/microsoft-demanda-motorola-infringir-patentes-android.

[34] Supreme Court Decision Challenges Software Patents: http://www.eweek.com/c/a/IT-Infrastructure/Supreme-Court-Decision-Challenges-Software-Patents/

impedir su reproducción o imitación no autorizada por terceros (Jain and Rod, 2013). Esta práctica es lo que se denomina lógica de negocio, ya que mejora la competitividad de una empresa y tiende a generar ingresos adicionales en una o varias de las formas que se describen a continuación.

- Cuando se registra un diseño, se adquiere el derecho de impedir su reproducción o imitación por la competencia, fortaleciendo la posición competitiva de la empresa. (Loftus, 2011)
- El registro de un diseño valioso contribuye a un mejor rendimiento del capital invertido en la creación y la comercialización del producto, dando lugar a mayores beneficios.
- Los diseños son activos empresariales que pueden incrementar el valor comercial de una empresa y sus productos. Cuanto más éxito tiene un diseño, mayor es su valor comercial para la empresa. (Nair, 2010)
- Un diseño protegido puede también ser traspasado, cedido o vendido a otros mediante la concesión de una licencia, recibiendo un pago acordado, el cual sirve como una forma de acceder a mercados que de otro modo podrían ser inaccesibles.
- El registro de diseños fomenta la competencia leal y las prácticas comerciales honestas, que a su vez promueve la producción de una amplia diversidad de productos que sean atractivos por su forma (Watts and Baigent, 2002).

Razones para patentar las invenciones de software (Choksi, 1999):

- **Una sólida posición de mercado y una ventaja competitiva**. Una patente confiere a su titular el derecho exclusivo a impedir que otros utilicen comercialmente la invención patentada, reduciendo la incertidumbre, el riesgo y la competencia de imitadores.
- **Un aumento en los beneficios y la rentabilidad de las inversiones**. Si una empresa ha invertido una cantidad significativa de tiempo y dinero en I + D, la protección de las invenciones resultantes con una patente contribuirá a la recuperación de costos y a obtener una mayor rentabilidad de las inversiones.
- **Los ingresos adicionales por uso de licencias sobre su patente o derechos mediante la asignación de ellos**. Como titular de la patente, se pueden ceder sus derechos sobre la invención a los demás bajo una licencia a cambio de una suma fija y/o concesiones (regalías), a fin de generar ingresos adicionales para la empresa.

- **El acceso a la tecnología por concesión de licencias cruzadas**. Si una empresa está interesada en tecnología que es propiedad de otras personas, estas pueden utilizar las patentes en poder de su propia empresa para negociar acuerdos de licencias cruzadas.
- **El acceso a nuevos mercados**. Asignación de patentes bajo licencia a otros puede dar acceso a nuevos mercados que de otro modo serían inaccesibles. Para hacer esto, las invenciones también deben ser protegidas en los mercados extranjeros pertinentes.
- **La reducción del riesgo de infracción**. El obtener la protección por una patente puede impedir que otros patenten la misma invención, lo que también reducirá el riesgo de infringir los derechos de los demás en lo que corresponde a comercializar los productos derivados de la invención.
- **El aumento de la capacidad para obtener financiación a un tipo de interés razonable**, ya que tener la patente (o la licencia para el uso de patentes de otros) puede aumentar la capacidad de obtener capital para lanzar un producto al mercado.
- Poseer una patente aumenta considerablemente la **capacidad para afrontar con éxito las medidas legales contra aquellos que copian** o imitan la invención protegida.
- **Dar a la empresa una imagen positiva**. Algunas empresas mencionan o detallan partes de sus patentes en su publicidad con el fin de proyectar una imagen innovadora al público.

3.4 La cuestión abierta sobre la bondad de las patentes de software

Software patents are a disaster for innovation. The system is asymmetrical, in the sense that it is very expensive to defend against a patent suit. At the same time, it is very easy to get a patent on almost anything; including things people have no business getting patents on. (Warfield, 2010)

En la actualidad, la patentabilidad de los diversos procesos y técnicas software, especialmente las incorporadas en la tecnología subyacente a la Web, y su enfrentamiento con los grupos y asociaciones de software libre[35] (Stern, 1983), las cuales

[35] Para una información más detallada sobre software libre se puede acceder mediante la página web: http://www.gnu.org/philosophy/free-sw.es.html.

proponen o bien el uso libre de la tecnología software o bien el uso limitado de los derechos de autor (Witek, 2005), ha llevado a un agrio debate en la Red y en los organismos internacionales sobre la conveniencia o no de continuar con la política emprendida por EE.UU. de 'campo abierto' o de libertad total para patentar cualquier elemento software (Cristian, 2006; Malcolm, 2001).

En la práctica existen posiciones encontradas tanto a favor como en contra de dicha patentabilidad del software, por lo que es preciso mencionar algunos de los argumentos esgrimidos por cada una de las opciones:

A favor de las patentes de software[36]
No son solo los innovadores quienes se benefician de patentes. Todos los consumidores se benefician de diversas formas del desarrollo de la tecnología bajo el amparo del sistema de patente. En la faceta de asalariados o empleados, los trabajos que se desempeñan pueden depender de una tecnología especial y de las patentes que lo protegen. Definitivamente, como ciudadanos, todos se benefician del progreso tecnológico respaldado por el sistema de patente y la contribución que hace a la economía europea.
Las patentes promocionan la innovación en dos maneras: en primer lugar, el EPO concede patentes solamente a solicitantes cuyas invenciones cumplen los criterios estrictos sobre la patentabilidad. Si la invención a la que la aplicación se relaciona satisface estos criterios, el solicitante es recompensado con un derecho exclusivo temporal que impide a otros (especialmente competidores) de usar la invención patentada sin su consentimiento, a cambio de la publicación de la invención.
Los investigadores innovan en aquellas ramas del conocimiento bajo las cuales pueden llegar a adquirir la protección para sus ideas innovadoras. Efectivamente, especialmente en aquellos casos en los que el desarrollo del proyecto requiere de una elevada inversión inicial, es difícil imaginar que ninguna empresa contemple poner sus productos ante el consumidor sin la protección de una patente que garantice sus derechos suficientemente. Muy a menudo, por lo tanto, una patente es un elemento esencial para una próspera comercialización. Es un incentivo esencial para innovar y, efectivamente, mucha innovación no llegaría a existir sin ella.

[36] Se puede acceder a diversa información sobre patentes de software en sitios como http://www.epo.org/, o bien http://www.bitlaw.com/software-patent/index.html , donde se mantiene un índice de las diversas patentes sobre elementos de software en la actualidad.

La publicación de cualquier solicitud de patente - que es obligatorio en una etapa temprana en el proceso de gestión de patente - sirve para que el público en general tenga acceso a las más recientes innovaciones. Mediante la divulgación y puesta en circulación de este vasto nuevo conocimiento el sistema de patentes da acceso e información sobre los más recientes avances, siendo un referente principal en la incorporación a la base de conocimientos de la sociedad.
Las bases de datos de patentes del EPO son las más grandes en el mundo entero y contienen más de 60 millones documentos. En la actual nueva sociedad de la información y del conocimiento ésta es una de las herramientas de diseminación de información más importantes y es un incentivo fuerte para otros hacia la función de innovar por sí solo. El acceso para las bases de datos del EPO es asequible a cualquier persona vía la Internet y sin coste.

Tabla 5: Descripción de diversas argumentaciones a favor de las patentes sobre elementos de software

En contra de las patentes de software[37]
Se puede retener el control creativo sin utilizar patentes. Las personas escriben novelas creativas, pintan pinturas originales, y graban composiciones originales, pero ninguno de ellos puede patentar su producto: sus obras son cubiertas por las leyes de copyright. El derecho de autor cubre más que sólo el texto literal que un escritor ha hecho. Cualquiera que escriba una historia sobre un carácter identificable (Frodo o Harry Potter, por ejemplo) todavía se puede encontrar infringiendo el derecho de autor de los escritores originales, aunque no estén usando una sola palabra del texto original.
Las matemáticas no son patentables. Así, es virtualmente imposible realizar una patente de un software que incluya algoritmos de resolución numérica o matemática.
La carga de la prueba debe recaer sobre los hombros de los defensores de las patentes de software. La única justificación aceptable para las enormes y negativas consecuencias éticas y económicas de la elegibilidad de las patentes de software sería que se presentara evidencia que demostrara claramente que incrementa el

[37] Argumentación contraria a la patentabilidad de los elementos de software informático se encuentran en lugares como http://endsoftpatents.org/ , http://www.paulgraham.com/softwarepatents.html, http://patentabsurdity.com/, http://www.nosoftwarepatents.com/es/m/dangers/index.html

progreso tecnológico y la asistencia económica y social considerablemente.
La Internet ha conseguido la colaboración y distribución en escala masiva y a un bajo coste. Todos problemas con las patentes de software se magnifican cuando consideramos las sinergias de colaboración que se perderían fruto de los monopolios.
El software se basa generalmente en miles de ideas diferentes, todas las cuales pueden llegar a ser patentadas. No es equivalente al caso de para productos físicos, donde una patente es para cada producto físico. Aquí cada producto de software podría estar literalmente inundado de patentes.
La mayoría de las patentes de software describen el problema que la "invención" alegada soluciona pero no detallan "cómo" se resuelve. Como consecuencia, todas las soluciones para el problema son patentadas (y no solamente aquella que realmente sea el resultado de la aplicación de la patente solicitada).

Tabla 6: Descripción de diversas argumentaciones en contra de las patentes sobre elementos de software

Este conflicto es necesario remarcarlo, ya que existen en la actualidad algunas invenciones en el terrero del software que no están registradas por ninguna oficina de patentes. Si bien su repercusión en el terreno de los videojuegos no es posible cuantificarla por medios ordinarios, es claro que el auge que está tomando el software libre, y la progresiva incorporación no solo en el terreno profesional y educacional, sino también en el lúdico donde se enmarcan los videojuegos, hace que se deba tomar en consideración a la hora de evaluar su posible impacto en los resultados de este estudio, sino también en los posibles resultados futuros de estudios posteriores (Chapman, 2003).

4 Patentes en el desarrollo de videojuegos

According to the study carried out by the European Commission in October 2006, the revenues of the video game industry as a whole on a global level are reported to have doubled between 1997 and 2003, reaching € 15.3 billion in 2003; at European level, the turnover of the video game sector increased from €2.6 billion in 1997 to €5.25 billion in 2003. The industry's revenues are expected to grow by 16.5% a year until 2009. Nowadays video game industry plays a pivotal role in the international and regional economic arena. (Yan, 2008)

Los videojuegos son una de las formas más complejas de programación práctica. Cualquiera de los videojuegos de la actualidad puede que incluya elementos de física avanzada, inteligencia artificial, renderizado avanzado de gráficos en 3D, sonido digitalizado, una partitura original, una estrategia de juego complicada y puede que use o necesite algunos dispositivos de entrada sofisticados (tal como la Xbox, la Wii, etc.).

Los videojuegos son, relativamente, un nuevo tipo de aplicación o producto software, de tal manera que tanto el diseño como el desarrollo se entremezclan (Taylor *et al.*, 2007). Se requiere un continua gestión de programación durante todas fases del desarrollo excepto durante la fase temprana del diseño del videojuego. La mayoría de los videojuegos se escriben con las convenciones de base del lenguaje de programación C. El código es el conjunto o juego de instrucciones del lenguaje de programación que controla cada aspecto del videojuego. Por convención, los lenguajes de desarrollo para videojuegos más populares son C++, Java, C#, Ada y Pitón.

Los programas de ordenador se definen por el World Intellectual Property Organization (WIPO) como: "*a set of instructions capable, when incorporated in a machine readable medium, of causing a machine having information processing capabilities to indicate, perform or achieve a particular function, task or result." (Model provisions on the protection of computer software, 1978)* De manera muy general, los programas de ordenador entran dentro del amparo del sistema de derechos de autor. Un programa de ordenador puede recibir la protección de derecho de autor considerando la forma de concepción y desarrollo original en el sentido de ser considerado como la creación intelectual propia del desarrollador o programador del videojuego (Piera, 2003).

Sin embargo, el derecho de autor no protege las ideas que se encuentran en la base de desarrollo y concepción de los programas de ordenador, específicamente, es aún más complejo en el caso de las ideas de los videojuegos. Estas ideas son muy a menudo una parte vital del núcleo del valor de comercial del videojuego. Además, el software de

computadoras puede efectuar las funciones técnicas del juego en conjunción con la gestión de la expresión creativa. La patente sólo puede ser usada para impedir a los competidores hacer uso comercial de la funcionalidad subyacente de los programas (Grosheide *et al.*, 2014).

4.1 Contenidos del software de videojuegos susceptibles de utilización de patente

En primer lugar, un motor de juego es el núcleo principal de todos los componentes del software de un videojuego u otra aplicación interactiva con renderizado de gráficos integrado en tiempo real, detección de colisiones, IA (Inteligencia Artificial), visibilidad, conexión en red y detección y manejo del sistema de archivo, todo en un solo motor integrado y completo. Los motores populares de juego incluyen Crystal Space, Fly 3D, Unreal, Genesis 3D, Torque (V12), Quake 2, etc. Actualmente, hay una entera gama de motores de juegos que generan la mayor parte de las tareas necesarias de programación y que sólo requieren codificar lógica de juego. Los desarrolladores buscan una protección de estos motores de juego mediante las patentes, tal y como ocurre con "Multi-protocol game engine" (Liu and Loethrer, 2007) y "Universal engine of game for a game network and method therefor" (Carlson, 2002).

En segundo lugar, un método o un proceso realizado específicamente por un determinado juego también puede ser patentado, así como el conjunto de instrucciones que puedan ser ejecutadas por el código objeto tanto en ordenador como en una consola de videojuego. Por ejemplo, la patente del software "Game system, puzzle game program, and storage medium having program stored therein" (Nakata *et al.*, 2006) se relaciona con un aparato de juego tipo puzle, un programa de software específico de juego tipo puzle, y por último, un medio de almacenamiento para contener el programa de juego tipo puzle (el código objeto) almacenado.

Por último, los propios conceptos del videojuego, responsables de la diversión que produzca a los jugadores así como los recursos que se utilizan para la captación y participación de los jugadores. Los conceptos nuevos de juego también pueden ser patentables. Por ejemplo, el concepto de cordura del jugador está patentado por Nintendo. En el videojuego "Sanity system for video game" (Sterchi *et al.*, 2005), este está programado de forma que durante el desarrollo del juego la cordura del jugador o su carácter son afectados (es una variable del juego) como resultado de las ocurrencias en el juego y/o por las decisiones tomadas por el jugador durante el transcurso del juego. Además, el nivel de cordura del jugador se usa para interactuar con los parámetros de

desarrollo del videojuego. En otras palabras, cuanto más demente se vuelva el jugador mejor para el desarrollo del juego, así el jugador experimentará cambios en el juego debidos a la variación en la línea de desarrollo temporal del juego, y también variará la capacidad de interactuar el jugador dentro de los parámetros del juego.

4.2 La patente de software en la UE

El artículo 52, de 1973, de la European Patent Convention (EPC) define cuándo las invenciones son patentables. Según (EPO, 2007) se dictamina que: "*European patents shall be granted for any inventions which are susceptible of industrial application, which are new and which involve an inventive step*[38]"

El artículo 52(2) provee una lista de cosas que al detalle no serán consideradas como invenciones, inclusive: descubrimientos, teorías científicas y métodos matemáticos, las creaciones estéticas, esquemas, reglas o métodos para realizar actividades mentales, jugar a juegos, programas para computadoras, presentaciones de información.

Según (EPO, 2007) se dictamina que: "*The provisions of paragraph 2 shall exclude patentability of the subject-matter or activities referred to in that provision only to the extent to which a European patent application or European patent relates to such subject-matter or activities as such*[39]". Puede concluirse que la EPC expresamente excluye programas de ordenador "como tal" de ser materia patentable. Sin embargo, en la práctica la EPO y los diversos estados miembros de la UE han encontrado razones políticas diferentes para sortear las restricciones estatutarias sobre la patente de programas de ordenador y sus métodos comerciales, a fin de que muchas patentes del software puedan ser expedidas. Se observa que el EPO ha concedido más de 30.000 patentes relacionadas con el software desde 1978 y se alega que muchos de éstas están relacionados con invenciones del tipo de método comercial y algoritmos, viendo la invención como un proceso.

No obstante existe hostilidad hacia la protección mediante patente de software, decenas de miles de patentes del software han sido expedidas y los planes de patente del software son gradualmente establecidos por la EPO. A través de una serie de decisiones,

---

[38] Las patentes europeas serán concedidas para cualquier invención que sea susceptible de aplicación industrial, que sean nuevas y que implique un nuevo paso en el desarrollo inventivo.

[39] Las estipulaciones del párrafo 2 deben excluir la patentabilidad de la materia o actividades mandadas en aquella estipulación sólo al grado al cual una solicitud de patente europea o una patente europea estén relacionadas con tal materia o tales actividades

la Junta Directiva para suplicatorios ha mantenido que las patentes del software deben contener alguna forma de elemento técnico para ser materia patentable válida. Sin embargo, las controversias sobre las pruebas de patentabilidad se mantienen. Hay todavía vaguedad en identificar claramente la línea limítrofe entre lo que es y no es un problema técnico. Como el German Federal Court de justicia comentó: "*If you look at the case law on the subject, both here and in Munich, you will find many references to "technical contribution", "technical result", and so on, being touchstones by which these cases are decided. The use of the word 'technical' as a short-hand expression in order to identify patentable subject-matter is often convenient. But it should be remembered that it was not used by the framers of the Patents Act 1977 or the European Patent Convention when they wanted to tell us what is or is not an 'invention'. In any case the word 'technical' is not a solution. It is merely a restatement of the problem in different and more imprecise language. I am not claiming that it is wrong to decide cases with reference to the word 'technical'. It happens all the time. What I am saying is that it is not a panacea. It is a useful servant but a dangerous master.*" (BGH, 2000)

4.3 Comparación de las aproximaciones a la patente de software entre UE y Estados Unidos

Actualmente, para invenciones relacionadas con Information and Communication Technology (ICT), las dos áreas económicas más importantes donde obtener protección de patente son probablemente los Estados Unidos y la UE. Veinte países europeos son actualmente miembros de la European Patent Convention (EPC), y cabe obtener protección de patente en esos países a través de método unificado como es el Registro de la Propiedad Industrial (EPO – European Patent Office).

Mientras bastantes aspectos de derecho sobre patentes han sido armonizados internacionalmente, todavía hay muchas diferencias importantes entre los dos sistemas (Brown *et al.*, 1990).

Comparado con la UE, Estados Unidos adopta una posición mucho más liberal sobre la patentabilidad del software en la industria del videojuego, principalmente porque son el mercado de escala dominante, y también porque son la fuente de la mayor parte de la tecnología mundial de mayor complejidad (Morganti, 2012).

La experiencia de pleitos ante tribunales de Estados Unidos sobre patentes del software para videojuegos sirve como advertencia: La innovación puede ser reprimida por la amenaza de litigación. Durante las pasadas dos décadas, la industria del videojuego ha

estado constantemente en el centro de todas los litigios, lo que ha llevado a redefinir derecho de autor, marca registrada, secreto industrial, y derechos de patente, lo cual es una tendencia que tiene probabilidad de continuar adelante en un futuro (Rosen, 2012).

Si la UE quiere competir con Estados Unidos para poder tener una participación en el mercado de la industria del videojuego, es importante aclarar los asuntos de protección de patente de software.

4.3.1 Acceso al derecho de patente

En UE, cuando dos personas van a solicitar una patente sobre la misma invención, la primera persona que ha presentado su solicitud recibirá la patente (suponiendo que la invención es patentable). Esto es válido incluso si la segunda persona de hecho llegó a dicha invención en primer lugar. Lo único que cuenta es la fecha de presentación (Holden, 2013).

En los EE.UU. se utiliza un enfoque ligeramente diferente. En el caso de dos solicitudes para la misma invención, se determina quién lo inventó primero. Esto generalmente implica el examen de cuadernos de laboratorio, el establecimiento de fechas para los prototipos, y así sucesivamente. Si la persona que presentó su solicitud más tarde se descubre que han inventado antes, entonces se le podrá conceder la patente ((USPTO), 2014).

4.3.2 Periodo de gracia

Si la invención se ha puesto a disposición del público, en cualquier forma, antes de la solicitud de la patente, la solicitud será rechazada (EPO, 2007). "Disponible al público" incluye la venta de la invención, dar una conferencia sobre él, mostrarlo a un inversor sin un acuerdo de no divulgación, su publicación en una revista, y así sucesivamente. No se hace ninguna diferencia sobre si la persona que la hace disponible al público es el inventor, uno de los inventores o un tercero independiente.

Por otro lado, en EE.UU. tienen un período de gracia de un año (U.S.C, 2012). Esto significa que el inventor puede publicar libremente su invento sin perder los derechos de patente. Sin embargo, esto sólo se aplica para los EE.UU. Si un inventor hace eso, este automáticamente pierde todos los potenciales derechos de patente en Europa (así como en muchos otros países del mundo).

4.3.3 Requisito de mejor modo de uso

La ley de patentes de EE.UU. requiere que el inventor incluya la mejor manera de desarrollar la invención en la solicitud de patente (U.S.C, 2012). De esta manera, el inventor no puede obtener una patente y todavía mantener algunas ventajas o los aspectos esenciales como un secreto no divulgado con la patente.

Por el contrario, el derecho de patente europea no tiene este requisito. Al menos una forma de practicar la invención debe ser incluido en la solicitud (EPO, 2007), pero no se indica nada sobre que dicha forma indicada deba ser la mejor manera, ni tan siquiera una buena manera.

4.3.4 La publicación de las solicitudes de patente

Hasta hace poco, las patentes de los EE.UU. sólo se podían publicar después de la concesión. Esto ha cambiado, y ahora las solicitudes de patente de los EE.UU. se pueden publicar 18 meses después de su fecha de presentación, a menos que hayan sido retiradas o que se presenten con la solicitud de que no sea publicada.

Esto es muy similar (a excepción de la solicitud) a la situación europea, donde todas las solicitudes de patentes se publican 18 meses después de su fecha de presentación, a menos que se hayan retirado. Si la búsqueda de la novedad ha sido completada para esa fecha, el informe de búsqueda se incluye con la publicación.

La publicación de una solicitud de patente no es una indicación de la patentabilidad de la invención de ninguna manera. Sólo significa que la aplicación tiene 18 meses de antigüedad. En el pasado, la gente acostumbrada al sistema estadounidense de publicar patentes sólo concedidas podría suponer incorrectamente que algo publicado por el EPO fuera una patente concedida (Niklewicz-Pijaczynska, 2012).

En el sistema de EE.UU. se puede verificar la diferencia entre una aplicación y una patente concedida de dos maneras. En primer lugar, el número en la esquina superior derecha tiene una "A" cuando la publicación es una aplicación y una "B" cuando se trata de una patente. En segundo lugar, las patentes europeas concedidas no tienen un resumen en la portada.

4.3.5 Derechos conferidos por la patente concedida

Una patente de los EE.UU. confiere un derecho de propiedad que es ejecutoria en el territorio de los EE.UU. Permite que el titular de la patente evite que alguien pueda

utilizar, modificar o vender en los EE.UU. la invención patentada (Circuit, 2003). Esto se debe a que la ley de patentes de los EE.UU. (U.S.C, 2012) es una ley federal.

Por el contrario, la EPC es un tratado firmado por los veintisiete países europeos, a saber, Austria, Bélgica, Bulgaria, Suiza, Chipre, República Checa, Alemania, Dinamarca, Estonia, España, Finlandia, Francia, Grecia, Hungría, Irlanda, Italia, Liechtenstein, Luxemburgo, Mónaco, Países Bajos, Portugal, Rumania, Eslovenia, Eslovaquia, Suecia, Turquía y el Reino Unido. Las Patentes en virtud del EPC son concedidas por la Oficina Europea de Patentes (EPO) en Múnich.

Una patente europea concedida en virtud del EPC confiere a su titular los mismos derechos que una patente nacional en los países del EPC que eligió en la solicitud. Así que, esencialmente, una patente europea es un "paquete" de patentes nacionales (Barraclough, 2010). Esto significa que, una vez concedida, la patente europea sólo puede ser anulada por un procedimiento distinto en cada país elegido. Sin embargo, durante los primeros nueve meses después de la concesión de la patente, cualquier persona puede iniciar un procedimiento de oposición ante la EPO para anular la patente en todos los países a la vez (Meller, 2005).

4.3.6 La oposición después de la concesión

En los nueve meses siguientes a la concesión de una patente europea, cualquier persona puede presentar una oposición ante la EPO, indicando por qué esta patente no debería haber sido concedida (con argumentos y pruebas). El titular de la patente y el oponente puede debatir con los demás. Por último, la EPO tomará una decisión basada en los hechos y argumentos presentados por ambas partes.

Por lo general, después de que las partes presenten sus argumentos ante la EPO, el titular de la patente y el oponente presentarán su caso durante un Procedimiento Oral ante la EPO en Múnich. Después de este procedimiento, por lo general la EPO tomará una decisión final, aunque a veces el proceso se continuó nuevamente recabando informes posteriores. Ambas partes pueden apelar la decisión, que una vez más puede resultar en un intercambio de informes seguido de un nuevo Procedimiento Oral.

Aunque en los EE.UU. se tiene un procedimiento de reexamen, no funciona de la misma manera que la oposición de la EPO. En un nuevo examen, cualquier persona puede exponer las razones y las pruebas a la USPTO[40] para impugnar la validez de una patente concedida. Sin embargo, es en este paso cuando el titular de la patente que se involucra

[40] United States Patent and Trademark Office: http://www.uspto.gov/

directamente con el examinador de la USPTO para establecer la validez de las razones. El desafío del oponente no es una parte de estas actuaciones.

4.3.7 Demostración de que es una invención

Los dos requisitos más importantes en la legislación europea sobre patentes es que, para ser patentable, una invención debe ser nueva y suponer una actividad inventiva (EPO, 2007). Esto es comparable a la obligación en EE.UU. de que la invención debe ser nueva (U.S.C, 2012) y no debe ser algo obvio o evidente. De hecho, el Tratado de Cooperación, que simplifica el proceso de presentación en su país miembro, también requiere que una invención sea nueva y suponga una actividad inventiva, pero afirma que se demuestre que no es algo obvio o evidente no es suficiente para implicar una actividad inventiva.

Sin embargo, la EPO tiene una interpretación más estricta de este término. Una solicitud de patente europea implica una actividad inventiva si se resuelve un problema técnico de una manera no evidente. Hay que tener en cuenta que esto introduce dos requisitos adicionales: debe resolver un problema (no hay problema resuelto significa que no hay actividad inventiva), y ese problema debe ser de carácter técnico (resolver los problemas económicos significa que no hay actividad inventiva).

Para determinar el problema técnico se opera de la siguiente manera. En primer lugar, se hace una determinación de si la invención es nueva. Si es así, entonces el documento técnico que comparte la mayoría de las características de la invención (o más se acerque a la invención de alguna otra manera) se elige como el documento técnico más aproximado. Las diferencias se comparan mediante determinar un problema que se resuelva por la invención.

La siguiente pregunta es si la solución sería obvia en la solución del problema técnico.

Tal vez hay que señalar que "experto" y "evidente" no significan lo mismo en la ley de patentes como lo hacen en la vida real.

De particular importancia es que el problema técnico no se determina a posteriori. A menudo, cuando se enfrentan a una invención, la reacción inmediata es que es obvio, porque la solución parece tan natural. Esto no haría justicia a los esfuerzos necesarios para llegar a la invención. Si todo el mundo estaba satisfecho con la solución menos óptima, entonces la idea de que un enfoque diferente podría ser mejor, podría muy bien constituir una invención.

4.3.8 Los efectos de la patente de software en la industria del videojuego

El patentabilidad del software para videojuegos no sólo tiene incidencia sobre las firmas de videojuego internacionales, sino que también afecta a la libertad de creación de cada programador freelance y comercial. Identificar si el acceso a la protección de patentes podría beneficiar la innovación en el desarrollo de videojuego, tanto en el mercado europeo como de EE.UU., y hasta qué punto debería extenderse el alcance de dicha protección por patente, tiene una importancia prioritaria a fin de entender los aspectos principales de la industria del videojuego (Pila, 2011).

Primero, un videojuego se convierte en un éxito por razones estéticas y emocionales. Según la definición clásica de Jesper Juul (Juul, 2003) sobre juego, estos están basados en reglas y tienen resultados variables y cuantificables. Los resultados potenciales diferentes del juego tienen valores diferentes asignados, una cierta cantidad son positivos y algunos negativos. En los juegos, los jugadores ejercen un esfuerzo significativo para influenciar el resultado y llegan a estar apegados emocionalmente a él. Los juegos pueden tener o no consecuencias en la vida real. La diferencia entre juegos de ordenador y otros juegos distintos (no relacionados con el ordenador) es que, siguiendo una clasificación formal, las reglas de los juegos tienen una sola especificación: el ordenador juega simplemente bajo esas reglas, no desarrolla el juego de cualquier otra forma. En otras palabras, los desarrolladores de videojuegos programan nuevas y mejores reglas para aumentar la intriga y la excitación.

En segundo lugar, la creación de un juego requiere libertad y espíritu colaborativo. Ya han quedado atrás los tiempos en que un solo programador creaba un juego completo. Con el desarrollo de la plataforma global de Internet, completar un programa de videojuego de cierto tamaño correctamente implica combinar cientos o miles de ideas e interacción constante con diversos artistas gráficos. Las ideas revolucionarias y las tecnologías son rápidamente incorporadas a los videojuegos cada minuto, por lo que es un tanto indeseable, así como poco realista, aplicar ningún estorbo a los componentes básicos funcionales de la programación. Lo que es peor, la mayor parte de patentes están redactadas abarcando tantos aspectos, de manera tan extensa, que resulta casi imposible que no se viole alguna patente de software. La protección mediante patentes excesiva creará un espeluznante campo de minas. Como las patentes pueden cubrir varias partes de un solo programa, se vuelve muy conflictivo no tan solo determinar si una tecnología ha infringido patentes existentes, sino también lo hace muy difícil para aficionados y empresarios que deseen promover la interoperabilidad y/o la emulación del videojuego. Para dar un impulso creativo a la industria de videojuego a largo plazo, es crítico conservar y promover el espíritu de colaboración entre los programadores de

diversos videojuegos, así como la libertad de diseñar y jugar, que puede dar un toque final decisivo a los talentos creativos de diseñadores de tecnología y programadores en la comunidad de videojuegos.

En tercer lugar, los videojuegos son casi reales. Jesper Juul ha tratado completamente en su libro la tensión que evoluciona constantemente entre verdaderas reglas y ficciones desde puntos de vista tales como el literario y la teoría fílmica, informática, psicología, teoría económica del juego. De hecho, esta tensión también se revela en el medio legal. Para proteger de manera práctica los activos intangibles de los videojuegos, es necesario separar el mundo verdadero del virtual. Los derechos de propiedad intelectual fuertes en este contexto son una carga para la libertad de expresión, aunque en muchos casos una carga aceptable. Los derechos de propiedad intelectual fuertes en mundos virtuales, sin embargo, son una cortapisa positiva, de forma que pueden inhibir enormemente la libertad de jugar así como la libertad de jugadores de rediseñar partes del mundo virtual. Las patentes no deberían ser concedidas a los programas de videojuego que simplemente manipulan ideas lógicas abstractas y solucionan un problema puramente matemático, sino sólo a las tecnologías que aportan una contribución específica sobre todo el conjunto de expresión artística previa. La definición de tecnología sería según (Microsoft, 2002): "*application of science and engineering to the development of machines and procedures in order to enhance or improve human conditions, or at least improve human efficiency in some respect.*" Por lo tanto, una tecnología nueva y no obvia es una actividad que realza la cultura humana, no una idea casual que escala el nivel de complejidad y la dificultad del diseño del juego.

Finalmente, el régimen de patentes de software tiene un impacto profundo en la industria del videojuego. No importa qué políticas sean consideradas, los esfuerzos deberían estar enfocados a un mejor sistema y una mayor y más completa revisión de los estándares aplicados para la concesión de patentes, con el propósito de que sólo patentes verdaderamente nuevas estén siendo concedidas (Branch *et al.*, 2006; Rosini *et al.*, 2008; Zackariasson and Wilson, 2010).

4.4 El uso de análisis de patentes

El análisis de patentes es la forma más notable de poder medir el esfuerzo y el incremento a corto, medio y largo plazo que realiza una industria en Investigación y desarrollo (I+D).

Es notorio que las investigaciones de cualquier empresa en I+D no suelen ser de dominio público sino que están celosa y cuidadosamente salvaguardadas de espionaje o simplemente de injerencia de terceros. De esta manera, la mejor, casi la única, manera de acceder a datos fidedignos de evolución en el proceso de desarrollo de una industria es a través de los registros públicos de patentes tecnológicas a nivel internacional. (Arora *et al.*, 2008; Coupe, 2003; Evenson, 1993; Hausman *et al.*, 1984; Jean O Lanjouw and Schankerman, 2004; Licht and Zoz, 2000; Schwartz, 2004)

Esto es especialmente necesario en el caso de las industrias involucradas en este proceso de investigación, dado que el universo de las marcas de videojuegos se caracteriza por estar sujetas a una gran inmediatez en sus actividades, agresividad en el desarrollo y comercialización de sus productos (hardware y software), procesos muy ajustados en el desarrollo de sus nuevas tecnologías (I+D) y canibalización de sus propios productos en aras de la superación tecnológica y de la supervivencia frente a sus competidores tecnológicos y comerciales.

En esta investigación es fundamental poder tener datos objetivos para su análisis relativos a la evolución de la investigación en I+D para poder realizar su contraste con los datos de lanzamiento de software de videojuegos. Esto solo se ha verificado viable a través de la compilación de datos de las bases de datos internacionales de patentes.

Esto, además, permitirá en la práctica durante el desarrollo de esta investigación verificar el nivel de influencia que exista en las series de patentes que se analizarán sobre estos 2 conceptos tan importantes, como son:

1. Obsolescencia tecnológica
2. Valor útil remanente de las patentes tecnológicas

Así, la metodología desarrollada en esta investigación para el análisis de patentes pretende aprender sobre el comportamiento de las diversas marcas de videojuegos, de forma que este conocimiento sirva tanto para describir los posibles diversos modelos de comportamiento en el tiempo de las diversas marcas de software así como para tener herramientas de análisis basadas en dichos modelos que permitan conocer el comportamiento futuro de las empresas de software.

4.4.1 La importancia de la obsolescencia tecnológica en la evaluación de I+D

Es fundamental dejar constancia sobre el hecho de que cuando en esta investigación se analiza la obsolescencia tecnológica de las patentes de las empresas de videojuegos, el motivo subyacente es comprender cómo se ha comportado el avance en investigación y desarrollo de determinado conjunto de empresas dedicadas al sector de los videojuegos.

El análisis de la obsolescencia tecnológica de las patentes de videojuegos permite comprender cómo el paso del tiempo afecta al valor real de una patente y, como resultado de esto, a la utilidad de un proceso de investigación y desarrollo llevado a cabo en un momento en el tiempo. Esto es, nos indica cómo un producto tecnológico se ve afectado por la pérdida de valor y cómo influye en:

- El conjunto de patentes de la marca de videojuegos.
- La proyección de valor de un producto tecnológico de la marca de videojuegos analizada.
- La influencia en la utilidad del producto tecnológico en el corto, medio y largo plazo.
- La influencia sobre las demás patentes y, fundamentalmente, sobre el conjunto de productos tecnológicos desarrollados y en desarrollo.

Comprender la obsolescencia tecnológica en las patentes de videojuegos y poder estimarla cuantitativamente, tal y como se explicita en el capítulo 9 Caracterización del tiempo de vida útil de una patente tecnológica permite tanto la descripción del comportamiento y evolución de una determinada marca de videojuegos – en definitiva, la confección de modelos de comportamiento de series de patentes tecnológicas, que es el objeto de esta investigación -, como también abre la posibilidad de realizar predicciones de comportamiento y evolución futuras basadas en la aplicación práctica de estos modelos.

4.4.2 El papel de la comprensión del Valor Útil Remanente de las patentes tecnológicas

Con el fin de predecir de antemano y con la menor incertidumbre posible cuándo un producto necesita ser modificado o reemplazado, se desarrollan modelos sobre el ciclo de vida basados en la información de la tendencia de deterioro de los componentes y su umbral de fallo, a fin de estimar la distribución correspondiente y valorar a aplicación de las medidas correctivas o sustitutivas. Para ello se suelen utilizar las estimaciones estocásticas del tiempo de fallo y el concepto de vida útil remanente.

En esta investigación se define (9.4 Definición de la función de cálculo de la vida útil restante de patentes tecnológicas) y se utiliza un modelo que permite cuantificar el Valor Útil Remanente aplicado a las patentes de marcas de software. Como resultado de esta puesta en valor, se consigue estimar el valor de los productos tecnológicos desarrollados por la marca de videojuegos y definir una modelo de aplicación definido, consistente y unificado.

Un tema fundamental en el análisis de la Vida Útil Remanente es cómo manejar con eficacia las incertidumbres relacionadas con la tendencia al deterioro de componentes y el umbral de fracaso, es decir, cuándo los productos tecnológicos han sobrepasado el límite de deterioro que requiere una puesta al día (modificación del producto y de la patente) o bien cuándo se ha rebasado el umbral de pérdida de valor permanentemente y se precisa una sustitución completa (nueva patente y nuevo producto tecnológico).

La capacidad de predecir cuándo se requieren acciones de mantenimiento o de sustitución de los productos tecnológicos es una cuestión primordial para todas las industrias, y especialmente en la industria del software de videojuegos.

A este respecto, para estimar de antemano y con un nivel aceptable de incertidumbre la Vida Útil Remanente de los componentes relativos a la industria de videojuegos esta investigación presenta una herramienta que establece unos valores que pueden ser utilizados como base para el establecimiento de los umbrales relativos de mantenimiento y sustitución para los componentes de las diversas tecnologías de videojuegos.

La predicción de los tiempos de acercamiento de los umbrales de deterioro y de fallo basados en los resultados de esta investigación permitiría optimizar los tiempos de desarrollo de nuevos productos tecnológicos, proyectar los futuros productos tecnológicos y cuantificar el tiempo de vida útil de estos nuevos productos.

III PARTE. METODOLOGÍA: MARCO TEORICO

5 Sistemas y técnicas de medición de patentes

5.1 Análisis de la innovación a través de las patentes

…Most studies have used patent statistics as a tool for either studying the relationship between technological development and economic growth, or to assess the research and innovation process in a national and international context…(Yujin and Byungun, 2011)

El análisis de patentes, a fin de intentar encontrar pautas o modelos estadísticos que nos indiquen el comportamiento del objeto subyacente (sea éste una empresa, un modelo tecnológico, el sector turístico de un país, etc.), se ha convertido en los últimos años en uno de los objetivos primordiales de estudio (Hernández Cerdán, 2003).

En este punto, y antes de continuar es preciso definir claramente qué entendemos como 'innovación tecnológica'. Para centrar esta cuestión se utilizará la definición de innovación que se centra en el tratamiento de las patentes tecnológicas, objeto de este estudio, y que encontramos en el Manual de Oslo[41]:

"*Una innovación de producto es la introducción de un bien o servicio nuevo o con un alto grado de mejora, respecto a sus características o su uso deseado. Esta incluye mejoras importantes en especificaciones técnicas, componentes y materiales, software incorporado, ergonomía u otras características funcionales.*

Una innovación de proceso es la implementación de un método de producción o distribución nuevo o con un alto grado de mejora. Esta incluye mejoras importantes en técnicas, equipo y/o software." (OECD/Statistical Office of the European Communities, 2005)

[41] "Manual de Oslo es el resultado de un proceso de colaboración que, durante tres años, ha implicado al NESTI (Grupo de Expertos Nacionales de la OCDE en indicadores de Ciencia, Tecnología e Innovación) y al WPSTI (Grupo de Trabajo de Eurostat de Estadísticas de Ciencia, Tecnología e Innovación), así como a diferentes expertos externos. El Manual aporta directrices para recoger e interpretar datos de innovación, comparables internacionalmente. …cada edición de este Manual constituye un avance en relación a nuestro conocimiento del proceso de innovación. Mientras que el aprendizaje incremental y en curso incorpora las lecciones de estudios anteriores, este Manual es una ambiciosa herramienta que permite, mediante la experimentación, 'mover la frontera del conocimiento' respecto a lo que sabemos sobre innovación." http://www.uam.es/personal_pdi/economicas/palomas/Traduccion%20%20espanola%20del%20Manual%20de%20Oslo.pdf, pág. 10

Desde este punto de vista, este trabajo de investigación pretende analizar el comportamiento de las patentes tecnológicas de las marcas de videojuegos a fin de verificar las pautas de innovación (Ilustración 6) inherentes al proceso temporal de generación del proceso de gestión de patentes, así como la interrelación e influencia con la comercialización de plataformas de videojuegos a través del análisis comparativo con la producción de videojuegos para dichas plataformas.

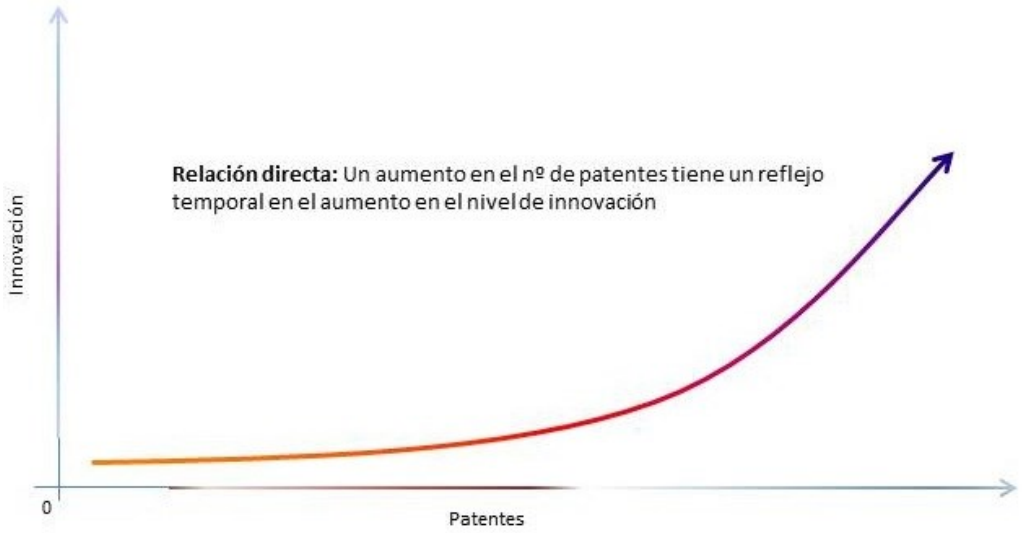


Ilustración 6: Podemos encontrar una relación directa entre el incremento de la actividad de gestión de patentes en el tiempo y la mejora en la calidad de innovación en el sector de estudio

Así, dentro del complejo y ultra competitivo mundo de los videojuegos, la innovación juega un papel fundamental tanto en el mantenimiento de la posición de la marca de videojuegos como en sus posibilidades reales de gestión de crecimiento en el mercado. Desde este acercamiento, y considerando la pérdida de utilidad que sufren con el paso del tiempo las patentes, también se aborda el concepto de obsolescencia tecnológica de la patente. Este concepto se gestiona considerando que las patentes tienen pérdida de utilidad intrínseca y extrínseca. A la pérdida de utilidad intrínseca se la considera como la propia de la cancelación de utilidad en el tiempo, es decir, el paso del tiempo acerca a su final la vida útil para el propietario de la misma y consecuentemente el avance del tiempo hacer perder valor a la patente.

Por otro lado, la pérdida de utilidad extrínseca deriva de factores externos pero que influyen en el valor residual temporal de la patente. Entre otros podemos considerar:

- **Calidad en la innovación**
- **Cantidad o número de patentes publicadas**
- **Cambios tecnológicos**
- **Pérdida de funcionalidad real**

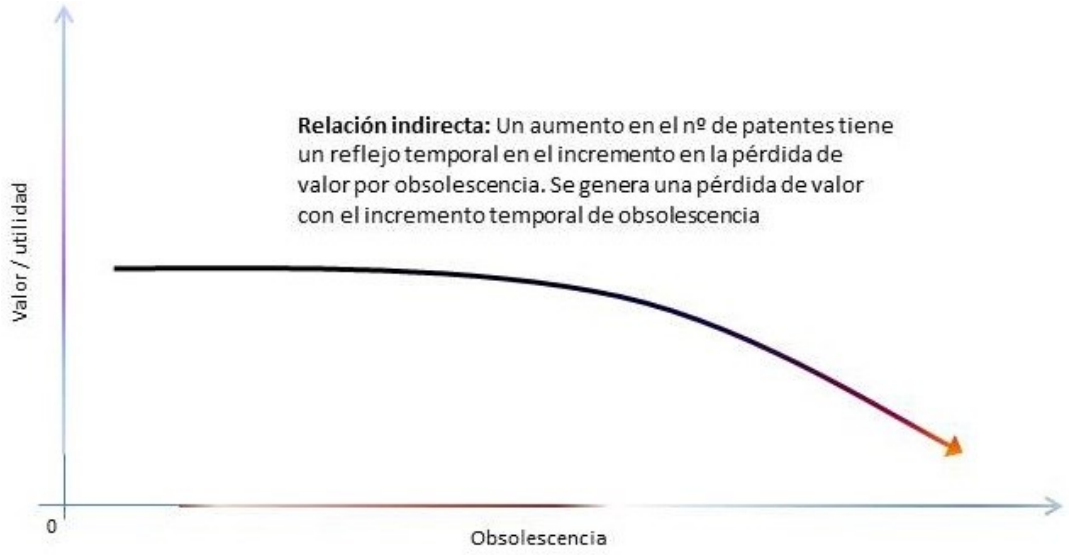


Ilustración 7: La misma relación de incremento de gestión de patentes vista en la Ilustración 6 induce una relación indirecta de pérdida de utilidad en las patentes previas, ajustándose por el efecto de paso de tiempo

En este trabajo se aborda un acercamiento a la obsolescencia de las patentes tecnológicas considerando que la pérdida de utilidad intrínseca[42] es mensurable a través del análisis estadístico de la propia serie temporal que nos indica el número de patentes publicadas a través del tiempo por cada marca de software.

Es decir, se considera que la actividad de gestión de patentes tiene un reflejo en la pérdida (Ilustración 7) de utilidad de patentes previas en función del aumento de la calidad de las patentes posteriores y/o por la introducción de nuevos diseños (para consolas de videojuegos o nuevos modelos de gestión de videojuegos) que aceleran la obsolescencia de las patentes previas. Sería posible considerarla como una denominada '*obsolescencia de marca*' que gestiona la innovación y el crecimiento tecnológico de la firma de videojuegos pero que al tiempo, acelera la pérdida de utilidad de las patentes propias previas.

En definitiva, la innovación aplicada al estudio e importancia de las patentes nos indica, en principio, que en el sector tecnológico en que se mueve el presente estudio su análisis puede devenir tanto en comprender el comportamiento e interrelación entre la creación de videojuegos y la generación de procesos de patentes, pero también en la identificación de alguno de los elementos de obsolescencia tecnológica derivado de la propia

[42] Propiamente, sería mejor considerar esta función como un elemento endógeno al proceso de innovación que se ver reflejado en el proceso de registro de patentes, que es el que se analiza en esta investigación.

naturaleza de gestión de procesos de patentes, y que se deben considerar para evaluar la vida útil remanente de las patentes en el tiempo.

5.2 Cienciometría: La patente como medición de la ciencia y la tecnología

En 1969, Vassily V. Nalimov y Z. M. Yuschenko acuñaron el equivalente ruso del término "Cienciometría" ("Naukometriya") (V. Nalimov and M. Mulchenko, 1971). Como el propio nombre implica, este término es usado para el estudio de todos aspectos de la literatura científica y tecnológica.

Gran parte de Cienciometría es indistinguible de la bibliometría. Después de todo, el producto inmediato y tangible de ciencia y la tecnología respecto al dominio público es su literatura publicada (trabajos, patentes, etc.). Por contra, el enfoque de la bibliometría, a pesar de muchas definiciones muy generales, ha estado ubicada predominantemente sobre la literatura 'per se' de la ciencia mientras que para la Cienciometría la investigación en ciencia y tecnología ha residido siempre en medir y analizar el producto de su literatura; por ejemplo las prácticas de investigadores, las estructuras socio-organizativas, la dirección de investigación y desarrollo, el papel de ciencia y tecnología en la economía nacional políticas gubernamentales hacia ciencia y tecnología, etc.

La Cienciometría aplica técnicas bibliométricas a la ciencia. El término ciencia se refiere a las ciencias físicas y naturales, así como a las ciencias sociales. Pero la Cienciometría va más allá de las técnicas bibliométricas, pues también examina el desarrollo y las políticas científicas. Los análisis cuantitativos de la Cienciometría consideran a la ciencia como una disciplina o actividad económica. Por esta razón, la Cienciometría puede establecer comparaciones entre las políticas de investigación entre los países con el análisis de sus aspectos económicos y sociales.

Los temas que interesan a la Cienciometría incluyen el crecimiento cuantitativo de la ciencia, el desarrollo de las disciplinas y subdisciplinas, la relación entre ciencia y tecnología, la obsolescencia de los paradigmas científicos, la estructura de comunicación entre los científicos, la productividad y creatividad de los investigadores, las relaciones entre el desarrollo científico y el crecimiento económico, etc.

La Cienciometría usa técnicas matemáticas y el análisis estadístico para investigar las características de la investigación científica. Puede considerarse como un instrumento de la sociología de la ciencia. (Spinak, 2001)

5.3 Bibliometría de patentes

La llamada patentometría, o bibliometría de patentes, ha sido poco conceptualizada hasta el momento. En 2001 se encuentra en internet una definición del Instituto Batelle en la RAND[43], como un método de evaluación asociado con la identificación de las fortalezas y debilidades de la ciencia y la tecnología, a través del examen de los registros de invenciones e innovaciones provenientes de un país, institución o temática determinada (Callaert *et al.*, 2006; King, 1987; Narin, 1994; Verbeek *et al.*, 2002; Yoshiko, 1997).

Puede ser ocasional encontrar también la expresión bibliometría evaluativa, terminología acuñada por Francis Narin[44] y un grupo de investigadores en Computer Horizon, Inc. (CHI) para la evaluación de la actividad científica y tecnológica. Específicamente orientada a la utilización de indicadores obtenidos mediante métodos bibliométricos, con un marcado énfasis en los análisis de las referencias bibliográficas que se incluyen en los trabajos científicos y las patentes, para apoyar los procesos de evaluación de la ciencia[45]. Extendido a las empresas productivas y de servicios como parte de las herramientas en la vigilancia científica y tecnológica, así como en los observatorios de ciencia y tecnología.

Las patentes son las fuentes de información más relevantes para analizar los productos tecnológicos (Varma, 2014). Este argumento responde a la idoneidad de sus datos para su utilización estadística; a su estructura uniforme, reconocida internacionalmente; a la informatización de sus registros; y la aceptación de que por analogía las patentes son un producto básico de la actividad tecnológica como lo es el artículo en la actividad científica.

Las patentes, como indicador (Dernis, 2007; Nagaoka, 2009; Y. Park *et al.*, 2012; Rao *et al.*, 2012; Squicciarini *et al.*, 2013), tienen un doble carácter: por un lado, las patentes proporcionan información sobre el contenido tecnológico, pero por otra parte, la presentación de la patente está - por supuesto - motivada por los intereses del mercado[46]. En particular, es importante realizar comparaciones entre ellos para mirar el

[43] Ver dicho estudio en http://www.rand.org/

[44] http://www.wipo.int/meetings/en/2003/patent_statistics/speakers/narin.htm

[45] Existen numerosas técnicas de análisis bibliométrico. Entre ellas se pueden destacar las de (Chen *et al.*, 2010), (Messinis, 2011), (Zhang *et al.*, 2012).

[46] Muchos análisis de patentes se llevan a cabo sobre la base de datos de patentes en una oficina nacional específica, que protegen los derechos de propiedad intelectual en un mercado nacional específico. Los solicitantes nacionales tienen un interés económico en particular en su mercado natural. Además, el procedimiento de examen y la concesión es menos complejo y costoso para estos solicitantes.

interés económico estratégico de los países de origen específicos para mercados específicos de destino (Luan and Zhang, 2011).

Sin embargo, a pesar de que las patentes sean invenciones técnicas revisadas minuciosamente en la correspondiente Oficina de Patentes, tanto para asegurar su novedad como para precisar su utilidad potencial y ser considerada la información registrada en ellas como un indicador del cambio tecnológico, su aplicación para la toma de decisiones todavía no es común en todos los frentes de investigación innovadores. Las causas suelen ser muchas pero lo cierto es que aún se carece de:

- Cultura tecnológica que permita a los investigadores utilizar los análisis de forma sostenida antes y durante todo el ciclo de vida de un proyecto de investigación (Díaz, 2005).
- Capacidad de patentar conocimientos tecnológicos relevantes obtenidos de investigaciones importantes (Díaz, 2005).
- Falta de iniciativa de las empresas, entidades, industrias, grupos de investigación, etc., para utilizar y analizar la información contenida en las patentes con una perspectiva estratégica.

Todo ello provoca una situación que incide no sólo en los resultados de la investigación sino también en algunos macro indicadores de los países: "*La patentometría también se ha definido como la técnica consistente en el examen de los registros sobre invenciones e innovaciones provenientes de un país, institución o temática determinada, asociada a los métodos de evaluación para la identificación de las fortalezas y debilidades de la ciencia y la técnica"*. (Cavaller Reyes, 2006). Esto nos indica, someramente, que el estudio de las patentes no es solo relevante en el proceso de tecnológico o industrial, y que no solo es aplicable a los procesos de las empresas y su desarrollo futuro, sino que tiene relevancia, de manera muy especial, en los resultados de las variables macroeconómicas que miden el desarrollo de los países (Bottazzi and Peri, 2012; Criscuolo *et al.*, 2005; Jaffe and Trajtenberg, 2002; Lerner, 2002; Moser, 2003).

Se considera que lo que realmente debe ser analizado en los nuevos contextos de cambio, colaboración e intercambio tecnológico, son los vínculos entre las invenciones en cualquiera de sus nodos. Las redes que se establecen entre los círculos de innovación y la forma de explotarlas para conseguir en el menor tiempo posible el máximo de innovación o transferencia tecnológica, debe ser una de las quimeras de este siglo en políticas de ciencia y tecnología.

6 Modelo de captación de datos relativo a la evolución de videojuegos

6.1 La captación de datos para análisis

Uno de los primeros retos a los que se enfrenta esta investigación es la determinación del conjunto de datos que serán aceptados para identificar en la línea del tiempo el comportamiento de las actividades de las compañías de videojuegos.

Normalmente, en los estudios revisados sobre análisis de patentes y videojuegos éstos se centran en la acumulación de datos de ventas[47] de videojuegos, ya sea por plataforma (Xbox, PS2, etc.) o por compañía de software (Atari, Commodore, Sega, etc.). Este enfoque, si bien es muy correcto si el estudio está directamente enfocado a la revisión de los aspectos económicos de la venta de videojuegos, no parece muy adecuado si se quiere observar la interrelación entre desarrollo de patentes y creación de videojuegos.

Como ya se ha definido anteriormente, este estudio está enfocado sobre las plataformas de videojuegos y sobre la agregación de las mismas, esto es, sobre las compañías de creación de consolas de videojuegos. Por ello, se entiende en este punto que un marcador muy valioso para el análisis del impacto intrínseco de las plataformas de videojuegos (consolas) está en medir el nivel de creación[48] de videojuegos específicos para dichas plataformas. Esto es así, ya que es bien conocido el interés que tienen las compañías de creación de consolas en poner a disposición de las compañías desarrolladoras de videojuegos todos los medios (incluso anticipadamente a la salida de la consola) para que desarrollen videojuegos específicos para su plataforma. Un nivel bajo de desarrollo de videojuegos indica una escasa aceptación de la plataforma.

En función de todo lo anterior, esta investigación define los datos básicos a colectar e interpretar sobre plataformas de videojuegos como el número de videojuegos por plataforma y año. Asimismo, principalmente se analizarán los datos de creación de videojuegos de manera agregada, por compañía de creación de plataformas (Atari, Sega,

---

[47] http://www.ropesgray.com/files/upload/02022011_Baughman_gamasutra.pdf

[48] El nivel de creación de nuevos juegos para una plataforma o bien el nivel de adaptación de juegos de otras plataformas, bien propias o de compañías rivales, a la nueva consola, medido en unidades de juegos por consola, es una buen marcador del interés que genera en el mercado cualquier tipo de consola o plataforma de videojuegos. Históricamente, cuando una consola no genera el interés suficiente en los usuarios, por baja calidad o dificultad de manejo, el número de juegos portados hacia la misma o el desarrollo de nuevos títulos se estanca y/o se detiene, de forma que la consola tiene a mantener un tiempo de vida limitado, usualmente y en el mejor de los casos hasta que otro nuevo modelo de consola la sustituye.

Nintendo, Sony, Microsoft, etc.). Así, aunque el mundo de los videojuegos está ampliamente tratado tanto a nivel de hardware como software en el 'universo' de Internet, no existe una sistemática recopilación de datos plenamente fiables sobre todos los aspectos del desarrollo a través del tiempo de la evolución de esta tecnología.

La mayor parte de las compilaciones más exhaustivas están diseñadas para propósitos específicos, es decir, suelen ser monotemáticas, sobre una casa de hardware –Nintendo, Sega, etc. – o bien están orientadas a un propósito específico de divulgación.

La mayor parte de las bases de datos encontradas en la Red suelen estar agrupadas por estrategias de juego, además de ser especialmente escasas (poca información) si no son muy detalladas o bien de ser muy generales (si contienen una mayor cantidad de datos). También es muy frecuente que las bases de datos en la red estén orientadas a la búsqueda individualizada de uno o varios juegos según la temática específica de videojuegos pero no son útiles para la compilación masiva de datos que precisa este estudio[49].

Para el propósito de esta investigación se deseaba que las fuentes de captación de datos cumplieran con al menos los siguientes requisitos:

Acceso libre
Que los datos sean de acceso libre por Internet, de forma que los tratamientos posteriores puedan ser reproducibles de la manera más fiable posible y sin coste adicional.
Volumen de información
La cantidad de datos compilados debe estar ajustada al conjunto de variables extraídas en función de los años de evaluación, para que los resultados del análisis temporal tengan la suficiente consistencia y validez. Se pretende que el conjunto de datos abarque desde los años 70 hasta la actualidad, concluyendo en el año 2012. (OECD, 2013)
Formato de acceso
Es necesario que el formato de acceso y descarga de los datos sea lo más sencillo

[49] http://uk.ign.com/ (especialmente la sección http://uk.ign.com/all-game-platforms.html), http://www.mobygames.com/ tiene un claro propósito de búsqueda individualizada, http://www.wegame.com/database/ es de estilo individual, http://thegamesdb.net/, http://www.gamespot.com/games.html?platform=5, http://www.giantbomb.com/games/?sort=release_date

posible, y que no represente mayores dificultades para cualquiera que desease verificar tanto los propios datos como los resultados alcanzados. Esto deriva de la verificación sobre que la mayor parte de las páginas de Internet consultadas y que facilitan datos sobre videojuegos o son de pago o permiten su descarga en formatos de difícil tratamiento posterior.
Simplificación de datos
Esto significa que para cada información relativa a una entrada sobre un componente o artefacto de videojuego la información que suministrase la base de datos no fuese excesiva. Se consideraba como imprescindible que al menos tuviese: • Título: Nombre del videojuego • Fecha: Año o fecha completa cuando se publica. • Plataforma: Hardware/consola para el que se desarrolló. Otros aspectos que se consideran útiles son: • Género: Modo de juego al que pertenecen • Estilo: Tipo de juego Desarrollador: Creador del videojuego

Tabla 7: Requisitos básicos que deben cumplir los datos sobre consolas o software de videojuegos descargados de Internet

Existen bases de datos de pago[50] que facilitan datos parciales o totales sobre determinados aspectos del mundo de los videojuegos, es decir, ventas de software, ventas de consolas, número de juegos más vendidos, etc. No obstante no pueden garantizar la consistencia de los datos ni la globalidad de los mismos. Esto es debido a que no existe un modelo unificado de publicación de datos fiables sobre ninguno de los aspectos más notables de la industria de videojuegos, y además, estas empresas no hacen claramente públicos sus métricas ni modelos de captación de datos.

Es por ello que utilizar fuentes de pago no es el mejor sistema para garantizar la idoneidad de los datos para esta investigación, ni aporta ninguna garantía adicional o ventaja para el mismo.

[50] Entre ellas se encuentran Statista (http://www.statista.com), VGChartz (http://www.vgchartz.com), o NPD Group (www.npdgroup.es) entre otros. Estas empresas facilitan datos a nivel local o global, aunque no pueden asegurar que los datos sean totalmente fiables y ni siquiera pueden garantizar que sean globales, ya que no tienen obligación de indicar públicamente la política de adquisición de datos que siguen.

Por otra parte, la investigación en este campo revela un problema de base inquietante, como es la imposibilidad de garantizar la uniformidad[51] y globalidad[52] de los datos para esta investigación por lo que se debe asumir cierto grado de imprecisión, que no se puede cuantificar con precisión, sobre los datos finales de videojuegos.

Después de una intensa búsqueda y verificación de las páginas web, se opta por la utilización como fuentes iniciales de información y contraste de datos las que se indican en la Tabla 8:

Chronology of real-time tactics video games
http://en.wikipedia.org/wiki/Chronology_of_real-time_tactics_video_games
Obligement, magazine Amigaos et Morphos
http://obligement.free.fr/articles/listejeuxamigal.php
AllGame
http://www.allgame.com/
History of Video Games Timeline
http://www.adigitaldreamer.com/articles/history-of-video-games.htm
Games by Category
http://www.angusm.demon.co.uk/AGDB/Category.html
Wiki joshuajamesslone
http://joshuajamesslone.name/wiki/cat1
Wikia
http://vgsales.wikia.com
VGChartz

[51] Esta '**uniformidad**' está referida a la consistencia de los datos en cuanto a su identificación en cualquier base de datos. Así, según los estudios y extracción de datos que se analizan más adelante, no hay siquiera homogeneidad en la denominación de los juegos en todas las bases de datos, existiendo disparidad de criterios en cuanto a la correcta nomenclatura de los videojuegos, duplicaciones en los casos en que se lanzan en mercados diferentes (Japón, EEUU, Europa, resto del mundo), etc.

[52] Este aspecto de '**globalidad**' está referido a la necesidad de que los datos extraídos de las bases de datos consultadas respondan a consideraciones sobre el aspecto consultado en todo el planeta y no localmente. Así, la consulta sobre ventas de videojuegos son más aproximadas a nivel local (por países individuales) pero no se pueden garantizar los resultados a nivel de ventas en el mundo. Así mismo, diversos aspectos de los datos, especialmente en el número de ventas, suelen estar agrupados en estructuras especiales convenientes para las marcas pero que ocultan los verdaderos datos a nivel individual (consolas o videojuegos), de forma que es imposible su utilización para esta investigación.

http://www.vgchartz.com
Statista
http://www.statista.com
MobyGames
http://www.mobygames.com/
JuegoMania
http://www.juegomania.org
GameFaqs
http://www.gamefaqs.com
Get-Your-Rom
http://www.get-your-rom.com/search/mahjong+kyouretsuden/ng-neo-geo

Tabla 8: Lista de sitios web consultados para captar información sobre videojuegos creados para plataformas de juego

6.2 Depuración de los datos

El tratamiento de los datos antes y posteriormente a su captura, y previo a la utilización de estos en cualquier análisis o comparación, es fundamental para evitar que los mismos estén viciados o 'sucios' (Russell and Norvig, 2002). Un trabajo de análisis y depuración de datos sencillo pero muy completo se encuentra identificado en (Villan Criado, 1992), en el que se identifican elementos clave de la depuración de las reglas de análisis de datos para trabajos estadísticos.[53]

Dado que esta investigación requiere de la compilación de datos extraídos de fuentes de datos previsiblemente no homogéneas, y que consecuentemente las variables de estudio no van a ser recogidas de la misma fuente de información, es preciso ser muy preciso a la hora de definir tanto los métodos de captación, los de descarte y los de aceptación, así como la clarificación de aquellas variables que no sean extraídas sino compuestas según los datos conseguidos de las bases de datos accedidas.

Por este motivo, se realiza a continuación un análisis discriminado según las variables objeto a extraer, indicando los fundamentos seguidos en cada caso.

[53] Ver también el artículo de (Garcia Rubio, 1995) para la depuración micro y macro de datos.

6.2.1 Datos relativos a número de videojuegos creados por plataforma de videojuegos y año de lanzamiento

En este apartado se analizan los datos relativos al número de videojuegos creados para cada plataforma según año de lanzamiento. Esta es una de las variables principales de estudio, siendo la minimización del sesgo en la captación y la minimización de la presencia de datos espurios los puntos clave a considerar.

En consecuencia, para la extracción de datos de las bases de videojuegos se han realizado, antes y después, las actuaciones y consideraciones indicadas en la Tabla 9:

Rango de Fechas
Los datos se han capturado dentro de un rango de fechas que va desde los 70 hasta la actualidad (6/2013 como fecha de cierre). No se han considerado los datos de Arcades o videojuegos anteriores a los 70, ya que se considera que no aporta nada a la posterior investigación sobre patentes aplicadas a los videojuegos.
Identificación clara de la fecha de comercialización
Se ha procurado verificar la fecha (año más concretamente) de comercialización. En los casos en que aparecían datos incompletos (tipo 198X o 199X) se ha procurado buscar la fecha exacta por otros medios, y si no ha sido posible, se ha descartado toda la información, ya que el análisis de las series temporales con este formato o por adjudicación a una fecha estándar viciarían el estudio, introducirían sesgo en origen, que es lo que se desea evitar.
Tipo de datos a descargar
Las cifras corresponden con creación de videojuegos para las plataformas. Se ha escogido este dato porque es más significativo del volumen de producción de una marca y se puede poner en comparación con las plataformas individuales, así como representa un índice más objetivo a comparar posteriormente con el desarrollo de patentes. Las cifras sobre videojuegos no corresponden a ventas, ya que sería muy engañoso comparar ventas de un modelo de plataforma o videojuego con las patentes, ya que las patentes no influyen directamente en las ventas, sino más bien el marketing y el 'tirón' de la propia marca o consola.
Comercialización
Se han descartado todos aquellos juegos que se ha identificado que solo constituyeron prototipos, o nunca fueron finalmente puestos en comercialización.

Identificación de la plataforma
Si un juego se desarrollaba para varias plataformas no se ha considerado una duplicidad, ya que lo importante en este caso era verificar la intensidad del desarrollo para una plataforma a través del número de videojuegos puestos en circulación para dicha plataforma de juegos. Si un videojuego no podía identificarse para una plataforma concreta sí se ha descartado, ya que lo relevante para este estudio no es el videojuego en sí, sino más bien su vinculación con una plataforma hardware. Tampoco se han considerado duplicidades los casos de videojuegos que se desarrollan para mercados diferentes (Europa, Japón, USA, etc.) ya que dichos juegos mantienen por regla general aspectos diferenciadores sobre la base del videojuego general o maestro[54].
Simplificación de datos
Para el propósito de esta comparativa temporal, los datos que se han considerado finalmente han sido: • Fecha: concretamente el año • Título del videojuego[55] • Plataforma hardware para la que se desarrolló: Atari 2600, Commodore 64/128, Dreamcast, Sega Genesis, Nintendo DS, PlayStation 3, etc.
Adición de datos elaborados
Se ha incorporado, si no se podía identificar directamente en la base de datos al tiempo de la extracción de datos, a cada línea la identificación de la Casa o Marca desarrolladora: Sony, Nintendo, Sega, etc. Esto lo consideramos como un atributo derivado de la Base de Datos original. No obstante, dicha información es crucial para los análisis posteriores de las series temporales de datos.

Tabla 9: Características aplicadas a los datos extraídos de las bases de datos sobre videojuegos

Para este caso particular se han considerado finalmente 3 bases de datos principales, cuyo análisis se detalla a continuación.

[54] Consideramos Maestro el modelo base de desarrollo inicial, producido para su primera comercialización.

[55] Este dato no es relevante para la investigación pero es necesario para los propósitos de agrupamiento y tratamiento posteriores. Si la base de datos consultada facilita los datos agrupados por consola y marca no es precisa la utilización de esta variable.

6.2.1.1 Datos extraídos de la base de datos de Allgame

Base de datos
AllGame
Dirección web
http://www.allgame.com/
Fecha de compilación
26/2/2013
Número de variables obtenidas
El conjunto de variables alcanza a 4, tres directas y una indirecta: - Variables directas: año, titulo, consola - Variables indirectas: familia
Número de registros obtenidos
El conjunto de registros obtenidos es de 69.102.
Rango de fechas
Abarca desde 1971 hasta 2014. De estos datos se descartan los de 2014, ya que no son viables al ser previsiones de lanzamiento, y los de 2013 no se utilizarán ya que el estudio utiliza datos con periodicidad anual.
Número de consolas
Se han obtenido datos de 107 consolas, con un total de 69.101 registros.
Número de familias
Se han obtenido datos de 45 familias de marcas de videojuegos, con un total de 69.101 registros obtenidos sobre las mismas.
Registros válidos por año de lanzamiento
Se han obtenido los siguientes valores: - Registros totales viables: 67.404 - Registros totales viables 1971-2012: 66.656 - Total de registros descartables en origen: 2.442

Tabla 10: Ficha analítica sobre extracción de datos de AllGame[56]

[56] En el **Anexo 1** hay una descripción de los script de acceso a las diferentes páginas web.

Año	Número de Títulos
2013	740
2014	8
Error	1
198X	747
199X	930
200X	16
Total	**2442**

Tabla 11: Detalle de los valores erróneos obtenidos

Como se puede verificar, el 3,6% de datos originalmente inviables es muy alto para el conjunto de registros totales viables obtenidos de AllGame.

6.2.1.2 Datos extraídos de la base de datos de MobyGames

Base de datos
MobyGames
Dirección web
http://www.mobygames.com/
Fecha de compilación
2/3/2013
Número de variables obtenidas
El conjunto de variables alcanza a 3, 2 directas y una indirecta: - Variables directas: año, consola - Variables indirectas: familia
Número de registros obtenidos
El conjunto de registros obtenidos es de 84314.
Rango de fechas
El rango de datos obtenido abarca desde 1973 hasta 2013. De estos datos se descartan los de 2013 ya que el estudio utiliza datos con periodicidad anual.
Número de consolas
Se han obtenido datos de 135 consolas, con un total de 84.314 registros obtenidos sobre las mismas.

Número de familias
Se han obtenido datos de 60 familias de marcas de videojuegos, con un total de 69101 registros obtenidos sobre las mismas.
Registros válidos por año de lanzamiento
Se han obtenido los siguientes valores: - Registros totales viables: 84.314 - Registros totales viables 1973-2012: 84.239 - Total de registros descartables en origen: 75

Tabla 12: Ficha analítica sobre extracción de datos de MobyGames

En esta extracción de la base de datos de MobyGames no se ha utilizado la variable 'titulo' del videojuego ya que se han aprovechado las características de la propia base de datos que permitía la extracción de datos por fecha y tipo de consola. Solo ha sido necesario incorporar el valor de la familia (marca de software) para tener un registro de datos suficiente para el propósito de la investigación.

Año	Número de Títulos
2013	75
Total	**75**

Tabla 13: Detalle de los valores erróneos o no utilizables obtenidos

Como se puede verificar, el 0,09% de datos originalmente inviables es insignificante e irrelevante para el conjunto de registros totales viables obtenidos de MobyGames.

6.2.1.3 Datos extraídos de la base de datos de VGChartz

Base de datos
VGChartz
Dirección web
http://www.vgchartz.com
Fecha de compilación
9/3/2013
Número de variables obtenidas
El conjunto de variables alcanza a 10, todas directas:

- Variables directas: Game, Platform, Year, Genre, Publisher, USA , Europe, Japan, RestWorld, Global
Número de registros obtenidos
El conjunto de registros obtenidos es de 58.081.
Rango de fechas
El rango de datos obtenido abarca desde 1980 hasta 2014. De estos datos se descartan todos los superiores a 2013 ya que el estudio utiliza datos con periodicidad anual y ya lanzados comercialmente.
Número de consolas
Se han obtenido datos de 42 consolas, con un total de 58.081 registros obtenidos sobre las mismas.
Número de familias
Se han obtenido datos de 17 familias de marcas de videojuegos, con un total de 58.081 registros obtenidos sobre las mismas.
Registros válidos por año de lanzamiento
Se han obtenido los siguientes valores: - Registros totales viables: 58.081 - Registros totales viables 1980-2012: 41.309 - Total de registros descartables en origen: 16.772

Tabla 14: Ficha analítica sobre extracción de datos de VGChartz

Año	Número de Títulos
2013	257
2014	12
2020	39
N/A	16464
Total general	**16772**

Tabla 15: Detalle de los valores erróneos obtenidos en VGCharz

Familia	2013	2014	2020	N/A	Total
3DO				1	1
Apple	5		2	14098	14105
Atari				86	86
Bandai				1	1
Gizmondo				52	52

Google	4		2	2	8
Microsoft	55	3	3	345	406
Nintendo	30		13	660	703
Nokia				5	5
PC	62	7	10	627	706
Sega				41	41
Sony	101	2	9	546	658
Total general	**257**	**12**	**39**	**16464**	**16772**

Tabla 16: Desglose de registros inviables por familia en VGChartz

Aunque en esta extracción se han incorporado variables adicionales que no corresponden a número de videojuegos por año, el análisis en este apartado se circunscribe únicamente a esta parte de la extracción.

Se verifica que existe un número muy alto de registros inviables (28,87% sobre registros totales), tal y como se observa en la Tabla 15. No obstante, el porcentaje más elevado es el correspondiente a los registros de Apple, con un 24,28%. Si eliminamos los registros de Apple, el porcentaje de registros inviables cae a un 4,59%, que si bien es alto, es más proporcionado con el volumen de extracciones.

6.2.2 Elección de base de datos para extracción de número de videojuegos por plataforma y año

Una vez considerados todos los parámetros expuestos en el Título 6.2.1 Datos relativos a número de videojuegos creados por plataforma de videojuegos y año de lanzamiento (véanse los datos de Tabla 10, Tabla 12 y Tabla 14), y especialmente los relativos a los valores inválidos para su aplicación en esta investigación, se realiza una última verificación visual sobre el conjunto comparado de datos de las tres fuentes de extracción, según se observa en la Tabla 17.

Se concluye que la base de datos que ofrece la mayor cantidad de datos (viables y útiles 84.239) en el rango aproximado solicitado (1973-2012) y, además, comparativamente al resto de bases analizadas, contiene un número considerablemente superior de consolas y familias, es MobyGames.

MobyGames	Total MG	AllGame	Total AG	VGChartz	Total VG
3DO	170	Amstrad	450	3DO	286
Acorn	252	Apple	3565	Apple	2660
Acorn Computer	259	Arcade	3353	Arcade	7
Amstrad	1642	Atari	1318	Atari	709
Apple	6886	Bally Professional Arcade	40	Bandai	192
Atari	3886	BD Video	3	Browser	1
Bandai	93	Coleco Industries	161	Commodore	12

Blackberry	77	Commodore	2624	Gizmondo	9
browser	1406	Cybiko	2	Google	18
Casio	10	DVD Video	83	Microsoft	3816
Coleco	123	Emerson	24	NEC	514
Commodore	7284	Entex	4	Nintendo	13032
DOS	6604	Fairchild Camera and Instrument	28	Nokia	52
Dragon Data	435	GamePark	11	PC	6718
Epoch	6	GCE	37	Sega	3059
Fairchild	28	Gizmondo	14	SNK	163
Fujitsu	492	HD-DVD Video	1	Sony	10061
Funtech	5	Hybrid PC/Mac	2269		
Gamepark	18	IBM PC	19349		
Google	523	Magnavox	83		
HP	27	Mattel	170		
Java	580	MBM	11		
Linux	562	Microsoft	5084		
Magnavox	205	MSX	38		
Mattel	128	NEC	330		
MB	8	Nintendo	14205		
MGT	14	Nokia	65		
Microsoft	23933	Nuon	6		
Msx	1018	Panasonic	171		
NEC	2245	Philips	158		
Nintendo	8969	Pioneer Electronics	17		
Nokia	46	Plug and Play	145		
ORIC	50	RCA	15		
Palm	109	Sega	2879		
pc-booter	238	Sinclair	16		
Philips	219	SNK	205		
Qualcomm	148	Sony	9715		
RCA	3	Tandy	33		
Samsung	39	Tapwave	5		
Sega	3279	TI	112		
Sharp	372	Tiger	20		
Sinclair	2318	Watara	66		
Smith Engineering	26	WebTV	3		
SNK	225	Worlds of Wonder	5		
SONY	8908	XaviX	5		
Sord	1				
Spectravideo	13				
supervision	44				
Symbian	87				
Synergenix Interactive	11				
Tapwave	10				
Thomson-to	41				
TI	73				
Tiger Electronics	14				
Tiger Telematic	7				
V.tech	5				
VM Labs	1				

ZAPiT Games	5				
Zeebo	59				
Total general	**84.239**	**Total general**	**66.898**	**Total general**	**41.309**

Tabla 17: Comparativa por familias de los datos extraídos en las tres bases de datos de videojuegos analizadas

6.3 Simplificación de la base de datos

Para el propósito de esta investigación es necesario que los registros de datos a utilizar tengan unas determinadas características:

- Sean datos de marcas de videojuegos, especialmente consolas, que hayan tenido una especial relevancia en la historia y desarrollo de videojuegos.
- Los registros de la base de datos sobre dichas marcas abarquen desde el establecimiento de dicha marca o consola y se prolonguen hasta el cese de la actividad o su baja en la comercialización, o bien se mantengan hasta la actualidad.
- El número de datos anuales reflejados en la base de datos sea consistente con la actividad productora conocida sobre la consola o marca.
- Puedan ser comparados, en términos equivalentes temporales, con otras marcas o consolas del mismo periodo de tiempo.

Dado que cada periodo de tiempo a analizar es muy diferente en su génesis, duración y comportamiento general, a continuación se dan unas pautas generales sobre los datos:

1. Se considerarán solo los datos relativos al periodo comprendido entre 1970 – 2012.
2. No se van a tomar en consideración para este estudio los datos de marcas o videojuegos relacionados directamente con los sistemas de telefonía móvil o tabletas gráficas. Solo se consideran los juegos de los sistemas de consola. Esto excluye también los juegos para PC y los de la marca Microsoft (HubPages, 2012), lanzados para la plataforma PC. De igual manera los juegos de la casa Apple para sus ordenadores portátiles o de sobremesa queda descartada.
3. Si es preciso eliminar un conjunto de datos por estar excesivamente influido por la tecnología de uso de sistemas móviles, se hará constar en cada caso.
4. Es posible que en algunos modelos comparativos se incluya la producción de videojuegos para PC o Mac, aunque solamente a efectos de contraste de volumen y también temporal, puesto que la falta de homogeneidad en la plataforma PC

frente las consolas de videojuegos hace imposible, al menos para este estudio, utilizar estos datos con fiabilidad (HubPages, 2012).

5. Los datos se consideran inicialmente como plataforma, pero su análisis preferente es como familia, es decir, como compañía de creación de consolas.
6. Tanto para el análisis global, por décadas, comparativa por marcas, consolas o familias, siempre se simplificará el tratamiento de las variables de estudio a las que presenten una mayor significación en los siguientes parámetros: (a) claridad, (b) fiabilidad, (c) homogeneidad temporal y (d) cantidad en los registros

Para clarificar el tratamiento de datos a nivel plataforma y familia se procede al análisis de los datos y a la simplificación de las variables de estudio según los análisis a continuación.

6.3.1 Variables significativas a nivel global

Para evaluar cuáles son las variables más significativas a nivel global se establece la siguiente metodología:

1. Generación de un vector de longitud igual al número de variables, con totalizador de la suma de los registros anuales de cada variable.
2. Cálculo para cada variable de este vector de su porcentaje sobre el total de videojuegos de la matriz de datos base, estableciendo así para cada variable su ponderación sobre el conjunto total.
3. Se establece un valor umbral del 1,5% como corte para indicar una mayor representatividad, a nivel global y temporal, en la producción de videojuegos.

Con este modelo, se produce un resultado como el que muestra la Ilustración 8. En el gráfico se puede observar la presencia de variables como DOS, Apple y browser, que claramente están contempladas en el conjunto de datos como variables test.

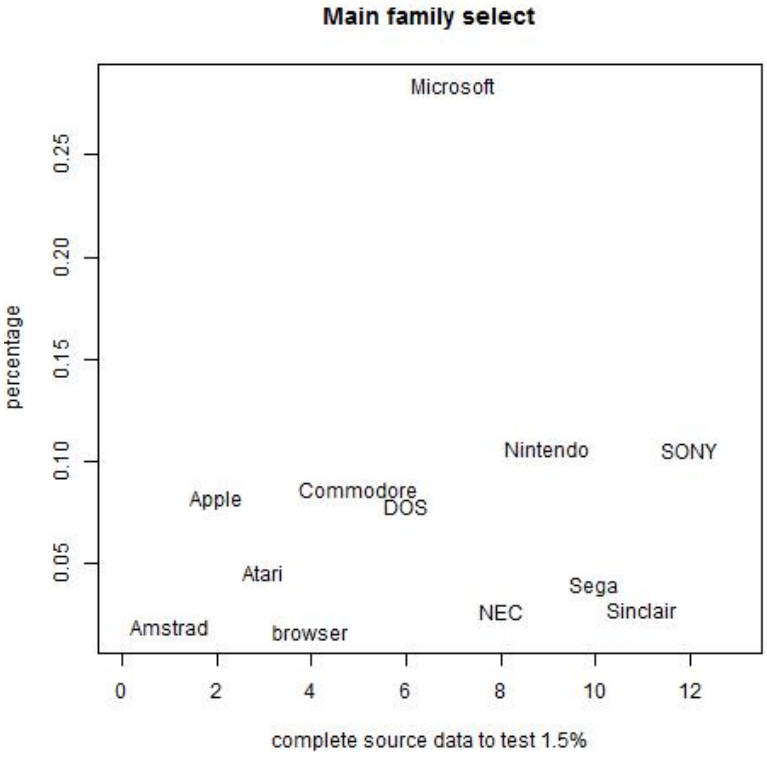


Ilustración 8: Variables más significativas a nivel global del conjunto completo de datos

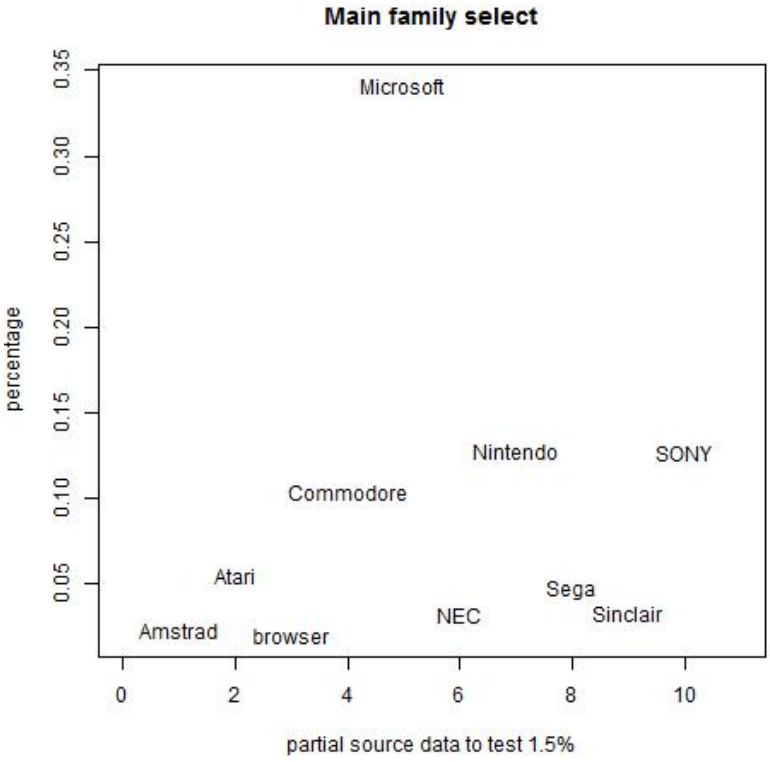


Ilustración 9: Variables más significativas a nivel global, descartando variables relativas a sistemas operativos (S.O.)

Por ello, se incluye como condición de refinamiento adicional un recálculo del proceso explicado anteriormente, pero eliminando las variables que se refieren a Sistemas

Operativos (DOS, Apple, Linux), produciéndose el resultado que se manifiesta en la Ilustración 9.

La Tabla 18 permite verificar la existencia de 4 segmentos en los que encajar los resultados obtenidos y clasificar las variables:

- Segmento 1: Microsoft.
- Segmento 2: Nintendo, SONY y Commodore
- Segmento 3: Atari y Sega
- Segmento 4: Sinclair, NEC y Amstrad[57]

Datos Totales		Datos Depurados	
Familia	**Porcentaje**	**Familia**	**Porcentaje**
Microsoft	28,41%	Microsoft	34,09%
Nintendo	10,64%	Nintendo	12,77%
SONY	10,57%	SONY	12,69%
Commodore	8,64%	Commodore	10,37%
Apple	8,17%	Atari	5,53%
DOS	7,83%	Sega	4,67%
Atari	4,61%	Sinclair	3,30%
Sega	3,89%	NEC	3,19%
Sinclair	2,75%	Amstrad	2,33%
NEC	2,66%	browser	2,00%
Amstrad	1,94%		
browser	1,66%		

Tabla 18: Comparación de resultados en la simplificación de variables entre los datos originales y depurados

Aun siendo los resultados muy reveladores, parece oportuno establecer un nuevo nivel de contraste y verificación de estos datos obtenidos, considerando realizar este mismo estudio pero segmentando la matriz de datos de trabajo en los bloques temporales siguientes:

- Década de los 70: Se considera el periodo de 1970 – 1979.
- Década de los 80: Se considera el periodo de 1980 – 1989.
- Década de los 90: Se considera el periodo de 1990 – 1999.
- Década de 2000: Se considera el periodo de 2000 – 2009.

[57] No se considera browser por el mismo razonamiento de exclusión de las variables de S.O.

6.3.2 Análisis de datos década de 1970-1979

Para verificar las variables más significativas por década se pretende utilizar la siguiente metodología:

Tratamiento mediante matriz diferenciada de los registros correspondientes a la década seleccionada.
Generación de un vector de longitud igual al número de variables, con totalizador de la suma de los registros anuales de cada variable.
Cálculo para cada variable de este vector de su porcentaje sobre el total de videojuegos de la matriz de datos base, estableciendo así para cada variable su ponderación sobre el conjunto total.
Se establece un valor umbral del 5% como corte para indicar una mayor representatividad, a nivel global y temporal, en la producción de videojuegos.

Tabla 19: Metodología de análisis para los registros de datos de videojuegos por década

Si se aplica el proceso descrito en la Tabla 19 a los registros correspondientes a los años 1970-1979, se obtiene la Ilustración 10:

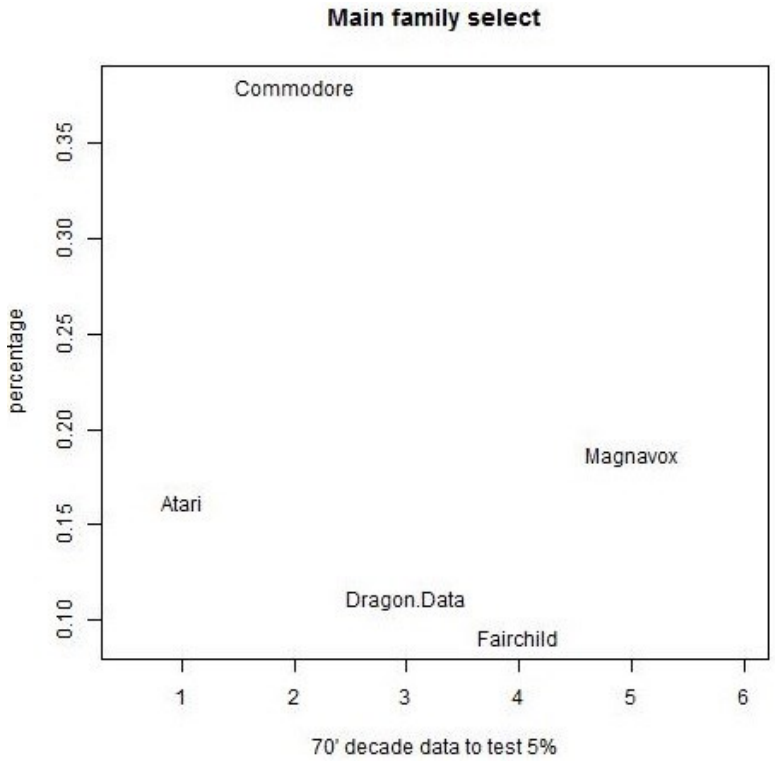


Ilustración 10: Variables más significativas década 70 del conjunto completo de datos

Variables significativas	
Familia	**Porcentaje**
Commodore	37,94%
Magnavox	18,57%
Atari	16,20%
Dragon.Data	11,06%
Fairchild	9,09%

Tabla 20: Resultados más significativos obtenidos en el análisis de las variables en la década 1970-1979

Da las variables anteriores puede descartarse para su análisis 'Fairchild' ya que no tiene suficiente cantidad de datos, ni su distribución temporal es adecuada para el propósito de esta investigación.

6.3.3 Análisis de datos década de 1980-1989

Si se aplica el proceso descrito en la Tabla 19 a los registros correspondientes a los años 1980-1989, se obtiene la Ilustración 11:

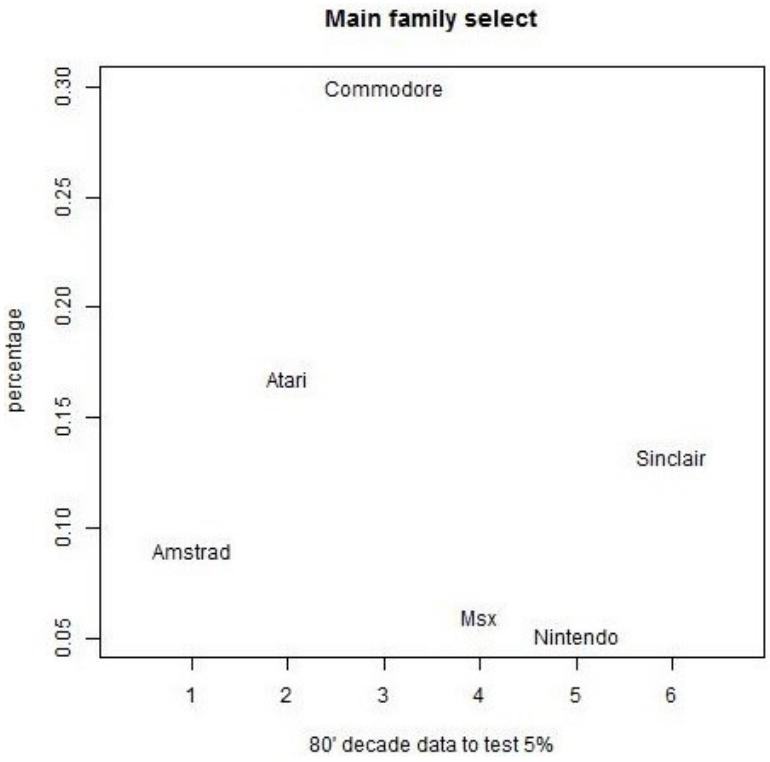


Ilustración 11: Variables más significativas década 80 del conjunto completo de datos

Variables significativas	
Familia	**Porcentaje**
Commodore	29,94%
Atari	16,78%
Sinclair	13,24%
Amstrad	8,99%
Msx	6,03%
Nintendo	5,13%

Tabla 21: Resultados más significativos obtenidos en el análisis de las variables en la década 1980-1989

En este conjunto de variables no hay ninguna que necesariamente deba ser descartada, ya que 'Nintendo' es la menos significativa, pero ya se ha definido su relevancia como variable principal.

6.3.4 Análisis de datos década de 1990-1999

Si se aplica el proceso descrito en la Tabla 19 a los registros correspondientes a los años 1990-1999, se obtiene la Ilustración 12:

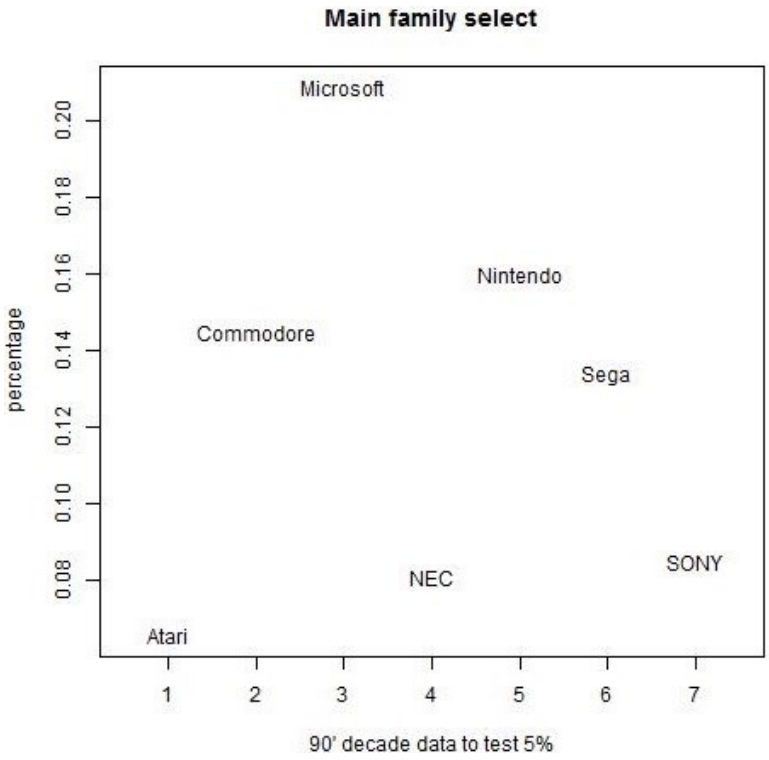


Ilustración 12: Variables más significativas década 90 del conjunto completo de datos

Variables significativas	
Familia	**Porcentaje**
Microsoft	20,87%
Nintendo	15,99%
Commodore	14,48%
Sega	13,39%
SONY	8,51%
NEC	8,11%
Atari	6,58%

Tabla 22: Resultados más significativos obtenidos en el análisis de las variables en la década 1990-1999

En este conjunto de variables no hay ninguna que necesariamente deba ser descartada, ya que 'SONY' tiene poca relevancia, pero ya se ha definido su relevancia como variable principal.

6.3.5 Análisis de datos década de 2000-2009

Si se aplica el proceso descrito en la Tabla 19 a los registros correspondientes a los años 2000-2009, se obtiene la Ilustración 13:

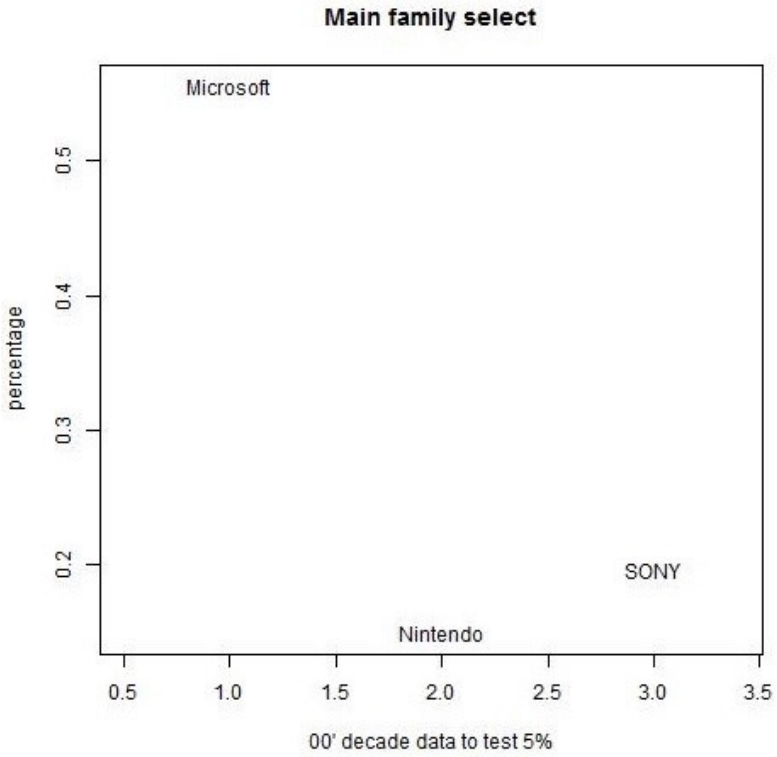


Ilustración 13: Variables más significativas década 2000 del conjunto completo de datos

Variables significativas	
Familia	**Porcentaje**
Microsoft	55,52%
SONY	19,68%
Nintendo	14,99%

Tabla 23: Resultados más significativos obtenidos en el análisis de las variables en la década 2000-2009

Finalmente, en la década de 2000 se observa como las 3 principales marcas de software y plataformas de videojuegos son las que se mantienen como sobrevivientes.

6.3.6 Conjunto final de variables tras la aplicación del proceso de simplificación

Para la elección final de las variables a utilizar para el análisis de comportamiento de los videojuegos a lo largo del tiempo se consideran los siguientes conceptos:

1. Se utilizan las variables obtenidas en las tablas siguientes:
    a. Variables generales: Tabla 18
    b. Variables analizadas por décadas: Tabla 20 a la Tabla 23
2. Se eliminan variables duplicadas.
3. Tienen preferencia las variables generales.
4. Una variable elegida en una década previa no se mantiene si vista globalmente no mantiene un número suficiente de datos o consistencia temporal.

Familia (compilación)	Familia (finales)
Browser	Amstrad
Amstrad	Atari
Atari	Commodore
Commodore	Dragon.Data
Dragon.Data	Fairchild
Fairchild	Magnavox
Magnavox	Microsoft
Microsoft	Msx
Msx	NEC
NEC	Nintendo
Nintendo	Sega
Sega	Sinclair
Sinclair	SONY
SONY	

Tabla 24: Variables finales seleccionadas. En la columna de la izquierda el conjunto total de variables recopiladas en el proceso de limpieza y selección, y en la derecha la selección final de variables una vez descontada 'browser' que es otra la de las variables test de contraste

Como puede observarse en la Tabla 24 se recopilan 14 variables de utilidad para el análisis de comportamiento del software de videojuegos, que resultan en un máximo de 13 variables una vez eliminada la variable de contraste 'browser'.

En los análisis realizados en los apartados previos, la variable 'Microsoft' contenía datos relativos a la creación de videojuegos tanto para plataformas PC, Tablet, móviles, como las Xbox y Xbox 360. Dado que el objeto de estudio es solo relativo a las consolas, se eliminan los datos de esta variable que no tienen relación con las consolas Xbox o Xbox 360. Esto hace que los datos finales de porcentaje relativo de cada variable en el conjunto de datos sea el mostrado en la Tabla 25:

Familia (variables)	Porcentaje
Nintendo	20,66%
SONY	20,52%
Commodore	16,77%
Atari	8,95%
Sega	7,55%
Microsoft	7,35%
Sinclair	5,33%
NEC	5,17%
Amstrad	3,78%
Msx	2,34%
Dragon.Data	1,00%
Magnavox	0,47%
Fairchild	0,06%

Tabla 25: Variables finales para el análisis, según familia, y con indicación de su peso o porcentaje sobre el conjunto total de datos

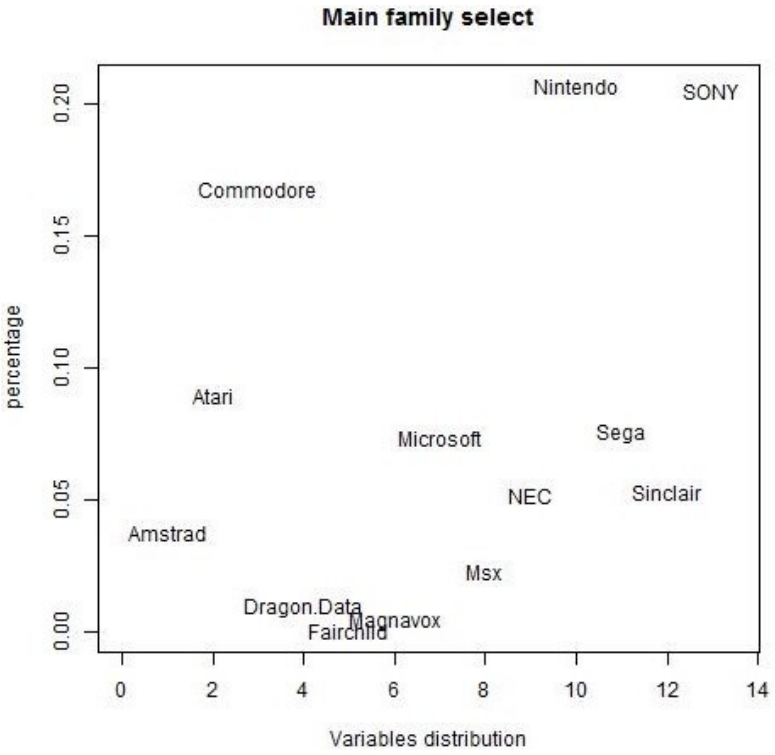


Ilustración 14: Distribución gráfica del peso de las variables finales seleccionadas, según familia

Plataformas (variables)	Porcentaje
Commodore.64	0,0784%
PlayStation.2	0,0722%
Amiga	0,0692%
PlayStation	0,0653%
ZX.Spectrum	0,0521%
Atari.ST	0,0472%
Xbox.360	0,0463%
PlayStation.3	0,0401%
Amstrad.CPC	0,0378%
Wii	0,0352%

Tabla 26: Variables de plataforma más significativas (peso superior al 3,5% sobre el conjunto de datos)

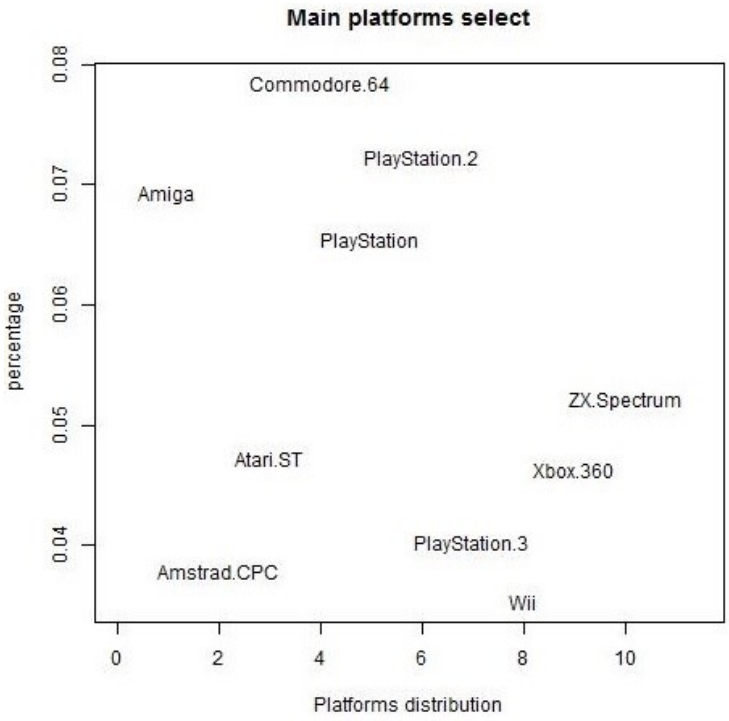


Ilustración 15: Representación gráfica del peso de las principales variables por plataforma, según los datos de la Tabla 25

La Ilustración 15 muestra gráficamente el peso de las principales consolas de videojuegos sobre el conjunto de datos de plataformas de las familias seleccionadas.

7 Modelo de captación de datos relativos a la evolución de patentes por marcas y plataformas

7.1 La captación de datos para análisis

La búsqueda de patentes está ligada a diversos condicionantes que se consideran a continuación a fin de exponer las limitaciones y características definitorias de los datos que se han obtenido.

En principio, y como principio fundamental excluyente, las bases de datos de patentes se dividen por su forma de acceso: libre o de pago. Para el propósito de este estudio solo se van a utilizar las bases de datos de acceso libre.

González-Albo Manglano, B. y Zulueta, M.A. (González-Albo Manglano and Zulueta, 2008) y Andree, P. (Andree *et al.*, 2008) identifican algunas características relevantes que definen las búsquedas y los modelos de acceso a las bases de datos disponibles en la actualidad, realizando una comparación de los modos de acceso y la relevancia de las consultas y respuestas.

Considerando el aspecto geográfico de las empresas que se abordan en este estudio, se encuentran concentradas en los países siguientes:

- Reino Unido: Amstrad, Sinclair
- USA: Commodore, Atari, Amiga (adquirida por Commodore), Microsoft
- Japón: Sega, Sony, Nintendo, NEC

La búsqueda de patentes se realiza sobre la base de datos principales siguientes:

- USA: United States Patent and Trademark Office (USPTO)
- Japón: Japan Patent Office (JPO 特許庁)
- Europa: European Patent Office (EPO)

Además, se complementan con la búsqueda en la base de datos mundial (WIPO - World Intellectual Property Organization), así como en otros motores de búsqueda de acceso libre[58] (White, 2008):

- http://www.freepatentsonline.com/
- http://patents.com/

[58] Una lista de servicios web de acceso libre y gratuito que permiten realizar búsquedas en las bases de datos de patentes está en: http://inventors.about.com/od/freesearches/Free_Patent_Search.htm

- http://www.delphion.com/

Así mismo, se ha utilizado la ayuda de 2 programas de software, en modo gratuito, como son:

- IP-Discover 2011A, en modo demo, descargado de la página web http://www.ipdiscover.com/
- PatentHunter v3.5.20, en modo demo, de su página web http://www.patenthunter.com/

Sin embargo, en la mayoría de los casos ha sido necesario programar código directo de acceso (scripts generalmente en VBA[59], o bien en R-code – Ver Anexo 6) para poder descargar los datos en el formato, cantidad y modo preciso y deseado. En cualquier caso, se indicará el sistema de acceso utilizado.

Con preferencia, y siempre que sea posible, se intentará usar en los servicios de acceso libre el sistema natural[60] de identificación y búsqueda. En su caso, también se utilizará el sistema de códigos de abreviaturas de campo, que permite en muchos motores identificar un aspecto concreto donde se busca:

Field Code	Field Name	Syntax Example
ABST	Abstract	ABST/"cardboard box"
APD	Application Date	APD/12/13/1790->12/31/2001
APN	Application Number	APN/000001
AC	Assignee City	AC/"New York"
ACN	Assignee Country	ACN/JP
AN	Assignee Name	AN/Sanyo
AS	Assignee State	AS/NY
ASEX	Assistant Examiner	ASEX/"Stevens Robert"
AGT	Attorney or Agent	AGT/"Bacon & Thomas"
ACLM	Claim(s)	ACLM/"cardboard box"
CCL	Current US Classification	CCL/100/50
SPEC	Description/Specification	SPEC/"hand-held telephone"
PRIR	Foreign Priority	PRIR/9/16/1990
FREF	Foreign References	FREF/EP0628292
ICL	International Classification	ICL/G06F019/00
IC	Inventor City	IC/"New York"
ICN	Inventor Country	ICN/JP
IN	Inventor Name	IN/"Jones Mark"
ISD or PD	Publication Date	ISD/1/31/2000->12/31/2000

[59] VBA o Visual Basic Application –Microsoft-, es un sistema de script para su uso como código independiente o en la aplicación Excel de Microsoft (http://www.webandmacros.com/)

[60] Modo de acceso y recuperación de datos utilizando el lenguaje común: http://www.sepln.org/. Para la recuperación de datos en web véase: http://usuarios.multimania.es/lenguajenatural/

KCOD	Kind Code	KCOD/A KCOD/B
IS	Inventor State	IS/NY
OREF	Other References	OREF/"patent law"
PARN	Parent Case Information	PARN/594,858
PN or DN	Patent Number or Application Publication Number	PN/6954235; DN/20070220636
PEX	Primary Examiner	PEX/"Jones David"
TTL	Title	TTL/"metal detector"
REF	Domestic References	REF/5796187

Tabla 27: Códigos de campo búsquedas patentes, IPC. Fuente: www.freepatentsonline.com

A continuación se identifican las principales Bases de Datos sobre patentes que se han utilizado para el desarrollo de esta investigación, así como las consideraciones principales sobre el acceso a los datos y su extracción de dichas Bases de Datos (BBDD).

La idea subyacente tras todas las clasificaciones y modelos de búsqueda que se van a identificar posteriormente consiste en considerar, en primer lugar, que el análisis que se desarrolla en esta investigación va enfocado principalmente a desarrollos relativos a software o complementos técnicos y/o electrónicos que sirvan para el uso o desarrollo de consolas y/o plataformas de videojuegos. En este sentido, cuando la búsqueda se indique restringida esto será para evitar incluir entre el conjunto de datos patentes que sean de ámbito fundamentalmente generalista, esto es, que su uso no sea estrictamente necesario dentro del ámbito de los videojuegos o bien que se puedan utilizar fuera del ámbito de los videojuegos, o bien para eliminar otras áreas de actividad de la compañía que no tengan vinculación alguna con las actividades tecnológicas o más concretamente con el desarrollo de software o consolas de videojuegos.

Esta restricción tiene sentido al considerar la dificultad que tiene la limpieza de datos en el análisis de patentes. Si se considera la posible correspondencia estadística entre patentes y videojuegos, y se incluyeran datos de patentes no esencialmente vinculadas con el campo de los videojuegos, se estaría desvirtuando el estudio ya en su origen (Dasu and Johnson; Russell and Norvig, 2002), introduciendo una fuente de sesgo, y desvirtuando los posibles resultados.

La importancia de la calidad de los datos es fundamental en este estudio, dado que su depuración posterior a la extracción de las BBDD de patentes conlleva una enorme dificultad y su procesado una cantidad de tiempo inabordable para el propósito de esta investigación.

A continuación se indican los requisitos básicos considerados para la compilación de datos de patentes en todas las búsquedas que se han realizado, para lo cual se han

tomado en consideración las indicaciones dadas por Maletic, Jonathan I. y Marcus, Andrian (Maletic and Marcus, 2010) y Rahm, Erhard y Do, Hong-Hai (Rahm & Do, 2000):

- **Exactitud:** Los datos deben cumplir los requisitos de integridad, consistencia y densidad.
- **Integridad:** Los datos deben cumplir los requisitos de entereza y validez.
- **Entereza:** Se alcanza por la corrección de datos que contienen anomalías.
- **Validez:** Se alcanza por la cantidad de datos que satisfacen las restricciones de integridad.
- **Consistencia:** Se alcanza por la corrección de contradicciones y anomalías sintácticas.
- **Uniformidad:** Relacionado con irregularidades.
- **Densidad:** Conocer el cociente de valores omitidos sobre el número de valores totales.
- **Unicidad:** Relacionado con datos duplicados.

No obstante lo anterior, se consigue una mayor precisión en la claridad y adecuación de los datos adquiridos para un estudio siguiendo el más preciso modelo conceptual de datos expuesto en la Tabla 28, que es el que se ha mantenido como modelo de trabajo a la hora de estructurar las búsquedas en las bases de datos de patentes.

Compleción	Nº de elementos del modelo de datos que no corresponden con requisitos de usuario Nº de requisitos de usuario no representados en el modelo de datos Nº de elementos de datos que corresponden a requisitos de usuario pero definidos de forma inexacta Nº de inconsistencias con el modelo de procesos
Integridad	Nº de reglas del negocio que no se hacen cumplir por el modelo de datos Nº de restricciones de integridad incluidas en el modelo de datos que no corresponden a políticas del negocio
Flexibilidad	Nº de elementos en el modelo que están sujetos a cambios en el futuro Costes estimados de los cambios Importancia estratégica de los cambios
Comprensibilidad	Valoración de los usuarios sobre la comprensibilidad del modelo Capacidad de los usuarios de interpretar el modelo correctamente Valoración de los desarrolladores de aplicaciones sobre la comprensibilidad del modelo
Corrección	Nº de violaciones de las convenciones de modelado de datos Nº de violaciones a las formas normales Nº de instancias de redundancia en el modelo
Simplicidad	Nº de entidades Nº de entidades e interrelaciones Nº de constructores (aNE + bNR + cNA)
Integración	Nº de conflictos con el modelo de datos corporativo Nº de conflictos con los sistemas existentes Valoración de los representantes de todas las áreas de negocio

Implementabilidad	Valoración de riesgo técnico Valoración de riesgo de planificación Estimación del coste de desarrollo Nº de elementos físicos incluidos en el modelo de datos

Tabla 28: Esquema de extracción de datos basado en el análisis de Moody, Daniel L. y Shanks, Graeme G. (Moody and Shanks, 1994)

Finalmente, el elemento descriptor de todo este trabajo de preparación de datos es la 'coherencia'. El enfoque fundamental es partir de dos conjuntos de datos coherentes en su base (tanto para patentes como para videojuegos), de forma que su posterior análisis se vea sesgado en la menor medida posible por los aspectos metodológicos derivados de la recolección de datos.

7.2 Depuración de los datos

Al igual que se indicó para el caso del análisis y depuración de datos en el caso de videojuegos (Título 6.2 Depuración de los datos), los datos que se extraigan de las bases de datos de acceso libre de patentes (EPO, JPO, USPTO y WIPO) deben ajustarse a los mismos estándares allí indicados, así como, adicionalmente, mantener una coherencia estructural relacionada con el contenido de las patentes o su utilidad puesta en relación de equivalencia con el software y las consolas de videojuegos. Como indica (Russell and Norvig, 2002) el trabajo de toma o captación de datos requiere de una especial meticulosidad y exactitud en la aplicación de la metodología a seguir para evitar la introducción de elementos espurios, sesgo o cualquier otra característica no deseable que pueda alterar los resultados posteriores del análisis estadístico.[61]

El acceso a las fuentes de datos sobre patentes es en términos generales no homogénea. Básicamente, el acceso se ha intentado sistematizar para que fuera en lenguaje natural o bien, utilizando una combinación de lenguaje natural más operadores lógicos simples (de exclusión –AND- o de inclusión –OR- sobre el conjunto de datos solicitados) e incorporando cuando ha sido preciso los códigos International Patent Classification, IPC[62] (ver Tabla 27 para un resumen de estos códigos).

---

[61] .Un trabajo de análisis y depuración de datos sencillo pero muy completo se encuentra identificado en (Villan Criado, 1992), en el que se identifican elementos clave de la depuración de las reglas de análisis de datos para trabajos estadísticos. Ver también el artículo de (Garcia Rubio, 1995) para la depuración micro y macro de datos.

[62] Es aconsejable acudir a http://www.wipo.int/classifications/ipc/en/ como referencia de uso y contenido de estos códigos internacionales de clasificación.

A continuación, en el análisis detallado de cada fuente de información, se especifican las características de las variables, datos y modelos de acceso utilizados y la lógica subyacente en su utilización.

A diferencia del caso de los videojuegos, solo es preciso extraer el número de patentes utilizadas cada año natural para cada variable en estudio.

7.3 Datos de United States Patent and Trademark Office (USPTO)

Para el acceso a esta base de datos se ha utilizado el modelo de consulta basado en códigos de campo de la Tabla 27 y un script[63] diseñado en VBA que generaba una tabla MS Excel™ en la que ir agrupando cronológicamente los datos.

Atendiendo a las dificultades de homogeneizar las búsquedas de patentes, se han realizado las siguientes estructuraciones para este acceso a USPTO:

- Para las búsquedas de las Marcas Atari, Amstrad, Commodore, Nec, Sinclair, Microsoft, Sega y Nintendo, dedicadas únicamente a videojuegos, se ha utilizado la consulta: **AN/<marca>,** junto con el acceso por fecha[64]. De esta manera se asegura que la patente, sea a quien sea que pertenezca su autoría, esté asignada a la marca que deseamos consultar.
- En el caso de la Marca Commodore, esta tiene registradas patentes con 4 denominaciones distintas:
    - Commodore Business Machines
    - Commodore-Amiga
    - Commodore Electronics
    - Amiga[65]

  Esto es debido a la política de registros no unificada y a la adquisición de patentes de la casa Amiga. La búsqueda se ha realizado mediante la búsqueda por

[63] Una descripción de este script se incorpora como Anexo 5.

[64] El acceso por fecha es mediante el uso del código: ISD/01/01/YYYY->12/31/YYYY.

[65] Aunque la marca Amiga comenzó de manera independiente fue posteriormente adquirida por Commodore junto con toda su propiedad intelectual. Es por ello que no se trata la plataforma Amiga de forma independiente sino como parte de la marca Commodore. Para un mayor detalle de la historia de Amiga se puede acudir a la página web de Jeremy Reimer donde se da una visión muy completa del su evolución http://raceways.free.fr/_Amiga/A%20history%20of%20the%20Amiga%20By%20Jeremy%20Reimer.html

denominación (**AN/<denominación>**). No obstante, se han realizado 3 búsquedas por nombre, las cuales son:

  - ((Commodore AND Business) AND Machines)
  - ((commodore AND amiga) OR amiga)
  - ((COMMODORE AND ELECTRONICS) AND LIMITED)

- Para la marca Sony existe el problema de identificar claramente las patentes relacionadas más directamente con la actividad de consolas o software de videojuegos, dado que el número de patentes de Sony solamente en la Base de Datos USPTF PatFT[66] era de unas 41.736 patentes[67]. En este punto se define la búsqueda a través de la marcas subsidiaria Sony Computer Entertainment, que es la que básicamente se encarga de las patentes de videojuegos, pero el conjunto de patentes localizadas es muy restringido y no incluye elementos necesarios para la fabricación de consolas, así como tampoco elementos de comunicaciones y sistemas de circuitos, que son realizados y patentados por Sony directamente.

  Se decide realizar la búsqueda por el nombre genérico, y limitar la búsqueda por la clasificación internacional IPC usando los códigos A63F, G06, H04 y H03.

- En el caso de Nec, la búsqueda se realiza utilizando la denominación Nec Corp. que es la que se utiliza generalmente para realizar las patentes. Esta empresa realiza sus aportaciones en el campo de las consolas y software, pero también en el de circuitos diseños de placas base y circuitería de ordenadores y en sistemas de telecomunicaciones, todos ellos ligados al mundo de videojuegos.
- En el caso de Sinclair, la búsqueda se realiza por la denominación Sinclair Research.

A fin de verificar que el software de extracción de datos funcionaba correctamente, diversas peticiones de datos se han ido replicando con el programa IP-Discover 2011A, contrastando los resultados con los obtenidos y comprobando en dicho programa IP-Discover sus totalizadores, así como realizando verificaciones puntuales en diversas fechas, para comprobar la no alteración de los datos.

---

[66] PatFT alude al registro Patent Full Text, donde la USPTF incluye un registro completo de detalle de la patente: The Issued Patents (PatFT) database covers 1790 to the present. However, the database is only searchable by patent number or current US classification prior to 1976. The database is updated weekly.

[67] Dato a 11/8/2013.

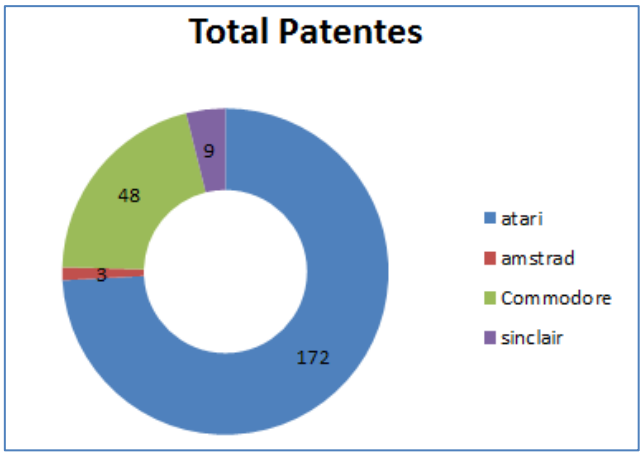


Ilustración 16: Resultados totales de las variables con menores observaciones en USPTO

Variable	Total Patentes
atari	172
amstrad	3
Commodore	48
sega	648
nec	27666
sinclair	9
nintendo	1174
microsoft	23937
sony	21336

Tabla 29: Datos globales extraídos de la base de datos USPTO

Del conjunto de datos se puede verificar que las observaciones correspondientes a las variables Sinclair y Amstrad son muy escasas, y las de Commodore son muy bajas.

7.4 Datos de European Patent Office (EPO)

De igual manera que en el caso previo de la USPTO, para el acceso a esta base de datos, utilizando el modo avanzado[68], se ha utilizado el modelo de consulta basado en códigos de campo de la Tabla 27 y un script similar al estándar diseñado en VBA y comentado en el Anexo 5, generando una tabla MS Excel™ en la que se han ido agrupando cronológicamente los datos.

En todos los casos se ha utilizado la consulta en modo natural utilizando los ítems del formulario de captura de requerimientos de búsqueda proporcionados por la página web.

[68] Página web http://worldwide.espacenet.com/advancedSearch?locale=en_EP

No obstante, como en el caso anterior, la búsqueda se ha centrado en el campo '***Applicant(s)***', siendo así que de esta manera se asegura que la patente, sea a quien sea que pertenezca su autoría, sea asignada correctamente a la marca que se desea consultar.

Atendiendo a las dificultades de homogeneizar las búsquedas de patentes, se han realizado las siguientes estructuraciones:

- Para las búsquedas de las variables Atari, Amstrad, Commodore, Sinclair, Microsoft, Nec, Sega y Nintendo, se ha utilizado la consulta estándar por nombre. De esta manera se asegura que la patente, sea a quien sea que pertenezca su autoría, este asignada a la marca que se desea consultar.
- En el caso de la Marca Commodore, esta tiene registradas patentes con 4 denominaciones distintas, por lo que las búsquedas se han realizado con bajo las siguientes denominaciones:
    - COMMODORE INTERNAT
    - COMMODORE MACHINE CO
    - Commodore Electronics
    - COMMODORE AMIGA

  Esto es debido a la política de registros no unificada y a la adquisición de patentes de la casa Amiga.

- Para la marca Sony existe el problema de identificar claramente las patentes relacionadas con consolas, software o sistemas de comunicaciones, etc. En este punto se define la búsqueda a través de la marcas subsidiaria "**sony corp"**.

  Adicionalmente, se realiza la búsqueda por la clasificación internacional y se decide usar solo H03, A63 y H04.

- Sega: para esta variables se ha debido realizar una búsqueda utilizando las siguientes denominaciones:
    - sega corp
    - sega enterprises
- Atari: para esta variables se ha debido realizar una búsqueda utilizando las siguientes denominaciones:
    - atari inc
    - atari games

De igual manera que en el caso de USPTO, todos los datos se han ido contrastando con el programa IP-Discover 2011A, y con PatentHunter, comprobando los totalizadores y realizando verificaciones puntuales en diversas fechas.

Variable	Totales Patentes
atari	209
amstrad	32
Commodore	65
Sega	4173
nec	312672
sinclair	0
nintendo	4403
microsoft	71458
sony	129987

Tabla 30: Datos globales extraídos de la base de datos EPO

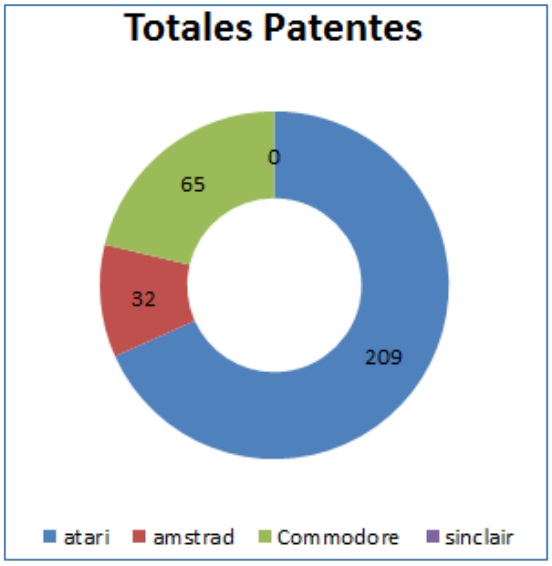


Ilustración 17: Resultados totales de las variables con menores observaciones en EPO

Del conjunto de datos se puede verificar que las observaciones correspondientes a la variable Sinclair son nulas, las Amstrad son escasas, y las de Commodore son muy bajas.

7.5 Datos de Japan Patent Office (JPO)

El procedimiento en el caso de JPO ha sido semejante a los seguidos en USPTO y EPO, Así, para el acceso a esta base de datos, utilizando el modo avanzado[69], se ha utilizado

[69] Datos extraídos de http://www19.ipdl.inpit.go.jp/PA1/cgi-bin/PA1INIT?1305657468296

el modelo de consulta basado en códigos de campo de la Tabla 27 y un script[70] en VBA con tecnología adaptada al modo de comunicación POST[71], generando una tabla MS Excel™ en la que se han ido agrupando cronológicamente los datos.

En todos los casos se ha utilizado la consulta en modo natural utilizando los ítems del formulario de captura de requerimientos de búsqueda proporcionados por la página web. No obstante, como en los casos previos, la localización se ha centrado en la búsqueda por marca, manteniendo la coherencia de resultados en todos los casos.

Atendiendo a las dificultades de homogeneizar las búsquedas de patentes, se han realizado las siguientes estructuraciones:

- Para las búsquedas de las variables Atari, Amstrad, Commodore, Sinclair, Microsoft, Nec, Sega y Nintendo, solo se ha precisado su búsqueda por marca.
- Para la marca Sony existe el problema de identificar claramente las patentes relacionadas con consolas, sistemas de circuitos digitales, comunicaciones, software, etc. Adicionalmente, el modo de acceso POST y la pantalla de toma de datos de JPO es muy restringido en el uso de códigos IPC, por lo que las búsquedas son muy difíciles de realizar. Por ello, se considera que únicamente se puede acceder a los datos de Sony en la base de datos JPO mediante una búsqueda genérica.

De igual manera que en el caso de USPTO y EPO, para todos los datos se ha intentado verificar la información con el programa IP-Discover 2011A, con resultado dispar.

Variables	Total Patentes
atari	19
amstrad	0
Commodore	4
sega	2444
nec	274820
sinclair	0
nintendo	1622
microsoft	2634
sony	172114

Tabla 31: Datos globales extraídos de la base de datos JPO

[70] JPO utiliza el modo de consulta POST con scripts en javascript, tecnología diferente a la de USPTO o EPO.

[71] POST es uno de los métodos de petición utilizados por el protocolo HTTP, utilizado por la World Wide Web. El método de petición POST está diseñado para solicitar que un servidor web acepte los datos adjuntos en el cuerpo del mensaje de la petición realizada.

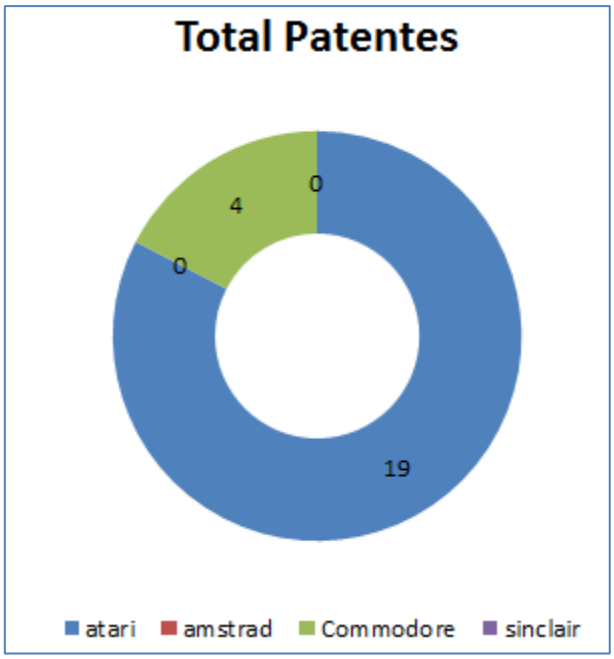


Ilustración 18: Resultados totales de las variables con menores observaciones en JPO

Del conjunto de datos se puede verificar que las observaciones correspondientes a las variables Sinclair y Amstrad son nulas, las de Commodore son escasas y las de Atari muy bajas.

7.6 Datos de World Intellectual Property Organization (WIPO)

Con diferencia, WIPO es el sistema de bases de datos de patentes mejor estructurado para la búsqueda y el análisis inmediato de patentes.

Permite la búsqueda mediante consultas estructuradas en lenguaje propio, las búsquedas simples en lenguaje natural, las búsquedas guiadas mediante sistema de registros, etc. Su única desventaja frente a los sistemas previos es que está diseñada con tecnología JSF[72], con métodos de acceso GET[73], pero que impiden su descarga automatizada según los modelos previos utilizados para la extracción de datos[74].

[72] Java Server Faces: http://www.oracle.com/technetwork/java/javaee/javaserverfaces-139869.html

[73] GET es uno de los métodos de petición utilizados por el protocolo HTTP, utilizado por la World Wide Web. El método de petición GET está diseñado para solicitar una representación del recurso especificado, transmitiendo información a través de la URI agregando parámetros a la URL.

[74] No obstante, WIPO ha implantado un sistema de registro que da facilidades adicionales de gestión de preferencias y descarga de resultados, lo que se ha utilizado para realizar un nuevo script de acceso a la bases de datos.

De manera similar a los sucedido con USPTO, EPO y JPO, para el acceso a esta base de datos, utilizando el modo avanzado[75], se ha utilizado el modelo de consulta basado en códigos de campo de la Tabla 27, modificado según el sistema de acceso de WIPO, y un script nuevo específico, generando una tabla MS Excel™ en la que se han ido agrupando cronológicamente los datos.

En todos los casos se ha utilizado la consulta en modo natural utilizando los ítems del formulario de captura de requerimientos de búsqueda proporcionados por la página web. No obstante, como en el caso anterior, la búsqueda se ha centrado en el campo '***Applicant(s)***', siendo así que de esta manera se asegura que la patente, sea a quien sea que pertenezca su autoría, está asignada la marca que se desea consultar.

Atendiendo a las dificultades de homogeneizar las búsquedas de patentes, se han realizado las siguientes estructuraciones:

- Para las búsquedas de las variables Atari, Amstrad, Commodore, Sinclair, Microsoft, Nec, Sega y Nintendo, se ha utilizado la consulta estándar por nombre. De esta manera se asegura que la patente, sea a quien sea que pertenezca su autoría, está asignada la marca que se desea consultar.
- En el caso de la variable Commodore tiene registradas patentes con 4 denominaciones distintas:
    - Commodore Business Machines
    - Commodore-Amiga
    - Commodore Electronics
    - Amiga

  Esto es debido a la política de registros no unificada y a la adquisición de patentes de la casa Amiga. La búsqueda se ha realizado mediante la búsqueda por denominación (**AN/<denominación>**). No obstante, se han realizado 3 búsquedas por nombre, las cuales son:
    - (Commodore Business Machines)
    - (Commodore-Amiga)
    - (COMMODORE ELECTRONICS LIMITED)
- Para la marca Sony existe el problema de identificar claramente las patentes relacionadas con tecnología de consolas, comunicaciones, software, etc. Para unificar los criterios, se ha buscado por la denominación Sony y con el criterio de usar el conjunto de '***International Code***': IC:G06 OR IC:H OR IC:A63F.

[75] Página web http://www.wipo.int/patentscope/search/en/result.jsf, se necesita darse de alta como usuario.

- Para la marca Nec se ha seguido estrictamente el mismo criterio que con Sony, utilizando la denominación 'nec corp' y los mismos códigos IPC.
- Igualmente ocurre con Sinclair, que utiliza la búsqueda mediante la denominación 'Sinclair Research' y los mismos códigos IPC de Sony.
- Para Sega también se ha seguido estrictamente el mismo criterio que con Sony, utilizando la denominación 'sega' y los códigos IPC: 'IC:G06 OR IC:A63F'.

De igual manera que en el caso de USPTO, JPO y EPO, para todos los datos se ha intentado verificar la información con el programa IP-Discover 2011A, con resultado heterogéneo.

Variable	Total Patentes
atari	184
amstrad	16
Commodore	54
sega	2714
nec	38394
sinclair	18
nintendo	3149
microsoft	51451
sony	142548

Tabla 32: Datos globales extraídos de la base de datos WIPO

Del conjunto de datos se puede verificar que las observaciones correspondientes a las variables Sinclair y Amstrad son bajas, las de Commodore son medias y las de Atari medias altas.

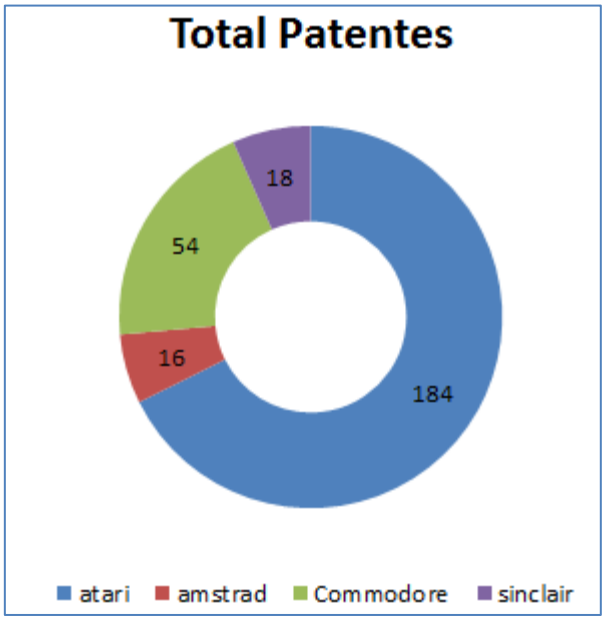


Ilustración 19: Resultados totales de las variables con menores observaciones en WIPO

7.7 Elección de base de datos para extracción de número de patentes

La determinación de los datos de patentes a utilizar es una cuestión que exige concretar una serie de parámetros que se deben fijar y cumplir en todo el periodo de tiempo, de forma que los análisis y las valoraciones posteriores estarán marcados por estas decisiones y el objetivo final de este estudio quedará condicionado por estas decisiones.

A continuación se identifican los aspectos esenciales que se han considerado a la hora de seleccionar las series de datos temporales de entre las bases de datos de patentes:

Temporalidad de los datos
Para este atributo de los datos se pretende concretar que la serie responda al menos al mismo espacio temporal que la series de datos de videojuegos de la Tabla 17. Es decir, sin entrar a valorar a priori las series, sí es preciso que los datos ocupen en parte al menos la secuencia temporal que ocupan los datos de videojuegos de la Tabla 17 para cada marca.
Cantidad de datos
Aunque es complejo de analizar si a priori una cantidad de datos es suficiente, si es posible determinar que una cantidad de datos de patentes puede ser insuficiente. Así niveles de patentes por debajo de un 5-10% de los valores de videojuegos son difíciles de poner en valor, siempre considerando que la generación de videojuegos será netamente superior a la producción de patentes de juegos. Así, con esta premisa en mente, y valorando la cantidad de datos aportados por las cuatro bases de datos, se descartarían los análisis de las marcas Amstrad e Intellivision.
Consistencia de la serie en el tiempo
No se valora en este momento la distribución de la serie. Tampoco se valora si tiene o se considera que tiene una distribución con atípicos estadísticos. En este punto se intenta valorar que la cantidad de datos en la distribución temporal sea, al menos en una parte, suficiente para ponerla en correspondencia con los datos de videojuegos. Es posible que una marca no patente antes de poner en circulación una plataforma, o que patente en poca cantidad, pero es preciso que existan patentes en la zona de análisis comparativo con la serie correspondiente de videojuegos de la Tabla 17. Sería conveniente que cubriera un periodo anterior, pero se espera que en parte cubra el periodo de análisis.

Coherencia con marcas afines
Aunque lo ideal sería escoger una sola tabla de entre las cuatro bases de patentes, resulta evidente a primera vista que cada marca ha patentado o (1) por localización geográfica o nacional o (2) por utilidad por ser mercado de ventas preferente. En el caso (1) las casas de nacionalidad USA han tenido preferencia por patentar ante USPTO y la calidad de los datos es menor, de mala calidad o irregular en otras bases de datos. En cuanto a (2) hay marcas como Sony o Nintendo que aunque su mayor conjunto de patentes está en JPO, la calidad de los datos en USPTO o WIPO es aceptable. En este punto, pues lo que se pone en valor, considerado lo anterior, es escoger si es posible registros de series de datos de las mismas bases de datos de patentes para marcas competidoras afines en el mismo periodo de tiempo básico, según las comparaciones temporales por marcas y plataformas realizadas en el Titulo 12: Análisis de patentes de Marcas de Videojuegos.

Tabla 33: Principios generales para la elección de series de datos de patentes a contrastar con series temporales de videojuegos

Para poder aplicar este conjunto de principios es preciso ponerlos en valor según los datos extraídos de las bases de datos de patentes, así como, si es necesario, sobre el conjunto de datos de videojuegos.

7.7.1 Análisis general de los datos de patentes

En primer lugar se considera el conjunto de datos completo y total de observaciones para cada variable extraído sobre las 4 bases de datos de patentes.

		Patentes					
Variable	VG	EPO	JPO	USPTO	WIPO	μ(patentes)	Max(pat)
atari	3.886	209	19	172	184	146	209
amstrad	1.642	32	0	3	16	13	32
Commodore	7.284	65	4	48	54	43	65
sega	3.279	4.173	2.444	648	2.714	2.495	4.173
nec	2.245	312.672	274.820	27.666	38.394	163.388	312.672
sinclair	2.318	0	0	9	18	7	18
nintendo	8.969	4.403	1.622	1.174	3.149	2.587	4.403
microsoft	3.194	71.458	2.634	23.937	51.451	37.370	71.458
sony	8.908	129.987	172.114	21.336	142.548	116.496	172.114

Tabla 34: Datos de Videojuegos (VG), de patentes según la base de datos, así como la media (μ) de patentes y el valor máximo de patentes para cada base de datos

		Patentes						
Variable	VG	EPO	USPTO	WIPO	μ(patentes)	Max(pat)	BBDD	% s/VG
atari	3.886	209	172	184	188	209	EPO	5,38%
amstrad	1.642	32	3	16	17	32	EPO	1,95%
Commodore	7.284	65	48	54	56	65	EPO	0,89%
sega	3.279	4.173	648	2.714	2.512	4.173	EPO	127,26%
nec	2.245	312.672	27.666	38.394	126.244	312.672	EPO	13927,48%
sinclair	2.318	0	9	18	9	18	WIPO	0,78%
nintendo	8.969	4.403	1.174	3.149	2.909	4.403	EPO	49,09%
microsoft	3.194	71.458	23.937	51.451	48.949	71.458	EPO	2237,26%
sony	8.908	129.987	21.336	142.548	97.957	142.548	WIPO	1600,22%

Tabla 35: Datos de Videojuegos (VG), de patentes según la base de datos – menos JPO -, así como la media (μ) de patentes y el valor máximo de patentes para cada base de datos, la identificación de la BBDD y el porcentaje del valor máximo sobre el conjunto de VG

En la Tabla 34 se verifica que los datos extraídos de la base de datos JPO no aparecen en la columna de valores máximos, excepto en el caso de Sony. Es remarcable que incluso los datos de las variables Nintendo, Nec y SEGA son inferiores en JPO que en EPO. Por otro lado, la diferencia en volumen de datos entre JPO y EPO es del 24,5%, y entre JPO y WIPO de tan solo el 17,2%, y considerando que la proporcionalidad con el volumen de datos de Sony en número de videojuegos es muy alta, se considera que se puede eliminar en conjunto la base de datos JPO.

A continuación, una vez eliminada JPO, en la Tabla 35 se incorporan 2 nuevas columnas:

- BBDD: que nos indica la base de datos del máximo de cada variable
- % s/VG: que nos indica el porcentaje que supone el valor máximo para cada variable sobre el número de videojuegos (columna VG)

Aunque es posible poner en valor el número de patentes de todas las variables, es remarcable que las variables Atari, Amstrad, Commodore y Sinclair presentan un porcentaje muy bajo de patentes a nivel global y por cada año en estudio de la serie temporal sobre el conjunto de videojuegos. Lo lógico sería desechar las 4 variables en estudio por insuficiencia de datos, pero a fin de poder valorar el comportamiento de las correlaciones entre las series de videojuegos y patentes, solo se decide eliminar la serie de Sinclair, dado que la serie de datos de patentes presenta además de escasez una desestructuración temporal en las observaciones que impiden su correlación con su equivalente de videojuegos.

7.7.2 Elección de la bases de datos para cada variable de patentes

Si nos atenemos a los resultados planteados en la Tabla 35 vemos que la base de datos con mejores resultados es EPO. La Tabla 36 presenta resumen sobre los resultados claramente favorables a la elección de la base de datos de EPO.

Variable	BBDD
atari	EPO
amstrad	EPO
Commodore	EPO
sega	EPO
nec	EPO
nintendo	EPO
microsoft	EPO
sony	WIPO

Tabla 36: Base de datos de elección para cada variable en estudio sobre patentes

En relación con la variable Sony, la diferencia entre EPO y WIPO es de un 8,8% a favor de WIPO, lo que se considera que no es significativo si nos atenemos a los volúmenes de observaciones sobre videojuegos que se registran en la Tabla 35.

Por esta razón, y a fin de simplificar totalmente el modelo, se decide utilizar como base de datos de referencia la extraída de EPO, sin la variable Sinclair.

8 Fundamentos analíticos

8.1 Introducción al modelo de análisis

Mathematical modeling is the art of translating problems from an application area into tractable mathematical formulations whose theoretical and numerical analysis provides insight, answers, and guidance useful for the originating application. (Neumaier, 2004)

Esta investigación profundiza en el concepto de Valor Útil Remanente para las patentes tecnológicas. No pretende abordar el trabajo solo desde un puro aspecto teórico, sino más bien considerarlo continuamente desde un enfoque mixto: empírico-teórico, formulado como un continuo ciclo compuesto de hipótesis, experimentación, comprensión de la naturaleza de los resultados y refresco y/o actualización de las hipótesis de partida. Así, la experimentación y puesta en comparación de los modelos matemáticos que más adelante se detallarán es fundamental para este proceso de comprensión de cómo funciona la obsolescencia tecnológica, de forma que se pueda medir adecuadamente y poder llegar a una mayor precisión en su utilización práctica.

Uno de los pilares de este modelo de trabajo se fundamenta en la caracterización completa de las series de estudio; esto es, tanto las series de videojuegos como las de patentes tecnológicas. Para ello se abordará un completo estudio de identificación de dichas series:

- Series de videojuegos:
  - Análisis individual por marca.
  - Análisis comparado por marcas.
  - Identificación estadística de las series, ajuste y normalización si es necesario.
  - Caracterización ARIMA[76].
  - Estudio de cointegración y causalidad
- Series de patentes tecnológicas:
  - Análisis individual por marca.
  - Análisis comparado por marcas.
  - Identificación estadística de las series, ajuste y normalización si es necesario.
  - Caracterización ARIMA.

[76] Modelos Autorregresivos Integrados de Medias Móviles, ver (Peña Sanchez de Rivera, 2005)

Este trabajo previo permite obtener una visión lo más completa posible del modo de comportamiento de las series en estudio, así como una información muy valiosa a la hora de analizar correctamente los siguiente pasos de la investigación.

La siguiente fase de análisis de las series de estudio se postula mediante dos acercamientos estadísticos:

- Análisis de correlación cruzada de videojuegos y patentes tecnológicas.
- Análisis de causalidad en el sentido de Granger entre videojuegos y patentes tecnológicas.

Este análisis informa claramente de uno de los puntos cruciales de esta investigación, a saber, si realmente existe vinculación clara entre el desarrollo de videojuegos (la construcción de plataformas o consolas, su comercialización, y fundamentalmente, la utilización por medio de la generación de videojuegos) y el desarrollo continuado en el tiempo de mejoras de tecnología, analizadas mediante el registro de patentes. El cierre de este punto es clave para poder continuar con el paso siguiente de análisis de RUL (Remaining Useful Life - Valor Útil Remanente-).

Una vez comprendida la interacción e interrelación entre las series en estudio, la fase siguiente consiste en aplicar un modelo matemático de valoración adimensional del valor útil restante de las patentes tecnológicas. Como se explica detalladamente más adelante, este modelo consta de dos elementos diferenciables e interconectados:

- Una función matemática general de cálculo del RUL, que necesariamente lleva implícita un función o parámetro de obsolescencia, y
- Una función estadística de cálculo del valor de obsolescencia de la marca sobre las patentes individuales.

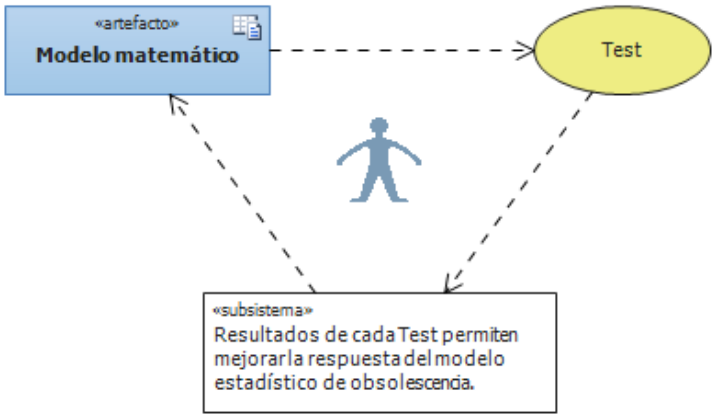


Ilustración 20: Realimentación continua de datos en el proceso de investigación y experimentación de la función de obsolescencia

En esta fase es imprescindible la aplicación práctica en las series de estudio de este modelo y la realimentación del modelo con los valores obtenidos en el conjunto de pruebas.

8.2 Series temporales: análisis y descripción

Una serie temporal es un conjunto de observaciones ordenadas en el tiempo, que pueden representar la evolución de una variable (económica, física, etc.) a lo largo del mismo.[77]

El objetivo del análisis de una serie temporal es el conocimiento de su patrón de comportamiento, pudiendo así prever su evolución futura, bajo el supuesto de que las condiciones son no variables. Así, el objetivo del análisis de series temporales busca, en primera instancia, explicar las variaciones observadas en la serie en el pasado, tratando de determinar si responden a un determinado patrón de comportamiento.

Dado que no se trata de fenómenos deterministas, sino sujetos a una aleatoriedad, el estudio del comportamiento pasado ayuda a inferir la estructura que permita predecir su comportamiento futuro, siendo necesaria una gran cautela en la previsión debido a la inestabilidad del modelo, aunque en esta investigación el objeto base es la caracterización de las series y su diagnosis, y no la previsión de comportamiento futuro.

La particular forma de la información disponible de una serie cronológica (se dispone de datos en periodos regulares de tiempo) hace que las técnicas habituales de inferencia estadística no sean válidas para estos casos, ya que nos encontramos ante 'n' muestras de tamaño 1 procedentes de otras tantas poblaciones de características y distribución desconocidas.[78]

8.2.1 Análisis de la información de la muestra

El análisis de la cantidad de información que aporta una muestra de observaciones es uno de los problemas más importantes a los que se enfrenta cualquiera que desee tanto caracterizar un conjunto de variables como inferir valores futuros sobre las mismas.

---

[77] Desde una aproximación estocástica, una serie temporal sería una realización muestral de un proceso estocástico. Un proceso estocástico es una secuencia de variables aleatorias, ordenadas y equidistantes cronológicamente, referidas a una (proceso univariante o escalar) o a varias (proceso multivariante o vectorial) características de una unidad observable en diferentes momentos. (Mauricio Arias, 2007)

[78] Ver **Proyecto E-Math, Series Temporales**, http://www.uoc.edu/in3/emath/docs/Series_temporales.pdf

Si acudimos a la teoría de la información (Benoît Le and Jean-Louis, 2006), podemos encontrar como averiguar la cantidad de información que aporta una muestra es bastante dificultoso, pero averiguar la cantidad de desorden en un conjunto de observaciones (entropía) es un acercamiento útil en algunos casos determinados. (Scafetta, 2001)

Existen diversos acercamientos al cálculo de la entropía en una muestra de datos o en un conjunto de continuo de datos, dependiendo del modelo de acercamiento desde las ideas originales de Shannon y el problema a resolver particular en cada caso. (Kahrizsangi, 2003; Leonenko and Seleznjev, 2010; Misra *et al.*, 2005; H. Peter and Sally, 1993)

Desde un punto de vista práctico, en este trabajo de investigación se desea conocer la cantidad de distorsión en la información que aporta una muestra, que podemos considerar de manera general como un valor inverso al valor de información que aporta el conjunto de observaciones estudiado para cada variable. De este modo, se extraerá el valor de entropía del conjunto de variables en observación[79], y se ponderará en relación con el conjunto de observaciones de cada variable que reúnan las siguientes condiciones:

- Se encuentren en el marco temporal de actividad de cada marca de software.
- No tengan valores nulos ni negativos.

Verificando el porcentaje de distorsión existente en una variable se puede evaluar la calidad de la misma y la utilidad para ulteriores análisis.

Para el cálculo de dicha ponderación se establece:

- Sea $\mathrm{H}(i,j)$ la matriz de entropía de las variables, siendo 'i' el conjunto de variables y j el conjunto de algoritmos diferentes de cálculo de entropía.
- Sea $V(i)$ un vector con las medias de cada variable ajustada.
- Entonces $\hat{H}(i,j) = H(i,j) \cdot V(i) \cdot 100$ es la mueva matriz ponderada.

8.2.2 Análisis de series temporales mediante modelos autorregresivos integrados de media móvil: ARIMA

Los modelos ARIMA son, en teoría, la clase más general de los modelos de previsión de una serie de tiempo que se puede estacionarizar por transformaciones como la diferenciación y retrasos (lag). De hecho, la forma más fácil de pensar en modelos

[79] Para el cálculo efectivo se usará la función entropy(), del paquete estadístico entropy (Hausser and Strimmer, 2009), en R-cran, para mayor información sobre características y empleo ver http://strimmerlab.org/software/entropy/ .

ARIMA es como versiones afinadas de los modelos de paseo aleatorio y tendencia aleatoria: el ajuste o afinamiento viene al agregar retrasos en la serie previamente diferenciada y/o retardos de los errores de predicción para la ecuación de predicción resultante, según sea necesario para eliminar las últimas trazas de autocorrelación de los errores de predicción. (Alonso, 2007; Cáceres *et al.*, 2007; Peña Sanchez de Rivera, 2005; Tsay, 2010)

Se pretende averiguar, al ser series temporales, a qué modelo ARIMA (Peña Sanchez de Rivera, 2005) responden, si alguno. Para ello se va a emplear el paquete estadístico de libre distribución R-CRAN, utilizando las funciones específicas que tiene incorporadas, tal y como se detallará a continuación.

En la estimación de los parámetros del modelo ARIMA elegido se utilizará el método de máxima verosimilitud, para lo que se debe suponer que las variaciones residuales siguen distribuciones normales; es decir, que la variable aleatoria de error (digamos e_t) es un proceso de ruido blanco. El modelo ajustado para el que se obtenga mayor verosimilitud, de entre los propuestos en la fase de identificación, será el que resulte elegido como satisfactorio para la serie.

Se puede utilizar también el criterio de la cantidad de información de Akaike (el cual también se obtendrá en el proceso que se seguirá), de forma que consideraremos preferible el modelo con menor cantidad de información. Sin embargo, preeminentemente se utilizará el criterio de máxima verosimilitud. (Akaike, 1998; Bollen *et al.*, 2014)

En primer lugar se obtendrán y mostrarán los modelos ACF y PACF[80] (Función de autocorrelación y función de autocorrelación parcial, respectivamente), de forma que se pueda identificar gráficamente, a través del retardo, el tipo probable de modelo ARIMA.

Seguidamente, para la estimación del modelo se utilizará la función “arima()”[81], en la que se consideran 3 argumentos:

- p: el valor del retardo aplicado, para modelo AR (autorregresivo)
- d: valor de diferenciación [0,1,2]
- q: el valor del retardo aplicado, para modelo MA (media móvil)

[80] Autocorrelation function (ACF) and Partial-autocorrelation function (PACF)

[81] Para la función auto.arima() [véase (Rob and Yeasmin)] o Arima() [ver (Rob and Yeasmin, 2007)] puede encontrarse información en http://cran.r-project.org/web/packages/forecast/forecast.pdf

8.2.2.1 Criterio de Información de Akaike (AIC)

El paradigma tradicional de máxima verosimilitud, como se aplica a la modelización estadística, proporciona un mecanismo para estimar los parámetros desconocidos de un modelo que tiene una dimensión y estructura específicas.

Akaike extendió este paradigma al considerar un marco en el que la dimensión del modelo también se desconoce, por lo que debe determinarse a partir de los datos.

De esta manera, Akaike propone un marco en el que tanto modelo de estimación y selección podrían llevarse a cabo simultáneamente (Akaike, 1998).

Como caso general, el valor calculado del índice de Akaike es de la forma:

$$AIC = 2k - 2\ln(L)$$

donde k es el número de parámetros en el modelo estadístico, y L es el máximo valor de la función de probabilidad para el modelo estimado.

Para un modelo paramétrico candidato, la función de probabilidad refleja la conformidad del modelo a los datos observados. A medida que aumenta la complejidad del modelo, este se vuelve más capaz de adaptarse a las características de los datos. Por lo tanto, la selección del modelo apropiado que maximiza la probabilidad empírica invariablemente debe llevarnos a elegir el modelo más complejo. Un modelo de selección basado en el principio de verosimilitud, por lo tanto, requiere una extensión del paradigma tradicional de probabilidad.

Supongamos que el modelo de generación es de una dimensión finita, y que este modelo se representa en la conjunto de datos bajo consideración. Un criterio coherente será seleccionar asintóticamente el modelo candidato aproximado que tiene la estructura correcta con probabilidad uno. Por otro lado, supongamos que el modelo de generación es de una dimensión infinita, y por lo tanto se encuentra fuera del conjunto de datos bajo consideración. Un criterio eficiente asintóticamente será seleccionar el modelo que minimice el error cuadrático medio de predicción.

AIC es aplicable en una amplia gama de situaciones, ya que su justificación sólo requiere de las propiedades de muestras grandes usuales para MLE (Maximum Likelihood Estimation). La aplicación del criterio no requiere obligatoriamente que uno de los modelos candidatos sea el "verdadero" o "correcto. En la práctica, la selección de modelo óptima es identificada por el valor mínimo de la AIC. Si los valores de AIC están próximos, la forma de escoger el mejor modelo se puede realizar con base en el cálculo de la probabilidad (pesos de Akaike) y la probabilidad relativa (relación de evidencia).

8.2.2.2 Criterio de información bayesiano (BIC)

El BIC se calcula para cada uno de los diferentes modelos en estudio como una función de la bondad de ajuste del log-Likelihood, el número de parámetros ajustados (K) y el número total de datos (N). Al igual que con el criterio de Akaike, el modelo escogido será aquel con el más bajo valor de BIC, dado que se le considera como el mejor en explicar los datos con el mínimo número de parámetros (Pauler, 1998). El BIC se define mediante la ecuación:

$$BIC = k\ln(N) - 2\ln(L)$$

siendo L el máximo valor de la función de probabilidad para el modelo estimado.

8.2.2.3 Las funciones de autocorrelación y autocorrelación parcial en el análisis de modelos ARIMA (ACF y PACF)

La forma para determinar qué AR y MA modelo es adecuado es mirar a la ACF y PACF[82] de la serie temporal. La Tabla 37 da el comportamiento teórico de estas funciones para diferentes modelos AR y MA. Una manera informal de elegir un modelo es calcular el ACF y PACF de una serie de tiempo y hacerlo coincidir con el comportamiento en la Tabla 37. Esta regla es sin embargo difícil de utilizar cuando la serie de tiempo se explica por un modelo ARMA (efecto combinado de la AR y MA). (Cáceres *et al.*, 2007; E. P. Box *et al.*, 2008; Shumway and Stoffer, 2010; Tsay, 2010)

Modelo	ACF	PACF
AR(1)	Decaimiento exponencial: en el lado +ve si $\varphi_1 > 0$ y alternancia de signo a partir del lado –ve, si $\varphi_1 < 0$.	Pico en el retardo 1, después 0, +ve repunta si $\varphi_1 > 0$ y -ve repunta si $\varphi_1 < 0$.
AR(p)	Decaimiento exponencial o una onda sinusoidal amortiguada. El patrón exacto depende de los signos y tamaños de $\varphi_1,\ldots\varphi_p$.	Picos entre los retardos 1 hasta p, después cero.
MA(1)	Pico en el retardo1, luego 0, +ve repunta si $\psi_1 < 0$ y -ve repunta si $\psi_1 > 0$	Decaimiento exponencial: en el lado +ve si $\psi_1 < 0$ y alternancia de signo a partir del lado +ve, si $\varphi_1 < 0$.

[82] En libros de texto en español se suele utilizar la forma FAS (función de autocorrelación simple) y FAP (función de autocorrelación parcial). (Peña Sanchez de Rivera, 2005) Sin embargo, en inglés es más común utilizar sus equivalentes ACF y PACF, que por convención en este trabajo serán los usados por defecto.

MA(q)	Picos entre los retardos 1 hasta p, después cero.	Decaimiento exponencial o una onda sinusoidal amortiguada. El patrón exacto depende de los signos y tamaños de $\psi_1,\ldots \psi_p$.

Tabla 37: Cómo identificar mediante el uso de ACF y PACF la estructura AR y/o MA de una serie

La función de autocorrelación (ACF) es un conjunto de coeficientes de correlación entre la serie y retardos de sí misma en el tiempo.

En general, la correlación "parcial" entre dos variables es la cantidad de correlación entre ellos que no se explica por sus correlaciones mutuas con un conjunto especificado de otras variables. Por ejemplo, si estamos realizando la regresión de la variable Y sobre otras variables X1, X2, y X3, la correlación parcial entre Y y X3 es la cantidad de correlación entre Y y X3 que no se explica por sus correlaciones comunes con X1 y X2. Esta correlación parcial se puede calcular como la raíz cuadrada de la reducción de la varianza que se logra mediante la adición de X3 a la regresión de Y sobre X1 y X2.

Una auto correlación parcial (PACF) es la cantidad de correlación entre una variable y un retraso de por sí que no se explica por las correlaciones de todos los retardos de orden inferior. La autocorrelación de una serie temporal Y con un retardo 1 es el coeficiente de correlación entre Y(t) e Y(t-1), que es presumiblemente también la correlación entre Y(t-1) e Y(t-2). Pero si Y(t) se correlaciona con Y(t-1) e Y(t-1) está igualmente relacionada con Y(t-2), entonces también deberíamos esperar encontrar correlación entre Y(t) e Y(t-2).[83] Por lo tanto, la correlación en el retardo 1 "se propaga" al retardo 2 y es de suponer que también a los retardos de orden superior. PACF en el retardo 2 es, por lo tanto, la diferencia entre la correlación actual en el retardo 2 y la correlación esperada debido a la propagación de correlación en el retardo 1.

Una vez conocidos los fundamentos del comportamiento de ACF y PACF debemos conocer como ayudan en el proceso de identificación de los procesos AR, MA, ARMA o ARIMA. En la Tabla 38 se detallan una pautas sencillas para a bordar el problema de la identificación mediante ACF y PACF. Como se observa, varían de manera inversa en el caso de procesos AR o MA y son similares cuando corresponden a un ARMA.

Tipo	**Función autocorrelación simple (ACF)**	**Función autocorrelación parcial (PACF)**
AR(p)	Muchos coeficientes no nulos	p primeros coeficientes no nulos y el

[83] De hecho, la cantidad de correlación que debemos esperar en el retardo 2 es precisamente el cuadrado de la correlación del retardo 1.

	que decrecen con k como mezcla de exponenciales y senoides	resto 0.
MA(q)	q primeros coeficientes no nulos y el resto 0	Muchos coeficientes no nulos que decrecen con k como mezcla de exponenciales y senoides
ARMA(p,q)	Decrecimiento hacia 0	Decrecimiento hacia 0 [84]

Tabla 38: Identificación modelo AR, MA o ARMA mediante comparación ACF y PACF

Al estudiar la velocidad de decrecimiento de r(k), siempre que se aumente k, sirve para indicar si la serie es estacionaria o debe diferenciarse d y D veces. Es preciso estudiar las r(k) significativas en retardos interpretables físicamente (primeros retardos o periodos estacionales). También es posible dar coeficientes significativos a retardos altos debido a la variación muestral (límites al 95%).

Un examen más detenido del comportamiento de ACF y PACF se encuentra en el Anexo 4: Información adicional sobre ARIMA y la identificación del modelo correcto.

8.2.2.4 Test de Ljung-Box de ajuste de modelo ARIMA

El test de Box-Ljung (Ljung and Box, 1978) es una herramienta de diagnóstico que se utiliza para probar la falta de ajuste de un modelo de serie temporal.

El ensayo se aplica a los residuos de una serie temporal después de haber generado un modelo ARMA (p, q) sobre el conjunto de datos. El ensayo examina el conjunto de 'm' autocorrelaciones de los residuos. Si las autocorrelaciones son muy pequeñas, llegamos a la conclusión de que el modelo no presenta una significativa falta de ajuste.

En general, la prueba de Box-Ljung se define de la manera siguiente:

- H_0: El modelo no presenta falta de ajuste.
- H_a: El modelo presenta falta de ajuste.

$$Q = n(n+2)\sum_{k=1}^{m}\frac{\hat{r}_k}{n-k}$$

Ecuación 1: Estadístico de contraste de Ljung-Box

Dada una serie de tiempo Y de longitud n, el estadístico de contraste Ljung-Box se define como en la

[84] En un proceso ergódico la dependencia lineal tiende a 0 al aumentar el retardo.

Ecuación 1, donde $\widehat{r_k}$ es la autocorrelación estimada de la serie en el retardo 'k', y 'n' es el número de retardos que se están probando.

El test de Box-Ljung busca rechazar la hipótesis nula, lo que indicaría que el modelo ARIMA propuesto tiene considerable falta de ajuste, mediante su ajuste a la región crítica $Q > X^2_{1-\alpha,h}$, donde $X^2_{1-\alpha,h}$ es el valor de la tabla de distribución de chi-cuadrado con h grados de libertad y un nivel de significación α.

Debido a que el test se aplica a los residuos, los grados de libertad deben tener en cuenta los parámetros estimados del modelo ARMA, de manera que h = m - (p + q), donde p y q indican el número de parámetros de la ARMA (p, q) para el ajuste del modelo datos[85].

8.2.2.5 Test de Box-Pierce de ajuste de modelo ARIMA

Este test estadístico es muy similar al de Ljung-Box.

$$Q_{BP} = n\sum_{k=1}^{m}\widehat{r_k}$$

Ecuación 2: Estadístico de contraste de Box-Pierce

Q_{BP} es el estadístico de contraste de Box-Pierce (G. E. P. Box and Pierce, 1970), que vamos a comparar con la distribución χ^2; n es el número total de observaciones, m es la longitud máxima que estamos considerando en cada caso.

Al igual que en el test de Ljung-Box, sigue el modelo de aceptación y rechazo propuesto para esta.

Esencialmente, la prueba de Box-Pierce indica que si los residuos son ruido blanco, el estadístico Q_{BP} sigue una χ^2 de distribución con m - (p + q) grados de libertad, siendo p y q el número de parámetros del modelo ARIMA generado. Si cada r_k valor es cercano a cero, entonces Q_{BP} será muy pequeña, de lo contrario, si algunos r_k valores son grandes, ya sean positivos o negativos, entonces Q_{BP} será relativamente grande.

[85] Otros autores indican los grados de libertad de la forma h = m - (p + q + 1), aunque en esta investigación seguimos el formato del texto indicado. Hay que considerar, no obstante, que en cualquier caso m ≥ (p + q).

8.3 Test de Raíces unitarias (Unit root test)

En la generación de un modelo ARMA los datos deben ser transformados a una forma estacionaria antes de su análisis. Si los datos muestran tendencia, se requiere alguna forma de eliminación de dicha tendencia.

Cuando un proceso estocástico Y_t es integrado de orden d ≥ 1 suele considerarse que Y_t tiene raíces unitarias.

Dos métodos comunes de eliminación de la tendencia son realizar una primera diferenciación y la realización de una regresión de tendencia temporal. El método de primera diferencia es apropiado para series temporales que muestren I(1) y una regresión de tendencia temporal es más apropiado para eliminar tendencia en series I(0) de tiempo estacionarias. Los test de raíz unitaria se pueden usar para determinar si los datos de tendencias deben ser en primer lugar diferenciados o bien analizados mediante regresión de forma que se puedan representar los datos estacionarios. Por otra parte, la teoría económica y las finanzas a menudo sugieren la existencia de relaciones de equilibrio a largo plazo entre las variables de series de tiempo no estacionarias. Si estas variables son I(1), entonces las técnicas de cointegración se pueden utilizar para modelar estas relaciones a largo plazo. Por lo tanto, realizar los test de raíces unitarias es a menudo el primer paso en el modelado de cointegración.

En muchas ocasiones, el orden de integración de un proceso estocástico se puede determinar de manera bastante fiable a la vista del gráfico temporal y del correlograma de una serie generada por el proceso considerado.

En los casos en los que el orden de integración de un proceso no está claro a la vista de dichos instrumentos gráficos, un contraste formal de raíces unitarias puede ayudar a decidir si, por ejemplo, un proceso es I(0) o I(1), o si es I(1) o I(2).

En cualquier caso, la determinación fiable del orden de integración de un proceso es importante en relación con:

(i) la forma correcta de hacer inferencias en cada caso,
(ii) la posibilidad de estimar relaciones espurias,
(iii) la posibilidad de estimar relaciones de cointegración, y
(iv) las implicaciones económicas correspondientes.

8.3.1.1 Dickey-Fuller augmented test (ADF)

Si un proceso estocástico univariante (Y_t) sigue un modelo AR(1) del tipo $Y_t = \varphi_1 Y_{t-1} + A_t$, entonces ($Y_t$) ~ I(0) si $\varphi_1 < 1$, mientras que (Y_t) ~ I(1) (un paseo aleatorio) si $\varphi_1 = 1$.

Una manera de contrastar formalmente H_0: (Y_t) ~ I(1) frente a H_1: (Y_t) ~ I(0) en este caso, consiste en contrastar H_0: $\varphi_1 = 1$ frente a H_1: $\varphi_1 < 1$.

El contraste de H_0: $\varphi_1 = 1$ frente a H_1: $\varphi_1 < 1$ es equivalente al contraste de H_0: $\gamma = 0$ frente a H_1: $\gamma < 0$ (restando Y_{t-1} en ambos lados de $Y_t = \varphi_1 Y_{t-1} + A_t$), en el modelo $\nabla Y_t = \gamma Y_{t-1} + A_t$, donde $\gamma \equiv \varphi_1 - 1$.

El estadístico t habitual asociado con γ para contrastar las hipótesis previas no sigue bajo H_0 ni una distribución t de Student ni una distribución N(0,1), ni siquiera asintóticamente. La distribución del estadístico t bajo H_0 es conocida y suele denominarse una distribución de Dickey-Fuller (DF) (Wayne A. Fuller, 2008; Said, 1991; SAID and DICKEY, 1984). El estadístico t asociado con γ se representa habitualmente como τ (tau).

El contraste Dickey-Fuller consiste en rechazar H_0 en favor de H_1 cuando el valor calculado del estadístico τ es menor que el valor crítico de la distribución DF correspondiente para un nivel de significación dado.

8.3.1.2 Phillips-Perron test

Phillips y Perron (Peter C. B. Phillips and Perron, 1988) desarrollaron una serie de pruebas de raíz unitaria que se han popularizado en el análisis de series de tiempo financieras. Las pruebas de raíz unitaria de Phillips-Perron (PP) difieren de los test ADF principalmente en cómo hacer frente a la correlación serial y heterocedasticidad en los errores. En particular, cuando las pruebas ADF utilizan una autorregresión paramétrica para aproximar la estructura ARMA de los errores en la regresión de prueba, las pruebas PP ignoran cualquier correlación en serie de la prueba de regresión. La prueba de regresión para los test de PP es $\Delta y_t = \beta_0 D_t + \pi y_{t-1} + u_t$, donde u_t es de tipo I(0) y tiene heterocedasticidad.

Como en ADF, las pruebas de Phillips-Perron evalúan la hipótesis nula de una raíz unitaria en la serie de tiempo univariante.

Los estadísticos de prueba de Phillips-Perron se pueden ver como una variación de los estadísticos de Dickey-Fuller que incrementan la resistencia a la correlación serial utilizando un estimador consistente (Newey and West, 1987) para heterocedasticidad y autocorrelación de la matriz de covarianza.

Bajo la hipótesis nula de que π = 0, el PP Z_t y estadísticas Z_π tienen las mismas distribuciones asintóticas que el estadístico t de ADF y sesgo normalizado. Una de las ventajas de las pruebas de PP sobre las pruebas ADF es que los test PP son robustos sobre las formas generales de heterocedasticidad que se dan en el término de error u_t. Otra ventaja es que no se tiene que especificar una longitud de retardo para la prueba de regresión.

8.4 Aplicación de Correlación cruzada (cross correlation)

8.4.1 Concepto de Correlación cruzada: Cross-correlation

Correlación cruzada, o cross-correlation, es un método estándar para estimar el grado en que se relacionan dos series de datos temporales (Castaño and Martínez, 2008; Peña Sanchez de Rivera, 2005; Tóth and Balogh, 2012).

Si se consideran dos series temporales, x(i) e y(i), donde i = 0, ±1, ±2... ±N-1, entonces podemos definir un valor 'r' como correlación cruzada de dos procesos estocásticos conjuntamente estacionarios con un retraso 'd' de la forma:

$$r_{XY}(d) = \frac{\sum_i [x(i)-\bar{x}]\cdot[y(i-d)-\bar{y}]}{\sqrt{\sum_i [x(i)-\bar{x}]^2}\cdot\sqrt{\sum_i [y(i)-\bar{y}]^2}}$$

Ecuación 3: Función de correlación cruzada general

De una forma más general:

1. Estimación de la covarianza cruzada:

$$\hat{\gamma}_{XY}(d) = \begin{cases} \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n-d}(x_i-\bar{x})\cdot(y_{i+d}-\bar{y}) & d \geq 0 \\ \frac{1}{n}\sum_{i=1-d}^{n}(x_i-\bar{x})\cdot(y_{i+d}-\bar{y}) & d < 0 \end{cases}$$

2. Estimación de las desviaciones típicas muestrales:

$$\hat{\sigma}_X = \sqrt{\hat{\gamma}_{XX}(0)} = \sqrt{\sum_i [x(i)-\bar{x}]^2}$$

$$\hat{\sigma}_Y = \sqrt{\hat{\gamma}_{YY}(0)} = \sqrt{\sum_i [y(i)-\bar{y}]^2}$$

3. Estimación de la correlación cruzada:

$$\hat{\rho}_{XY}(d) = \frac{\hat{\gamma}_{XY}(d)}{\hat{\sigma}_X \cdot \hat{\sigma}_Y}$$

Ecuación 4: Función de estimación de la correlación cruzada, resumida

4. Interés de la correlación cruzada:
   - Para valores positivos de 'd', la función de correlación cruzada, FCC, muestra la influencia de valores pasados de X(i) sobre Y(i)
   - Para valores negativos de 'd', la FCC muestra la influencia de valores pasados de Y(i) sobre X(i)
   - La FCC mide entonces no solo la fortaleza de la relación entre las series X e Y sino también su direccionalidad.

8.4.2 Enfoque de la correlación cruzada en la investigación

Para la comparación de las series temporales (patentes y videojuegos de la misma marca de software) se tomará en consideración que se abarque el mismo periodo temporal, de forma que se recortará la serie de videojuegos en función de la necesidad de los datos de patentes analizados, en su caso, previamente, o viceversa.

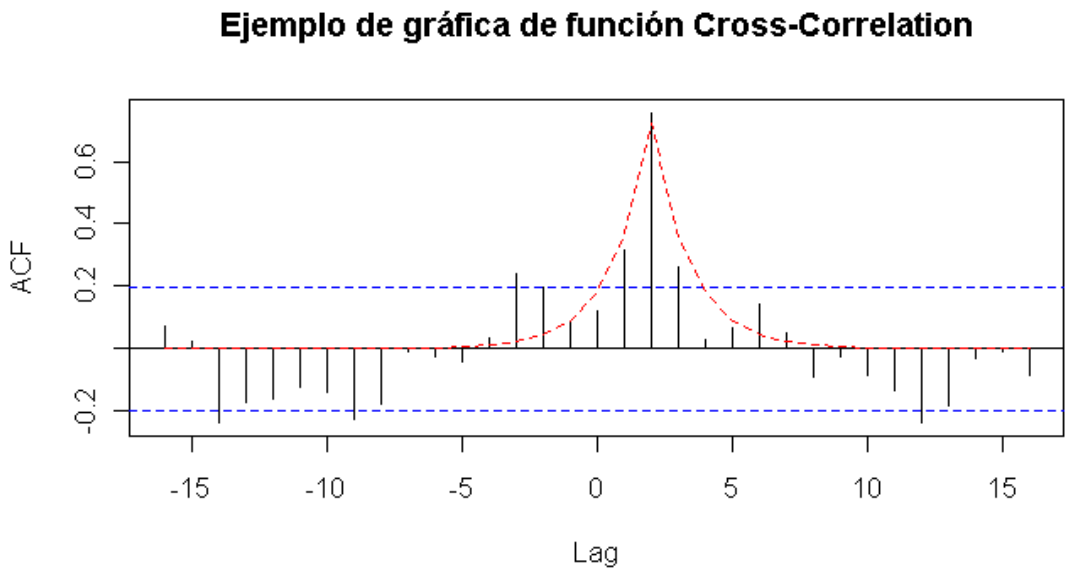


Ilustración 21: Ejemplo de gráfico de correlación cruzada entre 2 series, generado por la función ccf()

Para la comparación se usa siempre la función de R-CRAN[86] 'ccf()', que permite realizar comparaciones de series temporales univariantes determinando la influencia, si existe, entre ambos conjuntos de datos en el tiempo[87].

En el análisis se mostrará sistemáticamente un gráfico de la función de correlación cruzada entre la series de patentes y videojuegos (siempre tomadas por la función en ese sentido) para verificar, si existe, interacción entre ambas series.

Para caracterizar el resultado que muestra la función ccf(), esto es, el sentido de interpretación de la función de correlación cruzada (E. P. Box *et al.*, 2008; Peña Sanchez de Rivera, 2005; W. S. Wei, 2005), atendiendo a la Ilustración 21, se deduce que se deben de tomar en consideración los siguientes aspectos:

1. El sentido de la función de correlación. Así la $FCC_{xy}(k)$ mide la correlación de la serie X frente a la Y, con un lag medido por la variable 'k'.
2. La variable 'k' tiene sentido positivo o negativo sobre el eje de abscisas.
    a. Si k > 0, entonces se mide la influencia que X ejerce sobre Y
    b. Si k < 0, entonces se mide la influencia que Y ejerce sobre X
    c. Si k = 0, entonces se considera influencia instantánea.
3. Los ejes superior e inferior de confianza (U). Se consideran los valores que sobrepasan este umbral de confianza, y se valoran según su posición sobre el eje de abscisas y su dirección, positiva o negativa, en el eje de ordenadas.
    a. Si x > U+, la influencia es positiva.
    b. Si x > U-, la influencia es negativa.

Estos aspectos no pueden ser administrados de manera rígida, ni están completamente ligados al nivel de lag obtenido en las valoraciones ARIMA o ACF y PACF, pero sí mantiene una estrecha relación, que hay que identificar en cada caso concreto.

Para poder realizar la correlación cruzada entre series en esta investigación se establece que el nivel de integración de ambas series sea el mismo, es decir, solo se verificará la correlación cruzada entre dos series si $I_{serie1}(d) = I_{serie2}(d)$, o lo que es igual, el nivel de diferenciación de las series sea el mismo.

De manera práctica, se aplicará el criterio de evaluación de la función auto.arima() y se verificará con la función ndiffs(), ambas del paquete 'forecast' de R-Cran.

---

[86] Para una explicación de la aplicación estadística de R ver Anexo 7

[87] Ver la página http://stat.ethz.ch/R-manual/R-patched/library/stats/html/acf.html, sobre ccf()

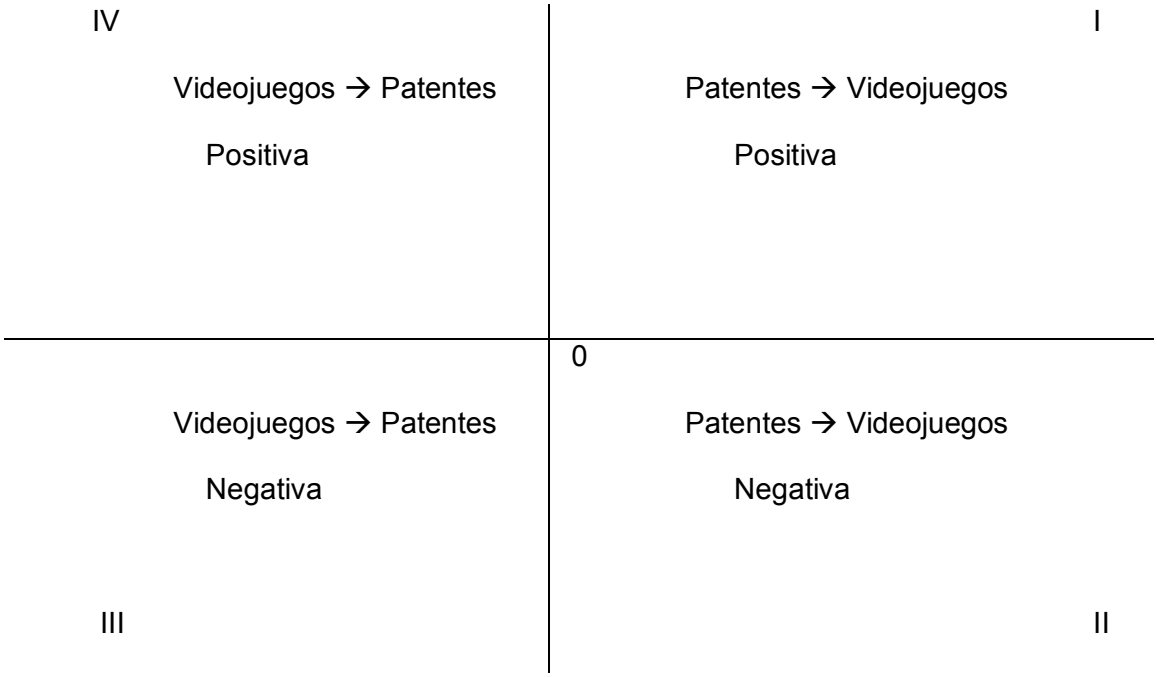


Ilustración 22: Ejemplo de estructura gráfica de influencia para la correlación cruzada entre series de patentes y videojuegos

Dado que lo que pretende esta investigación es ajustar un modelo de identificación de relación entre videojuegos y patentes, este nivel de aproximación resulta adecuado para el propósito de estudio.

A la hora de extraer conclusiones en la VI PARTE, se deben de considerar, adicionalmente a los resultados obtenidos por la correlación cruzada, los aspectos relativos a la ubicación en el plano temporal de las plataformas de juego y las compañías de software, ya que la evolución de las marcas de software no ha sido homogénea a lo largo del tiempo y es preciso ver si tiene alguna relación con los resultados obtenidos.

Así, de forma resumida, la Ilustración 22 permite visualizar el modelo de influencia a considerar en función de que $k > 0$ o $k < 0$.

Las posibles matizaciones a este esquema general se realizarán en función de los resultados obtenidos en los análisis de correlación cruzada y tomando en consideración las circunstancias de marca y temporales que sean objetivamente influyentes y explicativos de los resultados.

8.4.3 Valoración de la correlación cruzada en la predictibilidad del modelo

Existen numerosos análisis que validan el uso de la correlación cruzada en relación con la predictibilidad de ciertos modelos estadísticos. (Duan and Stanley, 2011; L. López-Cruz *et al.*, 2007; Scargle, 1989)

Esta investigación se centra en la descripción de las variables y en la consecución y validación de un modelo explicativo del comportamiento entre las series temporales de videojuegos y patentes a corto, medio y largo plazo. Para ello, la correlación cruzada juega un papel fundamental, ya que es la pieza angular que relaciona directamente ambos conjuntos de series de datos.

La correlación cruzada, tal y como se aplica en esta investigación, permite establecer una cuantificación de la relación existente entre las dos series en estudio. Para ello utiliza series que han sido a su vez analizadas mediante técnicas (cointegración en el caso de los videojuegos, análisis de obsolescencia o VUR[88] en el caso de las patentes) que permiten cuantificar a su vez de manera independiente el estado de cada variable en cada punto temporal. Así, esta técnica de correlación cruzada que se aplica mediante el modelo que se ha desarrollado en esta investigación permite extraer conocimiento sobre cualquier tipo de predicciones que se puedan considerar sobre las variables.

Para la aplicación de predicciones este modelo utilizaría un sistema en dos pasos:

- Generación de los valores de predicción en ambos conjuntos de datos, videojuegos y patentes.
- Verificación de la validez de la predicción aplicando la correlación cruzada, según se aplica en este modelo.

La aplicación de este modelo en la predicción del comportamiento de las series de datos de videojuegos y patentes para una misma marca de software permite validar cualquier hipótesis de comportamiento y entendemos que puede ser una útil herramienta en la extracción de conocimiento para las acciones de gestión y desarrollo de proyectos de I+D, tanto de software como de hardware.

[88] Valor Útil Remanente, equivalente a RUL en inglés.

8.5 Identificación de relaciones mediante técnica de cointegración

8.5.1 El desarrollo del concepto de cointegración

La idea básica sobre la cointegración es que si todos los componentes de un vector de series temporales z(t) tienen raíces unitarias[89], o en otras palabras, si z(t) es un proceso multivariado I(1), entonces pueden existir combinaciones lineales $\beta^T z(t)$ sin raíces unitarias. Estas combinaciones lineales pueden ser interpretadas como las relaciones de largo plazo entre los componentes de z(t), o en otros términos como relaciones de equilibrio estático.

El concepto de cointegración fue introducido en primer lugar por Granger, C. W. J. (C. W. J. Granger, 1981) y elaborado posteriormente por Engle, Robert F. y Granger, Clive W. J. y otros (Engle and Granger, 1987; Engle and Yoo, 1987; Engle and Yoo, 1989; Søren Johansen, 1988; Soren Johansen, 1991; C. B. P. Peter and Sam, 1987; P. C. B. Phillips, 1991; Stock and Watson, 1988).

Trabajando en el contexto de un sistema bivariado con a lo sumo un vector cointegrado, (Engle and Granger, 1987) proponen estimar el vector de cointegración $\beta=(1,\beta_2)^T$ por regresión del primer componente $z_{1,t}$ de z(t) en el segundo componente $z_{2,t}$, usando MCO[90] (que se llama regresión de cointegración) y, a continuación, comprobar si los residuos MCO de esta regresión tienen una raíz unitaria, utilizando el test de Dickey-Fuller aumentado (ADF) (Dickey and Fuller, 1979, 1981; W.A. Fuller, 1976; SAID and DICKEY, 1984). Sin embargo, dado que se lleva a cabo el test ADF en residuos estimados, las tablas de los valores críticos para esta prueba de (W.A. Fuller, 1976) ya no

---

[89] Dos procedimientos comunes para eliminar la tendencia son el cálculo de la primera diferencia y la regresión de tendencia temporal. La primera diferencia I(1) se considera como más apropiada para series de tiempo y la regresión de tendencia temporal es apropiado para la serie de tendencia estacionaria I(0). Los test de raíces unitarias pueden utilizarse para determinar si la tendencia inmanentes en los datos justifica bien la aplicación de una primera diferenciación o bien la aplicación de funciones deterministas de tiempo para procesar las series de datos estacionarios. Además, la teoría económica y financiera a menudo sugiere la existencia de relaciones de equilibrio de largo plazo entre las variables de series de tiempo estacionarios. Si estas variables son del tipo I(1), entonces las técnicas de cointegración pueden utilizarse para modelar estas relaciones de largo plazo.

Los test de raíces unitarias pueden utilizarse para determinar qué pares de activos exhiben un comportamiento de reversión de la media.

[90] MCO, Mínimos Cuadrados Ordinarios, http://ocw.unican.es/ciencias-sociales-y-juridicas/econometria/econometria/practicas/mco/minimos-cuadrados-ordinarios

se pueden aplicar. Los valores críticos correctos para esta operativa pueden encontrarse en (Engle and Yoo, 1987). Los test de (Peter C. B. Phillips and Ouliaris, 1990) también se basan en estos residuos, pero en lugar de utilizar la prueba ADF para probar la presencia de una raíz unitaria se utilizan preferentemente los conceptos de Phillips, Peter C. B. (Peter C. B. Phillips, 1987) y también de Phillips, Peter C. B. y Perron, P. (Peter C. B. Phillips and Perron, 1988) para test de raíces unitarias. Ambos tipos de pruebas sostienen como hipótesis nula la ausencia de cointegración. Park, Joon Y. propone una prueba para raíces unitarias y cointegración utilizando el método de adición variable, mediante la regresión de los residuos MCO de la regresión de cointegración en competencias de tiempo y testeando si los coeficientes involucrados conjuntamente son cero (J. Y. Park, 1990). La misma idea ha sido utilizada por Bierens, Herman J. y Guo, Shingyi (Herman J. Bierens and Guo, 1993) para pruebas de estacionariedad (tendencia) contra la hipótesis de raíz unitaria. Sin embargo, también enfoque de Park requiere una estimación consistente de la varianza a largo plazo de los errores de la verdadera regresión de cointegración usando el estimador de Newey, Whitney K. y West, Kenneth D. (Newey and West, 1987), que sacrifica una cantidad considerable de potencia asintótica del test. (Herman J. Bierens and Guo, 1993) También las pruebas de Hansen, Bruce E. (Hansen, 1992) y Park, Joon Y. (J. Y. Park, 1990) se basan en una regresión de cointegración independiente, y ambos tests emplean variantes del método de estimación de variables instrumentales de (Peter C. B. Phillips and Hansen, 1990).

Johansen (Søren Johansen, 1988; Soren Johansen, 1991; Søren Johansen and Juselius, 1990) propone una ingeniosa y práctica estimación completa de máxima verosimilitud y probando este acercamiento, basado en el modelo ECM (Vector Error Correction Model) para la q-variable del proceso de raíz unitaria z(t).

El VECM se basa en el teorema de representación de corrección de error para sistemas cointegrados de (Engle and Granger, 1987), y la inferencia asintótica involucrada está relacionada con el trabajo de (Sims *et al.*, 1990). Concentrando gradualmente todas las matrices de parámetros en la función de verosimilitud, excepto la matriz β, Johansen muestra que el estimador de máxima verosimilitud de β se deriva como la solución de un problema generalizado de autovalor (eigenvalor). Test sobre cociente de probabilidad de hipótesis sobre el número de vectores de cointegración pueden basarse en estos eigenvalores. Además, (Søren Johansen, 1988) propone también pruebas de cociente de probabilidad para restricciones lineales sobre los vectores de cointegración.

8.5.2 Modelo de cointegración de Granger

Dos o más series de tiempo que son no estacionarias de orden I(1) están cointegradas si existe una combinación lineal de esas series que sea estacionaria o de orden I(0). El vector de coeficientes que crean esta serie estacionaria es el vector cointegrante. (Mata, 2004b)

Enfoque de Cointegración de Engle, Robert F. y Granger, Clive W. J. (Engle and Granger, 1987):

- Aplicable a modelos uniecuacionales.
- Método en dos etapas basado en los residuos estimados.
- Asume a priori que existe un solo vector de cointegración en el modelo.
- El resultado de este método de cointegración puede cambiar dependiendo de cuál variable se seleccione como dependiente.

Metodología de Engel-Granger:

1. Determinar el Orden de Integración de cada una de las Variables a ser incluidas en el Modelo:
   - Si las series son estacionarias de orden I(0) se aplica el procedimiento estándar de MCO. Resultado: parámetros exactos y superconsistentes.
   - Si las series resultan integradas de diferente orden, tales como: I(0), I(1), I(2) es posible concluir que las mismas no estén cointegradas. La aplicación de MCO producirá resultados espurios: R^2, F_c y t_t altos y DW_c bajo.
   - Finalmente, puede ocurrir que las series tengan el mismo orden de integración, por ejemplo I(1). En general: cualquier combinación lineal de variables I(1) será también I(1). Pero puede haber alguna combinación lineal particular entre las variables I(1) que sea estacionaria, es decir: I(0). Para determinarlo, se ejecuta el paso 2.
2. Especificar y Estimar la Relación Funcional a Largo Plazo y contrastar si los residuos tienen una raíz unitaria o no.
3. Guardar los Residuos Estimados.
4. Prueba de Cointegración en los Residuos Estimados.
5. Estimar el Modelo de Corrección de Errores si las variables están cointegradas.

Orden de Integración. Definición

- El orden de integración se refiere al número de veces que se debe diferenciar una serie de tiempo (calcular su primera diferencia) para convertirla en una serie estacionaria

- Se dice que una serie de tiempo está integrada de orden d, representada I(d), si después de diferenciarla d veces se convierte en estacionaria.
- Las series que son estacionarias sin diferenciar se denominan I(0), ruido blanco
- Si se calcula la primera diferencia de una serie y ésta se vuelve estacionaria, se dice entonces que la misma está integrada de orden I(1), random walk.
- Si la integración se alcanza después de calcular la segunda diferencia, se dirá que la serie está integrada de orden 2, es decir I(2)
- Si una combinación lineal de 2 variables I(1) genera errores I(0), se dice que las 2 variables están cointegradas
- Si dos variables están integradas de diferentes órdenes, digamos que una es I(1) y la otra de orden I(2), no habrá cointegración
- En economía sólo suelen tener importancia las series integradas de orden I(1).

Pruebas Formales para Identificar Series No estacionarias

1. Estadístico de Dickey-Fuller (DF) (Dickey and Fuller, 1979)
2. Estadístico Aumentado de Dickey-Fuller (ADF) (SAID and DICKEY, 1984)
3. Estadístico de Phillips-Perron (PP) (Peter C. B. Phillips and Perron, 1988)

8.5.2.1 Contraste de causalidad en el sentido de Granger

Este contraste intenta determinar la causalidad de una variable X a otra Y, es decir, si los resultados de una variable sirven para la predicción de otra variable, y en este sentido, se verifica si esta relación es unidireccional o bidireccional.

La causalidad[91] puede ser estricta cuando el pasado de una serie temporal influye en el presente y el futuro de otra serie, o instantánea cuando, en el periodo t, añadir Y_{t+1} al conjunto de información mejora la predicción de X_{t+1}.

Para realizar el contraste de causalidad de Granger (CCG) se parten de las 2 ecuaciones siguientes:

[91] En (C. W. J. Granger, 1981) se precisan los axiomas que subyacen en la definición y se realiza una discusión muy interesante sobre distintos puntos de vista sobre la causalidad. Estos axiomas son los siguientes: (A) El pasado y el presente pueden causar el futuro, pero el futuro no puede causar el pasado. (B) La definición se relaciona con un conjunto informativo y éste no puede contener información redundante. (C) Todas las relaciones causales permanecen constantes en su dirección a lo largo del tiempo.

$$Y_t = a + \sum \alpha_i X_{t+i} + \sum \beta_i Y_{t+i} + \varepsilon 2_t$$

Ecuación 5: Ecuación de causalidad de Granger irrestricta.

$$Y_t = a + \sum \beta_i Y_{t+i} + \varepsilon 2_t$$

Ecuación 6: Ecuación de causalidad de Granger restringida

Para el contraste se utiliza la F de Snedecor, según el siguiente modelo:

$$F_{m,n-k} = \frac{\frac{SC_{(2)} - SC_{(1)}}{m}}{\frac{SC_{(1)}}{n-k}}$$

Ecuación 7: Definición de la F de Snedecor para el contraste de causalidad de Granger a partir de los resultados de las ecuaciones restringida e irrestricta

Los valores de la Ecuación 7 corresponden con:

- m, número de retardos de la ecuación restringida.
- n, número de observaciones.
- k, número de parámetros estimados, sin constante.
- $SC_{(2)}$, suma cuadrática de los residuos de la ecuación restringida.
- $SC_{(1)}$, suma cuadrática de los residuos de la ecuación irrestricta.

La evaluación para el test resulta de:

- H_0: No existencia de causalidad en el sentido de Granger
- H_A: Hay causalidad entre las variables en estudio.

Se rechaza la hipótesis nula si el valor en tablas de la F Snedecor es menor que el valor empírico obtenido, siempre tomando en cuenta que el contraste es bilateral.

8.5.3 Modelo de cointegración de Johansen

El enfoque del método de Johansen es estimar la VECM por máxima verosimilitud, bajo varias suposiciones acerca de la tendencia o los parámetros de intersección y el número r de vectores de cointegración, y luego llevar a cabo pruebas de coeficiente de riesgo (likelihood ratio tests). Suponiendo que el VECM de los errores U_t son independientes con distribución N_k [0, S], y dadas las restricciones de cointegración sobre la tendencia o los parámetros de intercepción, la máxima verosimilitud $L_{max}(r)$ es una función dependiente del rango de cointegración r.

Johansen propone dos tipos de pruebas para verificar el valor de 'r':

Test de lambda-max
Esta prueba se basa en la relación de probabilidad logarítmica $\ln[L_{max}(r) / L_{max}(r+1)]$, y se lleva a cabo secuencialmente para r = 0,1, .., k-1 . El nombre viene del hecho de que el estadístico del test es un eigenvalue máximo generalizado. Esta prueba comprueba la hipótesis nula de que el rango de cointegración es igual a r frente a la alternativa de que el rango de cointegración es igual a r+1.
Test de rastreo (trace test)
Esta prueba se basa en la relación de probabilidad logarítmica $\ln[L_{max}(r) / L_{max}(k)]$, y se lleva a cabo secuencialmente para r = k-1, ..., 1,0. El nombre proviene del hecho de que el estadístico del test es la traza (la suma de los elementos diagonales de la matriz) de una matriz diagonal de eigenvalores generalizados. Esta prueba comprueba la hipótesis nula de que el rango de cointegración es igual a r frente a la alternativa de que el rango de cointegración es k. Si es k, entonces implica que la serie X_t presenta tendencia estacionaria.

Tabla 39: Tipos de test para verificar el rango de cointegración para el método de Johansen

Ambas pruebas tienen una distribución asintótica nula no estándar. Por otra parte, teniendo en cuenta el rango de cointegración r Johansen esto deriva también en pruebas de coeficiente de riesgo sobre las restricciones de cointegración relacionadas con los parámetros de intercepción o tendencia.

En la práctica, se pueden seguir los pasos que se indican en la Tabla 40:

Determinar el orden de integración a cada una de las series incluidas en el modelo
Especificar un Vector AutoRegresivo (VAR) con las series que resulten integradas de orden I(1). • Seleccionar las Variables del Modelo • Seleccionar las transformaciones de las variables, si las hubieren • Determinar el retardo óptimo del VAR para asegurar que los residuos sean ruido blanco (white noise) • Especificar las variables determinísticas (variables dummy, tendencias, etc.) • Diagnóstico del VAR estimado
Aplicar el procedimiento de Máxima Verosimilitud al vector autorregresivo con el fin de determinar el rango (r) de cointegración del sistema:

• Prueba de la Traza • Prueba del Eigenvalue Máximo (valor propio)
Estimar el modelo Vector de Corrección de Errores
Determinar la relación causal entre las variables del modelo

Tabla 40: Algoritmo metodológico para realizar el cálculo del modelo de Johansen, (Mata, 2004a)

8.5.4 Enfoque de la cointegración en la investigación

En esta investigación sobre caracterización de series de videojuegos y patentes tecnológicas, la cointegración está enfocada sobre los siguientes aspectos:

1. Relaciones entre variables de videojuegos: en este caso la preferencia es el establecimiento, si existe, de la verificación de relación de cointegración mediante la técnica de Engle-Granger aplicada sobre pares de variables. En el caso de necesitarse la verificación de cointegración entre más de dos variables será de preferencia el método de Johansen.
2. Causalidad entre variables de videojuegos: se aplicará la verificación de causalidad en el sentido de Granger, con las debidas restricciones.
3. Causalidad entre videojuegos y patentes: en esta circunstancia, se aplicará el test de causalidad de Granger como contraste de verificación para el modelo de correlación cruzada. En cualquier caso, para este paso se establecer la causalidad entre pares videojuego-patente de la misma marca.

Desde el punto de vista de este estudio, el establecimiento de una relación firme de cointegración indicaría una vinculación, que puede ser causal al menos en el sentido de Granger, entre las variables implicadas y que es esencial para caracterizar las series en estudio.

9 Caracterización del tiempo de vida útil de una patente tecnológica

Intellectual property generally encompasses patents, trademarks, copyrights and trade secrets. When a situation arises that involves the need to value one of these types of intangible assets, the concept of "remaining useful life" is commonly used by valuation experts as a solid starting point.

Remaining useful life is generally defined as the remaining period over which intellectual property is expected to contribute to the owner's future cash flow. It is used in the three primary techniques for valuing identifiable intangible assets, including intellectual property rights. By its nature, intellectual property valuation is more complex (and more prone to disagreement) than the valuation of other asset categories. A valuation professional will typically review several "life" factors in calculating remaining useful life. ("Perspectives on Litigation Support," 2010)

Muchas técnicas y teorías que se aplican en las valoraciones realizadas por tasadores de empresas en el sector privado también se aplican a las valoraciones de activos intangibles. Sin embargo, una clara excepción a esta norma es el concepto de Vida Útil Restante[92]. Aunque la mayoría de las empresas viables se supone que tienen un tiempo de vida perpetuo, la propiedad intelectual, por lo general, genera ingresos (o ahorros) durante un período determinado de tiempo.

El concepto de Vida Útil Restante captura esta longevidad limitada. Para cuantificar esta vida útil se utilizan técnicas de aproximación basadas fundamentalmente en el coste, en los ingresos o en el modelo de valor de mercado, tal y como se puede comprobar en la Ilustración 23. (Banjevic, 2009; Galar, 2012a; Si *et al.*, 2011; Tian, 2012)

Todos estos acercamientos a la valoración de la vida útil restante de un intangible resultan de difícil aplicación, si no costosa en procedimiento, para la valoración de las patentes. Es por ello que en este trabajo de investigación se define un nuevo procedimiento de acercamiento al problema de la valoración del valor útil restante de una patente tecnológica.

[92] Remaining Useful Life, RUL, por sus siglas en inglés, denominación que se usará alternativamente en esta investigación.

Step	Approach	Key Considerations
Identification of intangible assets	• Discussions with management • Review of due diligence report • Understanding of key value drivers • Understanding of criteria for recognition	Requires a thorough understanding of the business and the recognition criteria to ensure the correct identification of all intangible assets, thereby avoiding the risk of an over/under statement of goodwill.
Estimation of discount rate	• Calculation of implied IRR for the transaction • Determination of WACC based on an analysis of comparable company data	Using an incorrect discount rate can lead to an over/under statement in the fair value of intangibles.
Selection of valuation methodology	Use of the accepted valuation methodologies • Market approach • Income approach • Cost approach	Selection of the appropriate valuation approach requires an understanding of the business, the value drivers of the specific asset and the information available.
Valuation analysis	Each valuation approach requires the determination of key assumptions, e.g. • Royalty rate • Attrition rate • Contributory asset charge • Remaining useful life etc.	Incorrect assumptions can lead to an over/under statement in the fair value of intangibles, for example, a small change in the royalty rate used to value a brand can have a significant impact on value.
Reconciliation of results	Prepare a weighted average return analysis on each category of asset in the business. The weighted average should reconcile with the overall WACC for the business.	The return on intangible assets should be considered relative to the risk of the other assets in the business.

Ilustración 23: Tabla de acercamiento al proceso de valoración de intangibles, extraído de Deloitte[93]

9.1 Modelos sobre análisis obsolescencia y patentes

No existe un modelo unificado de acercamiento a la medición de la obsolescencia. Esto es así debido fundamentalmente a estos factores:

- **Definición concreta de qué se entiende por obsolescencia**. En este sentido, no se realizar de igual manera el tratamiento de la obsolescencia en los aspectos tecnológicos como en los procesos industriales, tampoco en el ámbito de los sistemas organizacionales, estructuras de mando, sistemas de marketing, etc.
- **Definición concreta del objeto de estudio**. Así, la obsolescencia se traduce en un concepto vago del que no se comprende muy bien la aplicación del mismo dado que el objeto real de atención sobre el que se pretende su aplicación es, a su vez, un elemento también difuso y sin un perímetro claro de definición: una organización, un sistema de toma de decisiones, una patente, etc.

[93] http://www.deloitte.com/assets/Dcom-Ireland/Local%20Assets/Documents/ie_CF_ValuationsIntangible_0609.pdf

- **Definición específica de las variables de aplicación.** Este es el escollo final sobre el que se vierte el peso fundamental de la dificultad en elaborar un aparato matemático-estadístico concreto que permita generalizar el tratamiento de la obsolescencia. Fundamentalmente derivado de los puntos anteriores, la dificultad de establecer un perímetro claro de actuación y/o la concreción del objeto de estudio de manera clara, dificulta sobremanera la posibilidad de establecer:
    - las variables de tratamiento
    - definición del perímetro de actuación de las variables
    - cuantificar su valoración
    - establecer algoritmos de cálculo
    - comprender las interacciones entre las variables, tanto en el espacio como en el tiempo de ejecución
    - la posibilidad de establecer conclusiones razonablemente fiables sobre los posibles resultados de las mediciones.

Los diversos modelos de tratamiento de la obsolescencia, aunque con vocación de universalidad, se adscriben a un concepto localista de la comprensión de la obsolescencia. Esto es, están formulados para atender a una parte de la realidad de la aplicación de la obsolescencia en el proceso natural de pérdida de valor.

Entre los diversos intentos, y considerando la aproximación sobre la que se llega a la cuantificación o al intento de establecer un modelo de medición de la obsolescencia, podemos los siguientes:

1. Aproximación según el coste:
    1.1. Boucekkine, Raouf y otros definen un modelo de 4 pasos, basado en modelos previos, y se aplica en el ámbito de los modelos de cálculo de tasación de valores inmobiliarios. Es un modelo local y de difícil extrapolación al ámbito de las patentes tecnológicas. (Boucekkine *et al.*, 2001)
    1.2. Bulow, Jeremy explica por qué, en un modelo de información completa con los clientes consumidores racionales, una empresa puede optar por dar a sus productos una vida útil más corta que económicamente deseable, estableciendo como a veces las empresas pueden llegar a pagar más para producir un activo de duración más corta. Lo analiza desde un punto de sector monopolístico y oligopolístico y establece algunas formulaciones sobre costes y valoraciones totales. Es un modelo más general que el anterior pero defectivo para el análisis de la obsolescencia en patentes tecnológicas. (Bulow, 1986)
2. Aproximación según el concepto de ventas:

2.1. Pantano, Eleonora y otros investigan en qué medida es posible reducir los riesgos de ventas mediante la propuesta de un nuevo marco para la gestión de riesgos de tecnología en el contexto comercial. El estudio proporciona un análisis exploratorio y valioso de los riesgos de obsolescencia relativa a la introducción de una nueva tecnología en los puntos de venta, destacando herramientas útiles para los estudiosos y profesionales para comprender mejor el papel crítico de la gestión de riesgos para la introducción de innovaciones eficaces en los puntos de venta. En particular, se investiga el análisis de riesgo, con énfasis en la obsolescencia desde una perspectiva de la gestión, así como también el análisis de las principales cuestiones de riesgo implicadas en la mayoría de las innovaciones actuales para averiguar un nuevo marco para una evaluación eficaz de los riesgos con el fin de la adopción de innovaciones en el contexto comercial. (Pantano *et al.*, 2013)

2.2. También, Pantano, Eleonora y otros proporcionan un nuevo marco para el análisis de riesgo de obsolescencia de las innovaciones en el comercio minorista. Se analiza la importancia de las estrategias de gestión de riesgos minoristas, relacionadas con la innovación. Se centra en los análisis del riesgo de obsolescencia para el caso de las tiendas de inmersión innovadoras. (Pantano *et al.*, 2013)

2.3. Lee, In Ho y Lee, Jonghwa (I. H. Lee and Lee, 1998) analizan en este trabajo el tema del comportamiento de equilibrio del productor y el consumidor por un producto que es objeto de rápido progreso tecnológico. Presentan la cuestión en el marco de un monopolio de las mercancías durables bajo las innovaciones tecnológicas. Una vez que los consumidores compran un PC o software, que lo utilizan durante un tiempo. Gran parte del software y el hardware son producidos por unas pocas grandes empresas con poder sustancial de mercado. En esta investigación se apartan de esta literatura y se preguntan si el monopolista se convierte en mejor situación al introducir la obsolescencia económica. La innovación tecnológica reduce la vida útil económica de los bienes durables; cuando existe una mejor tecnología disponible, la vieja tecnología se vuelve menos útil en comparación con la tecnología de última generación, aunque su productividad física sigue siendo el mismo: aparece el concepto de tecnología económicamente obsoleta.

3. Aproximación según modelos tecnológicos o económicos:

3.1. Dequiedt, Vianney y Versaevel, Bruno (Dequiedt and Versaevel, 2013) realizan una revisión de los sistemas de pool de patentes e introduce el concepto de función endógena de aplicación al pool de patentes.

3.2. Marmont Lobo, Rui F. y de Sousa, Miguel Rocha (Marmont Lobo and de Sousa, 2014) proporcionan un enfoque intuitivo que es de conocimiento común a la economía, es decir, el cambio aumenta hasta un valor (teorema fundamental de la economía), pero en un marco ampliado: nuestro modelo básico de la economía de la física. Ahora es muy común en las finanzas y la economía para tener los procesos de difusión de los bienes y la información. La idea de la difusión ha sido "importados" de la física y las matemáticas, a partir de conceptos como el movimiento browniano y los procesos de Wiener, para evaluar la valoración de opciones (Black-Scholes) y la valoración del riesgo de tipo de cambio en macroeconomía internacional.

3.3. Sandborn, P. (Sandborn, 2013) analiza la obsolescencia en este trabajo mediante la modelización conocida como DMSMS (Diminishing Manufacturing Sources and Material Shortages) , que es causada por la falta de disponibilidad de tecnologías o partes (donde "parte" se refiere a la gestión de más bajo nivel para el sistema) que son necesarios para fabricar o mantener un sistema. Debido a la extensión en la fabricación del sistema y el alargamiento del soporte previsto, hay extensiones de vida imprevistas para apoyar el sistema en curso más allá de su final previsto según las fechas planificadas de soporte, lo que provoca que las piezas y otros recursos necesarios para apoyar el sistema dejen de estar disponibles antes de que termine la demanda del sistema para el sistema.

3.4. Si, Xiao-Sheng y otros (Si *et al.*, 2011) realizan un análisis de modelado de datos para el cálculo de Vida Útil Restante mediante el uso de datos observables y modelos estadísticos (cadenas de Markov, modelo de riesgos, movimiento browniano, etc.).

3.5. Lanjouw, Jean O. y otros (Jean O. Lanjouw *et al.*, 1998) analizan en este trabajo cómo los datos adicionales - el número de años que una patente se renueva y el número de países en los que la protección para la misma invención se solicita - se pueden utilizar para mejorar en el recuento de los estudios que requieren una medida de la extensión de la innovación. Se proponen esquemas de ponderación simples que pueden quitar una gran parte del 'ruido' en los recuentos de patentes como medida de los resultados innovadores.

3.6. Hotelling, H. muestra en este trabajo que la depreciación y el precio de venta teórico deben ser calculados de forma simultánea desde un par de complejas ecuaciones. Las diferencias en los resultados obtenidos a partir de las fórmulas arbitrarias y matemáticos son a menudo muy grandes. (Hotelling, 1990)

4. Modelos estadísticos o matemáticos:

4.1. Dereli, Türkay y Durmuşoğlu, Alptekin (Dereli and Durmuşoğlu, 2009) presentan un enfoque que utiliza los datos de recuento de patentes para descubrir tendencias de la tecnología a través de un método de agrupación basada en la metodología fuzzy. Tecnologías resultantes se clasifican en tres tipos: tendencia, clásico, y por datación y se identifican utilizando la técnica de K-means clustering. Es localista, y está enfocada en la obsolescencia de modelos textiles.

4.2. Galar, D. (Galar, 2012a) propone un nuevo método de predicción RUL inspirado en mapas de características y clasificadores SVM (Support Vector Machines). La velocidad de degradación (obsolescencia) se evalúa mediante el cálculo de la distancia mínima que se define sobre la base de las trayectorias de degradación, es decir, el enfoque del sistema al plano híper que segrega buenas y malas condiciones de datos distintos para cada horizonte temporal. De esta manera, el valor definitivo de RUL para un componente específico puede ser estimado y la información RUL global se obtendrá sumando las múltiples estimaciones RUL mediante un método de estimación de densidad. Este modelo propuesto desarrolla un método de predicción RUL eficaz que aborda múltiples desafíos en pronósticos de sistemas complejos en los que existen muchos parámetros desconocidos. Las similitudes entre las trayectorias de degradación se pueden comprobar con el fin de enriquecer las metodologías existentes en aplicaciones de pronósticos. (Ver también (Galar, 2012b)).

4.3. Yujin, Jeong y Byungun, Yoon (Yujin and Byungun, 2011). Este trabajo tiene como objetivo proponer un nuevo enfoque de la tecnología de hojas de ruta teniendo en cuenta el ciclo de vida a través de la tecnología de análisis de citas de patentes, que es un método relativamente robusto de análisis cuantitativo. Al principio, se recogen los datos de patentes de tecnologías pertinentes y la información de la citación. Usando estos datos, se desarrolla una red de citas de patentes que consta de nodos (patentes individuales) y arcos entre nodos (enlaces de citas entre patentes). En segundo lugar, se investiga una etapa de la tecnología seleccionada mediante el ciclo de vida considerando el año de solicitud de la patente y el ciclo de vida de la tecnología. Por lo tanto, la vida útil de una tecnología se estima a fin de planificar la duración de desarrollo de dicha tecnología.

4.4. Messinis, George (Messinis, 2011) analiza como las patentes triádicas minimizan los efectos de sesgo en los estudios que se centran en los recuentos de patentes como medida de la actividad innovadora.

4.5. Hernández Cerdán, Jesús (Hernández Cerdán, 2003) pretende en este trabajo plasmar metodologías concretas que ayuden a una mejor interpretación

económica de este importante caudal de información administrativa que son las patentes, a través básicamente de la adaptación profunda y extensa de las clasificaciones de actividades económicas a las tecnológicas, la relativización de los datos y la utilización de criterios de ponderación de calidad, todo ello explotado con las velocidades y capacidades de los sistemas informáticos actuales.

4.6. Gupeng, Zhang y Xiangdong, Chen (Gupeng and Xiangdong, 2012): El marco sobre el valor de las patentes sobre la base de información de renovación fue propuesto inicialmente por Schankerman, Mark y Pakes, Ariel (Schankerman and Pakes, 1987). Los titulares de patentes podrían lograr beneficios exclusivos a partir de sus propias patentes, mientras existan los derechos de patente, aunque con frecuencia no es fácil de adoptar las patentes para la producción de bienes o licenciar los derechos de patente obteniendo retornos exitosos. Generalmente, si el beneficio esperado es menor que la cuota anual de renovación, el titular de la patente será dejar de pagar la cuota anual de renovación, y los derechos de patente expirarán naturalmente. Este proceso implica que las decisiones de renovación o estados de renovación de los titulares de patentes reflejan la información sobre sus beneficios esperados de sus patentes en un futuro próximo. Debido a que el contenido de conocimiento de la tecnología patentada es fijo, el valor de la tecnología patentada se considera generalmente en disminución debido a que la nueva tecnología emergente obligará continuamente a la antigua tecnología patentada hacia su depreciación en valor técnico o descontado con una tasa fija, como se ha demostrado en los estudios de Bessen, James (Bessen, 2008) y Maurseth, Per Botolf (Maurseth, 2005).

4.7. Barney, J.A. (Barney, 2011): Se describe un método para construir un programa de depreciación estimada para una patente. Los pasos para la construcción de este procedimiento incluyen:

4.7.1. determinar una primera función que describe aproximadamente la tasa de aumento inicial en las citas de patentes hacia adelante esperados con el tiempo;

4.7.2. la determinación de una segunda función que describe aproximadamente la tasa de eventual deterioro en las citas de patentes a plazo esperados en el tiempo; y

4.7.3. la construcción de un programa de depreciación estimado usando un coeficiente de decrecimiento calculado derivado de dicha segunda función.

4.8. Nakanishi, Yasuo y Yamada, Setsuo (Nakanishi and Yamada, 2008) asumen que la tasa de renovación es una variable continua. Sin embargo, en general, la tasa

de renovación no es una variable continua durante los períodos de inscripción, sino que se comporta más bien como un objeto discreto para el período de inscripción. La tasa de renovación se revisa cada tres o cinco años en la mayoría de los países. Este estudio, en consecuencia, parte de los estudios de Pakes, Ariel y Schankerman, Mark (Pakes and Schankerman, 1979; Schankerman, 1998) debido a la aplicación de un modelo probit ordenado. La aplicación de un modelo probit ordenado permite considerar la tasa de renovación no continua.

Después de revisar la literatura sobre los modelos de acercamiento al cálculo y valoración de la obsolescencia y el Valor Útil Remanente de las patentes tecnológicas se consideró necesario profundizar en el análisis de las características específicas y definitorias de las patentes tecnológicas y evaluar un nuevo modelo de valoración adaptado a las necesidades específicas requeridas por la casuística de las patentes relacionadas con el hardware y software tecnológico relacionado con videojuegos, consolas y demás elementos técnicos relacionados y accesibles mediante el cómputo de las patentes desarrolladas por cada marca de software y/o tecnología relacionada.

Este modelo se describe y discute en los puntos subsiguientes.

9.2 Elementos definitorios de una patente tecnológica

En primer lugar, se va a intentar caracterizar el concepto de patente, de forma que posteriormente pueda ser adecuadamente parametrizado.

Valor máximo de utilidad de una patente tecnológica
Según ("How long is a patent enforceable?," 2008), el tiempo máximo de duración que puede tener una patente o aplicación de patente según el convenio de GATT (General Agreement on Tariffs and Trade) es de 20 años, momento en que la patente pierde su utilidad de reserva para el autor o registrante. Sin embargo, existe una diferencia sustancial entre el periodo legal de permanencia de la patente en vigor, 20 años en el caso de las tecnológicas, y el periodo real de utilidad de dicha patente en el mercado, el cual puede ser sustancial mente menor en función de la actividad investigadora y patentadora de la propia marca o de empresas afines en el mismo mercado.
Obsolescencia de una patente
Por término general una patente tecnológica tiene una función de utilidad en tanto no

exista otro proceso técnico que constituya una superación del procedimiento redactado en el proceso de patente. Esto es lo que se denomina término de obsolescencia. Por definición, existe en cada patente un componente endógeno, que funciona como un elemento limitativo de la vida útil de la patente. En el caso base, esta función de obsolescencia haría que la patente deviniera en valer cero al cabo de 20 años. Sin embargo, es posible que elementos endógenos a la marca o exógenos a la misma (actividades de marcas competidoras en el mercado) aceleren este proceso de 'envejecimiento prematuro' de la patente. Es lo que podemos convenir en denominar Obsolescencia acelerada.
Valor limitativo de la patente
Esta caracterización es un tanto más compleja, ya que envuelve la identificación de la limitación de la patente hacia uno o múltiples procesos tecnológicos de desarrollo. Es decir, una patente puede ser un procedimiento limitado, caracterizado para un tipo de proceso concreto, o bien una patente puede ser un desarrollo más general, que se puede implementar tanto en el sistema para el que se desarrolla como para otros afines o no. En el caso de las patentes tecnológicas, y concretamente en el campo de las patentes de videojuegos, es posible encontrarse con procesos de utilidad para una plataforma específica, no extrapolable a otros sistemas, pero también es posible encontrarse con patentes genéricas, incorporables a otras plataformas afines.
Incorporación temporal de la patente
Este punto advierte del valor de la patente puesto relativamente frente al objeto tecnológico sobre el que se incorpora. Así, circunscrito al término de patentes de videojuegos, no es igual la puesta en valor de una patente a incorporar a una plataforma de videojuegos que va a construirse y posteriormente comercializarse (patente de construcción), que sobre una plataforma en explotación (patente de mejora), o sobre una plataforma en la parte final del ciclo de vida (patente de elongación). En cada caso, el propio valor de utilidad de la patente queda condicionado por el artefacto al que se dirige y el momento del ciclo vital en el que se encuentre. Esto se denomina correlación con el artefacto de implantación.

Tabla 41: Parametrización de las patentes tecnológicas, según el modelo de estudio a realizar

Estos planteamientos de la Tabla 41 llevan a considerar la definición de un modelo de aproximación al cálculo del valor útil remanente de las patentes tecnológicas, no

dependiente de valoraciones estrictamente monetarias, sino en función de los elementos propios de las series temporales de la marca.

9.2.1 Elementos del modelo de estimación de la función de vida útil de una patente tecnológica

En primer lugar, a fin de ilustrar el modelo, se desarrolla gráficamente una función ficticia de pérdida de valor útil:

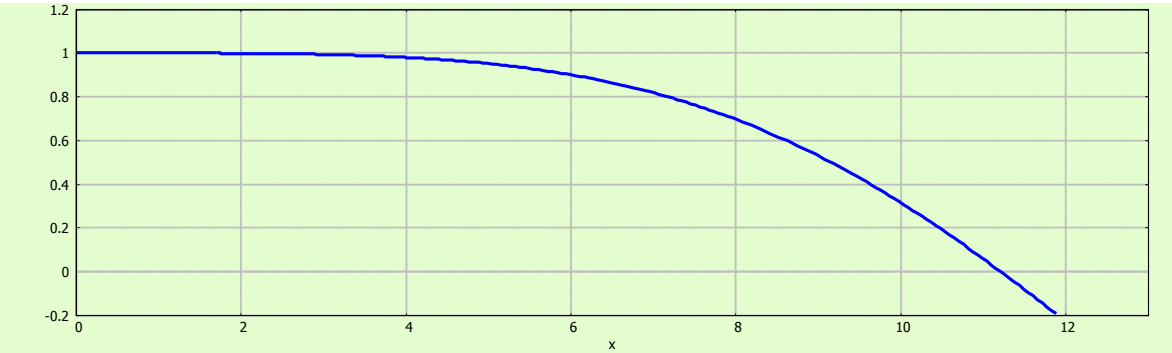


Ilustración 24: Ejemplo de función ficticia de pérdida de valor útil de una patente tecnológica

A partir de esta Ilustración 24 se va a proceder a definir los parámetros y condicionantes de la función de cálculo de la función de vida útil restante:

Rango del valor de retorno de la función
Si denominamos $\Psi(x)$ a la función de cálculo de vida útil restante, y si definimos $\eta = \Psi(x)$ como el valor de retorno de la función de cálculo, entonces: $0 \leq \eta \leq 1$
Tiempo de vida máximo de una patente
Tal y como se ha visto en la Tabla 41, el tiempo máximo de vida útil de una patente tecnológica a nivel internacional es de 20 años. Por ello se define el valor máximo de una patente tecnológico en la forma $\varphi = 20$
Función de obsolescencia acelerada
La función de obsolescencia acelerada permite calcular el valor de influencia en el aceleramiento de la pérdida de valor de utilidad de una patente tecnológica. En este sentido, se define una función de obsolescencia acelerada, $\Upsilon(z)$, que devuelve un valor (γ) que es de aplicación directa en el tratamiento de la función de vida útil restante de una patente tecnológica: $\gamma = \Upsilon(z)$

Rango del valor de retorno de la función de obsolescencia acelerada
γ puede tomar los siguientes valores: • γ = 1, no tiene influencia en la función $\Psi(x)$ • γ < 1, tiene una influencia inversa en la función de $\Psi(x)$, de forma que incrementa el tiempo de vida útil y el valor inicial. • γ > 1, tiene una influencia directa en la función de $\Psi(x)$, de forma que decrementa el tiempo de vida útil y el valor inicial.

Tabla 42: Parámetros fundamentales de la función de cálculo de vida útil restante

9.2.2 Fuerzas que influyen en la aceleración de la obsolescencia

Desde un punto de vista pragmático las fuerzas que pueden influir en la valoración de una patente tecnológica a través del tiempo se pueden agrupar en 2 grandes bloques: endógenas y exógenas.

Las fuerzas endógenas son aquellas que actúan desde el interior de la propia marca de software funcionando como un motor de aceleración de la obsolescencia de marca. En este sentido, una marca de software de videojuegos con un mayor empuje en la investigación y desarrollo de nuevos productos, sistemas o utilidades genera una fuerza de innovación tecnológica que puede afectar a los desarrollos de patentes previos, con algún tiempo en el mercado, de forma que se induce a una menor valoración de utilidad de los mismos: lo que comúnmente se denomina ‘caer en desuso’.

Las fuerzas exógenas son aquellas que desde el exterior a cualquier actividad de la marca influyen a la vida útil de las patentes previas de la marca. En este sentido, si otra empresa de videojuegos crea un nuevo modelo de consola, más avanzado y con tecnología de nueva generación, esto induce una menor valoración en las patentes que ya se tienen sobre tecnología previa.

Son muchos los factores que pueden asociarse al proceso de obsolescencia acelerada, pero para poder realizar una adecuada implementación de su importancia en una función de obsolescencia acelerada sería necesario caracterizarlos adecuadamente.

En este punto, esta investigación no pretende desarrollar exhaustivamente todos los factores endógenos o exógenos que influyen en el modelo de obsolescencia. Solo se va

a concentrar en las fuerzas de obsolescencia endógenas y que son inmanentes y caracterizables mediante el análisis de las series temporales de patentes[94].

9.3 La función de obsolescencia acelerada

En este punto es importante pasar a definir desde el punto de vista que ya se ha indicado previamente, un modelo de valoración de la fuerza endógena inherente al propio proceso de investigación y patentación de cada marca de software.

Esta función de obsolescencia acelerada debe cumplir con los requisitos establecidos en la Tabla 42 para el valor de retorno, y formularse mediante las observaciones de la variable en estudio.

Considerando todo lo anterior la función de cálculo de la obsolescencia acelerada viene expresada como:

$$\gamma = \Upsilon(x) = \mathrm{AOF}(x) = 1 + \log\left(1 + \left|\log_{10}(x_t) - \log_{10}(x_{t-1})\right|\right)$$

Ecuación 8: Función de cómputo del valor de obsolescencia acelerada, modelo endógeno de serie temporal anual

El valor de respuesta de la función $AOF(x) = \gamma$ es el que se utiliza para el cómputo de la función de vida útil restante descrita en la Ecuación 11.

Para el desarrollo de esta función descrita en la Ecuación 8 se han seguido los pasos descritos en el siguiente algoritmo:

Transformación de la serie a logaritmo en base 10
En primer lugar se transforman las observaciones de la serie original a su correspondencia en logaritmos en base 10: $X_t^{(1)} = \log_{10}(X_t)$

[94] Desde este mismo prisma de análisis es posible abordar un factor exógeno correspondiente con la influencia posible de las marcas de videojuegos, que se pueden verificar en los análisis de cointegración entre dichas variables, de acuerdo a la influencia que pueda tener sobre la generación de investigación y patentación de la marca en estudio.

Es decir, por ejemplo, partiendo de una relación entre las marcas de videojuegos Sony, Nintendo y Microsoft, en cuanto al lanzamiento de videojuegos para sus plataformas, y suponiendo que se analizase la variable Sony, se puede analizar el nivel de correlación cruzada entre las patentes y los lanzamientos de videojuegos de Sony y verificar la dirección de la influencia. Si la influencia es del tipo los videojuegos son causa de las patentes, se puede inferir que existe una relación endógena por influencia de la propia marca, pero también una exógena por influencia de la relación de cointegración descubierta previamente.

Se toman diferencias de primer orden a la serie transformada en logaritmos
De la serie obtenida en el paso anterior se obtienen las primeras diferencias: $X_t^{(2)} = X_t^{(1)} - X_{t-1}^{(1)}$
Se eliminan los signos negativos de las observaciones
De la serie obtenida en el paso previo se eliminan los signos negativos: $X_t^{(3)} = \left\| X_t^{(2)} \right\| = \sqrt{\left(X_t^{(2)} \right)^2}$
Se procede a calcular el logaritmo natural más una unidad de la serie
El resultado anterior se transforma en una nueva serie calculando al valor de logaritmo más uno de cada observación: $X_t^{(4)} = \log\left(1 + X_t^{(3)}\right)$
Finalmente, se añade una unidad al valor de cada observación
Al resultado final se le suma una unidad para que el valor final de cada observación sea siempre igual o superior a la unidad, asegurándose que el resultado responde al condicionante de la Tabla 42: $X_t^{(5)} = 1 + X_t^{(4)}$

Tabla 43: Algoritmo de desarrollo de la Ecuación 8

9.3.1.1 Propiedades de la función de obsolescencia

La función de obsolescencia presenta ciertas propiedades que se indican a continuación:

1. Se trata de una función que permite calcular la intensidad diferencial endógena de la producción de patentes de una marca de videojuegos. En este sentido, permite capturar el impulso de la investigación mediante las patentes para cada año. Cada ejercicio, con respecto al previo, genera un impulso que esta función captura y aporta a la función de cálculo del valor de vida útil restante.

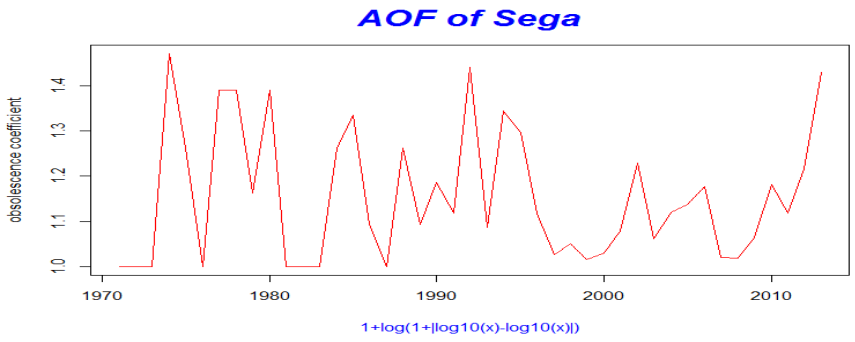


Ilustración 25: Ejemplo de función de obsolescencia acelerada para el caso de patentes de Sega

2. La función de obsolescencia no tiene en cuenta el punto de inicio de cálculo, de forma que puede presentar resultados puntuales de valor alto al inicio de la serie debido a que no tiene ningún ajuste o atenuador para dicho cálculo. Así, por ejemplo, en la Ilustración 26 se observa que la serie presenta un alto valor, por encima de 1.50, característico de una función diferencial en valores iniciales de observaciones. Es por ello que se considera que en los resultados iniciales de la serie puede ser conveniente realizar un recorte o ajuste de los valores de los coeficientes de obsolescencia a valores cercanos o iguales a 1, siempre y cuando correspondan con el inicio de la actividad patentadora, para no provocar sesgo en el cálculo.

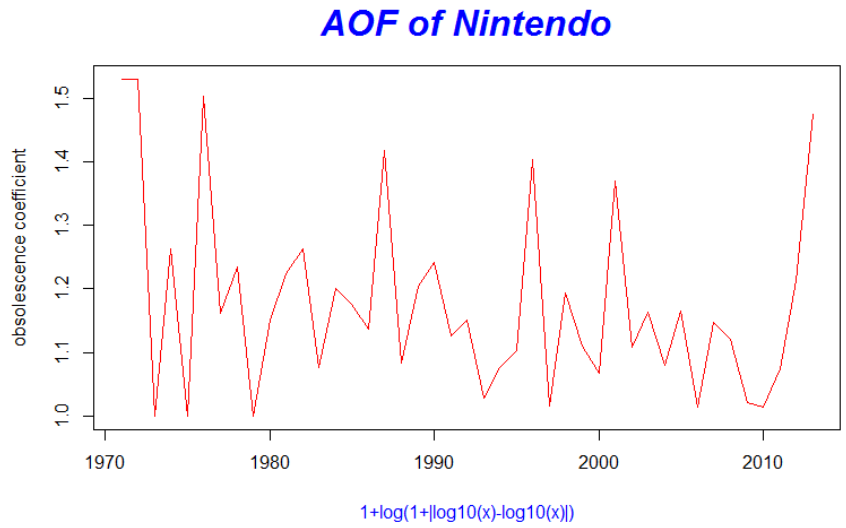


Ilustración 26: Ejemplo de función de obsolescencia acelerada para el caso de patentes de Nintendo

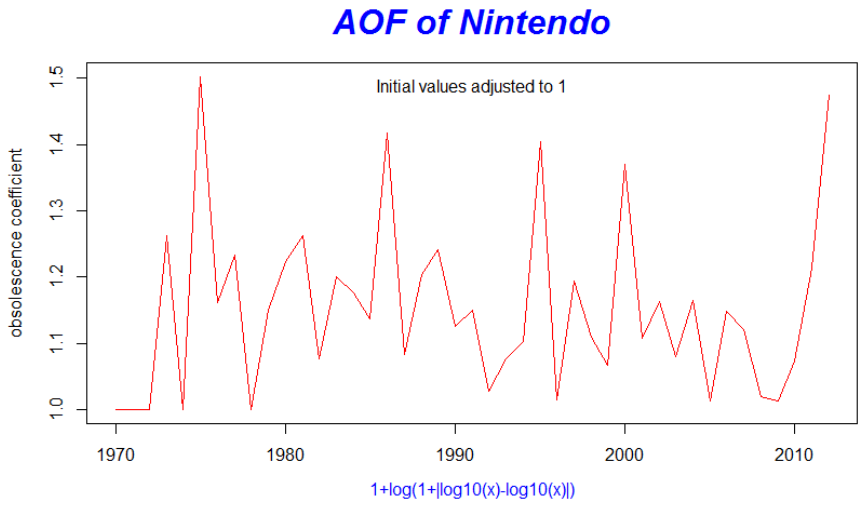


Ilustración 27: Ejemplo de función de obsolescencia acelerada con valores ajustados a 1 en el inicio para el caso de patentes de Nintendo

3. El valor de la función de obsolescencia descrito en la Ecuación 7 corresponde con el valor de cada elemento de la matriz (o vector, dado que se trata de una matriz $M_{1\ x\ k}$) de obsolescencia acelerada, $\Theta(z)$, de tal forma que cada elemento del vector corresponde con: $z_t = AOF(x_t)$. Los valores de este vector son los que se usan realmente en la función de vida útil restante, cuando se busca que el coeficiente de obsolescencia manifieste el impulso anual.

9.3.1.2 Debilidades de la función de obsolescencia

La función AOF(x) captura el impulso interanual en innovación, y permite verificar el comportamiento de la marca en cuanto a registro de patentes. Sin embargo, no captura el comportamiento de la marca acumulado en el tiempo.

Para subsanar este problema, se define un nuevo vector, $\Theta(z)$, que captura el impulso medio acumulado, referido a los valores del vector $\Theta(z)$. Así, cada elemento de este nuevo vector viene definido como:

$$\Theta(z) = [\lambda_1 \dots \quad \dots \quad = AOF(x_t)$$

$$\hat{\Theta}(z) = [\delta_1 \dots \quad \dots \quad = \frac{1}{n}\sum_{n=1}^{k}\lambda_n = \frac{1}{n}\sum_{n=1}^{k} AOF(x_n)$$

Ecuación 9: Función de cómputo del vector de obsolescencia acelerada, impulso medio acumulado, modelo endógeno de serie temporal anual

Este vector contiene los valores acumulados de respuesta al impulso en investigación de la marca, de forma que se utilizará en el caso de que se desee que el valor de obsolescencia aplicado a la función de vida útil restante refleje el valor acumulado medio.

Desde un punto de vista del análisis del comportamiento histórico de cada variable, aplicar este modelo de función de AOF() como impulso medio acumulado parece más eficiente que solamente la utilización de la función AOF() de impulso, ya que su característica de acumulación incorpora cada elemento de impulso acontecido y, adicionalmente, su registro como media temporal suaviza el impacto acumulativo.

9.3.1.3 Verificación de la diferencia de comportamiento entre la función de impulso interanual y la función de impulso medio acumulado

Si se acude la Ilustración 28 se puede verificar de manera gráfica la diferencia de comportamiento y la diferencia de escala entre ambos vectores y funciones.

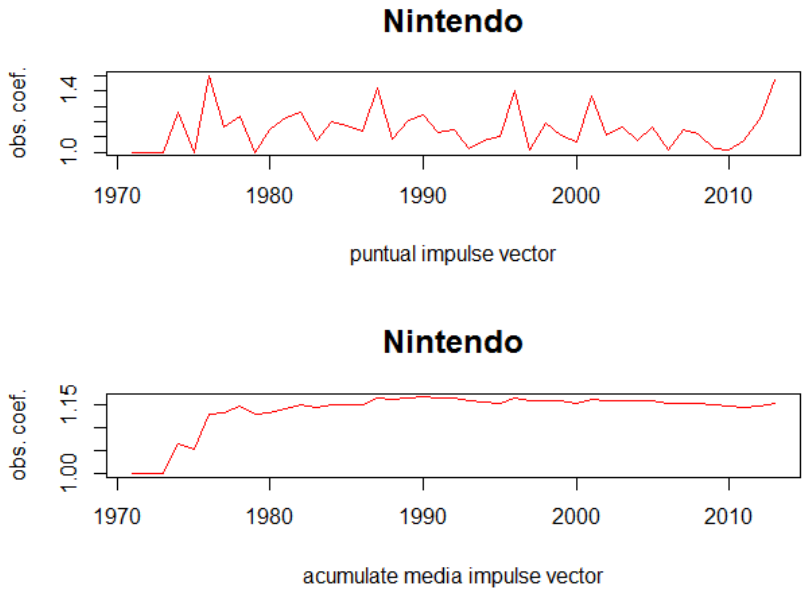


Ilustración 28: Representación gráfica del comportamiento de la función de obsolescencia con respuesta a impulso puntual vs. valor acumulado medio

El vector de medias acumuladas, tras un periodo de ajuste inicial, atenúa las variaciones interanuales y reduce las fluctuaciones, visualizando una constante de acumulación ajustada sobre la historia de investigación. Por otro lado, el vector de impulsos muestra la respuesta a los cambios y variaciones en el comportamiento de investigación y patentación.

En definitiva, en esta investigación se utilizará el valor para la obsolescencia acelerada correspondiente al vector de medias acumuladas:

$$\gamma = \delta_k \mid \delta_k = \frac{1}{n}\sum_{n=1}^{k} AOF(x_n)$$

Ecuación 10: Definición del valor de obsolescencia acelerada que se utiliza en la función de vida útil restante

9.4 Definición de la función de cálculo de la vida útil restante de patentes tecnológicas

A la hora de la definición de la función de vida útil restante, $\Psi(x)$, se han considerado los aspectos definidos en la Tabla 41 y las variables y constantes determinadas en la Tabla 42, así como el valor representativo del coeficiente de obsolescencia acelerada, según se define en la Ecuación 10.

La definición para la función de vida útil restante queda pues de la manera siguiente:

$$\Psi(x) = \frac{1}{\sqrt{\gamma}} \cdot \cos\left(\frac{\pi}{2} \cdot \frac{\gamma}{\delta^2} \cdot x^2\right)$$

Ecuación 11: Definición formal de la función VUR

Aclaraciones sobre diversos aspectos de la función:

- $\cos\left(\frac{\pi}{2}\right)$: la utilización de este elemento nuclear en la función permite que el valor de retorno de la función $\Psi(x)$ no sobrepase el valor '1', que es un condicionante de la Parametrización de la función.

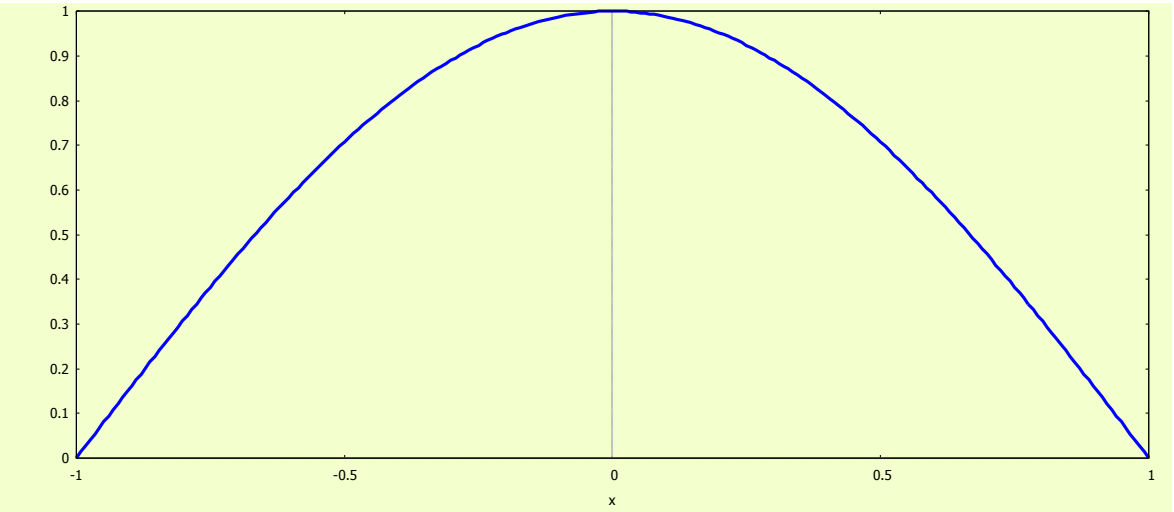


Ilustración 29: Comportamiento de una función cos(π/2 x), restringida a [-1,1]

- $\frac{\gamma}{\delta^2}$: este coeficiente permite ajustar el valor de la función en el tiempo, de forma que se apliquen los condicionantes del Rango del valor de retorno de la función de obsolescencia acelerada indicados en la Tabla 42.

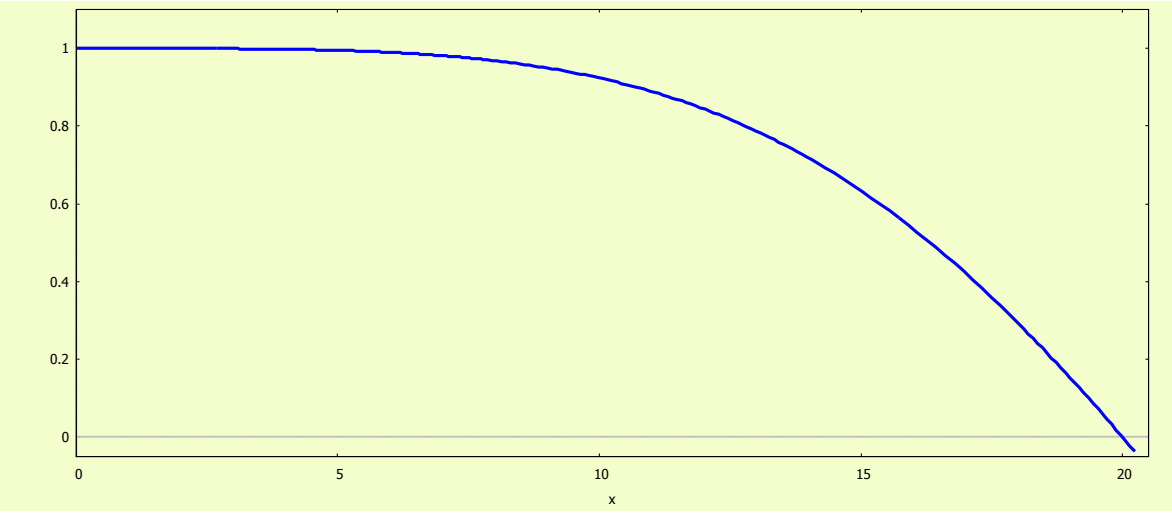


Ilustración 30: Ejemplo de función de vida útil, con valor de obsolescencia igual a 1

Si el valor de γ >1, entonces decrece el tiempo de vida útil de la función, tal cual se muestra en la Ilustración 31:

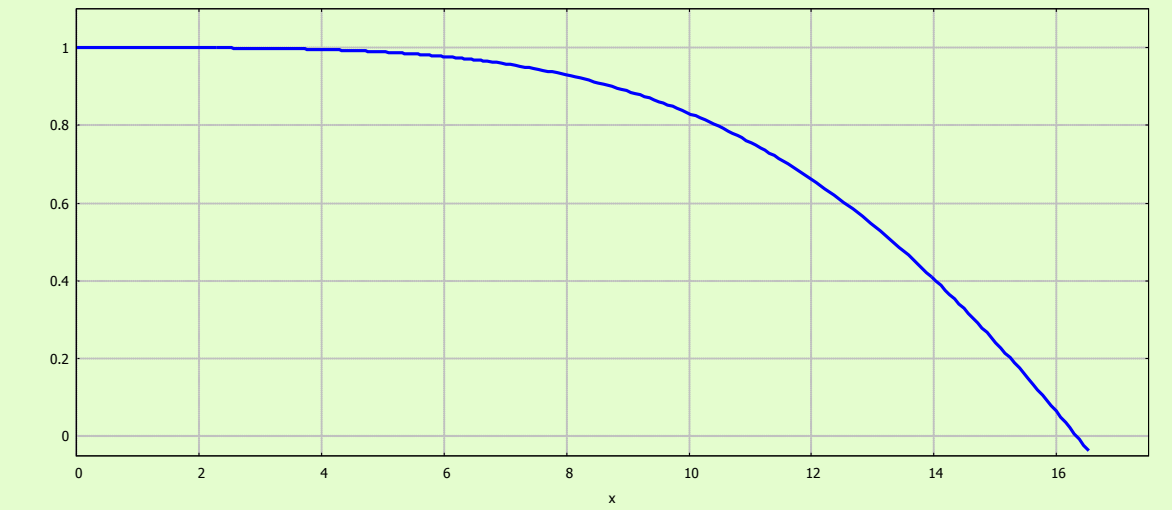


Ilustración 31: Ejemplo de función de vida útil, con valor de obsolescencia igual a 1,5

- $\frac{1}{\sqrt{\gamma}}$: este coeficiente permite ajustar el valor útil de la función desde el inicio, de forma que se apliquen los condicionantes relativos a la obsolescencia acelerada de la marca, según su valor en el tiempo.

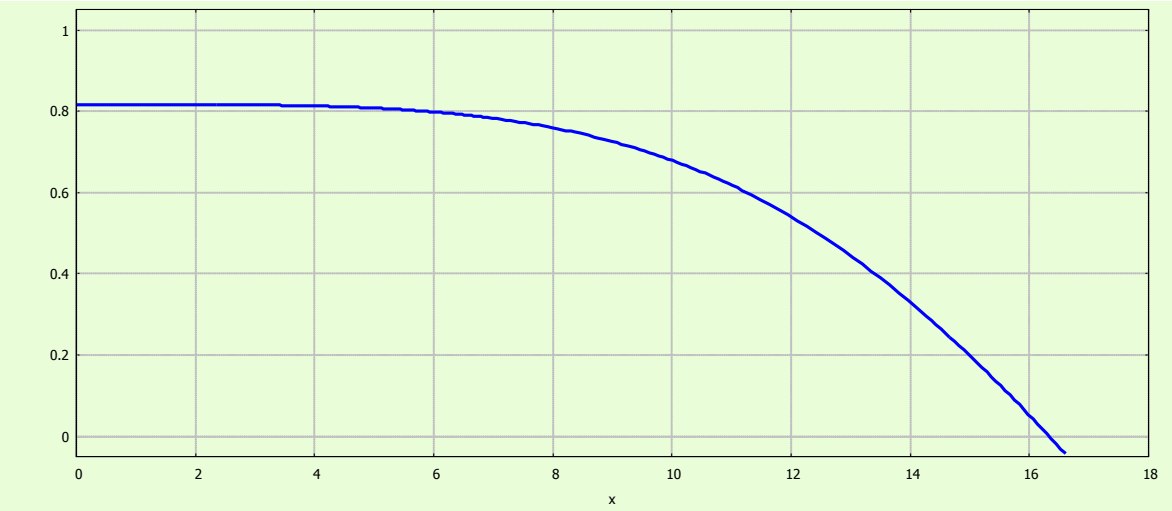


Ilustración 32: Ejemplo de función de vida útil, con valor de obsolescencia igual a 1,5, pero con la aplicación del coeficiente de corrección de inicio

Como se puede comprobar visualmente entre la Ilustración 31 y la Ilustración 32, el valor de la función en su inicio queda ajustado a un rango menor debido al efecto del coeficiente de corrección en inicio.

9.5 Desarrollo de modelo de cálculo del potencial de utilidad anual de marca

Una vez considerados los aspectos relativos a la función de cálculo de vida útil restante, así como los muy importantes modelos de obtención de valoración de la obsolescencia acelerada presentes en este modelo, se puede avanzar hacia el desarrollo de un modelo explicativo del potencial de utilidad de una marca sostenido sobre sus patentes de investigación tecnológicas.

En este sentido, y para el desarrollo de dicho modelo, se parte de la función de vida útil restante y del cálculo del vector de obsolescencia presente en la Ecuación 11.

En esta investigación se considera que una marca de software que realiza investigación y patentes genera un proceso endógeno continuo por la mera actividad continua de investigación y registro de patentes que genera un valor para el coeficiente de obsolescencia acelerada. Dicho valor de obsolescencia provoca un cambio en el tiempo sobre el valor inicial que calcula la función presente en la Ecuación 10, así como un acotamiento en el tiempo de vida útil potencial de las patentes en una determinada fecha. En este sentido, la investigación hasta este punto ha tratado de caracterizar un valor intrínseco de cada patente en una fecha determinada, marcando un valor de inicio y un

valor potencial de finalización de la vida útil de la patente materializada en cada fecha temporal.

Sin embargo otra posibilidad relevante y muy interesante es la de intentar caracterizar y valuar el potencial de marca en función de los parámetros y funciones anteriormente expuestos en esta investigación tanto para la obsolescencia acelerada como la función de vida útil restante. Es decir, la cuestión que se plantea esta investigación es ¿existe alguna manera de valuar el potencial como marca atendiendo a la potencia de investigación que se refleja en el número de patentes tecnológicas aprobadas?

Para contestar a esta pregunta podemos, en primer lugar, observar la Ilustración 30, que es el modelo ideal de comportamiento de la función de vida útil restante. En ella podemos verificar que el coeficiente de obsolescencia vale 1 y que el periodo de vida útil para una patente registrada tiene la esperanza de vida de 20 años. Es el máximo que se puede esperar para una patente.

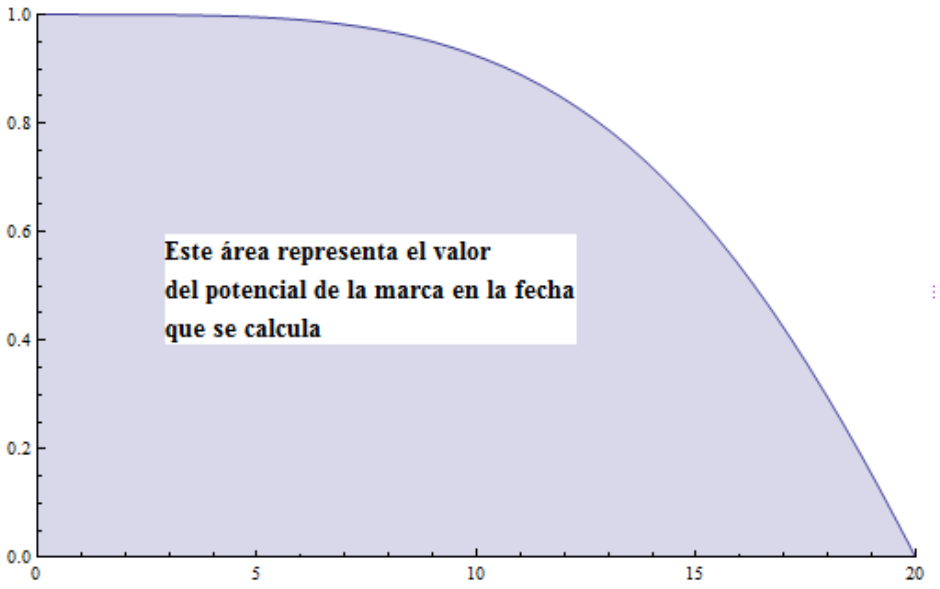


Ilustración 33: Área de la función de vida útil restante, con el coeficiente de obsolescencia valor 1

Si acudimos ahora a la Ilustración 33 vemos que podemos definir el potencial de la marca en una fecha determinada como el área encerrada entre la curva descrita por la función de vida útil restante en el primer cuadrante. Esta área la podemos calcular de la forma:

$$K_t = \int_{\lambda}^{\delta} \Psi(x) = \int_{\lambda}^{\delta} \frac{1}{\sqrt{\gamma}} \cdot \cos\left(\frac{\pi}{2} \cdot \frac{\gamma}{\delta^2} \cdot x^2\right)$$

Ecuación 12: Definición del área de potencial de una marca en una fecha determinada

Esto es, el valor del área buscada viene definido por la integral definida de la función de vida útil restante entre los dos puntos de interés. En el caso ideal, γ = 1 y δ = 20, de forma que nos diera el valor máximo de potencial de marca.

El desarrollo de la formulación de la Ecuación 12 nos permite llegar a la siguiente simplificación:

$$\mathrm{K}_t = \int \Psi(x)\cdot d(x) = \int \frac{1}{\sqrt{\gamma}}\cdot\cos\left(\frac{\pi}{2}\cdot\frac{\gamma}{\delta^2}\cdot x^2\right)\cdot d(x) =$$

$$= \frac{1}{\sqrt{\gamma}}\int \cos\left(\frac{\pi}{2}\cdot\frac{\gamma}{\delta^2}\cdot x^2\right)\cdot d(x) =$$

$$= \frac{1}{\sqrt{\gamma}}\frac{1}{\sqrt{\frac{\pi}{2}\frac{\gamma}{\delta^2}}}\sqrt{\frac{\pi}{2}}\cdot C\left(\sqrt{\frac{\pi}{2}\frac{\gamma}{\delta^2}}\sqrt{\frac{2}{\pi}}\cdot x\right) =$$

$$= \frac{1}{\sqrt{\gamma}}\frac{1}{\sqrt{\frac{\pi}{2}}}\frac{1}{\sqrt{\frac{\gamma}{\delta^2}}}\sqrt{\frac{\pi}{2}}\cdot C\left(\sqrt{\frac{\pi}{2}}\sqrt{\frac{2}{\pi}}\sqrt{\frac{\gamma}{\delta^2}}\cdot x\right) =$$

$$= \frac{1}{\sqrt{\gamma}}\frac{1}{\sqrt{\frac{\gamma}{\delta^2}}}\cdot C\left(\sqrt{\frac{\gamma}{\delta^2}}\cdot x\right) = \frac{1}{\sqrt{\gamma}}\frac{\delta}{\sqrt{\gamma}}\cdot C\left(\frac{\sqrt{\gamma}}{\delta}\cdot x\right) =$$

$$= \frac{\delta}{\gamma}\cdot C\left(\frac{\sqrt{\gamma}}{\delta}\cdot x\right)$$

Ecuación 13: Desarrollo de la integral de valor del potencial de utilidad de marca

$$\mathrm{K}_t = \frac{\delta}{\gamma}\cdot C\left(\frac{\sqrt{\gamma}}{\delta}\cdot x\right)$$

Ecuación 14: Ecuación simplificada para el valor del potencial de utilidad de una marca

La función C(x) utilizada en los cálculos corresponde con la Integral Coseno de Fresnel[95]. Esto es así, puesto que la integración directa de la función coseno presente en la función de vida útil restante no es posible al tratarse de una función no trivial sin integral directa.

[95] Las funciones de Fresnel son una ayuda invaluable a la hora de calcular aproximaciones para la integración de $\cos(x^2)$ (Sirajuddin, 2008). Para comprender las diversas formas de las integrales se puede acudir a http://www.mymathlib.com/functions/fresnel_sin_cos_integrals.html, o bien a la página de Fernando Revilla: http://www.fernandorevilla.es/wp-content/uploads/2012/04/Integrales-de-Fresnel.pdf

9.5.1 Características de la función de cálculo del potencial de marca

La función de cálculo del potencial de marca presenta las siguientes características:

Rango de valores de la función
Aunque la función es continua sus valores están delimitados por defecto en el área de la función de vida útil restante en el primer cuadrante. De esta forma, el Potencial Ideal o Potencial Máximo de una marca siempre se consigue cuando los valores de la función de vida útil restante sean los óptimos, a saber, γ = 1 y δ = 20. La función mantiene un rango de valores comprendidos entre [0, 15.5979].
Comportamiento de la función en el tiempo
Se espera de la función que genere valores decrecientes en el tiempo ya que un incremento de la función de obsolescencia deviene en un menor valor acumulado medio de la función de vida útil restante, lo que implica necesariamente una modificación en las condiciones de representación de la función, con un área menor. Es decir, se espera que $15.5979 \geq K_t \geq K_{t+1} \ldots \quad \ldots \geq 0$

Tabla 44: Características de la función de potencial de marca

La Ecuación 14 puede ser aproximada mediante métodos numéricos, resultando en la forma descrita en la Ecuación 15.

$$x - \frac{\pi^2 x^5}{6400000} + \frac{\pi^4 x^9}{88473600000000} - \frac{\pi^6 x^{13}}{2453667840000000000000} + \frac{\pi^8 x^{17}}{1149977493504000000000000000000} + O[x]^{21}$$

Ecuación 15: Aproximación numérica de la Ecuación 14, Potencial de Marca, mediante Mathemática9, v9.0.0.0

9.5.2 Comportamiento de la función de potencial de variable

La función de potencial de variable permite calcular las diversas variaciones de una misma marca a lo largo del tiempo, las diferencias en potencial de la marca a lo largo del tiempo, las diferencias de potencial entre diversas marcas a lo largo del tiempo, etc.

En primer lugar, y para definir claramente el comportamiento de la función, es preciso introducir los conceptos siguientes:

- **Potencial Ideal**: para cualquier punto temporal 't' se cumple que una variable tiene potencial ideal (P_{ID}) si γ = 1 y δ = 20.

- **Potencial Inicial**: para el valor 't' inicial de observación, el potencial Inicial (P_{IN}) será el valor calculado con la terna de parámetros [t=1, γ ≥ 1 y δ ≤ 20].
- **Potencial Intermedio**: para cualquier valor 't' de observación, el potencial Intermedio (P_{IT}) será el valor calculado con la terna de parámetros [0<t<20, γ ≥ 1 y δ ≤ 20].

El P_{ID} ya se ha identificado gráficamente en la Ilustración 33, y su valor corresponde con el máximo de la función de Potencial de la variable, a saber, 15,5979.

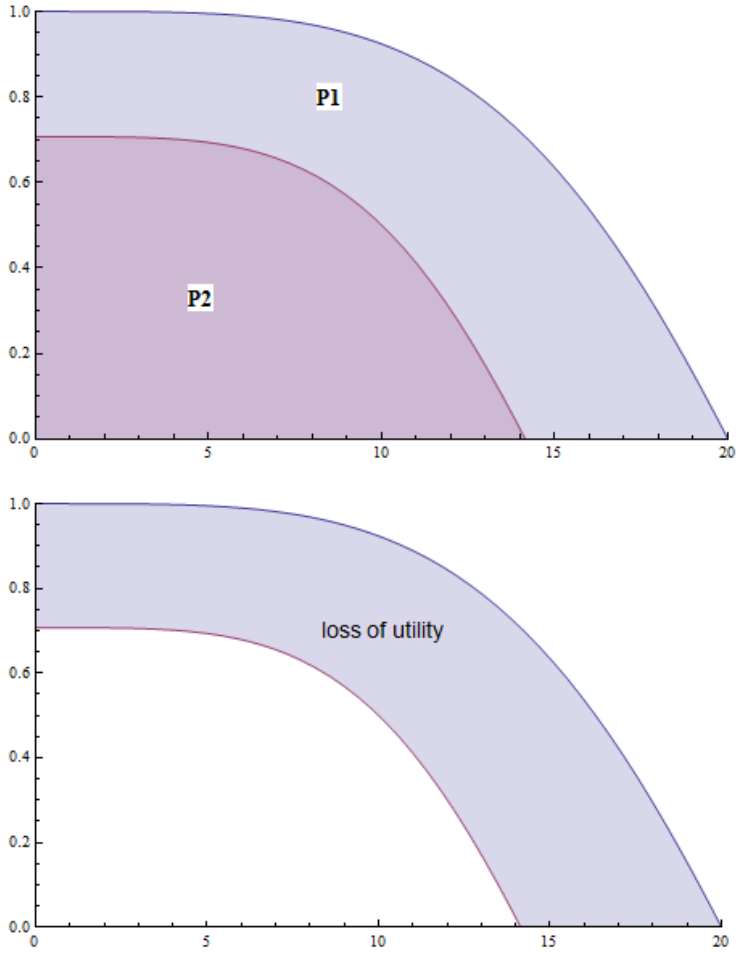


Ilustración 34: Visualización de la pérdida de utilidad entre dos realizaciones de la función de Potencial de Marca

Como se puede verificar en la Ilustración 34 la comparación de las áreas de dos realizaciones temporales de la función de potencial de variables permite comprobar la pérdida real de potencial de utilidad de una variable en el tiempo. También es posible verificar la diferencia de potencial a una misma fecha mediante esta técnica de comparación sencilla.

IV PARTE. DEFINICION DEL MODELO

10 Definición del modelo de investigación

10.1 Objetivos del modelo de investigación

Una vez planteadas las características generales de esta investigación y revisado y profundizado en el marco conceptual que sustenta este trabajo se considera preciso definir el modelo de investigación que se plantea indicando explícitamente tanto los antecedentes como los consecuentes buscados, pero fundamentalmente el itinerario de trabajo a seguir para la consecución de los objetivos de investigación.

Este trabajo no se postula como un modelo de caja negra sino más bien como un modelo abierto, en el cual sea tan importante el objeto de búsqueda (el objeto en investigación) como el propio proceso de desarrollo de la investigación: estimación de datos, análisis de resultados y proceso de extracción de conclusiones.

En **1.3 Pregunta de investigación: Hipótesis** se establecen los objetivos fundamentales de esta investigación que se pueden ver esquematizados en la Ilustración 35.

Ilustración 35: Modelo de relación entre videojuegos y patentes tecnológicas, con indicación de las fuentes de influencia en el sistema y el nexo de coordinación de la relación

Tal y como se puede ver reflejado en la Ilustración 35 se encuentran identificados los postulados de los lemas 1 a 3 de la hipótesis de investigación:

1. Influencia de comportamiento y tendencia entre las series de videojuegos, reflejadas en el análisis de regresiones de series de datos temporales de lanzamientos de títulos de videojuegos para las plataformas de cada marca a lo largo del tiempo (Lema 2).

2. Influencia en el comportamiento de las series de patentes, propio para cada marca de videojuegos, y que se refleja en el comportamiento de variación de valor residual a lo largo de la vida de la patente, según los cálculos de obsolescencia tecnológica (Lema 3).
3. Existencia de una relación causal estadística entre series de videojuegos y patentes para una misma marca, a lo largo del tiempo. Este puede ser observada mediante el análisis de comportamiento estadístico de la correlación cruzada entre ambas series de datos (Lema 1).

Siendo este el objeto fundamental de esta investigación, se han establecido un conjunto de objetivos específicos, **1.4 Objetivos**, para los que se han considerado una serie de fases de desarrollo de la investigación que ayudarán a la realización ordenada y minuciosa de los mismos (**1.5 Fases de la investigación**).

10.2 Fases de la investigación

En la Ilustración 2 se encuentra elaborado el modelo conceptual de esta investigación. En ella figuran claramente identificadas dos fases denominadas Marco Metodológico y Validación del Modelo. Estas corresponden a las parte de análisis de datos y verificación de las hipótesis según se han fundamentado en el Marco Teórico, desarrollado en los capítulos previos.

Para profundizar en estas fases se ha desarrollado un completo modelo de interacción entre los diversos aspectos de la investigación, que queda claramente identificado en la Ilustración 1. Con su ayuda se pueden identificar todos los flujos de información, desarrollo y refinamiento del conjunto de datos de trabajo, así como la identificación de los objetos que interaccionan con los flujos de datos en cada punto de la investigación.

En los siguientes puntos de este trabajo se procederá a analizar el conjunto de datos compilado y refinado en pasos previos (**6 Modelo de captación de datos relativo a la evolución de videojuegos** y **7 Modelo de captación de datos relativos a la evolución de patentes por marcas y plataformas**) con el objetivo de responder a las Objetivos de investigación, que por definición ayudarán a demostrar o refutar las hipótesis de investigación.

Concretamente, se pretenden verificar los siguientes puntos específicos:

1. **Analizar el comportamiento estadístico de las series de datos de videojuegos y patentes.** Se fundamenta en definir las características estadísticas básicas de las series de datos, individualmente y/o en conjunto, a fin de valorar las semejanzas concurrentes en las series de datos analizadas. Estas

se analizan tomando como base los modelos estadísticos clásicos de tendencia, acompañados de los sistemas de verificación de análisis por filtrado.

2. **Realizar un análisis de modelo autorregresivo integrado de media móvil para las series en estudio.** Este análisis en profundidad permite verificar la estructura y comportamiento real de las series de datos, dando una idea más precisa del modelo de variabilidad de las series en el tiempo y sirviendo de modo efectivo de comparación entre series de la misma categoría (videojuegos o patentes).
3. **Realización de un análisis por medio de técnicas de cointegración para las series de videojuegos.** Esta funcionalidad permitirá establecer la realidad de las interrelaciones entre las series de datos de videojuegos, aplicando un nivel de restricción e intensidad exhaustivo.
4. **Verificar si existe causalidad en las relaciones de cointegración realizadas en las series de videojuegos.** Así, en este objetivo se pretende comprobar, si lo hay, el tipo de causalidad existente, lo que nos daría una valoración de la intensidad de la relación entre las series.
5. **Analizar el modelo de aplicación de la obsolescencia al análisis de las patentes.** Dado que las patentes sufren un proceso de pérdida de valor temporal, es preciso aplicar un modelo de valoración que permita cuantificar la obsolescencia en las patentes tecnológicas y su repercusión en los datos en estudio.
6. **Estudiar el Valor Útil Remanente en las patentes.** Esto nos da, junto al análisis de la gestión de la obsolescencia, un conjunto de datos cuantificables sobre el impacto en el tiempo de la pérdida de valor de las patentes que se puede aplicar al conjunto de datos de patentes.
7. **Aplicación de técnicas de correlación cruzada a pares de series de patentes y videojuegos para una misma marca de software.** En este objetivo se mide la fuerza y direccionalidad, si existe, de los 2 conjuntos de datos para cada marca finalmente seleccionada. Esto nos dará un punto clave fundamental para valorar si el modelo propuesto tiene posibilidad de ser verificado.
8. **Aplicación de verificación de la existencia de causalidad en las técnicas de correlación cruzada para pares de series patentes/videojuegos por marca.** Este objetivo permitirá verificar tanto el sentido como la intensidad de la correlación cruzada, si existe, en los análisis de pares de series, permitiendo una verificación adicional del modelo propuesto para su validación.

RESUMEN DEL MODELO DE INVESTIGACIÓN
HIPOTESIS DE INVESTIGACION
• **Lema 1**: Las series de datos de patentes y de videojuegos, para una misma marca de software, mantienen una interrelación a lo largo del tiempo. • **Lema 2**: Las series de datos de videojuegos mantienen interrelaciones a lo largo del tiempo entre las diversas marcas de software. • **Lema 3**: Las series de datos de patentes sufren un proceso de pérdida de valor útil por el principio de obsolescencia tecnológica, que se puede verificar para cada conjunto de datos por marca de manera individual.
OBJETIVOS ESPECÍFICOS DE INVESTIGACION
1. Analizar el comportamiento estadístico de las series de datos de videojuegos y patentes. 2. Realizar un análisis de modelo autorregresivo integrado de media móvil para las series en estudio. 3. Realización de un análisis por medio de técnicas de cointegración para las series de videojuegos. 4. Verificar si existe causalidad en las relaciones de cointegración realizadas en las series de videojuegos. 5. Analizar el modelo de aplicación de la obsolescencia al análisis de las patentes. 6. Estudiar el Valor Útil Remanente en las patentes. 7. Aplicación de técnicas de correlación cruzada a pares de series de patentes y videojuegos para una misma marca de software. 8. Aplicación de verificación de la existencia de causalidad en las técnicas de correlación cruzada para pares de series patentes/videojuegos por marca.

Tabla 45: Resumen general de los objetivos de investigación, en forma cronológica, para validación de las hipótesis de investigación

Una vez concluidos todos los análisis indicados en la Tabla 45 será preciso verificar si los resultados de la investigación son coincidentes con las hipótesis planteadas para esta investigación, y en qué medida se corresponden.

Para ello será preciso establecer unas conclusiones de investigación que relacionen los pasos dados en el itinerario de investigación, con los resultados obtenidos y establezcan la veracidad de las hipótesis de este estudio.

V PARTE. ANALISIS DE SERIES DE DATOS

11 Evolución de plataformas y videojuegos a través del tiempo

11.1 Análisis general, análisis gráfico

11.1.1 Evolución temporal global por plataforma o marca

En primer lugar se presenta el gráfico correspondiente al detalle evolutivo temporal de todas las plataformas de videojuegos, desde 1970 a 2012, Ilustración 36, en el que se obtiene una primera impresión del volumen comparado por plataformas a lo largo del tiempo.

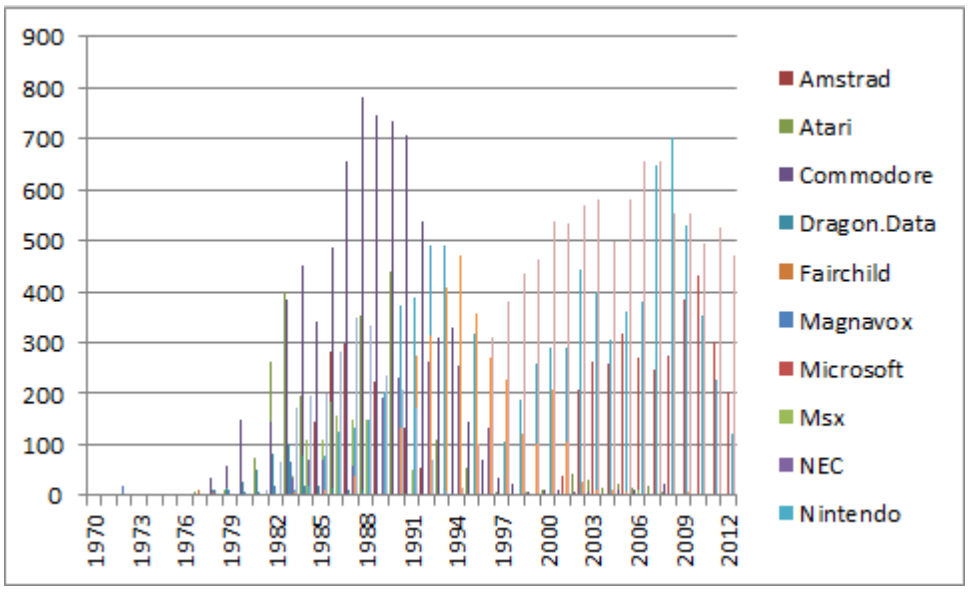


Ilustración 36: Timeline desde 1970 hasta 2012 de las Plataformas de videojuegos, considerando el número de juegos producidos por año

En la Tabla 46 se describen los valores esenciales de cada variable del conjunto de datos de plataformas de videojuegos que se han incluido en la Ilustración 36.

Amstrad	Atari	Commodore	Dragon Data	Fairchild
Min. : 0.00	Min. : 0.00	Min. : 0.0	Min. : 0.00	Min. : 0.0000
1st Qu.: 0.00	1st Qu.: 5.50	1st Qu.: 4.0	1st Qu.: 0.00	1st Qu.: 0.0000
Median : 0.00	Median : 16.00	Median : 22.0	Median : 0.00	Median : 0.0000
Mean : 38.19	Mean : 90.37	Mean :169.4	Mean : 10.12	Mean : 0.6512
3rd Qu.: 1.50	3rd Qu.:118.50	3rd Qu.:319.5	3rd Qu.: 8.00	3rd Qu.: 0.0000
Max. :298.00	Max. :439.00	Max. :780.0	Max. :101.00	Max. :11.0000

Magnavox	Microsoft	Msx	NEC	Nintendo
Min. : 0.000	Min. : 0.00	Min. : 0.00	Min. : 0.00	Min. : 0.0
1st Qu.: 0.000	1st Qu.: 0.00	1st Qu.: 0.00	1st Qu.: 0.00	1st Qu.: 0.0
Median : 0.000	Median : 0.00	Median : 0.00	Median : 0.00	Median :147.0
Mean : 4.767	Mean : 74.28	Mean : 23.67	Mean : 52.21	Mean :208.6
3rd Qu.: 4.000	3rd Qu.:119.50	3rd Qu.: 7.50	3rd Qu.: 69.50	3rd Qu.:366.0
Max. :65.000	Max. :430.00	Max. :158.00	Max. :264.00	Max. :704.0

Sega	Sinclair	SONY
Min. : 0.00	Min. : 0.00	Min. : 0.0
1st Qu.: 0.00	1st Qu.: 0.00	1st Qu.: 0.0
Median : 7.00	Median : 0.00	Median : 0.0
Mean : 76.26	Mean : 53.91	Mean :207.2
3rd Qu.:102.00	3rd Qu.: 40.50	3rd Qu.:496.0
Max. :471.00	Max. :351.00	Max. :657.0

Tabla 46: Resumen de las características principales de las variables del conjunto de datos de plataformas

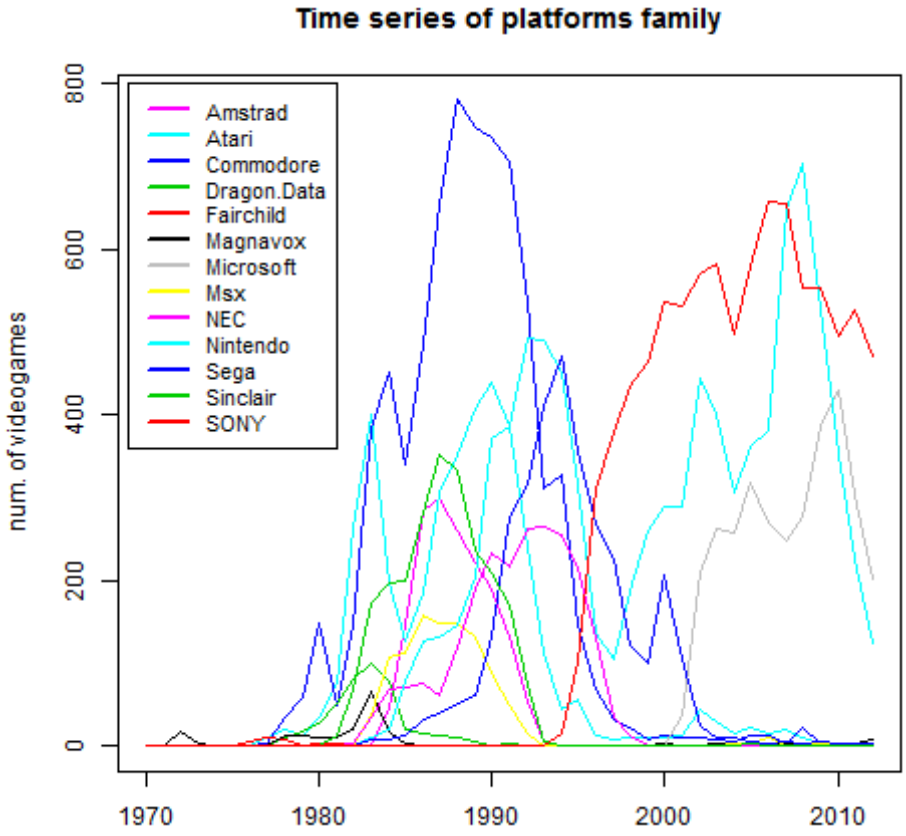


Ilustración 37: Presentación gráfica temporal del conjunto de datos de trabajo

En la Ilustración 37 se tiene la posibilidad de una primera toma de contacto con el conjunto de datos y su visualización temporal.

Se puede observar, en un primer momento, como la mayor concentración de familias de plataformas se encuentra en la franja 1980-2000, y como a partir de 2000 el conjunto de familias de plataformas se empieza a despejar, quedando solamente Sony, Nintendo y Microsoft.

11.1.2 Detalle de evolución individual particular por marca o plataforma

A continuación se muestran algunas de las Marcas más significativas en su desarrollo temporal:

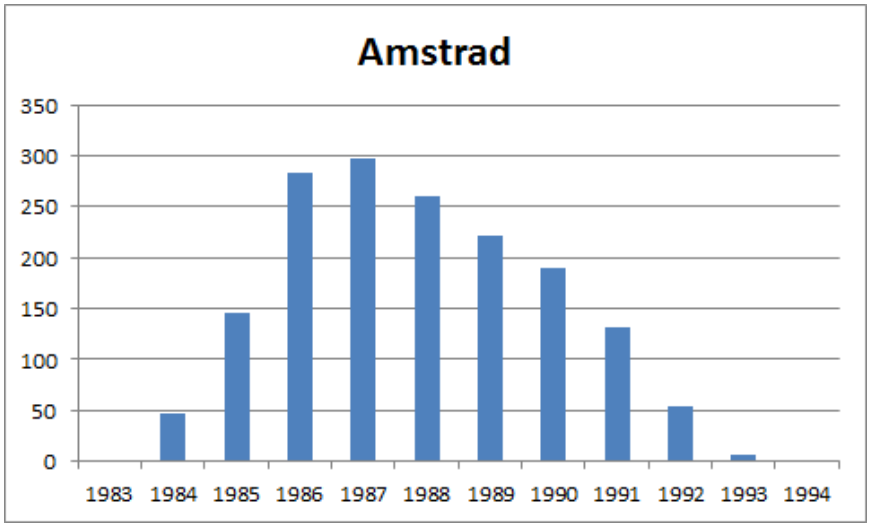


Ilustración 38: Producción de videojuegos por año para la marca Amstrad

Se observa claramente un crecimiento rápido (tres años de desarrollo creciente), el año de máximo en el 1987 y un lento decrecimiento desde 1988 hasta 1992, donde técnicamente se observa que la marca Amstrad está en su fase de desaparición.

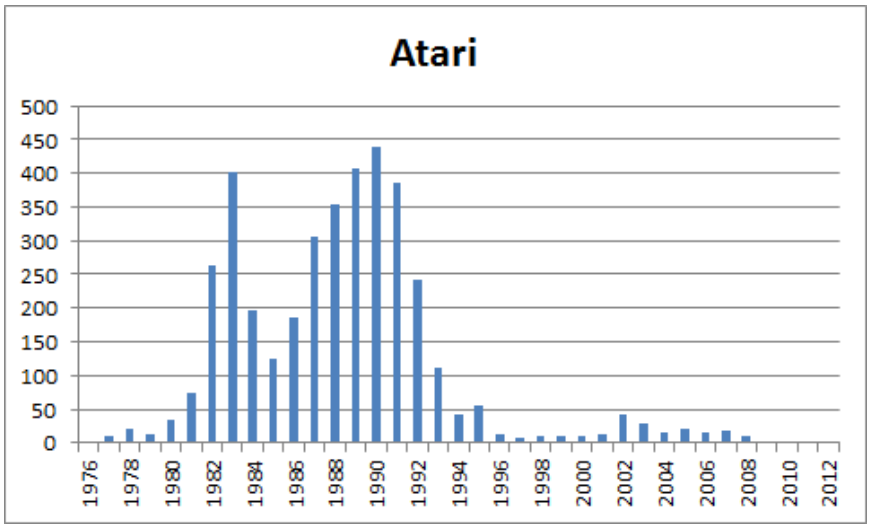


Ilustración 39: Producción de videojuegos por año para la marca Atari

La casa ATARI es un ejemplo claro de marca de software de videojuegos que sufre en su producción de temas para las consolas los vaivenes de la venta de sus modelos de consolas y de la competencia del mercado. Se observa un primer comportamiento

explosivo, años 1980-1984, en el que Atari desarrolla una gran producción, para después decaer en la actividad y retomar la senda de la producción hasta 1992, momento en el que el declive de la marca es evidente y su colapso como marca de referencia. El periodo más interesante de estudio es el relativo a su potencia máxima como referente del mundo de las consolas, es decir, el que va desde 1976 hasta 1986.

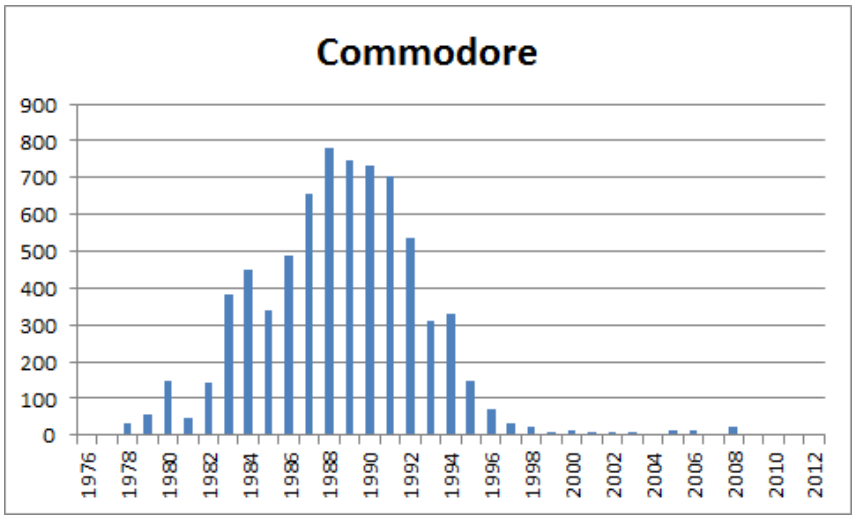


Ilustración 40: Producción de videojuegos por año para la marca Commodore

Como se puede ver en la Ilustración 40, el comportamiento de la marca Commodore sigue un modelo de crecimiento, explosión, declive y desaparición. Así, se observa que tras un crecimiento sostenido desde 1978 hasta 1985, se pasa a una producción muy rápida, que lleva a su máximo en el año 1988 y un posterior declive, más acusado a partir de 1992, que lleva a su desaparición como marca de referencia.

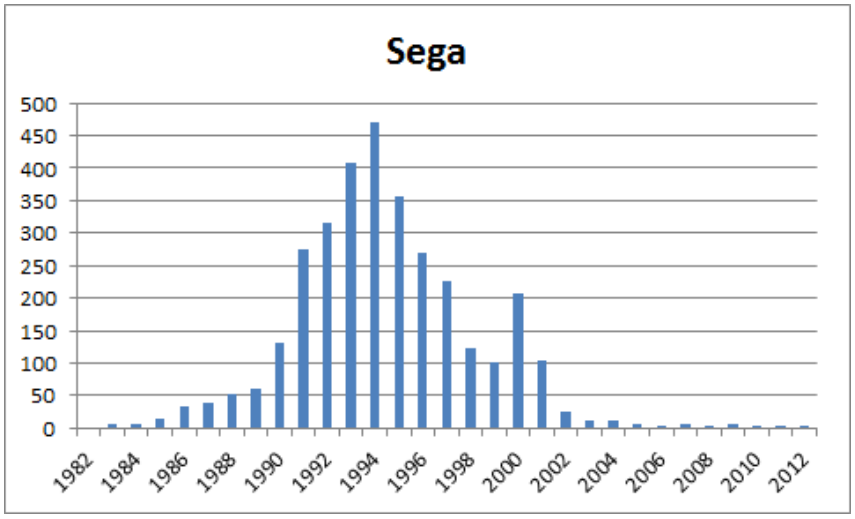


Ilustración 41: Producción de videojuegos por año para la marca Sega

El caso de Sega (Ilustración 41), de igual manera que en Atari y Commodore, pero trasladado en el tiempo a los 90, sigue básicamente el mismo modelo explicado previamente.

Como se puede observar en la Ilustración 42 siguiente, el modelo de Sega tiene una característica especial diferenciadora: sigue por 2 veces el mismo modelo de crecimiento, explosión, declive y desaparición.

Así, en el año 98, la casa Sega estuvo a punto de colapsar y desaparecer, siendo salvada in extremis por su desarrollo Dreamcast, que le permitió sobrevivir (con el mismo comportamiento básico ya comentado) hasta el año 2004.

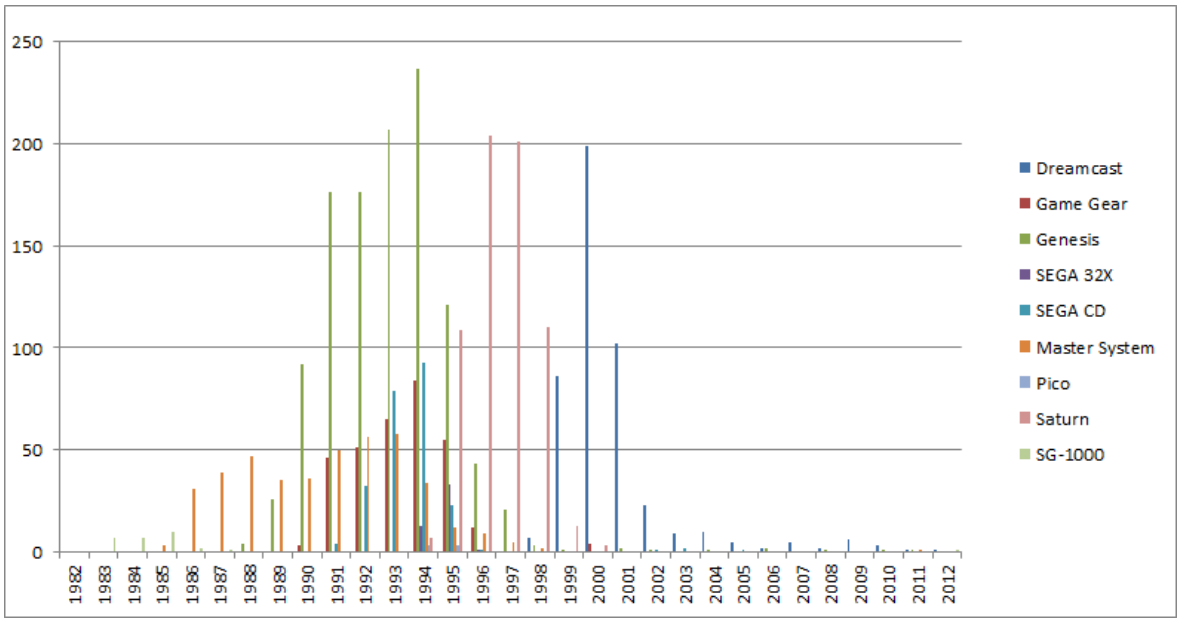


Ilustración 42: Detalle temporal de las plataformas de la Marca Sega, unidades por plataforma y año

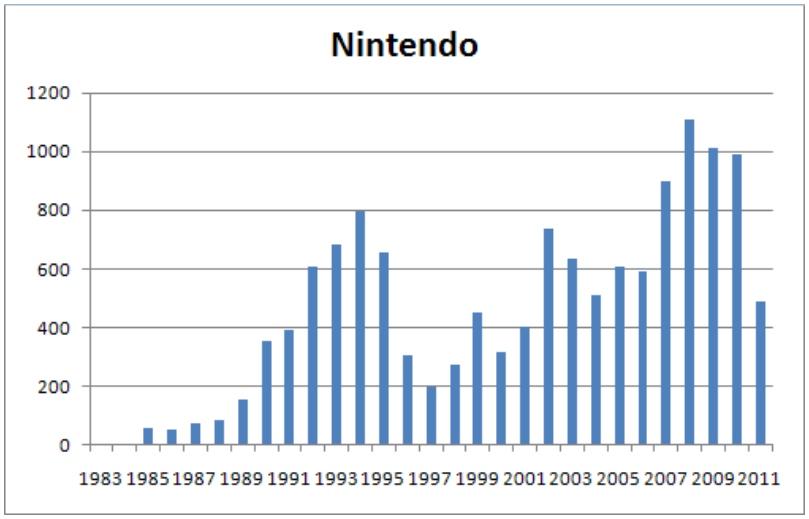


Ilustración 43: Producción de videojuegos por año para la marca Nintendo

El modelo de la Marca Nintendo, Ilustración 43, sigue una pauta compleja de desarrollo. Inicialmente, en el periodo de 1989 a 1997, sigue el mismo esquema general ya mencionado en los casos de ATARI o SEGA, si bien algo menos acusado. Es en esta época cuando mantiene su pugna particular con la casa SEGA por el dominio de las consolas, lo que hace que tengan un gráfico similar.

De igual manera tiene un ocaso en el periodo de 1996 al 1998, en el que no realiza desarrollos significativos y consecuentemente pierde cuota de mercado. Sin embargo, y fundamentalmente a partir del año 2001, la casa Nintendo reacciona y presenta la plataforma GameCube, retomando sus posiciones, y actualmente su sucesora (ver año 2006 en Ilustración 44) la consola Wii.

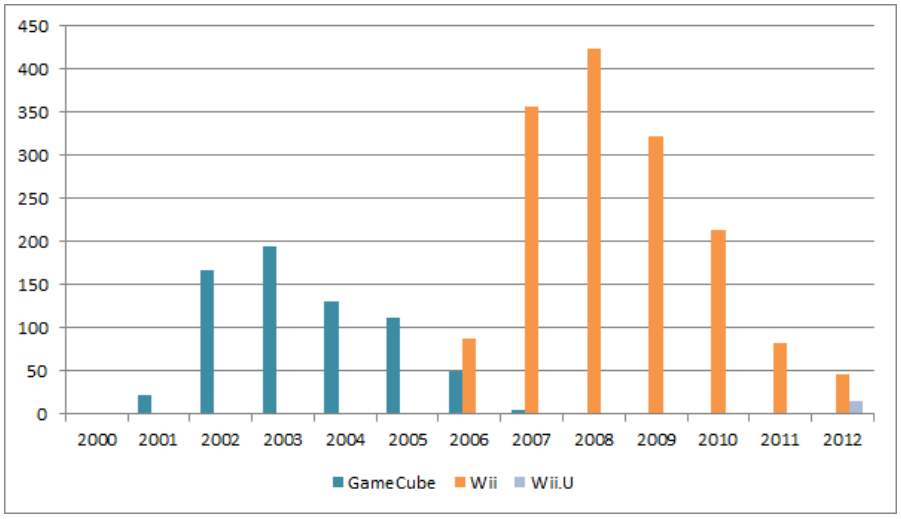


Ilustración 44: Detalle temporal de las plataformas GameCube y Wii de la Marca Nintendo, unidades por plataforma y año

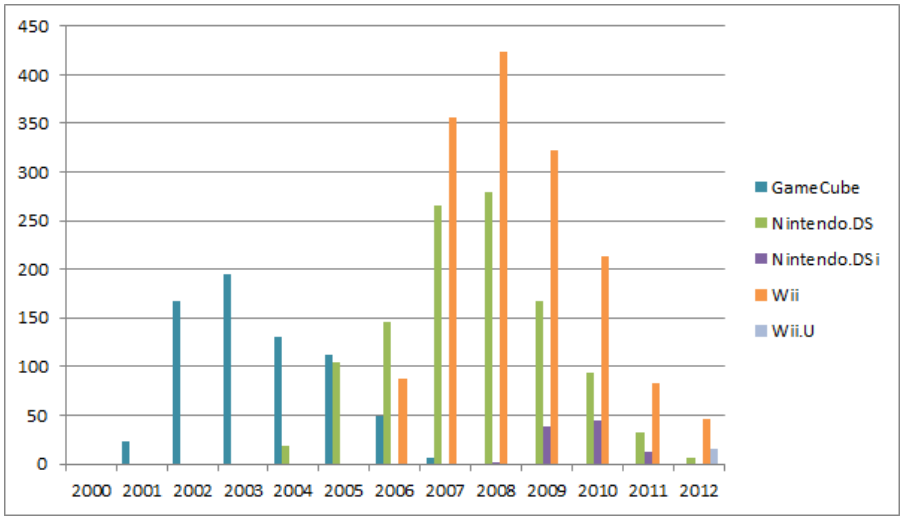


Ilustración 45: Plataformas lanzadas por Nintendo entre 2000 y 2012, mostrando impacto en el desarrollo de videojuegos por plataforma

Como se puede verificar en la Ilustración 45, Nintendo no vincula su futuro a la comercialización y éxito de una sola plataforma de software, sino que busca la introducción de sus videojuegos en cualquier espacio de mercado que los usuarios demanden. Quizá esta política se generase tras la intensa guerra comercial entre Sega y Nintendo en su forma original.

Por otro lado, el caso de Sony (ver Ilustración 46 e Ilustración 47) refleja el aprendizaje realizado sobre sus competidores. El modelo de Sony refleja un crecimiento continuado desde su aparición en 1994 hasta la actualidad, con un crecimiento hasta el máximo de los años 2006-2007, momento en el que comienza un declive moderado.

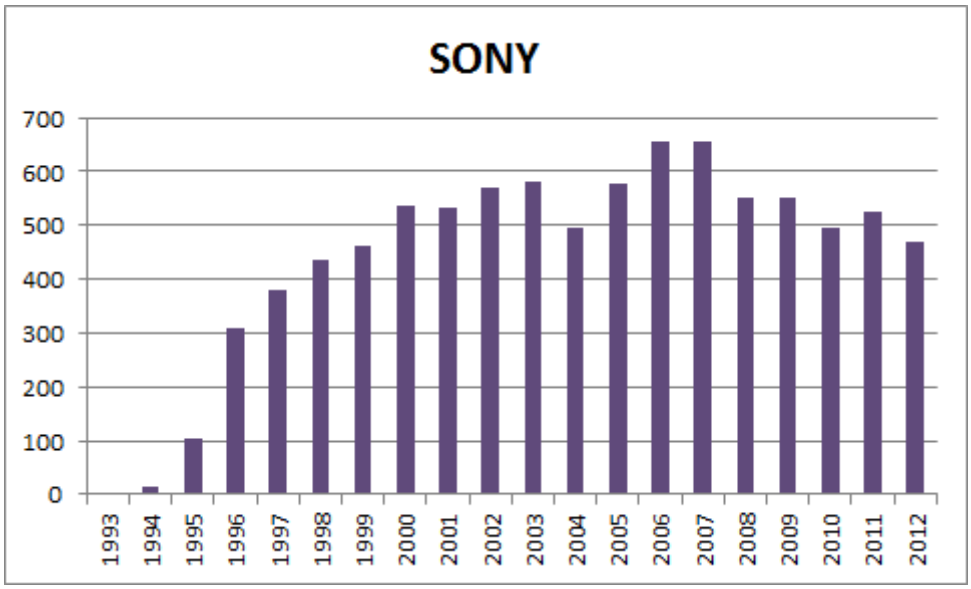


Ilustración 46: Producción de videojuegos por año para la marca Sony

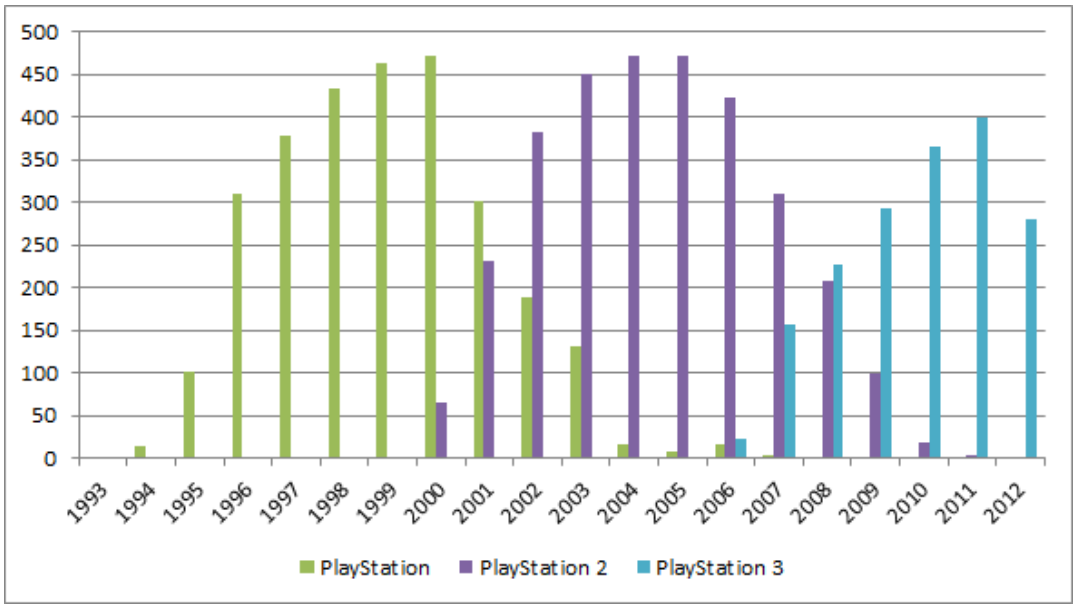


Ilustración 47: Detalle temporal de las plataformas PlayStation, unidades por plataforma y año

Se observa que la estrategia de Sony ha sido presentar nuevos desarrollos solapándose con los previos, de forma que se estableciese un sistema de continuidad (ver Ilustración 47).

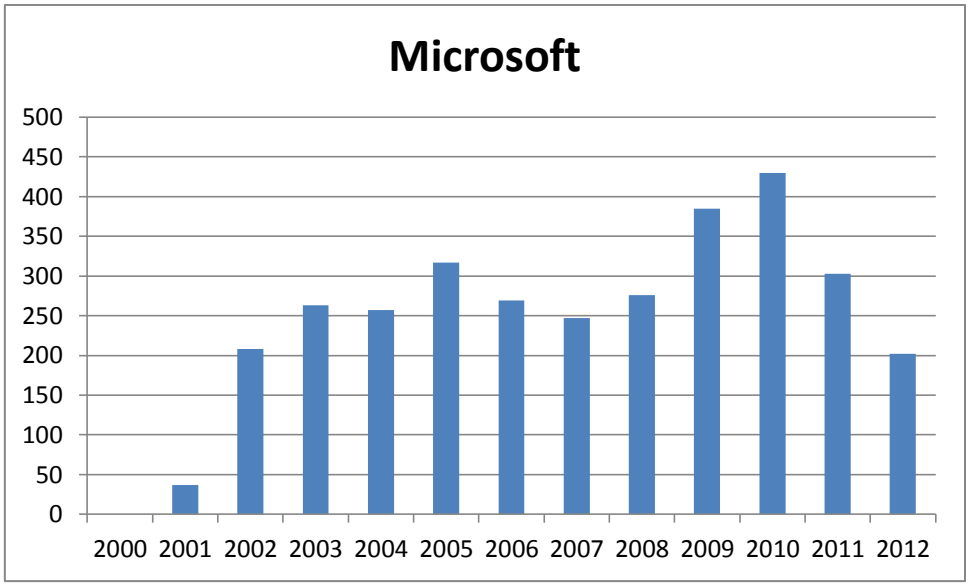


Ilustración 48: Producción de videojuegos para la marca Microsoft

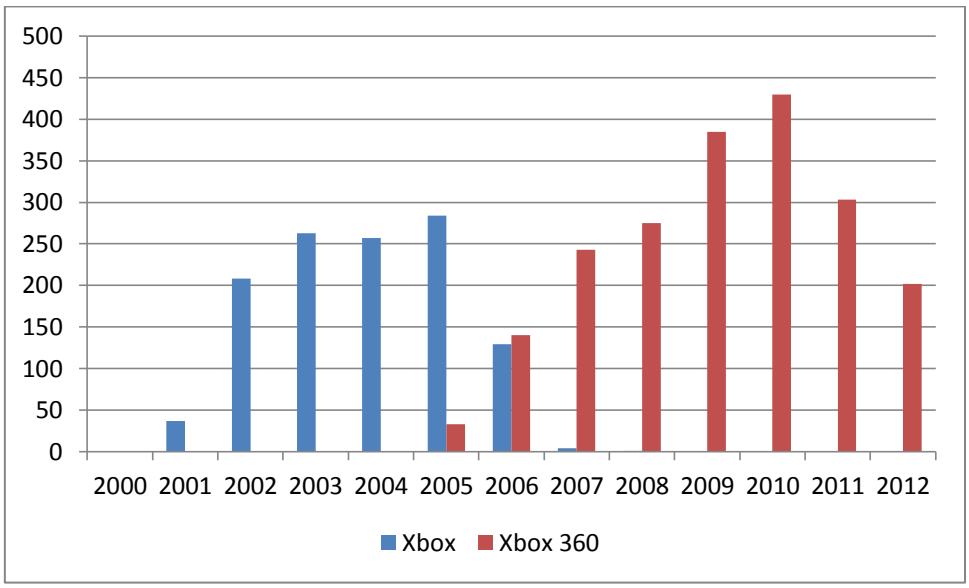


Ilustración 49: Detalle temporal de las plataformas Xbox de Microsoft, unidades por plataforma y año

El caso de Microsoft tiene unas peculiaridades sobre el modelo de Sony, que es el que pretende imitar. Efectivamente, Microsoft imita el modelo de solapamiento de plataformas, de forma que agota un modelo e inmediatamente presenta su sucesor (ver los años 2005 – 2006 Ilustración 49).

Por otro lado, el modelo global de Microsoft parece estancado desde su máximo en 2010, pero no parece que actualmente se pueda verificar una tendencia clara, según los datos de la Ilustración 48.

11.1.3 Modelos de comparación temporal entre Marcas

Una vez observados algunos de los datos temporales de videojuegos más relevantes de las principales Marcas a través del tiempo se puede establecer otro tipo de comparación basado en su simultaneidad en el mercado.

De esta manera se pretende verificar a priori, de manera gráfica, si existe algún tipo de relación o interacción entre las diversas marcas de software, en su comportamiento de generación de títulos de videojuegos.

11.1.3.1 Década 1970 a 1979

Como se puede verificar en la Ilustración 50, no hay suficientes datos como para establecer ninguna base de comparación entre plataformas. Se observa la ausencia de plataformas hasta la segunda mitad de la década (salvo la honrosa excepción de la Magnavox), y en este momento Commodore es la marca que mayor ímpetu desarrollador evidencia.

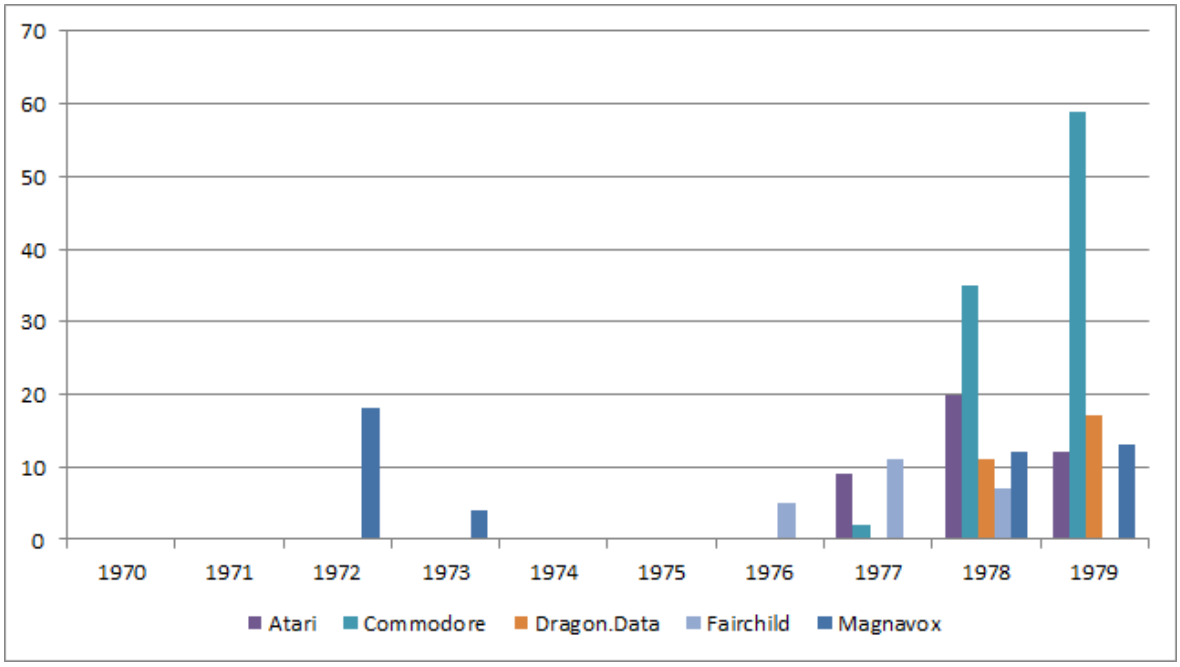


Ilustración 50: Década de 1970 a 1979, unidades de videojuegos creados por marca y año

11.1.3.2 Década 1980 a 1989

Como se puede observar en la Ilustración 51, la comparación de los datos en la década de 1980 a 1989 arroja un resultado claro de dominio de mercado por parte de la marca Commodore, seguida de cerca por Atari y resultando estar Sega y Nintendo muy alejadas de las cifras de videojuegos de los primeros. La única marca que durante esta década hace algo de sombra en producción es Sinclair, en especial competición de desarrollo con Atari.

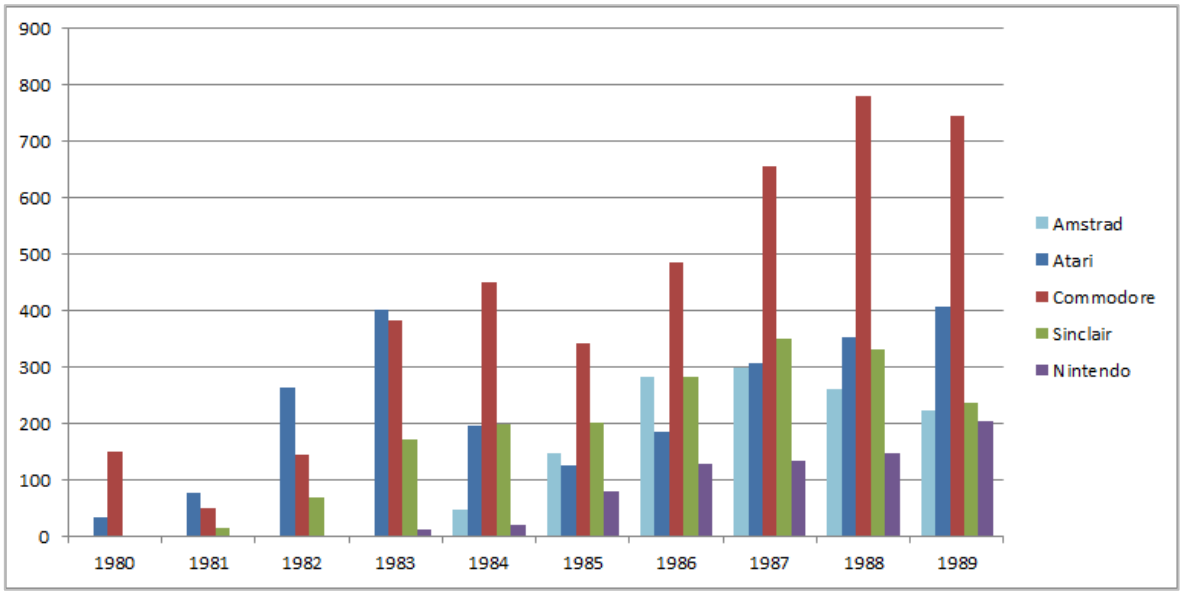


Ilustración 51: Década de 1980 a 1989, unidades de videojuegos creados por marca y año

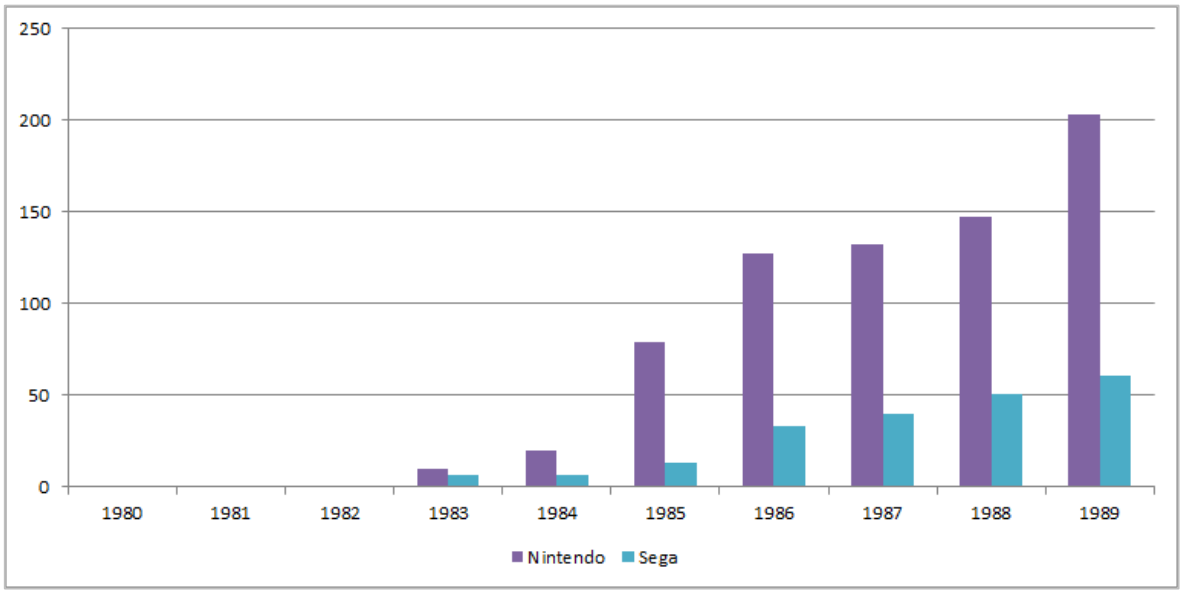


Ilustración 52: Detalle de intensidad creativa en la década de 80 entre Sega y Nintendo, claramente a favor de este último

Año	Amstrad	Atari	Commodore	Dragon Data	Magnavox	Msx	NEC	Nintendo	Sega	Sinclair
1980		0,27%	1,19%	0,22%	0,07%					
1981		0,60%	0,38%	0,41%	0,07%					0,10%
1982		2,09%	1,15%	0,65%	0,16%		0,02%			0,54%
1983		3,19%	3,05%	0,80%	0,52%	0,30%	0,27%	0,08%	0,06%	1,37%
1984	0,37%	1,56%	3,59%	0,62%	0,14%	0,86%	0,55%	0,16%	0,06%	1,57%
1985	1,16%	1,00%	2,72%	0,16%	0,02%	0,88%	0,56%	0,63%	0,10%	1,59%
1986	2,25%	1,47%	3,87%	0,12%		1,26%	0,60%	1,01%	0,26%	2,25%
1987	2,37%	2,43%	5,22%	0,10%		1,19%	0,48%	1,05%	0,32%	2,80%
1988	2,08%	2,81%	6,21%	0,09%		1,18%	0,96%	1,17%	0,41%	2,64%
1989	1,77%	3,24%	5,94%	0,04%		1,04%	1,51%	1,62%	0,49%	1,88%
	10,01%	**18,68%**	**33,32%**	**3,21%**	**0,98%**	**6,71%**	**4,94%**	**5,72%**	**1,69%**	**14,74%**

Tabla 47: Porcentajes desagregados sobre el total de videojuegos en la década 1980

Tomando los datos de la Tabla 47 podemos comprobar que el porcentaje del 33,32% de videojuegos de la casa Commodore supone un dominio claro del sector en la década analizada, seguido del 18,68% de Atari y del 14,74 de la casa Sinclair.

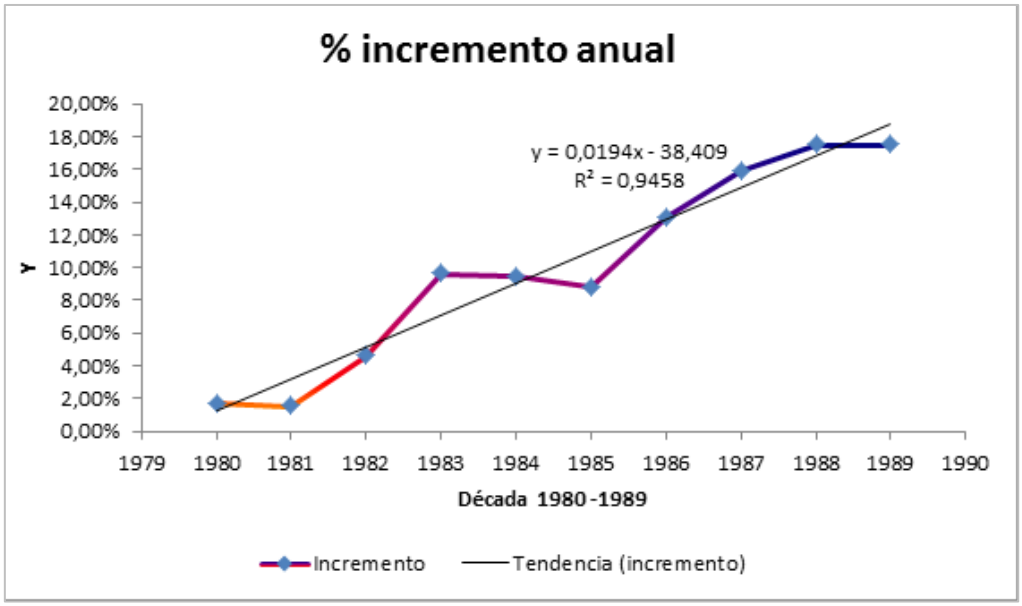


Ilustración 53: Se muestra el porcentaje anual de incremento acumulado por marcas durante la década 1980-1989

Por otro lado, como se observa en la Ilustración 53, los porcentajes durante la década mantienen una clara tendencia de crecimiento lineal constante (pendiente de 0.0194) y con un grado de exactitud elevado (R^2 = 0.9458).

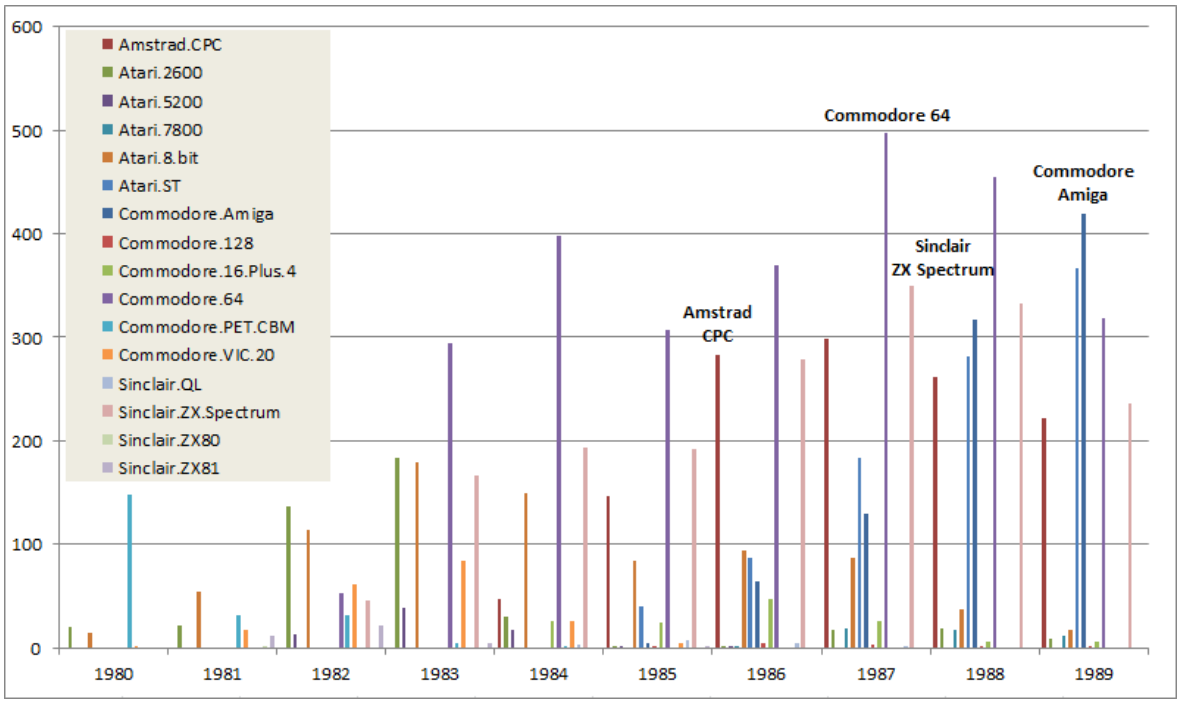


Ilustración 54: Desagregado por Plataforma y Marca en la década 1980 a 1989, unidades por año

Finalmente, se observa (Ilustración 54) que dentro del conjunto de plataformas que operaban en esta década, la dominadora es la Commodore 64/Amiga, con diferencia sobre el resto del mercado de consolas, si bien la Amstrad CPC y la Sinclair ZX Spectrum eran grandes competidores a nivel individual.

11.1.3.3 Década 1990 a 1999

La década de los 90 es una época convulsa en el mundo de los videojuegos, en el que grandes compañías de los 80 terminan por desaparecer y surgen nuevos visitantes en el panorama del entretenimiento.

Según se puede ver en la Ilustración 55, el mayor número de videojuegos se generaban para las plataformas Commodore (especialmente para la plataforma Commodore Amiga). No obstante, Commodore se declara en bancarrota en 1994. El gráfico muestra el escenario convulso para Commodore, ya que desde su máximo en 1990 las unidades de software producidas no hacen más que descender, síntoma de inseguridad de los creadores con la plataforma.

Otra empresa que declina rápidamente es Atari, la cual se observa que de 1990 a 1993 llega a estar a nivel testimonial y sin relevancia en el mercado.

Igual suerte corre la empresa Amstrad, que llega con esfuerzo a la década de los 90 en el mercado de las videoconsolas, pero que sufre unos últimos fracasos en el inicio de la década, y toma otro rumbo empresarial y termina abandonando el mundo de videojuegos.

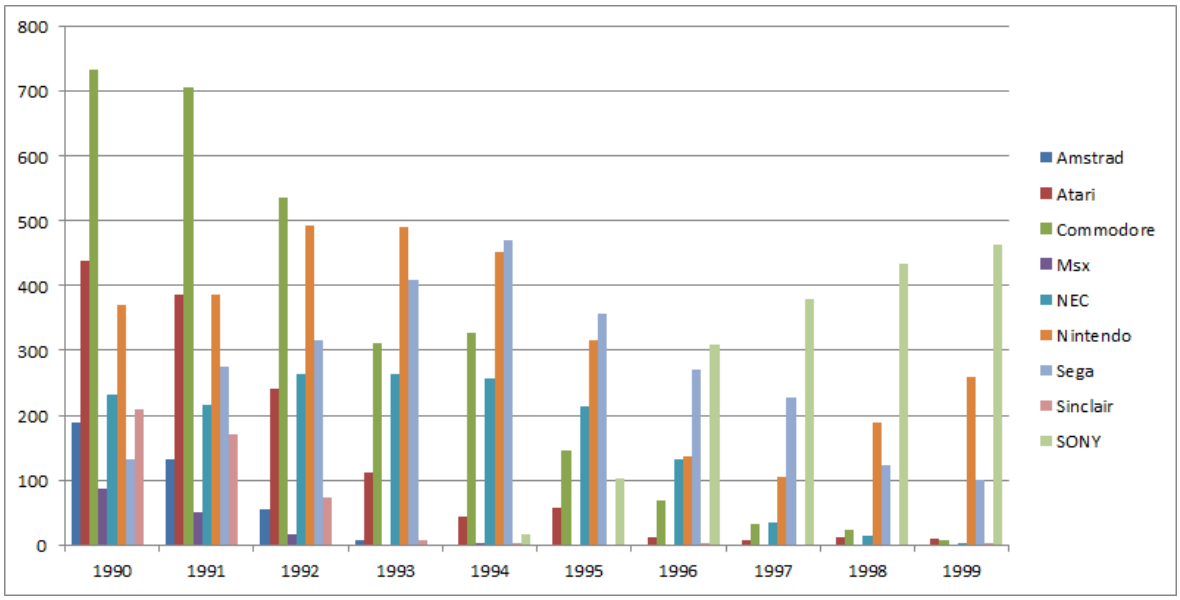


Ilustración 55: Aspecto general del comportamiento de creación de videojuegos en la década de 1990

Otras 2 plataformas, Msx y la casa Sinclair, terminan desapareciendo formalmente también al comienzo de la década.

Tal y como se verifica en la Ilustración 56, la principales marcas de videojuegos que se mantuvieron de manera constante a lo largo de toda la década fueron NEC, Nintendo, Sega y al final de la década aparece SONY, nueva en este mercado.

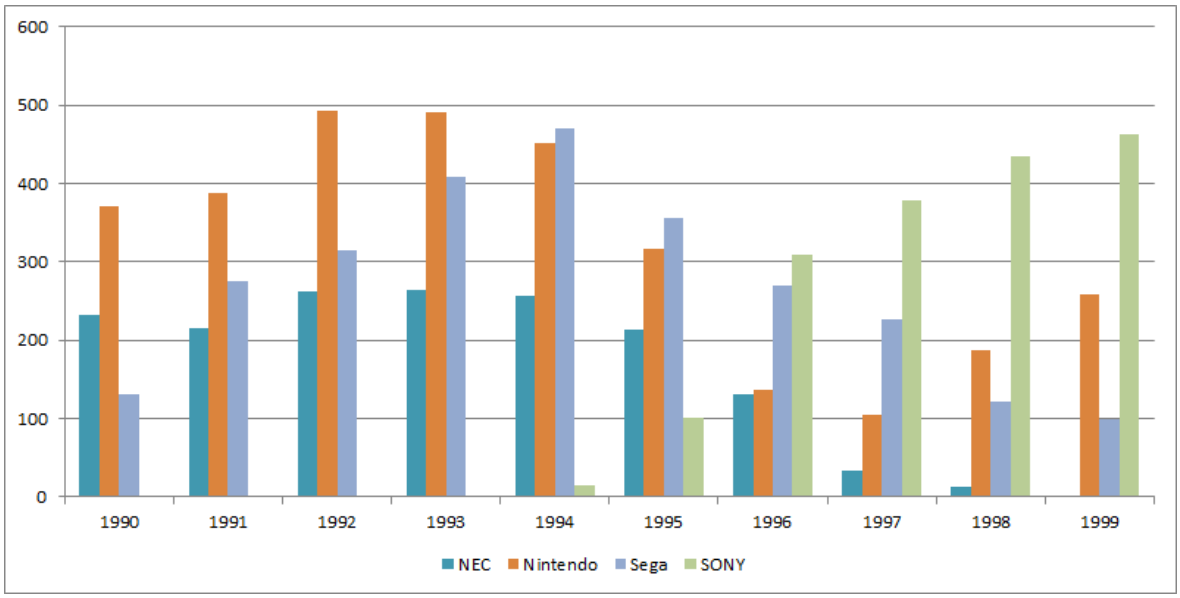


Ilustración 56: Principales marcas a lo largo de la década de 1990. Plataformas constantes.

Aunque en la Ilustración 56 se observa el comportamiento general de las principales marcas, es en la Ilustración 57 donde se puede verificar la pugna a lo largo de toda la década por el control de plataformas y videojuegos que llevan a cabo Nintendo y Sega, las principales rivales comerciales y mediáticas de esta década.

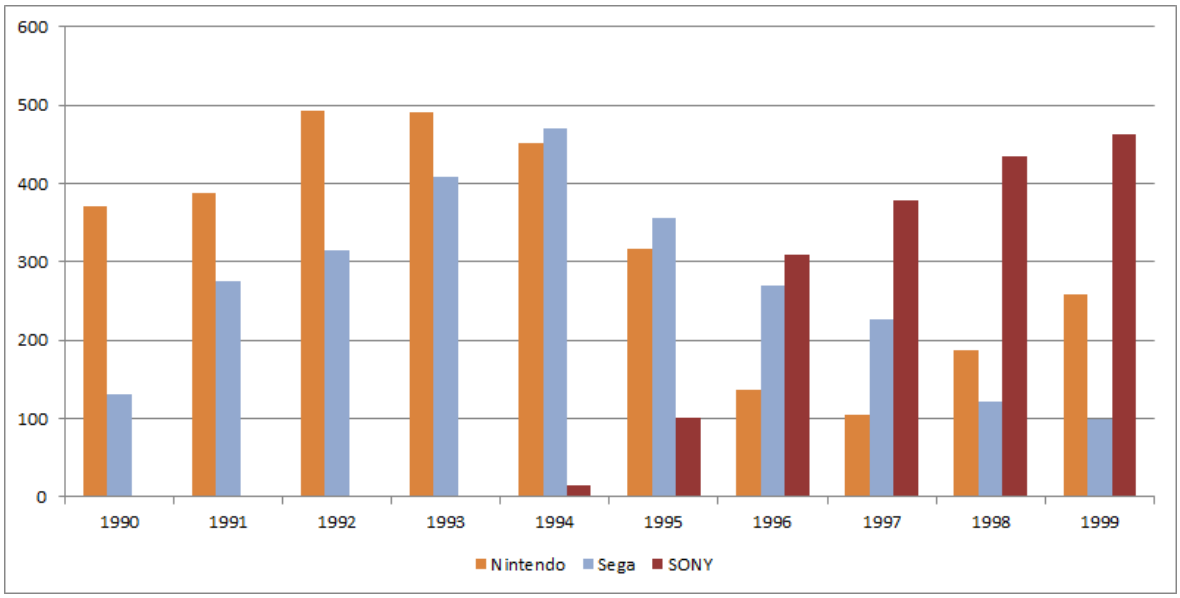


Ilustración 57: Comportamiento a lo largo de la década en generación de títulos de software entre Sony, Nintendo y Sega.

Como ya se ha indicado, en esta década las Marcas dominadoras son Nintendo, su máximo competidor, Sega, y al final del periodo comienza el auge de Sony (con su PlayStation). La batalla entre Nintendo y Sony queda reflejada en los años 1990 a 1996, siendo a partir de 1995 cuando surge imparable Sony, comenzando a ser un duro rival tanto para Nintendo como para Sega.

Como se observa en la Ilustración 57, Sega inicia un lento declive a partir de 1995, del que ya no se recuperaría, a pesar de sus esfuerzos y avances tecnológicos.

Año	Amstrad	Atari	Commodore	Msx	NEC	Nintendo	Sega	Sinclair	SONY
1990	1,31%	3,05%	5,09%	0,60%	1,61%	2,58%	0,91%	1,45%	
1991	0,91%	2,69%	4,90%	0,35%	1,50%	2,69%	1,92%	1,19%	
1992	0,37%	1,67%	3,73%	0,10%	1,83%	3,42%	2,19%	0,50%	
1993	0,04%	0,77%	2,16%	0,00%	1,83%	3,41%	2,84%	0,04%	
1994		0,30%	2,28%	0,01%	1,78%	3,14%	3,27%		0,10%
1995		0,39%	1,01%		1,48%	2,19%	2,47%		0,71%
1996		0,08%	0,48%		0,91%	0,95%	1,87%		2,15%
1997		0,06%	0,23%		0,24%	0,73%	1,58%		2,63%
1998		0,08%	0,16%		0,09%	1,30%	0,85%		3,01%
1999		0,06%	0,06%		0,01%	1,80%	0,69%		3,21%
	2,64%	**9,14%**	**20,09%**	**1,06%**	**11,27%**	**22,20%**	**18,58%**	**3,18%**	**11,82%**

Tabla 48: Porcentajes desagregados sobre el total de videojuegos en la década 1990

Tomando los datos de la Tabla 48 podemos comprobar que el porcentaje del 22,20% de videojuegos de la casa Nintendo supone una clara ventaja en el sector durante la década

analizada, especialmente seguido del 20,09% de Commodore (una empresa en decadencia) y de su máximo rival tecnológico, Sega, con un 18,58%.

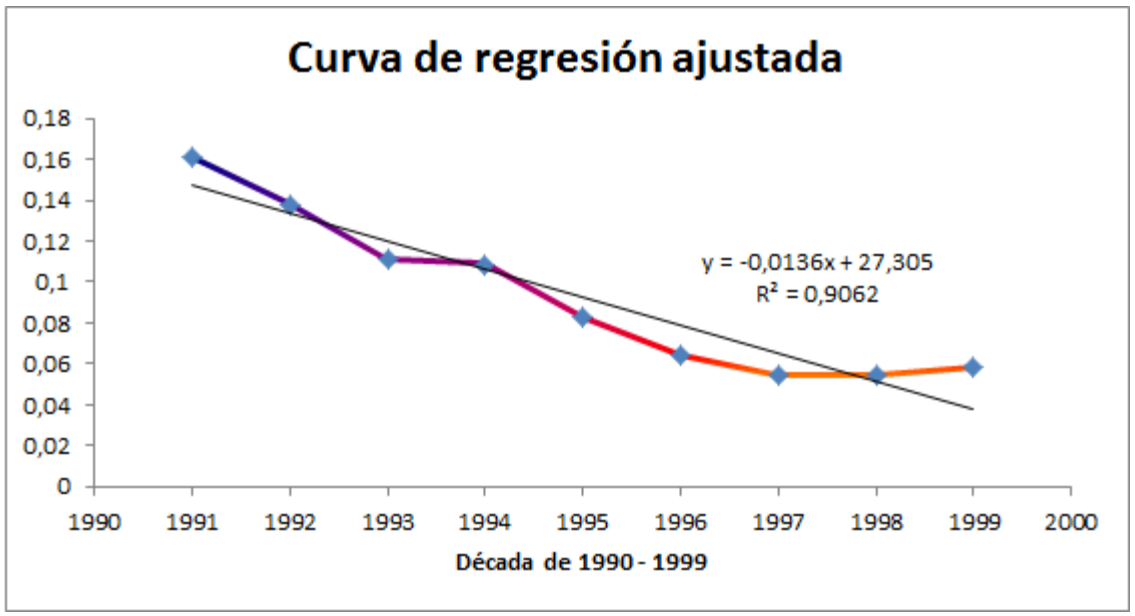


Ilustración 58: Curva de regresión de lanzamiento de títulos de software de videojuegos a lo largo de la década 1990

Tal y como se identifica en la Ilustración 58, la curva de regresión es claramente negativa, con un nivel de ajuste de R^2 = 0.90, identificando claramente la pauta de esta década en el mercado de software de videojuegos:

- Descenso en las ventas.
- Canibalización de plataformas y de marcas de software: desaparecen Commodore, Atari, Msx, Sinclair, etc.
- Guerra de mercado entre las principales supervivientes: Sega, Nintendo, NEC.
- Inestabilidad en el mundo de plataformas de videojuegos, lo que impide que los creadores apuesten claramente por una consola o sistema determinado, y se resientan los lanzamientos. Esto concluye al final de la década con el lanzamiento de PlayStation de Sony, que permite a los desarrolladores tener una consola estable[96] para el desarrollo de los títulos de videojuegos.

[96] Es preciso considerar que los estudios de la época consideraban que el tiempo de desarrollo medio para un nuevo título de software era de unos 3 años, a lo que se debe añadir el tiempo necesario para su comercialización y rentabilización comercial. La inestabilidad en las consolas y su escasa vida media eran un impedimento para el desarrollo sostenido. Además el incremento en la complejidad de los videojuego, su mayor sofisticación en el uso de motores de renderizado y el incremento en la calidad de visualización y

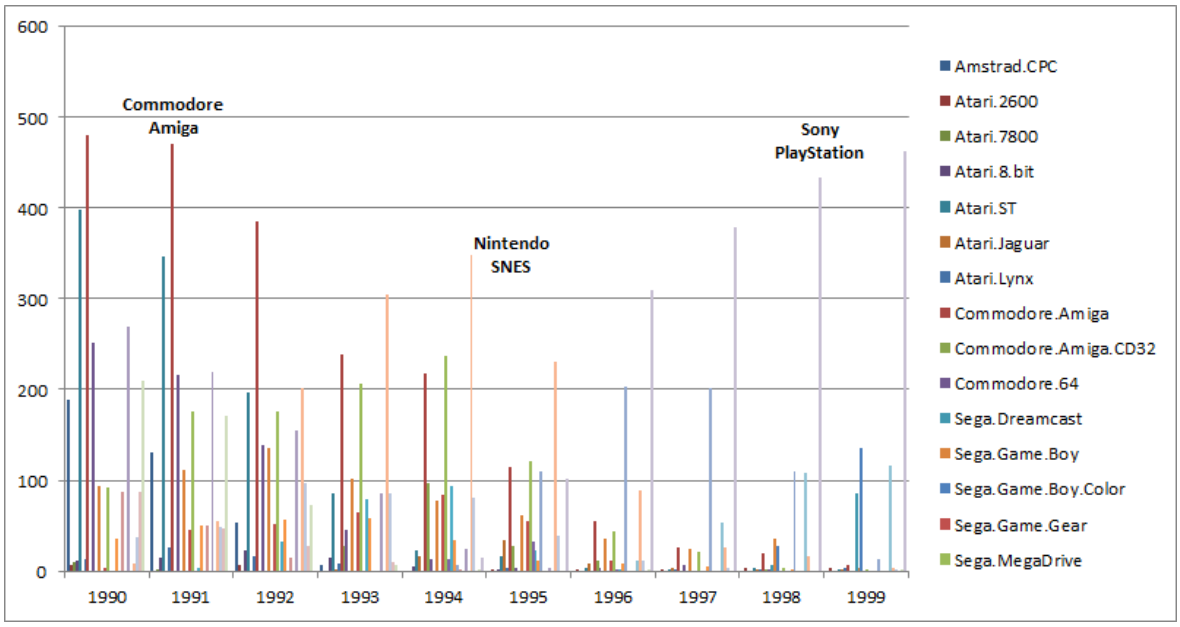


Ilustración 59: Desagregado por Plataforma y Marca en la década 1990 a 1999, unidades por año

Si terminamos con la observación de la Ilustración 59, podemos ver claramente como existen tres elementos clave:

1. Desde 1990 hasta 1994 se ve el declive de las marcas de software tradicionales, tal y como el grafico evidencia por la disminución del número de juegos en ese periodo.
2. Mantenimiento de un conjunto reducido de plataformas (Sega, Nintendo, NEC) durante todo el periodo desde 1990 a 1999 y con muy baja actividad de creación de títulos de software.
3. Inicio del despegue de Sony, con PlayStation, desde 1995, con un crecimiento notable sobre el resto, y posicionándose como la ganadora del mercado de creación de títulos de videojuegos en la segunda parte de la década.

Es de destacar que, a diferencia del comportamiento de la década precedente, parece que ya se apunta a un sistema de solapamiento de plataformas (como la que posteriormente utilizará Sony con tanto éxito), de forma que se consuma el periodo de vida útil de cada modelo sacado al mercado (y no canibalizándolo con una avalancha de modelos redundantes).

---

dinámica de juego incrementaban sensiblemente el tiempo de desarrollo sobre los videojuegos de la década de 1980.

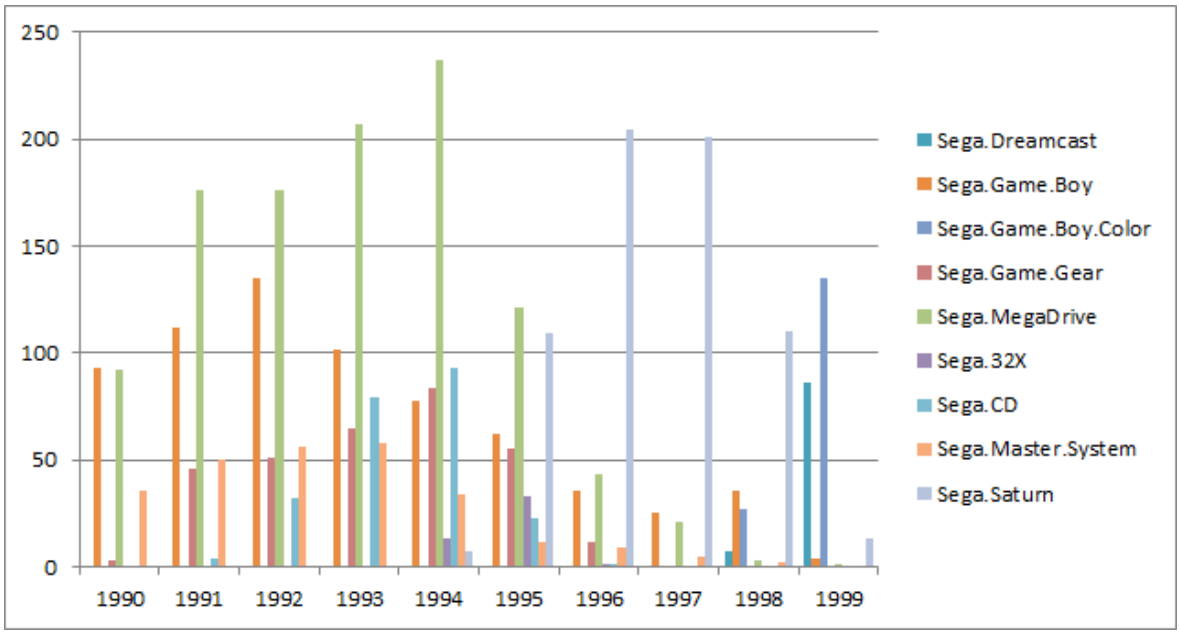


Ilustración 60: Modelo de lanzamiento de consolas de Sega

Así, en la Ilustración 60 se puede ver un incipiente modelo de solapamiento de plataformas en Sega, especialmente entre 1990 y 1996, que se pierde al final de la década. Por otro lado en la Ilustración 61, Nintendo sí marca una pauta clara de solapamiento al sacar la SNES tras el declive de la NES, y la Nintendo 64 tras la finalización de la vida útil de la SNES.

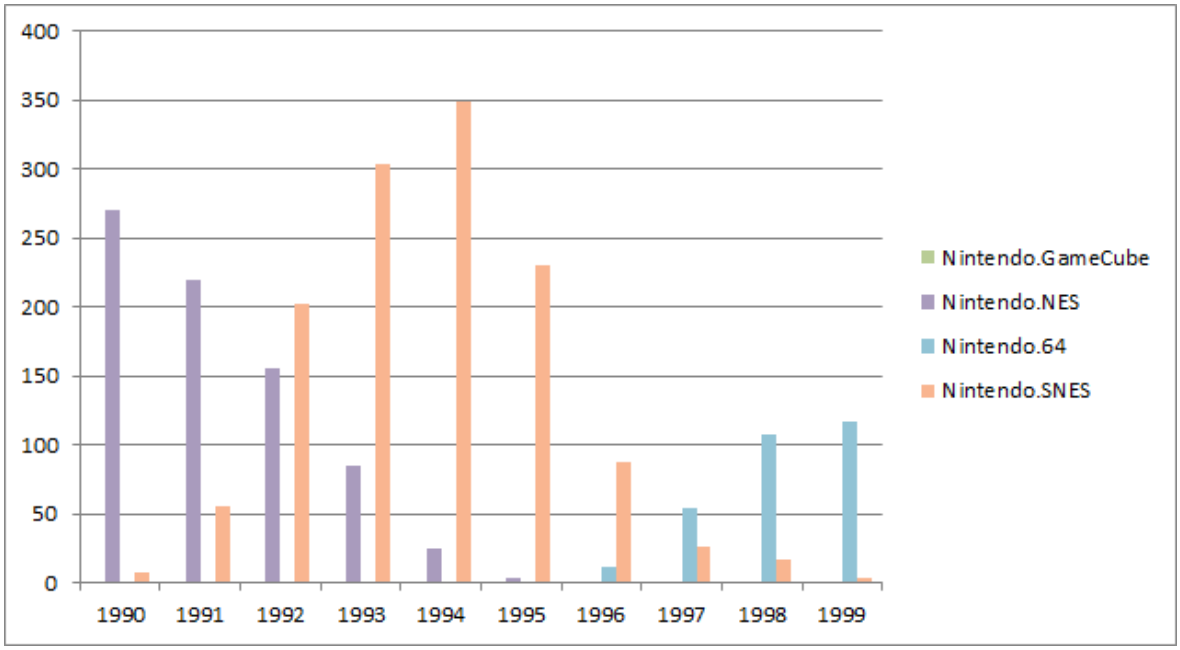


Ilustración 61: Modelo lanzamiento de consolas de Nintendo

11.1.3.4 Década 2000 a 2012 (actualidad)

El siguiente periodo en analizar no es exactamente una década, sino en realidad desde el 2000 hasta la actualidad. Se ve como la marca Sega desaparece como competidor del mercado, absorbido su espacio por su competidor natural (Nintendo) pero también por el auge de la PlayStation y Xbox.

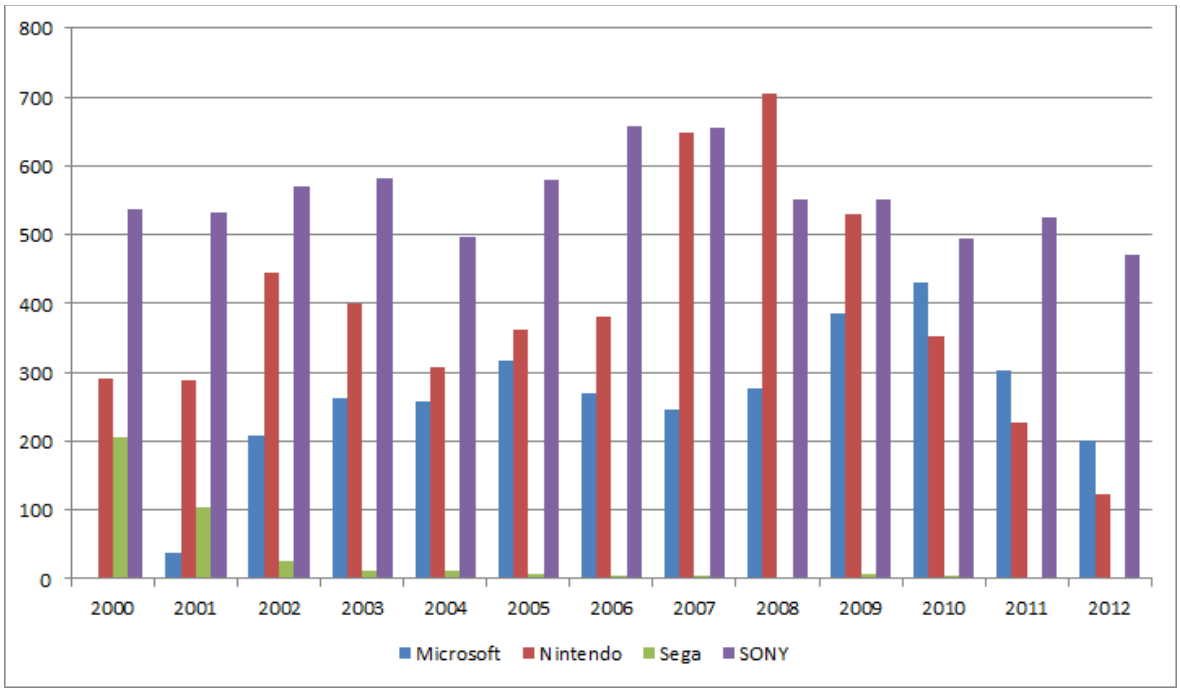


Ilustración 62: Periodo desde 2000 a 2012 (actualidad), unidades de videojuegos creados por marca y año

Aunque hay algunas marcas históricas como Atari y Commodore que mantienen actividad, esta es residual y no se incluye en la Ilustración 62 a fin de destacar claramente las marcas dominadoras del mercado desde el 2000 hasta la actualidad.

En esta década las marcas dominadoras exclusivas son Nintendo, su ahora nuevo máximo competidor, Sony, y durante toda la década se mantiene en tercera posición la incursión en el negocio de consolas por parte de Microsoft.

Año	Microsoft	Nintendo	Sega	SONY
2000	0,00%	1,83%	1,30%	3,38%
2001	0,23%	1,82%	0,66%	3,36%
2002	1,31%	2,80%	0,16%	3,60%
2003	1,66%	2,52%	0,07%	3,67%
2004	1,62%	1,94%	0,07%	3,14%
2005	2,00%	2,28%	0,04%	3,65%
2006	1,70%	2,40%	0,03%	4,15%
2007	1,56%	4,08%	0,03%	4,13%

2008	1,74%	4,44%	0,02%	3,48%
2009	2,43%	3,35%	0,04%	3,48%
2010	2,71%	2,22%	0,03%	3,12%
2011	1,91%	1,43%	0,02%	3,32%
2012	1,28%	0,78%	0,01%	2,97%
	20,16%	**31,90%**	**2,46%**	**45,48%**

Tabla 49: Porcentajes desagregados sobre el total de videojuegos en el periodo analizado

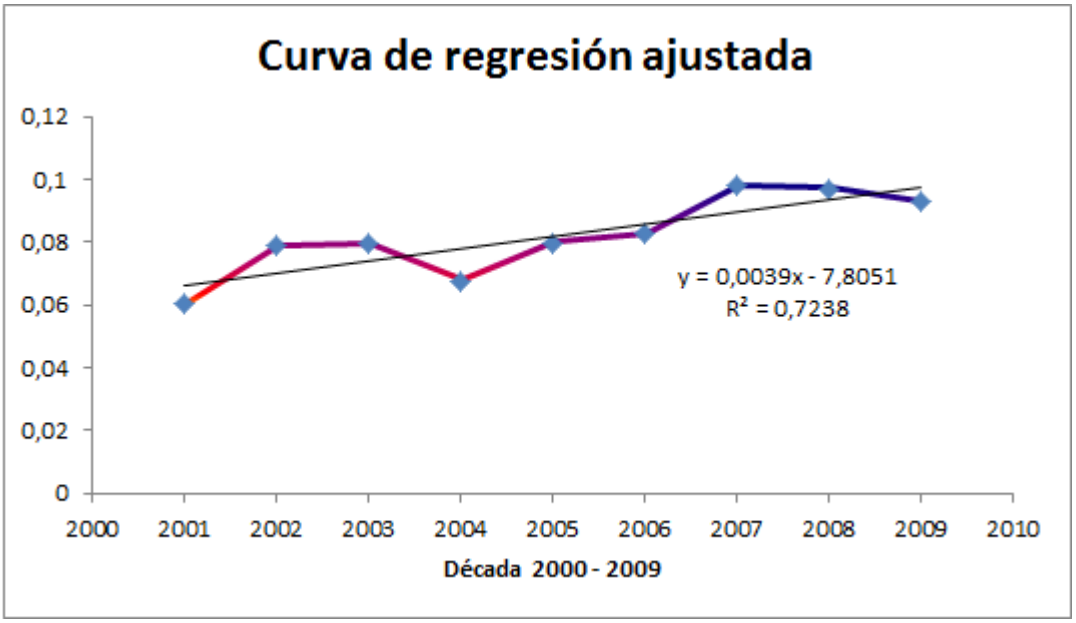


Ilustración 63: Curva de regresión ajustada para el subperiodo 2000-2009

Tomando los datos de la Tabla 49 podemos comprobar que el porcentaje del 45,48% de videojuegos de la casa Sony frente al 31,90% de Nintendo y un 20,16% de Microsoft, nos hace constatar que en este periodo existe un neto dominador del mercado en cuanto a videojuegos se refiere, Sony, si bien el mercado está dividido claramente entre los 3 competidores.

En la Ilustración 63 se ve que el ajuste lineal es aceptable para el periodo (R^2 = 0.72), que la tendencia general es creciente, y que el crecimiento en el número de lanzamiento de títulos de software, aunque se evidencia un agotamiento del modelo al final del periodo.

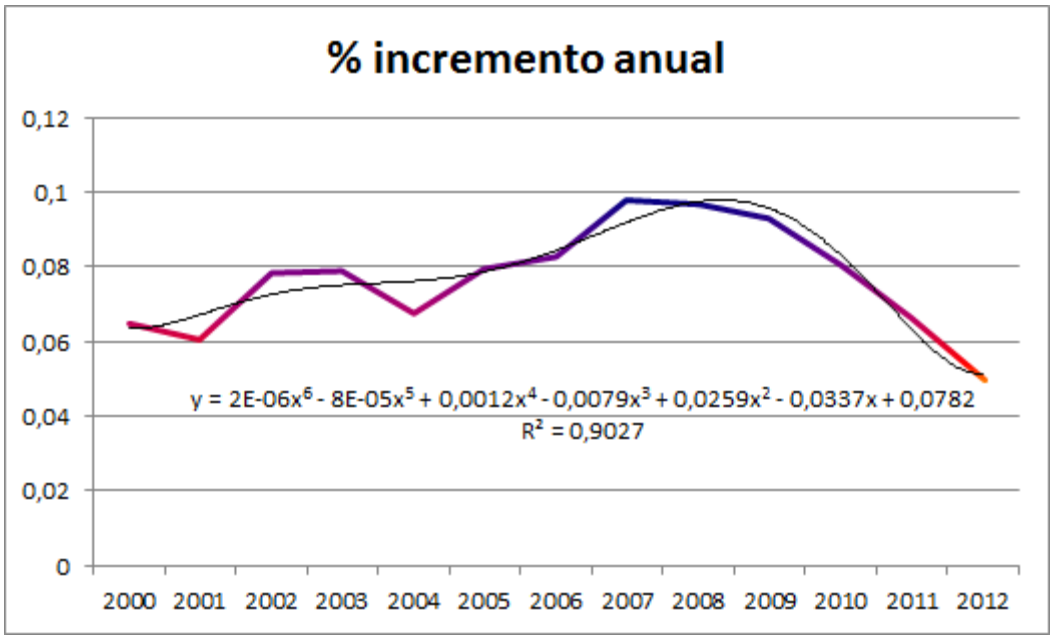


Ilustración 64: Datos completos del periodo analizado y ajuste mediante tendencia polinómica

Por el contrario, si acudimos a la Ilustración 64, podemos ver que el ajuste solo es posible para el periodo completo mediante un complejo ajuste polinómico de sexto grado (aunque el ajuste es preciso, R^2 = 0.90). En la gráfica, y comparando con la Ilustración 63, se puede ver que desde 2010 en adelante se ha producido un notable decaimiento en el ritmo de lanzamiento de títulos. Es posible que esto se explique por el descenso en el ritmo de ventas de consolas y, consecuentemente, la disminución en la petición de nuevos títulos para estas consolas. También se encuentran entre estos motivos, los retrasos en los lanzamientos de las nuevas consolas (PS4 y la nueva Xbox).

Por otra parte, es preciso realizar un apunte sobre la incursión de Microsoft en el terreno de las consolas. Microsoft desde los 70 hasta finales de los 90 había mantenido una posición beligerante contra las consolas, favoreciendo el desarrollo de videojuegos para plataforma PC e integrando sucesivas modificaciones a sus Sistemas Operativos (S.O.), como Windows 98, Windows 95, Windows Me, Windows XP, de forma que la compatibilidad entre elementos heterogéneos en las diversas implementaciones de los modelos de PC no dificultasen el desarrollo y comercialización de los videojuegos para PC. Sin embargo, a finales de los 90 este modelo termina fracasando frente a las ventajas de los modelos predefinidos en hardware de las consolas, por lo que Microsoft se ve abocada a su entrada en el terreno de las plataformas de videojuegos o su definitiva pérdida de cuota de mercado en el terrero de los videojuegos. Esto se salda con la irrupción en el mercado de la exitosa tecnología Xbox que, si bien inicialmente no es tecnológicamente rival directo para las ya consolidadas marcas de Nintendo y Sony, se mantiene estable y con una buena cuota de mercado.

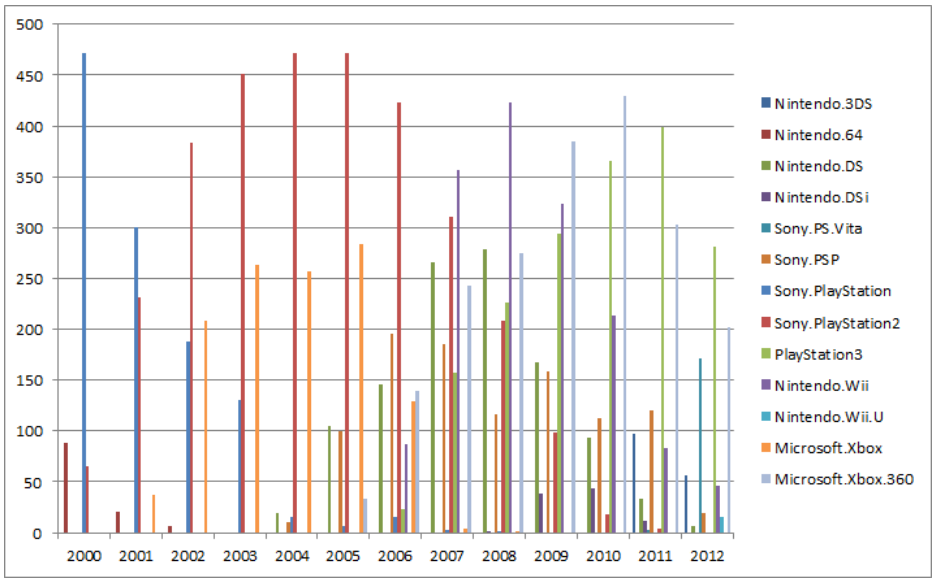


Ilustración 65: Desagregado por Plataforma y Marca en el periodo 2000 a 2012, unidades por año

A diferencia de los casos previos, en este periodo no existe una clara consola dominadora del mercado, si bien se van sucediendo en las posiciones preferenciales:

1. PlayStation 2
2. Nintendo Wii
3. PlayStation 3
4. Microsoft Xbox

En relación con el modelo de gestión de plataformas de videojuegos, por línea general se mantiene el de solapamiento, si bien con remarcables diferencias:

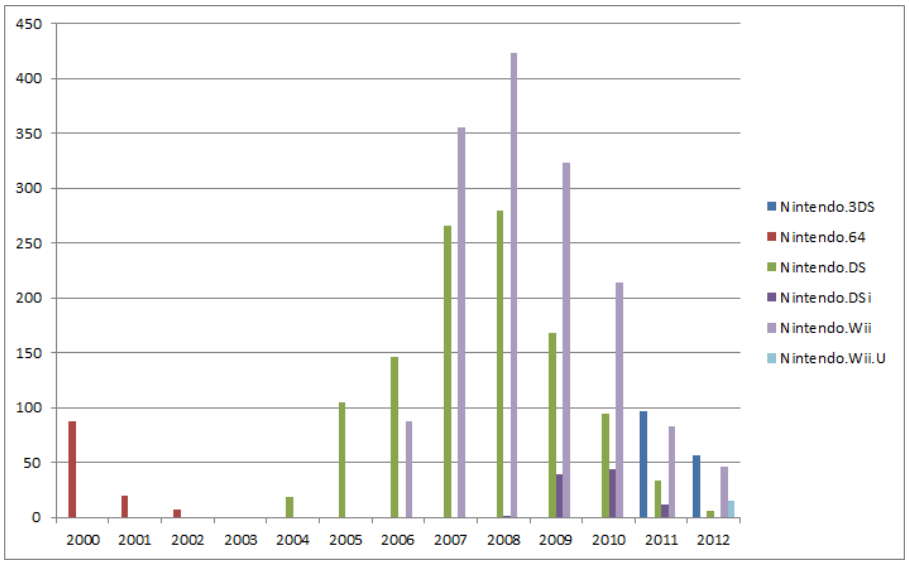


Ilustración 66: Modelo de despliegue de plataformas de Nintendo desde 2000-2012

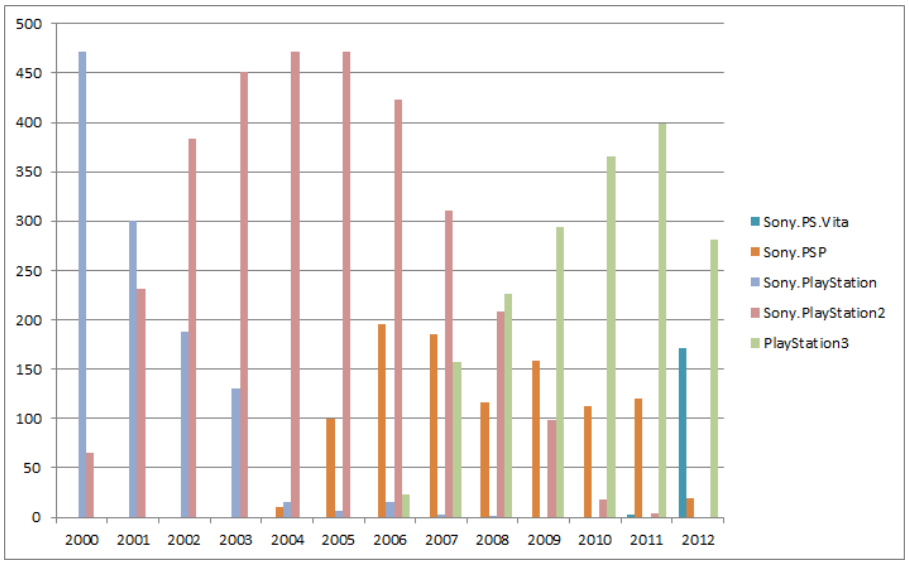


Ilustración 67: Modelo de despliegue de plataformas de Sony desde 2000-2012

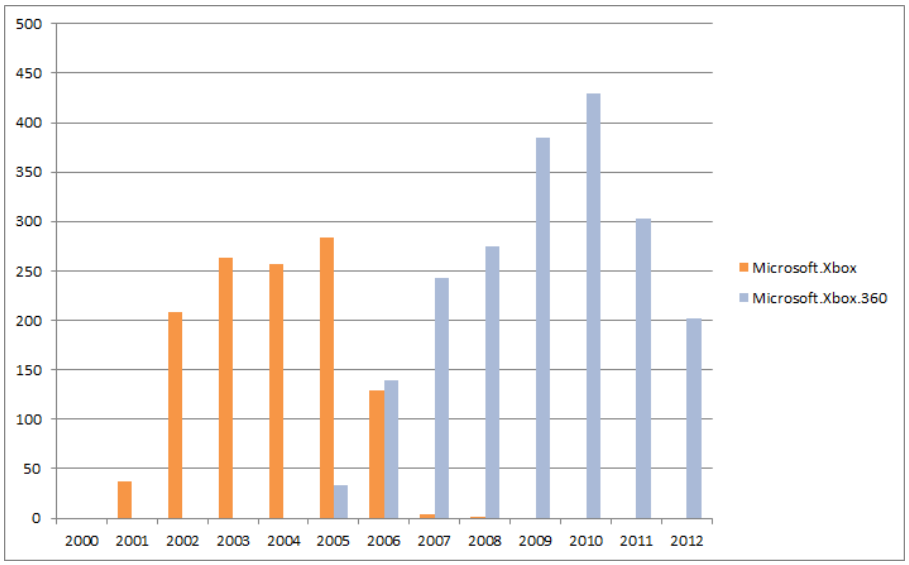


Ilustración 68: Modelo de despliegue de plataformas de Microsoft desde 2000-2012

Tal y como se verifica en la Ilustración 66, Ilustración 67 y en la Ilustración 68, las tres compañías mantienen el esquema básico de solapamiento entre la consola en declive y la nueva plataforma emergente. Sin embargo, Nintendo tiene un lapso desde 2000 hasta 2004 en el que no realiza ninguna aportación al mercado de videojuegos, situación que subsana a partir de ese momento, realizando un cambio a solapamiento múltiple en el mismo periodo.

Sony mantiene el modelo de solapamiento en las PS1, PS2 y PS3, y el resto de consolas las gestiona según criterios aún no mensurables.

Microsoft realiza un solapamiento clásico con sus 2 consolas.

11.2 Estudio básico de tendencia y ciclo sobre las series de datos de marcas de videojuegos

En este punto se desarrolla un análisis enfocado a la búsqueda de un modelo de regresión mediante métodos clásicos de análisis de tendencia y ciclo lineal sobre las series temporales en estudio. Con esto se persigue caracterizar de manera sencilla:

- Comportamiento de las variables a lo largo del tiempo, identificando, si los hay, patrones de tendencia/ciclo en toda o parte de cada serie.
- Consistencia de las series, valorando la densidad de información que aportan y su validez para procesos ulteriores de análisis.
- Integridad de las observaciones, de forma que se puedan identificar, si los hay:
    - Outliers
    - Observaciones nulas o secuencias de ceros
    - Observaciones que no aportan información útil al estudio
    - Observaciones inconsistentes con el conocimiento de desarrollo histórico de las marcas de videojuegos

Para desarrollar esta tarea los siguientes apartados se apoyan en la utilización de modelos de filtrado[97] (ver Anexo 3. Análisis de tendencia y ciclos mediante filtros), en la verificación de medidas de asimetría y curtosis (ver Anexo 3. Medidas de asimetría y curtosis), en el contraste mediante test de ajuste a la normalidad de residuos de regresión de las observaciones (ver Anexo 3. Análisis de normalidad: Test de Shapiro-Wilk y Análisis de normalidad: Test de Jarque-Bera) y en la información previa disponible sobre desarrollo histórico de cada serie.

Al final de este análisis es preciso identificar las series que presentan suficiente densidad de información como para continuar su tratamiento. Las que no superen estos parámetros deberán ser identificadas y eliminadas del proceso ulterior de análisis.

[97] HP, filtro de Hodrick Prescott. BK, filtro de Baxter-King. CF, filtro de Christiano-Fitzgerald

11.2.1 Consideraciones básicas sobre la serie Amstrad: tendencia y ciclo

En primer lugar presentamos los datos generales de la serie en estudio:

Media	**Mediana**	**Mínimo**	**Máximo**
38,1860	0,000000	0,000000	298,000
Desv. Típica.	**C.V.**	**Asimetría**	**Exc. de curtosis**
84,9317	2,22416	2,08891	2,88036

Tabla 50: Estadísticos principales, usando las observaciones 1970 – 2012 para la variable Amstrad (43 observaciones válidas)

Como se puede verificar la serie tiene asimetría positiva y leptocurtosis.

En este punto analizamos mediante la técnica de filtrado el comportamiento de la serie Amstrad para intentar considerar una tendencia primaria general:

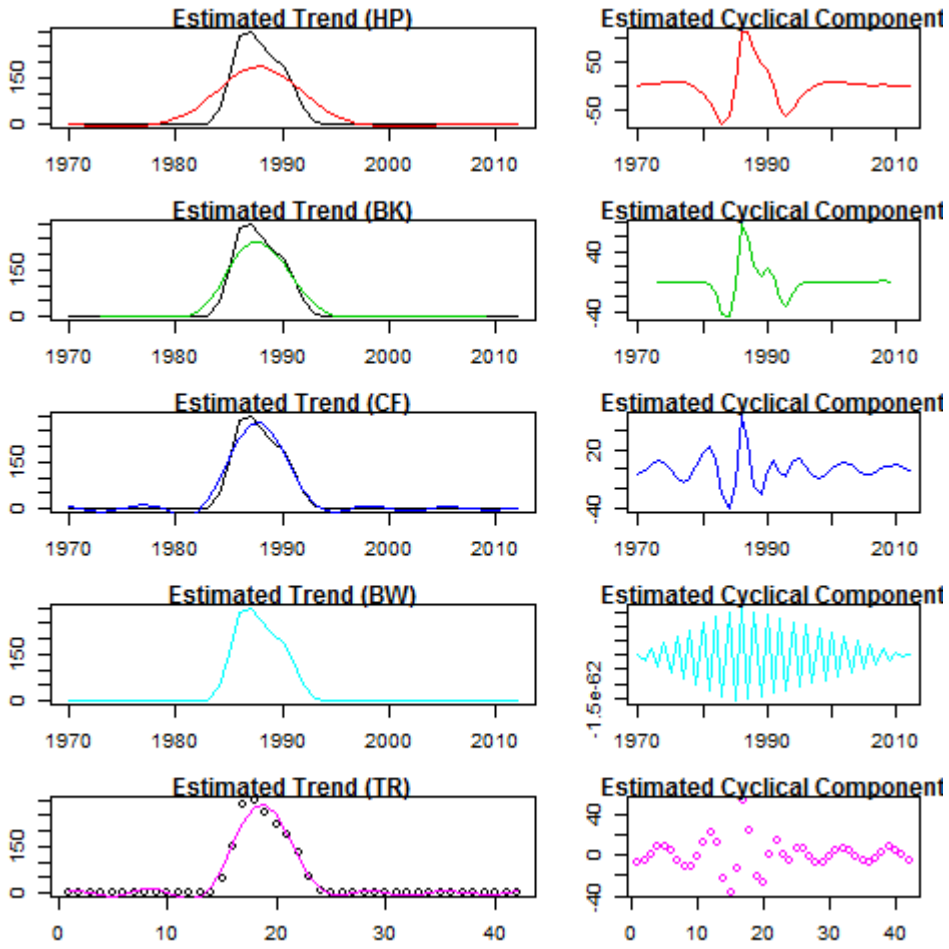


Ilustración 69: Estimación de tendencias para la serie Amstrad mediante 5 tipos de filtros

Aunque el mejor comportamiento estimativo lo presenta el filtro de HP, se ve claramente que la serie presenta un doble comportamiento, crecimiento/decrecimiento, con un máximo localizado en el año 1987, y un comportamiento residual posterior al año 1994.

Si consideramos 2 submuestras para esta serie podemos observar el comportamiento en la Ilustración 70:

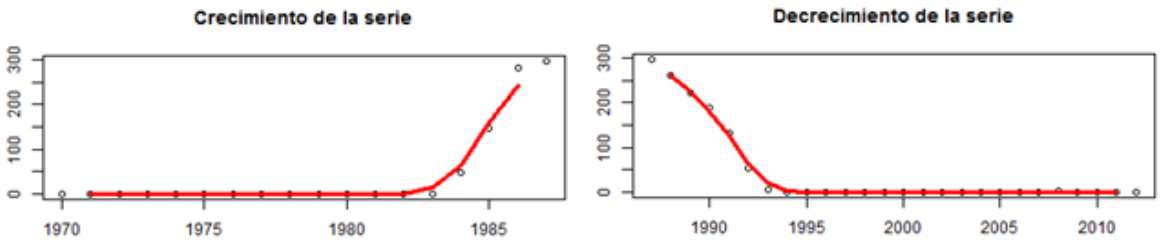


Ilustración 70: Desdoblamiento en 2 submuestras sobre la serie Amstrad consideradas sobre el valor máximo de la serie, donde se produce un punto de inflexión en la tendencia de la serie

Básicamente, se constata el comportamiento claramente diferenciado entre las 2 submuestras, y que pueden analizarse por separado. Además, los datos nulos de la serie no aportan nada importante al estudio de la misma, por lo que considerar el estudio de la serie recortada parece más esclarecedor

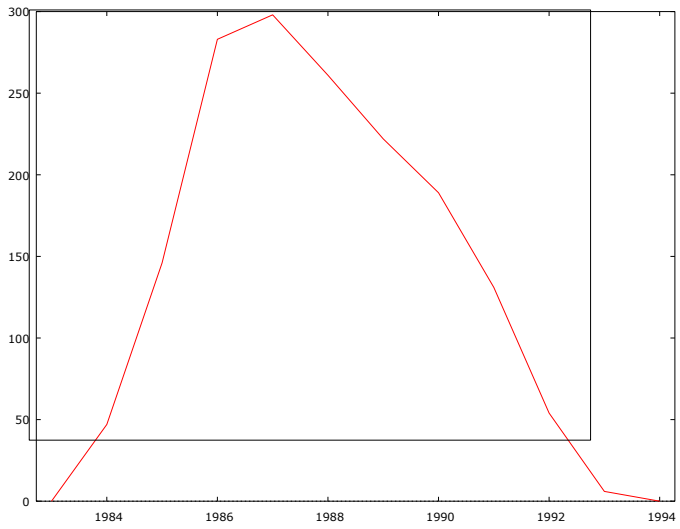


Ilustración 71: Serie recortada a los valores significativos de Amstrad

En la Tabla 51 se indican los parámetros principales de la muestra recortada completa estudiada, aunque existe la limitación de 12 observaciones significativas, que debemos considerar como un conjunto muy limitado para exploración.

Media	**Mediana**	**Mínimo**	**Máximo**
136,417	138,500	0,000000	298,000
Desv. Típica.	**C.V.**	**Asimetría**	**Exc. de curtosis**
113,755	0,833881	0,0970660	-1,49712

Tabla 51: Estadísticos principales, usando las observaciones 1983 – 1994 para la variable Amstrad (12 observaciones válidas)

A diferencia de los datos de la Tabla 50, vemos que la asimetría es prácticamente nula (al haberse eliminado los valores de la serie desde 1995 en adelante) y que la curtosis cambia de sentido (pasa de ser leptocúrtica a platicúrtica) debido a la eliminación de los datos con valor cero de la serie original.

Se realiza una análisis de la serie recortada pero dividiéndola en 2 submuestras, creciente y decreciente, y se evalúa su tendencia mediante regresión lineal y la normalidad de los residuos.

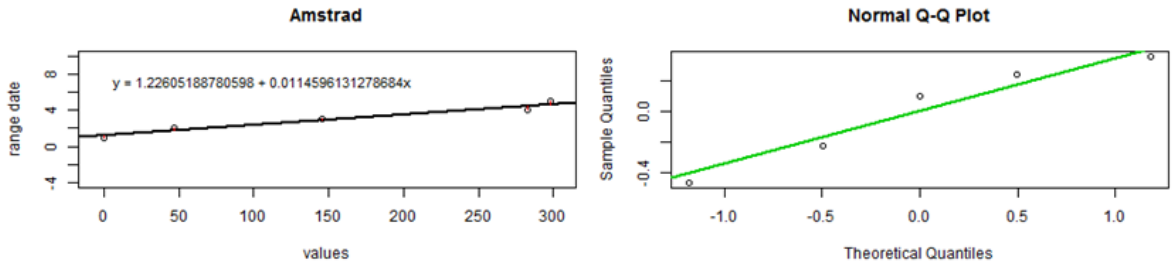


Ilustración 72: Submuestra de datos de la serie Amstrad, desde 1983 a 1987, mostrando el ajuste de los datos a regresión lineal y gráfico de normalidad de los residuos

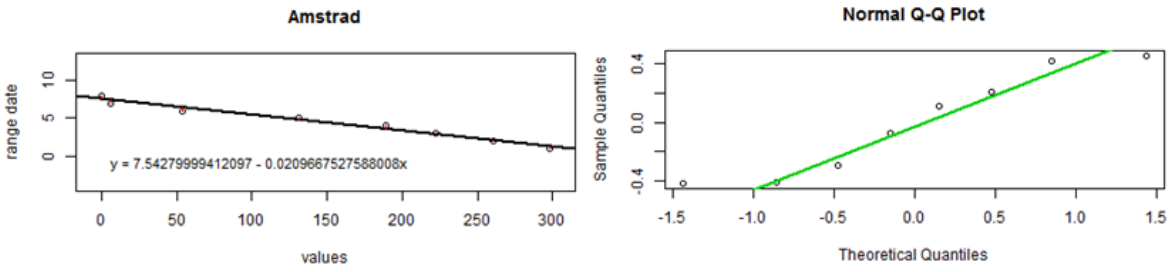


Ilustración 73: Submuestra de datos de la serie Amstrad, desde 1987 a 1994, mostrando el ajuste de los datos a regresión lineal y gráfico de normalidad de los residuos

	Jarque Bera test		Shapiro Wilk test	
	X-squared	p-value	W value	p-value
Serie Up	0,511517	0,774329	0,940544	0,669790
Serie Down	0,754704	0,685675	0,905030	0,320389

Tabla 52: Resultado de cálculo de test de Jarque Bera y Shapiro Wilk de ajuste de residuos a la normalidad para serie Amstrad, considerando cada submuestra

Como se puede observar en los resultados de la Tabla 52, los residuos de ambas series se ajustan a la normalidad, por lo que se puede considerar que la regresión calculada para ambas submuestras es correcta (ver datos de Tabla 389 para rango de aceptación de p-value de Jarque Bera para muestras pequeñas), a un nivel de significación del α = 0.1, siendo $\chi^2_{(2),0.10} = 4.605$.

En este caso, Amstrad, se puede considerar que el análisis de tendencia clásico de los datos significativos de la serie original, realizado mediante la división en 2 submuestras

según el comportamiento de la serie analizando los resultados de la Ilustración 72 y la Ilustración 73, permite confirmar que responden a una regresión lineal con residuos normalizados.

11.2.2 Consideraciones básicas sobre la serie Atari: tendencia y ciclo

En primer lugar presentamos los datos generales de la serie en estudio:

Media	**Mediana**	**Mínimo**	**Máximo**
90,3721	16,0000	0,000000	439,000
Desv. Típica.	**C.V.**	**Asimetría**	**Exc. de curtosis**
136,333	1,50857	1,46151	0,642246

Tabla 53: Estadísticos principales, usando las observaciones 1970 – 2012 para la variable Atari (43 observaciones válidas)

En este punto analizamos mediante la técnica de filtrado el comportamiento de la serie Amstrad para intentar considerar una tendencia primaria general:

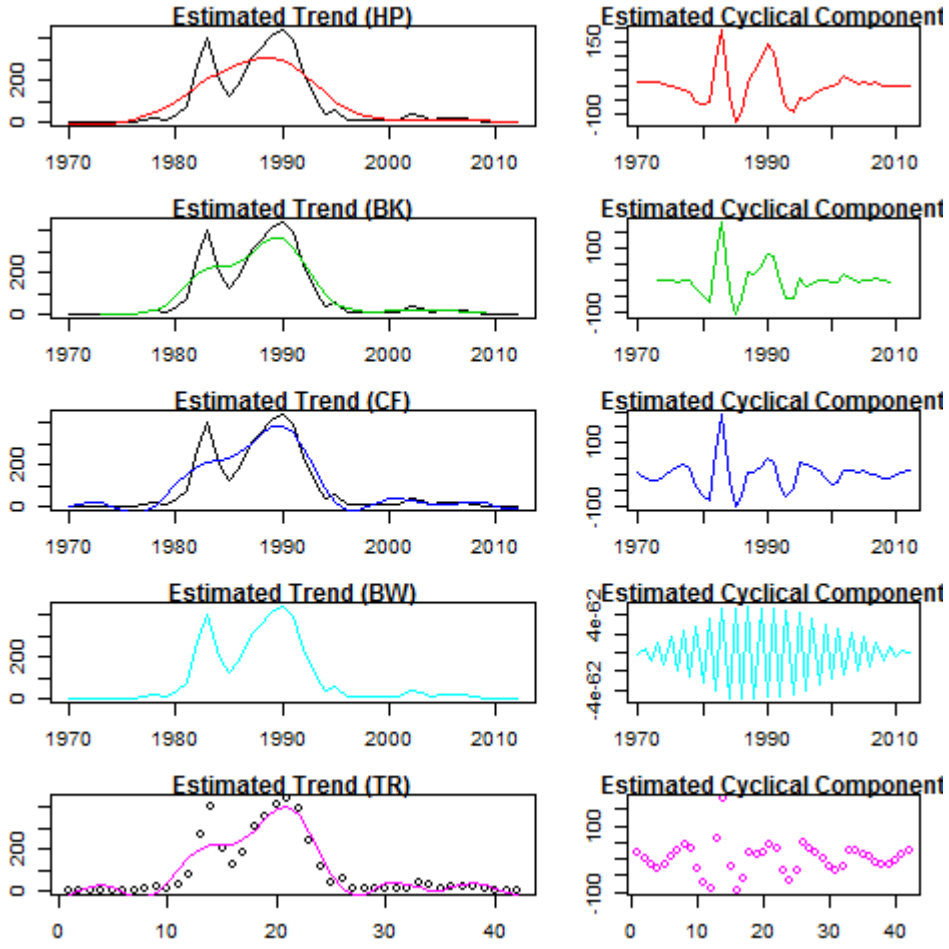


Ilustración 74: Estimación de tendencias para la serie Atari mediante 5 tipos de filtros

Aunque le mejor comportamiento estimativo de la tendencia general y ciclos lo presentan el filtro de HP y el BK, se ve claramente que la serie presenta un doble ciclo:

- Fase de crecimiento inicial que va desde finales de los setenta hasta mediados de los 80 (que coincide con la venta de la compañía y su periodo de descenso de ventas)
- Fase de recuperación posterior hasta mediados de los 90, momento en que desaparece tras el fracaso de su consola Jaguar

En este sentido el ciclo más representativo es el inicial, el crecimiento exponencial de Atari y la consolidación de la marca y de sus consolas.

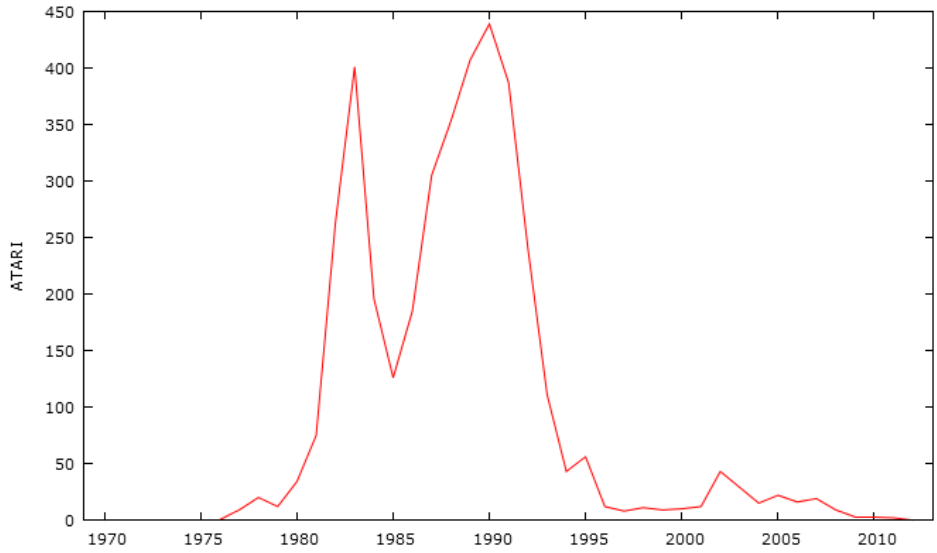


Ilustración 75: Serie completa de Atari, mostrando el doble comportamiento de la serie

Aunque el análisis puede realizarse más minuciosamente considerando separadamente ambos ciclos, y realizando una comparativa de ciclo/tendencia para cada etapa, se va considerar su análisis desde el punto de vista de separación entre el máximo absoluto y dividiendo la serie según el valor obtenido.

Así, si consideramos 2 submuestras para esta serie, podemos observar el comportamiento en la Ilustración 76:

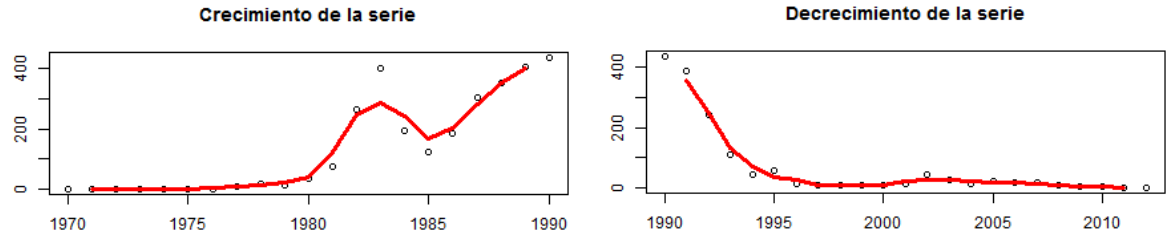


Ilustración 76: Desdoblamiento en 2 submuestras sobre la serie Atari consideradas sobre el valor máximo de la serie, donde se produce un punto de inflexión en la tendencia general de la serie

Básicamente, se constata el comportamiento claramente diferenciado entre las 2 submuestras, y que pueden analizarse por separado. Además, los datos nulos de la serie no aportan nada importante al estudio de la misma, por lo que considerar el estudio de la serie recortada parece más esclarecedor

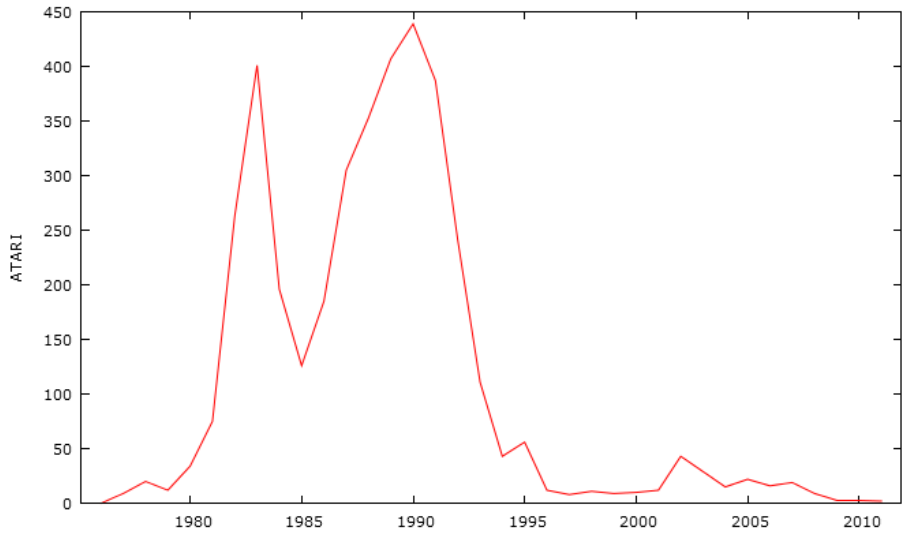


Ilustración 77: Serie recortada a los valores significativos de Atari

En la Tabla 54 se indican los parámetros principales de la muestra recortada completa estudiada, con 36 observaciones significativas, que debemos considerar como un conjunto aceptable para exploración.

Media	**Mediana**	**Mínimo**	**Máximo**
107,944	25,5000	0,000000	439,000
Desv. Típica.	**C.V.**	**Asimetría**	**Exc. de curtosis**
142,664	1,32164	1,20894	-0,0691271

Tabla 54: Estadísticos principales, usando las observaciones 1976 – 2011 para la variable Atari (36 observaciones válidas)

En comparación con los datos de la Tabla 53, vemos que la asimetría se mantiene prácticamente en los mismos niveles, en tanto que la curtosis prácticamente es de nivel cero (mesocúrtica) debido a la eliminación de los datos con valor cero de la serie original.

Se realiza una análisis de la serie recortada pero dividiéndola en 2 submuestras, creciente y decreciente, y se evalúa su tendencia mediante regresión lineal y la normalidad de los residuos.

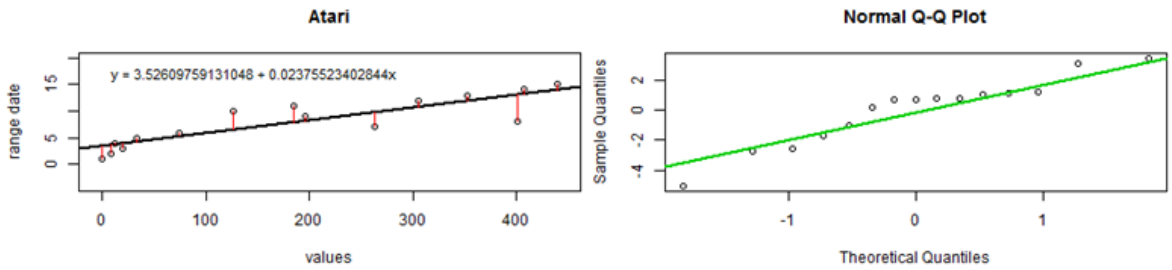


Ilustración 78: Submuestra de datos de la serie Atari, desde 1976 a 1990, mostrando el ajuste de los datos a regresión lineal y gráfico de normalidad de los residuos

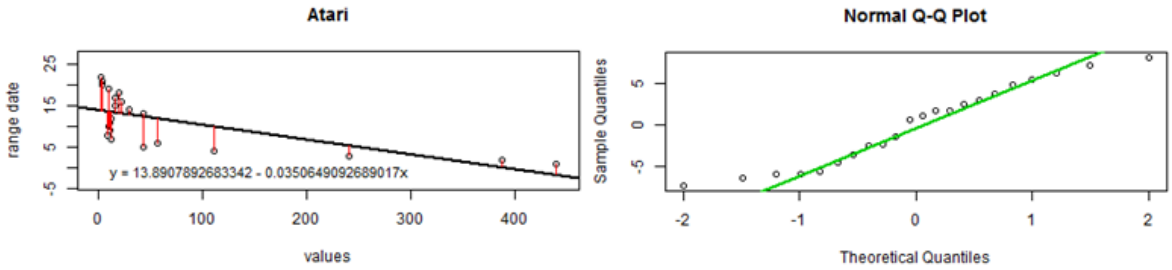


Ilustración 79: Submuestra de datos de la serie Atari, desde 1990 a 2011, mostrando el ajuste de los datos a regresión lineal y gráfico de normalidad de los residuos

	Jarque Bera test		Shapiro Wilks	
	X-squared	p-value	W value	p-value
Serie Up	0,941142	0,624645	0,928536	0,259437
Serie Down	1,427574	0,489786	0,947394	0,280158

Tabla 55: Resultado de cálculo de test de Jarque Bera y Shapiro Wilk de ajuste de residuos a la normalidad para serie Atari, considerando cada submuestra

Como se puede observar en los resultados de la Tabla 55, los residuos de ambas series se ajustan a la normalidad, por lo que se puede considerar que la regresión calculada para ambas submuestras es correcta (ver datos de Tabla 389 para rango de aceptación de p-value de Jarque Bera para muestras pequeñas) a un nivel de significación del α = 0.1, siendo $\chi^2_{(2),0.10} = 4.605$.

En este caso, Atari, se puede considerar que el análisis de tendencia clásico de los datos significativos de la serie original, realizado mediante la división en 2 submuestras según el comportamiento de la serie analizando los resultados de la Ilustración 78 y la Ilustración 79, permite confirmar que responden a una regresión lineal con residuos normalizados.

11.2.3 Consideraciones básicas sobre la serie Commodore: tendencia y ciclo

En primer lugar presentamos los datos generales de la serie en estudio:

Media	Mediana	Mínimo	Máximo
169,395	22,0000	0,000000	780,000
Desv. Típica.	**C.V.**	**Asimetría**	**Exc. de curtosis**
252,218	1,48893	1,32750	0,288287

Tabla 56: Estadísticos principales, usando las observaciones 1970 – 2012 para la variable Commodore (43 observaciones válidas)

Como se puede verificar, la serie presenta asimetría positiva y un nivel de curtosis muy pequeño (cercano a la mesocurtosis).

En este punto analizamos mediante la técnica de filtrado el comportamiento de la serie Commodore para intentar considerar una tendencia primaria general:

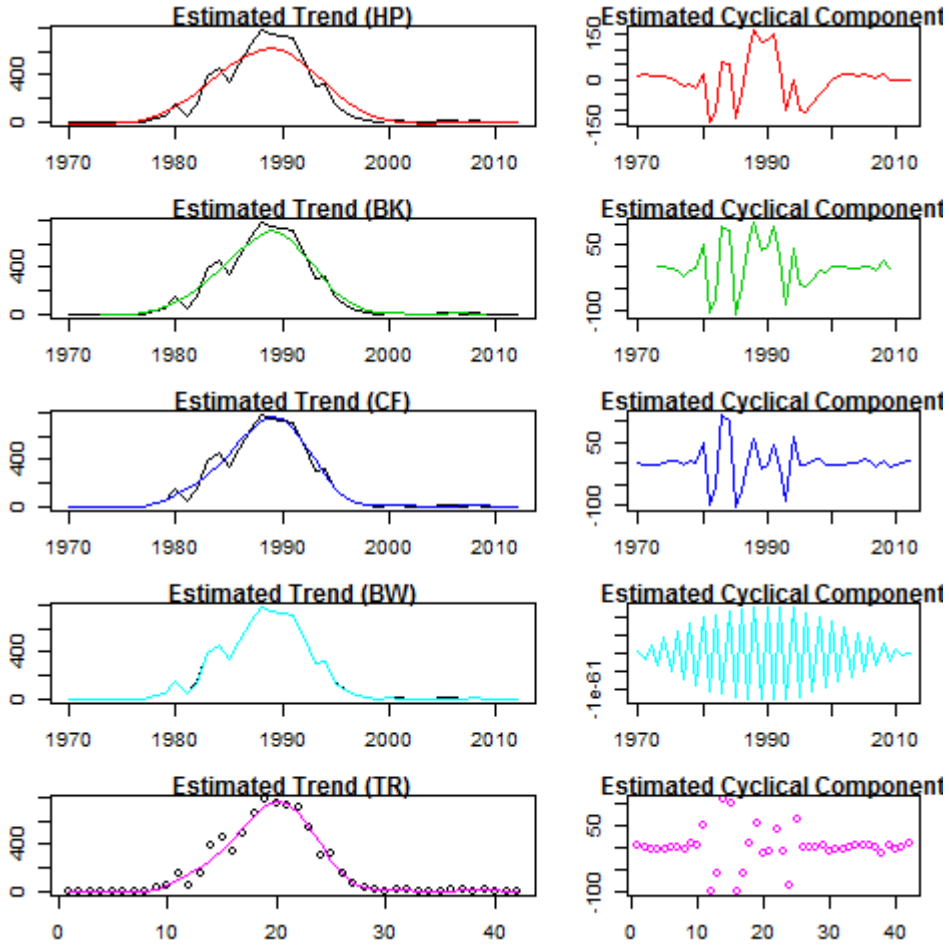


Ilustración 80: Estimación de tendencias para la serie Commodore mediante 5 tipos de filtros

Aunque el mejor comportamiento estimativo lo presenta el filtro de HP, se ve claramente que la serie presenta un doble comportamiento, crecimiento/decrecimiento, con 2

pequeños ciclos en la primera parte de la serie (finales 70 hasta mediados de los 80), y con un máximo localizado en el año 1988, y un comportamiento residual posterior al año 1996, aunque con actividad debido a que aunque la marca desaparece formalmente (por bancarrota y/o vendida a otras compañías) existe cierta producción residual continua durante todo este tiempo hasta la actualidad.

Si consideramos 2 submuestras para esta serie podemos observar el comportamiento en la Ilustración 81:

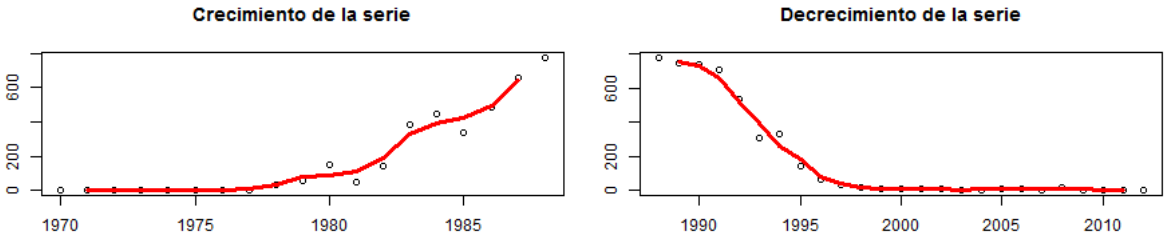


Ilustración 81: Desdoblamiento en 2 submuestras sobre la serie Commodore consideradas sobre el valor máximo de la serie, donde se produce un punto de inflexión en la tendencia de la serie

Básicamente, se constata el comportamiento claramente diferenciado entre las 2 submuestras, y que pueden analizarse por separado. Además, los datos nulos de la serie no aportan nada importante al estudio de la misma, por lo que considerar el estudio de la serie recortada parece más esclarecedor

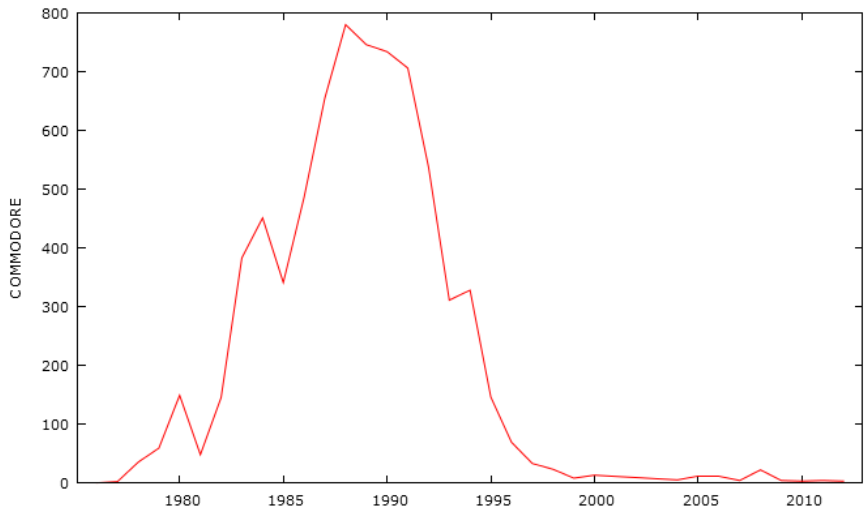


Ilustración 82: Serie recortada a los valores significativos de Commodore

En la Tabla 57 se indican los parámetros principales de la muestra recortada completa estudiada, utilizando solamente 37 observaciones significativas, que debemos considerar como un conjunto aceptable para exploración.

Media	Mediana	Mínimo	Máximo
196,865	35,0000	0,000000	780,000
Desv. Típica.	**C.V.**	**Asimetría**	**Exc. de curtosis**
262,027	1,33100	1,10952	-0,263409

Tabla 57: Estadísticos principales, usando las observaciones 1976 – 2012 para la variable Commodore (37 observaciones válidas)

Poniendo en comparación los datos obtenidos con los datos de la Tabla 56, vemos que la asimetría se mantiene prácticamente constante, en tanto que la curtosis cambia de sentido, aunque con prácticamente el mismo valor (mesocurtosis) debido a la eliminación de los datos con valor cero de la serie original.

Se realiza una análisis de la serie recortada pero dividiéndola en 2 submuestras, creciente y decreciente, y se evalúa su tendencia mediante regresión lineal y la normalidad de los residuos.

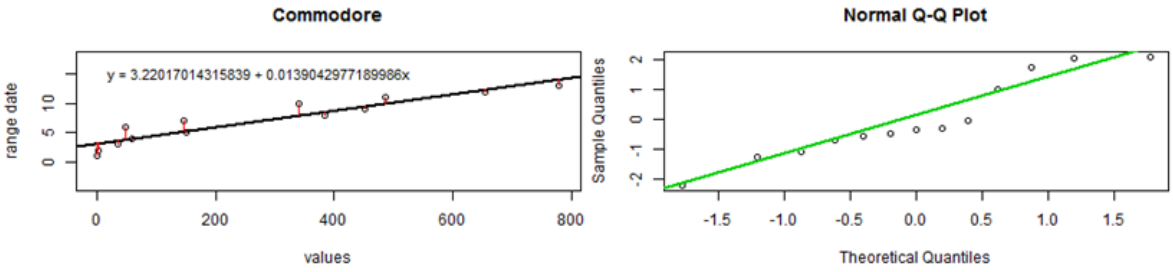


Ilustración 83: Submuestra de datos de la serie Commodore, desde 1976 a 1988, mostrando el ajuste de los datos a regresión lineal y gráfico de normalidad de los residuos

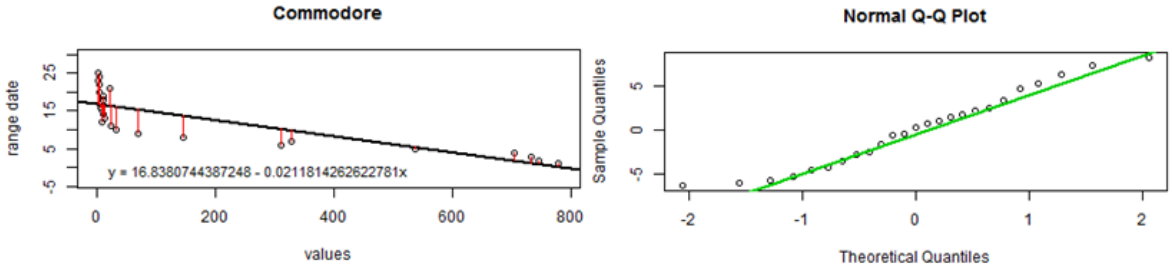


Ilustración 84: Submuestra de datos de la serie Commodore, desde 1988 a 2011, mostrando el ajuste de los datos a regresión lineal y gráfico de normalidad de los residuos

	Jarque Bera test		Shapiro Wilks	
	X-squared	p-value	W value	p-value
Serie Up	0,676825	0,712901	0,918876	0,242232
Serie Down	1,119848	0,571252	0,961823	0,451970

Tabla 58: Resultado de cálculo de test de Jarque Bera y Shapiro Wilk de ajuste de residuos a la normalidad para serie Commodore, considerando cada submuestra

Como se puede observar en los resultados de la Tabla 58, los residuos de ambas series se ajustan a la normalidad, por lo que se puede considerar que la regresión calculada para ambas submuestras es correcta (ver datos de Tabla 389 para rango de aceptación de p-value de Jarque Bera para muestras pequeñas), a un nivel de significación del α = 0.1, siendo $\chi^2_{(2),0.10} = 4.605$.

En este caso, Commodore, se puede considerar que el análisis de tendencia clásico de los datos significativos de la serie original, realizado mediante la división en 2 submuestras según el comportamiento de la serie analizando la Ilustración 83 y la Ilustración 84, permite confirmar que responden a una regresión lineal con residuos normalizados.

También es posible analizar el componente estacional eliminando los datos posteriores a 1998, dado que constituyen actividad residual una vez quebrada la sociedad:

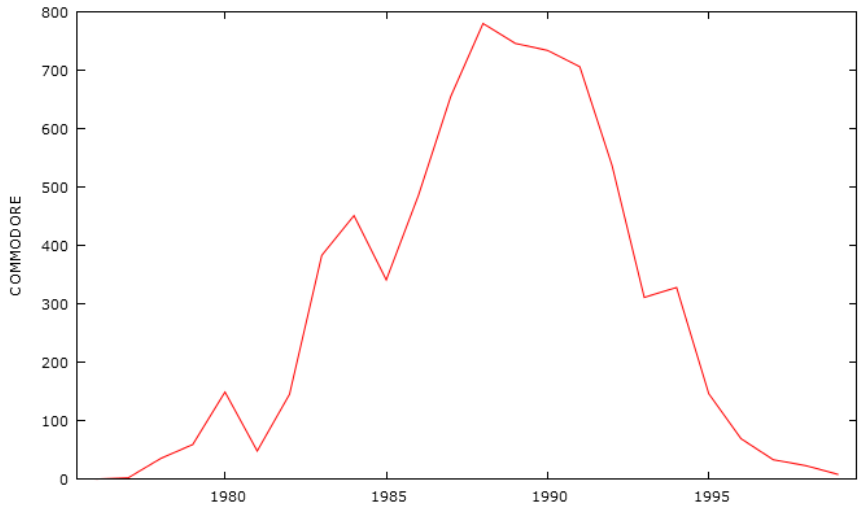


Ilustración 85: Serie recortada nuevamente a los valores significativos de Commodore entre 1976 y 1999

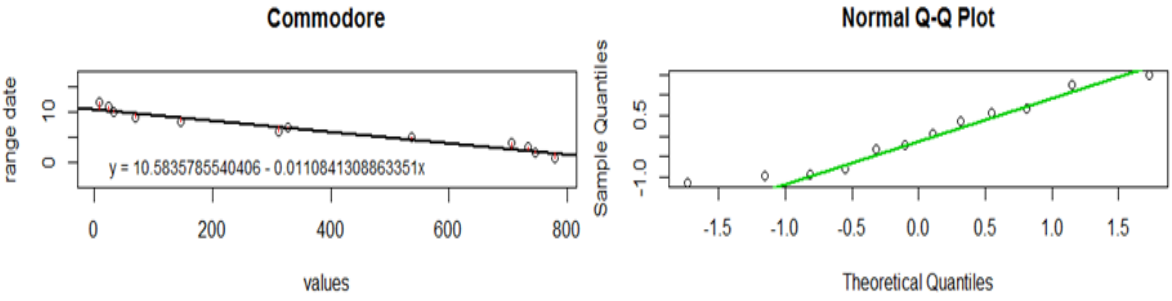


Ilustración 86: Submuestra de datos de la serie Commodore, desde 1988 a 1999, mostrando el ajuste de los datos a regresión lineal y gráfico de normalidad de los residuos

	Jarque Bera test		Shapiro Wilk	
	X-squared	p-value	W value	p-value
Serie Up	0,676825	0,712901	0,918876	0,242232
Serie Down	0,7955	0,6718	0,9399	0,497

Tabla 59: Resultado de cálculo de test de Jarque Bera y Shapiro Wilk de ajuste de residuos a la normalidad para serie Commodore, considerando cada submuestra, y reajustando los datos en la serie con la muestra de observaciones en sentido descendente al eliminar las observaciones desde 2000 en adelante

Tal y como se puede verificar contrastando los datos de la Tabla 58 con los de la Tabla 59, la eliminación de los datos posteriores a 1999 permite mejorar la calidad de p-value del test de Shapiro-Wilk y el de Jarque Bera, pero su eliminación no representa ninguna ventaja real, al menos desde el punto de vista de análisis de tendencia/ciclo.

11.2.4 Consideraciones básicas sobre la serie Dragon.Data: tendencia y ciclo

En primer lugar presentamos los datos generales de la serie en estudio:

Media	**Mediana**	**Mínimo**	**Máximo**
10,1163	0,000000	0,000000	101,000
Desv. Típica.	**C.V.**	**Asimetría**	**Exc. de curtosis**
23,5354	2,32649	2,71486	6,39160

Tabla 60: Estadísticos principales, usando las observaciones 1970 – 2012 para la variable Dragon.Data (43 observaciones válidas)

Como se puede verificar, esta serie muestra asimetría positiva y una curtosis leptocúrtica acusada.

En este punto analizamos mediante la técnica de filtrado el comportamiento de la serie Dragon.Data para intentar considerar una tendencia primaria general:

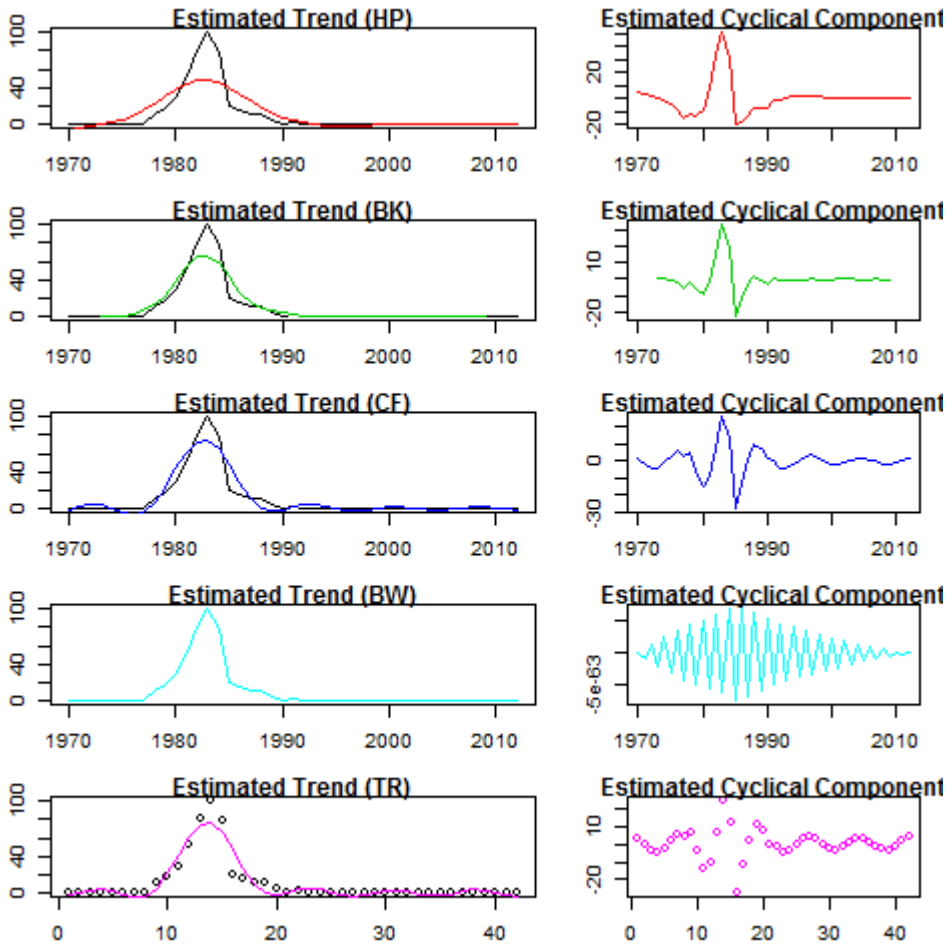


Ilustración 87: Estimación de tendencias para la serie Dragon.Data mediante 5 tipos de filtros

Aunque el mejor comportamiento estimativo lo presenta el filtro de HP, se ve claramente que la serie presenta un doble comportamiento, crecimiento/decrecimiento, con un máximo localizado en el año 1983, y un comportamiento residual posterior al año 1989.

Si consideramos 2 submuestras para esta serie podemos observar el comportamiento en la Ilustración 88:

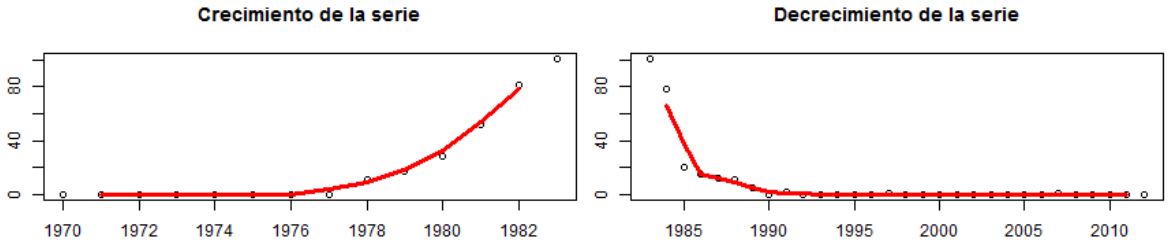


Ilustración 88: Desdoblamiento en 2 submuestras sobre la serie Dragon.Data consideradas sobre el valor máximo de la serie, donde se produce un punto de inflexión en la tendencia de la serie

Básicamente, se constata el comportamiento claramente diferenciado entre las 2 submuestras, y que pueden analizarse por separado. Además, los datos nulos de la serie

no aportan nada importante al estudio de la misma, por lo que considerar el estudio de la serie recortada parece más esclarecedor

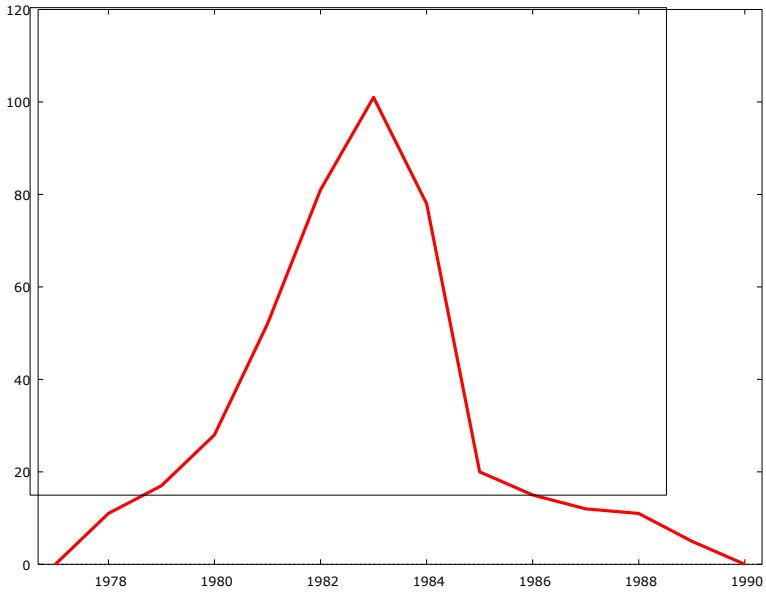


Ilustración 89: Serie recortada a los valores significativos de Dragon.Data

En la Tabla 61 se indican los parámetros principales de la muestra recortada completa estudiada, aunque existe la limitación de 14 observaciones significativas, que debemos considerar como un conjunto muy limitado para exploración.

Media	**Mediana**	**Mínimo**	**Máximo**
30,7857	16,0000	0,000000	101,000
Desv. Típica.	**C.V.**	**Asimetría**	**Exc. de curtosis**
33,2709	1,08072	1,04499	-0,389298

Tabla 61: Estadísticos principales, usando las observaciones 1977 – 1990 para la variable Dragon.Data (14 observaciones válidas)

A diferencia de los datos de la Tabla 60, se ve que la asimetría se ha reducido en un 50% (al haberse eliminado los valores de la serie desde 1990 en adelante) y que la curtosis cambia de sentido (pasa de ser leptocúrtica a platicúrtica, aunque su valor es tan bajo que puede considerarse una mesocúrtica) debido a la eliminación de los datos con valor cero de la serie original. Adicionalmente, se realiza una análisis de la serie recortada pero dividiéndola en 2 submuestras, creciente y decreciente, y se evalúa su tendencia mediante regresión lineal y la normalidad de los residuos.

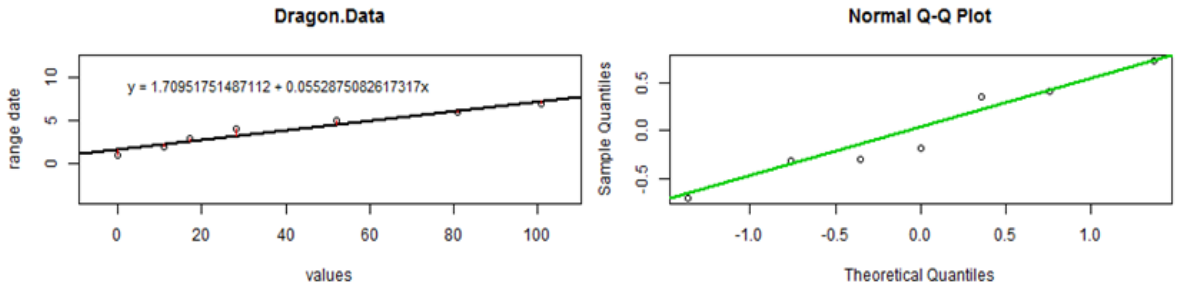


Ilustración 90: Submuestra de datos de la serie Dragon.Data, desde 1977 a 1983, mostrando el ajuste de los datos a regresión lineal y gráfico de normalidad de los residuos

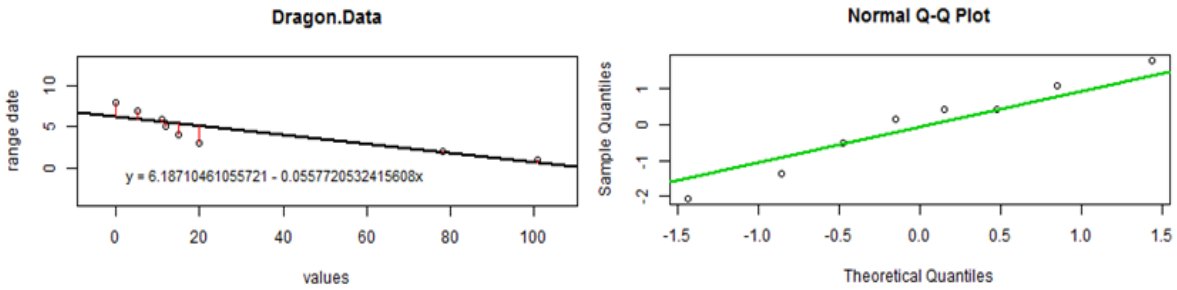


Ilustración 91: Submuestra de datos de la serie Dragon.Data, desde 1983 a 1990, mostrando el ajuste de los datos a regresión lineal y gráfico de normalidad de los residuos

	Jarque Bera test		Shapiro Wilk	
	X-squared	p-value	W value	p-value
Serie Up	0,472234	0,789688	0,943072	0,666529
Serie Down	0,364539	0,833377	0,970140	0,899104

Tabla 62: Resultado de cálculo de test de Jarque Bera y Shapiro Wilk de ajuste de residuos a la normalidad para serie Dragon.Data, considerando cada submuestra

Como se puede observar en los resultados de la Tabla 62, los residuos de ambas series se ajustan a la normalidad, por lo que podemos considerar que se puede considerar que la regresión calculada para ambas submuestras es correcta (ver datos de Tabla 389 para rango de aceptación de p-value de Jarque Bera para muestras pequeñas), a un nivel de significación del α = 0.1, siendo $\chi^2_{(2),0.10} = 4.605$.

En este caso, Dragon.Data, se puede considerar que el análisis de tendencia clásico de los datos significativos de la serie original, realizado mediante la división en 2 submuestras según el comportamiento de la serie analizando la Ilustración 90 y la Ilustración 91, permite confirmar que responden a una regresión lineal con residuos normalizados.

11.2.5 Consideraciones básicas sobre la serie Fairchild: tendencia y ciclo

En primer lugar presentamos los datos generales de la serie en estudio:

Media	**Mediana**	**Mínimo**	**Máximo**
0,651163	0,000000	0,000000	11,0000
Desv. Típica.	**C.V.**	**Asimetría**	**Exc. de curtosis**
2,12562	3,26435	3,64078	13,1115

Tabla 63: Estadísticos principales, usando las observaciones 1970 – 2012 para la variable Fairchild (43 observaciones válidas)

Como se puede verificar, esta serie muestra asimetría positiva y una curtosis leptocúrtica muy acusada. En este punto analizamos mediante la técnica de filtrado el comportamiento de la serie Fairchild para intentar considerar una tendencia primaria general:

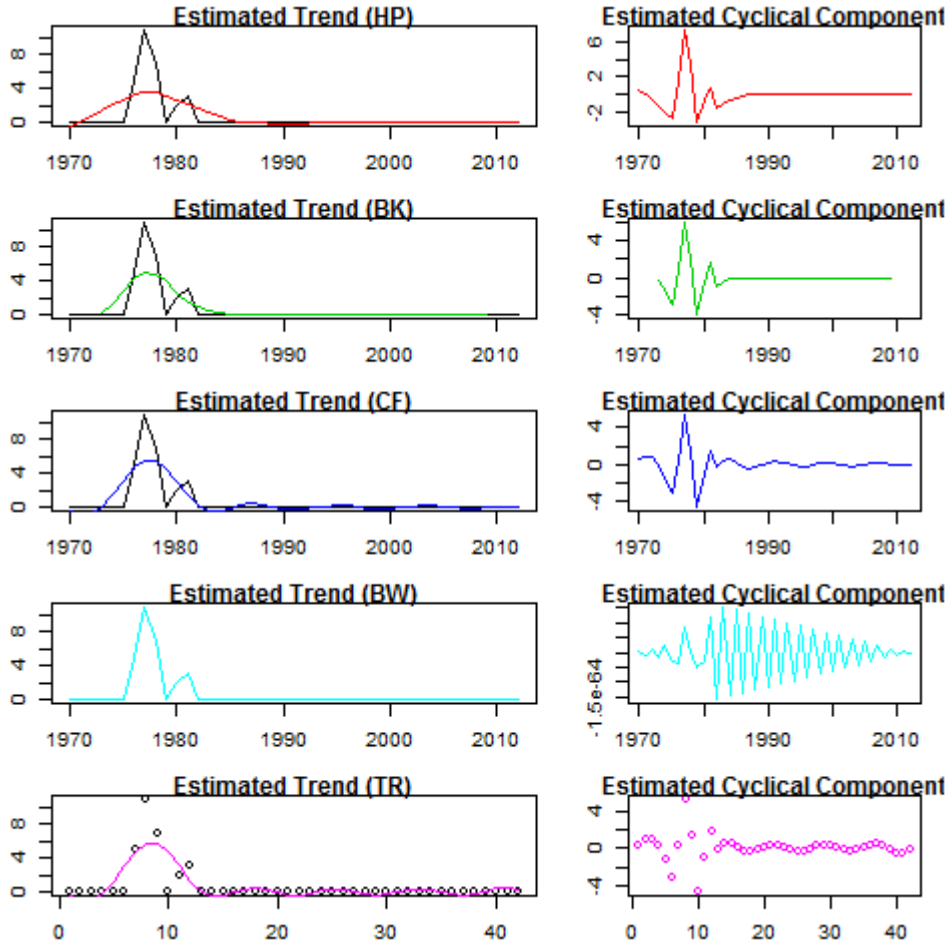


Ilustración 92: Estimación de tendencias para la serie Fairchild mediante 5 tipos de filtros

Aunque el mejor comportamiento estimativo lo presentan el filtro de HP y el BK, se ve claramente que la serie presenta un doble comportamiento, crecimiento/decrecimiento,

con un máximo localizado en el año 1977, y un comportamiento residual posterior al año 1981. Si consideramos 2 submuestras para esta serie podemos observar el comportamiento en la Ilustración 93:

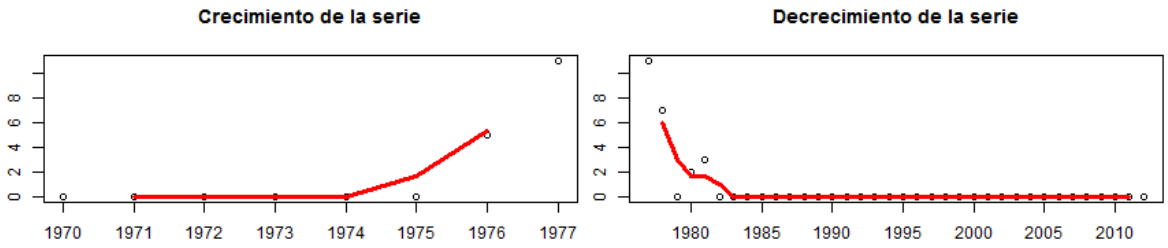


Ilustración 93: Desdoblamiento en 2 submuestras sobre la serie Fairchild consideradas sobre el valor máximo de la serie, donde se produce un punto de inflexión en la tendencia de la serie

Básicamente, se constata el comportamiento claramente diferenciado entre las 2 submuestras, y que pueden analizarse por separado. Además, los datos nulos de la serie no aportan nada importante al estudio de la misma, por lo que considerar el estudio de la serie recortada parece más esclarecedor.

Ilustración 94: Serie recortada a los valores significativos de Fairchild

En la Tabla 64 se indican los parámetros principales de la muestra recortada completa estudiada, aunque existe la limitación de 8 observaciones significativas, que debemos considerar como un conjunto muy limitado para exploración.

Media	**Mediana**	**Mínimo**	**Máximo**
3,50000	2,50000	0,000000	11,0000
Desv. Típica.	**C.V.**	**Asimetría**	**Exc. de curtosis**
3,96412	1,13261	0,823750	-0,504463

Tabla 64: Estadísticos principales, usando las observaciones 1975 – 1982 para la variable Fairchild (8 observaciones válidas)

A diferencia de los datos de la Tabla 63, vemos que la asimetría se ha reducido claramente (al haberse eliminado los valores de la serie desde 1983 en adelante) y que la curtosis cambia de sentido (pasa de ser leptocúrtica a platicúrtica) debido a la eliminación de los datos con valor cero de la serie original.

Se realiza una análisis de la serie recortada pero dividiéndola en 2 submuestras, creciente y decreciente, y se evalúa su tendencia mediante regresión lineal y la normalidad de los residuos.

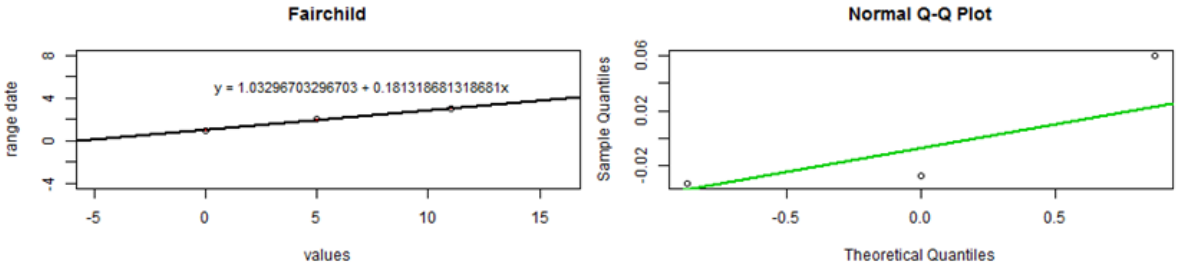


Ilustración 95: Submuestra de datos de la serie Fairchild, desde 1975 a 1977, mostrando el ajuste de los datos a regresión lineal y gráfico de normalidad de los residuos

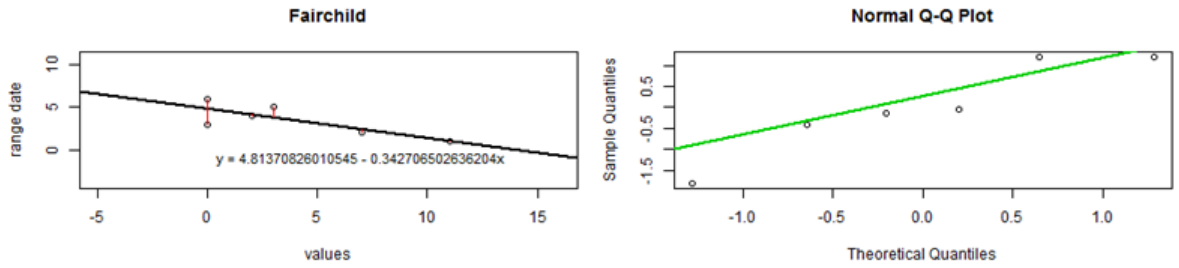


Ilustración 96: Submuestra de datos de la serie Fairchild, desde 1977 a 1982, mostrando el ajuste de los datos a regresión lineal y gráfico de normalidad de los residuos

	Jarque Bera test		Shapiro Wilk	
	X-squared	p-value	W value	p-value
Serie Up	0,525115	0,769082	0,793952	0,100140
Serie Down	0,305360	0,858404	0,908293	0,425264

Tabla 65: Resultado de cálculo de test de Jarque Bera y Shapiro Wilk de ajuste de residuos a la normalidad para serie Fairchild, considerando cada submuestra

Como se puede observar en los resultados de la Tabla 65, los residuos de ambas series se ajustan a la normalidad (muy justo el resultado del test Shapiro-Wilk en el caso de la serie Up, debido a la escasez de observaciones), por lo que podemos considerar que se puede considerar que la regresión calculada para ambas submuestras es correcta (ver datos de Tabla 389 para rango de aceptación de p-value de Jarque Bera para muestras pequeñas), a un nivel de significación del α = 0.1, siendo $\chi^2_{(2),0.10} = 4.605$.

En este caso, Fairchild, en un primer momento, se puede considerar que el análisis de tendencia clásico de los datos significativos de la serie original, realizado mediante la división en 2 submuestras según el comportamiento de la serie analizando la Ilustración 95 y la Ilustración 96, permite confirmar que responden a una regresión lineal con residuos normalizados. Sin embargo, el conjunto de observaciones es excesivamente bajo, solo 8 observaciones viables, por lo que esta serie no es aceptable.

11.2.6 Consideraciones básicas sobre la serie Magnavox: tendencia y ciclo

En primer lugar presentamos los datos generales de la serie en estudio:

Media	**Mediana**	**Mínimo**	**Máximo**
4,76744	0,000000	0,000000	65,0000
Desv. Típica.	**C.V.**	**Asimetría**	**Exc. de curtosis**
10,8449	2,27478	4,25432	20,4334

Tabla 66: Estadísticos principales, usando las observaciones 1970 – 2012 para la variable Magnavox (43 observaciones válidas)

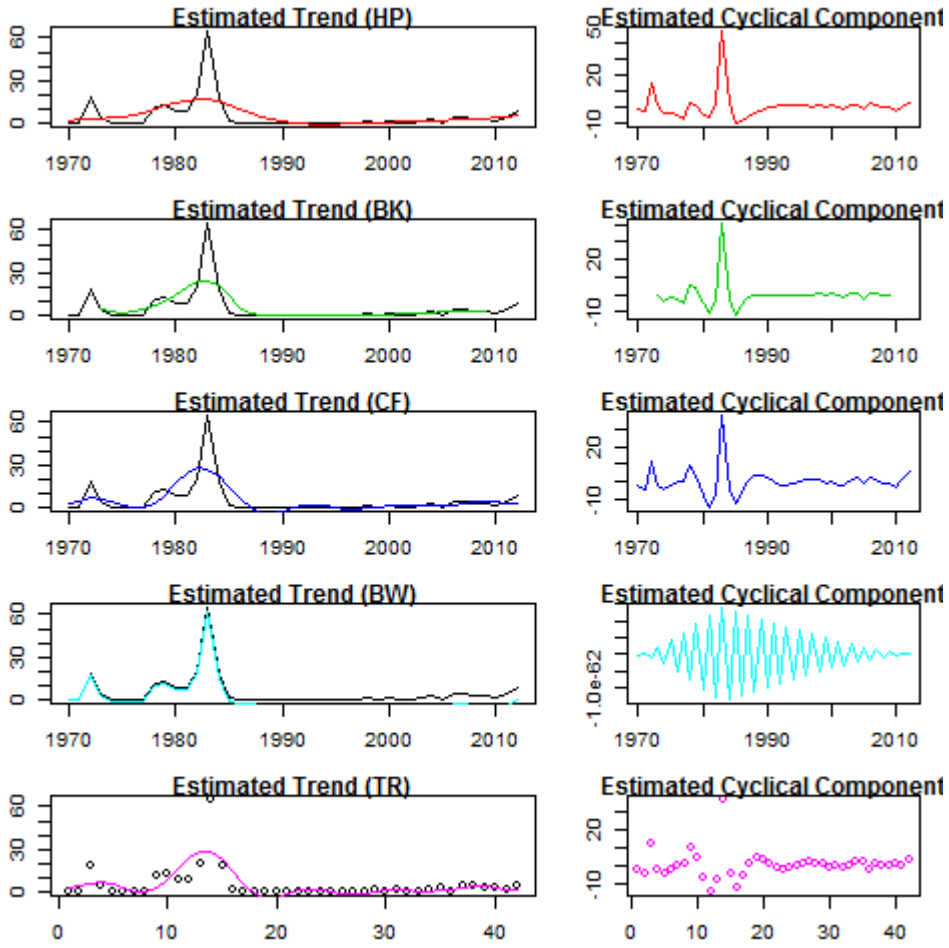


Ilustración 97: Estimación de tendencias para la serie Magnavox mediante 5 tipos de filtros

Como se puede verificar en la Tabla 66, esta serie muestra asimetría positiva y una curtosis leptocúrtica muy acusada. En este punto analizamos mediante la técnica de filtrado el comportamiento de la serie Magnavox para intentar considerar una tendencia primaria general, tal cual se muestra en la Ilustración 97.

Aunque el mejor comportamiento estimativo lo presenta el filtro de CF, se ve claramente que la serie presenta un doble comportamiento anómalo, sin una clara tendencia, y con varios ciclos (al menos 3) según el periodo de tiempo en el que las consolas de la serie Magnavox (Magnavox y Magnavox Odissey) salieron al mercado. Así mismo, el periodo posterior al año 1985 no se puede considerar más que como anómalo en su conjunto, ya que posterior a dicha fecha no hay actividad relacionada con las consolas de la casa Magnavox[98].

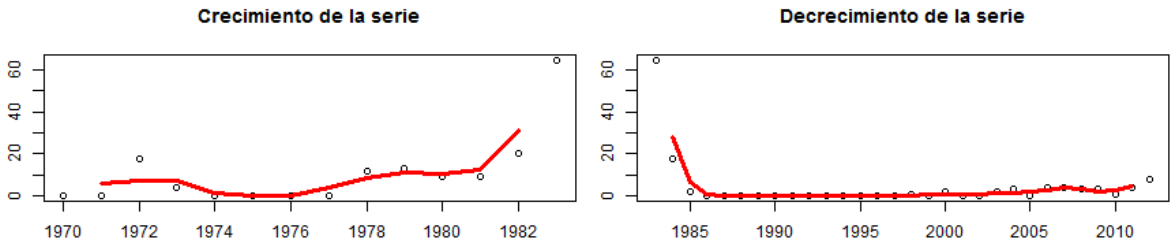


Ilustración 98: Desdoblamiento en 2 submuestras sobre la serie Magnavox consideradas sobre el valor máximo de la serie, donde se produce un punto de inflexión en la tendencia de la serie

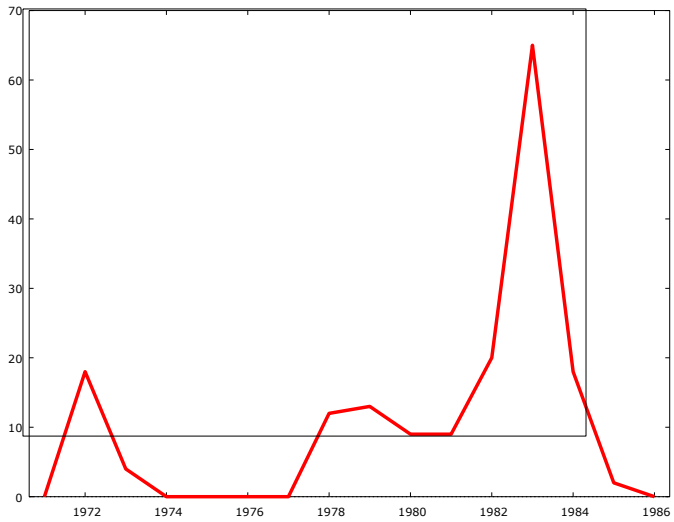


Ilustración 99: Serie recortada a los valores significativos de Magnavox

[98] Es posible que la absorción de Magnavox por la casa Phillips, y la actividad de esta en el sector de la electrónica, hayan incluido en la captación de datos, o bien que se traten de nuevos títulos para las versiones de Magnavox que se han generado para correr como emulaciones en diversos sistemas operativos (http://www.youtube.com/watch?v=oJ8kZ6l1yKI)

Por estas razones, se procede a analizar las series de observaciones de Magnavox, considerando 2 submuestras (en el periodo de 1971-1986). Este modelo de segmentación queda corroborado al observar el comportamiento general de la serie en la Ilustración 98.

Básicamente, se constata el comportamiento claramente diferenciado entre las 2 submuestras, y que pueden analizarse por separado. Además, los datos nulos de la serie no aportan nada importante al estudio de la misma, por lo que considerar el estudio de la serie recortada parece más esclarecedor (Ilustración 99).

En la Tabla 67 se indican los parámetros principales de la muestra recortada completa estudiada, aunque existe la limitación de 16 observaciones significativas, que debemos considerar como un conjunto muy limitado para exploración.

Media	**Mediana**	**Mínimo**	**Máximo**
10,6250	6,50000	0,000000	65,0000
Desv. Típica.	**C.V.**	**Asimetría**	**Exc. de curtosis**
16,2517	1,52957	2,47466	6,01085

Tabla 67: Estadísticos principales, usando las observaciones 1971 – 1986 para la variable Magnavox (16 observaciones válidas).

A diferencia de los datos de la Tabla 66, vemos que la asimetría se ha reducido claramente, sobre un 50% (al haberse eliminado los valores de la serie desde 1986 en adelante) y que la curtosis se reduce significativamente en grado pero se mantiene en su carácter leptocúrtico, a pesar de la eliminación de los datos con valor cero de la serie original.

Como se ve en la Ilustración 99, entre los años 1982-1984 hay una elevada concentración de actividad.

Los dos ciclos corresponden con la actividad de las 2 consolas principales de la compañía, a saber, Magnavox Odyssey (principios de 70) y Magnavox Odyssey 2 (lanzada en 1978).

A pesar de la clara diferenciación en ambos ciclos, con observaciones nulas entre ambos ciclos, y que por sus características parece que sería conveniente analizar cada ciclo por separado, en vista de las escasas observaciones y la poca información viable de ese modelo, se procede a realizar una análisis de la serie recortada pero dividiéndola en 2 submuestras, creciente y decreciente, y se evalúa su tendencia mediante regresión lineal y la normalidad de los residuos.

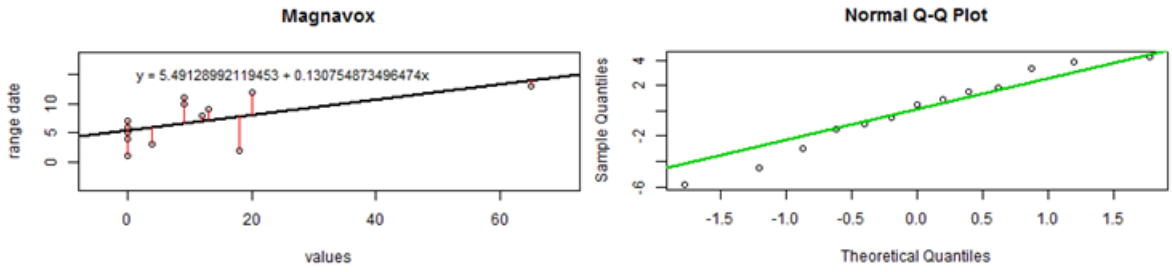


Ilustración 100: Submuestra de datos de la serie Magnavox, desde 1971 a 1983, mostrando el ajuste de los datos a regresión lineal y gráfico de normalidad de los residuos

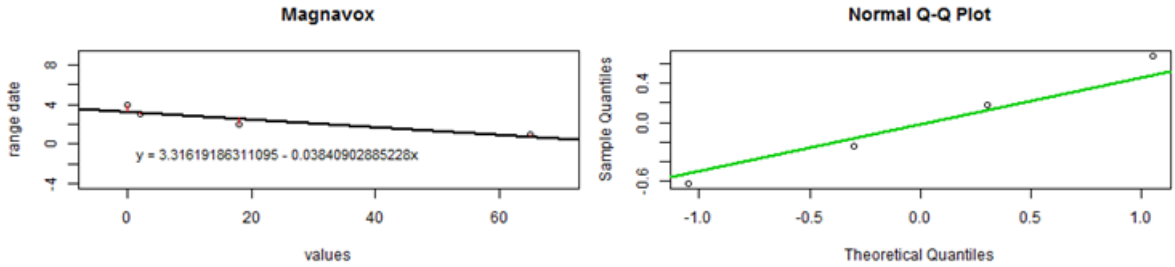


Ilustración 101: Submuestra de datos de la serie Magnavox, desde 1983 a 1986, mostrando el ajuste de los datos a regresión lineal y gráfico de normalidad de los residuos

	Jarque Bera test		Shapiro Wilk	
	X-squared	p-value	W value	p-value
Serie Up	0,648220	0,723171	0,963128	0,801098
Serie Down	0,308648	0,856994	0,991039	0,962732

Tabla 68: Resultado de cálculo de test de Jarque Bera y Shapiro Wilk de ajuste de residuos a la normalidad para serie Magnavox, considerando cada submuestra

Como se puede observar en los resultados de la Tabla 68, los residuos de ambas series se ajustan a la normalidad, por lo que podemos considerar que se puede considerar que la regresión calculada para ambas submuestras es correcta (ver datos de Tabla 389 para rango de aceptación de p-value de Jarque Bera para muestras pequeñas), a un nivel de significación del α = 0.1, siendo $\chi^2_{(2),0.10} = 4.605$.

En este caso, Magnavox, en un primer momento, se puede considerar que el análisis de tendencia clásico de los datos significativos de la serie original, realizado mediante la división en 2 submuestras según el comportamiento de la serie analizando la Ilustración 100 y la Ilustración 101, permite confirmar que responden a una regresión lineal con residuos normalizados.

Sin embargo, el conjunto de observaciones es moderadamente bajo, solo 16 observaciones viables, y con valores nulos entre dos ciclos claramente diferenciados, por lo que esta serie no es aceptable.

11.2.7 Consideraciones básicas sobre la serie Microsoft: tendencia y ciclo

En primer lugar presentamos los datos generales de la serie en estudio:

Media	Mediana	Mínimo	Máximo
74,2791	0,000000	0,000000	430,000
Desv. Típica.	**C.V.**	**Asimetría**	**Exc. de curtosis**
130,783	1,76070	1,36302	0,286138

Tabla 69: Estadísticos principales, usando las observaciones 1970 – 2012 para la variable Microsoft (43 observaciones válidas)

Como se puede verificar, esta serie muestra asimetría positiva y una curtosis que por el valor observado respondería a una serie mesocúrtica.

En este punto analizamos mediante la técnica de filtrado el comportamiento de la serie Microsoft para intentar considerar una tendencia primaria general:

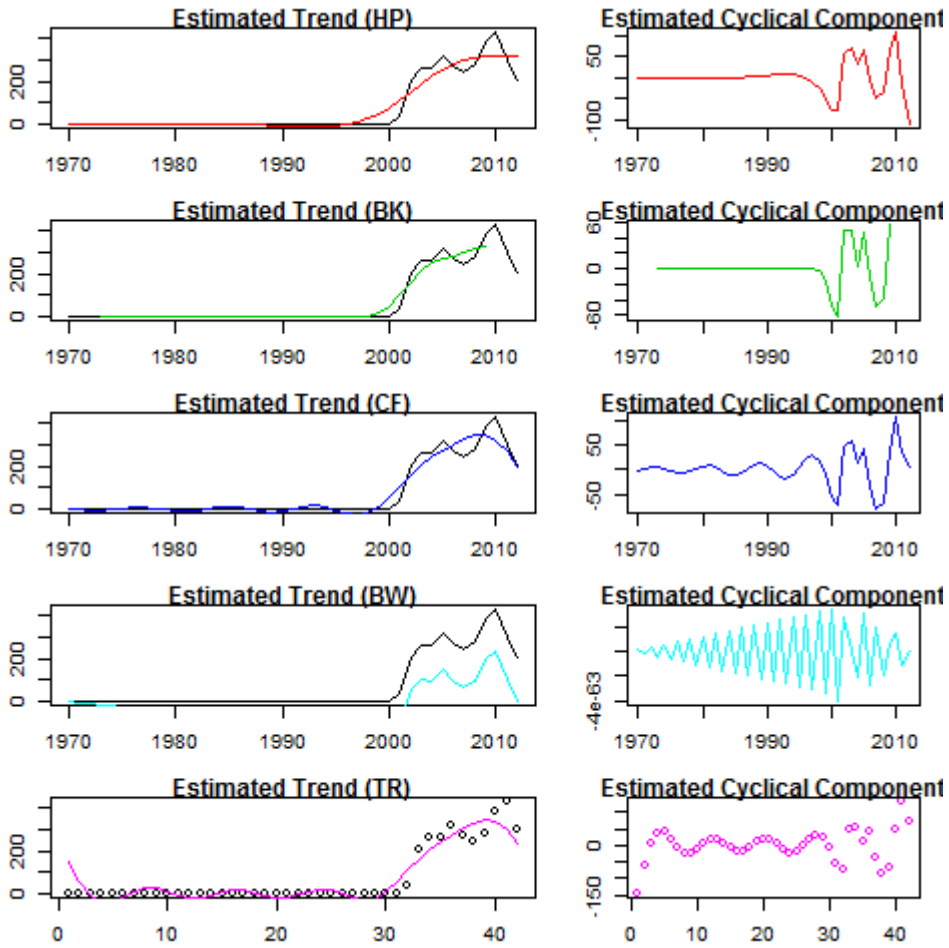


Ilustración 102: Estimación de tendencias para la serie Microsoft mediante 5 tipos de filtros

Aunque el mejor comportamiento estimativo lo presentan el filtro de HP y el CF, se ve claramente que la serie presenta un comportamiento creciente, con un máximo localizado

en el año 2010, y un comportamiento posterior al año 2010 en el que se observa una ligera caída pero sobre la que no hay observaciones posteriores que nos indiquen si se trata del fin de un ciclo menor o bien de un cambio de tendencia.

Dado que la serie presenta una enorme serie de datos nulos, fundamentalmente por la entrada tardía de Microsoft en el mercado de las consolas, parece oportuno recortar la serie y analizarla desde esta perspectiva.

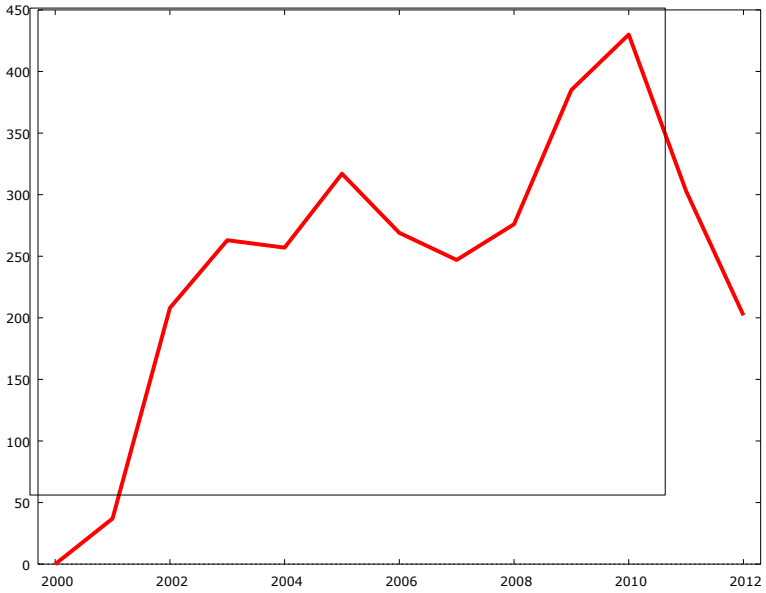


Ilustración 103: Serie recortada a los valores significativos de Microsoft

En la Tabla 70 se indican los parámetros principales de la muestra recortada completa estudiada, aunque existe la limitación de 13 observaciones significativas, que debemos considerar como un conjunto limitado para exploración.

Media	**Mediana**	**Mínimo**	**Máximo**
245,692	263,000	0,000000	430,000
Desv. Típica.	**C.V.**	**Asimetría**	**Exc. de curtosis**
119,332	0,485699	-0,739845	0,167447

Tabla 70: Estadísticos principales, usando las observaciones 2000 – 2012 para la variable Microsoft (13 observaciones válidas)

A diferencia de los datos de la Tabla 69, vemos que la asimetría se vuelve negativa (al haberse eliminado los valores nulos de la serie hasta 2000) y que la curtosis sin embargo se mantiene en su característica de mesocúrtica.

En este punto se van a considerar 2 situaciones: (1) que la serie no cambia de tendencia en el año 2010, o bien (2) que la serie cambia de tendencia en el 2010.

Para el primer caso, sin cambio de tendencia, se realiza un ajuste por regresión lineal y se calcula el ajuste a la normalidad de los residuos (Ilustración 104).

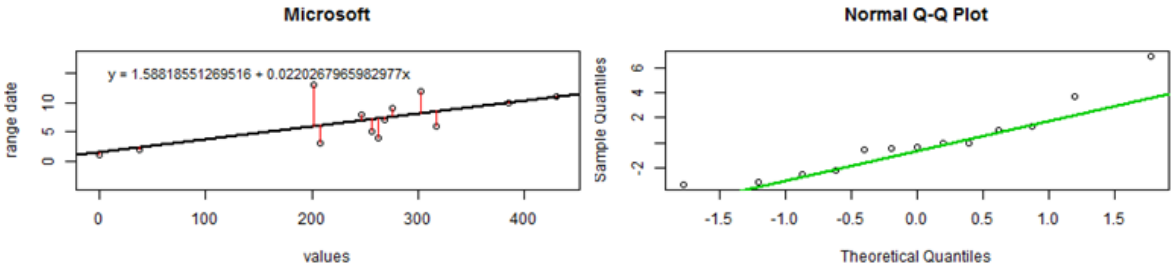


Ilustración 104: Análisis de la serie recortada completa de Microsoft, bajo el supuesto de inexistencia de cambio de tendencia en el 2010

	Jarque Bera test		Shapiro Wilk	
	X-squared	p-value	W value	p-value
Serie	2,8216	0,2439	0,8941	0,111

Tabla 71: Resultado de cálculo de test de Jarque Bera y Shapiro Wilk de ajuste de residuos a la normalidad para serie Microsoft, bajo el supuesto de inexistencia de cambio de tendencia en el año 2010

Como se puede observar en los resultados de la Tabla 71, los residuos no se ajustan a la normalidad, por lo que podemos considerar que no se puede aceptar que la regresión calculada sea correcta (ver datos de Tabla 389 para rango de aceptación de p-value de Jarque Bera para muestras pequeñas), a un nivel de significación del α = 0.1, siendo $\chi^2_{(2),0.10} = 4.605$, dado que para Jarque Bera, el pvalue obtenido es inferior al que sería necesario según el tamaño de la muestra (0.2439 < 0,307), y en el caso del p-value de Shapiro-Wilk este es muy ajustado al valor de significación de contraste, por lo que no se puede aceptar con total seguridad la normalidad de los residuos ni la validez de la regresión. Esto es posible que se deba a la presencia de outliers como puede apuntarse al observar la Ilustración 104.

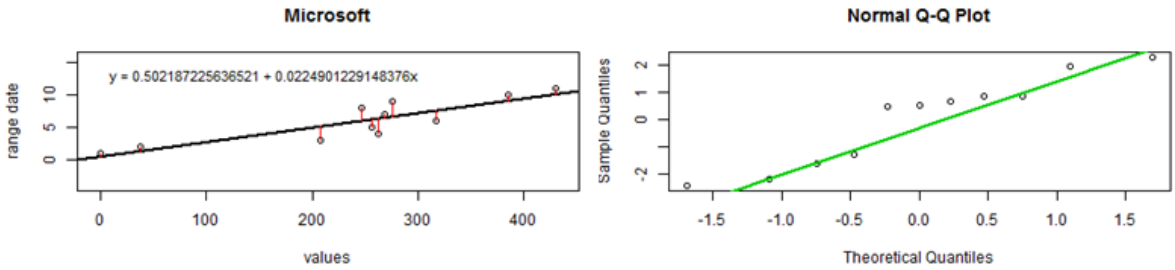


Ilustración 105: Análisis de la serie recortada completa, bajo el supuesto de existencia de cambio de tendencia en el 2010

En segundo lugar, tal y como se muestra en la Ilustración 105, se procede a realizar un análisis de la serie considerando que existe cambio de tendencia en el año 2010, y consecuentemente eliminando las observaciones posteriores a dicha fecha.

	Jarque Bera test		Shapiro Wilk	
	X-squared	p-value	W value	p-value
Serie	0,8205	0,6635	0,9085	0,234

Tabla 72: Resultado de cálculo de test de Jarque Bera y Shapiro Wilk de ajuste de residuos a la normalidad para serie Microsoft, considerando cada submuestra

Como se puede observar en los resultados de la Tabla 72, los residuos sí se ajustan a la normalidad, por lo que podemos aceptar que se puede considerar que la regresión calculada es correcta (ver datos de Tabla 389 para rango de aceptación de p-value de Jarque Bera para muestras pequeñas), a un nivel de significación del α = 0.1, siendo $\chi^2_{(2),0.10} = 4.605$.

En función de los datos obtenidos siguiendo las 2 hipótesis de trabajo para esta serie, comprobamos que, a priori, parece existir un cambio de tendencia en el año 2010, y que el comportamiento histórico de la serie Microsoft hasta 2010 responde a una regresión lineal.

11.2.8 Consideraciones básicas sobre la serie Msx: tendencia y ciclo

En primer lugar presentamos los datos generales de la serie en estudio:

Media	**Mediana**	**Mínimo**	**Máximo**
23,6744	0,000000	0,000000	158,000
Desv. Típica.	**C.V.**	**Asimetría**	**Exc. de curtosis**
48,3049	2,04039	1,85563	1,82955

Tabla 73: Estadísticos principales, usando las observaciones 1970 – 2012 para la variable Msx (43 observaciones válidas)

Como se puede verificar, esta serie muestra asimetría positiva y una curtosis que por el valor observado respondería a una serie leptocúrtica.

En este punto analizamos mediante la técnica de filtrado el comportamiento de la serie Msx para intentar considerar una tendencia primaria general:

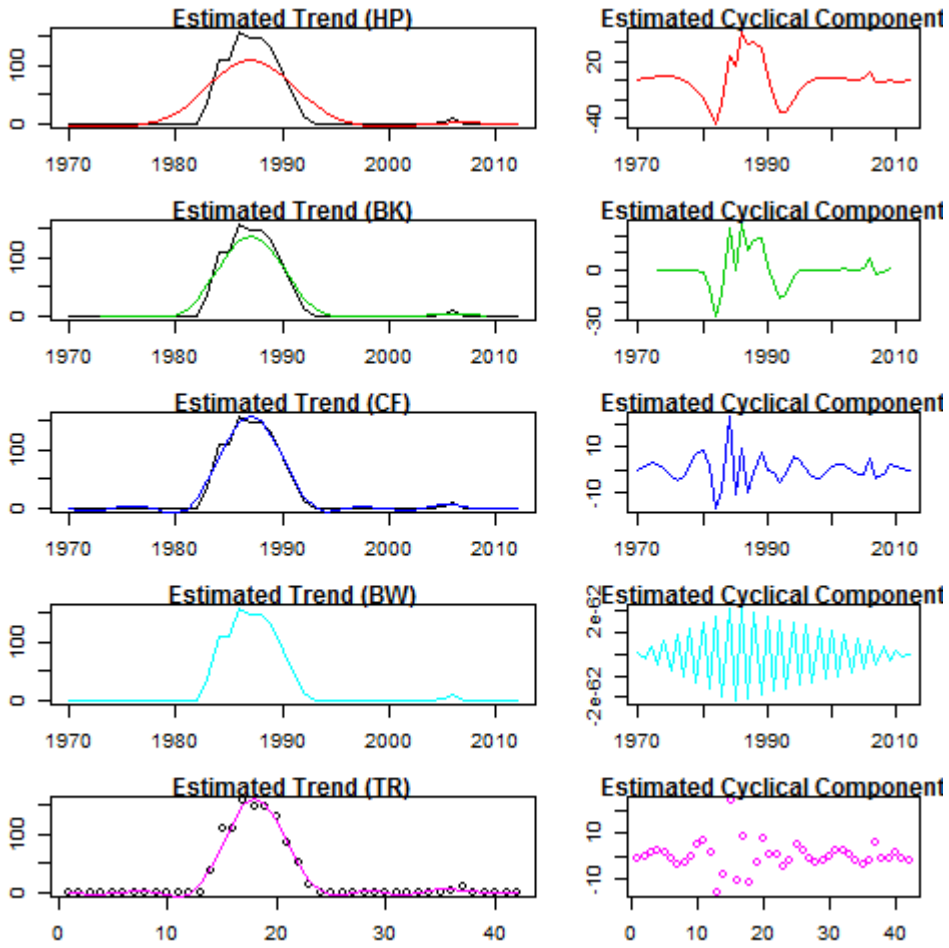


Ilustración 106: Estimación de tendencias para la serie Msx mediante 5 tipos de filtros

Aunque el mejor comportamiento estimativo lo presenta el filtro de HP, se ve claramente que la serie presenta un doble comportamiento, crecimiento/decrecimiento, con un máximo localizado en el año 1986, y un comportamiento residual posterior al año 1994.

Si consideramos 2 submuestras para esta serie podemos observar el comportamiento en la Ilustración 107:

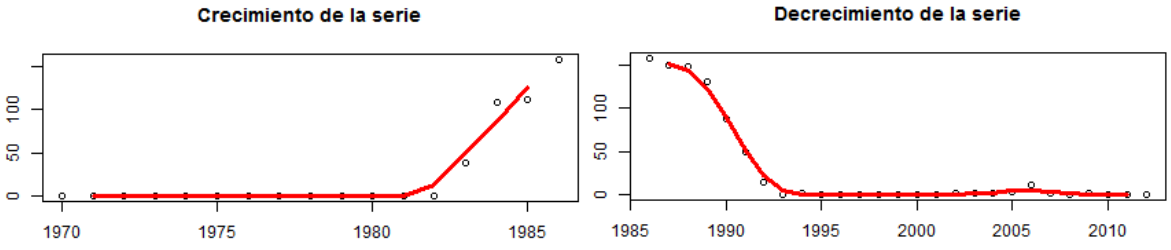


Ilustración 107: Desdoblamiento en 2 submuestras sobre la serie Msx consideradas sobre el valor máximo de la serie, donde se produce un punto de inflexión en la tendencia de la serie

Básicamente, se constata el comportamiento claramente diferenciado entre las 2 submuestras, y que pueden analizarse por separado. Además, los datos nulos de la serie

no aportan nada importante al estudio de la misma, así como los datos posteriores a 1993, por lo que considerar el estudio de la serie recortada parece más esclarecedor.

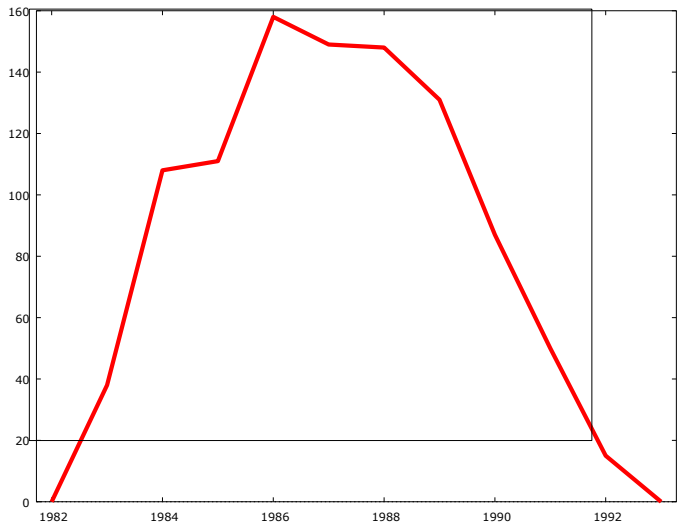


Ilustración 108: Serie recortada a los valores significativos de Msx

En la Tabla 74 se indican los parámetros principales de la muestra recortada completa estudiada, aunque existe la limitación de 12 observaciones significativas, que debemos considerar como un conjunto limitado para exploración.

Media	**Mediana**	**Mínimo**	**Máximo**
82,9167	97,5000	0,000000	158,000
Desv. Típica.	**C.V.**	**Asimetría**	**Exc. de curtosis**
59,8870	0,722255	-0,195833	-1,48714

Tabla 74: Estadísticos principales, usando las observaciones 1982 – 1993 para la variable Msx (12 observaciones válidas)

A diferencia de los datos de la Tabla 73, vemos que la asimetría es prácticamente nula (al haberse eliminado los valores de la serie desde 1993 en adelante) y que la curtosis cambia de sentido (pasa de ser leptocúrtica a platicúrtica) debido a la eliminación adicional de los datos con valor cero de la serie original.

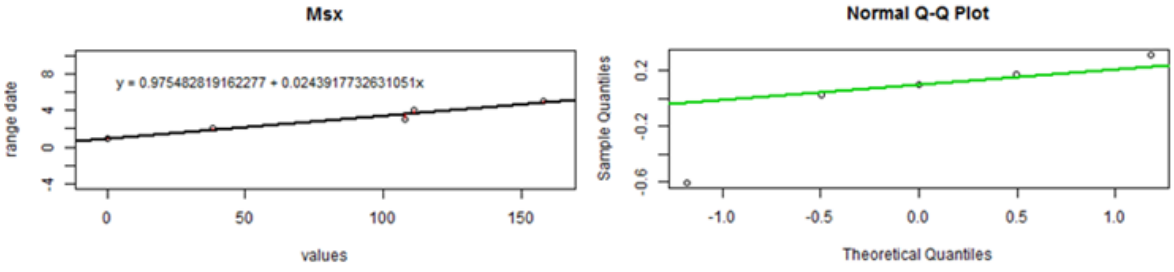


Ilustración 109: Submuestra de datos de la serie Msx, desde 1982 a 1986, mostrando el ajuste de los datos a regresión lineal y gráfico de normalidad de los residuos

Se realiza una análisis de la serie recortada pero dividiéndola en 2 submuestras, creciente y decreciente, y se evalúa su tendencia mediante regresión lineal y la normalidad de los residuos (Ilustración 109 e Ilustración 110).

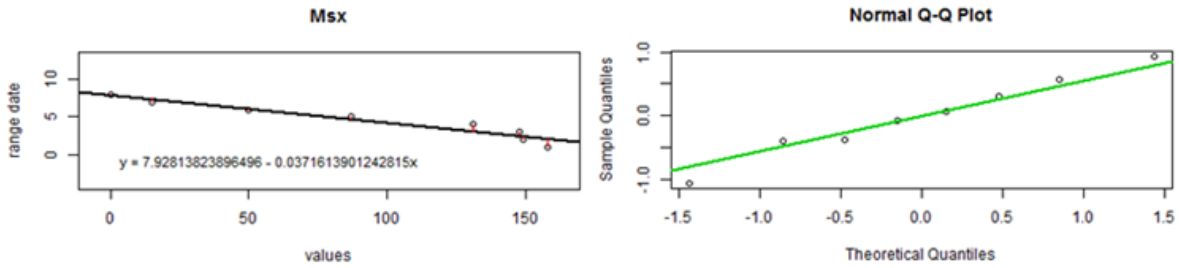


Ilustración 110: Submuestra de datos de la serie Msx, desde 1986 a 1993, mostrando el ajuste de los datos a regresión lineal y gráfico de normalidad de los residuos

	Jarque Bera test		Shapiro Wilk	
	X-squared	p-value	W value	p-value
Serie Up	1,115775	0,572417	0,829064	0,136886
Serie Down	0,167343	0,919733	0,987426	0,990066

Tabla 75: Resultado de cálculo de test de Jarque Bera y Shapiro Wilk de ajuste de residuos a la normalidad para serie Msx, considerando cada submuestra

Como se puede observar en los resultados de la Tabla 75, los residuos de ambas series se ajustan a la normalidad, por lo que se puede considerar que la regresión calculada para ambas submuestras es correcta (ver datos de Tabla 389 para rango de aceptación de p-value de Jarque Bera para muestras pequeñas), a un nivel de significación del α = 0.1, siendo $\chi^2_{(2),0.10} = 4.605$.

En este caso, Msx, se puede considerar que el análisis de tendencia clásico de los datos significativos de la serie original, realizado mediante la división en 2 submuestras según el comportamiento de la serie analizando la Ilustración 109 y la Ilustración 110, permite confirmar que responden a una regresión lineal con residuos normalizados.

11.2.9 Consideraciones básicas sobre la serie NEC: tendencia y ciclo

En primer lugar presentamos los datos generales de la serie en estudio:

Media	**Mediana**	**Mínimo**	**Máximo**
52,2093	0,000000	0,000000	264,000
Desv. Típica.	**C.V.**	**Asimetría**	**Exc. de curtosis**
87,5697	1,67728	1,48011	0,633388

Tabla 76: Estadísticos principales, usando las observaciones 1970 – 2012 para la variable Nec (43 observaciones válidas)

Como se puede verificar la serie tiene asimetría positiva y leve leptocurtosis.

En este punto analizamos mediante la técnica de filtrado el comportamiento de la serie NEC para intentar considerar una tendencia primaria general:

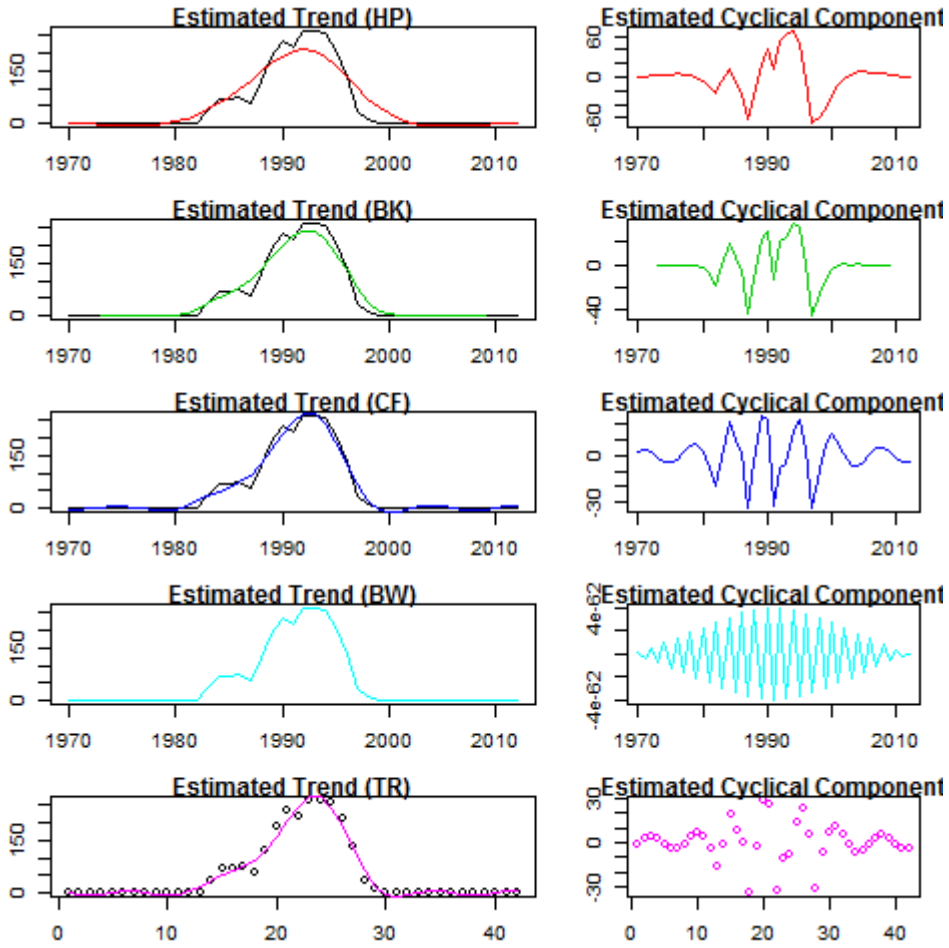


Ilustración 111: Estimación de tendencias para la serie NEC mediante 5 tipos de filtros

Aunque el mejor comportamiento estimativo lo presenta el filtro de HP, se ve claramente que la serie presenta un doble comportamiento, crecimiento/decrecimiento, con un máximo localizado en el año 1993, y un comportamiento residual posterior al año 2000.

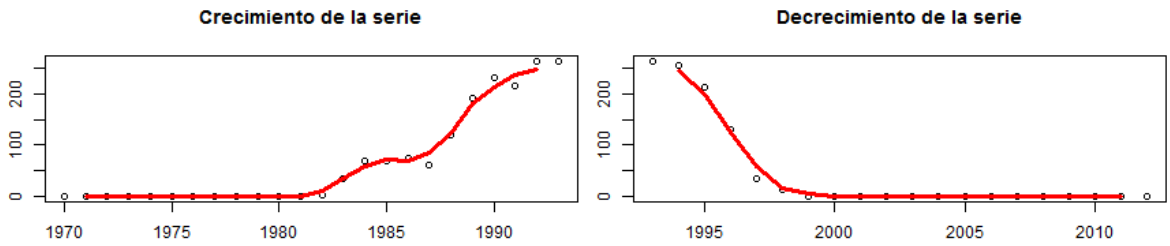


Ilustración 112: Desdoblamiento en 2 submuestras sobre la serie Nec consideradas sobre el valor máximo de la serie, donde se produce un punto de inflexión en la tendencia de la serie

Si consideramos 2 submuestras para esta serie podemos observar el comportamiento en la Ilustración 112.

Básicamente, se constata el comportamiento claramente diferenciado entre las 2 submuestras, y que pueden analizarse por separado. Además, los datos nulos de la serie no aportan nada importante al estudio de la misma, por lo que considerar el estudio de la serie recortada parece más esclarecedor

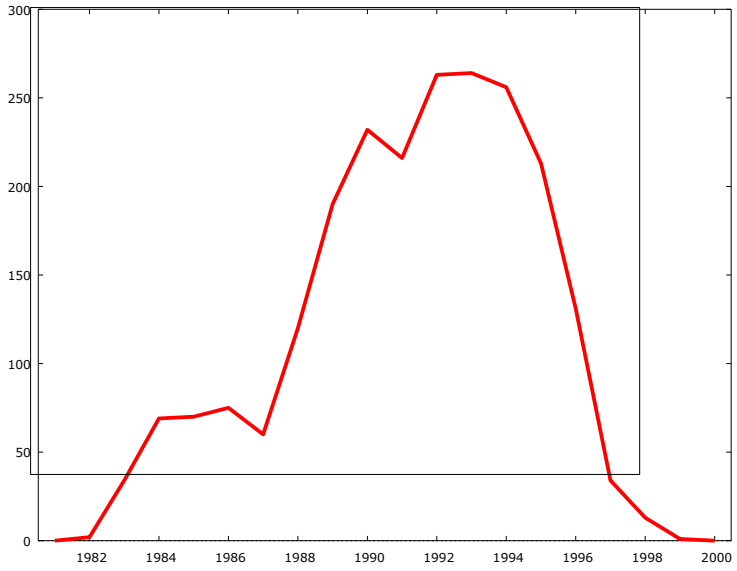


Ilustración 113: Serie recortada a los valores significativos de Nec

En la Tabla 77 se indican los parámetros principales de la muestra recortada completa estudiada, aunque existiendo 20 observaciones significativas debemos considerar como un conjunto limitado para exploración.

Media	**Mediana**	**Mínimo**	**Máximo**
112,150	72,5000	0,000000	264,000
Desv. Típica.	**C.V.**	**Asimetría**	**Exc. de curtosis**
99,4010	0,886322	0,354551	-1,44277

Tabla 77: Estadísticos principales, usando las observaciones 1981 – 2000 para la variable Nec (20 observaciones válidas)

A diferencia de los datos de la Tabla 76, vemos que la asimetría es muy baja (al haberse eliminado los valores de la serie desde 1995 en adelante) y que la curtosis cambia de sentido (pasa de ser leptocúrtica a platicúrtica) debido a la eliminación de los datos con valor cero de la serie original.

Se realiza una análisis de la serie recortada pero dividiéndola en 2 submuestras, creciente y decreciente, y se evalúa su tendencia mediante regresión lineal y la normalidad de los residuos.

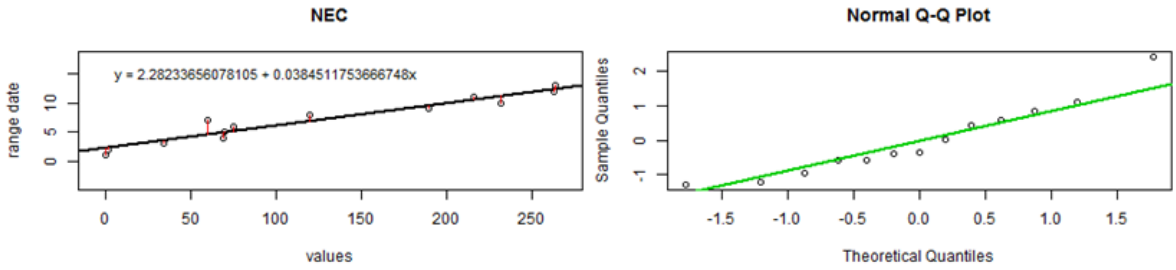


Ilustración 114: Submuestra de datos de la serie Nec, desde 1981 a 1993, mostrando el ajuste de los datos a regresión lineal y gráfico de normalidad de los residuos

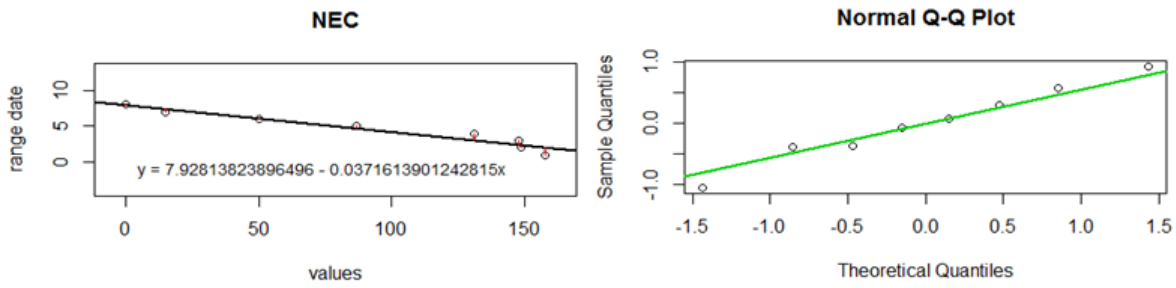


Ilustración 115: Submuestra de datos de la serie Nec, desde 1993 a 2000, mostrando el ajuste de los datos a regresión lineal y gráfico de normalidad de los residuos

	Jarque Bera test		Shapiro Wilk	
	X-squared	p-value	W value	p-value
Serie Up	1,115775	0,572417	0,829064	0,136886
Serie Down	0,167343	0,919733	0,987426	0,990066

Tabla 78: Resultado de cálculo de test de Jarque Bera y Shapiro Wilk de ajuste de residuos a la normalidad para serie Nec, considerando cada submuestra

Como se puede observar en los resultados de la Tabla 78, los residuos de ambas series se ajustan a la normalidad, por lo que se puede considerar que la regresión calculada para ambas submuestras es correcta (ver datos de Tabla 389 para rango de aceptación de p-value de Jarque Bera para muestras pequeñas), a un nivel de significación del α = 0.1, siendo $\chi^2_{(2),0.10} = 4.605$.

En este caso, Nec, se puede considerar que el análisis de tendencia clásico de los datos significativos de la serie original, realizado mediante la división en 2 submuestras según el comportamiento de la serie analizando los resultados de la Ilustración 114 y la Ilustración 115, permite confirmar que responden a una regresión lineal con residuos normalizados.

11.2.10 Consideraciones básicas sobre la serie Nintendo: tendencia y ciclo

En primer lugar presentamos los datos generales de la serie en estudio:

Media	**Mediana**	**Mínimo**	**Máximo**
208,581	147,000	0,000000	704,000
Desv. Típica.	**C.V.**	**Asimetría**	**Exc. de curtosis**
202,263	0,969710	0,598889	-0,663119

Tabla 79: Estadísticos principales, usando las observaciones 1970 – 2012 para la variable Nintendo (43 observaciones válidas)

Como se puede verificar, esta serie muestra asimetría positiva y una curtosis que por el valor observado respondería a una serie platicúrtica.

En este punto analizamos mediante la técnica de filtrado el comportamiento de la serie Nintendo para intentar considerar una tendencia primaria general:

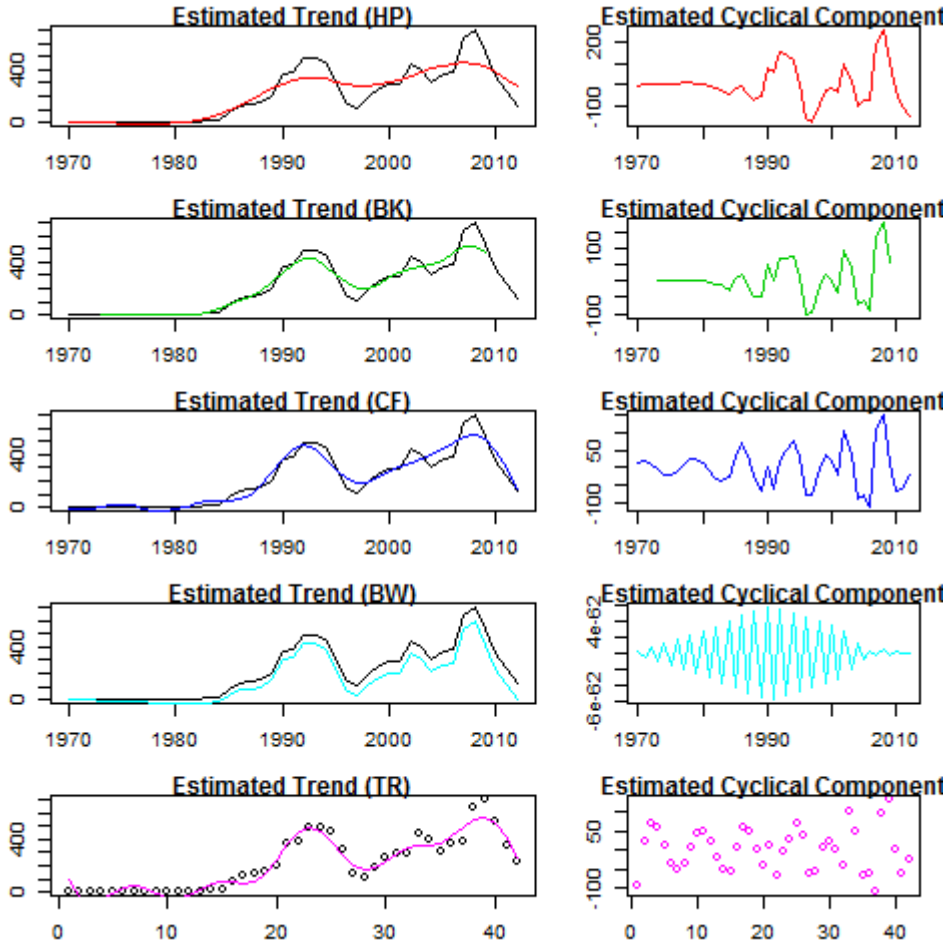


Ilustración 116: Estimación de tendencias para la serie Nintendo mediante 5 tipos de filtros

Aunque el mejor comportamiento estimativo lo presentan el filtro de HP y el CF, se ve claramente que la serie presenta un comportamiento creciente, con un máximo localizado

en el año 2008, y un comportamiento posterior este año en el que se observa una ligera caída pero sobre la que no hay observaciones claras posteriores que nos indiquen si se trata del fin de un ciclo menor o bien de un cambio de tendencia.

Dado que la serie presenta una enorme serie de datos nulos, hasta el año 1982, parece oportuno recortar la serie y analizarla desde esta perspectiva.

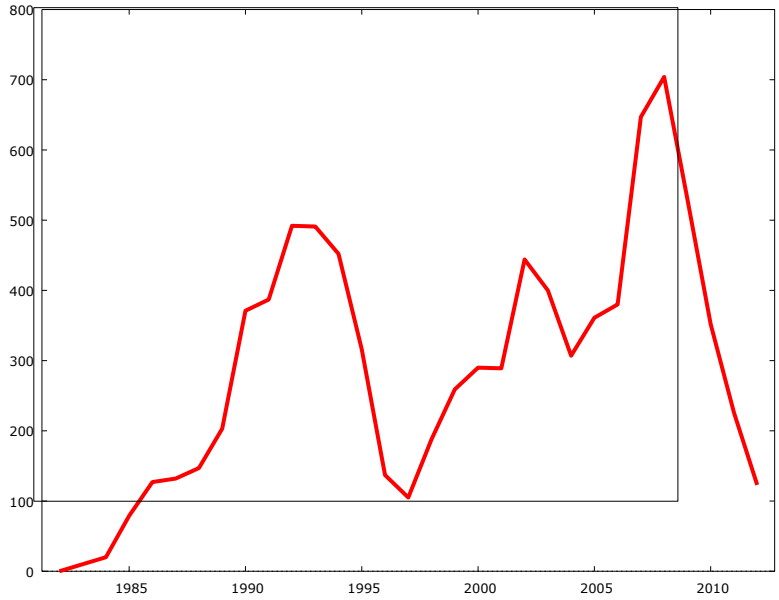


Ilustración 117: Serie recortada a los valores significativos de Nintendo

En la Tabla 80 se indican los parámetros principales de la muestra recortada completa estudiada, aunque existiendo 31 observaciones significativas, que debemos considerar como un conjunto aceptable para exploración.

Media	**Mediana**	**Mínimo**	**Máximo**
245,692	263,000	0,000000	430,000
Desv. Típica.	**C.V.**	**Asimetría**	**Exc. de curtosis**
119,332	0,485699	-0,739845	0,167447

Tabla 80: Estadísticos principales, usando las observaciones 1982 – 2012 para la variable Nintendo (31 observaciones válidas)

A diferencia de los datos de la Tabla 79, vemos que la asimetría se vuelve negativa (al haberse eliminado los valores nulos de la serie hasta 2000) y que la curtosis sin embargo se mantiene en su característica de mesocúrtica.

En este punto se van a considerar 2 situaciones: (1) que la serie no cambia de tendencia en el año 2008, o bien (2) que la serie cambia de tendencia en el 2008.

Para el primer caso, sin cambio de tendencia, se realiza un ajuste por regresión lineal y se calcula el ajuste a la normalidad de los residuos (Ilustración 118).

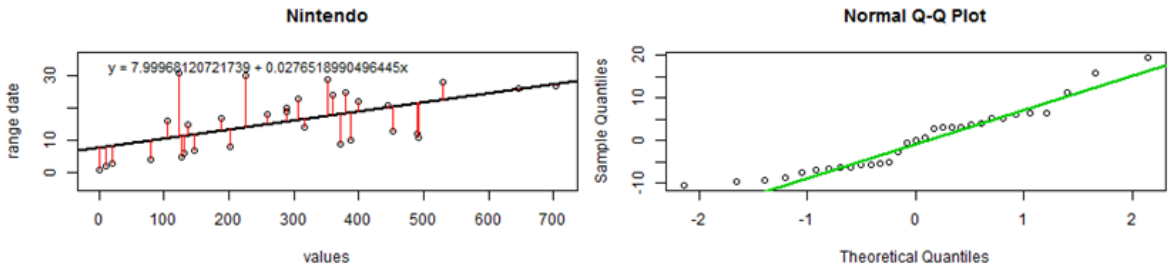


Ilustración 118: Análisis de la serie recortada completa de Nintendo, bajo el supuesto de inexistencia de cambio de tendencia en el 2008

	Jarque Bera test		Shapiro Wilk	
	X-squared	p-value	W value	p-value
Serie	2,2368	0,3268	0,9314	0,04784

Tabla 81: Resultado de cálculo de test de Jarque Bera y Shapiro Wilk de ajuste de residuos a la normalidad para serie Nintendo, bajo el supuesto de inexistencia de cambio de tendencia en el año 2008

Como se puede observar en los resultados de la Tabla 81, los residuos se ajustan a la normalidad, por lo que se puede considerar que la regresión calculada es correcta (ver datos de Tabla 389 para rango de aceptación de p-value de Jarque Bera para muestras pequeñas), a un nivel de significación del α = 0.1, siendo $\chi^2_{(2),0.10} = 4.605$, dado que para Jarque Bera, el p-value obtenido es superior al que sería necesario según el tamaño de la muestra (0.3268 > 0,252), y en el caso del p-value de Shapiro-Wilk este es claramente igual al valor de significación de contraste (5%), por lo que se puede aceptar la normalidad de los residuos y la validez de la regresión.

En segundo lugar, se procede a realizar un análisis de la serie considerando que existe cambio de tendencia en el año 2008, y consecuentemente eliminando las observaciones posteriores a dicha fecha.

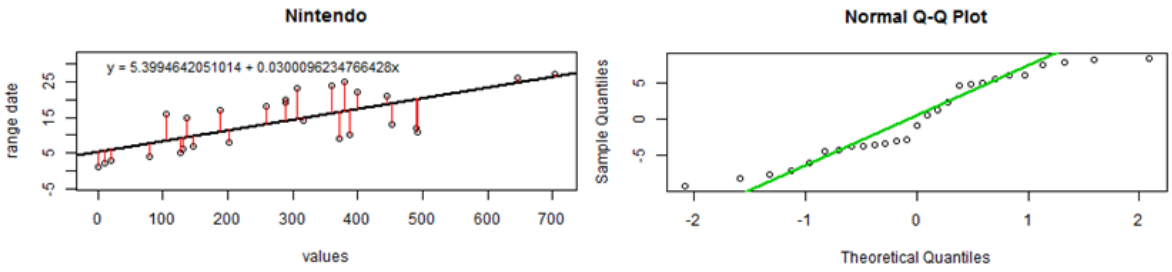


Ilustración 119: Análisis de la serie recortada completa de Nintendo, bajo el supuesto de existencia de cambio de tendencia en el 2008

	Jarque Bera test		Shapiro Wilk	
	X-squared	p-value	W value	p-value
Serie	0,2169	0.3393	0,9222	0,04462

Tabla 82: Resultado de cálculo de test de Jarque Bera y Shapiro Wilk de ajuste de residuos a la normalidad para serie Nintendo, considerando cada submuestra

Como se puede observar en los resultados de la Tabla 82, los residuos también se ajustan a la normalidad, por lo que se puede considerar que la regresión calculada es correcta (ver datos de Tabla 389 para rango de aceptación de p-value de Jarque Bera para muestras pequeñas), a un nivel de significación del α = 0.1, siendo $\chi^2_{(2),0.10} = 4.605$, y especialmente si tomamos el valor de Shapiro-Wilk, muy ajustado al valor de significación.

Bajo este análisis, y observando la Ilustración 117 y los resultados de la Ilustración 118 y la Ilustración 119, que muestran 2 ciclos claros en la vida de Nintendo, no se puede llegar a una conclusión clara con el análisis tradicional de tendencia/ciclo.

11.2.11 Consideraciones básicas sobre la serie Sega: tendencia y ciclo

En primer lugar presentamos los datos generales de la serie en estudio:

Media	**Mediana**	**Mínimo**	**Máximo**
76,2558	7,00000	0,000000	471,000
Desv. Típica.	**C.V.**	**Asimetría**	**Exc. de curtosis**
126,419	1,65783	1,72266	1,81905

Tabla 83: Estadísticos principales, usando las observaciones 1970 – 2012 para la variable Sega (43 observaciones válidas)

Como se puede verificar la serie tiene asimetría positiva y leptocurtosis.

En este punto analizamos mediante la técnica de filtrado el comportamiento de la serie Sega para intentar considerar una tendencia primaria general:

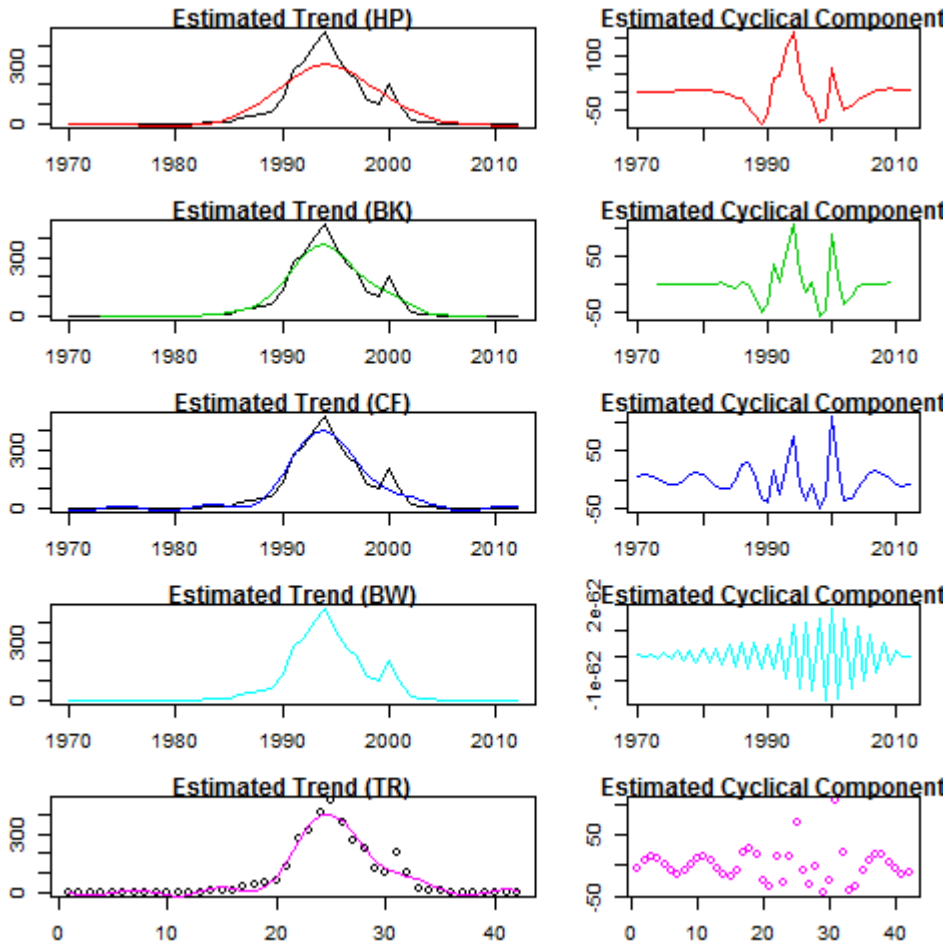


Ilustración 120: Estimación de tendencias para la serie Sega mediante 5 tipos de filtros

Aunque el mejor comportamiento estimativo lo presenta el filtro de HP, se ve claramente que la serie presenta un doble comportamiento, crecimiento/decrecimiento, con un máximo localizado en el año 1994, y un comportamiento residual posterior al año 2005.

Si consideramos 2 submuestras para esta serie podemos observar el comportamiento en la Ilustración 121:

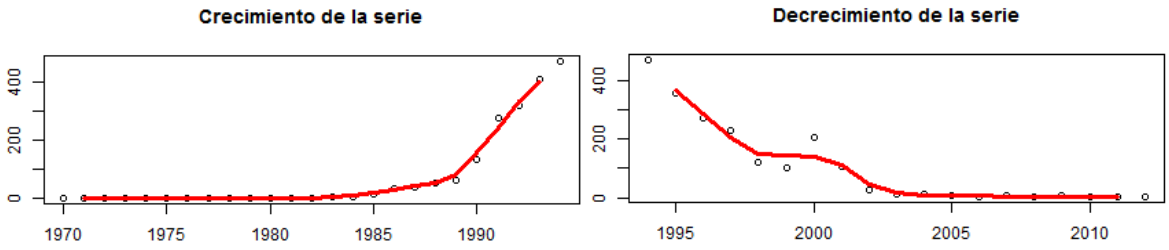


Ilustración 121: Desdoblamiento en 2 submuestras sobre la serie Sega consideradas sobre el valor máximo de la serie, donde se produce un punto de inflexión en la tendencia de la serie

Básicamente, se constata el comportamiento claramente diferenciado entre las 2 submuestras, y que pueden analizarse por separado. Además, los datos nulos de la serie

no aportan nada importante al estudio de la misma, por lo que considerar el estudio de la serie recortada parece más esclarecedor

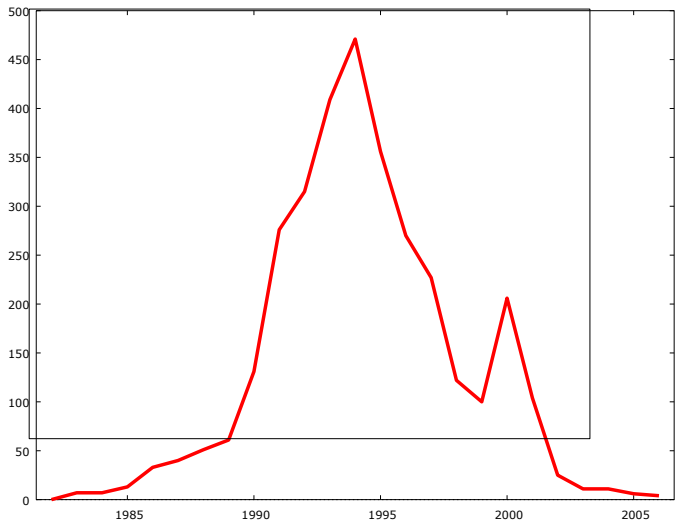


Ilustración 122: Serie recortada a los valores significativos de Sega

En la Tabla 84 se indican los parámetros principales de la muestra recortada completa estudiada, aunque existiendo 25 observaciones significativas, que debemos considerar como un conjunto aceptable para exploración.

Media	**Mediana**	**Mínimo**	**Máximo**
130,240	61,0000	0,000000	471,000
Desv. Típica.	**C.V.**	**Asimetría**	**Exc. de curtosis**
143,921	1,10505	0,964762	-0,327830

Tabla 84: Estadísticos principales, usando las observaciones 1982 – 2006 para la variable SEGA (25 observaciones válidas)

A diferencia de los datos de la Tabla 83, vemos que la asimetría se mantiene positiva, aunque desciende significativamente (al haberse eliminado los valores de la serie desde 2006 en adelante) y que la curtosis cambia de sentido (pasa de ser leptocúrtica a muy levemente platicúrtica) debido a la eliminación de los datos con valor cero de la serie original.

Se realiza una análisis de la serie recortada pero dividiéndola en 2 submuestras, creciente y decreciente, y se evalúa su tendencia mediante regresión lineal y la normalidad de los residuos.

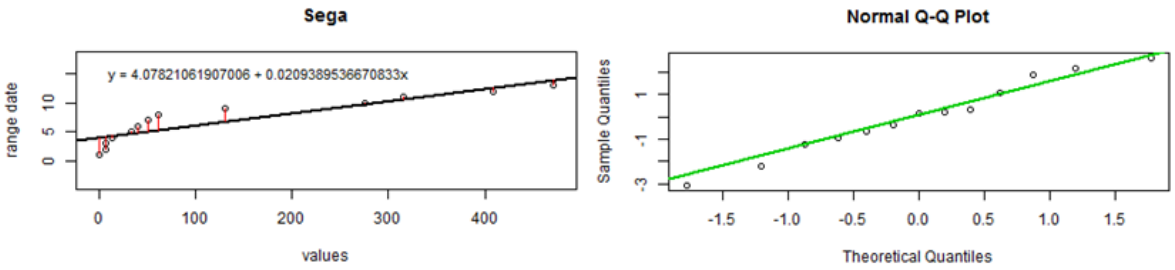


Ilustración 123: Submuestra de datos de la serie Sega, desde 1982 a 1994, mostrando el ajuste de los datos a regresión lineal y gráfico de normalidad de los residuos

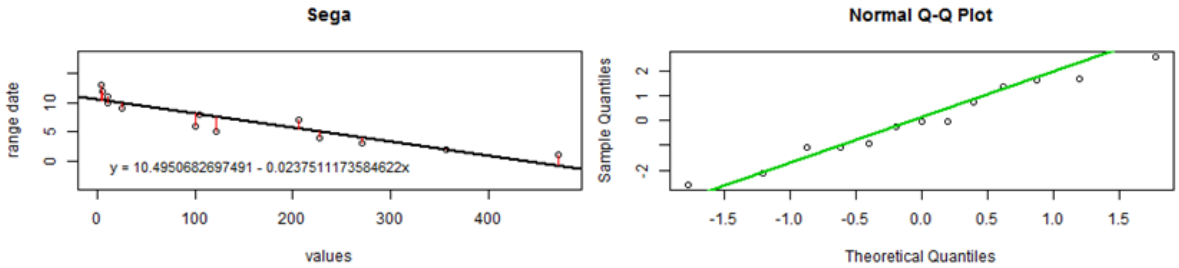


Ilustración 124: Submuestra de datos de la serie Sega, desde 1994 a 2006, mostrando el ajuste de los datos a regresión lineal y gráfico de normalidad de los residuos

	Jarque Bera test		Shapiro Wilk test	
	X-squared	p-value	W value	p-value
Serie Up	0,305014	0,858553	0,978189	0,969542
Serie Down	0,511459	0,774352	0,968553	0,876439

Tabla 85: Resultado de cálculo de test de Jarque Bera y Shapiro Wilk de ajuste de residuos a la normalidad para serie Sega, considerando cada submuestra

Como se puede observar en los resultados de la Tabla 85, los residuos de ambas series se ajustan a la normalidad, por lo que se puede considerar que la regresión calculada para ambas submuestras es correcta (ver datos de Tabla 389 para rango de aceptación de p-value de Jarque Bera para muestras pequeñas), a un nivel de significación del α = 0.1, siendo $\chi^2_{(2),0.10} = 4.605$.

En este caso, Sega, se puede considerar que el análisis de tendencia clásico de los datos significativos de la serie original, realizado mediante la división en 2 submuestras según el comportamiento de la serie analizando los resultados de la Ilustración 123 y la Ilustración 124, permite confirmar que responden a una regresión lineal con residuos normalizados.

11.2.12 Consideraciones básicas sobre la serie Sinclair: tendencia y ciclo

En primer lugar presentamos los datos generales de la serie en estudio:

Media	Mediana	Mínimo	Máximo
53,9070	0,000000	0,000000	351,000
Desv. Típica.	**C.V.**	**Asimetría**	**Exc. de curtosis**
101,773	1,88794	1,68827	1,46919

Tabla 86: Estadísticos principales, usando las observaciones 1970 – 2012 para la variable Sinclair (43 observaciones válidas)

Como se puede verificar la serie tiene asimetría positiva y presenta leptocurtosis.

En este punto analizamos mediante la técnica de filtrado el comportamiento de la serie Sinclair para intentar considerar una tendencia primaria general:

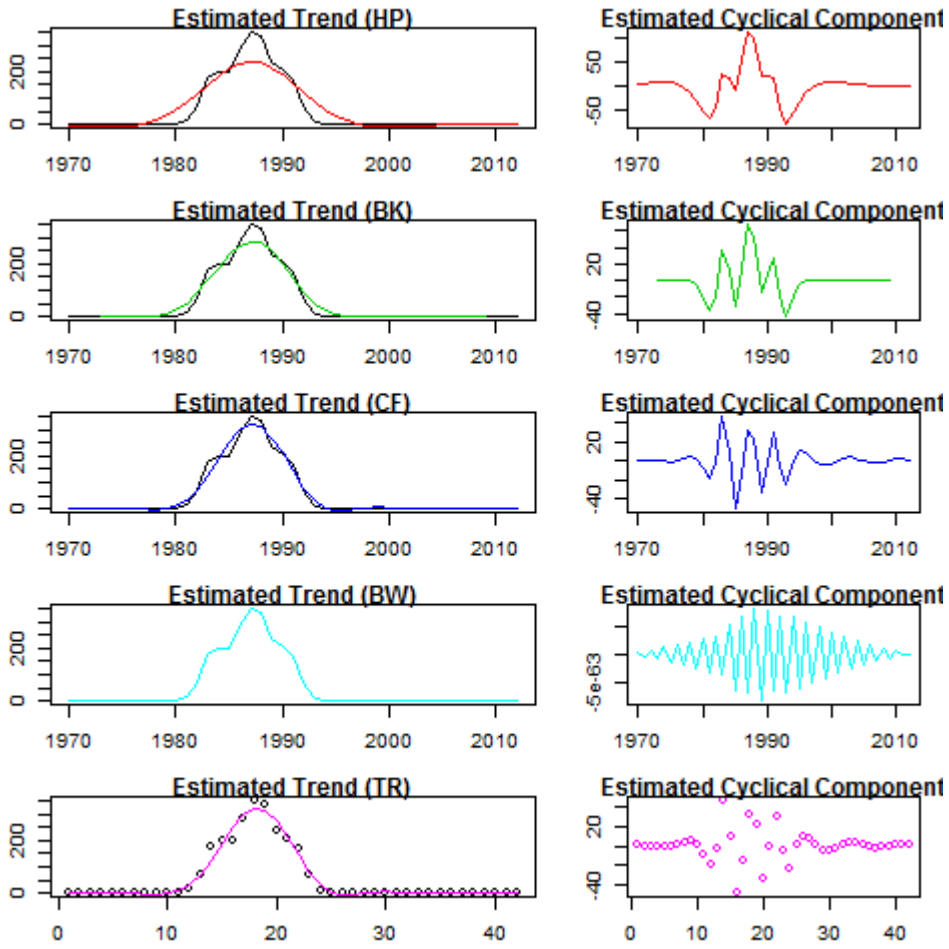


Ilustración 125: Estimación de tendencias para la serie Sinclair mediante 5 tipos de filtros

Aunque el mejor comportamiento estimativo lo presenta el filtro de HP, se ve claramente que la serie presenta un doble comportamiento, crecimiento/decrecimiento, con un máximo localizado en el año 1987, y un comportamiento residual posterior al año 1993.

Si consideramos 2 submuestras para esta serie podemos observar el comportamiento en la Ilustración 126:

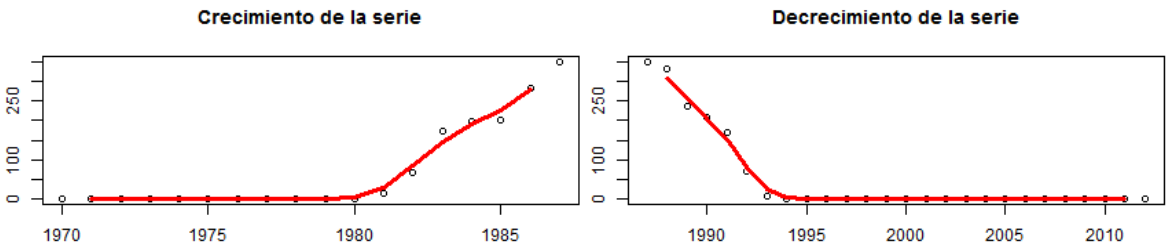


Ilustración 126: Desdoblamiento en 2 submuestras sobre la serie Sinclair consideradas sobre el valor máximo de la serie, donde se produce un punto de inflexión en la tendencia de la serie

Básicamente, se constata el comportamiento claramente diferenciado entre las 2 submuestras, y que pueden analizarse por separado. Además, los datos nulos de la serie no aportan nada importante al estudio de la misma, por lo que considerar el estudio de la serie recortada parece más esclarecedor

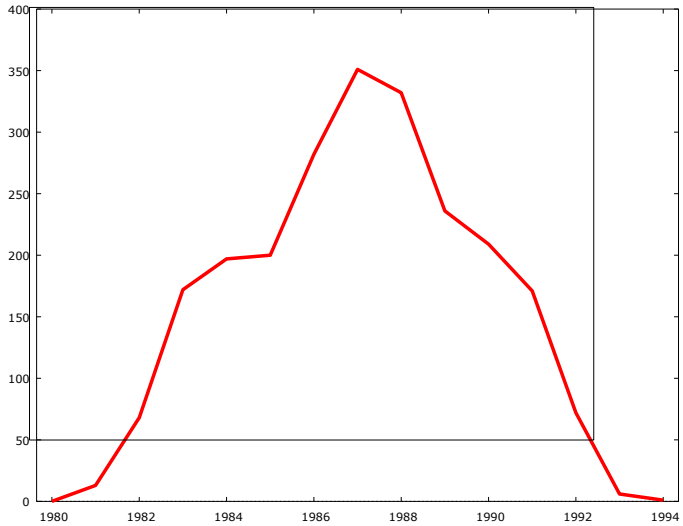


Ilustración 127: Serie recortada a los valores significativos de Sinclair

En la Tabla 87 se indican los parámetros principales de la muestra recortada completa estudiada, aunque existe la limitación de 15 observaciones significativas, que debemos considerar como un conjunto limitado para exploración.

Media	**Mediana**	**Mínimo**	**Máximo**
154,000	172,000	0,000000	351,000
Desv. Típica.	**C.V.**	**Asimetría**	**Exc. de curtosis**
120,781	0,784295	0,0764262	-1,22845

Tabla 87: Estadísticos principales, usando las observaciones 1980 – 1994 para la variable SINCLAIR (15 observaciones válidas)

A diferencia de los datos de la Tabla 86, vemos que la asimetría desaparece (al haberse eliminado los valores de la serie desde 1994 en adelante) y que la curtosis cambia de sentido (pasa de ser leptocúrtica a platicúrtica) debido a la eliminación de los datos con valor cero de la serie original.

Se realiza una análisis de la serie recortada pero dividiéndola en 2 submuestras, creciente y decreciente, y se evalúa su tendencia mediante regresión lineal y la normalidad de los residuos.

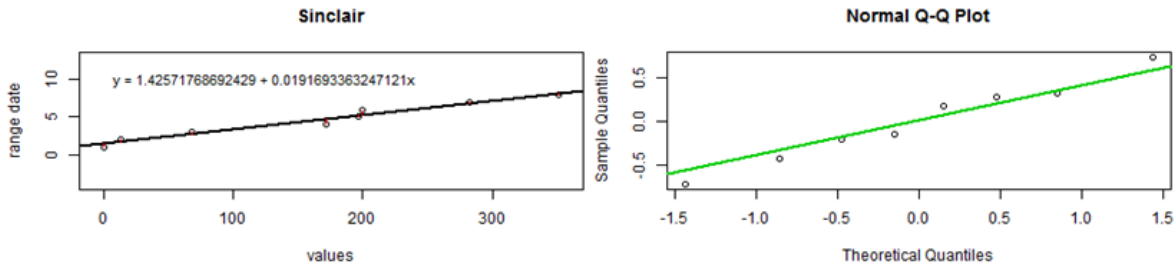


Ilustración 128: Submuestra de datos de la serie Sinclair, desde 1980 a 1987, mostrando el ajuste de los datos a regresión lineal y gráfico de normalidad de los residuos

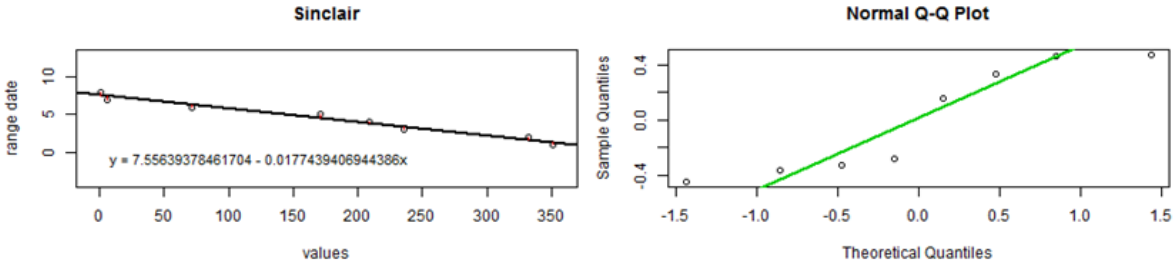


Ilustración 129: Submuestra de datos de la serie Sinclair, desde 1987 a 1994, mostrando el ajuste de los datos a regresión lineal y gráfico de normalidad de los residuos

	Jarque Bera test		Shapiro Wilk test	
	X-squared	p-value	W value	p-value
Serie Up	0,237290	0,888123	0,982875	0,975711
Serie Down	1,052395	0,590847	0,845256	0,085256

Tabla 88: Resultado de cálculo de test de Jarque Bera y Shapiro Wilk de ajuste de residuos a la normalidad para serie Sinclair, considerando cada submuestra

Como se puede observar en los resultados de la Tabla 88, los residuos de la serie de crecimiento (Up) se ajustan a la normalidad, por lo que se puede considerar que la regresión calculada para esta submuestra es correcta, a un nivel de significación del α = 0.1, siendo $\chi^2_{(2),0.10} = 4.605$. Sin embargo, el resultado para la submuestra decreciente (Down) es incierto, ya que el test de Jarque Bera da normalidad, en tanto que Shapiro-Wilk, muestra no normalidad (ver datos de Tabla 389 para rango de aceptación de p-value de Jarque Bera para muestras pequeñas), ya que 0.085256 < 0.10 = α

Sin embargo, se puede considerar que el análisis de tendencia clásico de los datos significativos de la serie original, realizado mediante la división en 2 submuestras según el comportamiento de la serie analizando los resultados de la Ilustración 128 y la Ilustración 129, permite confirmar que responden a una regresión lineal con residuos normalizados mediante esta técnica clásica de análisis de tendencia/ciclo.

11.2.13 Consideraciones básicas sobre la serie Sony: tendencia y ciclo

En primer lugar presentamos los datos generales de la serie en estudio:

Media	**Mediana**	**Mínimo**	**Máximo**
207,163	0,000000	0,000000	657,000
Desv. Típica.	**C.V.**	**Asimetría**	**Exc. de curtosis**
259,975	1,25493	0,544114	-1,55189

Tabla 89: Estadísticos principales, usando las observaciones 1970 – 2012 para la variable Sony (43 observaciones válidas)

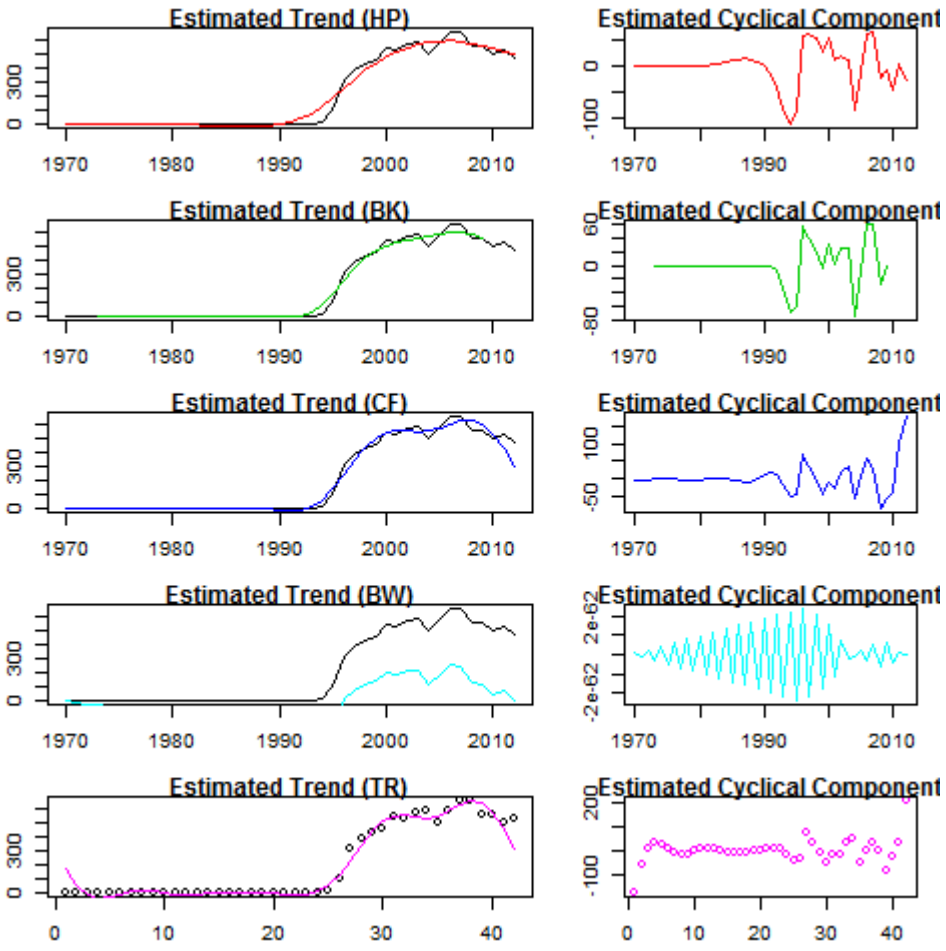


Ilustración 130: Estimación de tendencias para la serie SONY mediante 5 tipos de filtros

Como se puede verificar en la Tabla 89, esta serie muestra asimetría positiva y una curtosis que por el valor observado respondería a una serie platicúrtica.

En este punto analizamos mediante la técnica de filtrado el comportamiento de la serie Sony para intentar considerar una tendencia primaria general (Ilustración 130).

Aunque el mejor comportamiento estimativo lo presentan el filtro de HP y el BK, se ve claramente que la serie presenta un comportamiento creciente, con un máximo localizado en el año 2006, y un comportamiento posterior al año 2006 en el que se observa una caída pero sobre la que no hay observaciones posteriores que nos indiquen si se trata del fin de un ciclo menor o bien de un claro cambio de tendencia.

Dado que la serie presenta una enorme serie de datos nulos, fundamentalmente por la entrada tardía de SONY en el mercado de las consolas, parece oportuno recortar la serie y analizarla desde esta perspectiva.

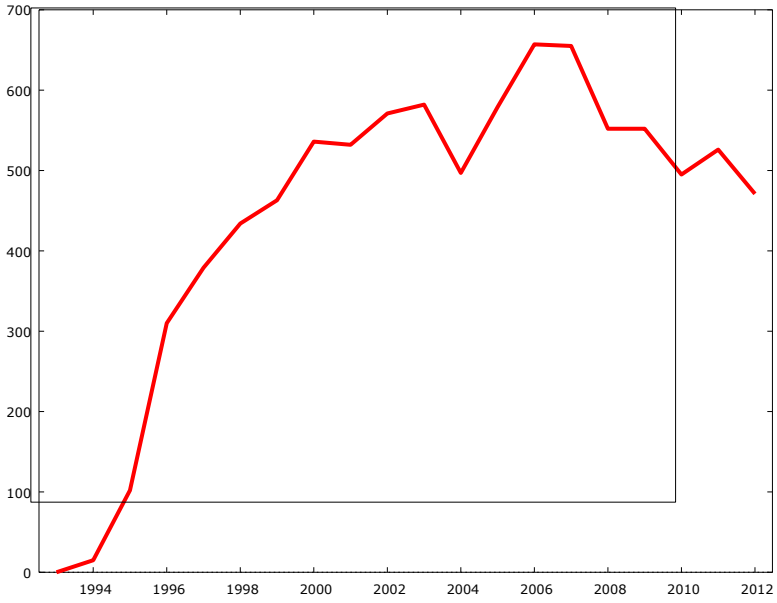


Ilustración 131: Serie recortada a los valores significativos de Sony

En la Tabla 90 se indican los parámetros principales de la muestra recortada completa estudiada, aunque existe la limitación de 20 observaciones significativas, que debemos considerar como un conjunto muy limitado para exploración.

Media	**Mediana**	**Mínimo**	**Máximo**
445,400	511,500	0,000000	657,000
Desv. Típica.	**C.V.**	**Asimetría**	**Exc. de curtosis**
194,183	0,435974	-1,33589	0,632381

Tabla 90: Estadísticos principales, usando las observaciones 1993 – 2012 para la variable Sony (20 observaciones válidas)

A diferencia de los datos de la Tabla 89, vemos que la asimetría se vuelve negativa (al haberse eliminado los valores nulos de la serie hasta 1993) y que la curtosis sin embargo pasa de platicúrtica a leptocúrtica.

En este punto se van a considerar 2 situaciones: (1) que la serie no cambia de tendencia en el año 2006, o bien (2) que la serie cambia de tendencia en el 2006.

Para el primer caso, sin cambio de tendencia, se realiza un ajuste por regresión lineal y se calcula el ajuste a la normalidad de los residuos (Ilustración 132).

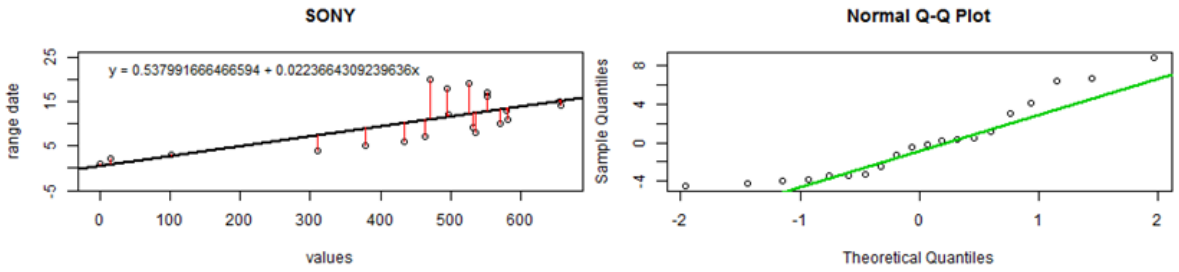


Ilustración 132: Análisis de la serie recortada completa, bajo el supuesto de inexistencia de cambio de tendencia en el 2006

	Jarque Bera test		Shapiro Wilk	
	X-squared	p-value	W value	p-value
Serie	2,2129	0,3307	0,8979	0,03764

Tabla 91: Resultado de cálculo de test de Jarque Bera y Shapiro Wilk de ajuste de residuos a la normalidad para serie Sony, bajo el supuesto de inexistencia de cambio de tendencia en el año 2006

Como se puede observar en los resultados de la Tabla 91, los residuos se ajustan a la normalidad, por lo que se puede considerar que la regresión calculada es correcta (ver datos de Tabla 389 para rango de aceptación de p-value de Jarque Bera para muestras pequeñas), a un nivel de significación del α = 0.1, siendo $\chi^2_{(2),0.10} = 4.605$, dado que para Jarque Bera, el p-value obtenido es ligeramente superior al que sería necesario según el tamaño de la muestra (0.3307 > 0,307), y en el caso del p-value de Shapiro-Wilk este es claramente inferior al valor de significación de contraste, por lo que se puede aceptar la normalidad de los residuos y la validez de la regresión, según el criterio de Jarque Bera. Este comportamiento es posible que se deba a la presencia de outliers como puede apuntarse al observar la Ilustración 132.

En segundo lugar, se procede a realizar un análisis de la serie considerando que existe cambio de tendencia en el año 2006, y consecuentemente eliminando las observaciones posteriores a dicha fecha.

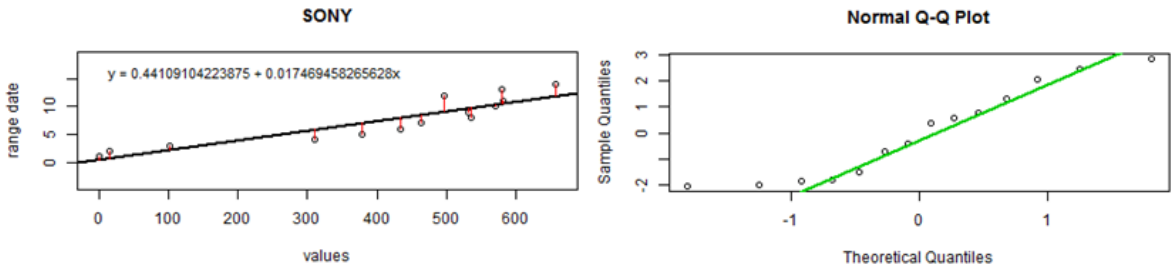


Ilustración 133: Análisis de la serie recortada completa de Sony, bajo el supuesto de existencia de cambio de tendencia en el 2006

	Jarque Bera test		Shapiro Wilk	
	X-squared	p-value	W value	p-value
Serie	1,1314	0,5680	0,9137	0,1781

Tabla 92: Resultado de cálculo de test de Jarque Bera y Shapiro Wilk de ajuste de residuos a la normalidad para serie SONY, considerando cada submuestra

Como se puede observar en los resultados de la Tabla 92, los residuos sí se ajustan claramente a la normalidad, por lo que se puede considerar que la regresión calculada es correcta (ver datos de Tabla 389 para rango de aceptación de p-value de Jarque Bera para muestras pequeñas), a un nivel de significación del α = 0.1, siendo $\chi^2_{(2),0.10} = 4.605$.

En función de los datos obtenidos siguiendo las 2 hipótesis de trabajo para esta serie, comprobamos que, a priori, parece distinguirse un leve cambio de tendencia en el año 2006, y que el comportamiento histórico de la serie Sony hasta 2006 responde a una regresión lineal.

11.2.14 Conclusiones sobre análisis básico de tendencia y ciclo

En primer lugar, desde un punto de vista de resumen de los datos consideramos los valores obtenidos y que se reflejan en la Tabla 93 en relación al periodo de datos que contiene información no nula y el tamaño de la muestra con información viable para cada variable en observación.

	Observaciones		Periodo datos	
	Totales	Información	Inicio	Fin
Amstrad	43	12	1983	1994
Atari	43	36	1976	2011
Commodore	43	24	1976	1999
Dragon.Data	43	14	1977	1990
Fairchild	43	8	1975	1982
Magnavox	43	16	1971	1986
Microsoft	43	13	2000	2012
Msx	43	12	1982	1993

NEC	43	20	1981	2000
Nintendo	43	31	1982	2012
Sega	43	25	1982	2006
Sinclair	43	15	1980	1994
SONY	43	20	1993	2012

Tabla 93: Detalle del conjunto de variables analizado, indicando periodo de datos significativo y tamaño de la muestra con información

Como se puede verificar, el conjunto de datos presenta unos tamaños de muestras con información bastante pequeños (7 variables por debajo de las 20 observaciones sobre un total de 43 iniciales, lo que representa que más de un 50% del conjunto de datos muestra una escasez de observaciones para análisis ulterior). No obstante, hay que considerar que si tomamos los periodos históricos en los que dichas marcas han estado en funcionamiento, es cierto que no se corresponden con todo el periodo inicial de observación (1970-2012), por lo que no es posible valorar solo con estos datos la viabilidad de cada una de las variables.

Variable	Mean	Variable	Mean
Amstrad	136,417	**Msx**	82,917
Atari	107,944	**NEC**	112,150
Commodore	298,958	**Nintendo**	289,323
Dragon.Data	30,786	**Sega**	130,240
Fairchild	3,500	**Sinclair**	154,000
Magnavox	10,625	**SONY**	445,400
Microsoft	245,692		

Tabla 94: Calculo de las medias sobre las variables ajustadas por periodo de utilidad, según datos de la Tabla 93

Como índice adicional, se procede al cálculo de la entropía (ver 8.2.1 Análisis de la información de la muestra) de cada variable ajustada por los periodos de datos de la Tabla 93 y a ponderarla en función de la media que resulte de cada serie recortada, tal y como resultan en la Tabla 94.

	Resultados del algoritmo de cálculo de entropía							
Variables	**ML**	**MM**	**Jeffreys**	**Laplace**	**SG**	**minimax**	**CS**	**shrink**
Amstrad	1,52414	1,52616	1,52864	1,53248	1,52503	1,54797	1,52418	1,53512
Atari	2,61638	2,62043	2,62460	2,63247	2,61686	2,64357	2,61749	2,62537
Commodore	0,90992	0,91043	0,91072	0,91147	0,90999	0,91506	0,91004	0,91167
Dragon.Data	6,89223	6,93368	6,96811	7,03103	6,90534	7,08597	6,89335	7,00763
Fairchild	41,40223	43,44305	47,04732	49,96881	43,44920	48,14664	42,51326	49,18688
Magnavox	18,16680	18,41593	19,14580	19,83363	18,33693	19,59742	18,25779	18,95246
Microsoft	0,98013	0,98084	0,98075	0,98128	0,98025	0,98422	0,98013	0,98413
Msx	2,60975	2,61521	2,61951	2,62748	2,61175	2,64944	2,60975	2,63986
NEC	2,28129	2,28467	2,28746	2,29292	2,28201	2,30636	2,28333	2,29538

Nintendo	1,11119	1,11175	1,11160	1,11199	1,11122	1,11347	1,11119	1,11309
Sega	2,02538	2,02809	2,03009	2,03456	2,02578	2,04541	2,02554	2,03265
Sinclair	1,51951	1,52133	1,52240	1,52502	1,51994	1,53529	1,52042	1,52787
SONY	0,64133	0,64155	0,64149	0,64164	0,64135	0,64260	0,64133	0,64273

Tabla 95: Valores de entropía ponderados en función de las medias de cada variable ajustada, según los resultados de la Tabla 94

Los resultados de la Tabla 95 marcan la mayor cantidad de dispersión de información, por lo que podemos considerar que un resultado alto de un algoritmo para una variable nos marcaría un déficit de información y consecuentemente una variable candidata a ser eliminada del proceso.

Claramente podemos observar que hay 3 variables (Fairchild, Magnavox y Dragon Data) candidatas para su eliminación por este método, ya que sus valores son muy elevados[99].

Si se considera el conjunto de datos escaso (8 observaciones viables) y el alto valor de entropía, la variable Fairchild no representa un conjunto de datos suficiente como para que pase al siguiente conjunto de análisis. De igual manera, la variable Magnavox (con 16 valores) mantiene un elevado valor de entropía, por lo que es también descartada para el proceso siguiente de análisis. Finalmente, la variable Dragon.Data también es eliminada al seguir el modelo de bajos valores y resultado de entropía por encima de valor de corte aceptado ($H_{dragon.data,j} > 3$).

11.3 Caracterización estadística de las series temporales de marcas de videojuegos mediante modelos ARIMA

A continuación se procede a analizar detalladamente cada una de las series mediante la técnica ARIMA y siguiendo las pautas descritas en 8.2.6 Análisis de series temporales mediante modelos autorregresivos integrados de media móvil: ARIMA.

Para el análisis se utilizan las series de datos ajustadas, según sus valores y periodos útiles, de acuerdo a los datos obtenidos y plasmados en la Tabla 93. Para verificar la corrección de dichas series, se comprueba que se ajustan a la normalidad:

[99] Para el propósito de esta investigación, y con relación al cálculo de la entropía ajustada, se valora que un rango aceptable de entropía pueda estar en $0 < \hat{H}_{i,j} < 3$, dado que el conjunto de datos de partida es muy pequeño (solo se parte de 43 observaciones para cada variable) y el conjunto de datos viable, es decir, las observaciones que tiene relación con el periodo de actividad de las marcas suponen un recorte importante en el conjunto de datos (Tabla 93).

	Jarque Bera test		Shapiro Wilk	
	X-squared	p-value	W value	p-value
Amstrad	46,136489	0,000000	0,512785	0,000000
Atari	16,047162	0,000328	0,686082	0,000000
Commodore	12,778329	0,001680	0,700179	0,000000
Dragon.Data	126,015932	0,000000	0,498054	0,000000
Fairchild	403,002541	0,000000	0,354724	0,000000
Magnavox	877,776516	0,000000	0,473026	0,000000
Microsoft	13,461130	0,001194	0,611859	0,000000
Msx	30,674498	0,000000	0,548349	0,000000
NEC	16,418953	0,000272	0,644299	0,000000
Nintendo	3,358297	0,186533	0,887752	0,000543
Sega	27,196057	0,000001	0,666034	0,000000
Sinclair	24,294069	0,000005	0,593658	0,000000
SONY	6,436774	0,040020	0,712385	0,000000

Tabla 96: Test de Jarque Bera y Shapiro-Wilk aplicados al conjunto completo de observaciones de cada variable

	Jarque Bera test		Shapiro Wilk		
	X-squared	p-value	W value	p-value	number
Amstrad	1,139528	0,565659	0,899356	0,155612	12
Atari	8,776434	0,012423	0,732689	0,000001	36
Commodore	2,461841	0,292024	0,870311	0,005335	24
Dragon.Data	2,636412	0,267615	0,810244	0,006700	14
Fairchild	0,989579	0,609699	0,873416	0,162733	8
Magnavox	40,417417	0,000000	0,658409	0,000061	16
Microsoft	1,201158	0,548494	0,908130	0,172886	13
Msx	1,182489	0,553638	0,898678	0,152509	12
NEC	2,153680	0,340670	0,869226	0,011387	20
Nintendo	0,891888	0,640220	0,971266	0,554551	31
Sega	3,990140	0,136004	0,834457	0,000905	25
Sinclair	0,957778	0,619471	0,915538	0,164638	15
SONY	6,281925	0,043241	0,805049	0,001029	20

Tabla 97: Test de Jarque Bera y Shapiro-Wilk aplicados al conjunto ajustado de observaciones de cada variable según los datos de periodo de la Tabla 93

Como se puede verificar, en los datos de la Tabla 96 ninguna de las variables pasa el corte del test de Jarque Bera (salvo Nintendo por un margen ajustado) si atendemos al p-valor. No obstante, el test de Shapiro-Wilk[100], que nos da un mejor ajuste para conjuntos con escasas observaciones, como es el caso, directamente nos indica que ninguna de las variables se ajusta a la normalidad.

[100] Para la resolución de aceptación o rechazo de normalidad en un conjunto de datos esta investigación usa siempre como primero opción el test de Jarque Bera, ajustando el p-valor del test según los valores de α = 0.1 y el tamaño de la muestra con los valores de p-valor de la Tabla 389. El test de Shapiro-Wilk siempre se toma en esta investigación como contraste del de Jarque Bera o bien como segunda opción en caso de duda del resultado del test de Jarque Bera.

En el caso de las series recortadas a sus valores no nulos (Tabla 97) vemos como el test de Jarque Bera lo pasan casi todas las series (salvo Atari, Magnavox y Sony). Sin embargo, el test de Shapiro Wilk para este conjunto lo vuelven a fallar muchas de las series, ya que su p-valor es inferior a 0.1, que es la α de contraste.

En esta situación se decide realizar una transformación[101,102] de las series afectadas que son Dragon.Data, Magnavox, Sega y Sony. A este nuevo conjunto de series se le aplica nuevamente los test:

	Jarque Bera test		Shapiro Wilk		
Variables	**X-squared**	**p-value**	**W value**	**p-value**	**number**
Amstrad	1,139528	0,565659	0,899356	0,155612	12
Atari	1,194239	0,550395	0,926323	0,019390	36
Commodore	2,461841	0,292024	0,870311	0,005335	24
Dragon.Data	0,995809	0,607803	0,916689	0,196998	14
Fairchild	0,989579	0,609699	0,873416	0,162733	8
Magnavox	40,417417	0,000000	0,658409	0,000061	16
Microsoft	1,201158	0,548494	0,908130	0,172886	13
Msx	1,182489	0,553638	0,898678	0,152509	12
NEC	2,153680	0,340670	0,869226	0,011387	20
Nintendo	0,891888	0,640220	0,971266	0,554551	31
Sega	2,185355	0,335317	0,916607	0,042904	25
Sinclair	0,957778	0,619471	0,915538	0,164638	15
SONY	1,589190	0,451764	0,912582	0,071395	20

Tabla 98: Valores de los test de Jarque Bera y Shapiro-Wilk sobre las series de la Tabla 97 con una transformación BoxCox

En este nuevo contexto, y aunque los resultados del test de Shapiro-Wilk no son siempre satisfactorios a un nivel α=0.1, se puede considerar que las series cumplen con el requisito de normalidad (excepto Magnavox).

La serie de Magnavox tiene el problema de su doble ciclo con valores nulos entre ambos lo que casi imposibilita la obtención de un modelo de ajuste que sea viable para normalizarla.

---

[101] Para esta transformación se utiliza la función BoxCox() del paquete forecast de R-Cran. Los modelos de transformación Box-Cox se analizan en (G. E. P. Box and Cox, 1982) y el paquete forecast y sus utilidades se puede ver en http://cran.r-project.org/web/packages/forecast/forecast.pdf

[102] La transformación BoxCox que se utiliza viene dada por:

- Si x> 0 o bien x < 0, entonces f(x;lambda)=(x^lambda - 1)/lambda.
- Si x = 0 entonces f(x;0)=log(x)

Para el valor de lambda de cada serie se utiliza la función BoxCox.lambda() de la librería 'forecast'.

Tras los resultados anteriores las series se podrían analizar según el modelo ARIMA en el modo de ajuste a las observaciones no nulas según el esquema de la Tabla 93 y siguiendo las pautas de transformación[103] que se indican en la Tabla 99.

Variables	Serie	Variables	Serie
Amstrad	original	**Msx**	original
Atari	transformada	**NEC**	original
Commodore	original	**Nintendo**	original
Dragon.Data	transformada	**Sega**	transformada
Fairchild	original	**Sinclair**	original
Magnavox	original	**SONY**	transformada
Microsoft	original		

Tabla 99: Tipo de transformación BoxCox a aplicar a las series de videojuegos

Sin embargo, del conjunto anterior se eliminan las series Dragon.Data, Fairchild y Magnavox que se habían descartado en el análisis realizado en el Título 11.2.14 Conclusiones sobre análisis básico de tendencia y ciclo, y que se han mantenido como contraste en este punto y a fin de mantener una uniformidad de criterio sobre los análisis y en las evaluaciones de resultados.

[103] Para la inversión de la serie transformada se usa la función InvBoxCox() de la librería 'forecast'.

11.3.1 Identificación de modelo ARIMA: Amstrad

En primer lugar, y a fin de encontrar un modelo ARIMA que ajuste como modelo descriptivo de la serie Amstrad, se procede a verificar el comportamiento de las funciones ACF y PACF de la serie de datos ajustada (ver Tabla 93).

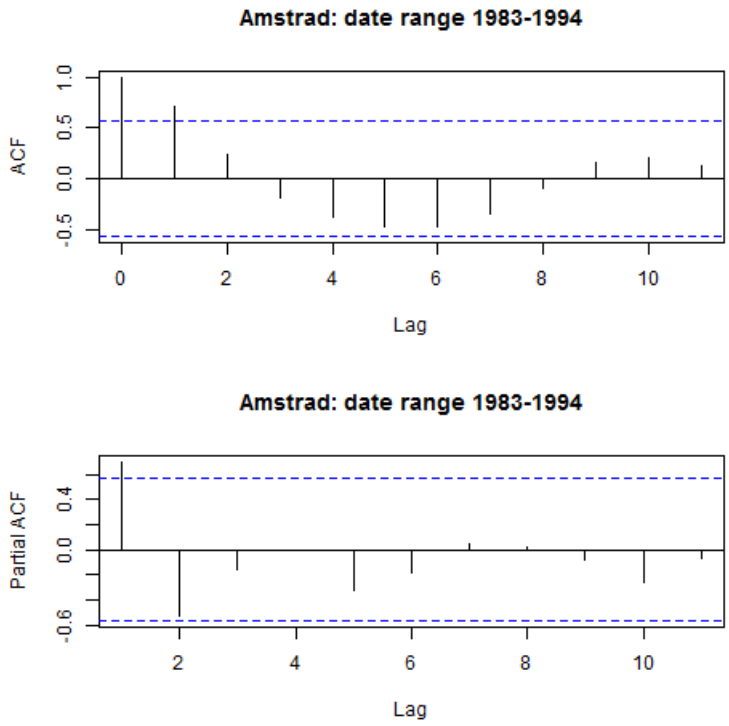


Ilustración 134: Modelos gráficos ACF y PACF para serie de tiempo ajustada de Amstrad

RETARDO	ACF	PACF	Estad-Q.	[valor p]
1	0,7055	0,7055	7,6021	[0,006]
2	0,2313	-0,5305	8,5011	[0,014]
3	-0,1831	-0,1623	9,1266	[0,028]
4	-0,3803	-0,0049	12,1637	[0,016]
5	-0,4649	-0,321	17,3512	[0,004]
6	-0,4677	-0,1832	23,4768	[0,001]
7	-0,3417	0,048	27,3999	[0,000]
8	-0,0923	0,0232	27,7577	[0,001]
9	0,1517	-0,0735	29,0468	[0,001]
10	0,2107	-0,2529	32,7753	[0,000]
11	0,1307	-0,0722	35,6468	[0,000]

Tabla 100: Función de autocorrelación para AMSTRAD

En principio, y basándonos en los resultados de la Ilustración 134, se puede esperar que el modelo resultante se ajuste a un modelo ARMA. No obstante, a continuación, en la Tabla 101 se analizan diversos modelos de ajuste ARIMA, indicando el criterio de

aceptación (Log Likelihood y Akaike), y los test sobre los residuos para verificar la idoneidad de ajuste a la normalidad de los mismos, siguiendo los test de Ljung-Box[104] y Box-Pierce (G. E. P. Box and Pierce, 1970), (G. E. P. Box and Cox, 1982).

	Aceptación		Ajuste	
Modelo	LogLik	AIC	Ljung	Box-Pierce
ARIMA(0,0,0)	-73,31378849	150,627577	0,000193704	0,123920901
ARIMA(0,0,1)	-67,73452462	141,4690492	0,003415458	0,292022794
ARIMA(0,1,0)	-61,54324496	125,0864899	0,030634869	0,387492122
ARIMA(1,0,0)	-67,07798258	140,1559652	0,037113861	0,409996033
ARIMA(0,0,2)	-63,65962465	135,3192493	0,049009233	0,577288729
ARIMA(2,0,0)	-60,19960146	128,3992029	0,280360511	0,744401413
ARIMA(1,0,1)	-63,13306989	134,2661398	0,30893319	0,817089772
ARIMA(0,0,3)	-61,5902018	133,1804036	0,371211987	0,890013389
ARIMA(0,1,1)	-57,69535588	119,3907118	0,443618788	0,889156284
ARIMA(1,1,0)	-57,85001997	119,7000399	0,530540432	0,913448043
ARIMA(1,2,0)	-53,18709677	110,3741935	0,540977416	0,913267926
ARIMA(0,2,0)	-53,38248185	108,7649637	0,542279113	0,930173462
ARIMA(1,1,3)	-56,03120355	122,0624071	0,58855552	0,929271239
ARIMA(1,2,3)	-52,05369108	114,1073822	0,596712809	0,905902131
ARIMA(0,2,3)	-52,10529663	112,2105933	0,624321855	0,948019308
ARIMA(1,0,3)	-60,97197857	133,9439571	0,712433743	0,957179266
ARIMA(0,2,2)	-52,38401471	110,7680294	0,729318088	0,979866817
ARIMA(1,0,2)	-61,25221997	132,5044399	0,752871109	0,978591648
ARIMA(1,2,1)	-52,672165	111,34433	0,761770783	0,974301429
ARIMA(1,2,2)	-52,18124306	112,3624861	0,781351219	0,977754345
ARIMA(1,1,1)	-56,71783938	119,4356788	0,842747265	0,987960413
ARIMA(1,1,2)	-56,44508453	120,8901691	0,843036032	0,986887492
ARIMA(0,2,1)	-52,81646827	109,6329365	0,84727511	0,985768932
ARIMA(0,1,3)	-56,44252313	120,8850463	0,85484229	0,987978399
ARIMA(0,1,2)	-56,45003535	118,9000707	0,882698441	0,993173203

Tabla 101: Estimaciones para búsqueda de modelo ARIMA óptimo para Amstrad

Según la Tabla 101 el modelo explicativo más sencillo para Amstrad es el ARIMA (2,0,0), es decir, se trataría de un modelo AR(2). Existen modelos con un loglikehood mayor y con un coeficiente de AIC menor (como por ejemplo ARIMA(0,1,1)) pero resultan en una complicación del modelo innecesaria, y que lo que se desea es buscar el modelo explicativo más simple y eficiente.

[104] En ambos test, el máximo retardo escogido es el de la longitud de la serie, menos una unidad, de manera general. Para los grados de libertad se sigue el criterio de m-(p+q).

11.3.1.1 Verificación de la corrección del modelo ARIMA: Amstrad

En primer lugar se procede a verificar la normalidad de los residuos de manera visual, a fin de comprobar que los resultados de la Tabla 101 daban resultados correctos para el modelo AR(2) encontrado.

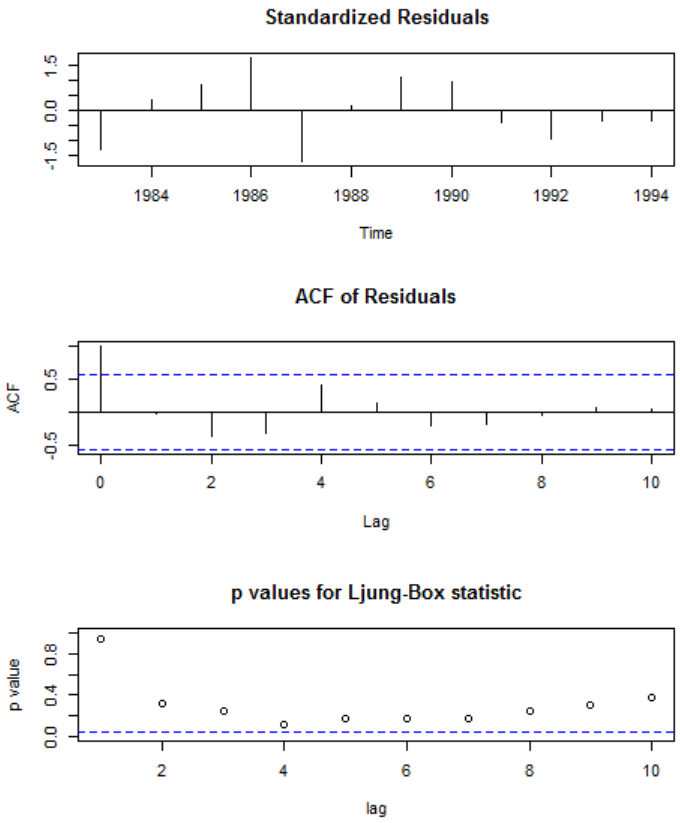


Ilustración 135: Gráfico de diagnosis de serie temporal de videojuegos de Amstrad, con ARIMA(2,0,0)

Como se puede observar en la Ilustración 135, en el tercer gráfico se puede ver que los p-valores están por encima del nivel de significación, lo que nos permite considerar de manera gráfica como adecuado el modelo ARIMA(2,0,0) propuesto anteriormente.

11.3.1.2 Comprobación de la corrección del modelo obtenido

Se analizan los resultados del apartado anterior[105]. Se realiza un análisis predictivo del comportamiento de la serie, por medios distintos de los utilizados anteriormente, a fin de contrastar los resultados obtenidos en el proceso previo.

```
> serie.auto <- auto.arima(serie, max.p=3, max.q=3, max.order=10, start.p=0, start.q=0, seasonal=FALSE, ic="aic", stepwise=FALSE, trace=TRUE, test="adf");serie.auto
Series: serie
ARIMA(2,0,0) with non-zero mean
Coefficients:
         ar1      ar2  intercept
      1.5179  -0.8613   139.1699
s.e.  0.1224   0.1199    30.1590
sigma^2 estimated as 971.2:  log likelihood=-60.2
AIC=128.4   AICc=134.11   BIC=130.34
```

Tabla 102: Instrucción R de cálculo automático de ARIMA en función de test 'adf' (contraste aumentado de Dickey-Fuller) y resultados obtenidos para la serie Amstrad

Como se puede ver en la Tabla 102, el valor de ARIMA obtenido para la serie completa se corresponde con el valor del Título 11.3.1.1: Verificación de la corrección del modelo ARIMA: Amstrad. De igual manera, los valores de AIC y log Likelihood obtenidos en la función auto.arima() son similares a los obtenidos en la Tabla 101. La función auto.arima ha buscado el modelo más sencillo explicativo de comportamiento de la serie Amstrad.

En la Ilustración 136 siguiente se muestra una comparación entre la serie original y la obtenida mediante el modelo AR(2), así como el ajuste de los residuos obtenidos en la búsqueda de auto.arima.

Así, la función ARIMA (2,0,0) se aproxima bien para identificar correctamente la serie de videojuegos de Amstrad. Sin embargo, como colofón, buscamos en la Ilustración 135 que el test de Ljung-Box dé los valores correctos, tal y como ya nos indicaba la Tabla 101. Al realizar la verificación, observamos que alguno de los p-valores está rozando la zona de contraste, lo que hace suponer que el ajuste realizado por ARIMA(2,0,0) es muy fino, y por lo tanto que es la función descriptiva más sencilla buscada.

[105] Usando la librería de R *forecast*.

Por esta razón, y en vista de las 2 versiones de obtención del modelo ARIMA, se considera que el modelo **ARIMA(2,0,0)** es el correcto, al explicar la serie de forma correcta y sin excesivo ajuste.

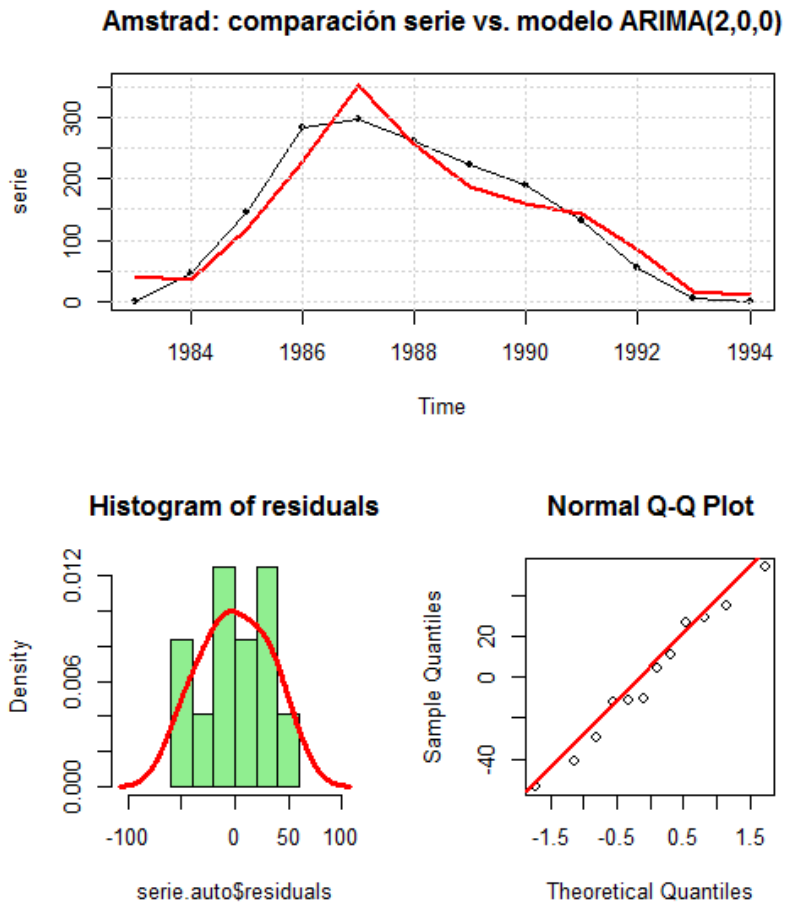


Ilustración 136: Representación gráfica del modelo ARIMA(2,0,0) para Amstrad

Por lo tanto, de acuerdo con los valores estimados en la función auto.arima() de la Tabla 102 se puede identificar para la serie Amstrad el modelo arima siguiente:

$$X_t - \mu = \phi_1(X_{t-1} - \mu) + \phi_2(X_{t-2} - \mu) + \varepsilon_t$$
$$X_t - 139{,}1699 = 1{,}5179(X_{t-1} - 139{,}1699) - 0{,}8613(X_{t-2} - 139{,}1699) + \varepsilon_t$$

Ecuación 16: Modelo Arima para la serie Amstrad, de acuerdo a resultado ARIMA(2,0,0)

11.3.2 Identificación de modelo ARIMA: Atari

En primer lugar, y a fin de encontrar un modelo ARIMA que ajuste como modelo descriptivo de la serie Atari, se procede a verificar el comportamiento de las funciones ACF y PACF de la serie de datos ajustada (ver Tabla 93). Para poder abordar esta tarea,

y considerando que la serie Atari en la Tabla 99 se ajustó a la normalidad mediante una transformación de Box-Cox[106], se debe aplicar la misma transformación a la serie y trabajar con esta serie transformada en los análisis ARIMA.

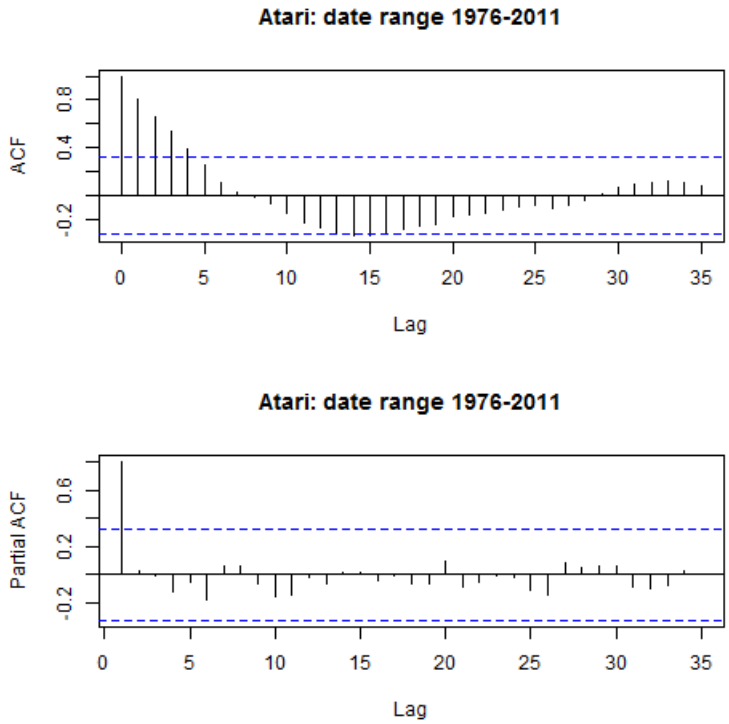


Ilustración 137: Modelos gráficos ACF y PACF para serie de tiempo ajustada y transformada mediante BoxCox de Atari

RETARDO	ACF	PACF	Estad-Q.	[valor p]	RETARDO	ACF	PACF	Estad-Q.	[valor p]
1	0,8049	0,8049	25,323	[0,000]	**19**	-0,2443	-0,068	115,7665	[0,000]
2	0,6553	0,0211	42,6018	[0,000]	**20**	-0,1808	0,0997	118,5611	[0,000]
3	0,5315	-0,0051	54,3143	[0,000]	**21**	-0,1628	-0,0896	120,9768	[0,000]
4	0,3866	-0,1268	60,7044	[0,000]	**22**	-0,1481	-0,0539	123,1198	[0,000]
5	0,2598	-0,0571	63,6823	[0,000]	**23**	-0,1187	-0,0128	124,6031	[0,000]
6	0,1074	-0,1737	64,2085	[0,000]	**24**	-0,0921	-0,0221	125,5697	[0,000]
7	0,0248	0,0659	64,2376	[0,000]	**25**	-0,0804	-0,1098	126,374	[0,000]
8	-0,0124	0,0638	64,2451	[0,000]	**26**	-0,1095	-0,1389	128,0156	[0,000]
9	-0,069	-0,0631	64,4863	[0,000]	**27**	-0,085	0,0878	129,1142	[0,000]
10	-0,1454	-0,1534	65,598	[0,000]	**28**	-0,0409	0,0549	129,3998	[0,000]
11	-0,2295	-0,1469	68,4792	[0,000]	**29**	0,0105	0,0615	129,4215	[0,000]
12	-0,2707	-0,0201	72,6551	[0,000]	**30**	0,0707	0,0599	130,5604	[0,000]
13	-0,3137	-0,0654	78,5087	[0,000]	**31**	0,0874	-0,0838	132,6502	[0,000]
14	-0,3396	0,0143	85,6814	[0,000]	**32**	0,111	-0,1016	136,8609	[0,000]
15	-0,3361	0,0175	93,0387	[0,000]	**33**	0,1125	-0,0745	142,6315	[0,000]

[106] El valor de la constante de transformación de la serie Atari dado por BoxCox.lamda es 0.6416936.

16	-0,3247	-0,0463	100,2507	[0,000]	**34**	0,0996	0,0262	149,4136	[0,000]
17	-0,2817	-0,0131	105,9649	[0,000]	**35**	0,0797	0,0092	158,1015	[0,000]
18	-0,2565	-0,0688	110,965	[0,000]					

Tabla 103: Función de autocorrelación para serie transformada Atari

En principio, y basándonos en los resultados de la Ilustración 137, se puede esperar que el modelo resultante se ajuste a un modelo ARMA diferenciado. No obstante, a continuación, en la Tabla 104 se analizan diversos modelos de ajuste ARIMA, indicando el criterio de Aceptación (Log Likelihood y Akaike), y los test sobre los residuos para verificar la idoneidad de ajuste a la normalidad de los mismos, siguiendo los test de Ljung-Box y Box-Pierce (G. E. P. Box and Pierce, 1970), (G. E. P. Box and Cox, 1982).

	Aceptación		Ajuste			Aceptación		Ajuste	
Model	**LogLik**	**AIC**	**Ljung**	**Box-Pierce**	**Model**	**LogLik**	**AIC**	**Ljung**	**Box-Pierce**
ARIMA(0,0,0)	-105,75857	215,51713	0,00000	0,00000	ARIMA(1,1,4)	-71,26110	154,52220	0,71630	0,99946
ARIMA(0,0,1)	-88,55082	183,10163	0,00000	0,02953	ARIMA(1,1,2)	-71,84658	151,69316	0,71734	0,99977
ARIMA(0,0,2)	-82,35410	172,70820	0,00027	0,49136	ARIMA(2,1,2)	-71,52179	153,04358	0,72105	0,99962
ARIMA(1,0,1)	-74,67972	157,35944	0,02793	0,93776	ARIMA(2,1,1)	-71,81638	151,63276	0,72258	0,99977
ARIMA(3,0,0)	-75,26630	160,53260	0,07087	0,97849	ARIMA(0,1,3)	-71,86108	151,72215	0,76141	0,99982
ARIMA(0,0,4)	-76,18833	164,37666	0,10078	0,97999	ARIMA(0,1,4)	-71,84697	153,69394	0,77119	0,99979
ARIMA(1,0,2)	-74,47610	158,95219	0,11472	0,98044	ARIMA(1,1,3)	-71,30424	152,60848	0,77723	0,99976
ARIMA(2,0,3)	-71,61052	157,22104	0,14686	0,97962	ARIMA(1,1,1)	-71,91813	149,83626	0,77742	0,99988
ARIMA(2,0,4)	-71,59400	159,18801	0,18105	0,98254	ARIMA(0,1,0)	-75,20548	152,41097	0,79767	0,99979
ARIMA(2,0,0)	-75,46382	158,92764	0,20806	0,99426	ARIMA(2,1,4)	-70,55466	155,10931	0,79877	0,99985
ARIMA(3,0,2)	-71,83675	157,67349	0,21360	0,98590	ARIMA(2,2,0)	-72,69680	151,39359	0,80258	0,99840
ARIMA(0,0,3)	-77,34356	164,68712	0,22777	0,98956	ARIMA(1,0,0)	-77,70080	161,40160	0,84952	0,99997
ARIMA(3,0,1)	-74,12382	160,24764	0,24677	0,99363	ARIMA(0,2,2)	-71,27053	148,54106	0,86615	0,99979
ARIMA(2,0,2)	-74,20216	160,40432	0,26897	0,99491	ARIMA(2,2,1)	-70,69848	149,39695	0,87309	0,99971
ARIMA(0,1,1)	-72,42428	148,84856	0,28495	0,99470	ARIMA(1,2,1)	-72,02442	150,04884	0,90574	0,99989
ARIMA(1,0,3)	-74,15998	160,31996	0,33101	0,99608	ARIMA(0,2,1)	-72,67470	149,34940	0,92021	0,99982
ARIMA(2,0,1)	-74,29690	158,59380	0,34855	0,99730	ARIMA(2,2,4)	-70,07890	154,15779	0,97547	0,99998
ARIMA(2,1,0)	-72,90358	151,80716	0,36152	0,99752	ARIMA(1,2,4)	-70,16802	152,33603	0,98296	0,99999
ARIMA(2,1,3)	-70,61310	153,22619	0,40979	0,99676	ARIMA(2,2,2)	-70,33131	150,66262	0,98381	0,99999
ARIMA(1,0,4)	-74,12736	162,25472	0,44444	0,99788	ARIMA(2,2,3)	-70,13351	152,26701	0,98450	0,99999
ARIMA(0,1,2)	-72,12923	150,25846	0,53265	0,99888	ARIMA(1,2,2)	-70,35880	148,71759	0,98605	1,00000
ARIMA(0,2,0)	-75,64928	153,29855	0,57448	0,99547	ARIMA(0,2,4)	-70,19772	150,39544	0,98784	0,99999
ARIMA(1,1,0)	-73,24027	150,48054	0,59517	0,99936	ARIMA(1,2,3)	-70,21084	150,42168	0,98821	0,99999
ARIMA(1,2,0)	-75,14173	154,28347	0,67599	0,99712	ARIMA(0,2,3)	-70,19778	148,39556	0,99157	1,00000

Tabla 104: Estimaciones para búsqueda de modelo ARIMA óptimo sobre serie transformada, para Atari

Según la Tabla 104 el modelo explicativo más sencillo para Amstrad es el ARIMA (2,0,3), es decir, se trataría de un modelo ARMA(2,3). No obstante, si atendemos al criterio de log likelihood se encuentra en la Tabla 104 un ARIMA (2,1,3), que presenta también mejores

coeficientes de AIC, mejor loglikelihood, y los valores de los test de Ljung-Box y Box-Pierce son sensiblemente superiores. Los modelos posteriores en la tabla con ARIMA con diferenciación = 2 presentan una mejora en el log likelihood y AIC, pero en este caso se presenta la decisión de si es precisa la diferenciación, en qué valor y si presenta una mejora neta en la claridad del modelo y no simplemente una complicación del mismo.

Así, desde un punto de vista estricto no podemos afirmar que un modelo ARMA sea eficiente para caracterizar esta serie dado que no conocemos si la serie tiene raíces unitarias o no. Es decir, si la serie tuviera raíces unitarias, estaríamos en disposición de considerar que el modelo característico debería tomar la serie diferenciada.

En este punto se realiza un contraste de raíces unitarias[107] mediante el test de Dickey-Fuller aumentado para la serie transformada de Atari:

```
> df.serie<-ur.df(serie, type="trend", lags=1);summary(df.serie)

###############################################
# Augmented Dickey-Fuller Test Unit Root Test #
###############################################

Test regression trend


Call:
lm(formula = z.diff ~ z.lag.1 + 1 + tt + z.diff.lag)

Residuals:
    Min      1Q  Median      3Q     Max
-3.4184 -0.8554  0.1618  1.0924  3.2711

Coefficients:
            Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept)  2.41764    1.07571   2.247   0.0321 *
z.lag.1     -0.16442    0.07618  -2.158   0.0390 *
tt          -0.07386    0.03542  -2.085   0.0457 *
z.diff.lag   0.17455    0.14308   1.220   0.2320
---
Signif. codes:  0 ‘***’ 0.001 ‘**’ 0.01 ‘*’ 0.05 ‘.’ 0.1 ‘ ’ 1

Residual standard error: 1.59 on 30 degrees of freedom
Multiple R-squared: 0.2597,    Adjusted R-squared: 0.1857
F-statistic: 3.508 on 3 and 30 DF,  p-value: 0.02718


Value of test-statistic is: -2.1583 2.0322 2.9718

Critical values for test statistics:
      1pct  5pct 10pct
tau3 -4.15 -3.50 -3.18
phi2  7.02  5.13  4.31
phi3  9.31  6.73  5.61
```

Tabla 105: Contraste de Dickey-Fuller aumentado para averiguar si la serie Atari transformada tiene raíces unitarias

[107] Para los contrastes de raíces unitarias de Dickey-Fuller aumentado se utiliza la función ur.df() del paquete ‘URCA’

En la prueba de Dickey-Fuller se debe considerar con mucho detenimiento el valor de retardo aplicado. Para este propósito se analizan los valores a aplicar mediante el criterio de AIC[108]. Como se puede verificar en la Tabla 105 el valor del estadístico es de –2,1583 que es superior al valor de contraste al 5% (-3.50), por lo que no se puede rechazar la presencia de raíces unitarias. Esto lo corrobora el test de Phillips-Perron[109] de la Tabla 106:

```
> pp.test(serie)

        Phillips-Perron Unit Root Test

data:  serie
Dickey-Fuller Z(alpha) = -9.0588, Truncation lag parameter = 3, p-value
= 0.553
alternative hypothesis: stationary
```

Tabla 106: Corroboración de que la serie Atari transformada es no estacionaria mediante prueba de Phillips-Perron

Una vez verificada la presencia de raíces unitarias en la serie Atari transformada es preciso verificar el nivel de diferenciación necesario. Para ello se realiza una diferenciación de la serie y se procede a realizar nuevamente todo el proceso previo:

```
> df1.serie<-diff(serie);ur.serie<-ur.df(df1.serie, type="trend",
lags=2);summary(ur.serie)

###############################################
# Augmented Dickey-Fuller Test Unit Root Test #
###############################################

Test regression trend


Call:
lm(formula = z.diff ~ z.lag.1 + 1 + tt + z.diff.lag)

Residuals:
    Min      1Q  Median      3Q     Max
-3.8365 -0.8253  0.1200  0.8925  3.5960

Coefficients:
             Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept)  0.76190    0.77601   0.982  0.33491
z.lag.1     -0.77203    0.27368  -2.821  0.00887 **
tt          -0.04548    0.03811  -1.193  0.24316
z.diff.lag1  0.08287    0.21463   0.386  0.70245
```

[108] Para esta selección se usa el programa EASYREG International (20/9/12), utilizando su facilidad para realizar una selección optima del valor de retardo (http://www.econ.psu.edu/~hbierens/EASYREG.HTM). Se puede consultar http://www.icesi.edu.co/departamentos/economia/images/at25.pdf para un modelo sencillo de doble paso para analizar el valor de retardo. (H. J. Bierens, 2002)

[109] El contraste de resultados del test de raíces unitarias se realiza mediante las funciones adf.test() y pp.test() de la librería 'tseries'.

```
z.diff.lag2 -0.08270    0.16511  -0.501  0.62053
---
Signif. codes:  0 ‘***’ 0.001 ‘**’ 0.01 ‘*’ 0.05 ‘.’ 0.1 ‘ ’ 1

Residual standard error: 1.734 on 27 degrees of freedom
Multiple R-squared: 0.3982,    Adjusted R-squared: 0.3091
F-statistic: 4.467 on 4 and 27 DF,  p-value: 0.006711


Value of test-statistic is: -2.8209 2.6911 3.9934

Critical values for test statistics:
      1pct  5pct 10pct
tau3 -4.15 -3.50 -3.18
phi2  7.02  5.13  4.31
phi3  9.31  6.73  5.61
```

Tabla 107: Contraste de Dickey-Fuller aumentado sobre la serie diferenciada Atari, para constatar la presencia de raíces unitarias adicionales

Como en el primer supuesto, el orden de retardo (ahora lag = 2) se ha obtenido mediante prueba de AIC en el programa EasyReg Internacional (ERI). El valor del test es -2.8209 > -3.18 (al 10%) por lo que no se puede rechazar la hipótesis nula de presencia de raíces unitarias. Esto indica que la serie Atari transformada necesita al menos 2 diferenciaciones.

En este punto, y repitiendo el esquema de nueva diferenciación y análisis de valor óptimo de retardo, nos encontramos con que ERI tiene discrepancias en los indicadores que utiliza [Akaike (AC), Hannan-Quinn (HQ), and Schwarz (SC)], dando valores de 6 hasta 2 en el valor de retardos. Aplicando el valor de 4 retardos, no supera el test al 10%, y si es con 2 retardos, no lo supera en ningún caso. En este caso, y dadas las discrepancias al aplicar los diversos retardos sugeridos, se considera terminado el proceso de diferenciación de la serie.

De esta manera, y si consideramos la segunda diferenciación, podemos acudir a la Tabla 104 y encontramos como modelo descriptivo el ARIMA(2,2,1) o bien un modelo ARIMA(0,2,1), que se deben de analizar y comparar.

11.3.2.1 Verificación de la corrección del modelo ARIMA: Atari

En primer lugar, se procede a verificar la normalidad de los residuos de manera visual, a fin de comprobar que los resultados de la Tabla 104 daban resultados correctos para el modelo ARIMA(2,2,1) o el ARIMA(0,2,1) encontrados. Es decir, se va a proceder a verificar ambos modelos gráficamente, mediante ACF de los residuos y el test de Ljung-Box.

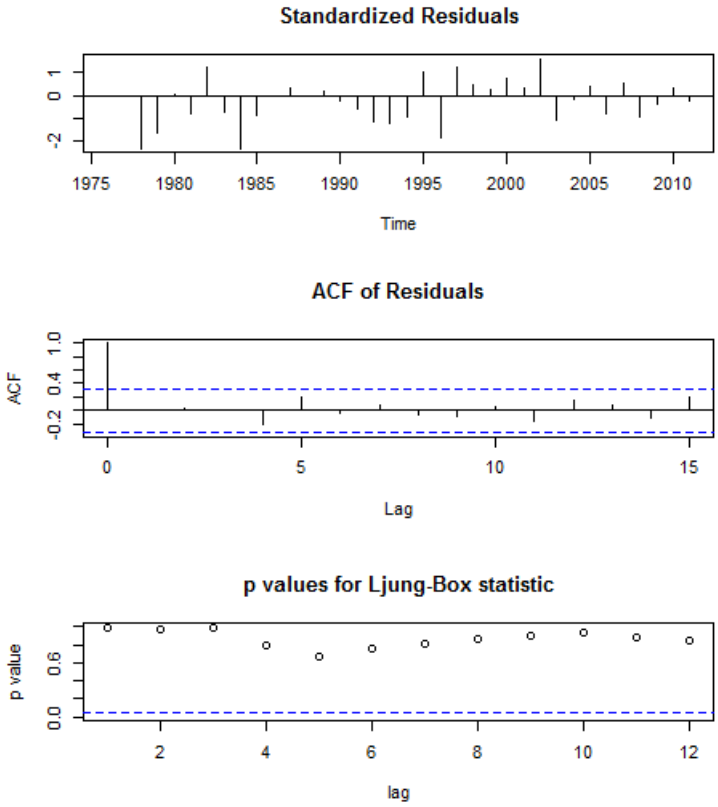


Ilustración 138: Gráfico de diagnosis de serie temporal de videojuegos de Atari, con ARIMA(2,2,1)

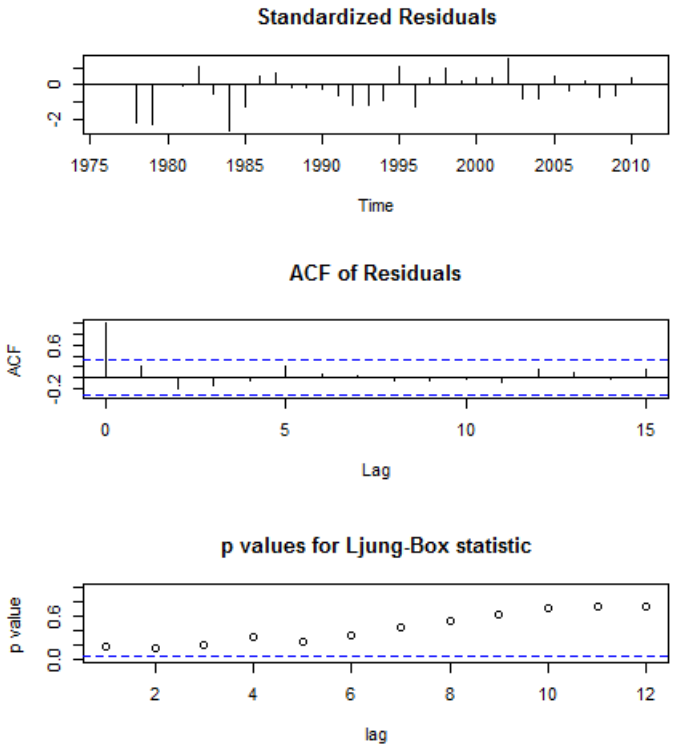


Ilustración 139: Gráfico de diagnosis de serie temporal de videojuegos de Atari, con ARIMA(0,2,1)

Como se puede observar en la Ilustración 138, en el tercer gráfico se puede ver que los p-valores están claramente por encima de p-value del test de Ljung-Box, por lo que debemos aceptar la idoneidad del modelo ARIMA(2,2,1) propuesto.

De igual manera, tal y como se puede verificar en la Ilustración 139, en el tercer gráfico se puede ver que los p-valores están por encima del p-value del test de Ljung-Box, por encima del nivel de significación, lo que nos permite considerar de manera gráfica también como adecuado el modelo ARIMA(0,2,1) propuesto como segundo modelo anteriormente.

En este caso, y para resolver la idoneidad de cuál modelo es más acertado se utilizará la prueba de Diebolt-Mariano (Diebold and Mariano, 1995) con un α = 0.1 de contraste para la aceptación o rechazo de la hipótesis de igualdad de medias en ambas series.:

```
> dm.test(residuals(arima.2.2.1), residuals(arima.0.2.1), h=1)

        Diebold-Mariano Test

data:  residuals(arima.2.2.1) residuals(arima.0.2.1)
DM = -0.8334, Forecast horizon = 1, Loss function power = 2, p-value =
0.4103
alternative hypothesis: two.sided
```

Tabla 108: Test de Diebold-Mariano (DM) para verificar idoneidad de serie Atari entre modelos ARIMA(2,2,1) y ARIMA(0,2,1)

El resultado del test DM da un p-valor de 0.4103, por lo que no se rechaza la hipótesis nula de igualdad de capacidad predictiva. Por ello, se considera más sencillo el modelo ARIMA(0,2,1).

11.3.2.2 Comprobación de la corrección del modelo obtenido

Se analizan los resultados del apartado anterior. Se realiza un análisis predictivo del comportamiento de la serie, por medios distintos de los utilizados anteriormente, a fin de contrastar los resultados obtenidos en el proceso previo.

```
> serie.auto <- auto.arima(serie, max.p=3, max.q=3, max.order=10,
start.p=0, start.q=0, seasonal=FALSE, xreg=1:length(serie), ic="aic",
stepwise=FALSE, trace=TRUE, test="adf");serie.auto

 ARIMA(0,2,0)                    : 155.2986
 ARIMA(0,2,1)                    : 151.3494
 ARIMA(0,2,2)                    : 150.5411
 ARIMA(0,2,3)                    : 150.3956
 ARIMA(1,2,0)                    : 156.2835
 ARIMA(1,2,1)                    : 152.0488
 ARIMA(1,2,2)                    : 150.7176
 ARIMA(1,2,3)                    : 152.4217
 ARIMA(2,2,0)                    : 153.3936
 ARIMA(2,2,1)                    : 151.397
 ARIMA(2,2,2)                    : 152.6626
```

```
 ARIMA(2,2,3)                    : 154.267
 ARIMA(3,2,0)                    : 153.4508
 ARIMA(3,2,1)                    : 153.2124
 ARIMA(3,2,2)                    : 154.2575
 ARIMA(3,2,3)                    : 155.6536

Series: serie
ARIMA(0,2,3)

Coefficients:
          ma1      ma2     ma3  1:length(serie)
      -0.4695  -0.5282  0.3116           0.2267
s.e.   0.1292   0.1521  0.1570              NaN

sigma^2 estimated as 3.52:  log likelihood=-70.2
AIC=150.4   AICc=152.54   BIC=158.03
Mensajes de aviso perdidos
In sqrt(diag(x$var.coef)) : Se han producido NaNs
```

Tabla 109: Instrucción R de cálculo automático de ARIMA en función de test 'adf' (contraste aumentado de Dickey-Fuller) y resultados obtenidos para la serie Atari

Como se puede ver en la Tabla 109, el valor de ARIMA obtenido para la serie transformada no se corresponde con el valor del Título 11.3.2.1: Verificación de la corrección del modelo ARIMA: Atari. En este caso, el modelo obtenido por la función auto.arima() indica un modelo de medias móviles de tercer orden ARIMA(0,2,3).

De nuevo, para resolver la idoneidad de cuál modelo es más acertado se utilizará la prueba de Diebolt-Mariano con un α = 0.1 de contraste para la aceptación o rechazo de la hipótesis de igualdad de medias en ambas series.

```
> dm.test(residuals(serie.auto), residuals(arima.0.2.1), h=1)

        Diebold-Mariano Test

data:  residuals(serie.auto) residuals(arima.0.2.1)
DM = -0.9454, Forecast horizon = 1, Loss function power = 2, p-value =
0.3509
alternative hypothesis: two.sided
```

Tabla 110: Test de Diebold-Mariano para verificar idoneidad de serie Atari entre modelos ARIMA(0,2,3) y ARIMA(0,2,1)

El resultado del test DM da un p-valor de 0.3509, por lo que no se rechaza la hipótesis nula de igualdad de capacidad predictiva. Por ello, se considera nuevamente más sencillo el modelo ARIMA(0,2,1).

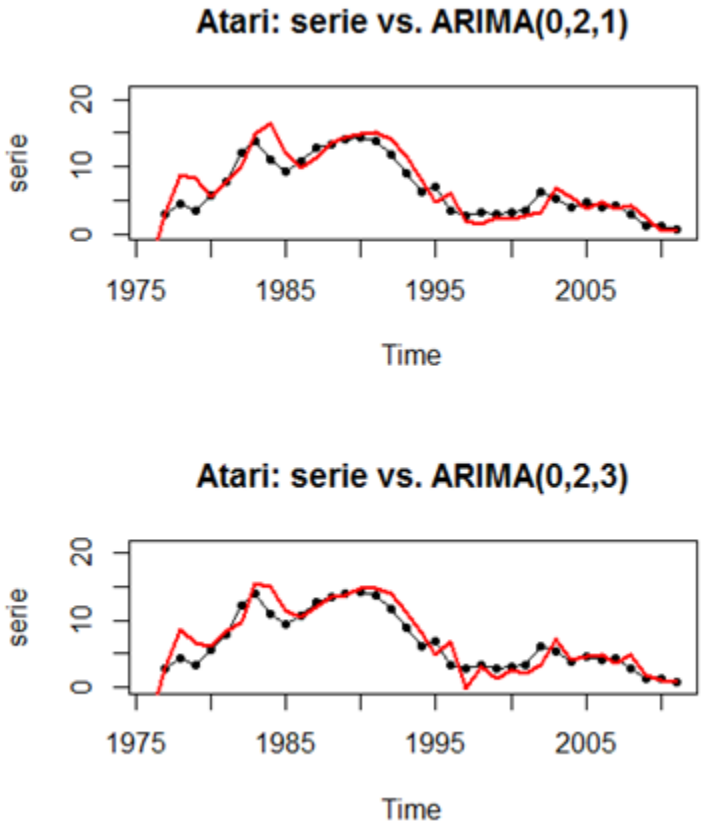


Ilustración 140: Comparativa de resultados de los modelos ARIMA(0,2,1) y ARIMA(0,2,3) sobre la serie Atari transformada

En la Ilustración 140 se muestra una doble comparación entre la serie original y la obtenida mediante el modelo ARIMA(0,2,3) y el ARIMA(0,2,1). Como se observa, la diferencia en el ajuste visualmente es mínima, y aunque afina más el modelo ARIMA(0,2,3), no es relevante sobre el ARIMA(0,2,1).

En la Ilustración 141 siguiente se muestra una comparación entre la serie original completa y el modelo ARIMA(0,2,1) equivalente, así como el ajuste de los residuos obtenidos en la búsqueda de arima.

Así, la función ARIMA(0,2,1) se aproxima bien para identificar correctamente la serie de videojuegos de Atari.

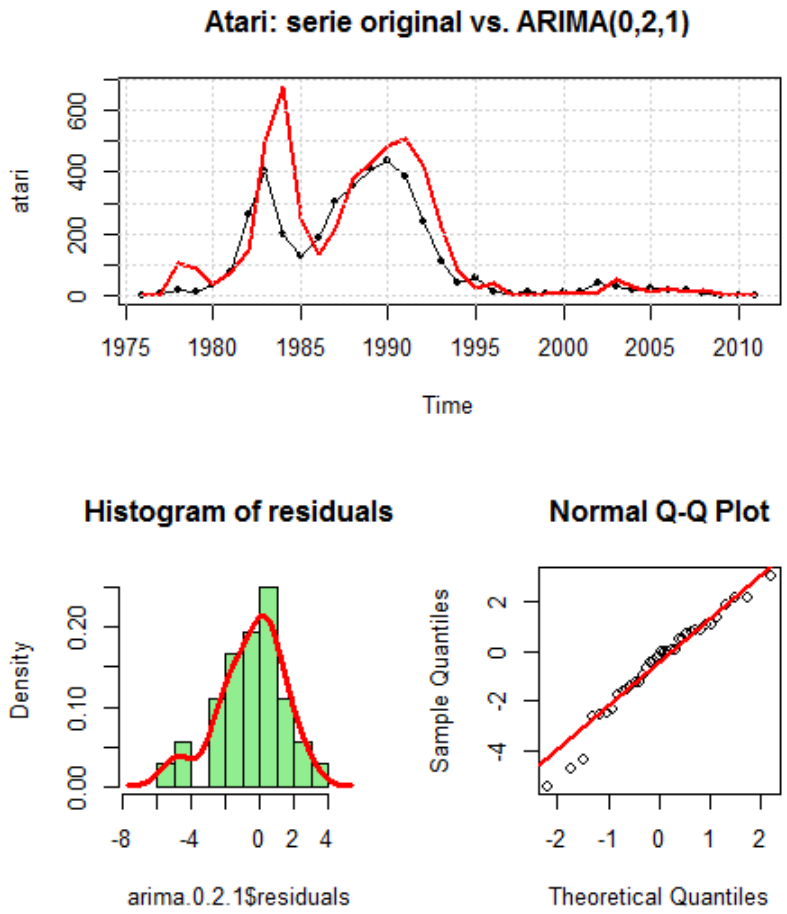


Ilustración 141: Representación gráfica del modelo ARIMA(0,2,1) para Atari

Los valores arima del modelo son:

```
>arima.0.2.1<-arima(serie, order=c(0,2,1), xreg=1:length(serie));
arima.0.2.1$coef
            ma1 1:length(serie)
     -0.7257489       0.2267307
```

Tabla 111: Coeficientes arima para el modelo ARIMA(0,2,1) de Atari

Por lo tanto, de acuerdo con los valores estimados en la función arima() de la Tabla 111 se puede identificar para la serie Atari el modelo arima siguiente:

$$Y_t = \Delta^2 X_t \Rightarrow Y_t - \mu = \varepsilon_t - \theta\varepsilon_{t-1}$$
$$Y_t - 0,2267307 = \varepsilon_t + 0.7257489\varepsilon_{t-1}$$

Ecuación 17: Modelo Arima para la serie Atari, de acuerdo a resultado ARIMA(0,2,1)

11.3.3 Identificación de modelo ARIMA: Commodore

En primer lugar, y a fin de encontrar un modelo ARIMA que ajuste como modelo descriptivo de la serie Commodore, se procede a verificar el comportamiento de las funciones ACF y PACF de la serie de datos ajustada (ver Tabla 93).

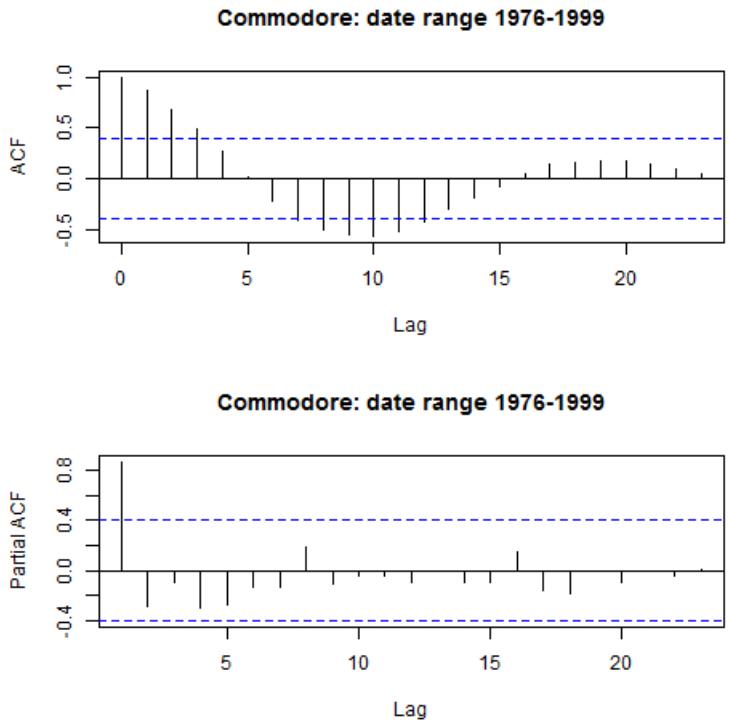


Ilustración 142: Modelos gráficos ACF y PACF para serie de tiempo de Commodore

RETARDO	ACF	PACF	Estad-Q.	[valor p]	RETARDO	ACF	PACF	Estad-Q.	[valor p]
1	0,8679	0,8679	20,4379	[0,000]	13	-0,3062	-0,0003	116,1075	[0,000]
2	0,6845	-0,279	33,727	[0,000]	14	-0,184	-0,0899	118,2206	[0,000]
3	0,4958	-0,0962	41,0316	[0,000]	15	-0,0843	-0,0931	118,7137	[0,000]
4	0,2698	-0,2926	43,3024	[0,000]	16	0,0418	0,1449	118,85	[0,000]
5	0,0143	-0,2773	43,3091	[0,000]	17	0,1349	-0,1542	120,4712	[0,000]
6	-0,2176	-0,1375	44,9509	[0,000]	18	0,1567	-0,1784	123,0244	[0,000]
7	-0,4103	-0,1319	51,1294	[0,000]	19	0,1671	-0,0016	126,511	[0,000]
8	-0,506	0,1858	61,1135	[0,000]	20	0,1651	-0,0955	130,7609	[0,000]
9	-0,558	-0,1093	74,0661	[0,000]	21	0,1354	-0,0015	134,5756	[0,000]
10	-0,5692	-0,0487	88,5078	[0,000]	22	0,096	-0,0474	137,4511	[0,000]
11	-0,5188	-0,0412	101,4274	[0,000]	23	0,0494	0,0051	138,9765	[0,000]
12	-0,4243	-0,0895	110,7885	[0,000]					

Tabla 112: Función de autocorrelación para serie original Commodore

En principio, y basándonos en los resultados de la Ilustración 142, se puede esperar que el modelo resultante se ajuste a un modelo ARMA diferenciado. No obstante, a

continuación, en la Tabla 113 se analizan diversos modelos de ajuste ARIMA, indicando el criterio de Aceptación (Log Likelihood y Akaike), y los test sobre los residuos para verificar la idoneidad de ajuste a la normalidad de los mismos, siguiendo los test de Ljung-Box y Box-Pierce (G. E. P. Box and Pierce, 1970), (G. E. P. Box and Cox, 1982).

	Aceptación		Ajuste			Aceptación		Ajuste	
Model	LogLik	AIC	Ljung	Box-Pierce	Model	LogLik	AIC	Ljung	Box-Pierce
ARIMA(0,0,0)	-168,4833	340,9666	0,0000	0,0000	ARIMA(0,1,2)	-139,8789	285,7577	0,7183	0,9789
ARIMA(0,0,1)	-157,6088	321,2176	0,0000	0,0001	ARIMA(1,1,1)	-139,8788	285,7577	0,7185	0,9789
ARIMA(0,0,2)	-150,1261	308,2522	0,0019	0,3145	ARIMA(1,2,2)	-135,0932	278,1864	0,7563	0,9799
ARIMA(0,0,3)	-149,4117	308,8233	0,0094	0,4837	ARIMA(1,2,1)	-135,3468	276,6936	0,7575	0,9766
ARIMA(0,0,4)	-145,8281	303,6561	0,0717	0,7187	ARIMA(1,1,0)	-139,9887	283,9774	0,7674	0,9822
ARIMA(1,2,0)	-137,7547	279,5094	0,2009	0,6780	ARIMA(0,1,1)	-139,8791	283,7581	0,7686	0,9862
ARIMA(1,0,0)	-147,5814	301,1627	0,2362	0,7797	ARIMA(0,2,2)	-135,1704	276,3407	0,7877	0,9847
ARIMA(0,2,0)	-138,8364	279,6727	0,2449	0,7763	ARIMA(0,2,1)	-135,5345	275,0690	0,7939	0,9809
ARIMA(0,1,0)	-141,2456	284,4913	0,5022	0,9148	ARIMA(1,2,3)	-134,9577	279,9153	0,7969	0,9844
ARIMA(1,0,3)	-145,8949	303,7898	0,5126	0,9338	ARIMA(0,2,4)	-134,8906	279,7812	0,8332	0,9902
ARIMA(1,0,2)	-145,9414	301,8827	0,5339	0,9517	ARIMA(0,2,3)	-134,9621	277,9242	0,8365	0,9897
ARIMA(1,0,1)	-145,9740	299,9480	0,5689	0,9611	ARIMA(1,2,4)	-132,0240	276,0479	0,8460	0,9877
ARIMA(2,0,0)	-145,8908	299,7817	0,6323	0,9676	ARIMA(1,1,3)	-138,7756	287,5511	0,9153	0,9956
ARIMA(0,1,3)	-139,8308	287,6617	0,6843	0,9681	ARIMA(0,1,4)	-137,2825	284,5649	0,9246	0,9990
ARIMA(1,1,2)	-139,7314	287,4627	0,7093	0,9723	ARIMA(1,1,4)	-137,0025	286,0050	0,9407	0,9991
ARIMA(1,0,4)	-142,8045	299,6091	0,7144	0,9924					

Tabla 113: Estimaciones para búsqueda de modelo ARIMA óptimo sobre serie original, para Commodore

Según la Tabla 113 el modelo explicativo más sencillo para Commodore es el ARIMA (1,2,0). No obstante, si atendemos al criterio de log likelihood se encuentra en la Tabla 113 un ARIMA (1,2,2), que presenta también mejores coeficientes de AIC, mejor loglikelihood, y los valores de los test de Ljung-Box y Box-Pierce son sensiblemente superiores. Todos los modelos significativos están en la tabla con ARIMA con diferenciación = 2. Desde un punto de vista general, Commodore parece que precisa una diferenciación, por lo que es preciso un contraste de raíces unitarias para su conocimiento.

Así, desde un punto de vista estricto no podemos afirmar que ningún modelo ARMA sea eficiente directamente para caracterizar esta serie dado que no conocemos si la serie tiene raíces unitarias o no y en cuanto está el nivel de diferenciación adecuado.

En este punto se realiza un contraste de raíces unitarias mediante el test de Dickey-Fuller aumentado para la serie transformada de Commodore:

```
> df.serie<-ur.df(serie, type="trend", lags=1);summary(df.serie) # lag
calculado con EasyReg Internacional

###############################################
# Augmented Dickey-Fuller Test Unit Root Test #
###############################################

Test regression trend


Call:
lm(formula = z.diff ~ z.lag.1 + 1 + tt + z.diff.lag)

Residuals:
     Min       1Q   Median       3Q      Max
-180.409  -61.097    8.722   56.145  167.355

Coefficients:
            Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept) 98.62557   58.08339   1.698    0.107
z.lag.1     -0.09450    0.09292  -1.017    0.323
tt          -5.42595    4.24252  -1.279    0.217
z.diff.lag   0.24436    0.23619   1.035    0.315

Residual standard error: 109.3 on 18 degrees of freedom
Multiple R-squared: 0.2599,    Adjusted R-squared: 0.1365
F-statistic: 2.107 on 3 and 18 DF,  p-value: 0.1351


Value of test-statistic is: -1.017 1.2329 1.8494

Critical values for test statistics:
      1pct  5pct 10pct
tau3 -4.38 -3.60 -3.24
phi2  8.21  5.68  4.67
phi3 10.61  7.24  5.91
```

Tabla 114: Contraste de Dickey-Fuller aumentado para averiguar si la serie Commodore tiene raíces unitarias

Para esta prueba ADF se ha considerado con mucho detenimiento el valor de retardo aplicado ya que el programa ERI utilizado para calcular el óptimo valor de rezago en la prueba no daba valores constantes, aunque en líneas generales indicaba la presencia de raíces unitarias, tal y como muestra la Tabla 114, donde el valor del estadístico de contraste ADF es -1.017 > -3.60 superior al valor de contraste al 5%, por lo que no se puede rechazar la presencia de raíces unitarias. Esto lo corrobora el test de Phillips-Perron de la Tabla 115:

```
> pp.test(serie)

        Phillips-Perron Unit Root Test

data:  serie
Dickey-Fuller Z(alpha) = -1.5004, Truncation lag parameter = 2, p-value
= 0.9754
alternative hypothesis: stationary
```

Tabla 115: Corroboración de que la serie Commodore es no estacionaria mediante test de Phillips-Perron

Dado que es complejo calcular por el método de ERI el número de diferencias necesarias, se utiliza la función ndiffs() de la librería 'forecast':

```
> ndiffs(serie, alpha=0.05, test="adf");ndiffs(serie, alpha=0.05,
test="pp")
[1] 2
[1] 2
```

Tabla 116: Cálculo del número de diferencias necesarias utilizando los test de ADF y PP

Una vez verificada la presencia de raíces unitarias en la serie Commodore es preciso verificar el nivel de diferenciación necesario, tal cual se indica por la función ndiffs(). Para ello se realiza una diferenciación de la serie y se procede a realizar nuevamente todo el proceso previo:

```
> df1.serie<-diff(serie);ur.serie<-ur.df(df1.serie, type="trend",
lags=2);summary(ur.serie) # lag calculado con ERI

###############################################
# Augmented Dickey-Fuller Test Unit Root Test #
###############################################

Test regression trend


Call:
lm(formula = z.diff ~ z.lag.1 + 1 + tt + z.diff.lag)

Residuals:
    Min      1Q  Median      3Q     Max
-189.21  -61.66   14.79   77.32  134.46

Coefficients:
             Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept) 105.24063   81.85396   1.286    0.218
z.lag.1      -0.88130    0.42355  -2.081    0.055 .
tt           -8.62858    6.17026  -1.398    0.182
z.diff.lag1   0.08066    0.32923   0.245    0.810
z.diff.lag2  -0.16384    0.25333  -0.647    0.528
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 117.2 on 15 degrees of freedom
Multiple R-squared: 0.4702,    Adjusted R-squared: 0.3289
F-statistic: 3.328 on 4 and 15 DF,  p-value: 0.03859


Value of test-statistic is: -2.0807 1.4505 2.1648

Critical values for test statistics:
      1pct  5pct 10pct
tau3 -4.38 -3.60 -3.24
phi2  8.21  5.68  4.67
phi3 10.61  7.24  5.91
```

Tabla 117: Contraste de Dickey-Fuller aumentado sobre la serie diferenciada Commodore, para constatar la presencia de raíces unitarias adicionales

Como en el primer supuesto, el orden de retardo (ahora lag = 2) se ha obtenido mediante prueba de AIC en el programa EasyReg Internacional (ERI). El valor del test es -2.0807 >

-3.24 (al 10%) por lo que no se puede rechazar la hipótesis nula de presencia de raíces unitarias. Esto indica que la serie Commodore necesita al menos 2 diferenciaciones.

En este punto, y repitiendo el esquema de nueva diferenciación y análisis de valor óptimo de retardo, nos encontramos con que ERI tiene discrepancias en los indicadores que utiliza (Akaike (AC), Hannan-Quinn (HQ), and Schwarz (SC)), dando valores confusos en el valor de retardos. En este caso, y dadas las discrepancias al aplicar los diversos retardos sugeridos, se considera terminado el proceso de diferenciación de la serie con el número de retardos indicado por ndiffs().

De esta manera, y si consideramos la segunda diferenciación, podemos acudir a la Tabla 113 y encontramos como modelo descriptivo el ARIMA(1,2,0) o bien un modelo ARIMA(1,2,2), que se deben de analizar y comparar.

11.3.3.1 Verificación de la corrección del modelo ARIMA: Commodore

En primer lugar, se procede a verificar la normalidad de los residuos de manera visual, a fin de comprobar que los resultados de la Tabla 113 daban resultados correctos para el modelo ARIMA(1,2,0) o el ARIMA(1,2,2) encontrados. Es decir, se va a proceder a verificar ambos modelos gráficamente, mediante ACF de los residuos y el test de Ljung-Box.

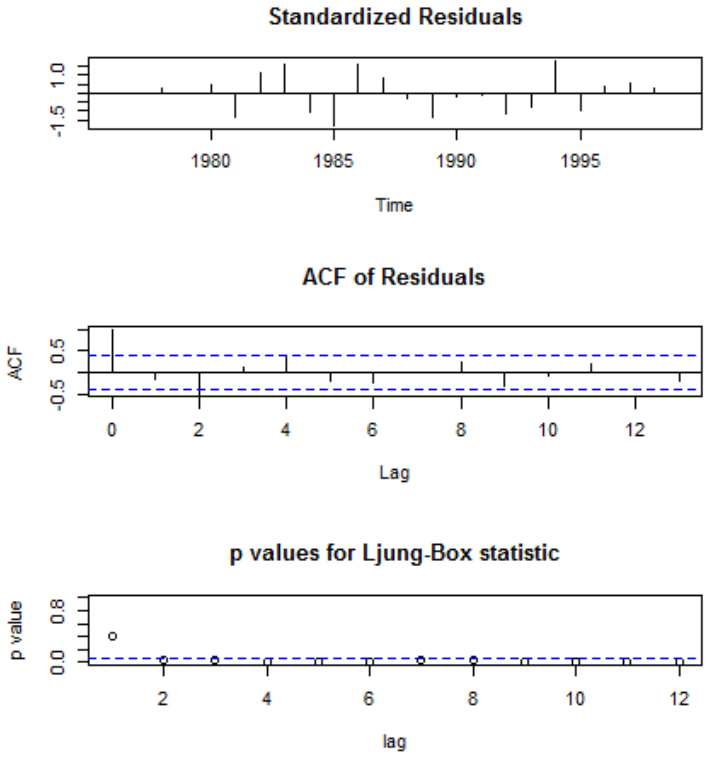


Ilustración 143: Diagnosis de serie temporal de videojuegos Commodore, con ARIMA(1,2,0)

Como se puede observar en la Ilustración 143, en el tercer gráfico se puede ver que los p-valores están claramente por debajo de la línea de p-value del test de Ljung-Box, por lo que no podemos aceptar la idoneidad del modelo ARIMA(1,2,0) propuesto.

Por el contrario, tal y como se puede verificar en la Ilustración 144, en el tercer gráfico se puede ver que los p-valores están claramente por encima del p-value del test de Ljung-Box, por encima del nivel de significación, lo que nos permite considerar de manera gráfica también como adecuado el modelo ARIMA(1,2,2) propuesto como segundo modelo anteriormente.

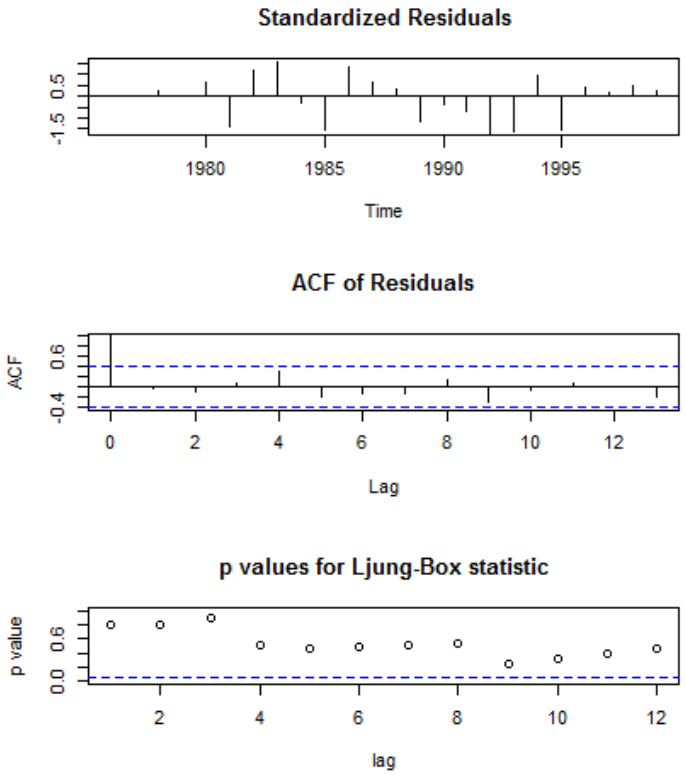


Ilustración 144: Diagnosis de serie temporal de videojuegos Commodore, con ARIMA(1,2,2)

En este caso, y para verificar la idoneidad de cuál modelo es más acertado se utilizará la prueba de Diebolt-Mariano (Diebold and Mariano, 1995) con un α = 0.1 de contraste para la aceptación o rechazo de la hipótesis de igualdad de medias en ambas series:

```
> dm.test(residuals(arima.1.2.0), residuals(arima.1.2.2), h=1)

        Diebold-Mariano Test

data:  residuals(arima.1.2.0) residuals(arima.1.2.2)
DM = 1.3551, Forecast horizon = 1, Loss function power = 2, p-value =
0.1885
alternative hypothesis: two.sided

> dm.test(residuals(arima.1.2.0), residuals(arima.1.2.2), h=1,
alternative="greater")

        Diebold-Mariano Test
```

```
data:  residuals(arima.1.2.0) residuals(arima.1.2.2)
DM = 1.3551, Forecast horizon = 1, Loss function power = 2, p-value =
0.09427
alternative hypothesis: greater
```

Tabla 118: Test de Diebold-Mariano para verificar idoneidad de serie Commodore entre modelos ARIMA(1,2,0) y ARIMA(1,2,2)

El resultado del primer test DM da un p-valor de 0.1885, no rechazando la hipótesis nula de igualdad de capacidad predictiva, pero excesivamente cerca del valor crítico de contraste. En el segundo test DM la hipótesis alternativa es que ARIMA(1,2,2) tiene mayor capacidad predictiva que ARIMA(1,2,0), dando el test un valor de p-value 0.09427, por lo que se rechazaría la hipótesis nula y se aceptaría la alternativa. De esta manera consideramos como con mayor capacidad predictiva ARIMA(1,2,2), y se descarta ARIMA(1,2,0).

11.3.3.2 Comprobación de la corrección del modelo obtenido

Se analizan los resultados del apartado anterior. Se realiza un análisis predictivo del comportamiento de la serie, por medios distintos de los utilizados anteriormente, a fin de contrastar los resultados obtenidos en el proceso previo.

```
> serie.auto <- auto.arima(serie, max.p=4, max.q=4, max.order=10,
start.p=0, start.q=0, seasonal=FALSE, xreg=1:length(serie), ic="aic",
stepwise=FALSE, trace=TRUE, test="adf");serie.auto

 ARIMA(0,2,0)           : 1e+20 *
 ARIMA(0,2,1)                   : 277.069
 ARIMA(0,2,2)                   : 278.3407
 ARIMA(0,2,3)           : 1e+20 *
 ARIMA(0,2,4)                   : 281.7812
 ARIMA(1,2,0)                   : 281.5094
 ARIMA(1,2,1)           : 1e+20 *
 ARIMA(1,2,2)                   : 280.1864
 ARIMA(1,2,3)           : 1e+20 *
 ARIMA(1,2,4)           : 1e+20 *
 ARIMA(2,2,0)                   : 277.9
 ARIMA(2,2,1)           : 1e+20 *
 ARIMA(2,2,2)                   : 279.8461
 ARIMA(2,2,3)                   : 1e+20
 ARIMA(2,2,4)           : 1e+20 *
 ARIMA(3,2,0)           : 1e+20 *
 ARIMA(3,2,1)           : 1e+20 *
 ARIMA(3,2,2)           : 1e+20 *
 ARIMA(3,2,3)           : 1e+20 *
 ARIMA(3,2,4)                   : 1e+20
 ARIMA(4,2,0)           : 1e+20 *
 ARIMA(4,2,1)                   : 1e+20
 ARIMA(4,2,2)           : 1e+20 *
 ARIMA(4,2,3)                   : 1e+20
 ARIMA(4,2,4)           : 1e+20 *

Series: serie
ARIMA(0,2,1)

Coefficients:
          ma1  1:length(serie)
```

```
      -0.6837          19.5504
s.e.   0.1936       93227.0466

sigma^2 estimated as 12769:  log likelihood=-135.53
AIC=277.07   AICc=278.4   BIC=280.34
```

Tabla 119: Instrucción R de cálculo automático de ARIMA en función de test 'adf' (contraste aumentado de Dickey-Fuller) y resultados obtenidos para la serie Commodore

Como se puede ver en la Tabla 119, el valor de ARIMA obtenido para la serie no se corresponde con el valor del Título 11.3.3.1: Verificación de la corrección del modelo ARIMA: Commodore. En este caso, el modelo obtenido por la función auto.arima() indica un modelo de medias móviles de primer orden ARIMA(0,2,1).

De nuevo, para resolver la idoneidad de cuál modelo es más acertado se utilizará la prueba de Diebolt-Mariano con un $\alpha = 0.1$ de contraste para la aceptación o rechazo de la hipótesis de igualdad de medias en ambas series.

```
> dm.test(residuals(serie.auto), residuals(arima.1.2.2), h=1)

        Diebold-Mariano Test

data:  residuals(serie.auto) residuals(arima.1.2.2)
DM = 0.4532, Forecast horizon = 1, Loss function power = 2, p-value =
0.6546
alternative hypothesis: two.sided
```

Tabla 120: Test de Diebold-Mariano para verificar idoneidad de serie Commodore entre modelos ARIMA(0,2,1) y ARIMA(1,2,2)

El resultado del test DM da un p-valor de 0.6546, por lo que no se rechaza la hipótesis nula de igualdad de capacidad predictiva. Por ello, al introducirse un mejora significativa y ser el log likelihood de ARIMA(1,2,2) aproximadamente igual que el de ARIMA(0,2,1) pero el AIC de ARIMA(0,2,1) menor que el de ARIMA(1,2,2), según la Tabla 113, se considera aceptar el modelo generado por la función auto.arima(), es decir, ARIMA(0,2,1).

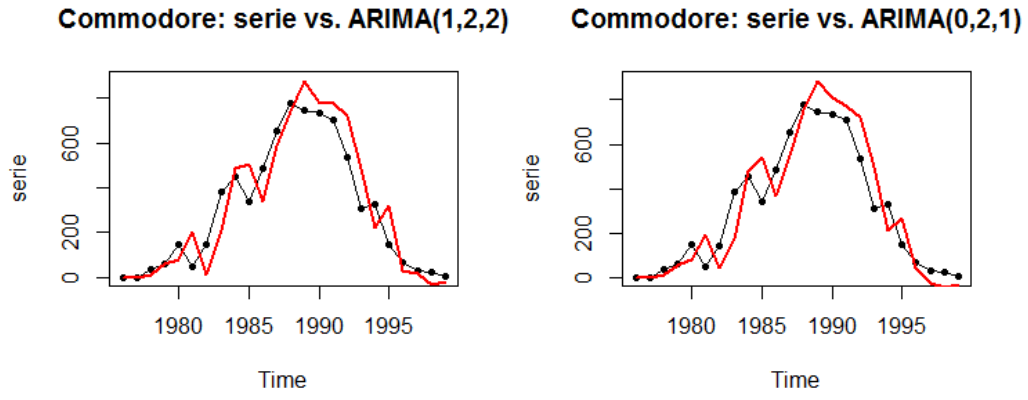


Ilustración 145: Comparativa de resultados de los modelos ARIMA(1,2,2) y ARIMA(0,2,1) sobre la serie Commodore

En la Ilustración 145 se muestra una doble comparación entre la serie original y la obtenida mediante el modelo ARIMA(0,2,1) y el ARIMA(1,2,2). Como se observa, la diferencia en el ajuste visualmente es mínima, y aunque afina más el modelo ARIMA(1,2,2), no es relevante sobre el ARIMA(0,2,1).

En la Ilustración 146 siguiente se muestra una comparación entre la serie original completa y el modelo ARIMA(0,2,1) equivalente, así como el ajuste de los residuos obtenidos en la búsqueda de arima.

Así, la función ARIMA(0,2,1) se aproxima bien para identificar correctamente la serie de videojuegos de Commodore.

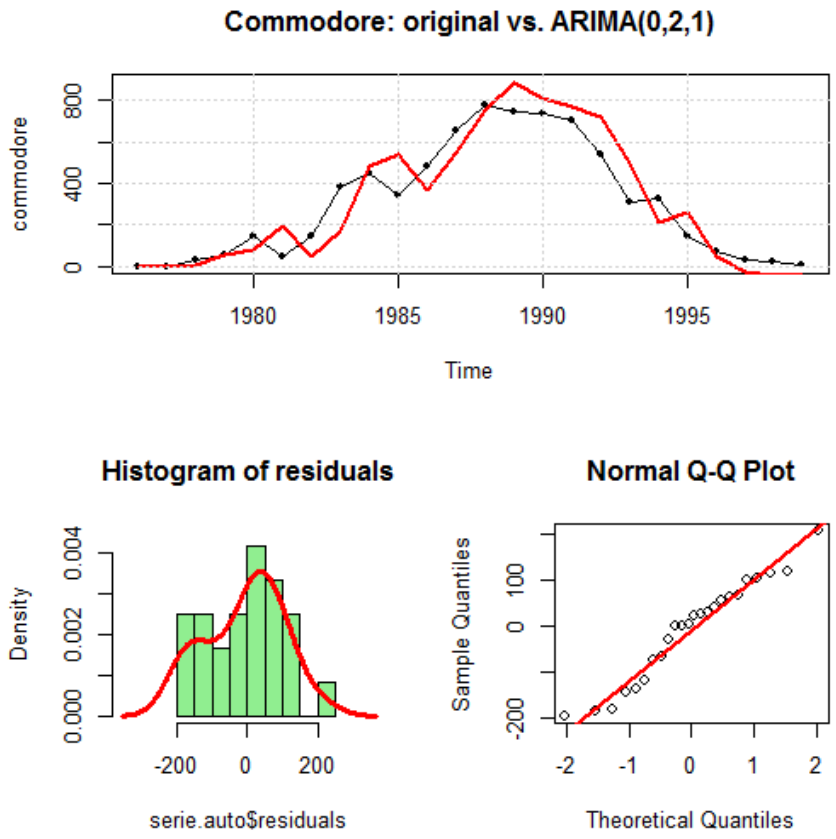


Ilustración 146: Representación gráfica del modelo ARIMA(0,2,1) para Commodore

Finalmente, se procede a verificar el modelo gráficamente, mediante ACF de los residuos y el test de Ljung-Box, según se observa en la Ilustración 147, y que en el gráfico de p-value de Ljung-Box se observa que están claramente por encima del valor crítico de contraste.

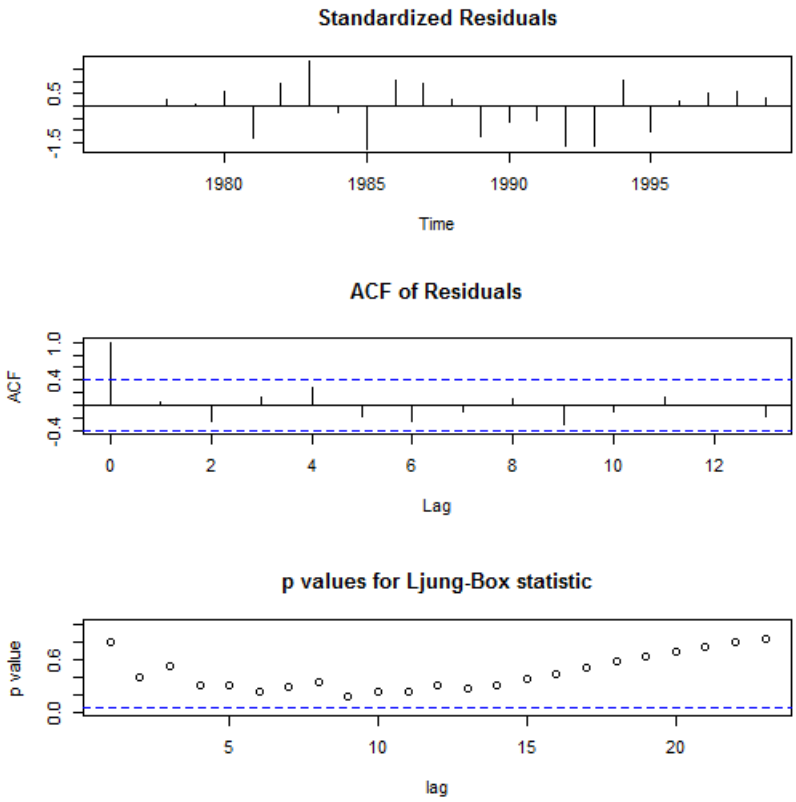


Ilustración 147: Diagnosis de serie temporal de videojuegos Commodore, con ARIMA(0,2,1)

Los valores arima del modelo son:

```
> arima.0.2.1<-arima(serie, order=c(0,2,1),
xreg=1:length(serie));arima.0.2.1$coef
            ma1 1:length(serie)
     -0.6836803       19.5504095
```

Tabla 121: Coeficientes arima para el modelo ARIMA(0,2,1) de Commodore

Por lo tanto, de acuerdo con los valores estimados en la función arima() de la Tabla 121 se puede identificar para la serie Commodore el modelo arima siguiente:

$$Y_t = \Delta^2 X_t \Rightarrow Y_t - \mu = \varepsilon_t - \theta\varepsilon_{t-1}$$
$$Y_t - 19.5504095 = \varepsilon_t + 0.6836803\varepsilon_{t-1}$$

Ecuación 18: Modelo Arima para la serie Commodore, de acuerdo a resultado ARIMA(0,2,1)

11.3.4 Identificación de modelo ARIMA: Microsoft

En primer lugar, y a fin de encontrar un modelo ARIMA que ajuste como modelo descriptivo de la serie Microsoft, se procede a verificar el comportamiento de las funciones ACF y PACF de la serie de datos ajustada (ver Tabla 93).

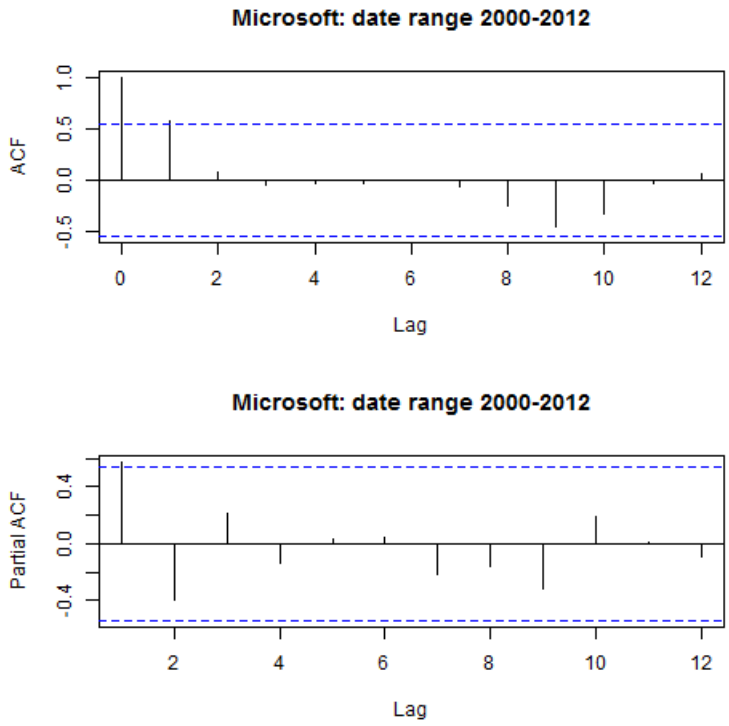


Ilustración 148: Modelos gráficos ACF y PACF para serie de tiempo de Microsoft

RETARDO	ACF	PACF	Estad-Q.	[valor p]
1	0,5804	0,5804	5,4738	[0,019]
2	0,0774	-0,3913	5,5798	[0,061]
3	-0,0444	0,2142	5,6182	[0,132]
4	-0,0304	-0,1334	5,6382	[0,228]
5	-0,0346	0,0316	5,6674	[0,340]
6	0,0025	0,0468	5,6676	[0,461]
7	-0,0654	-0,213	5,8066	[0,563]
8	-0,2514	-0,1633	8,2724	[0,407]
9	-0,4424	-0,3216	17,8157	[0,037]
10	-0,3253	0,187	24,6959	[0,006]
11	-0,029	0,0059	24,7781	[0,010]
12	0,0628	-0,0953	25,5476	[0,012]

Tabla 122: Función de autocorrelación para serie original Microsoft

En principio, y basándonos en los resultados de la Ilustración 148, se puede esperar que el modelo resultante se ajuste a un modelo ARMA. No obstante, a continuación, en la

Tabla 123 se analizan diversos modelos de ajuste ARIMA, indicando el criterio de Aceptación (Log Likelihood y Akaike), y los test sobre los residuos para verificar la idoneidad de ajuste a la normalidad de los mismos, siguiendo los test de Ljung-Box y Box-Pierce (G. E. P. Box and Pierce, 1970), (G. E. P. Box and Cox, 1982).

	Aceptación		Ajuste			Aceptación		Ajuste	
Model	LogLik	AIC	Ljung	Box-Pierce	Model	LogLik	AIC	Ljung	Box-Pierce
ARIMA(1,0,0)	-75,5990	157,1980	0,0021	0,6409	ARIMA(0,0,3)	-72,5451	155,0902	0,4495	0,9639
ARIMA(0,0,0)	-80,0908	164,1816	0,0124	0,6710	ARIMA(0,2,3)	-63,2666	134,5333	0,4737	0,9398
ARIMA(0,0,1)	-74,8179	155,6357	0,1138	0,9432	ARIMA(0,2,0)	-65,4696	132,9393	0,4848	0,9577
ARIMA(0,1,0)	-69,9411	141,8822	0,1660	0,9089	ARIMA(0,2,4)	-62,6617	135,3235	0,5128	0,9128
ARIMA(1,0,4)	-71,8891	157,7781	0,2727	0,7725	ARIMA(0,2,2)	-63,5541	133,1083	0,5763	0,9512
ARIMA(1,0,1)	-72,8968	153,7935	0,2870	0,9756	ARIMA(0,1,3)	-67,7443	143,4886	0,5896	0,9829
ARIMA(1,0,2)	-72,8432	155,6863	0,2950	0,9643	ARIMA(1,1,1)	-67,8339	141,6679	0,5920	0,9863
ARIMA(0,0,4)	-72,3305	156,6611	0,3019	0,8419	ARIMA(0,1,2)	-67,8061	141,6122	0,5964	0,9876
ARIMA(0,2,1)	-64,9520	133,9041	0,3254	0,9047	ARIMA(1,1,2)	-67,6672	143,3345	0,6214	0,9736
ARIMA(1,0,3)	-72,4545	156,9090	0,3534	0,9014	ARIMA(0,1,4)	-67,4962	144,9924	0,6785	0,9668
ARIMA(1,1,0)	-69,1388	142,2777	0,3550	0,9544	ARIMA(0,1,1)	-68,0832	140,1665	0,7397	0,9912
ARIMA(0,0,2)	-73,0877	154,1755	0,4256	0,9867					

Tabla 123: Estimaciones para búsqueda de modelo ARIMA óptimo sobre serie original, para Microsoft

Según la Tabla 123 el modelo explicativo más sencillo para Microsoft es el ARIMA (0,2,1). No obstante, si atendemos al criterio de log likelihood se encuentra en la Tabla 123 un ARIMA (0,2,2), que presenta también mejores coeficientes de AIC, mejor loglikelihood, y los valores de los test de Ljung-Box y Box-Pierce son sensiblemente superiores. Todos los modelos significativos están en la tabla con ARIMA con diferenciación = 2. Desde un punto de vista general, Microsoft parece que precisa una diferenciación, por lo que es preciso un contraste de raíces unitarias para su conocimiento.

Así, desde un punto de vista estricto no podemos afirmar que ningún modelo ARMA sea eficiente directamente para caracterizar esta serie dado que no conocemos si la serie tiene raíces unitarias o no y en cuanto está el nivel de diferenciación adecuado.

En este punto se realiza un contraste de raíces unitarias mediante el test de Dickey-Fuller aumentado para la serie transformada de Microsoft:

```
> df.serie<-ur.df(serie, type="trend", lags=2);summary(df.serie) # lag
calculado con EasyReg Internacional

###############################################
# Augmented Dickey-Fuller Test Unit Root Test #
###############################################

Test regression trend


Call:
lm(formula = z.diff ~ z.lag.1 + 1 + tt + z.diff.lag)

Residuals:
      1       2       3       4       5       6       7       8       9
10
```

```
-56.601  16.661  66.693 -52.413   3.411 -14.688  63.920  53.769 -33.849
-46.903

Coefficients:
            Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept) 179.9557   102.5226   1.755    0.140
z.lag.1      -0.7757     0.6903  -1.124    0.312
tt            6.4644    17.4422   0.371    0.726
z.diff.lag1   0.4959     0.4074   1.217    0.278
z.diff.lag2  -0.3026     0.4325  -0.700    0.515

Residual standard error: 65.16 on 5 degrees of freedom
Multiple R-squared: 0.5799,    Adjusted R-squared: 0.2438
F-statistic: 1.725 on 4 and 5 DF,  p-value: 0.2803

Value of test-statistic is: -1.1237 1.0325 1.4505

Critical values for test statistics:
      1pct  5pct 10pct
tau3 -4.38 -3.60 -3.24
phi2  8.21  5.68  4.67
phi3 10.61  7.24  5.91
```

Tabla 124: Contraste de Dickey-Fuller aumentado para averiguar si la serie Microsoft tiene raíces unitarias

Para esta prueba ADF se ha considerado con mucho detenimiento el valor de retardo aplicado ya que el programa ERI utilizado para calcular el óptimo valor de rezago en la prueba no daba valores constantes, aunque en líneas generales indicaba la presencia de raíces unitarias, tal y como muestra la Tabla 124, donde el valor del estadístico de contraste ADF es -1.1237 > -3.60 superior al valor de contraste al 5%, por lo que no se puede rechazar la presencia de raíces unitarias. Esto lo corrobora el test de Phillips-Perron de la Tabla 125:

```
> pp.test(serie)

        Phillips-Perron Unit Root Test

data:  serie
Dickey-Fuller Z(alpha) = -2.953, Truncation lag parameter = 2, p-value =
0.9307
alternative hypothesis: stationary
```

Tabla 125: Corroboración de que la serie Microsoft es no estacionaria mediante test de Phillips-Perron

Dado que es complejo calcular por el método de ERI el número de diferencias necesarias, se utiliza la función ndiffs() de la librería 'forecast':

```
> ndiffs(serie, alpha=0.05, test="adf");ndiffs(serie, alpha=0.05,
test="pp")
[1] 2
[1] 2
```

Tabla 126: Cálculo del número de diferencias necesarias utilizando los test de ADF y PP

Una vez verificada la presencia de raíces unitarias en la serie Microsoft es preciso verificar el nivel de diferenciación necesario, tal cual se indica por la función ndiffs(). Para ello se realiza una diferenciación de la serie y se procede a realizar nuevamente todo el proceso previo:

```
> df1.serie<-diff(serie);ur.serie<-ur.df(df1.serie, type="trend",
lags=1);summary(ur.serie) # lag calculado con EasyReg Internacional

###############################################
# Augmented Dickey-Fuller Test Unit Root Test #
###############################################

Test regression trend


Call:
lm(formula = z.diff ~ z.lag.1 + 1 + tt + z.diff.lag)

Residuals:
    Min      1Q  Median      3Q     Max
-98.658 -22.895  -6.311  42.063  86.827

Coefficients:
             Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept)  89.5793    67.7226   1.323   0.2341
z.lag.1      -1.4050     0.4746  -2.960   0.0253 *
tt          -10.7251     8.5606  -1.253   0.2569
z.diff.lag    0.5910     0.3557   1.662   0.1477
---
Signif. codes:  0 ‘***’ 0.001 ‘**’ 0.01 ‘*’ 0.05 ‘.’ 0.1 ‘ ’ 1

Residual standard error: 66.57 on 6 degrees of freedom
Multiple R-squared: 0.6193,    Adjusted R-squared: 0.4289
F-statistic: 3.253 on 3 and 6 DF,  p-value: 0.1019


Value of test-statistic is: -2.9603 3.6158 4.3848

Critical values for test statistics:
      1pct  5pct 10pct
tau3 -4.38 -3.60 -3.24
phi2  8.21  5.68  4.67
phi3 10.61  7.24  5.91
```

Tabla 127: Contraste de Dickey-Fuller aumentado sobre la serie diferenciada Microsoft, para constatar la presencia de raíces unitarias adicionales

Como en el primer supuesto, el orden de retardo (ahora lag = 1) se ha obtenido mediante prueba de AIC en el programa EasyReg Internacional (ERI). El valor del test es -2.9603 > -3.24 (al 10%) por lo que no se puede rechazar la hipótesis nula de presencia de raíces unitarias. Esto indica que la serie Microsoft necesita al menos 2 diferenciaciones.

En este punto, y repitiendo el esquema de nueva diferenciación y análisis de valor óptimo de retardo, nos encontramos con que ERI tiene discrepancias en los indicadores que utiliza (Akaike (AC), Hannan-Quinn (HQ), and Schwarz (SC)), dando valores confusos en el valor de retardos. En este caso, y dadas las discrepancias al aplicar los diversos

retardos sugeridos, se considera terminado el proceso de diferenciación de la serie con el número de retardos indicado por ndiffs().

De esta manera, y si consideramos la segunda diferenciación, podemos acudir a la Tabla 123 y encontramos como modelo descriptivo el ARIMA(0,2,1) o bien un modelo ARIMA(0,2,2), que se deben de analizar y comparar.

11.3.4.1 Verificación de la corrección del modelo ARIMA: Microsoft

En primer lugar, se procede a verificar la normalidad de los residuos de manera visual, a fin de comprobar que los resultados de la Tabla 123 daban resultados correctos para el modelo ARIMA(0,2,1) o el ARIMA(0,2,2) encontrados. Es decir, se va a proceder a verificar ambos modelos gráficamente, mediante ACF de los residuos y el test de Ljung-Box.

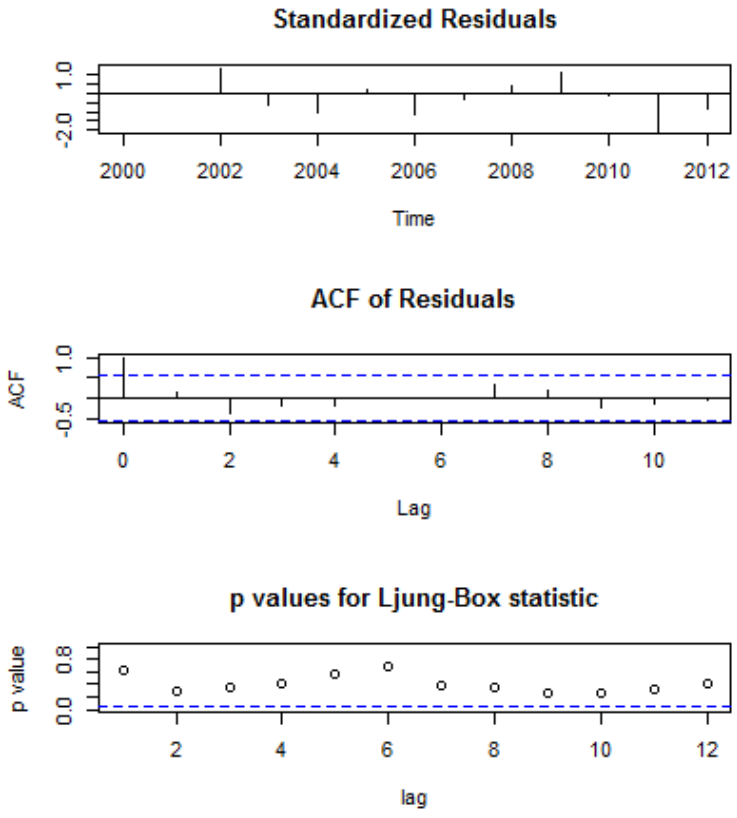


Ilustración 149: Diagnosis de serie temporal de videojuegos Microsoft, con ARIMA(0,2,1)

Como se puede observar en la Ilustración 149, en el tercer gráfico se puede ver que los p-valores están claramente por encima de la línea de p-value del test de Ljung-Box, por lo que podemos aceptar la idoneidad del modelo ARIMA(0,2,1) propuesto.

De igual manera, tal y como se puede verificar en la Ilustración 150, en el tercer gráfico se puede ver que los p-valores están claramente por encima del p-value del test de Ljung-Box, por encima del nivel de significación, lo que nos permite considerar de manera gráfica también como adecuado el modelo ARIMA(0,2,2) propuesto como segundo modelo anteriormente.

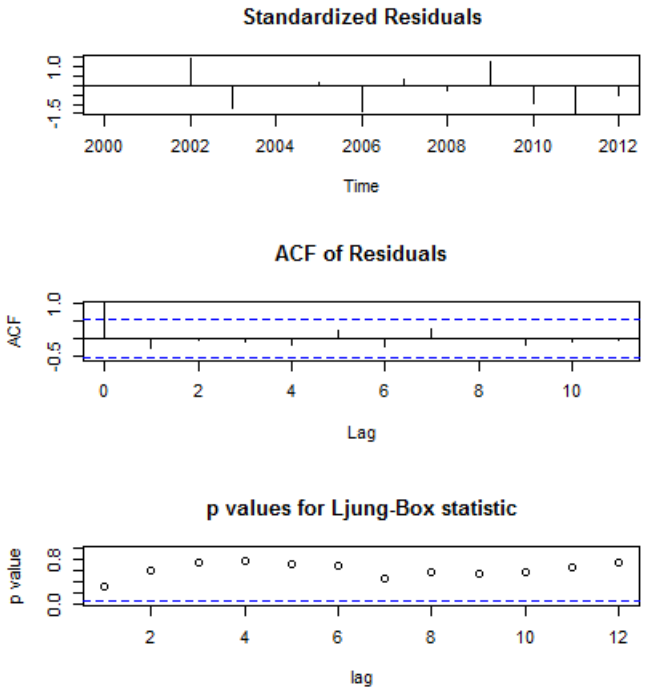


Ilustración 150: Diagnosis de serie temporal de videojuegos Microsoft, con ARIMA(0,2,2)

En este caso, y para verificar la idoneidad de cuál modelo es más acertado se utilizará la prueba de Diebolt-Mariano (Diebold and Mariano, 1995) con un α = 0.1 de contraste para la aceptación o rechazo de la hipótesis de igualdad de medias en ambas series:

```
> dm.test(residuals(arima.0.2.1), residuals(arima.0.2.2), h=1)

        Diebold-Mariano Test

data:  residuals(arima.0.2.1) residuals(arima.0.2.2)
DM = 1.2934, Forecast horizon = 1, Loss function power = 2, p-value = 0.2202
alternative hypothesis: two.sided

> dm.test(residuals(arima.0.2.1), residuals(arima.0.2.2), h=1,
alternative="greater")

        Diebold-Mariano Test

data:  residuals(arima.0.2.1) residuals(arima.0.2.2)
DM = 1.2934, Forecast horizon = 1, Loss function power = 2, p-value = 0.1101
alternative hypothesis: greater

> dm.test(residuals(arima.0.2.1), residuals(arima.0.2.2), h=1,
alternative="less")

        Diebold-Mariano Test

data:  residuals(arima.0.2.1) residuals(arima.0.2.2)
```

```
DM = 1.2934, Forecast horizon = 1, Loss function power = 2, p-value = 0.8899
alternative hypothesis: less
```

Tabla 128: Test de Diebold-Mariano para verificar idoneidad de serie Microsoft entre modelos ARIMA(0,2,1) y ARIMA(0,2,2)

El resultado del primer test DM da un p-valor de 0.2202, no rechazando la hipótesis nula de igualdad de capacidad predictiva, pero excesivamente cerca del valor crítico de contraste. En el segundo test DM la hipótesis alternativa es que ARIMA(0,2,2) tiene mayor capacidad predictiva que ARIMA(0,2,1), dando el test un valor de p-value 0.1101, por lo que tampoco se rechazaría la hipótesis nula y no se aceptaría la alternativa. Finalmente, el último test plantea que ARIMA(0,2,2) tiene menor capacidad predictiva que ARIMA(0,2,1), dando un p-value de 0.8899, por lo que en este caso no se rechazaría nunca la hipótesis nula. En resumen, ambos modelos tiene igual capacidad predictiva, si bien ARIMA(0,2,2) es algo mejor pero no lo suficiente como para no aceptar el modelo más sencillo. De esta manera consideramos como con mayor capacidad predictiva ARIMA(0,2,1), y se descarta ARIMA(0,2,2).

11.3.4.2 Comprobación de la corrección del modelo obtenido

Se analizan los resultados del apartado anterior. Se realiza un análisis predictivo del comportamiento de la serie, por medios distintos de los utilizados anteriormente, a fin de contrastar los resultados obtenidos en el proceso previo.

```
> serie.auto <- auto.arima(serie, max.p=4, max.q=4, max.order=10, start.p=0,
start.q=0, seasonal=FALSE, xreg=1:length(serie), ic="aic", stepwise=FALSE,
trace=TRUE, test="adf");serie.auto

 ARIMA(0,2,0)                    : 134.9393
 ARIMA(0,2,1)          : 1e+20 *
 ARIMA(0,2,2)                    : 1e+20
 ARIMA(0,2,3)                    : 1e+20
 ARIMA(0,2,4)                    : 1e+20
 ARIMA(1,2,0)                    : 136.6033
 ARIMA(1,2,1)                    : 137.0898
 ARIMA(1,2,2)          : 1e+20 *
 ARIMA(1,2,3)                    : 1e+20
 ARIMA(1,2,4)                    : 1e+20
 ARIMA(2,2,0)          : 1e+20 *
 ARIMA(2,2,1)          : 1e+20 *
 ARIMA(2,2,2)                    : 1e+20
 ARIMA(2,2,3)          : 1e+20 *
 ARIMA(2,2,4)                    : 1e+20
 ARIMA(3,2,0)                    : 138.1884
 ARIMA(3,2,1)          : 1e+20 *
 ARIMA(3,2,2)          : 1e+20 *
 ARIMA(3,2,3)          : 1e+20 *
 ARIMA(3,2,4)          : 1e+20 *
 ARIMA(4,2,0)                    : 138.7934
 ARIMA(4,2,1)          : 1e+20 *
 ARIMA(4,2,2)                    : 1e+20
 ARIMA(4,2,3)                    : 1e+20
 ARIMA(4,2,4)          : 1e+20 *

Series: serie
ARIMA(0,2,0)
```

```
Coefficients:
      1:length(serie)
               31.895
s.e.       120217.711

sigma^2 estimated as 8653:  log likelihood=-65.47
AIC=134.94   AICc=136.44   BIC=135.74
```

Tabla 129: Instrucción R de cálculo automático de ARIMA en función de test 'adf' (contraste aumentado de Dickey-Fuller) y resultados obtenidos para la serie Microsoft

Como se puede ver en la Tabla 129, el valor de ARIMA obtenido para la serie no se corresponde con el valor del Título 11.3.4.1: Verificación de la corrección del modelo ARIMA: Microsoft. En este caso, el modelo obtenido por la función auto.arima() indica un modelo ARIMA(0,2,0), es decir que con doble diferenciación seria ruido blanco.

De nuevo, para resolver la idoneidad de cuál modelo es más acertado se utilizará la prueba de Diebolt-Mariano con un α = 0.1 de contraste para la aceptación o rechazo de la hipótesis de igualdad de medias en ambas series.

```
> dm.test(residuals(serie.auto), residuals(arima.0.2.1), h=1)

        Diebold-Mariano Test

data:  residuals(serie.auto) residuals(arima.0.2.1)
DM = 0.7628, Forecast horizon = 1, Loss function power = 2,
p-value = 0.4603
alternative hypothesis: two.sided
```

Tabla 130: Test de Diebold-Mariano para verificar idoneidad de serie Microsoft entre modelos ARIMA(0,2,0) y ARIMA(0,2,1)

El resultado del test DM da un p-valor de 0.4603, por lo que no se rechaza la hipótesis nula de igualdad de capacidad predictiva. Por ello, al no introducirse un mejora significativa y ser el log likelihood de ARIMA(0,2,1) aproximadamente igual que el de ARIMA(0,2,0) y el AIC de ARIMA(0,2,1) similar al de ARIMA(0,2,0), según la Tabla 123, se considera aceptar el modelo generado por la función arima(), es decir, ARIMA(0,2,1).

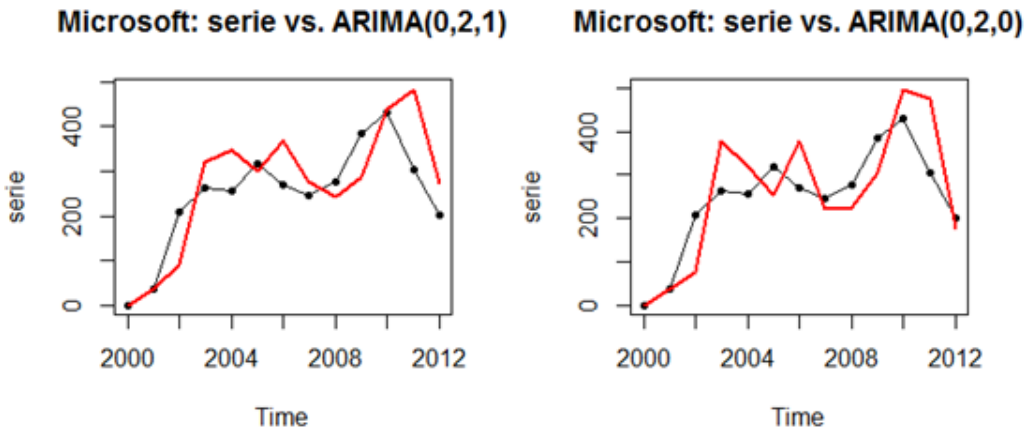


Ilustración 151: Comparativa de resultados de los modelos ARIMA(0,2,1) y ARIMA(0,2,0) sobre la serie Microsoft

En la Ilustración 151 se muestra una doble comparación entre la serie original y la obtenida mediante el modelo ARIMA(0,2,1) y el ARIMA(0,2,0). Como se observa, la diferencia en el ajuste visualmente es mínima, y afina más el modelo ARIMA(0,2,1), sobre el ARIMA(0,2,0).

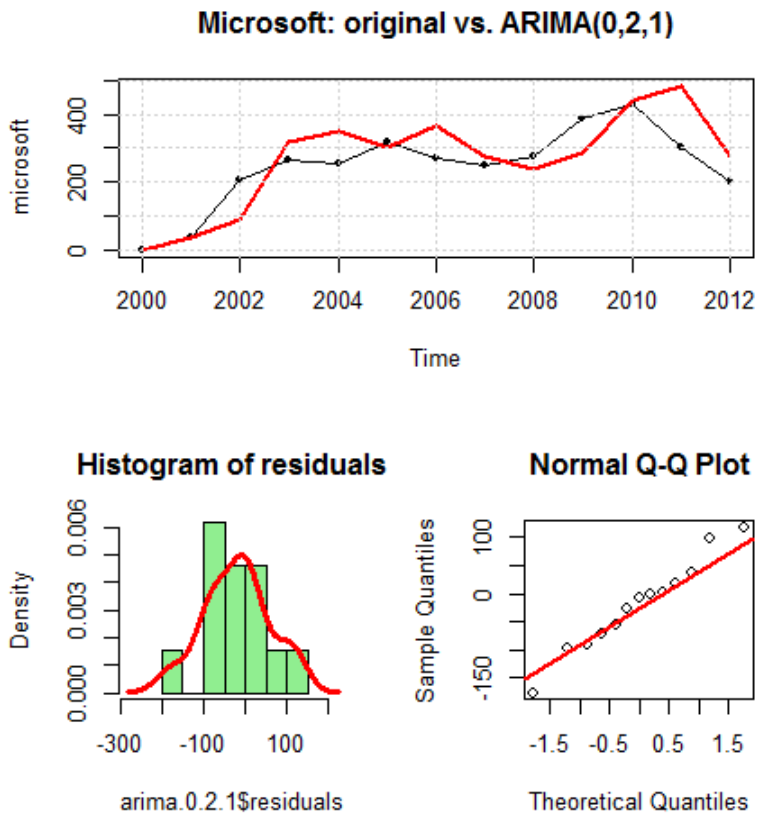


Ilustración 152: Representación gráfica del modelo ARIMA(0,2,1) para Microsoft

En la Ilustración 152 anterior se muestra una comparación entre la serie original completa y el modelo ARIMA(0,2,1) equivalente, así como el ajuste de los residuos obtenidos en la búsqueda de arima.

Así, la función ARIMA(0,2,1) se aproxima con la precisión necesaria para identificar correctamente la serie de videojuegos de Microsoft. Los valores arima del modelo son:

```
> arima.0.2.1
Series: serie
ARIMA(0,2,1)

Coefficients:
          ma1  1:length(serie)
      -0.5499           31.895
s.e.   0.4587       120217.727

sigma^2 estimated as 7622:  log likelihood=-64.95
AIC=135.9   AICc=139.33   BIC=137.1
```

Tabla 131: Coeficientes arima para el modelo ARIMA(0,2,1) de Microsoft

Por lo tanto, de acuerdo con los valores estimados en la función arima() de la Tabla 131 se puede identificar para la serie Microsoft el modelo arima siguiente:

$$Y_t = \Delta^2 X_t \Rightarrow Y_t - \mu = \varepsilon_t - \theta\varepsilon_{t-1}$$
$$Y_t - 31.895 = \varepsilon_t + 0.5499\varepsilon_{t-1}$$

Ecuación 19: Modelo Arima para la serie Microsoft, de acuerdo a resultado ARIMA(0,2,1)

11.3.5 Identificación de modelo ARIMA: Msx

En primer lugar, y a fin de encontrar un modelo ARIMA que ajuste como modelo descriptivo de la serie MSX, se procede a verificar el comportamiento de las funciones ACF y PACF de la serie de datos ajustada (ver Tabla 93).

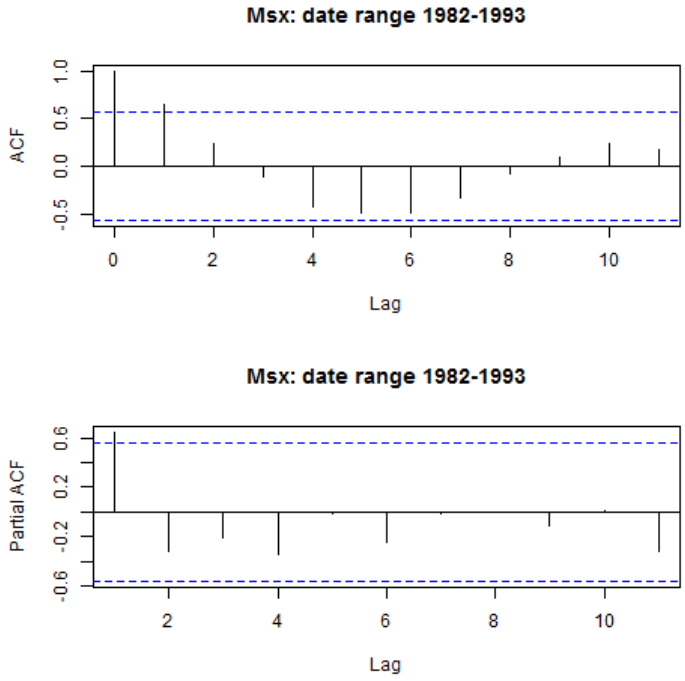


Ilustración 153: Modelos gráficos ACF y PACF para serie de tiempo de Msx

RETARDO	ACF	PACF	Estad-Q.	[valor p]
1	0,6522	0,6522	6,4974	[0,011]
2	0,2433	-0,317	7,4916	[0,024]
3	-0,1035	-0,2045	7,6915	[0,053]
4	-0,4179	-0,3392	11,3591	[0,023]
5	-0,4927	-0,009	17,1856	[0,004]
6	-0,4805	-0,252	23,6508	[0,001]
7	-0,3328	-0,0129	27,372	[0,000]
8	-0,0733	-0,0043	27,5978	[0,001]
9	0,0938	-0,1091	28,0904	[0,001]

10	0,2371	0,0143	32,8145	[0,000]
11	0,1743	-0,3157	37,9168	[0,000]

Tabla 132: Función de autocorrelación para serie original Msx

En principio, y basándonos en los resultados de la Ilustración 153, se puede esperar que el modelo resultante se ajuste a un modelo ARMA diferenciado. No obstante, a continuación, en la Tabla 133 se analizan diversos modelos de ajuste ARIMA, indicando el criterio de Aceptación (Log Likelihood y Akaike), y los test sobre los residuos para verificar la idoneidad de ajuste a la normalidad de los mismos, siguiendo los test de Ljung-Box y Box-Pierce (G. E. P. Box and Pierce, 1970), (G. E. P. Box and Cox, 1982).

	Aceptación		Ajuste			Aceptación		Ajuste	
Model	**LogLik**	**AIC**	**Ljung**	**Box-Pierce**	**Model**	**LogLik**	**AIC**	**Ljung**	**Box-Pierce**
ARIMA(0,0,0)	-65,6147	135,2294	0,0001	0,1317	ARIMA(0,0,3)	-57,1223	124,2447	0,3678	0,8928
ARIMA(0,0,1)	-61,3570	128,7140	0,0138	0,5564	ARIMA(1,0,2)	-55,7894	121,5787	0,4149	0,8685
ARIMA(0,1,0)	-54,8034	111,6068	0,0164	0,4184	ARIMA(0,1,2)	-50,6836	107,3672	0,5416	0,9348
ARIMA(1,0,0)	-59,7874	125,5749	0,0429	0,5247	ARIMA(1,0,3)	-55,3593	122,7185	0,5784	0,9149
ARIMA(0,0,2)	-59,2682	126,5364	0,0448	0,6230	ARIMA(0,2,3)	-45,2074	98,4148	0,7003	0,9715
ARIMA(0,2,0)	-49,6759	101,3518	0,1835	0,5126	ARIMA(1,1,1)	-52,6843	111,3685	0,7054	0,9576
ARIMA(0,1,1)	-53,9455	111,8911	0,2750	0,8363	ARIMA(0,1,3)	-50,3492	108,6983	0,7234	0,9682
ARIMA(1,0,1)	-58,8073	125,6146	0,3203	0,8541	ARIMA(1,1,0)	-53,1541	110,3082	0,7358	0,9588
ARIMA(0,2,1)	-48,2118	100,4237	0,3596	0,8046	ARIMA(0,2,2)	-45,8387	97,6774	0,8010	0,9796

Tabla 133: Estimaciones para búsqueda de modelo ARIMA óptimo sobre serie original, para Msx

Según la Tabla 133 el modelo explicativo más sencillo para Msx es el ARIMA (0,2,1). No obstante, si atendemos al criterio de log likelihood se encuentra en la Tabla 133 un ARIMA (0,2,2) [el ARIMA(0,2,3) presenta coeficiente similares y es más complejo y presenta menor ajuste], que presenta también mejores coeficientes de AIC, mejor loglikelihood, y los valores de los test de Ljung-Box y Box-Pierce son sensiblemente superiores. Todos los modelos significativos están en la tabla con ARIMA con diferenciación = 2. Desde un punto de vista general, MSX parece que precisa una diferenciación, por lo que es preciso un contraste de raíces unitarias para su conocimiento.

Así, desde un punto de vista estricto no podemos afirmar que ningún modelo ARMA sea eficiente directamente para caracterizar esta serie dado que no conocemos si la serie tiene raíces unitarias o no y en cuanto está el nivel de diferenciación adecuado.

En este punto se realiza un contraste de raíces unitarias mediante el test de Dickey-Fuller aumentado para la serie transformada de Msx:

```
> df.serie<-ur.df(serie, type="trend", lags=2);summary(df.serie) # lag calculado
con EasyReg Internacional

###############################################
# Augmented Dickey-Fuller Test Unit Root Test #
###############################################
```

```
Test regression trend

Call:
lm(formula = z.diff ~ z.lag.1 + 1 + tt + z.diff.lag)

Residuals:
      1       2       3       4       5       6       7       8       9
-16.023  13.391  11.932  -2.747  13.811 -17.554 -12.188  -1.618  10.996

Coefficients:
             Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept)  54.78402  116.71311   0.469    0.663
z.lag.1      -0.28296    0.19420  -1.457    0.219
tt           -5.65000   14.82316  -0.381    0.722
z.diff.lag1  -0.08886    0.59132  -0.150    0.888
z.diff.lag2   0.47286    0.58566   0.807    0.465

Residual standard error: 18.42 on 4 degrees of freedom
Multiple R-squared: 0.7756,      Adjusted R-squared: 0.5513
F-statistic: 3.457 on 4 and 4 DF,  p-value: 0.1284

Value of test-statistic is: -1.457 2.6469 1.1231

Critical values for test statistics:
      1pct  5pct 10pct
tau3 -4.38 -3.60 -3.24
phi2  8.21  5.68  4.67
phi3 10.61  7.24  5.91
```

Tabla 134: Contraste de Dickey-Fuller aumentado para averiguar si la serie Msx tiene raíces unitarias

Para esta prueba ADF se ha considerado con mucho detenimiento el valor de retardo aplicado ya que el programa ERI utilizado para calcular el óptimo valor de rezago en la prueba no daba valores constantes, aunque en líneas generales indicaba la presencia de raíces unitarias, tal y como muestra la Tabla 134, donde el valor del estadístico de contraste ADF es -1.457 > -3.60 superior al valor de contraste al 5%, por lo que no se puede rechazar la presencia de raíces unitarias. Esto lo corrobora el test de Phillips-Perron de la Tabla 136:

```
> pp.test(serie)

        Phillips-Perron Unit Root Test

data:  serie
Dickey-Fuller Z(alpha) = -1.828, Truncation lag parameter = 2, p-value =
0.9674
alternative hypothesis: stationary
```

Tabla 135: Corroboración de que la serie Msx es no estacionaria mediante test de Phillips-Perron

Dado que es complejo calcular por el método de ERI el número de diferencias necesarias, se utiliza la función ndiffs() de la librería 'forecast':

```
> ndiffs(serie, alpha=0.05, test="adf");ndiffs(serie, alpha=0.05,
test="pp")
[1] 2
[1] 2
```

Tabla 136: Cálculo del número de diferencias necesarias utilizando los test de ADF y PP

Una vez verificada la presencia de raíces unitarias en la serie Msx es preciso verificar el nivel de diferenciación necesario, tal cual se indica por la función ndiffs(). Para ello se

realiza una diferenciación de la serie y se procede a realizar nuevamente todo el proceso previo:

```
> df1.serie<-diff(serie);ur.serie<-ur.df(df1.serie, type="trend",
lags=2);summary(ur.serie) # lag calculado con EasyReg Internacional

###############################################
# Augmented Dickey-Fuller Test Unit Root Test #
###############################################

Test regression trend


Call:
lm(formula = z.diff ~ z.lag.1 + 1 + tt + z.diff.lag)

Residuals:
       1        2        3        4        5        6        7        8
 22.5936   0.1512 -13.9398  -5.2315 -21.6366 -10.3506  17.1733  11.2403

Coefficients:
             Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept) -254.9801   317.9944  -0.802    0.481
z.lag.1        2.4777     3.7252   0.665    0.554
tt            36.2597    47.5890   0.762    0.502
z.diff.lag1   -2.8324     3.0714  -0.922    0.424
z.diff.lag2   -0.9248     1.3427  -0.689    0.540

Residual standard error: 24.01 on 3 degrees of freedom
Multiple R-squared: 0.7354,    Adjusted R-squared: 0.3826
F-statistic: 2.085 on 4 and 3 DF,  p-value: 0.2862


Value of test-statistic is: 0.6651 0.6659 0.8458

Critical values for test statistics:
      1pct  5pct 10pct
tau3 -4.38 -3.60 -3.24
phi2  8.21  5.68  4.67
phi3 10.61  7.24  5.91
```

Tabla 137: Contraste de Dickey-Fuller aumentado sobre la serie diferenciada Msx, para constatar la presencia de raíces unitarias adicionales

Como en el primer supuesto, el orden de retardo (ahora lag = 2) se ha obtenido mediante prueba de AIC en el programa EasyReg Internacional (ERI). El valor del test es +0.6651 > -3.24 (al 10%) por lo que no se puede rechazar la hipótesis nula de presencia de raíces unitarias. Esto indica que la serie Msx necesita al menos 2 diferenciaciones.

En este punto, y repitiendo el esquema de nueva diferenciación y análisis de valor óptimo de retardo, nos encontramos con que ERI tiene discrepancias en los indicadores que utiliza (Akaike (AC), Hannan-Quinn (HQ), and Schwarz (SC)), dando valores confusos en el valor de retardos. En este caso, y dadas las discrepancias al aplicar los diversos retardos sugeridos, se considera terminado el proceso de diferenciación de la serie con el número de retardos indicado por ndiffs().

De esta manera, y si consideramos la segunda diferenciación, podemos acudir a la Tabla 133 y encontramos como modelo descriptivo el ARIMA(0,2,1) o bien un modelo ARIMA(0,2,2), que se deben de analizar y comparar.

11.3.5.1 Verificación de la corrección del modelo ARIMA: Msx

En primer lugar, se procede a verificar la normalidad de los residuos de manera visual, a fin de comprobar que los resultados de la Tabla 133 daban resultados correctos para el modelo ARIMA(0,2,1) o el ARIMA(0,2,2) encontrados. Es decir, se va a proceder a verificar ambos modelos gráficamente, mediante ACF de los residuos y el test de Ljung-Box.

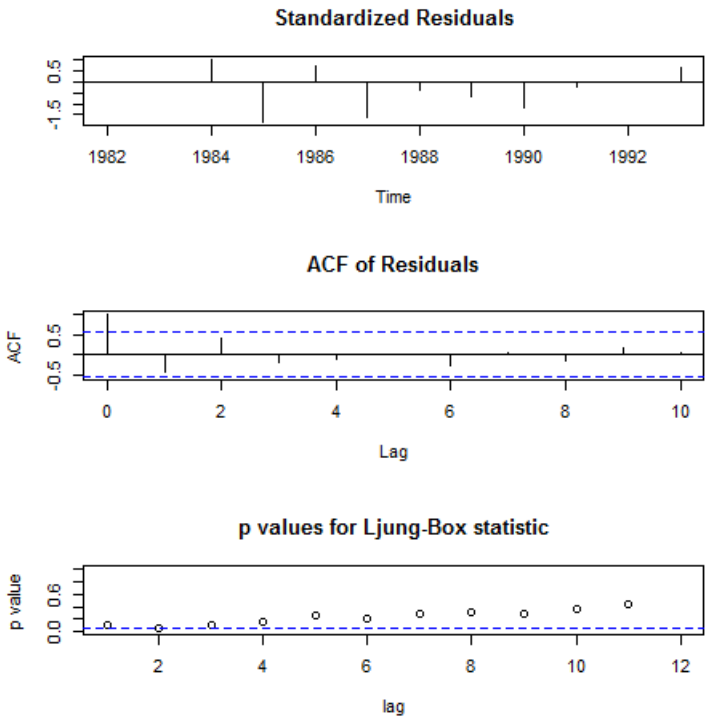


Ilustración 154: Diagnosis de serie temporal de videojuegos Msx, con ARIMA(0,2,1)

Como se puede observar en la Ilustración 154, en el tercer gráfico se puede ver que los p-valores están claramente por debajo de la línea de p-value del test de Ljung-Box, por lo que no podemos aceptar la idoneidad del modelo ARIMA(0,2,1) propuesto.

Por el contrario, tal y como se puede verificar en la Ilustración 155, en el tercer gráfico se puede ver que los p-valores están claramente por encima del p-value del test de Ljung-Box, por encima del nivel de significación, lo que nos permite considerar de manera gráfica también como adecuado el modelo ARIMA(0,2,2) propuesto como segundo modelo anteriormente.

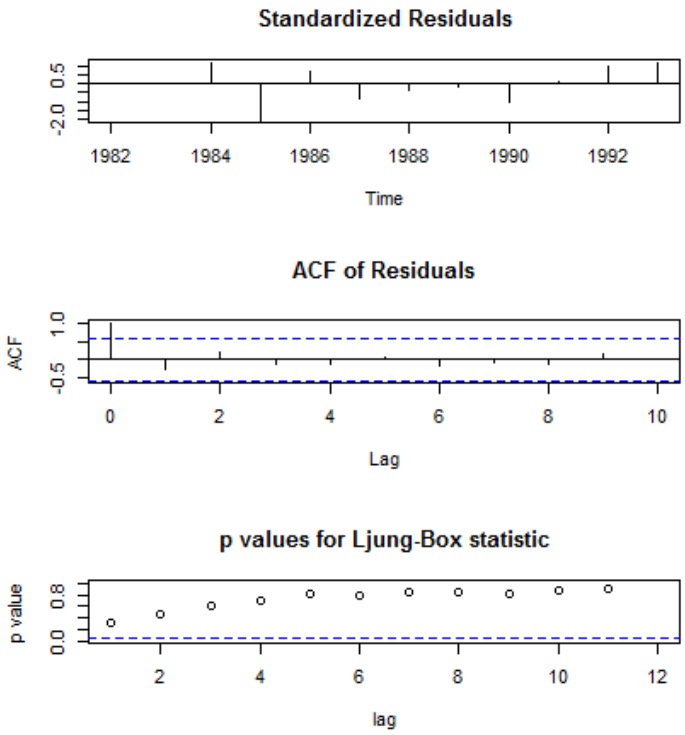


Ilustración 155: Diagnosis de serie temporal de videojuegos MSX, con ARIMA(0,2,2)

En este caso, y para verificar la idoneidad de cuál modelo es más acertado se utilizará la prueba de Diebolt-Mariano (Diebold and Mariano, 1995) con un α = 0.1 de contraste para la aceptación o rechazo de la hipótesis de igualdad de medias en ambas series:

```
> dm.test(residuals(arima.0.2.1), residuals(arima.0.2.2), h=1)

        Diebold-Mariano Test

data:  residuals(arima.0.2.1) residuals(arima.0.2.2)
DM = 2.1239, Forecast horizon = 1, Loss function power = 2, p-value =
0.05718
alternative hypothesis: two.sided

> dm.test(residuals(arima.0.2.1), residuals(arima.0.2.2), h=1,
alternative="greater")

        Diebold-Mariano Test

data:  residuals(arima.0.2.1) residuals(arima.0.2.2)
DM = 2.1239, Forecast horizon = 1, Loss function power = 2, p-value =
0.02859
alternative hypothesis: greater
```

Tabla 138: Test de Diebold-Mariano para verificar idoneidad de serie Msx entre modelos ARIMA(0,2,1) y ARIMA(0,2,2)

El resultado del primer test DM da un p-valor de 0.05718, rechazando la hipótesis nula de igualdad de capacidad predictiva. En el segundo test DM la hipótesis alternativa es que ARIMA(0,2,2) tiene mayor capacidad predictiva que ARIMA(0,2,1), dando el test un valor

de p-value 0.02859, por lo que se rechazaría la hipótesis nula y se aceptaría la alternativa. De esta manera consideramos como con mayor capacidad predictiva ARIMA(0,2,2), y se descarta ARIMA(0,2,1).

11.3.5.2 Comprobación de la corrección del modelo obtenido

Se analizan los resultados del apartado anterior. Se realiza un análisis predictivo del comportamiento de la serie, por medios distintos de los utilizados anteriormente, a fin de contrastar los resultados obtenidos en el proceso previo.

```
> serie.auto <- auto.arima(serie, max.p=4, max.q=4, max.order=10, start.p=0,
start.q=0, seasonal=FALSE, xreg=1:length(serie), ic="aic", stepwise=FALSE,
trace=TRUE, test="adf");serie.auto

 ARIMA(0,2,0)          : 1e+20 *
 ARIMA(0,2,1)                  : 102.4237
 ARIMA(0,2,2)                  : 1e+20
 ARIMA(0,2,3)                  : 1e+20
 ARIMA(0,2,4)                  : 1e+20
 ARIMA(1,2,0)          : 1e+20 *
 ARIMA(1,2,1)                  : 101.0821
 ARIMA(1,2,2)                  : 1e+20
 ARIMA(1,2,3)                  : 1e+20
 ARIMA(1,2,4)                  : 1e+20
 ARIMA(2,2,0)                  : 100.2513
 ARIMA(2,2,1)                  : 101.4467
 ARIMA(2,2,2)                  : 1e+20
 ARIMA(2,2,3)                  : 1e+20
 ARIMA(2,2,4)                  : 1e+20
 ARIMA(3,2,0)                  : 100.319
 ARIMA(3,2,1)                  : 101.9699
 ARIMA(3,2,2)                  : 1e+20
 ARIMA(3,2,3)                  : 1e+20
 ARIMA(3,2,4)                  : 106.5685
 ARIMA(4,2,0)                  : 101.6456
 ARIMA(4,2,1)                  : 1e+20
 ARIMA(4,2,2)                  : 1e+20
 ARIMA(4,2,3)                  : 1e+20
 ARIMA(4,2,4)                  : 1e+20

Series: serie
ARIMA(2,2,0)

Coefficients:
          ar1     ar2  1:length(serie)
      -0.4063  0.4070           9.3232
s.e.   0.2852  0.3272              NaN

sigma^2 estimated as 537.9:  log likelihood=-46.13
AIC=100.25   AICc=108.25   BIC=101.46
Mensajes de aviso perdidos
In sqrt(diag(x$var.coef)) : Se han producido NaNs
```

Tabla 139: Instrucción R de cálculo automático de ARIMA en función de test 'adf' (contraste aumentado de Dickey-Fuller) y resultados obtenidos para la serie Msx

Como se puede ver en la Tabla 139, el valor de ARIMA obtenido para la serie no se corresponde con el valor del Título 11.3.5.1: Verificación de la corrección del modelo ARIMA: Msx. En este caso, el modelo obtenido por la función auto.arima() indica un modelo autorregresivo de segundo orden ARIMA(2,2,0).

De nuevo, para resolver la idoneidad de cuál modelo es más acertado se utilizará la prueba de Diebolt-Mariano con un α = 0.1 de contraste para la aceptación o rechazo de la hipótesis de igualdad de medias en ambas series.

```
> dm.test(residuals(serie.auto), residuals(arima.0.2.2), h=1)

        Diebold-Mariano Test

data:  residuals(serie.auto) residuals(arima.0.2.2)
DM = 1.0268, Forecast horizon = 1, Loss function power = 2, p-value
= 0.3266
alternative hypothesis: two.sided

> dm.test(residuals(serie.auto), residuals(arima.0.2.2), h=1,
alternative="greater")

        Diebold-Mariano Test

data:  residuals(serie.auto) residuals(arima.0.2.2)
DM = 1.0268, Forecast horizon = 1, Loss function power = 2, p-value
= 0.1633
alternative hypothesis: greater

> dm.test(residuals(serie.auto), residuals(arima.0.2.2), h=1,
alternative="less")

        Diebold-Mariano Test

data:  residuals(serie.auto) residuals(arima.0.2.2)
DM = 1.0268, Forecast horizon = 1, Loss function power = 2, p-value
= 0.8367
alternative hypothesis: less
```

Tabla 140: Test de Diebold-Mariano para verificar idoneidad de serie Msx entre modelos ARIMA(2,2,0) y ARIMA(0,2,2)

El resultado del test DM da un p-valor de 0.3266, por lo que no se rechaza la hipótesis nula de igualdad de capacidad predictiva. No obstante, para verificar el resultado, se analizan los contrastes de superioridad de cada serie, dando en ambos casos un p-valor que indicaría el no rechazo de la hipótesis nula.

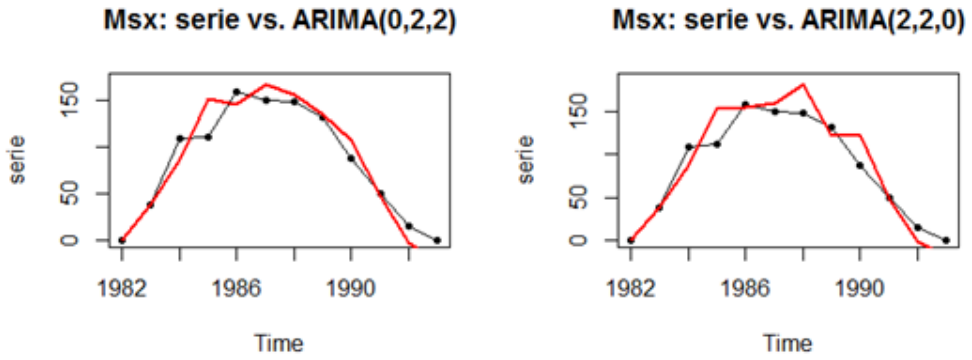


Ilustración 156: Comparativa de resultados de los modelos ARIMA(0,2,2) y ARIMA(2,2,0) sobre la serie Msx

En la Ilustración 156 se muestra una doble comparación entre la serie original y la obtenida mediante el modelo ARIMA(0,2,2) y el ARIMA(2,2,0). Como se observa, la diferencia en el ajuste visualmente es mínima, pero afina más el modelo ARIMA(0,2,2).

En vista de los resultados de los test de DM y de la comparación gráfica, se opta por ajustar la serie de Msx mediante un modelo de medias móviles de segundo orden ARIMA(0,2,2). En la Ilustración 157 siguiente se muestra una comparación entre la serie original completa y el modelo ARIMA(0,2,2) equivalente, así como el ajuste de los residuos obtenidos en la búsqueda de arima. Así, la función ARIMA(0,2,2) se aproxima con la necesaria precisión para identificar correctamente la serie de videojuegos de Msx.

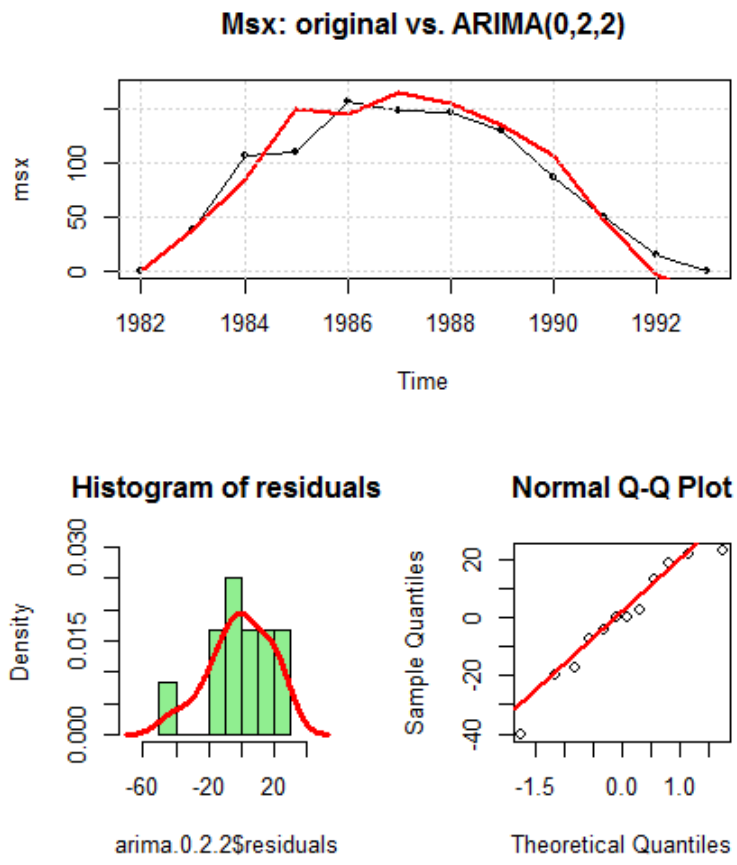


Ilustración 157: Representación gráfica del modelo ARIMA(0,2,2) para Msx

Los valores arima del modelo son:

```
> arima.0.2.2<-arima(serie, order=c(0,2,2),
xreg=1:length(serie));arima.0.2.2$coef
          ma1           ma2 1:length(serie)
    -0.4034514    0.9999840       9.3234304
```

Tabla 141: Coeficientes arima para el modelo ARIMA(0,2,2) de Msx

Por lo tanto, de acuerdo con los valores estimados en la función arima() de la Tabla 141 se puede identificar para la serie Msx el modelo arima siguiente:

$$Y_t = \Delta^2 X_t \Rightarrow Y_t - \mu = \varepsilon_t - \theta\varepsilon_{t-1} - \theta\varepsilon_{t-2}$$
$$Y_t - 9.3234304 = \varepsilon_t + 0.4034514\varepsilon_{t-1} - 0.9999840\varepsilon_{t-2}$$

Ecuación 20: Modelo Arima para la serie Msx, de acuerdo a resultado ARIMA(0,2,2)

11.3.6 Identificación de modelo ARIMA: NEC

En primer lugar, y a fin de encontrar un modelo ARIMA que ajuste como modelo descriptivo de la serie NEC, se procede a verificar el comportamiento de las funciones ACF y PACF de la serie de datos ajustada (ver Tabla 93).

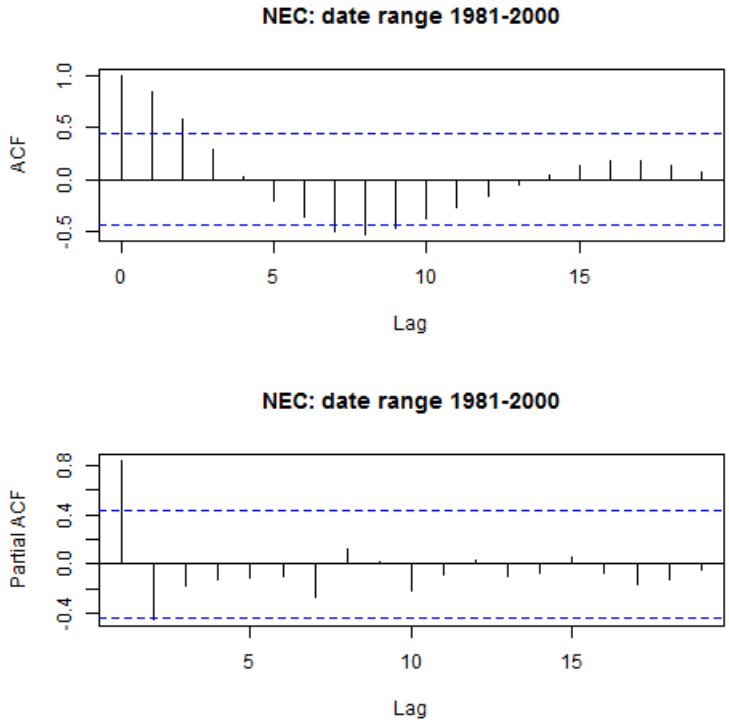


Ilustración 158: Modelos gráficos ACF y PACF para serie de tiempo de NEC

RETARDO	ACF	PACF	Estad-Q.	[valor p]	RETARDO	ACF	PACF	Estad-Q.	[valor p]
1	0,8428	0,8428	16,4495	[0,000]	11	-0,2747	-0,0902	69,6733	[0,000]
2	0,5802	-0,4493	24,6776	[0,000]	12	-0,1581	0,0372	71,0477	[0,000]
3	0,2896	-0,1749	26,848	[0,000]	13	-0,0596	-0,093	71,2709	[0,000]
4	0,0187	-0,1254	26,8576	[0,000]	14	0,0312	-0,0725	71,3421	[0,000]
5	-0,2053	-0,1157	28,0944	[0,000]	15	0,1266	0,0624	72,7524	[0,000]
6	-0,3676	-0,1027	32,3421	[0,000]	16	0,1769	-0,0726	76,1951	[0,000]
7	-0,5007	-0,2678	40,8288	[0,000]	17	0,1711	-0,16	80,4906	[0,000]
8	-0,5318	0,1283	51,1998	[0,000]	18	0,1322	-0,1236	84,3358	[0,000]

9	-0,4651	0,0253	59,8528	[0,000]	**19**	0,067	-0,0445	86,3108	[0,000]
10	-0,3733	-0,2205	65,9853	[0,000]					

Tabla 142: Función de autocorrelación para serie original NEC

En principio, y basándonos en los resultados de la Ilustración 158, se puede esperar que el modelo resultante se ajuste a un modelo ARMA diferenciado. No obstante, a continuación, en la Tabla 143 se analizan diversos modelos de ajuste ARIMA, indicando el criterio de Aceptación (Log Likelihood y Akaike), y los test sobre los residuos para verificar la idoneidad de ajuste a la normalidad de los mismos, siguiendo los test de Ljung-Box y Box-Pierce (G. E. P. Box and Pierce, 1970), (G. E. P. Box and Cox, 1982).

	Aceptación		Ajuste			Aceptación		Ajuste	
Model	**LogLik**	**AIC**	**Ljung**	**Box-Pierce**	**Model**	**LogLik**	**AIC**	**Ljung**	**Box-Pierce**
ARIMA(0,0,0)	-119,8491	243,6982	0,0000	0,0003	ARIMA(0,2,0)	-91,5149	185,0297	0,6828	0,9711
ARIMA(0,0,1)	-110,7143	227,4285	0,0000	0,0096	ARIMA(0,2,2)	-90,8949	187,7898	0,6871	0,9732
ARIMA(0,0,2)	-101,6546	211,3092	0,0002	0,0969	ARIMA(2,1,1)	-93,3794	194,7589	0,6988	0,9684
ARIMA(0,0,3)	-101,8281	213,6562	0,0249	0,5232	ARIMA(1,2,2)	-90,2961	188,5922	0,7079	0,9725
ARIMA(1,0,0)	-103,4536	212,9072	0,0637	0,4566	ARIMA(2,2,1)	-90,2943	188,5887	0,7086	0,9724
ARIMA(2,0,1)	-96,6078	203,2156	0,0683	0,6829	ARIMA(0,1,1)	-95,1693	194,3385	0,7131	0,9674
ARIMA(3,0,1)	-97,3042	206,6084	0,1221	0,7698	ARIMA(1,2,1)	-90,3042	186,6085	0,7662	0,9836
ARIMA(3,0,0)	-97,9801	205,9601	0,1832	0,8160	ARIMA(1,1,3)	-93,8882	197,7764	0,7800	0,9826
ARIMA(0,1,0)	-98,0742	198,1485	0,1976	0,6922	ARIMA(2,1,3)	-91,9574	195,9148	0,8075	0,9823
ARIMA(2,0,0)	-98,1327	204,2655	0,2683	0,8734	ARIMA(3,1,0)	-93,9797	195,9595	0,8076	0,9873
ARIMA(3,0,3)	-93,9803	203,9606	0,2773	0,8765	ARIMA(0,2,3)	-90,1878	188,3755	0,8168	0,9887
ARIMA(1,0,1)	-100,3621	208,7242	0,3067	0,8266	ARIMA(0,1,3)	-93,9126	195,8252	0,8269	0,9889
ARIMA(1,0,3)	-98,7292	209,4585	0,3217	0,8820	ARIMA(2,1,0)	-94,0828	194,1657	0,8282	0,9889
ARIMA(1,0,2)	-98,7673	207,5347	0,3560	0,8978	ARIMA(3,1,1)	-92,9589	195,9179	0,8288	0,9899
ARIMA(2,2,2)	-89,7922	189,5843	0,3678	0,8257	ARIMA(1,1,1)	-94,0990	194,1981	0,8299	0,9894
ARIMA(2,0,3)	-96,9577	207,9154	0,4323	0,9127	ARIMA(1,1,2)	-93,9106	195,8211	0,8327	0,9898
ARIMA(3,0,2)	-96,7925	207,5851	0,4522	0,9426	ARIMA(2,2,3)	-88,5201	189,0402	0,8546	0,9929
ARIMA(2,0,2)	-97,1185	206,2369	0,4689	0,9236	ARIMA(0,1,2)	-93,9129	193,8257	0,8724	0,9938
ARIMA(2,2,0)	-91,2371	188,4741	0,5960	0,9536	ARIMA(1,1,0)	-94,1380	192,2760	0,8728	0,9944
ARIMA(1,2,0)	-91,3382	186,6763	0,6463	0,9686	ARIMA(1,2,3)	-88,5237	187,0475	0,8958	0,9964
ARIMA(0,2,1)	-91,2628	186,5255	0,6517	0,9712	ARIMA(2,1,2)	-92,1598	194,3196	0,9014	0,9954

Tabla 143: Estimaciones para búsqueda de modelo ARIMA óptimo sobre serie original, para NEC

Según la Tabla 143 el modelo explicativo más sencillo para NEC es el ARIMA (2,2,2). No obstante, si atendemos al criterio de log likelihood se encuentra en la Tabla 143 un ARIMA (2,2,3), que presenta también mejores coeficientes de AIC, mejor loglikelihood, y los valores de los test de Ljung-Box y Box-Pierce son sensiblemente superiores. Todos los modelos significativos están en la tabla con ARIMA con diferenciación = 2. Desde un punto de vista general, NEC parece que precisa una diferenciación, por lo que es preciso un contraste de raíces unitarias para su conocimiento.

Así, desde un punto de vista estricto no podemos afirmar que ningún modelo ARMA sea eficiente directamente para caracterizar esta serie dado que no conocemos si la serie tiene raíces unitarias o no y en cuanto está el nivel de diferenciación adecuado.

En este punto se realiza un contraste de raíces unitarias mediante el test de Dickey-Fuller aumentado para la serie transformada de NEC:

```
> df.serie<-ur.df(serie, type="trend", lags=1);summary(df.serie) # lag
calculado con EasyReg Internacional

###############################################
# Augmented Dickey-Fuller Test Unit Root Test #
###############################################

Test regression trend


Call:
lm(formula = z.diff ~ z.lag.1 + 1 + tt + z.diff.lag)

Residuals:
    Min      1Q  Median      3Q     Max
-40.924 -21.895  -4.519  14.367  70.773

Coefficients:
             Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept)  33.2949    21.6196   1.540   0.1458
z.lag.1      -0.1500     0.0964  -1.556   0.1420
tt           -1.4044     2.0430  -0.687   0.5030
z.diff.lag    0.5762     0.2462   2.340   0.0346 *
---
Signif. codes:  0 ‘***’ 0.001 ‘**’ 0.01 ‘*’ 0.05 ‘.’ 0.1 ‘ ’ 1

Residual standard error: 34.47 on 14 degrees of freedom
Multiple R-squared: 0.5087,    Adjusted R-squared: 0.4034
F-statistic: 4.832 on 3 and 14 DF,  p-value: 0.01638

Value of test-statistic is: -1.5559 1.4756 2.2132

Critical values for test statistics:
      1pct  5pct 10pct
tau3 -4.38 -3.60 -3.24
phi2  8.21  5.68  4.67
phi3 10.61  7.24  5.91
```

Tabla 144: Contraste de Dickey-Fuller aumentado para averiguar si la serie NEC tiene raíces unitarias

Para esta prueba ADF se ha considerado con mucho detenimiento el valor de retardo aplicado ya que el programa ERI utilizado para calcular el óptimo valor de rezago en la prueba no daba valores uniformes, aunque en líneas generales indicaba la presencia de raíces unitarias, tal y como muestra la Tabla 144, donde el valor del estadístico de contraste ADF es -1.55559 > -3.24 superior al valor de contraste al 10%, por lo que no se puede rechazar la presencia de raíces unitarias. Esto lo corrobora el test de Phillips-Perron de la Tabla 145:

```
> pp.test(serie)

        Phillips-Perron Unit Root Test

data:  serie
Dickey-Fuller Z(alpha) = -1.5572, Truncation lag parameter = 2, p-value
= 0.9743
alternative hypothesis: stationary
```

Tabla 145: Corroboración de que la serie NEC es no estacionaria mediante test de Phillips-Perron

Dado que es complejo calcular por el método de ERI el número de diferencias necesarias, se utiliza la función ndiffs() de la librería 'forecast':

```
> ndiffs(serie, alpha=0.05, test="adf");ndiffs(serie, alpha=0.05,
test="pp")
[1] 2
[1] 2
```

Tabla 146: Cálculo del número de diferencias necesarias utilizando los test de ADF y PP

Una vez verificada la presencia de raíces unitarias en la serie NEC es preciso verificar el nivel de diferenciación necesario, tal cual se indica por la función ndiffs(). Para ello se realiza una diferenciación de la serie y se procede a realizar nuevamente todo el proceso previo:

```
> df1.serie<-diff(serie);ur.serie<-ur.df(df1.serie, type="trend",
lags=1);summary(ur.serie) # lag calculado con EasyReg Internacional

###############################################
# Augmented Dickey-Fuller Test Unit Root Test #
###############################################

Test regression trend

Call:
lm(formula = z.diff ~ z.lag.1 + 1 + tt + z.diff.lag)

Residuals:
   Min     1Q Median     3Q    Max
-47.91 -28.07  -2.71  26.56  64.90

Coefficients:
            Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept)  27.6015    26.5810   1.038   0.3180
z.lag.1      -0.6763     0.3059  -2.211   0.0456 *
tt           -2.9428     2.4871  -1.183   0.2579
z.diff.lag    0.1879     0.2734   0.687   0.5041
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 37.96 on 13 degrees of freedom
Multiple R-squared: 0.2933,    Adjusted R-squared: 0.1302
F-statistic: 1.798 on 3 and 13 DF,  p-value: 0.1971

Value of test-statistic is: -2.211 1.687 2.5055

Critical values for test statistics:
      1pct  5pct 10pct
tau3 -4.38 -3.60 -3.24
phi2  8.21  5.68  4.67
phi3 10.61  7.24  5.91
```

Tabla 147: Contraste de Dickey-Fuller aumentado sobre la serie diferenciada NEC, para constatar la presencia de raíces unitarias adicionales

Como en el primer supuesto, el orden de retardo (ahora lag = 1) se ha obtenido mediante prueba de AIC en el programa EasyReg Internacional (ERI). El valor del test es - 2.211 > -3.24 (al 10%) por lo que no se puede rechazar la hipótesis nula de presencia de raíces unitarias. Esto indica que la serie NEC necesita al menos 2 diferenciaciones.

En este punto, y repitiendo el esquema de nueva diferenciación y análisis de valor óptimo de retardo, nos encontramos con que ERI tiene discrepancias en los indicadores que utiliza (Akaike (AC), Hannan-Quinn (HQ), and Schwarz (SC)), dando valores no constantes en el valor de retardos. En este caso, y dadas las discrepancias al aplicar los diversos retardos sugeridos, se considera terminado el proceso de diferenciación de la serie con el número de retardos indicado por ndiffs().

De esta manera, y si consideramos la segunda diferenciación, podemos acudir a la Tabla 143 y encontramos como modelo descriptivo el ARIMA(2,2,2) o bien un modelo ARIMA(2,2,3), que se deben de analizar y comparar.

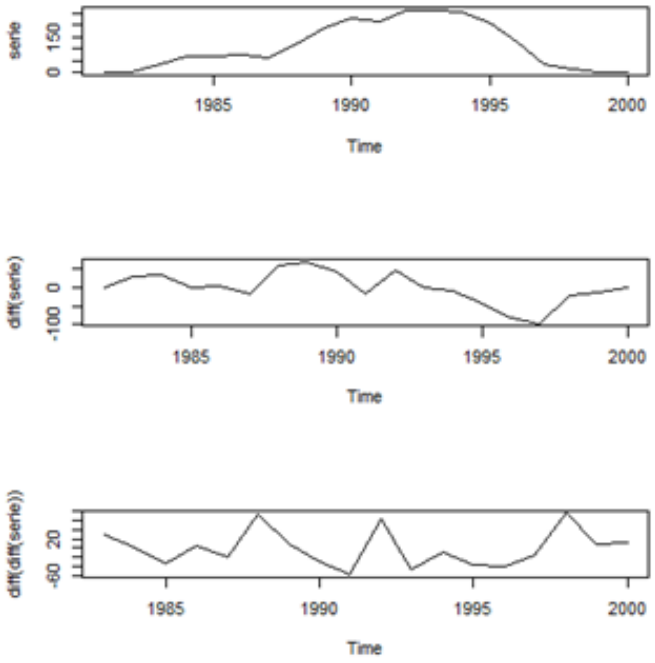


Ilustración 159: Gráfico mostrando la serie original, primera y segunda diferencias

11.3.6.1 Verificación de la corrección del modelo ARIMA: NEC

En primer lugar, se procede a verificar la normalidad de los residuos de manera visual, a fin de comprobar que los resultados de la Tabla 143 daban resultados correctos para el modelo ARIMA(2,2,2) o el ARIMA(2,2,3) encontrados. Es decir, se va a proceder a verificar ambos modelos gráficamente, mediante ACF de los residuos y el test de Ljung-Box.

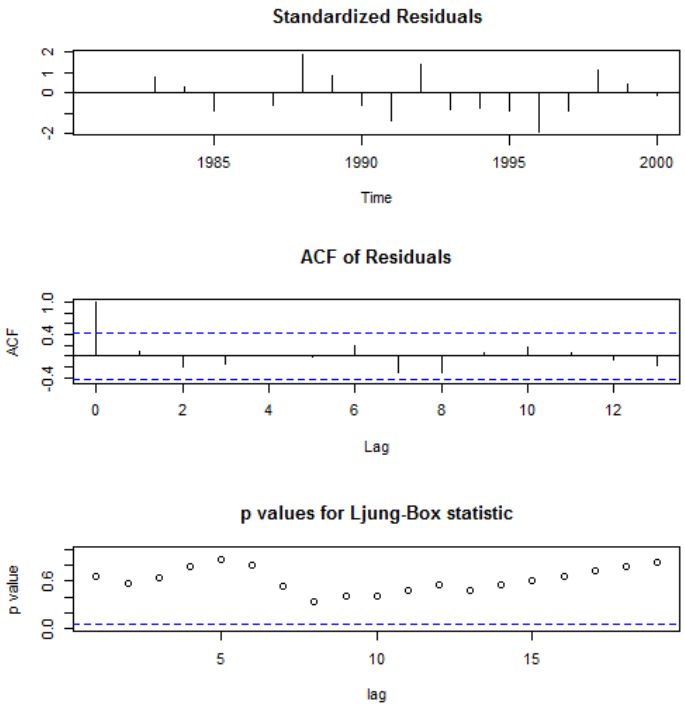


Ilustración 160: Diagnosis de serie temporal de videojuegos NEC, con ARIMA(2,2,2)

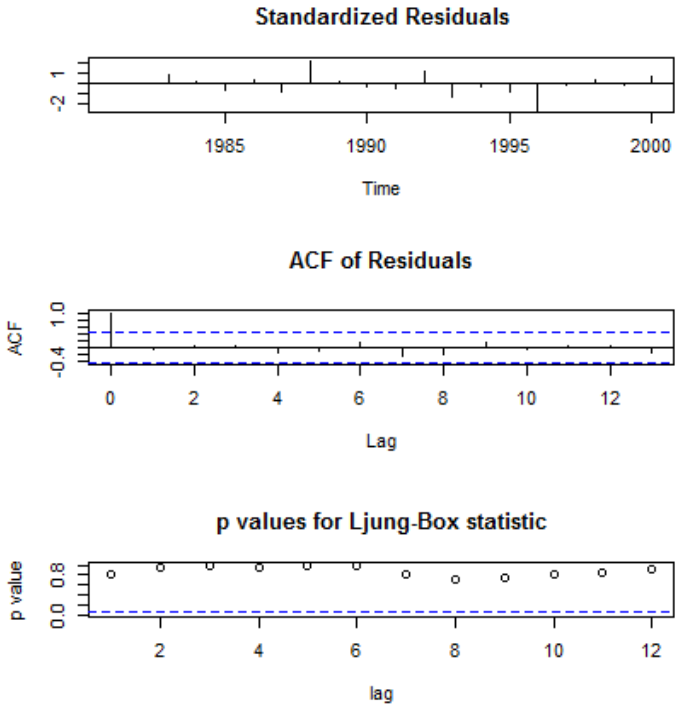


Ilustración 161: Diagnosis de serie temporal de videojuegos NEC, con ARIMA(2,2,3)

Como se puede observar en la Ilustración 160, en el tercer gráfico se puede ver que los p-valores están claramente por encima de la línea de p-value del test de Ljung-Box, por lo que sí podemos aceptar la idoneidad del modelo ARIMA(2,2,2) propuesto.

De igual forma, tal y como se puede verificar en la Ilustración 161, en el tercer gráfico se puede ver que los p-valores están claramente por encima del p-value del test de Ljung-Box, por encima del nivel de significación, lo que nos permite considerar de manera gráfica también como adecuado el modelo ARIMA(2,2,3) propuesto como segundo modelo anteriormente.

En este caso, y para verificar la idoneidad de cuál modelo es más acertado se utilizará la prueba de Diebolt-Mariano (Diebold and Mariano, 1995) con un α = 0.1 de contraste para la aceptación o rechazo de la hipótesis de igualdad de medias en ambas series:

```
> dm.test(residuals(arima.2.2.2), residuals(arima.2.2.3), h=1)

        Diebold-Mariano Test

data:  residuals(arima.2.2.2) residuals(arima.2.2.3)
DM = 1.2802, Forecast horizon = 1, Loss function power = 2, p-value =
0.2159
alternative hypothesis: two.sided
```

Tabla 148: Test de Diebold-Mariano para verificar idoneidad de serie NEC entre modelos ARIMA(2,2,2) y ARIMA(2,2,3)

El resultado del primer test DM da un p-valor de 0.2159, no rechazando la hipótesis nula de igualdad de capacidad predictiva, y que no precisa de análisis comparativo adicional. En este caso, y por tener log likelihood similar al igual que los coeficientes de AIC, se escoge el modelo más sencillo. De esta manera consideramos aceptable ARIMA(2,2,2), y se descarta ARIMA(2,2,3).

11.3.6.2 Comprobación de la corrección del modelo obtenido

Se analizan los resultados del apartado anterior. Se realiza un análisis predictivo del comportamiento de la serie, por medios distintos de los utilizados anteriormente, a fin de contrastar los resultados obtenidos en el proceso previo.

```
> serie.auto <- auto.arima(serie, max.p=4, max.q=4, max.order=10,
start.p=0, start.q=0, seasonal=FALSE, xreg=1:length(serie), ic="aic",
stepwise=FALSE, trace=TRUE, test="adf");serie.auto

 ARIMA(0,2,0)          : 1e+20 *
 ARIMA(0,2,1)          : 1e+20 *
 ARIMA(0,2,2)                  : 189.7898
 ARIMA(0,2,3)                  : 190.3755
 ARIMA(0,2,4)          : 1e+20 *
 ARIMA(1,2,0)                  : 188.6763
 ARIMA(1,2,1)                  : 1e+20
 ARIMA(1,2,2)          : 1e+20 *
 ARIMA(1,2,3)                  : 1e+20
 ARIMA(1,2,4)                  : 1e+20
 ARIMA(2,2,0)                  : 190.4741
 ARIMA(2,2,1)                  : 1e+20
 ARIMA(2,2,2)          : 1e+20 *
 ARIMA(2,2,3)                  : 1e+20
```

```
 ARIMA(2,2,4)                    : 1e+20
 ARIMA(3,2,0)                    : 190.3633
 ARIMA(3,2,1)                    : 1e+20
 ARIMA(3,2,2)                    : 1e+20
 ARIMA(3,2,3)           : 1e+20 *
 ARIMA(3,2,4)                    : 1e+20
 ARIMA(4,2,0)                    : 192.3595
 ARIMA(4,2,1)                    : 194.3633
 ARIMA(4,2,2)                    : 1e+20
 ARIMA(4,2,3)                    : 1e+20
 ARIMA(4,2,4)           : 1e+20 *

Series: serie
ARIMA(1,2,0)

Coefficients:
          ar1  1:length(serie)
      -0.1381           8.8021
s.e.   0.2310       99902.6673

sigma^2 estimated as 1495:  log likelihood=-91.34
AIC=188.68   AICc=190.39   BIC=191.35
```

Tabla 149: Instrucción R de cálculo automático de ARIMA en función de test 'adf' (contraste aumentado de Dickey-Fuller) y resultados obtenidos para la serie NEC

Como se puede ver en la Tabla 149, el valor de ARIMA obtenido para la serie no se corresponde con el valor del Título 11.3.6.1: Verificación de la corrección del modelo ARIMA: NEC. En este caso, el modelo obtenido por la función auto.arima() indica un modelo de autorregresivo de primer orden ARIMA(1,2,0).

De nuevo, para resolver la idoneidad de cuál modelo es más acertado se utilizará la prueba de Diebolt-Mariano con un α = 0.1 de contraste para la aceptación o rechazo de la hipótesis de igualdad de medias en ambas series.

```
> dm.test(residuals(serie.auto), residuals(arima.2.2.2), h=1)

        Diebold-Mariano Test

data:  residuals(serie.auto) residuals(arima.2.2.2)
DM = 1.4194, Forecast horizon = 1, Loss function power = 2, p-value =
0.172
alternative hypothesis: two.sided

> dm.test(residuals(serie.auto), residuals(arima.2.2.2), h=1,
alternative="greater")

        Diebold-Mariano Test

data:  residuals(serie.auto) residuals(arima.2.2.2)
DM = 1.4194, Forecast horizon = 1, Loss function power = 2, p-value =
0.08599
alternative hypothesis: greater

> dm.test(residuals(serie.auto), residuals(arima.2.2.2), h=1,
alternative="less")

        Diebold-Mariano Test

data:  residuals(serie.auto) residuals(arima.2.2.2)
DM = 1.4194, Forecast horizon = 1, Loss function power = 2, p-value =
0.914
```

```
alternative hypothesis: less
```

Tabla 150: Test de Diebold-Mariano para verificar idoneidad de serie NEC entre modelos ARIMA(2,2,2) y ARIMA(1,2,0)

El resultado del test DM da un p-valor de 0.172, por lo que no se rechaza la hipótesis nula de igualdad de capacidad predictiva. Sin embargo el valor de p-valor está demasiado cercano al valor de contraste, por lo que se realizan 2 test nuevos con hipótesis alternativas. En el segundo test se verifica la hipótesis alternativa que ARIMA(2,2,2) tiene mayor capacidad predictiva que ARIMA(1,2,0), dando un p-valor de 0.08599, rechazándose la hipótesis nula y aceptándose la alternativa. Se corrobora en el tercer test, donde la hipótesis alternativa es que ARIMA(2,2,2) tiene menor capacidad predictiva que ARIMA(1,2,0), p-valor de 0.914, y aceptándose la hipótesis nula. Por ello, se considera aceptar el modelo generado por la función arima(), es decir, ARIMA(2,2,2).

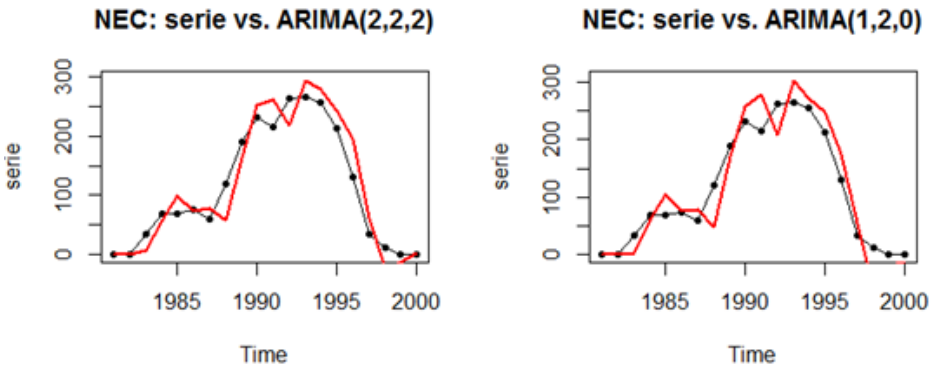


Ilustración 162: Comparativa de resultados de los modelos ARIMA(2,2,2) y ARIMA(1,2,0) sobre la serie NEC

En la Ilustración 162 se muestra una doble comparación entre la serie original y la obtenida mediante el modelo ARIMA(1,2,1) y el ARIMA(1,2,2).

En la Ilustración 163 siguiente se muestra una comparación entre la serie original completa y el modelo ARIMA(2,2,2) equivalente, así como el ajuste de los residuos obtenidos en la búsqueda de arima.

Así, la función ARIMA(2,2,2) se aproxima con la precisión necesaria para identificar correctamente la serie de videojuegos de NEC.

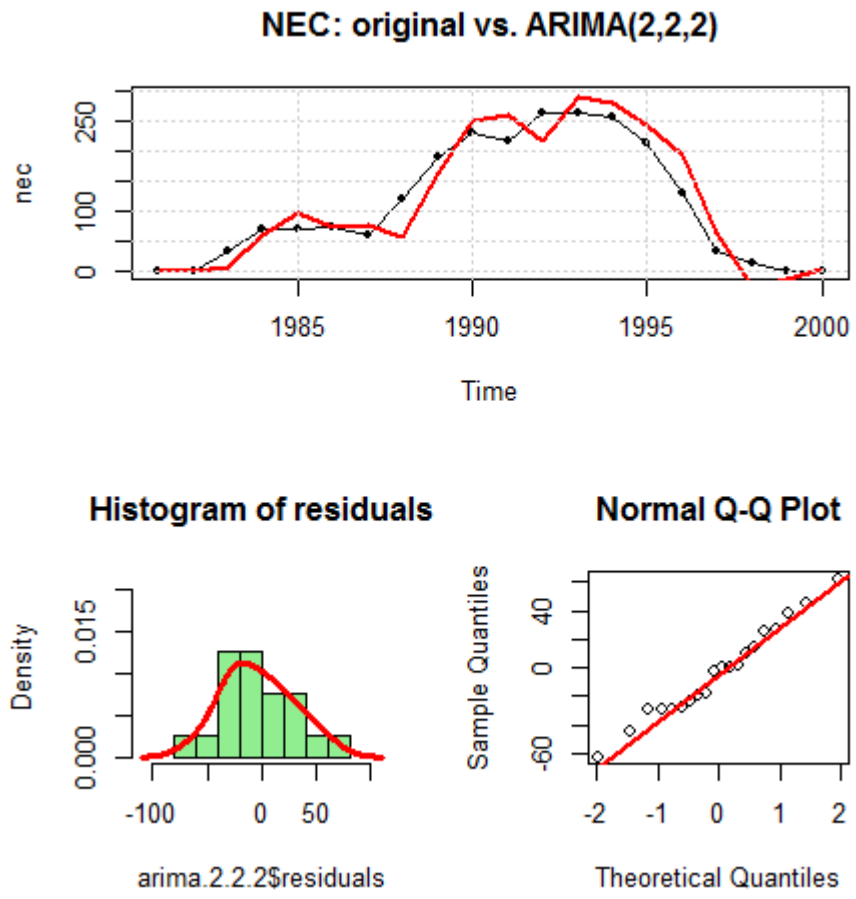


Ilustración 163: Representación gráfica del modelo ARIMA(2,2,2) para NEC

Los valores arima del modelo son:

```
> arima.2.2.2<-arima((serie), order=c(2,2,2), xreg=1:length(serie)-
0.00009);arima.2.2.2$coef
                ar1                 ar2                 ma1
-0.30591817          0.69308709          -0.01290031
                ma2 1:length(serie) - 9e-05
-0.98696222                 8.80188220
```

Tabla 151: Coeficientes arima para el modelo ARIMA(2,2,2) de NEC

Por lo tanto, de acuerdo con los valores estimados en la función arima() de la Tabla 151 se puede identificar para la serie NEC el modelo arima siguiente:

$$Y_t = \Delta^2 X_t \Rightarrow Y_t - \mu = \phi_1(X_{t-1} - \mu) + \phi_2(X_{t-2} - \mu) + \varepsilon_t - \theta_1\varepsilon_{t-1} - \theta_2\varepsilon_{t-2}$$

$$Y_t - 8.8018 = -0.3059(X_{t-1} - 8.8018) + 0.693(X_{t-2} - 8.8018)$$
$$+\varepsilon_t + 0.0129\varepsilon_{t-1} + 0.09869\varepsilon_{t-2}$$

Ecuación 21: Modelo Arima para la serie NEC, de acuerdo a resultado ARIMA(2,2,2)

11.3.7 Identificación de modelo ARIMA: Nintendo

En primer lugar, y a fin de encontrar un modelo ARIMA que ajuste como modelo descriptivo de la serie Nintendo, se procede a verificar el comportamiento de las funciones ACF y PACF de la serie de datos ajustada (ver Tabla 93).

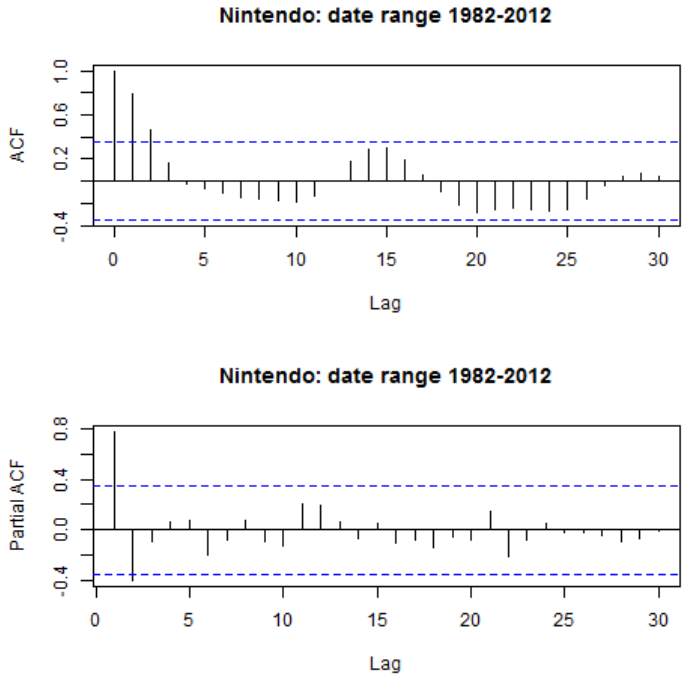


Ilustración 164: Modelos gráficos ACF y PACF para serie de tiempo de Nintendo

RETARDO	ACF	PACF	Estad-Q.	[valor p]	RETARDO	ACF	PACF	Estad-Q.	[valor p]
1	0,7852	0,7852	21,023	[0,000]	16	0,1964	-0,1115	51,4835	[0,000]
2	0,4607	-0,4063	28,5098	[0,000]	17	0,0541	-0,0878	51,6972	[0,000]
3	0,1586	-0,0971	29,4287	[0,000]	18	-0,0933	-0,1376	52,3817	[0,000]
4	-0,0239	0,0671	29,4504	[0,000]	19	-0,2111	-0,0567	56,1803	[0,000]
5	-0,0704	0,0773	29,6455	[0,000]	20	-0,2827	-0,0816	63,6148	[0,000]
6	-0,1006	-0,1977	30,06	[0,000]	21	-0,2613	0,1452	70,5976	[0,000]
7	-0,1424	-0,0774	30,9241	[0,000]	22	-0,2485	-0,2129	77,6152	[0,000]
8	-0,1609	0,0741	32,0759	[0,000]	23	-0,2567	-0,0788	86,041	[0,000]
9	-0,1772	-0,0954	33,5352	[0,000]	24	-0,2666	0,0437	96,4255	[0,000]
10	-0,191	-0,125	35,3124	[0,000]	25	-0,2624	-0,0244	108,1674	[0,000]
11	-0,1316	0,2038	36,1987	[0,000]	26	-0,1647	-0,0248	113,7203	[0,000]
12	0,0001	0,1872	36,1987	[0,000]	27	-0,0353	-0,0463	114,0392	[0,000]
13	0,1744	0,0663	37,9273	[0,000]	28	0,0446	-0,0941	114,7179	[0,000]
14	0,2911	-0,0668	43,0278	[0,000]	29	0,0652	-0,0664	116,8899	[0,000]
15	0,3018	0,0526	48,8533	[0,000]	30	0,0484	-0,009	119,2871	[0,000]

Tabla 152: Función de autocorrelación para serie original Nintendo

En principio, y basándonos en los resultados de la Ilustración 164, se puede esperar que el modelo resultante se ajuste a un modelo ARMA diferenciado. No obstante, a continuación, en la Tabla 153 se analizan diversos modelos de ajuste ARIMA, indicando el criterio de Aceptación (Log Likelihood y Akaike), y los test sobre los residuos para verificar la idoneidad de ajuste a la normalidad de los mismos, siguiendo los test de Ljung-Box y Box-Pierce (G. E. P. Box and Pierce, 1970), (G. E. P. Box and Cox, 1982).

	Aceptación		Ajuste			Aceptación		Ajuste	
Model	LogLik	AIC	Ljung	Box-Pierce	Model	LogLik	AIC	Ljung	Box-Pierce
ARIMA(0,0,0)	-204,8086	413,6171	0,0000	0,0042	ARIMA(1,1,3)	-177,2973	364,5947	0,8505	0,9968
ARIMA(0,0,1)	-191,1170	388,2340	0,0000	0,3834	ARIMA(1,2,2)	-174,2136	356,4272	0,8619	0,9971
ARIMA(1,0,0)	-186,9515	379,9030	0,0091	0,7194	ARIMA(0,2,4)	-174,0775	358,1551	0,8623	0,9965
ARIMA(0,0,2)	-186,6710	381,3420	0,0107	0,9221	ARIMA(2,2,1)	-174,0907	356,1815	0,8667	0,9974
ARIMA(0,1,0)	-181,4894	364,9788	0,1706	0,8470	ARIMA(1,2,1)	-174,4313	354,8625	0,8689	0,9972
ARIMA(0,0,3)	-180,2489	370,4977	0,3722	0,9992	ARIMA(3,2,1)	-173,7321	357,4642	0,8708	0,9974
ARIMA(2,0,4)	-180,1214	376,2427	0,3731	0,9975	ARIMA(2,2,2)	-174,0040	358,0080	0,8713	0,9969
ARIMA(3,0,4)	-179,8091	377,6182	0,3919	0,9968	ARIMA(0,2,3)	-174,1623	356,3245	0,8724	0,9973
ARIMA(1,0,1)	-183,3167	374,6334	0,3941	0,9961	ARIMA(1,1,2)	-178,3931	364,7862	0,8775	0,9979
ARIMA(2,0,3)	-180,1762	374,3524	0,4121	0,9987	ARIMA(2,2,3)	-172,8057	357,6113	0,8792	0,9971
ARIMA(3,0,3)	-179,8474	375,6949	0,4321	0,9981	ARIMA(0,1,1)	-178,5448	361,0897	0,8807	0,9987
ARIMA(1,0,4)	-180,1275	374,2550	0,4355	0,9986	ARIMA(1,1,0)	-178,7366	361,4732	0,8859	0,9983
ARIMA(0,0,4)	-180,1802	372,3604	0,4613	0,9993	ARIMA(0,1,3)	-178,3816	364,7632	0,8872	0,9981
ARIMA(1,0,3)	-180,1795	372,3590	0,4630	0,9993	ARIMA(3,1,4)	-174,5619	365,1237	0,8879	0,9987
ARIMA(1,0,2)	-182,6758	375,3517	0,5224	0,9981	ARIMA(1,1,1)	-178,4424	362,8847	0,8899	0,9985
ARIMA(2,0,2)	-182,0926	376,1852	0,6488	0,9989	ARIMA(3,1,1)	-176,9350	363,8700	0,8919	0,9985
ARIMA(0,2,1)	-177,0928	358,1857	0,6861	0,9786	ARIMA(2,1,4)	-174,8536	363,7071	0,8952	0,9992
ARIMA(3,0,2)	-181,6915	377,3831	0,7159	0,9993	ARIMA(2,1,0)	-178,2323	362,4645	0,8987	0,9988
ARIMA(3,1,3)	-176,6542	367,3084	0,7263	0,9889	ARIMA(3,1,2)	-176,6111	365,2222	0,9000	0,9986
ARIMA(3,0,0)	-182,1116	374,2231	0,7359	0,9995	ARIMA(0,1,2)	-178,3951	362,7901	0,9029	0,9987
ARIMA(2,0,1)	-182,1123	374,2246	0,7361	0,9995	ARIMA(3,1,0)	-177,7023	363,4047	0,9089	0,9990
ARIMA(3,0,1)	-181,7605	375,5211	0,7368	0,9995	ARIMA(1,2,4)	-173,5003	359,0006	0,9119	0,9980
ARIMA(2,0,0)	-182,1217	372,2434	0,7735	0,9997	ARIMA(2,1,1)	-176,9522	361,9044	0,9148	0,9991
ARIMA(3,2,0)	-176,2416	360,4832	0,7825	0,9888	ARIMA(2,1,2)	-176,1843	362,3686	0,9211	0,9991
ARIMA(2,2,0)	-176,9716	359,9431	0,7878	0,9903	ARIMA(1,1,4)	-174,8701	361,7403	0,9252	0,9995
ARIMA(1,2,0)	-177,5296	359,0592	0,7894	0,9896	ARIMA(2,2,4)	-171,6309	357,2619	0,9379	0,9991
ARIMA(0,2,2)	-174,4235	354,8470	0,8429	0,9973	ARIMA(0,1,4)	-174,8780	359,7559	0,9384	0,9997
ARIMA(1,2,3)	-174,1436	358,2872	0,8455	0,9958	ARIMA(2,1,3)	-175,9144	363,8288	0,9509	0,9995
ARIMA(0,2,0)	-177,9406	357,8812	0,8461	0,9942					

Tabla 153: Estimaciones para búsqueda de modelo ARIMA óptimo sobre serie original, para Nintendo

Según la Tabla 153 el modelo explicativo más sencillo para Nintendo es el ARIMA (1,2,1). No obstante, si atendemos al criterio de log likelihood se encuentra en la Tabla 153 un ARIMA (2,2,3), que presenta también mejores coeficientes de AIC, mejor loglikelihood, y los valores de los test de Ljung-Box y Box-Pierce son sensiblemente superiores. De igual manera, resulta interesante que se verifique el modelo ARIMA(3,1,4), ya que presenta un log likelihood similar al ARIMA(1,2,1) y con nivel de diferenciación menor. Los modelos significativos están en la tabla con ARIMA con diferenciación = 2, excepto el último indicado. Desde un punto de vista general, Nintendo parece que precisa al menos un nivel de diferenciación, por lo que es preciso un contraste de raíces unitarias para su conocimiento.

En este punto se realiza un contraste de raíces unitarias mediante el test de Dickey-Fuller aumentado para la serie transformada de Nintendo:

```
> df.serie<-ur.df(serie, type="trend", lags=1);summary(df.serie) # lag
calculado con EasyReg Internacional

###############################################
# Augmented Dickey-Fuller Test Unit Root Test #
###############################################

Test regression trend

Call:
lm(formula = z.diff ~ z.lag.1 + 1 + tt + z.diff.lag)

Residuals:
    Min      1Q  Median      3Q     Max
-100.26  -47.47  -22.56   19.92  258.10

Coefficients:
             Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept)  66.2137    36.9797   1.791  0.08549 .
z.lag.1      -0.3716     0.1307  -2.843  0.00878 **
tt            2.8934     2.7199   1.064  0.29759
z.diff.lag    0.6082     0.1807   3.366  0.00247 **
---
Signif. codes:  0 ‘***’ 0.001 ‘**’ 0.01 ‘*’ 0.05 ‘.’ 0.1 ‘ ’ 1

Residual standard error: 86.89 on 25 degrees of freedom
Multiple R-squared: 0.4011,    Adjusted R-squared: 0.3293
F-statistic: 5.582 on 3 and 25 DF,  p-value: 0.004509

Value of test-statistic is: -2.8426 3.192 4.7873

Critical values for test statistics:
      1pct  5pct 10pct
tau3 -4.15 -3.50 -3.18
phi2  7.02  5.13  4.31
phi3  9.31  6.73  5.61
```

Tabla 154: Contraste de Dickey-Fuller aumentado para averiguar si la serie Nintendo tiene raíces unitarias

Para esta prueba ADF se ha considerado con mucho detenimiento el valor de retardo aplicado ya que el programa ERI utilizado para calcular el óptimo valor de rezago en la prueba daba valores muy exactos calculados con el criterio de AIC. Como muestra la Tabla 154, donde el valor del estadístico de contraste ADF es -2.8426 > -3.18 superior al valor de contraste al 10%, por lo que no se puede rechazar la presencia de raíces unitarias. Esto lo corrobora el test de Phillips-Perron de la Tabla 155:

```
> pp.test(serie)

        Phillips-Perron Unit Root Test

data:  serie
Dickey-Fuller Z(alpha) = -8.9171, Truncation lag parameter = 2, p-value
=
0.5551
alternative hypothesis: stationary
```

Tabla 155: Corroboración de que la serie Nintendo es no estacionaria mediante test de Phillips-Perron

Por el método de ERI el número de lags necesarias resulta en 1, y se utiliza la función ndiffs() de la librería 'forecast' para verificar el número de diferenciaciones:

```
> ndiffs(serie, alpha=0.05, test="adf");ndiffs(serie, alpha=0.05,
test="pp")
[1] 2
[1] 1
```

Tabla 156: Cálculo del número de diferencias necesarias utilizando los test de ADF y PP

Una vez verificada la presencia de raíces unitarias en la serie Nintendo es preciso verificar el nivel de diferenciación necesario, tal cual se indica por la función ndiffs(), aunque en este caso difieren los modelos según si se escoge ADF o PP. Para ello se realiza una diferenciación de la serie y se procede a realizar nuevamente todo el proceso previo:

```
> df1.serie<-diff(serie);ur.serie<-ur.df(df1.serie, type="trend",
lags=1);summary(ur.serie) # lag calculado con EasyReg Internacional

###############################################
# Augmented Dickey-Fuller Test Unit Root Test #
###############################################

Test regression trend

Call:
lm(formula = z.diff ~ z.lag.1 + 1 + tt + z.diff.lag)

Residuals:
    Min      1Q  Median      3Q     Max
-135.91  -52.02  -12.29   21.64  291.21

Coefficients:
            Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept)  46.8939    42.1707   1.112  0.27715
z.lag.1      -0.7622     0.2267  -3.361  0.00259 **
tt           -2.8395     2.3995  -1.183  0.24825
z.diff.lag    0.2137     0.2027   1.054  0.30226
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 99.54 on 24 degrees of freedom
Multiple R-squared: 0.3435,    Adjusted R-squared: 0.2614
F-statistic: 4.185 on 3 and 24 DF,  p-value: 0.0162

Value of test-statistic is: -3.3614 3.8479 5.7383

Critical values for test statistics:
      1pct  5pct 10pct
tau3 -4.15 -3.50 -3.18
phi2  7.02  5.13  4.31
phi3  9.31  6.73  5.61
```

Tabla 157: Contraste de Dickey-Fuller aumentado sobre la serie diferenciada Nintendo, para constatar la presencia de raíces unitarias adicionales

Como en el primer supuesto, el orden de retardo (ahora lag = 1) se ha obtenido mediante prueba de AIC en el programa EasyReg Internacional (ERI). El valor del test es -3.3614 > -3.50 (al 5%) por lo que no se puede rechazar la hipótesis nula de presencia de raíces

unitarias al 5%, aunque se ve en este paso el diferente resultado obtenido por ndiff() en la Tabla 156. Esto indica que la serie Nintendo necesita al menos 1 diferenciación.

En este punto, y repitiendo el esquema de nueva diferenciación y análisis de valor óptimo de retardo, nos encontramos con que ERI tiene discrepancias en los indicadores que utiliza (Akaike (AC), Hannan-Quinn (HQ), and Schwarz (SC)), dando valores confusos en el valor de retardos. En este caso, y dadas las discrepancias al aplicar los diversos retardos sugeridos, se considera terminado el proceso de diferenciación de la serie con el número de retardos indicado por ndiffs().

De esta manera, y si consideramos la segunda diferenciación, podemos acudir a la Tabla 153 y encontramos como modelos descriptivos los ya indicados: ARIMA(1,2,1), ARIMA(2,2,3) y ARIMA(3,1,4), que se deben de analizar y comparar.

11.3.7.1 Verificación de la corrección del modelo ARIMA: Nintendo

En primer lugar, se procede a verificar la normalidad de los residuos de manera visual, a fin de comprobar que los resultados de la Tabla 153 daban resultados correctos para los modelos ARIMA(1,2,1), ARIMA(2,2,3) y ARIMA(3,1,4) encontrados. Es decir, se va a proceder a verificar ambos modelos gráficamente, mediante ACF de los residuos y el test de Ljung-Box.

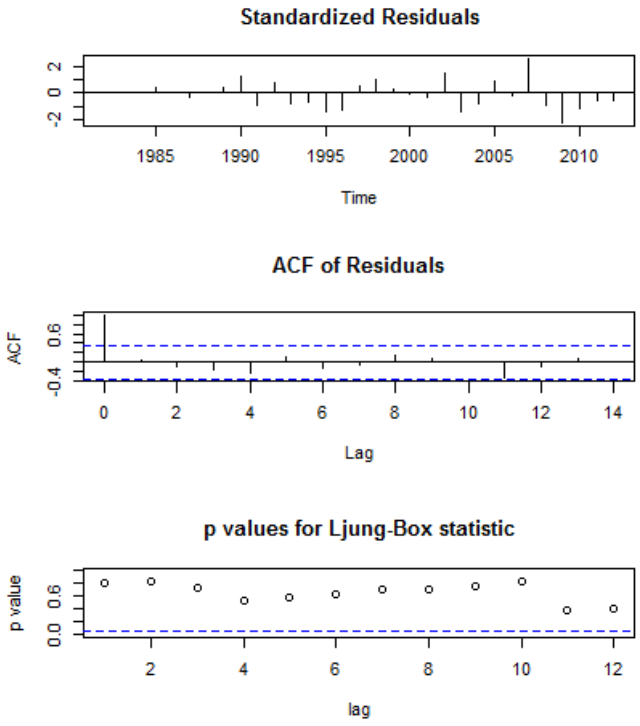


Ilustración 165: Diagnosis de serie temporal de videojuegos Nintendo, con ARIMA(1,2,1)

Como se puede observar en la Ilustración 165, en el tercer gráfico se puede ver que los p-valores están claramente por encima de la línea de p-value del test de Ljung-Box, por lo que podemos aceptar la idoneidad del modelo ARIMA(1,2,1) propuesto.

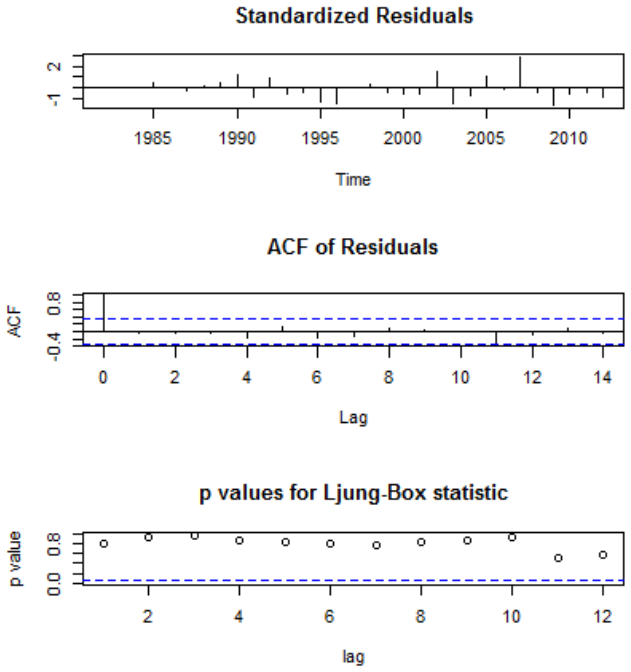


Ilustración 166: Diagnosis de serie temporal de videojuegos Nintendo, con ARIMA(2,2,3)

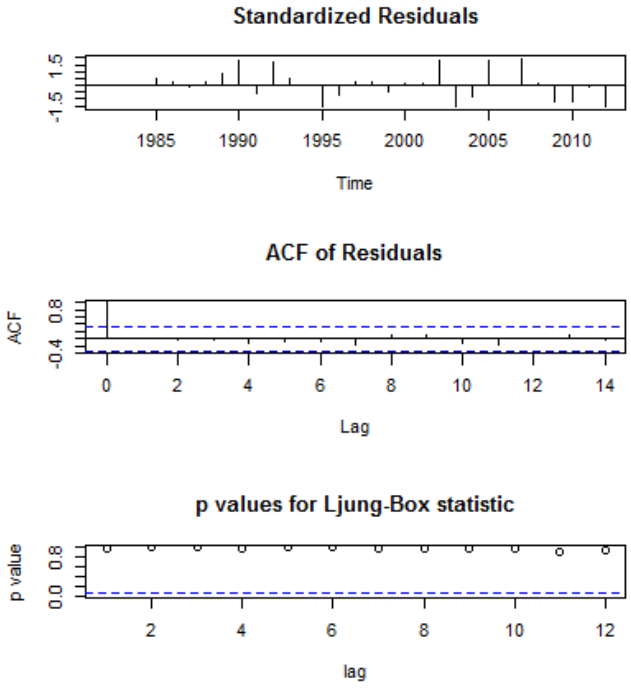


Ilustración 167: Diagnosis de serie temporal de videojuegos Nintendo, con ARIMA(3,1,4)

Como se puede observar en la Ilustración 166, en el tercer gráfico se puede ver que los p-valores están claramente por encima de la línea de p-value del test de Ljung-Box, por lo que podemos aceptar la idoneidad del modelo ARIMA(2,2,3) propuesto.

De igual forma, tal y como se puede verificar en la Ilustración 167, en el tercer gráfico se puede ver que los p-valores están claramente por encima del p-value del test de Ljung-Box, por encima del nivel de significación, lo que nos permite considerar de manera gráfica también como adecuado el modelo ARIMA(3,1,4) propuesto como segundo modelo anteriormente.

En este caso, y para verificar la idoneidad de cuál modelo es más acertado se utilizará la prueba de Diebolt-Mariano (Diebold and Mariano, 1995) con un α = 0.1 de contraste para la aceptación o rechazo de la hipótesis de igualdad de medias en ambas series:

```
> dm.test(residuals(arima.1.2.1), residuals(arima.2.2.3), h=1)

        Diebold-Mariano Test

data:  residuals(arima.1.2.1) residuals(arima.2.2.3)
DM = 1.9541, Forecast horizon = 1, Loss function power = 2, p-value =
0.06007
alternative hypothesis: two.sided

> dm.test(residuals(arima.1.2.1), residuals(arima.2.2.3), h=1,
alternative="greater")

        Diebold-Mariano Test

data:  residuals(arima.1.2.1) residuals(arima.2.2.3)
DM = 1.9541, Forecast horizon = 1, Loss function power = 2, p-value =
0.03003
alternative hypothesis: greater

> dm.test(residuals(arima.1.2.1), residuals(arima.2.2.3), h=1,
alternative="less")

        Diebold-Mariano Test

data:  residuals(arima.1.2.1) residuals(arima.2.2.3)
DM = 1.9541, Forecast horizon = 1, Loss function power = 2, p-value =
0.97
alternative hypothesis: less
```

Tabla 158: Test de Diebold-Mariano para verificar idoneidad de serie Nintendo entre modelos ARIMA(1,2,1) y ARIMA(2,2,3)

El resultado del primer test DM da un p-valor de 0.06007, rechazando la hipótesis nula de igualdad de capacidad predictiva. En el segundo test DM la hipótesis alternativa es que ARIMA(2,2,3) tiene mayor capacidad predictiva que ARIMA(1,2,1), dando el test un valor de p-value 0.03003, por lo que se rechazaría la hipótesis nula y se aceptaría la alternativa. De esta manera consideramos como con mayor capacidad predictiva ARIMA(2,2,3), y se descarta ARIMA(1,2,1).

```
> dm.test(residuals(arima.3.1.4), residuals(arima.2.2.3), h=1)

        Diebold-Mariano Test

data:  residuals(arima.3.1.4) residuals(arima.2.2.3)
DM = -1.1128, Forecast horizon = 1, Loss function power = 2, p-value =
0.2746
alternative hypothesis: two.sided

> dm.test(residuals(arima.3.1.4), residuals(arima.2.2.3), h=1,
alternative="greater")

        Diebold-Mariano Test

data:  residuals(arima.3.1.4) residuals(arima.2.2.3)
DM = -1.1128, Forecast horizon = 1, Loss function power = 2, p-value =
0.8627
alternative hypothesis: greater

> dm.test(residuals(arima.3.1.4), residuals(arima.2.2.3), h=1,
alternative="less")

        Diebold-Mariano Test

data:  residuals(arima.3.1.4) residuals(arima.2.2.3)
DM = -1.1128, Forecast horizon = 1, Loss function power = 2, p-value =
0.1373
alternative hypothesis: less
```

Tabla 159: Test de Diebold-Mariano para verificar idoneidad de serie Nintendo entre modelos ARIMA(3,1,4) y ARIMA(2,2,3)

El resultado del primer test DM da un p-valor de 0.2746, no rechazando la hipótesis nula de igualdad de capacidad predictiva. En el segundo test DM la hipótesis alternativa es que ARIMA(2,2,3) tiene mayor capacidad predictiva que ARIMA(3,1,4), dando el test un valor de p-value 0.8627, por lo que no se rechazaría la hipótesis nula y no se aceptaría la alternativa. Dado que estos test dan como resultado que los modelos tienen igual capacidad predictiva, se estima que el modelo más sencillo tiene preferencia, por lo que se acepta ARIMA(3,1,4), y se descarta ARIMA(2,2,3).

11.3.7.2 Comprobación de la corrección del modelo obtenido

Se analizan los resultados del apartado anterior. Se realiza un análisis predictivo del comportamiento de la serie, por medios distintos de los utilizados anteriormente, a fin de contrastar los resultados obtenidos en el proceso previo.

```
> serie.auto <- auto.arima(serie, max.p=4, max.q=4, max.order=10,
start.p=0, start.q=0, seasonal=FALSE, xreg=1:length(serie), ic="aic",
stepwise=FALSE, trace=TRUE, test="adf");serie.auto

 ARIMA(0,2,0)          : 1e+20 *
 ARIMA(0,2,1)                  : 360.1857
 ARIMA(0,2,2)                  : 1e+20
 ARIMA(0,2,3)                  : 1e+20
 ARIMA(0,2,4)                  : 1e+20
 ARIMA(1,2,0)          : 1e+20 *
 ARIMA(1,2,1)          : 1e+20 *
```

```
 ARIMA(1,2,2)           : 1e+20 *
 ARIMA(1,2,3)           : 1e+20 *
 ARIMA(1,2,4)                   : 1e+20
 ARIMA(2,2,0)                   : 361.9431
 ARIMA(2,2,1)           : 1e+20 *
 ARIMA(2,2,2)           : 1e+20 *
 ARIMA(2,2,3)           : 1e+20 *
 ARIMA(2,2,4)                   : 1e+20
 ARIMA(3,2,0)           : 1e+20 *
 ARIMA(3,2,1)           : 1e+20 *
 ARIMA(3,2,2)           : 1e+20 *
 ARIMA(3,2,3)           : 1e+20 *
 ARIMA(3,2,4)           : 1e+20 *
 ARIMA(4,2,0)                   : 361.2196
 ARIMA(4,2,1)           : 1e+20 *
 ARIMA(4,2,2)           : 1e+20 *
 ARIMA(4,2,3)           : 1e+20 *
 ARIMA(4,2,4)           : 1e+20 *

Series: serie
ARIMA(0,2,1)

Coefficients:
          ma1  1:length(serie)
      -0.4215           16.4163
s.e.   0.4016              NaN

sigma^2 estimated as 11716:  log likelihood=-177.09
AIC=360.19   AICc=361.15   BIC=364.29
```

Tabla 160: Instrucción R de cálculo automático de ARIMA en función de test 'adf' (contraste aumentado de Dickey-Fuller) y resultados obtenidos para la serie Nintendo

Como se puede ver en la Tabla 160, el valor de ARIMA obtenido para la serie no se corresponde con el valor del Título 11.3.7.1: Verificación de la corrección del modelo ARIMA: Nintendo. En este caso, el modelo obtenido por la función auto.arima() indica un modelo de medias móviles de primer orden ARIMA(0,2,1).

De nuevo, para resolver la idoneidad de cuál modelo es más acertado se utilizará la prueba de Diebolt-Mariano con un α = 0.1 de contraste para la aceptación o rechazo de la hipótesis de igualdad de medias en ambas series.

```
> dm.test(residuals(serie.auto), residuals(arima.3.1.4), h=1)

        Diebold-Mariano Test

data:  residuals(serie.auto) residuals(arima.3.1.4)
DM = 2.1853, Forecast horizon = 1, Loss function power = 2, p-value =
0.03681
alternative hypothesis: two.sided

> dm.test(residuals(serie.auto), residuals(arima.3.1.4), h=1,
alternative="greater")

        Diebold-Mariano Test

data:  residuals(serie.auto) residuals(arima.3.1.4)
DM = 2.1853, Forecast horizon = 1, Loss function power = 2, p-value =
0.01841
```

```
alternative hypothesis: greater
```

Tabla 161: Test de Diebold-Mariano para verificar idoneidad de serie Nintendo entre modelos ARIMA(0,2,1) y ARIMA(3,1,4)

El resultado del test DM da un p-valor de 0.03681, por lo que se rechaza la hipótesis nula de igualdad de capacidad predictiva. En el segundo test DM la hipótesis alternativa es que ARIMA(3,1,4) tiene mayor capacidad predictiva que ARIMA(0,2,1), dando el test un valor de p-value 0.01841, por lo que se rechazaría la hipótesis nula y se aceptaría la alternativa. Por ello se considera aceptar el modelo generado por la función arima(), es decir, ARIMA(3,1,4).

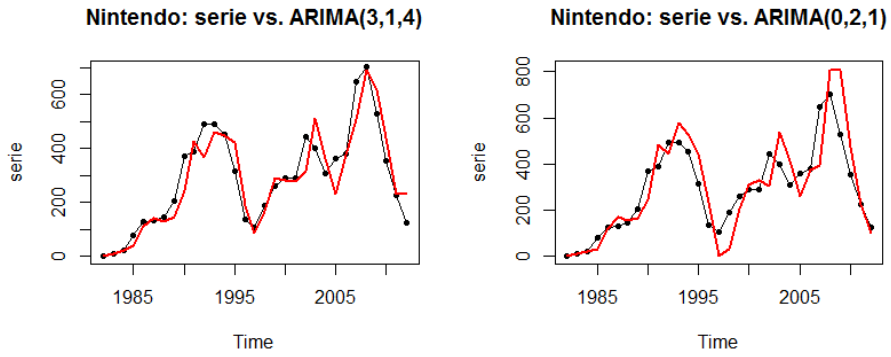


Ilustración 168: Comparativa de resultados de los modelos ARIMA(3,1,4) y ARIMA(0,2,1) sobre la serie Nintendo

En la Ilustración 168 se muestra una doble comparación entre la serie original y la obtenida mediante el modelo ARIMA(0,2,1) y el ARIMA(3,1,4). Como se observa, la diferencia en el ajuste visualmente es muy alta.

En la Ilustración 169 siguiente se muestra una comparación entre la serie original completa y el modelo ARIMA(3,1,4) equivalente, así como el ajuste de los residuos obtenidos en la búsqueda de arima.

Así, la función ARIMA(3,1,4) se aproxima con la precisión necesaria para identificar correctamente la serie de videojuegos de Nintendo.

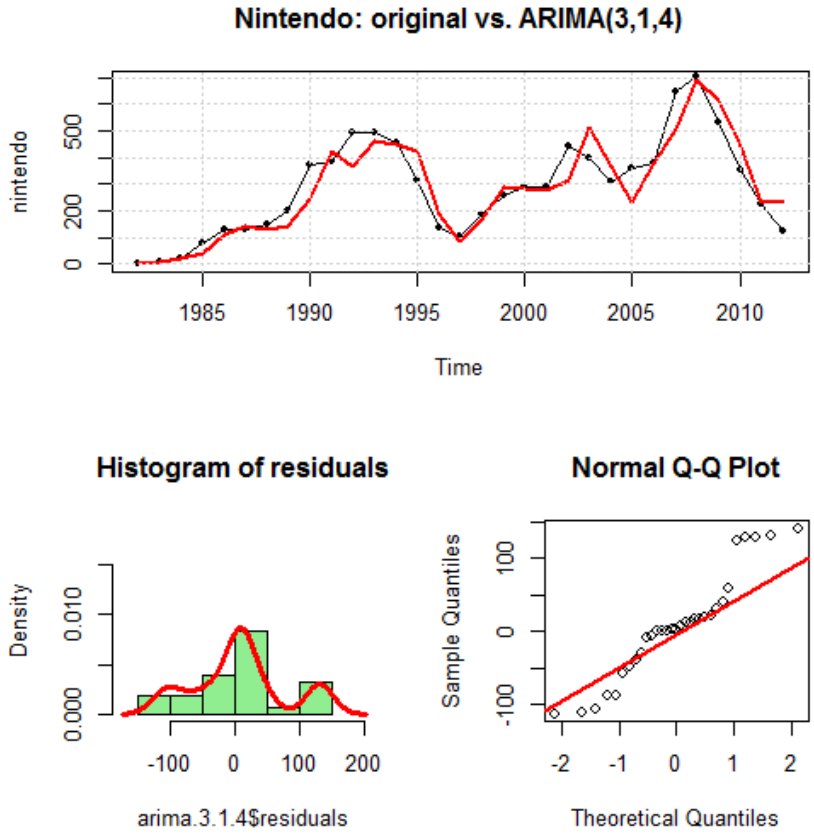


Ilustración 169: Representación gráfica del modelo ARIMA(3,1,4) para Nintendo

Se observa, no obstante, que el modelo no puede ajustar en los residuos correctamente, existiendo o un comportamiento diferenciado entre 2 periodos [1982-1994] y [1995-2012], los cuales serie conveniente analizar como submuestras por separado para verificar su comportamiento individual. No obstante, y dado que la intención de este estudio es solamente caracterizar las series de videojuegos para comprender el comportamiento histórico general, se decide que el modelo ARIMA(3,1,4) es suficiente para este propósito.

Los valores arima del modelo son:

```
> arima.3.1.4<-arima((serie), order=c(3,1,4),
xreg=1:length(serie));arima.3.1.4$coef
      ar1           ar2           ar3           ma1           ma2
0.1535360    -0.1291894     0.1325024     0.1488269     0.1635399
      ma3           ma4 1:length(serie)
-0.6053415    -0.7070179     9.0892593
```

Tabla 162: Coeficientes arima para el modelo ARIMA(3,1,4) de Nintendo

Por lo tanto, de acuerdo con los valores estimados en la función arima() de la Tabla 162 se puede identificar para la serie Nintendo el modelo arima siguiente:

$$Y_t = \Delta^2 X_t$$

$$Y_t - \mu = \phi_1(X_{t-1} - \mu) + \phi_2(X_{t-2} - \mu) + \phi_3(X_{t-3} - \mu) - \theta_1\varepsilon_{t-1} - \theta_2\varepsilon_{t-2} - \theta_3\varepsilon_{t-3} - \theta_4\varepsilon_{t-4} + \varepsilon_t$$

$$\begin{aligned} Y_t - 9.089 = {} & 0.1535(X_{t-1} - 9.089) \\ & -0.129(X_{t-2} - 9.089) \\ & +0.1325(X_{t-3} - 9.089) \\ & -0.1488\varepsilon_{t-1} \\ & -0.1635\varepsilon_{t-2} \\ & +0.605\varepsilon_{t-3} \\ & +0.707\varepsilon_{t-4} + \varepsilon_t \end{aligned}$$

Ecuación 22: Modelo Arima para la serie Nintendo, de acuerdo a resultado ARIMA(3,1,4)

11.3.8 Identificación de modelo ARIMA: SEGA

En primer lugar, y a fin de encontrar un modelo ARIMA que ajuste como modelo descriptivo de la serie SEGA, se procede a verificar el comportamiento de las funciones ACF y PACF de la serie de datos ajustada (ver Tabla 93). Para poder abordar esta tarea, y considerando que la serie SEGA en la Tabla 99 se ajustó a la normalidad mediante una transformación de Box-Cox, se debe aplicar la misma transformación a la serie y trabajar con esta serie transformada en los análisis ARIMA.

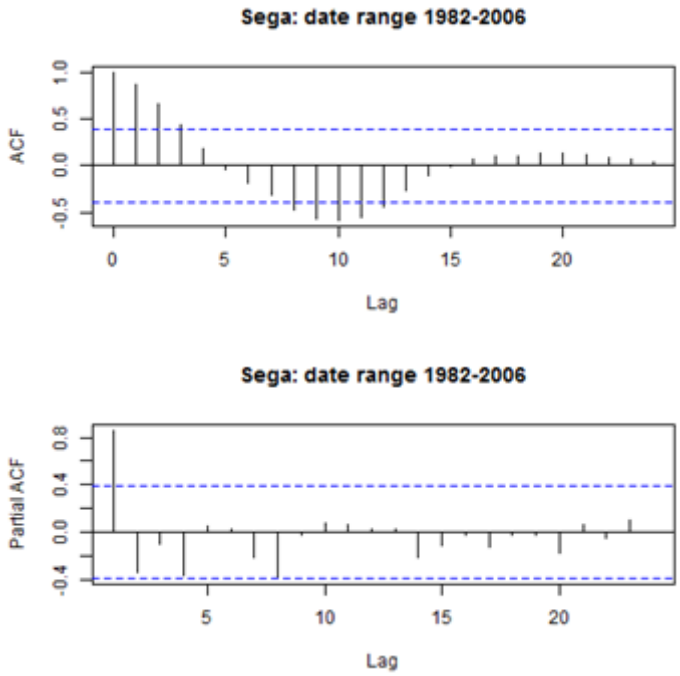


Ilustración 170: Modelos gráficos ACF y PACF para serie de tiempo ajustada y transformada mediante BoxCox de SEGA

RETARDO	ACF	PACF	Estad-Q.	[valor p]	RETARDO	ACF	PACF	Estad-Q.	[valor p]
1	0,8565	0,8565	20,6315	[0,000]	**13**	-0,3654	0,096	122,9628	[0,000]
2	0,6725	-0,2293	33,9031	[0,000]	**14**	-0,2202	-0,1214	125,9376	[0,000]
3	0,4873	-0,0963	41,1895	[0,000]	**15**	-0,109	-0,1169	126,7394	[0,000]
4	0,2626	-0,2848	43,4064	[0,000]	**16**	0,003	-0,0455	126,7401	[0,000]
5	0,0501	-0,0958	43,4912	[0,000]	**17**	0,06	-0,251	127,044	[0,000]
6	-0,1113	-0,0071	43,9317	[0,000]	**18**	0,0816	-0,1091	127,6854	[0,000]
7	-0,2545	-0,124	46,3602	[0,000]	**19**	0,147	0,1271	130,1164	[0,000]
8	-0,433	-0,3786	53,8048	[0,000]	**20**	0,1826	-0,1559	134,6189	[0,000]
9	-0,5582	-0,081	66,9509	[0,000]	**21**	0,1759	-0,013	139,8396	[0,000]
10	-0,603	0,037	83,311	[0,000]	**22**	0,1425	-0,0628	144,4114	[0,000]
11	-0,6074	-0,0114	101,0986	[0,000]	**23**	0,1048	-0,0029	148,1165	[0,000]
12	-0,5258	0,1249	115,454	[0,000]	**24**	0,0613	0,1379	150,6542	[0,000]

Tabla 163: Función de autocorrelación para serie transformada SEGA

En principio, y basándonos en los resultados de la Ilustración 170, se puede esperar que el modelo resultante se ajuste a un modelo ARMA diferenciado. No obstante, a continuación, en la Tabla 164 se analizan diversos modelos de ajuste ARIMA, indicando el criterio de Aceptación (Log Likelihood y Akaike), y los test sobre los residuos para verificar la idoneidad de ajuste a la normalidad de los mismos, siguiendo los test de Ljung-Box y Box-Pierce (G. E. P. Box and Pierce, 1970), (G. E. P. Box and Cox, 1982).

	Aceptación		Ajuste			Aceptación		Ajuste	
Model	**LogLik**	**AIC**	**Ljung**	**Box-Pierce**	**Model**	**LogLik**	**AIC**	**Ljung**	**Box-Pierce**
ARIMA(0,0,0)	-105,3443	214,6886	0,0000	0,0000	ARIMA(1,1,2)	-76,2733	160,5465	0,9555	0,9995
ARIMA(0,0,1)	-91,6910	189,3819	0,0000	0,0000	ARIMA(1,1,1)	-76,2787	158,5573	0,9688	0,9997
ARIMA(0,0,2)	-85,6938	179,3877	0,0000	0,1222	ARIMA(0,2,2)	-74,7506	155,5013	0,9699	0,9984
ARIMA(0,0,3)	-83,4906	176,9813	0,0220	0,7020	ARIMA(0,2,1)	-76,7100	157,4199	0,9704	0,9987
ARIMA(0,0,4)	-81,2386	174,4772	0,0487	0,8604	ARIMA(0,1,2)	-76,3473	158,6946	0,9710	0,9997
ARIMA(0,2,0)	-79,2631	160,5262	0,4935	0,8647	ARIMA(0,1,3)	-75,9239	159,8478	0,9805	0,9999
ARIMA(1,0,0)	-83,4041	172,8081	0,5295	0,9524	ARIMA(0,1,1)	-76,5926	157,1853	0,9806	0,9998
ARIMA(1,2,0)	-78,7248	161,4495	0,5865	0,9127	ARIMA(1,1,3)	-75,8105	161,6211	0,9824	0,9999
ARIMA(0,1,0)	-79,7888	161,5777	0,6650	0,9766	ARIMA(1,1,4)	-75,6726	163,3452	0,9864	0,9999
ARIMA(1,0,3)	-79,1091	170,2183	0,8092	0,9987	ARIMA(0,1,4)	-75,6944	161,3888	0,9907	1,0000
ARIMA(1,0,2)	-79,7383	169,4766	0,8194	0,9980	ARIMA(1,2,2)	-74,2115	156,4230	0,9921	0,9998
ARIMA(1,0,4)	-78,6034	171,2068	0,8433	0,9995	ARIMA(0,2,4)	-74,0808	158,1616	0,9925	0,9999
ARIMA(1,0,1)	-79,8379	167,6758	0,8707	0,9989	ARIMA(1,2,3)	-74,1535	158,3070	0,9925	0,9998
ARIMA(1,2,1)	-76,0996	158,1992	0,8908	0,9905	ARIMA(0,2,3)	-74,1797	156,3593	0,9956	0,9999
ARIMA(1,1,0)	-77,9888	159,9775	0,9194	0,9966					

Tabla 164: Estimaciones para búsqueda de modelo ARIMA óptimo sobre serie transformada, para SEGA

Según la Tabla 164 el modelo explicativo más sencillo para Amstrad es el ARIMA (1,2,1). No obstante, si atendemos al criterio de log likelihood se encuentra en la Tabla 164 un ARIMA (0,2,2), que presenta también mejores coeficientes de AIC, mejor loglikelihood, y los valores de los test de Ljung-Box y Box-Pierce son sensiblemente superiores. De igual manera, resulta interesante que se verifique el modelo ARIMA(1,1,3), ya que presenta un

log likelihood algo inferior al ARIMA(0,2,2) pero un ajuste mejor. Los modelos posteriores en la tabla con ARIMA con diferenciación = 2 presentan una mejora en el log likelihood y AIC, pero en este caso se presenta la decisión de si es precisa la diferenciación, en qué valor y si presenta una mejora neta en la claridad del modelo y no simplemente una complicación del mismo.

Así, desde un punto de vista estricto no podemos afirmar que un modelo ARMA sea eficiente para caracterizar esta serie dado que no conocemos si la serie tiene raíces unitarias o no. Es decir, si la serie tuviera raíces unitarias estaríamos en disposición de considerar que el modelo característico debería tomar la serie diferenciada.

En este punto se realiza un contraste de raíces unitarias mediante el test de Dickey-Fuller aumentado para la serie transformada de SEGA:

```
> df.serie<-ur.df(serie, type="trend", lags=1);summary(df.serie) # lag
calculado con EasyReg Internacional

###############################################
# Augmented Dickey-Fuller Test Unit Root Test #
###############################################

Test regression trend

Call:
lm(formula = z.diff ~ z.lag.1 + 1 + tt + z.diff.lag)

Residuals:
    Min      1Q  Median      3Q     Max
-11.251  -2.890   0.067   1.932  13.597

Coefficients:
            Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept)  5.80392    3.52187   1.648    0.116
z.lag.1     -0.09987    0.08594  -1.162    0.260
tt          -0.28486    0.22959  -1.241    0.230
z.diff.lag   0.28642    0.22485   1.274    0.218

Residual standard error: 6.335 on 19 degrees of freedom
Multiple R-squared: 0.2783,    Adjusted R-squared: 0.1644
F-statistic: 2.442 on 3 and 19 DF,  p-value: 0.09567


Value of test-statistic is: -1.1621 1.1723 1.7527

Critical values for test statistics:
      1pct  5pct 10pct
tau3 -4.38 -3.60 -3.24
phi2  8.21  5.68  4.67
phi3 10.61  7.24  5.91
```

Tabla 165: Contraste de Dickey-Fuller aumentado para averiguar si la serie SEGA transformada tiene raíces unitarias

En la prueba de Dickey-Fuller se debe considerar con mucho detenimiento el valor de retardo aplicado. Para este propósito se analizan los valores a aplicar mediante el criterio de AIC. El programa ERI utilizado para calcular el óptimo valor de rezago en la prueba no daba valores muy exactos calculados con el criterio de AIC.

Como se puede verificar en la Tabla 165 el valor del estadístico es de –1,1621 > -3,24 superior al valor de contraste al 10%, por lo que no se puede rechazar la presencia de raíces unitarias. Esto lo corrobora el test de Phillips-Perron de la Tabla 166:

```
> pp.test(serie)

        Phillips-Perron Unit Root Test

data:  serie
Dickey-Fuller Z(alpha) = -2.0044, Truncation lag parameter = 2, p-value
= 0.9629
alternative hypothesis: stationary
```

Tabla 166: Corroboración de que la serie SEGA transformada es no estacionaria mediante prueba de Phillips-Perron

Una vez verificada la presencia de raíces unitarias en la serie SEGA transformada es preciso verificar el nivel de diferenciación necesario. Para ello se realiza una diferenciación de la serie y se procede a realizar nuevamente todo el proceso previo:

```
> df1.serie<-diff(serie);ur.serie<-ur.df(df1.serie, type="trend",
lags=1);summary(ur.serie) # lag calculado con EasyReg Internacional

###############################################
# Augmented Dickey-Fuller Test Unit Root Test #
###############################################

Test regression trend


Call:
lm(formula = z.diff ~ z.lag.1 + 1 + tt + z.diff.lag)

Residuals:
     Min       1Q   Median       3Q      Max
-12.0484  -3.1017  -0.2432   2.1529  11.3441

Coefficients:
            Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept)   6.5299     3.5121   1.859  0.07942 .
z.lag.1      -1.0095     0.2821  -3.578  0.00215 **
tt           -0.5198     0.2573  -2.020  0.05852 .
z.diff.lag    0.2927     0.2250   1.301  0.20971
---
Signif. codes:  0 ‘***’ 0.001 ‘**’ 0.01 ‘*’ 0.05 ‘.’ 0.1 ‘ ’ 1

Residual standard error: 6.334 on 18 degrees of freedom
Multiple R-squared: 0.4437,   Adjusted R-squared: 0.3509
F-statistic: 4.785 on 3 and 18 DF,  p-value: 0.0127

Value of test-statistic is: -3.5782 4.2704 6.402

Critical values for test statistics:
      1pct  5pct 10pct
tau3 -4.38 -3.60 -3.24
phi2  8.21  5.68  4.67
phi3 10.61  7.24  5.91

> df1.serie<-diff(serie);ur.serie<-ur.df(df1.serie, type="trend",
lags=2);summary(ur.serie) # lag calculado con EasyReg Internacional

###############################################
# Augmented Dickey-Fuller Test Unit Root Test #
###############################################
```

```
Test regression trend

Call:
lm(formula = z.diff ~ z.lag.1 + 1 + tt + z.diff.lag)

Residuals:
    Min      1Q  Median      3Q     Max
-11.043  -2.975  -0.720   3.530  11.262

Coefficients:
            Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept)   4.9391     4.5440   1.087   0.2932
z.lag.1      -0.7666     0.3970  -1.931   0.0714 .
tt           -0.3965     0.3288  -1.206   0.2454
z.diff.lag1   0.1135     0.2972   0.382   0.7075
z.diff.lag2  -0.2377     0.2491  -0.954   0.3543
---
Signif. codes:  0 ‘***’ 0.001 ‘**’ 0.01 ‘*’ 0.05 ‘.’ 0.1 ‘ ’ 1

Residual standard error: 6.517 on 16 degrees of freedom
Multiple R-squared: 0.4744,   Adjusted R-squared: 0.343
F-statistic:  3.61 on 4 and 16 DF,  p-value: 0.02794

Value of test-statistic is: -1.9311 1.2736 1.8848

Critical values for test statistics:
      1pct  5pct 10pct
tau3 -4.38 -3.60 -3.24
phi2  8.21  5.68  4.67
phi3 10.61  7.24  5.91
```

Tabla 167: Contraste de Dickey-Fuller aumentado sobre la serie diferenciada SEGA, para constatar la presencia de raíces unitarias adicionales

En este caso se han presentado 2 supuestos, ya que ERI daba valores muy inexactos, aunque confirmaba la hipótesis de más de una raíz unitaria. Así, si el orden de retardo es lag = 1, el valor del test es -3.5782 > -3.60 (al 5%), pero excesivamente justo. Sin embargo, si lag = 2, el valor del test es -1.9311 > -3.24 (al 10%). Al comprobar los resultados, resulta evidente que SEGA necesita al menos una diferenciación, y la segunda parece acertada, si bien es posible que algún modelo con solo una diferenciación pudiera modelizar la serie correctamente.

Dado que por el método de ERI el número de lags necesarios resulta algo impreciso, se utiliza la función ndiffs() de la librería ‘forecast’ para verificar el número de diferenciaciones:

```
> ndiffs(serie, alpha=0.05, test="adf");ndiffs(serie, alpha=0.05,
test="pp")
[1] 2
[1] 2
```

Tabla 168: Cálculo del número de diferencias necesarias utilizando los test de ADF y PP

En este punto, y repitiendo el esquema de nueva diferenciación y análisis de valor óptimo de retardo, nos encontramos con que ERI tiene algunas divergencias en los indicadores que utiliza (Akaike (AC), Hannan-Quinn (HQ), and Schwarz (SC)), dando valores de 2

hasta 0 en el valor de retardos. En este caso, y dadas las discrepancias al aplicar los diversos retardos sugeridos, se considera terminado el proceso de diferenciación de la serie.

De esta manera, y si consideramos la segunda diferenciación, podemos acudir a la Tabla 164 y encontramos como modelo descriptivo el ARIMA (1,2,1), ARIMA (0,2,2) o bien un modelo ARIMA(1,1,3), que se deben de analizar y comparar.

11.3.8.1 Verificación de la corrección del modelo ARIMA: SEGA

En primer lugar, se procede a verificar la normalidad de los residuos de manera visual, a fin de comprobar que los resultados de la Tabla 164 daban resultados correctos para el modelo ARIMA(1,2,1), ARIMA(0,2,2) o el ARIMA(1,2,4) encontrados. Es decir, se va a proceder a verificar ambos modelos gráficamente, mediante ACF de los residuos y el test de Ljung-Box.

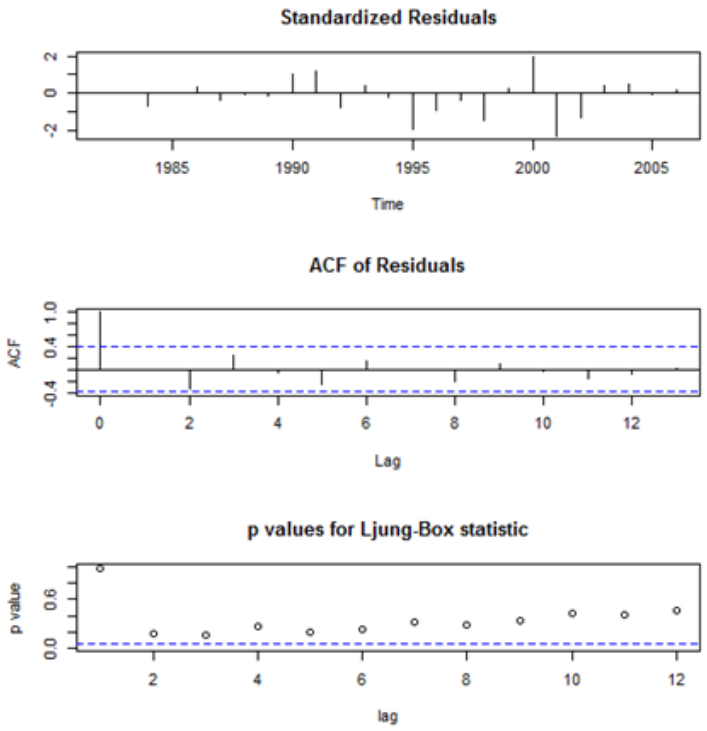


Ilustración 171: Gráfico de diagnosis de serie temporal de videojuegos de SEGA, con ARIMA(1,2,1)

Como se puede observar en la Ilustración 171, en el tercer gráfico se puede ver que los p-valores están claramente por encima de p-value del test de Ljung-Box, aunque algo ajustados al comienzo de la serie, por lo que debemos aceptar la idoneidad del modelo ARIMA(1,2,1) propuesto.

De igual forma, tal y como se puede verificar en la Ilustración 172, en el tercer gráfico se puede ver que los p-valores están por encima del p-value del test de Ljung-Box, por

encima del nivel de significación, lo que nos permite considerar de manera gráfica también como adecuado el modelo ARIMA(0,2,2) propuesto como segundo modelo anteriormente.

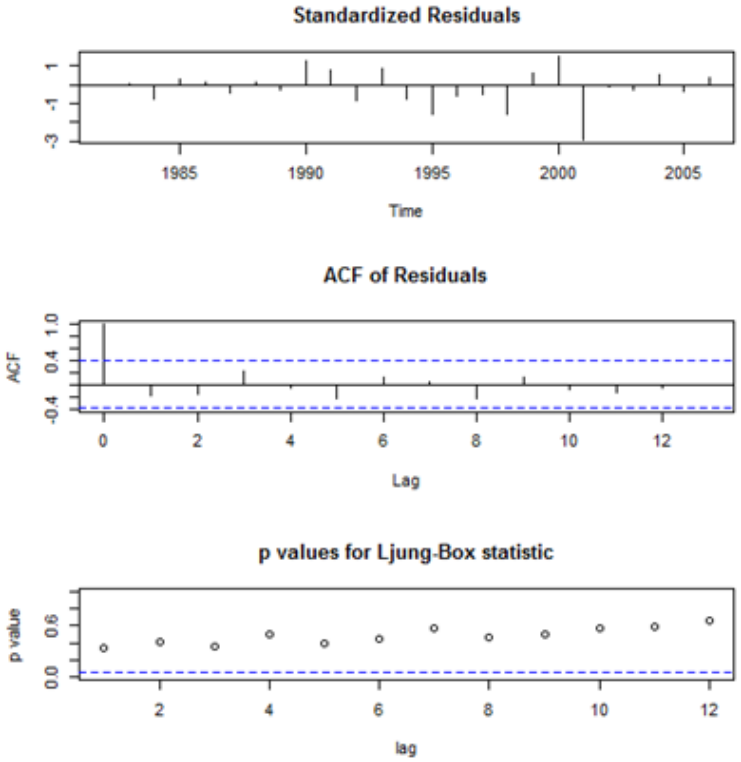


Ilustración 172: Gráfico de diagnosis de serie temporal de videojuegos de SEGA, con ARIMA(0,2,2)

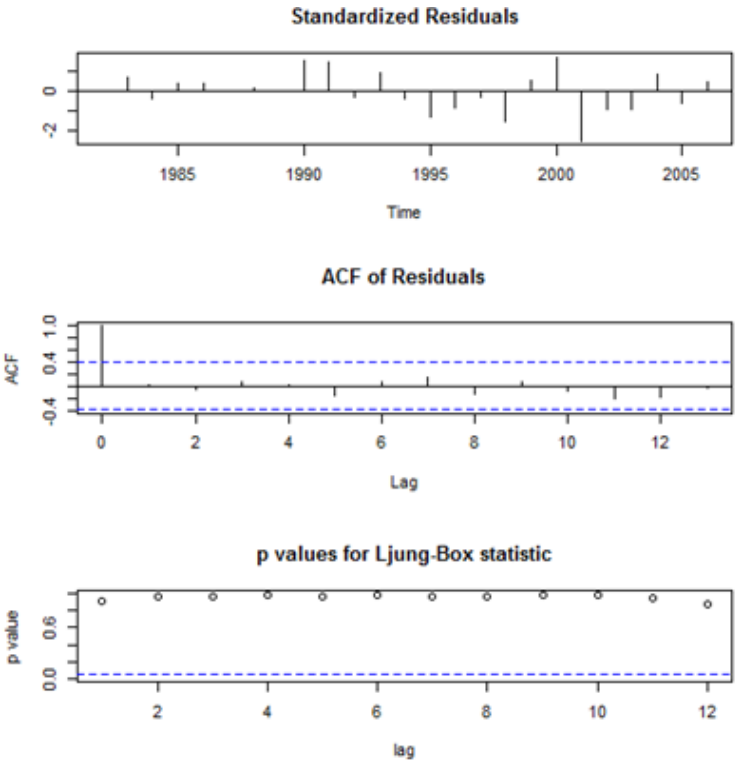


Ilustración 173: Gráfico de diagnosis de serie temporal de videojuegos de SEGA, con ARIMA(1,1,3)

Finalmente, según se observa en la Ilustración 173, en el tercer gráfico se puede ver que los p-valores están claramente por encima del p-value del test de Ljung-Box, por encima del nivel de significación, lo que nos permite considerar de manera gráfica también como adecuado el último modelo ARIMA(1,1,3) propuesto como segundo modelo anteriormente.

En este caso, y para resolver la idoneidad de cuál modelo es más acertado se utilizará la prueba de Diebolt-Mariano (Diebold and Mariano, 1995) con un α = 0.1 de contraste para la aceptación o rechazo de la hipótesis de igualdad de medias en ambas series:

```
> dm.test(residuals(arima.1.1.3), residuals(arima.1.2.1), h=1)

      Diebold-Mariano Test

data:  residuals(arima.1.1.3) residuals(arima.1.2.1)
DM = -1.482, Forecast horizon = 1, Loss function power = 2, p-value =
0.1514
alternative hypothesis: two.sided

> dm.test(residuals(arima.1.1.3), residuals(arima.1.2.1), h=1,
alternative="greater")

      Diebold-Mariano Test

data:  residuals(arima.1.1.3) residuals(arima.1.2.1)
DM = -1.482, Forecast horizon = 1, Loss function power = 2, p-value =
0.9243
alternative hypothesis: greater

> dm.test(residuals(arima.1.1.3), residuals(arima.1.2.1), h=1,
alternative="less")

      Diebold-Mariano Test

data:  residuals(arima.1.1.3) residuals(arima.1.2.1)
DM = -1.482, Forecast horizon = 1, Loss function power = 2, p-value =
0.07568
alternative hypothesis: less
```

Tabla 169: Test de Diebold-Mariano para verificar idoneidad de serie SEGA entre modelos ARIMA(1,1,3) y ARIMA(1,2,1)

El resultado del test DM en el primer caso, p-value = 0.1514, indica una aceptación de la hipótesis nula de igualdad de capacidad predictiva pero muy justa, que no parece satisfactoria. El tercer test valora al hipótesis alternativa de que ARIMA(1,2,1) tenga menor capacidad predictiva que ARIMA(1,1,3), dado el p-valor = 0.07568, rechazando la hipótesis nula y aceptando la alternativa; esto es, que tiene mejor capacidad predictiva ARIMA(1,1,3).

```
> dm.test(residuals(arima.0.2.2), residuals(arima.1.1.3), h=1)

      Diebold-Mariano Test

data:  residuals(arima.0.2.2) residuals(arima.1.1.3)
DM = 0.6887, Forecast horizon = 1, Loss function power = 2, p-value =
0.4976
```

```
alternative hypothesis: two.sided

> dm.test(residuals(arima.0.2.2), residuals(arima.1.1.3), h=1,
alternative="greater")

      Diebold-Mariano Test

data:  residuals(arima.0.2.2) residuals(arima.1.1.3)
DM = 0.6887, Forecast horizon = 1, Loss function power = 2, p-value =
0.2488
alternative hypothesis: greater

> dm.test(residuals(arima.0.2.2), residuals(arima.1.1.3), h=1,
alternative="less")

      Diebold-Mariano Test

data:  residuals(arima.0.2.2) residuals(arima.1.1.3)
DM = 0.6887, Forecast horizon = 1, Loss function power = 2, p-value =
0.7512
alternative hypothesis: less
```

Tabla 170: Test de Diebold-Mariano para verificar idoneidad de serie SEGA entre modelos ARIMA(1,1,3) y ARIMA(0,2,2)

En los 3 test da un valor por encima claramente del nivel de contraste por lo que en ningún caso se puede rechazar la hipótesis nula de igualdad de capacidad predictiva. Es decir, todos los modelos tiene igual capacidad predictiva.

Por ello, se considera el más sencillo, el modelo ARIMA(1,1,3).

11.3.8.2 Comprobación de la corrección del modelo obtenido

Se analizan los resultados del apartado anterior. Se realiza un análisis predictivo del comportamiento de la serie, por medios distintos de los utilizados anteriormente, a fin de contrastar los resultados obtenidos en el proceso previo.

```
> serie.auto <- auto.arima(serie, max.p=4, max.q=4, max.order=10,
start.p=0, start.q=0, seasonal=FALSE, xreg=1:length(serie), ic="aic",
stepwise=FALSE, trace=TRUE, test="adf");serie.auto

 ARIMA(0,2,0)                    : 162.5262
 ARIMA(0,2,1)           : 1e+20 *
 ARIMA(0,2,2)                    : 157.5013
 ARIMA(0,2,3)                    : 158.3593
 ARIMA(0,2,4)           : 1e+20 *
 ARIMA(1,2,0)                    : 163.4496
 ARIMA(1,2,1)           : 1e+20 *
 ARIMA(1,2,2)                    : 158.423
 ARIMA(1,2,3)                    : 160.307
 ARIMA(1,2,4)           : 1e+20 *
 ARIMA(2,2,0)                    : 157.3494
 ARIMA(2,2,1)                    : 158.8614
 ARIMA(2,2,2)                    : 160.0855
 ARIMA(2,2,3)                    : 1e+20
 ARIMA(2,2,4)                    : 1e+20
 ARIMA(3,2,0)                    : 159.1153
 ARIMA(3,2,1)                    : 160.7956
 ARIMA(3,2,2)                    : 161.2105
 ARIMA(3,2,3)                    : 1e+20
```

```
 ARIMA(3,2,4)                    : 1e+20
 ARIMA(4,2,0)                    : 159.9081
 ARIMA(4,2,1)                    : 160.9905
 ARIMA(4,2,2)                    : 162.9841
 ARIMA(4,2,3)                    : 1e+20
 ARIMA(4,2,4)                    : 1e+20

Series: serie
ARIMA(2,2,0)

Coefficients:
          ar1      ar2  1:length(serie)
      -0.3276  -0.5270           1.2443
s.e.   0.1725   0.1634       25808.1405

sigma^2 estimated as 37.53:  log likelihood=-74.67
AIC=157.35   AICc=159.57   BIC=161.89
```

Tabla 171: Instrucción R de cálculo automático de ARIMA en función de test 'adf' (contraste aumentado de Dickey-Fuller) y resultados obtenidos para la serie SEGA

Como se puede ver en la Tabla 171, el valor de ARIMA obtenido para la serie transformada no se corresponde con el valor del Título 11.3.8.1: Verificación de la corrección del modelo ARIMA: SEGA. En este caso, el modelo obtenido por la función auto.arima() indica un modelo autorregresivo de segundo orden ARIMA(2,2,0).

De nuevo, para resolver la idoneidad de cuál modelo es más acertado se utilizará la prueba de Diebolt-Mariano con un α = 0.1 de contraste para la aceptación o rechazo de la hipótesis de igualdad de medias en ambas series.

```
> dm.test(residuals(serie.auto), residuals(arima.1.1.3), h=1)

        Diebold-Mariano Test

data:  residuals(serie.auto) residuals(arima.1.1.3)
DM = 0.8569, Forecast horizon = 1, Loss function power = 2, p-value =
0.4
alternative hypothesis: two.sided

> dm.test(residuals(serie.auto), residuals(arima.1.1.3), h=1,
alternative="greater")

        Diebold-Mariano Test

data:  residuals(serie.auto) residuals(arima.1.1.3)
DM = 0.8569, Forecast horizon = 1, Loss function power = 2, p-value =
0.2
alternative hypothesis: greater

> dm.test(residuals(serie.auto), residuals(arima.1.1.3), h=1,
alternative="less")

        Diebold-Mariano Test

data:  residuals(serie.auto) residuals(arima.1.1.3)
DM = 0.8569, Forecast horizon = 1, Loss function power = 2, p-value =
0.8
alternative hypothesis: less
```

Tabla 172: Test de Diebold-Mariano para verificar idoneidad de serie SEGA entre modelos ARIMA(2,2,0) y ARIMA(1,1,3)

El resultado del test DM en los 3 casos da un p-valor que permite no rechazar la hipótesis nula de igualdad de capacidad predictiva, por lo que no se rechaza la hipótesis nula de igualdad de capacidad predictiva. Por ello, se considera nuevamente más sencillo el modelo ARIMA(1,1,3).

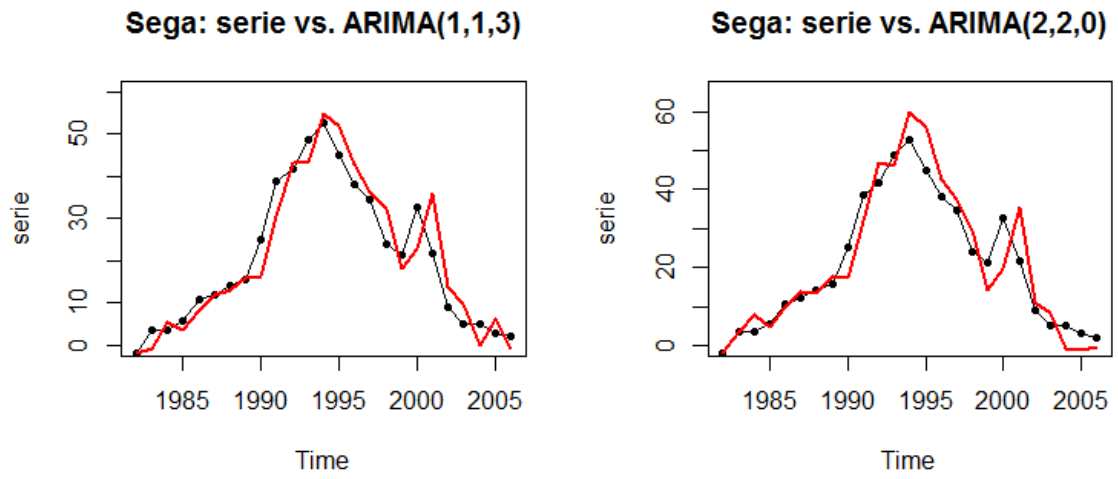


Ilustración 174: Comparativa de resultados de los modelos ARIMA(1,1,3) y ARIMA(2,2,0) sobre la serie SEGA transformada

En la Ilustración 174 se muestra una doble comparación entre la serie original y la obtenida mediante el modelo ARIMA(1,1,3) y el ARIMA(2,2,0). Como se observa, la diferencia en el ajuste visualmente es mínima, y no es relevante sobre el ARIMA(1,1,3).

Los test de capacidad predictiva no han sido relevantes. Sin embargo, es preferible utilizar un modelo con menor diferenciación si el nivel de ajuste es suficiente y no existe pérdida en capacidad predictiva del modelo.

En la Ilustración 175 siguiente se muestra una comparación entre la serie original completa y el modelo ARIMA(1,1,3) equivalente, así como el ajuste de los residuos obtenidos en la búsqueda de arima.

Así, la función ARIMA(1,1,3) se aproxima con la precisión necesaria para identificar correctamente la serie de videojuegos de SEGA.

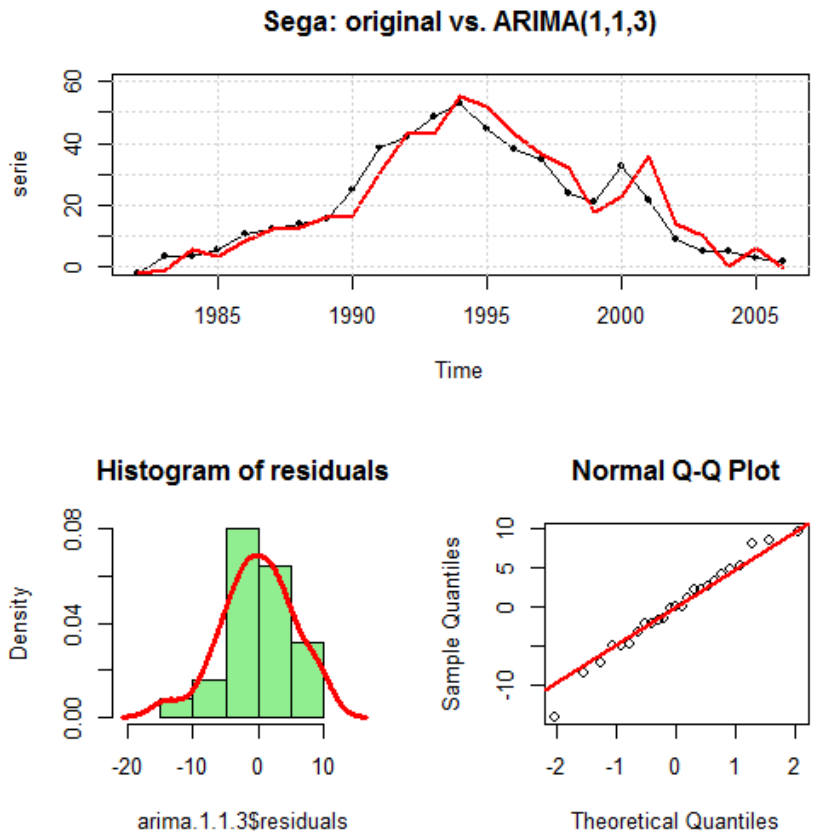


Ilustración 175: Representación gráfica del modelo ARIMA(1,1,3) para SEGA

Los valores arima del modelo son:

```
> arima.1.1.3<-arima(serie, order=c(1,1,3), xreg=1:length(serie));
arima.1.1.3$coef
      ar1        ma1        ma2        ma3 1:length(serie)
0.3186171  0.2470293 -0.2350145  0.2792414      0.4077478
```

Tabla 173: Coeficientes arima para el modelo ARIMA(1,1,3) de SEGA

Por lo tanto, de acuerdo con los valores estimados en la función arima() de la Tabla 173 se puede identificar para la serie SEGA el modelo arima siguiente:

$$Y_t = \Delta^1 X_t$$

$$Y_t - \mu = \phi_1 (X_{t-1} - \mu) - \theta_1 \varepsilon_{t-1} - \theta_2 \varepsilon_{t-2} - \theta_3 \varepsilon_{t-3} + \varepsilon_t$$

$$Y_t - 0.4077 = 0.3186(X_{t-1} - 0.4077) - 0.247\varepsilon_{t-1} + 0.235\varepsilon_{t-2} - 0.279\varepsilon_{t-3} + \varepsilon_t$$

Ecuación 23: Modelo Arima para la serie SEGA transformada, de acuerdo a resultado ARIMA(1,1,3)

11.3.9 Identificación de modelo ARIMA: Sinclair

En primer lugar, y a fin de encontrar un modelo ARIMA que ajuste como modelo descriptivo de la serie Sinclair, se procede a verificar el comportamiento de las funciones ACF y PACF de la serie de datos ajustada (ver Tabla 93).

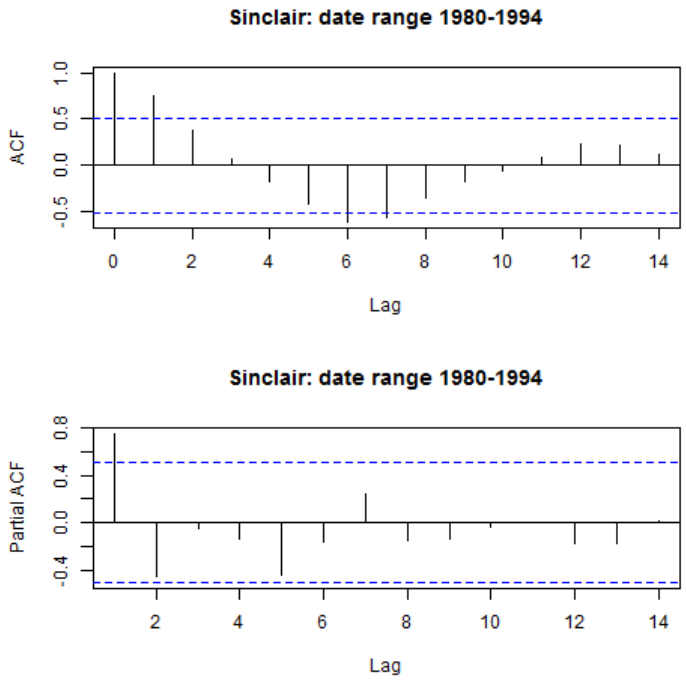


Ilustración 176: Modelos gráficos ACF y PACF para serie de tiempo de Sinclair

RETARDO	ACF	PACF	Estad-Q.	[valor p]
1	0,7572	0,7572	10,4425	[0,001]
2	0,3821	-0,4481	13,3068	[0,001]
3	0,064	-0,0462	13,3938	[0,004]
4	-0,166	-0,141	14,0325	[0,007]
5	-0,4195	-0,4395	18,5207	[0,002]
6	-0,6123	-0,1644	29,1444	[0,000]
7	-0,5563	0,2382	39,0103	[0,000]
8	-0,359	-0,1527	43,7047	[0,000]
9	-0,1798	-0,1415	45,0788	[0,000]
10	-0,0639	-0,0419	45,2872	[0,000]
11	0,0926	0,0058	45,8342	[0,000]
12	0,2284	-0,1761	50,2697	[0,000]
13	0,2172	-0,1754	56,2861	[0,000]
14	0,1154	0,0135	59,6801	[0,000]

Tabla 174: Función de autocorrelación para serie original Sinclair

En principio, y basándonos en los resultados de la Ilustración 176, se puede esperar que el modelo resultante se ajuste a un modelo ARMA diferenciado. No obstante, a

continuación, en la Tabla 175 se analizan diversos modelos de ajuste ARIMA, indicando el criterio de Aceptación (Log Likelihood y Akaike), y los test sobre los residuos para verificar la idoneidad de ajuste a la normalidad de los mismos, siguiendo los test de Ljung-Box y Box-Pierce (G. E. P. Box and Pierce, 1970), (G. E. P. Box and Cox, 1982).

	Aceptación		Ajuste			Aceptación		Ajuste	
Model	LogLik	AIC	Ljung	Box-Pierce	Model	LogLik	AIC	Ljung	Box-Pierce
ARIMA(0,0,0)	-92,6764	189,3527	0,0000	0,0123	ARIMA(1,0,1)	-78,3192	164,6384	0,1745	0,7901
ARIMA(0,0,1)	-85,0647	176,1294	0,0000	0,0358	ARIMA(1,2,2)	-68,5486	145,0971	0,2095	0,7386
ARIMA(2,0,3)	-72,2934	158,5869	0,0020	0,1061	ARIMA(2,0,1)	-77,8399	165,6799	0,2104	0,7952
ARIMA(1,2,0)	-71,3281	146,6562	0,0043	0,1561	ARIMA(0,0,3)	-77,4031	164,8061	0,2183	0,8388
ARIMA(0,2,0)	-71,3284	144,6569	0,0069	0,2044	ARIMA(0,2,3)	-68,5451	145,0902	0,2298	0,7540
ARIMA(0,0,2)	-80,7806	169,5612	0,0079	0,4424	ARIMA(0,2,2)	-68,5496	143,0992	0,2667	0,8033
ARIMA(2,0,0)	-79,0700	166,1400	0,0088	0,2593	ARIMA(1,1,2)	-72,8332	153,6664	0,2731	0,8118
ARIMA(1,0,0)	-83,0548	172,1095	0,0129	0,3345	ARIMA(1,0,2)	-77,9648	165,9296	0,2753	0,8425
ARIMA(2,0,2)	-75,4273	162,8547	0,0149	0,2920	ARIMA(1,1,3)	-72,8286	155,6573	0,3005	0,8032
ARIMA(1,2,1)	-70,4952	146,9904	0,0180	0,2798	ARIMA(1,2,4)	-67,8869	147,7738	0,3962	0,8679
ARIMA(0,1,0)	-77,4129	156,8259	0,0194	0,3951	ARIMA(1,1,1)	-72,8551	151,7102	0,4422	0,9016
ARIMA(0,2,1)	-71,0250	146,0500	0,0452	0,4443	ARIMA(0,1,1)	-72,9875	149,9750	0,4437	0,9165
ARIMA(1,1,0)	-74,8123	153,6246	0,0822	0,5436	ARIMA(0,1,3)	-72,8088	153,6175	0,4476	0,8977
ARIMA(1,0,4)	-77,9208	169,8416	0,1068	0,6342	ARIMA(0,2,4)	-68,0551	146,1102	0,4535	0,8899
ARIMA(1,2,3)	-68,5153	147,0307	0,1313	0,6443	ARIMA(0,1,2)	-72,8309	151,6617	0,4867	0,9174
ARIMA(1,0,3)	-77,9133	167,8267	0,1581	0,7329	ARIMA(1,1,4)	-71,3017	154,6034	0,6802	0,9521
ARIMA(0,0,4)	-77,4000	166,8000	0,1726	0,7811	ARIMA(0,1,4)	-71,5259	153,0517	0,8101	0,9763

Tabla 175: Estimaciones para búsqueda de modelo ARIMA óptimo sobre serie original, para Sinclair

Según la Tabla 175 el modelo explicativo más sencillo para Sinclair es el ARIMA (1,2,2). No obstante, si atendemos al criterio de log likelihood se encuentra en la Tabla 175 un ARIMA (0,2,2), que presenta también mejores coeficientes de AIC, mejor loglikelihood, y los valores de los test de Ljung-Box y Box-Pierce son sensiblemente superiores. Los modelos significativos están en la tabla con ARIMA con diferenciación = 2. Desde un punto de vista general, Sinclair parece que precisa al menos un nivel de diferenciación, por lo que es preciso un contraste de raíces unitarias para su conocimiento.

En este punto se realiza un contraste de raíces unitarias mediante el test de Dickey-Fuller aumentado para la serie transformada de Sinclair:

```
> df.serie<-ur.df(serie, type="trend", lags=3);summary(df.serie) # lag
calculado con EasyReg Internacional

###############################################
# Augmented Dickey-Fuller Test Unit Root Test #
###############################################

Test regression trend

Call:
lm(formula = z.diff ~ z.lag.1 + 1 + tt + z.diff.lag)

Residuals:
      1       2       3       4       5       6       7       8       9
10      11
-35.998   5.837  26.598  26.218  27.822 -50.949  15.763 -27.148   6.551
4.243   1.063
```

```
Coefficients:
            Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept)  59.9417   101.5100   0.591    0.581
z.lag.1      -0.2712     0.1743  -1.556    0.180
tt           -2.7805    12.0335  -0.231    0.826
z.diff.lag1   0.7534     0.4379   1.721    0.146
z.diff.lag2  -0.5309     0.3171  -1.674    0.155
z.diff.lag3   0.7443     0.3891   1.913    0.114

Residual standard error: 37.79 on 5 degrees of freedom
Multiple R-squared: 0.7982,    Adjusted R-squared: 0.5964
F-statistic: 3.955 on 5 and 5 DF,  p-value: 0.07876

Value of test-statistic is: -1.5561 1.9774 1.7332

Critical values for test statistics:
      1pct  5pct 10pct
tau3 -4.38 -3.60 -3.24
phi2  8.21  5.68  4.67
phi3 10.61  7.24  5.91
```

Tabla 176: Contraste de Dickey-Fuller aumentado para averiguar si la serie Sinclair tiene raíces unitarias

Para esta prueba ADF se ha considerado con mucho detenimiento el valor de retardo aplicado ya que el programa ERI utilizado para calcular el óptimo valor de rezago en la prueba daba valores muy exactos calculados con el criterio de AIC. Como muestra la Tabla 176, donde el valor del estadístico de contraste ADF es -1.5561 > -3.24 superior al valor de contraste al 10%, por lo que no se puede rechazar la presencia de raíces unitarias. Esto lo corrobora el test de Phillips-Perron de la Tabla 177:

```
> pp.test(serie)

        Phillips-Perron Unit Root Test

data:  serie
Dickey-Fuller Z(alpha) = -0.8961, Truncation lag parameter = 2, p-value
= 0.9836
alternative hypothesis: stationary
```

Tabla 177: Corroboración de que la serie Sinclair es no estacionaria mediante test de Phillips-Perron

Por el método de ERI el número de lags necesarias resulta en 3, y se utiliza la función ndiffs() de la librería 'forecast' para verificar el número de diferenciaciones:

```
> ndiffs(serie, alpha=0.05, test="adf");ndiffs(serie, alpha=0.05,
test="pp")
[1] 2
[1] 2
```

Tabla 178: Cálculo del número de diferencias necesarias utilizando los test de ADF y PP

Una vez verificada la presencia de raíces unitarias en la serie Sinclair es preciso verificar el nivel de diferenciación necesario, tal cual se indica por la función ndiffs(), aunque en

este caso difieren los modelos según si se escoge ADF o PP. Para ello se realiza una diferenciación de la serie y se procede a realizar nuevamente todo el proceso previo:

```
> df1.serie<-diff(serie);ur.serie<-ur.df(df1.serie, type="trend",
lags=2);summary(ur.serie) # lag calculado con EasyReg Internacional

###############################################
# Augmented Dickey-Fuller Test Unit Root Test #
###############################################

Test regression trend

Call:
lm(formula = z.diff ~ z.lag.1 + 1 + tt + z.diff.lag)

Residuals:
   Min     1Q Median     3Q    Max
-57.06 -16.53  17.29  19.60  36.96

Coefficients:
             Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept)  72.1587    99.7487   0.723    0.497
z.lag.1      -0.8790     0.7784  -1.129    0.302
tt          -11.0402    12.0106  -0.919    0.393
z.diff.lag1   0.2993     0.4679   0.640    0.546
z.diff.lag2  -0.4510     0.3786  -1.191    0.279

Residual standard error: 42.03 on 6 degrees of freedom
Multiple R-squared: 0.7292,    Adjusted R-squared: 0.5486
F-statistic: 4.038 on 4 and 6 DF,  p-value: 0.06333

Value of test-statistic is: -1.1292 1.2658 0.7171

Critical values for test statistics:
      1pct  5pct 10pct
tau3 -4.38 -3.60 -3.24
phi2  8.21  5.68  4.67
phi3 10.61  7.24  5.91
```

Tabla 179: Contraste de Dickey-Fuller aumentado sobre la serie diferenciada Sinclair, para constatar la presencia de raíces unitarias adicionales

Como en el primer supuesto, el orden de retardo (ahora lag = 2) se ha obtenido mediante prueba de AIC en el programa EasyReg Internacional (ERI). El valor del test es -1.1292 > -3.24 (al 10%) por lo que no se puede rechazar la hipótesis nula de presencia de raíces unitarias al 10. Esto indica que la serie Sinclair necesita 2 diferenciaciones.

En este punto, y repitiendo el esquema de nueva diferenciación y análisis de valor óptimo de retardo, nos encontramos con que ERI tiene discrepancias en los indicadores que utiliza (Akaike (AC), Hannan-Quinn (HQ), and Schwarz (SC)), dando valores confusos en el valor de retardos. En este caso, y dadas las discrepancias al aplicar los diversos retardos sugeridos, se considera terminado el proceso de diferenciación de la serie con el número de retardos indicado por ndiffs().

De esta manera, y si consideramos la segunda diferenciación, podemos acudir a la Tabla 175 y encontramos como modelos descriptivos los ya indicados: ARIMA(1,2,2) y

ARIMA(0,2,2), que se deben de analizar y comparar. También se analiza el modelo ARIMA(0,1,4) dado que su coeficiente de ajuste de Ljung-Box es muy elevado y además solo requiere una diferenciación.

11.3.9.1 Verificación de la corrección del modelo ARIMA: Sinclair

En primer lugar, se procede a verificar la normalidad de los residuos de manera visual, a fin de comprobar que los resultados de la Tabla 175 daban resultados correctos para los modelos ARIMA(1,2,2) y ARIMA(0,2,2) encontrados con 2 diferenciaciones. Es decir, se va a proceder a verificar ambos modelos gráficamente, mediante ACF de los residuos y el test de Ljung-Box.

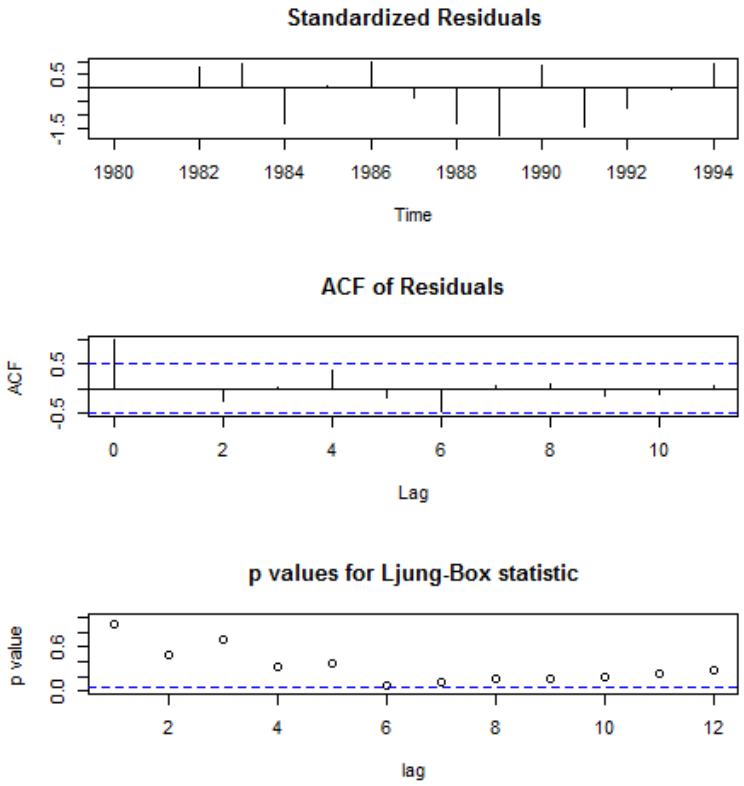


Ilustración 177: Diagnosis de serie temporal de videojuegos Sinclair, con ARIMA(1,2,2)

Como se puede observar en la Ilustración 177, en el tercer gráfico se puede ver que los p-valores no están claramente por encima de la línea de p-value del test de Ljung-Box, por lo que no podemos aceptar la idoneidad del modelo ARIMA(1,2,2) propuesto.

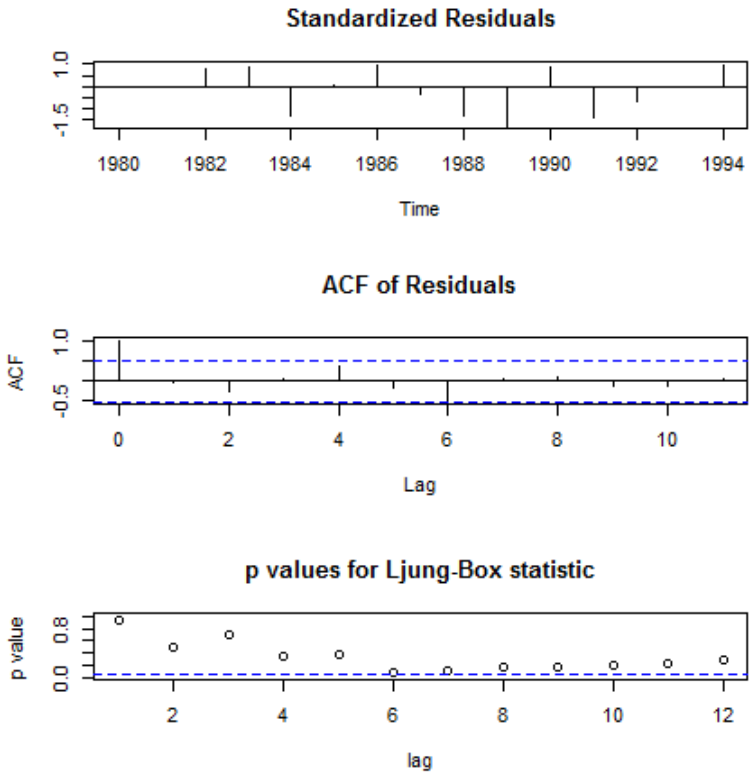


Ilustración 178: Diagnosis de serie temporal de videojuegos Sinclair, con ARIMA(0,2,2)

Como se puede observar en la Ilustración 178, en el tercer gráfico se puede ver que los p-valores tampoco están claramente por encima de la línea de p-value del test de Ljung-Box, por lo que no podemos aceptar la idoneidad del modelo ARIMA(0,2,2) propuesto.

Ahora procedemos a verificar el modelo ARIMA(0,1,4) adicional a fin de verificar gráficamente la idoneidad del mismo.

De igual forma, tal y como se puede verificar en la Ilustración 179, en el tercer gráfico se puede ver que los p-valores están claramente por encima del p-value del test de Ljung-Box, por encima del nivel de significación, lo que nos permite considerar de manera gráfica como adecuado el modelo ARIMA(0,1,4) propuesto como tercer modelo anteriormente.

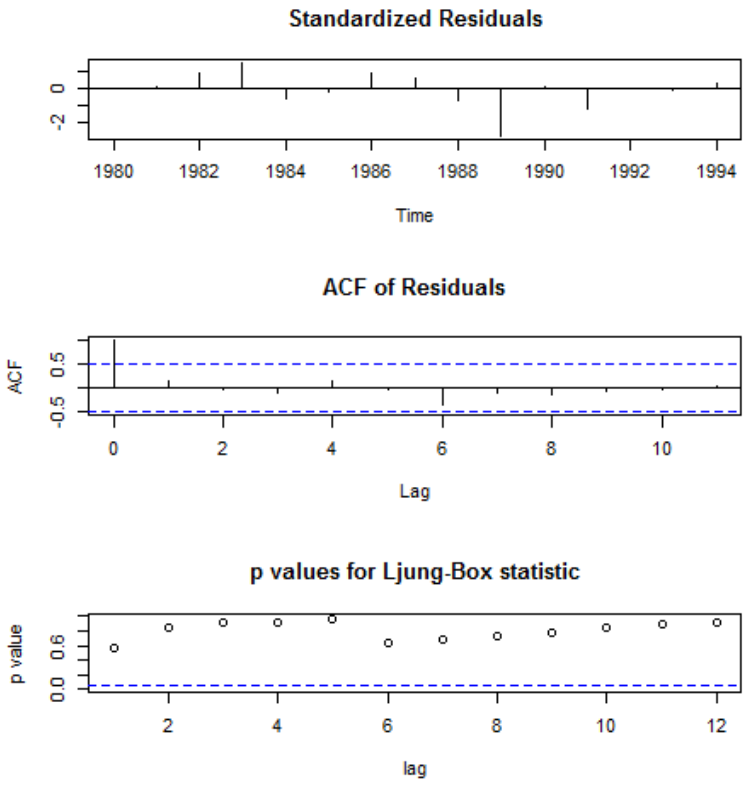


Ilustración 179: Diagnosis de serie temporal de videojuegos Sinclair, con ARIMA(0,1,4)

En este caso, y para verificar la idoneidad de cuál modelo es más acertado se utilizará la prueba de Diebolt-Mariano (Diebold and Mariano, 1995) con un α = 0.1 de contraste para la aceptación o rechazo de la hipótesis de igualdad de medias en ambas series:

```
> dm.test(residuals(arima.1.2.2), residuals(arima.0.2.2), h=1,
alternative="greater")

        Diebold-Mariano Test

data:  residuals(arima.1.2.2) residuals(arima.0.2.2)
DM = -0.049, Forecast horizon = 1, Loss function power = 2, p-value =
0.5192
alternative hypothesis: greater
```

Tabla 180: Test de Diebold-Mariano para verificar idoneidad de serie Sinclair entre modelos ARIMA(1,2,2) y ARIMA(0,2,2)

Como era de esperar, el teste indica que no se puede rechazar la hipótesis nula, dando ambos modelos igualdad de capacidad predictiva. A continuación se procede a verificar este supuesto con el tercer modelo:

```
> dm.test(residuals(arima.1.2.2), residuals(arima.0.1.4), h=1)

        Diebold-Mariano Test

data:  residuals(arima.1.2.2) residuals(arima.0.1.4)
DM = 1.7664, Forecast horizon = 1, Loss function power = 2, p-value =
```

```
0.09911
alternative hypothesis: two.sided

> dm.test(residuals(arima.1.2.2), residuals(arima.0.1.4), h=1,
alternative="greater")

        Diebold-Mariano Test

data:  residuals(arima.1.2.2) residuals(arima.0.1.4)
DM = 1.7664, Forecast horizon = 1, Loss function power = 2, p-value =
0.04955
alternative hypothesis: greater

> dm.test(residuals(arima.1.2.2), residuals(arima.0.1.4), h=1,
alternative="less")

        Diebold-Mariano Test

data:  residuals(arima.1.2.2) residuals(arima.0.1.4)
DM = 1.7664, Forecast horizon = 1, Loss function power = 2, p-value =
0.9504
alternative hypothesis: less
```

Tabla 181: Test de Diebold-Mariano para verificar idoneidad de serie Sinclair entre modelos ARIMA(1,2,2) y ARIMA(0,1,4)

El resultado del primer test DM da un p-valor de 0.09911, rechazando la hipótesis nula de igualdad de capacidad predictiva. En el segundo test DM la hipótesis alternativa es que ARIMA(0,1,4) tiene mayor capacidad predictiva que ARIMA(1,2,2), dando el test un valor de p-value 0.04955, por lo que se rechazaría la hipótesis nula y se aceptaría la alternativa. De esta manera consideramos como con mayor capacidad predictiva ARIMA(0,1,4), y se descarta ARIMA(1,2,2).

11.3.9.2 Comprobación de la corrección del modelo obtenido

Se analizan los resultados del apartado anterior. Se realiza un análisis predictivo del comportamiento de la serie, por medios distintos de los utilizados anteriormente, a fin de contrastar los resultados obtenidos en el proceso previo.

```
> serie.auto <- auto.arima(serie, max.p=4, max.q=4, max.order=10,
start.p=0, start.q=0, seasonal=FALSE, xreg=1:length(serie), ic="aic",
stepwise=FALSE, trace=TRUE, test="adf");serie.auto

 ARIMA(0,2,0)          : 1e+20 *
 ARIMA(0,2,1)          : 1e+20 *
 ARIMA(0,2,2)                  : 145.0992
 ARIMA(0,2,3)                  : 147.0902
 ARIMA(0,2,4)                  : 148.1102
 ARIMA(1,2,0)          : 1e+20 *
 ARIMA(1,2,1)          : 1e+20 *
 ARIMA(1,2,2)                  : 147.0971
 ARIMA(1,2,3)                  : 149.0307
 ARIMA(1,2,4)                  : 149.7738
 ARIMA(2,2,0)          : 1e+20 *
 ARIMA(2,2,1)                  : 142.9535
 ARIMA(2,2,2)                  : 1e+20
 ARIMA(2,2,3)                  : 1e+20
 ARIMA(2,2,4)                  : 1e+20
```

```
 ARIMA(3,2,0)                    : 142.4797
 ARIMA(3,2,1)                    : 144.0907
 ARIMA(3,2,2)                    : 1e+20
 ARIMA(3,2,3)                    : 1e+20
 ARIMA(3,2,4)                    : 1e+20
 ARIMA(4,2,0)                    : 143.3166
 ARIMA(4,2,1)                    : 145.1458
 ARIMA(4,2,2)                    : 1e+20
 ARIMA(4,2,3)                    : 1e+20
 ARIMA(4,2,4)                    : 1e+20

Series: serie
ARIMA(3,2,0)

Coefficients:
          ar1      ar2     ar3  1:length(serie)
      0.1097  -0.7075  0.2785          15.0154
s.e.  0.2718   0.1587  0.2752      166873.5823

sigma^2 estimated as 1360:  log likelihood=-66.24
AIC=142.48   AICc=151.05   BIC=145.3
```

Tabla 182: Instrucción R de cálculo automático de ARIMA en función de test 'adf' (contraste aumentado de Dickey-Fuller) y resultados obtenidos para la serie Sinclair

Como se puede ver en la Tabla 182, el valor de ARIMA obtenido para la serie no se corresponde con el valor del Título 11.3.9.1: Verificación de la corrección del modelo ARIMA: Sinclair. En este caso, el modelo obtenido por la función auto.arima() indica un modelo de autorregresivo de tercer orden ARIMA(3,2,0).

De nuevo, para resolver la idoneidad de cuál modelo es más acertado se utilizará la prueba de Diebolt-Mariano con un α = 0.1 de contraste para la aceptación o rechazo de la hipótesis de igualdad de medias en ambas series.

```
> dm.test(residuals(serie.auto), residuals(arima.0.1.4), h=1)

        Diebold-Mariano Test

data:  residuals(serie.auto) residuals(arima.0.1.4)
DM = 0.4587, Forecast horizon = 1, Loss function power = 2, p-value =
0.6535
alternative hypothesis: two.sided
```

Tabla 183: Test de Diebold-Mariano para verificar idoneidad de serie Sinclair entre modelos ARIMA(3,2,0) y ARIMA(0,1,4)

El resultado del test DM da un p-valor de 0.6535, por lo que no se rechaza la hipótesis nula de igualdad de capacidad predictiva.

En esta situación, y a pesar de los indicadores de diferenciación dados por ndiff() o el software ERI, se acepta el modelo que tiene menor diferenciación y mejor ajuste Ljung-Box, por lo que se toma el ARIMA(0,1,4) y se descarta el ARIMA(3,2,0),

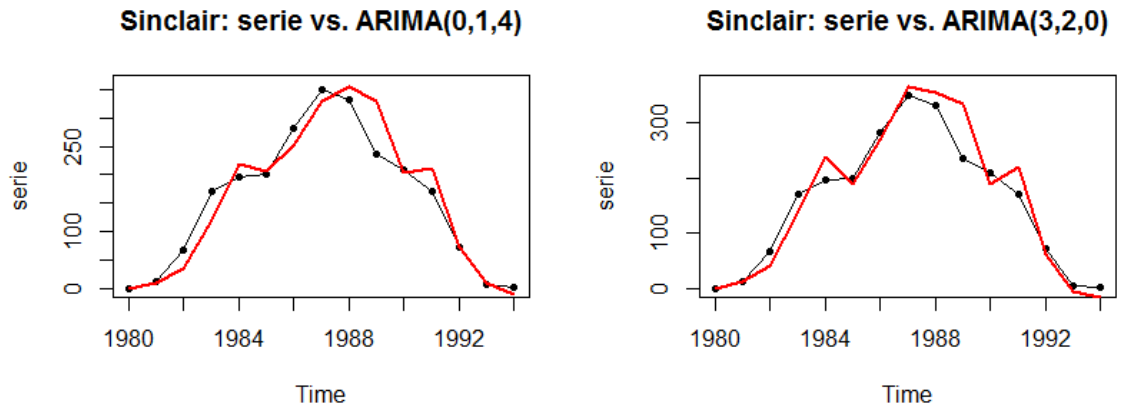


Ilustración 180: Comparativa de resultados de los modelos ARIMA(0,1,4) y ARIMA(3,2,0) sobre la serie Sinclair

En la Ilustración 180 se muestra una doble comparación entre la serie original y la obtenida mediante el modelo ARIMA(0,1,4) y el ARIMA(3,2,0). Como se observa, la diferencia en el ajuste visualmente es muy alta.

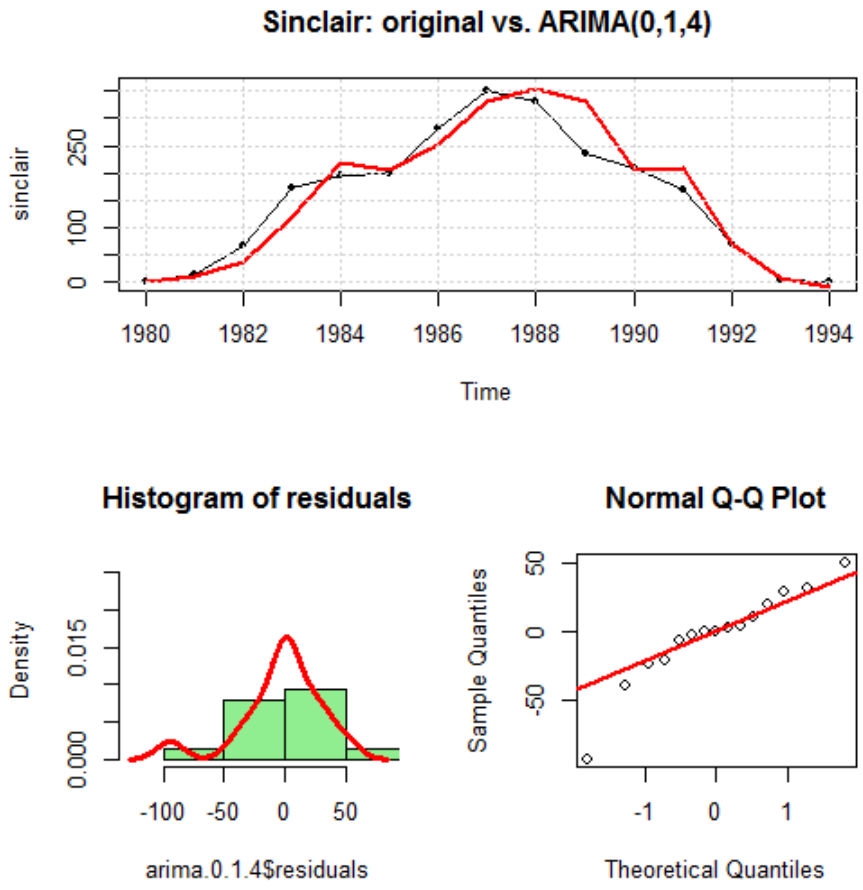


Ilustración 181: Representación gráfica del modelo ARIMA(0,1,4) para Sinclair

En la Ilustración 181 anterior se muestra una comparación entre la serie original completa y el modelo ARIMA(0,1,4) equivalente, así como el ajuste de los residuos obtenidos en la búsqueda de arima.

Así, la función ARIMA(0,1,4) se aproxima con la precisión necesaria para identificar correctamente la serie de videojuegos de Sinclair, si bien se observa un cierto desajuste en los residuos en el que se muestra outliers en el ajuste a la normalidad y un cierto apuntamiento en el gráfico de densidad. En resumen, se observa que el modelo no puede ajustar en los residuos correctamente. No obstante, y dado que la intención de este estudio es solamente caracterizar las series de videojuegos para comprender el comportamiento histórico general, se decide que el modelo ARIMA(0,1,4) es suficiente para este propósito.

Los valores arima del modelo son:

```
> arima.0.1.4<-arima((serie), order=c(0,1,4), xreg=1:length(serie));
arima.0.1.4$coef
      ma1         ma2         ma3         ma4      1:length(serie)
 0.74524935  0.08546704  0.64676723  0.80852581       7.99033198
```

Tabla 184: Coeficientes arima para el modelo ARIMA(0,1,4) de Sinclair

Por lo tanto, de acuerdo con los valores estimados en la función arima() de la Tabla 184 se puede identificar para la serie Sinclair el modelo arima siguiente:

$$Y_t = \Delta^1 X_t$$

$$Y_t - \mu = \varepsilon_t - \theta_1\varepsilon_{t-1} - \theta_2\varepsilon_{t-2} - \theta_3\varepsilon_{t-3} - \theta_4\varepsilon_{t-4}$$

$$Y_t - 7.99 = \varepsilon_t - 0.7452\varepsilon_{t-1} - 0.0854\varepsilon_{t-2} - 0.6467\varepsilon_{t-3} - 0.8085\varepsilon_{t-4}$$

Ecuación 24: Modelo Arima para la serie Sinclair, de acuerdo a resultado ARIMA(0,1,4)

11.3.10 Identificación de modelo ARIMA: SONY

En primer lugar, y a fin de encontrar un modelo ARIMA que ajuste como modelo descriptivo de la serie SONY, se procede a verificar el comportamiento de las funciones ACF y PACF de la serie de datos ajustada (ver Tabla 93). Para poder abordar esta tarea, y considerando que la serie SONY en la Tabla 99 se ajustó a la normalidad mediante una transformación de Box-Cox, se debe aplicar la misma transformación a la serie y trabajar con esta serie transformada en los análisis ARIMA.

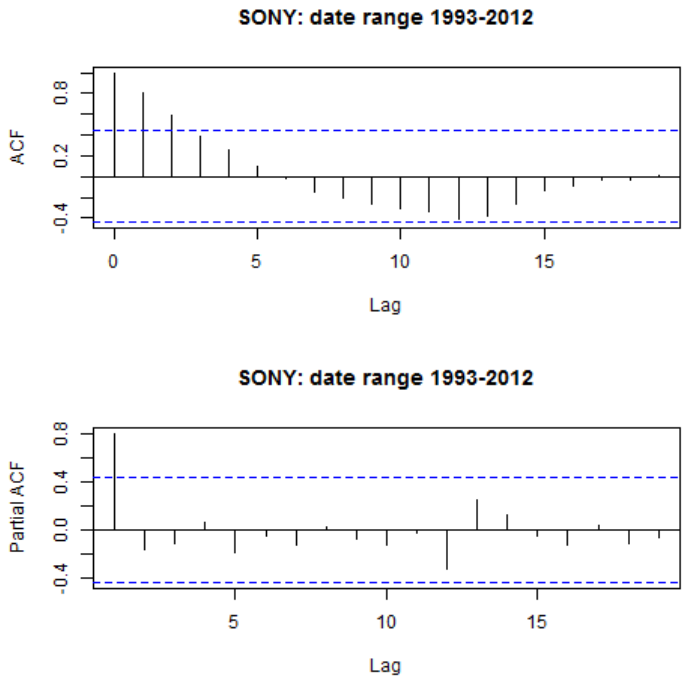


Ilustración 182: Modelos gráficos ACF y PACF para serie de tiempo ajustada y transformada mediante BoxCox de SONY

RETARDO	ACF	PACF	Estad-Q.	[valor p]	RETARDO	ACF	PACF	Estad-Q.	[valor p]
1	0,8052	0,8052	15,0154	[0,000]	**11**	-0,3291	-0,0204	43,6377	[0,000]
2	0,5901	-0,1657	23,5284	[0,000]	**12**	-0,4135	-0,3239	53,0424	[0,000]
3	0,3827	-0,1105	27,3196	[0,000]	**13**	-0,3812	0,2544	62,1754	[0,000]
4	0,2494	0,0672	29,0299	[0,000]	**14**	-0,2679	0,1251	67,4394	[0,000]
5	0,0991	-0,1859	29,3181	[0,000]	**15**	-0,1371	-0,0554	69,0942	[0,000]
6	-0,0235	-0,049	29,3354	[0,000]	**16**	-0,0951	-0,1293	70,0898	[0,000]
7	-0,1486	-0,1211	30,0831	[0,000]	**17**	-0,0398	0,0366	70,3217	[0,000]
8	-0,2095	0,0193	31,6924	[0,000]	**18**	-0,0284	-0,1148	70,4985	[0,000]
9	-0,258	-0,0768	34,354	[0,000]	**19**	0,0061	-0,0658	70,515	[0,000]
10	-0,301	-0,1207	38,3417	[0,000]					

Tabla 185: Función de autocorrelación para serie transformada SONY

En principio, y basándonos en los resultados de la Ilustración 182, se puede esperar que el modelo resultante se ajuste a un modelo ARMA diferenciado. No obstante, a continuación, en la Tabla 186 se analizan diversos modelos de ajuste ARIMA, indicando el criterio de Aceptación (Log Likelihood y Akaike), y los test sobre los residuos para verificar la idoneidad de ajuste a la normalidad de los mismos, siguiendo los test de Ljung-Box y Box-Pierce (G. E. P. Box and Pierce, 1970), (G. E. P. Box and Cox, 1982).

	Aceptación		Ajuste			Aceptación		Ajuste	
Model	LogLik	AIC	Ljung	Box-Pierce	Model	LogLik	AIC	Ljung	Box-Pierce
ARIMA(0,0,0)	-229,6591	463,3182	0,0000	0,0040	ARIMA(0,1,3)	-203,3576	414,7152	0,8813	0,9982
ARIMA(0,0,1)	-222,1844	450,3689	0,0008	0,3498	ARIMA(0,1,4)	-202,1734	414,3469	0,8917	0,9986
ARIMA(0,0,2)	-217,1167	442,2334	0,0554	0,9066	ARIMA(1,1,1)	-203,3841	412,7682	0,9031	0,9989
ARIMA(0,0,4)	-213,9680	439,9360	0,1694	0,9739	ARIMA(2,1,0)	-203,3840	412,7681	0,9037	0,9989
ARIMA(2,0,1)	-212,7904	435,5808	0,1829	0,9222	ARIMA(0,1,2)	-203,3836	412,7672	0,9048	0,9989
ARIMA(0,0,3)	-216,6928	443,3855	0,2122	0,9748	ARIMA(0,1,1)	-203,3851	410,7702	0,9296	0,9995
ARIMA(1,0,3)	-214,3334	440,6668	0,2346	0,9761	ARIMA(1,1,0)	-203,3842	410,7684	0,9332	0,9995
ARIMA(1,0,4)	-212,7728	439,5456	0,2506	0,9595	ARIMA(0,1,0)	-203,4957	408,9914	0,9479	0,9998
ARIMA(1,0,2)	-214,3478	438,6956	0,2604	0,9819	ARIMA(1,2,1)	-193,8625	393,7250	0,9502	0,9988
ARIMA(2,0,0)	-214,3611	436,7223	0,2820	0,9873	ARIMA(0,2,2)	-193,8592	393,7185	0,9511	0,9988
ARIMA(1,0,1)	-214,3984	436,7968	0,2862	0,9887	ARIMA(1,1,4)	-201,6869	415,3737	0,9522	0,9996
ARIMA(2,0,4)	-212,5832	441,1663	0,3465	0,9704	ARIMA(1,2,3)	-192,2088	394,4177	0,9531	0,9988
ARIMA(2,0,2)	-214,0004	440,0008	0,3885	0,9850	ARIMA(0,2,4)	-191,9453	393,8906	0,9577	0,9990
ARIMA(1,0,0)	-214,6262	435,2524	0,4467	0,9964	ARIMA(0,2,1)	-193,8669	391,7338	0,9657	0,9994
ARIMA(0,2,0)	-198,2543	398,5087	0,5935	0,9534	ARIMA(0,2,3)	-192,4902	392,9804	0,9666	0,9995
ARIMA(2,0,3)	-213,1589	440,3177	0,6728	0,9959	ARIMA(1,2,2)	-192,6399	393,2797	0,9679	0,9988
ARIMA(1,2,0)	-196,5109	397,0217	0,7945	0,9785	ARIMA(1,1,3)	-202,2200	414,4401	0,9798	0,9998
ARIMA(1,1,2)	-203,3840	414,7680	0,8675	0,9978	ARIMA(1,2,4)	-190,9827	393,9653	0,9974	1,0000

Tabla 186: Estimaciones para búsqueda de modelo ARIMA óptimo sobre serie transformada, para SONY

Según la Tabla 186 el modelo explicativo más sencillo para Amstrad es el ARIMA (1,2,0). No obstante, si atendemos al criterio de log likelihood se encuentra en la Tabla 186 un ARIMA (1,2,1), que presenta también mejores coeficientes de AIC, mejor loglikelihood, y los valores de los test de Ljung-Box y Box-Pierce son sensiblemente superiores. De igual manera, resulta interesante que se verifique el modelo ARIMA(0,2,1), ya que presenta un log likelihood similar al ARIMA(1,2,1) eliminando el ajuste autorregresivo. Los modelos posteriores en la tabla con ARIMA con diferenciación = 2 presentan una mejora en el log likelihood y AIC, pero en este caso se presenta la decisión de si es precisa la diferenciación, en qué valor y si presenta una mejora neta en la claridad del modelo y no simplemente una complicación del mismo.

Así, desde un punto de vista estricto no podemos afirmar que un modelo ARMA sea eficiente para caracterizar esta serie dado que no conocemos si la serie tiene raíces unitarias o no. Es decir, si la serie tuviera raíces unitarias estaríamos en disposición de considerar que el modelo característico debería tomar la serie diferenciada.

En este punto se realiza un contraste de raíces unitarias mediante el test de Dickey-Fuller aumentado para la serie transformada de SONY:

```
> df.serie<-ur.df(serie, type="trend", lags=1);summary(df.serie) # lag
calculado con EasyReg Internacional

###############################################
# Augmented Dickey-Fuller Test Unit Root Test #
###############################################

Test regression trend
```

```
Call:
lm(formula = z.diff ~ z.lag.1 + 1 + tt + z.diff.lag)

Residuals:
     Min       1Q   Median       3Q      Max
-16556.8  -5868.9    704.2   5286.1  18773.1

Coefficients:
             Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept)  1.589e+04  6.296e+03   2.524   0.0243 *
z.lag.1     -1.663e-01  1.818e-01  -0.915   0.3759
tt          -5.099e+02  8.328e+02  -0.612   0.5501
z.diff.lag  -4.026e-02  2.742e-01  -0.147   0.8854
---
Signif. codes:  0 ‘***’ 0.001 ‘**’ 0.01 ‘*’ 0.05 ‘.’ 0.1 ‘ ’ 1

Residual standard error: 10380 on 14 degrees of freedom
Multiple R-squared: 0.2917,   Adjusted R-squared: 0.1399
F-statistic: 1.922 on 3 and 14 DF,  p-value: 0.1725

Value of test-statistic is: -0.9146 2.1667 2.8531

Critical values for test statistics:
      1pct  5pct 10pct
tau3 -4.38 -3.60 -3.24
phi2  8.21  5.68  4.67
phi3 10.61  7.24  5.91
```

Tabla 187: Contraste de Dickey-Fuller aumentado para averiguar si la serie SONY transformada tiene raíces unitarias

En la prueba de Dickey-Fuller se debe considerar con mucho detenimiento el valor de retardo aplicado. Para este propósito se analizan los valores a aplicar mediante el criterio de AIC. El programa ERI utilizado para calcular el óptimo valor de rezago en la prueba no daba valores fluctuantes calculados con el criterio de AIC.

Como se puede verificar en la Tabla 187 el valor del estadístico es de –0,9146 > -3,24 superior al valor de contraste al 10%, por lo que no se puede rechazar la presencia de raíces unitarias. Esto lo corrobora el test de Phillips-Perron de la Tabla 188:

```
> pp.test(serie)

        Phillips-Perron Unit Root Test

data:  serie
Dickey-Fuller Z(alpha) = -1.3724, Truncation lag parameter = 2, p-value
= 0.9771
alternative hypothesis: stationary
```

Tabla 188: Corroboración de que la serie SONY transformada es no estacionaria mediante prueba de Phillips-Perron

Una vez verificada la presencia de raíces unitarias en la serie SONY transformada es preciso verificar el nivel de diferenciación necesario. Para ello se realiza una diferenciación de la serie y se procede a realizar nuevamente todo el proceso previo:

```
> df1.serie<-diff(serie);ur.serie<-ur.df(df1.serie, type="trend",
lags=1);summary(ur.serie) # lag calculado con EasyReg Internacional
```

```
###############################################
# Augmented Dickey-Fuller Test Unit Root Test #
###############################################

Test regression trend

Call:
lm(formula = z.diff ~ z.lag.1 + 1 + tt + z.diff.lag)

Residuals:
   Min     1Q Median     3Q    Max
-17186  -2918  -1161   6010  14055

Coefficients:
             Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept) 22082.9677  7056.0370   3.130 0.007978 **
z.lag.1        -1.6278     0.3692  -4.409 0.000706 ***
tt          -1779.5665   594.3797  -2.994 0.010358 *
z.diff.lag      0.3691     0.2458   1.502 0.157101
---
Signif. codes:  0 ‘***’ 0.001 ‘**’ 0.01 ‘*’ 0.05 ‘.’ 0.1 ‘ ’ 1

Residual standard error: 9815 on 13 degrees of freedom
Multiple R-squared: 0.6765,    Adjusted R-squared: 0.6018
F-statistic: 9.061 on 3 and 13 DF,  p-value: 0.001681

Value of test-statistic is: -4.4086 6.602 9.8728

Critical values for test statistics:
      1pct  5pct 10pct
tau3 -4.38 -3.60 -3.24
phi2  8.21  5.68  4.67
phi3 10.61  7.24  5.91

> df1.serie<-diff(serie);ur.serie<-ur.df(df1.serie, type="trend",
lags=2);summary(ur.serie) # lag calculado con EasyReg Internacional

###############################################
# Augmented Dickey-Fuller Test Unit Root Test #
###############################################

Test regression trend

Call:
lm(formula = z.diff ~ z.lag.1 + 1 + tt + z.diff.lag)

Residuals:
   Min     1Q Median     3Q    Max
-19183  -4016   1163   4106  15082

Coefficients:
             Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept) 30715.6215 10046.0442   3.057  0.01090 *
z.lag.1        -2.2883     0.5723  -3.999  0.00209 **
tt          -2382.4394   788.1935  -3.023  0.01160 *
z.diff.lag1     0.8598     0.4010   2.144  0.05519 .
z.diff.lag2     0.4188     0.2648   1.582  0.14197
---
Signif. codes:  0 ‘***’ 0.001 ‘**’ 0.01 ‘*’ 0.05 ‘.’ 0.1 ‘ ’ 1

Residual standard error: 9631 on 11 degrees of freedom
Multiple R-squared: 0.7168,    Adjusted R-squared: 0.6139
F-statistic: 6.962 on 4 and 11 DF,  p-value: 0.004788

Value of test-statistic is: -3.9986 5.5267 7.9971

Critical values for test statistics:
      1pct  5pct 10pct
tau3 -4.38 -3.60 -3.24
```

```
phi2  8.21  5.68  4.67
phi3 10.61  7.24  5.91
```

Tabla 189: Contraste de Dickey-Fuller aumentado sobre la serie diferenciada SONY, para constatar la presencia de raíces unitarias adicionales

En este caso se han presentado 2 supuestos, ya que ERI daba valores muy inexactos, aunque confirmaba la hipótesis de una raíz unitaria. Así, si el orden de retardo es lag = 1, el valor del test es -4.4086 < -4.38 (al 1%), pero excesivamente justo. Sin embargo, si lag = 2, el valor del test es -3.9986 > -4.38 (al 1%), pero igualmente muy justo. Al comprobar los resultados, resulta evidente que SONY necesita al menos una diferenciación, y la segunda parece dudosa, si bien es posible que algún modelo con solo una diferenciación pudiera modelizar la serie correctamente.

Dado que por el método de ERI el número de lags necesarios resulta algo impreciso, se utiliza la función ndiffs() de la librería 'forecast' para verificar el número de diferenciaciones:

```
> ndiffs(serie, alpha=0.05, test="adf");ndiffs(serie, alpha=0.05,
test="pp")
[1] 1
[1] 2
```

Tabla 190: Cálculo del número de diferencias necesarias utilizando los test de ADF y PP

Tal y como avanzaban los resultados de ERI, el test ADF para ndiff() indica una sola diferenciación, aunque el test PP marca 2 y es posible que los análisis posteriores muestren la necesidad de esta segunda diferenciación.

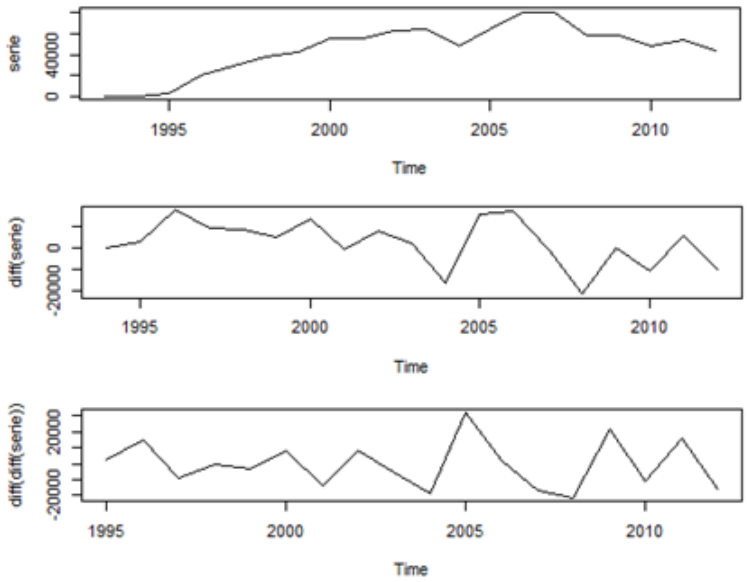


Ilustración 183: Comportamiento de la serie transformada de Sony, con una diferenciación y finalmente con 2 diferenciaciones

En este punto, y repitiendo el esquema de nueva diferenciación y análisis de valor óptimo de retardo, nos encontramos con que ERI tiene algunas divergencias en los indicadores que utiliza (Akaike (AC), Hannan-Quinn (HQ), and Schwarz (SC)), dando valores de 2 hasta 0 en el valor de retardos. En este caso, y dadas las discrepancias al aplicar los diversos retardos sugeridos, se considera terminado el proceso de diferenciación de la serie.

De esta manera, y si consideramos la segunda diferenciación, podemos acudir a la Tabla 186 y encontramos como modelo descriptivo el ARIMA (1,2,0), ARIMA (1,2,1) o bien un modelo ARIMA(0,2,1), que se deben de analizar y comparar.

11.3.10.1 Verificación de la corrección del modelo ARIMA: SONY

En primer lugar, se procede a verificar la normalidad de los residuos de manera visual, a fin de comprobar que los resultados de la Tabla 186 daban resultados correctos para el modelo ARIMA(1,2,0), ARIMA(1,2,1) o el ARIMA(0,2,1) encontrados. Es decir, se va a proceder a verificar ambos modelos gráficamente, mediante ACF de los residuos y el test de Ljung-Box.

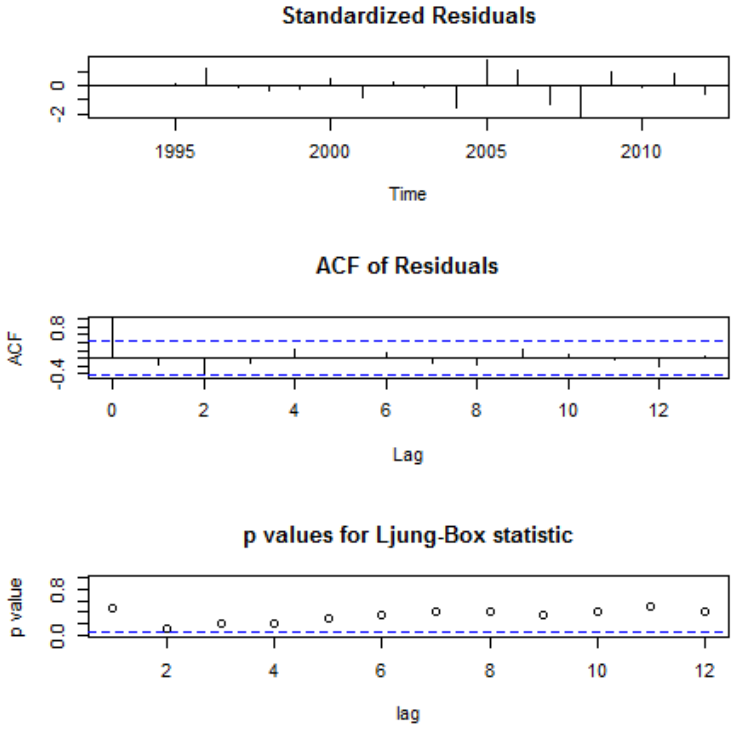


Ilustración 184: Gráfico de diagnosis de serie temporal de videojuegos de SONY, con ARIMA(1,2,0)

Como se puede observar en la Ilustración 184, en el tercer gráfico se puede ver que los p-valores están muy ligeramente por encima de p-value del test de Ljung-Box al comienzo de la serie, por lo que debemos aceptar la idoneidad del modelo ARIMA(1,2,0) propuesto aunque con reservas.

Por otra parte, tal y como se puede verificar en la Ilustración 185, en el tercer gráfico se puede ver que los p-valores están por encima del p-value del test de Ljung-Box, por encima del nivel de significación, lo que nos permite considerar de manera gráfica también como adecuado el modelo ARIMA(1,2,1) propuesto como segundo modelo anteriormente.

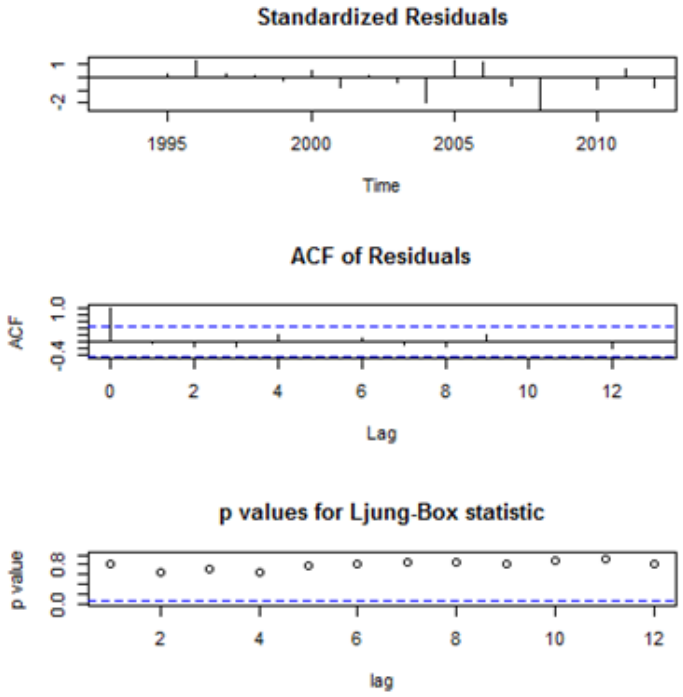


Ilustración 185: Gráfico de diagnosis de serie temporal de videojuegos de SONY, con ARIMA(1,2,1)

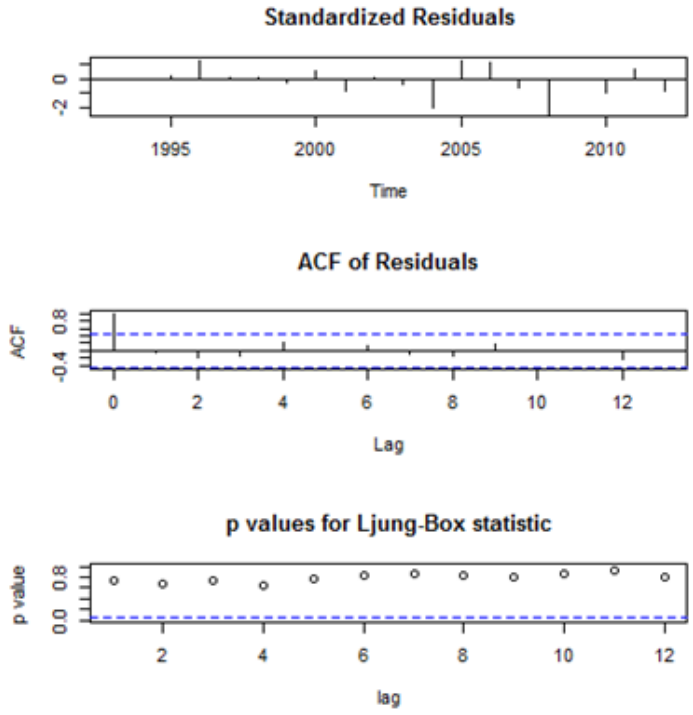


Ilustración 186: Gráfico de diagnosis de serie temporal de videojuegos de SONY, con ARIMA(0,2,1)

Finalmente, según se observa en la Ilustración 186, en el tercer gráfico se puede ver que los p-valores están claramente por encima del p-value del test de Ljung-Box, por encima del nivel de significación, lo que nos permite considerar de manera gráfica también como adecuado el último modelo ARIMA(0,2,1) propuesto como segundo modelo anteriormente.

En este caso, y para resolver la idoneidad de cuál modelo es más acertado se utilizará la prueba de Diebolt-Mariano (Diebold and Mariano, 1995) con un α = 0.1 de contraste para la aceptación o rechazo de la hipótesis de igualdad de medias en ambas series:

```
> dm.test(residuals(arima.1.2.0), residuals(arima.1.2.1), h=1)

        Diebold-Mariano Test

data:  residuals(arima.1.2.0) residuals(arima.1.2.1)
DM = 1.8603, Forecast horizon = 1, Loss function power = 2, p-value =
0.0784
alternative hypothesis: two.sided

> dm.test(residuals(arima.1.2.0), residuals(arima.1.2.1), h=1,
alternative="greater")

        Diebold-Mariano Test

data:  residuals(arima.1.2.0) residuals(arima.1.2.1)
DM = 1.8603, Forecast horizon = 1, Loss function power = 2, p-value =
0.0392
alternative hypothesis: greater

> dm.test(residuals(arima.1.2.0), residuals(arima.1.2.1), h=1,
alternative="less")

        Diebold-Mariano Test

data:  residuals(arima.1.2.0) residuals(arima.1.2.1)
DM = 1.8603, Forecast horizon = 1, Loss function power = 2, p-value =
0.9608
alternative hypothesis: less
```

Tabla 191: Test de Diebold-Mariano para verificar idoneidad de serie SONY entre modelos ARIMA(1,2,0) y ARIMA(1,2,1)

El resultado del test DM en el primer caso, p-value = 0.0784, indica una no aceptación de la hipótesis nula de igualdad de capacidad. El tercer test valora la hipótesis alternativa de que ARIMA(1,2,1) tenga mayor capacidad predictiva que ARIMA(1,2,0), dando el p-valor = 0.0392, rechazando la hipótesis nula y aceptando la alternativa; esto es, que tiene mejor capacidad predictiva ARIMA(1,2,1).

Ahora contrastamos el ARIMA(1,2,1) con el ARIMA(0,2,1):

```
> dm.test(residuals(arima.0.2.1), residuals(arima.1.2.1), h=1)

        Diebold-Mariano Test

data:  residuals(arima.0.2.1) residuals(arima.1.2.1)
DM = 0.0892, Forecast horizon = 1, Loss function power = 2, p-value =
0.9299
alternative hypothesis: two.sided
```

Tabla 192: Test de Diebold-Mariano para verificar idoneidad de serie SONY entre modelos ARIMA(0,2,1) y ARIMA(1,2,1)

El test da un valor por encima claramente del nivel de contraste por lo que en ningún caso se puede rechazar la hipótesis nula de igualdad de capacidad predictiva. Es decir, todos los dos modelos tienen igual capacidad predictiva.

Por ello, se considera el más sencillo, el modelo ARIMA(0,2,1).

11.3.10.2 Comprobación de la corrección del modelo obtenido

Se analizan los resultados del apartado anterior. Se realiza un análisis predictivo del comportamiento de la serie, por medios distintos de los utilizados anteriormente, a fin de contrastar los resultados obtenidos en el proceso previo.

```
> serie.auto <- auto.arima(serie, max.p=4, max.q=4, max.order=10,
start.p=0, start.q=0, seasonal=FALSE, xreg=1:length(serie), ic="aic",
stepwise=FALSE, trace=TRUE, test="adf");serie.auto

 ARIMA(0,1,0)                    : 410.1088
 ARIMA(0,1,0) with drift         : 1e+20 *
 ARIMA(0,1,1)                    : 412.0488
 ARIMA(0,1,1) with drift         : 1e+20 *
 ARIMA(0,1,2)                    : 414.0314
 ARIMA(0,1,2) with drift         : 1e+20 *
 ARIMA(0,1,3)                    : 415.92
 ARIMA(0,1,3) with drift         : 1e+20 *
 ARIMA(0,1,4)                    : 415.9862
 ARIMA(0,1,4) with drift         : 1e+20 *
 ARIMA(1,1,0)                    : 412.054
 ARIMA(1,1,0) with drift         : 1e+20 *
 ARIMA(1,1,1)                    : 414.0437
 ARIMA(1,1,1) with drift         : 1e+20 *
 ARIMA(1,1,2)                    : 416.0267
 ARIMA(1,1,2) with drift         : 1e+20 *
 ARIMA(1,1,3)                    : 415.5702
 ARIMA(1,1,3) with drift         : 1e+20 *
 ARIMA(1,1,4)                    : 1e+20
 ARIMA(1,1,4) with drift         : 1e+20 *
 ARIMA(2,1,0)                    : 414.0124
 ARIMA(2,1,0) with drift         : 1e+20 *
 ARIMA(2,1,1)                    : 1e+20 *
 ARIMA(2,1,1) with drift         : 1e+20 *
 ARIMA(2,1,2)                    : 1e+20
 ARIMA(2,1,2) with drift         : 1e+20 *
 ARIMA(2,1,3)                    : 1e+20
 ARIMA(2,1,3) with drift         : 1e+20 *
 ARIMA(2,1,4)                    : 1e+20
 ARIMA(2,1,4) with drift         : 1e+20 *
 ARIMA(3,1,0)                    : 415.9823
 ARIMA(3,1,0) with drift         : 1e+20 *
 ARIMA(3,1,1)                    : 417.3001
 ARIMA(3,1,1) with drift         : 1e+20 *
 ARIMA(3,1,2)                    : 1e+20
 ARIMA(3,1,2) with drift         : 1e+20 *
 ARIMA(3,1,3)                    : 1e+20
 ARIMA(3,1,3) with drift         : 1e+20 *
 ARIMA(3,1,4)                    : 1e+20
 ARIMA(3,1,4) with drift         : 1e+20 *
 ARIMA(4,1,0)                    : 416.7163
 ARIMA(4,1,0) with drift         : 1e+20 *
 ARIMA(4,1,1)                    : 418.4841
 ARIMA(4,1,1) with drift         : 1e+20 *
 ARIMA(4,1,2)                    : 420.4453
```

```
 ARIMA(4,1,2) with drift         : 1e+20 *
 ARIMA(4,1,3)                    : 1e+20
 ARIMA(4,1,3) with drift         : 1e+20 *
 ARIMA(4,1,4)                    : 1e+20
 ARIMA(4,1,4) with drift         : 1e+20 *

Series: serie
ARIMA(0,1,0)

Coefficients:
      1:length(serie)
              2311.504
s.e.          2430.637

sigma^2 estimated as 112253415:  log likelihood=-203.05
AIC=410.11   AICc=410.86   BIC=412
```

Tabla 193: Instrucción R de cálculo automático de ARIMA en función de test 'adf' (contraste aumentado de Dickey-Fuller) y resultados obtenidos para la serie SONY

Como se puede ver en la Tabla 193, el valor de ARIMA obtenido para la serie transformada no se corresponde con el valor del Título 11.3.10.1: Verificación de la corrección del modelo ARIMA: SONY. En este caso, el modelo obtenido por la función auto.arima() indica un modelo de ruido blanco ARIMA(0,1,0).

De nuevo, para resolver la idoneidad de cuál modelo es más acertado se utilizará la prueba de Diebolt-Mariano con un α = 0.1 de contraste para la aceptación o rechazo de la hipótesis de igualdad de medias en ambas series.

```
> dm.test(residuals(serie.auto), residuals(arima.0.2.1), h=1)

        Diebold-Mariano Test

data:  residuals(serie.auto) residuals(arima.0.2.1)
DM = -0.4098, Forecast horizon = 1, Loss function power = 2, p-value =
0.6865
alternative hypothesis: two.sided
```

Tabla 194: Test de Diebold-Mariano para verificar idoneidad de serie SONY entre modelos ARIMA(0,1,0) y ARIMA(0,2,1)

El resultado del test DM da un p-valor que permite no rechazar la hipótesis nula de igualdad de capacidad predictiva. Por ello, se considera la aceptación del modelo ARIMA(0,2,1).

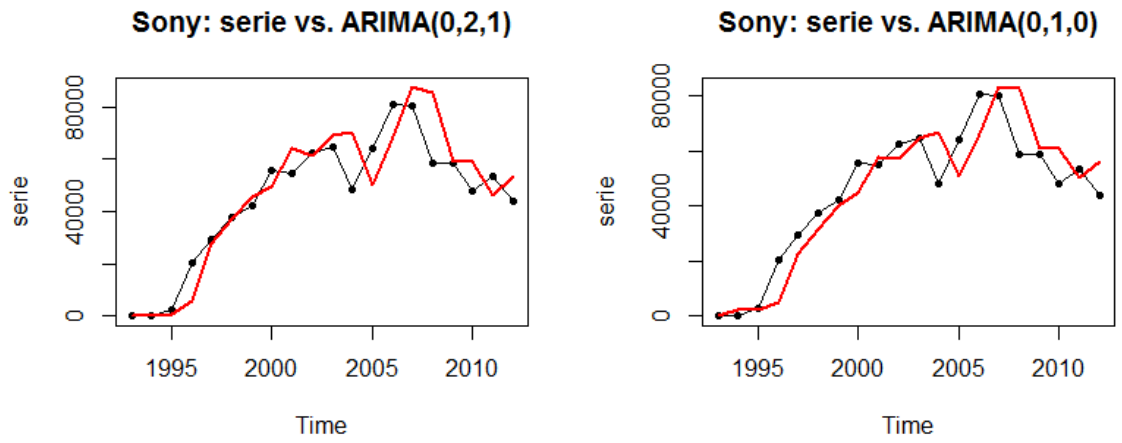


Ilustración 187: Comparativa de resultados de los modelos ARIMA(0,2,1) y ARIMA(0,1,0) sobre la serie SONY transformada

En la Ilustración 187 se muestra una doble comparación entre la serie original y la obtenida mediante el modelo ARIMA(0,2,1) y el ARIMA(0,1,0).

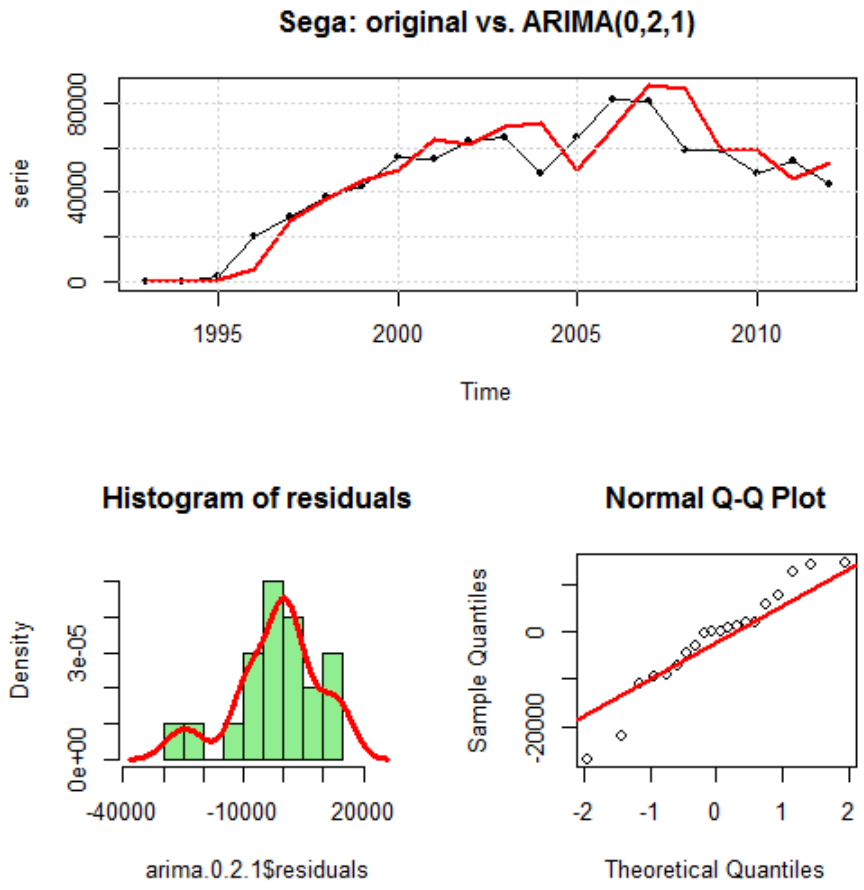


Ilustración 188: Representación gráfica del modelo ARIMA(0,2,1) para SONY

Los test de capacidad predictiva no han sido relevantes. Sin embargo, es preferible utilizar un modelo con menor diferenciación si el nivel de ajuste es suficiente y no existe pérdida en capacidad predictiva del modelo.

En la Ilustración 188 anterior se muestra una comparación entre la serie original transformada y el modelo ARIMA(0,2,1) equivalente, así como el ajuste de los residuos obtenidos en la búsqueda de arima.

Así, aunque lo lógico parece ajustar el modelo a ruido blanco, en este caso nos decantamos por el modelo ARIMA(0,2,1), ya que se corresponde con los resultados obtenidos sobre diferenciación, y ajusta con la necesaria preción para identificar correctamente la serie de videojuegos de SONY.

Los valores arima del modelo son:

```
> arima.0.2.1<-arima(serie, order=c(0,2,1), xreg=1:length(serie)-
0.000001); arima.0.2.1$coef
                    ma1 1:length(serie) - 1e-06
             -0.8148398             4004.7672922
```

Tabla 195: Coeficientes arima para el modelo ARIMA(0,2,1) de SONY

Por lo tanto, de acuerdo con los valores estimados en la función arima() de la Tabla 195 se puede identificar para la serie SONY el modelo arima siguiente:

$$Y_t = \Delta^2 X_t$$
$$Y_t - \mu = \varepsilon_t - \theta_1 \varepsilon_{t-1}$$

$$Y_t - 4004.767 = \varepsilon_t + 0.8148 \varepsilon_{t-1}$$

Ecuación 25: Modelo Arima para la serie SONY transformada, de acuerdo a resultado ARIMA(0,2,1)

11.3.11 Resumen de las variables según modelo ARIMA

Después de analizar el comportamiento de las 10 series en los apartados anteriores se puede establecer una tabla comparativa resumida de los resultados:

			Aceptación		Ajuste	
Variable	**Modelo**	**Integración**	**LogLik**	**AIC**	**Ljung**	**Box-Pierce**
Amstrad	ARIMA(2,0,0)	I(0)	-60,1996	128,3992	0,2804	0,7444
Atari	ARIMA(0,2,1)	I(2)	-72,6747	149,3494	0,9202	0,9998
Commodore	ARIMA(0,2,1)	I(2)	-135,5345	275,0690	0,7939	0,9809
Microsoft	ARIMA(0,2,1)	I(2)	-64,9520	133,9041	0,3254	0,9047
Msx	ARIMA(0,2,2)	I(2)	-45,8387	97,6774	0,8010	0,9796
NEC	ARIMA(2,2,2)	I(2)	-89,7922	189,5843	0,3678	0,8257
Nintendo	ARIMA(3,1,4)	I(1)	-174,5619	365,1237	0,8879	0,9987
Sega	ARIMA(1,1,3)	I(1)	-75,8105	161,6211	0,9824	0,9999
Sinclair	ARIMA(0,1,4)	I(1)	-71,5259	153,0517	0,8101	0,9763
SONY	ARIMA(0,2,1)	I(2)	-193,8669	391,7338	0,9657	0,9994

Tabla 196: Resumen de los resultados de modelos ARIMA sobre las variables de videojuegos

De acuerdo con los datos de la Tabla 196 se pueden extraer algunas conclusiones interesantes:

- Atari y Commodore tienen el mismo orden de integración I(2), por lo que es posible estimar una relación de cointegración para estas variables.
- Microsoft y Sony tienen también el mismo orden de integración I(2), por lo que es posible que se pueda establecer algún tipo de regresión de cointegración entre ambas variables.
- Nintendo, Sega y Sinclair tienen un orden de integración I(1), por lo que es posible que se pueda intentar estimar una cointegración entre dichas variables.
- Las variables Msx y NEC tiene orden de integración I(2), por lo que puede intentar estimarse algún tipo de relación con otras variables de su misma zona temporal.
- En principio Amstrad tiene coeficiente de integración I(0) y no puede integrarse con ninguna otra variable.
- En cuanto a Sony debe recordarse que existían dudas en cuanto a su orden de integración, estimándose finalmente un I(2), pero para el que también se indicaba un I(1), por lo que es posible que haya que realizar pruebas adicionales en el caso de cointegración entre variables en las que esté incluida, o bien samplear la serie.

11.4 Cointegración entre series temporales de videojuegos

> *For cointegration, a pair of integrated, or smooth series, must have the property that a linear combination of them is stationary. Most pairs of integrated series will not have the property, so that cointegration should be considered as a surprise when it occurs. In practice, many pairs of macro-economic series seem to have the property, as is suggested by economic theory*. (Clive W.J. Granger, 2003)

En este punto, y tomando como base los resultados de la Tabla 196, se pretende realizar un estudio de relación a largo plazo entre algunas de las diversas series de videojuegos anteriormente analizadas. Este análisis nos permitirá establecer de manera preliminar si ha existido algún tipo de influencia entre diversas marcas de videojuegos a través del tiempo.

Para este estudio se parte de 2 premisas:

1) que las series tengan el mismo valor de integración (Tabla 196) y
2) que esté el conjunto principal de datos de las series a analizar en el mismo rango temporal.

Para este estudio no es preciso respetar estrictamente las muestras utilizadas para los análisis anteriores, si bien se deberá verificar que se cumplen los condicionantes necesarios previos para ser cointegrables todas las variables.

Así mismo, para este estudio se utilizará preferentemente el método de Engle-Granger (Engle and Granger, 1987) en 2 pasos, ya que el método de Johansen (Søren Johansen, 1988) requiere de series de datos con gran volumen de información, y solo se utilizará en el caso de que esté debidamente justificado.

Aunque el propósito de esta investigación no es el de realizar proyecciones se ha estimado como el método más conveniente para su realización el de análisis mediante cointegración. Un análisis de regresión múltiple no parece la forma factible de abordar el problema ya que esta metodología intenta estimar la dependencia de la variable dependiente en más de dos variables explicativas (Draper and Smith, 1981; Fabozzi *et al.*, 2014; Ji *et al.*, 2014; Montgomery *et al.*, 2012). Este no es el propósito de esta investigación. No se define en ningún momento una sola variable como dependiente única, ni solo como explicativas a las demás variables.

Se usa la cointegración porque se estima que el modelo de explicación de relaciones entre las variables en estudio debe incluir los efectos de estas variables en sus cambios, pero sin olvidar la relación en niveles. De esta manera se obtendrán resultados más

completos y se conseguirá obtener mejores interpretaciones en los resultados. Si las variables están cointegradas, entonces se puede aceptar que en el largo plazo existe una tendencia común entre la evolución de las diversas series temporales en estudio (Arouri *et al.*, 2014; Hualde, 2014; Paul *et al.*, 2014), lo cual facilitará su análisis e interpretación sobre las posibles relaciones de correlación existentes.

Existen variados trabajos que han aplicado diversas técnicas de cointegración para explicar comportamientos de videojuegos o consolas, así como trabajos de investigación que han aplicado la cointegración para el proceso de construcción de un modelo explicativo del comportamiento de las plataformas de videojuegos. (Akra and Stevenson, 2011; Dupagne and Green, 1996; Horváth and Paap, 2012; Morrison, 2013)

No obstante lo anterior, y considerando que este trabajo de investigación es formalmente descriptivo, la utilización de los modelos de análisis por cointegración permiten fundamentar en el modelo resultante la capacidad predictiva. Es decir, si bien no se van a realizar predicciones de comportamiento de las series de patentes y/o videojuegos, ni tampoco del comportamiento de las marcas de videojuegos, la utilización de modelos de análisis de regresión por cointegración capacita completamente al modelo propuesto en 10.1 Objetivos del modelo de investigación, y que se concreta en la Ilustración 35. (Cai and Gao, 2013; Corradi *et al.*, 2001; Fabozzi *et al.*, 2014; Koivu *et al.*, 2005; Lanza *et al.*, 2005; Na *et al.*, 2013; Tawadros, 2001)

Es por ello que en función de todo lo anteriormente expuesto se considera que las series que se van a analizar en principio son:

- Atari vs Commodore
- Nintendo, Sega y Sinclair, por parejas y/o en grupo
- Microsoft y Sony, si bien para el caso de Sony es preciso verificar con sumo cuidado que su coeficiente de integración se ajuste correctamente.

11.4.1 Relación entre Atari y Commodore

Las variables Atari y Commodore se van a relacionar tomando como base la serie temporal desde 1976 hasta 2011, que es la serie de Atari que se ha estudiado anteriormente, y que Commodore tiene suficientes datos como para hacer la comparativa.

11.4.1.1 Establecimiento de la relación entre ambas variables

Se considera que ambas variables siguen una relación lineal con intercepción de forma que se puede establecer como: $Y_t = \alpha + \beta X_t + \varepsilon_t$, donde Y sería la serie de Atari, X representaría a Commodore, ε_t correspondería con los residuos estacionarios de la regresión.

```
> jarque.bera.test(atari); jarque.bera.test(commo)

        Jarque Bera Test

data:  atari
X-squared = 8.7764, df = 2, p-value = 0.01242


        Jarque Bera Test

data:  commo
X-squared = 7.0547, df = 2, p-value = 0.02938
```

Tabla 197: Contraste de normalidad de las series Atari y Commodore

Tal y como se observa en Tabla 197 ninguna de las series está ajustada a normalidad, por lo que se decide sendas transformaciones mediante BoxCox[110] de forma que la ecuación de transformación sería: $Y_t^{bc} = boxcox[Y_t], X_t^{bc} = boxcox[X_t]$
$Y_t^{bc} = \alpha + \beta X_t^{bc} + \varepsilon_t$

```
> jarque.bera.test(bcAtari); jarque.bera.test(bcCommo)

        Jarque Bera Test

data:  bcAtari
X-squared = 1.1942, df = 2, p-value = 0.5504

        Jarque Bera Test

data:  bcCommo
X-squared = 0.576, df = 2, p-value = 0.7498
```

Tabla 198: Contraste de normalidad de las series Atari y Commodore transformadas mediante BoxCox

[110] Ver el título Transformaciones de datos: Box-Cox, en el Anexo 3, y se utiliza la Ecuación 49: Transformación de Box-Cox, para valores muestrales positivos

En la Tabla 198 se puede observar que ahora sí se ajustan ambas series a la normalidad. De esta forma, todos los análisis posteriores se realizan tomando como base estas series transformadas.

A continuación se procede a realizar la regresión de ambas series, con intercepto, y la verificación de los principales estadísticos:

```
> co.lgac<-lm(bcAtari~bcCommo); summary(co.lgac)

Call:
lm(formula = bcAtari ~ bcCommo)

Residuals:
    Min      1Q  Median      3Q     Max
-3.9540 -1.1383 -0.1093  1.4505  3.8619

Coefficients:
            Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept)  0.76616    0.54090   1.416    0.166
bcCommo      0.95531    0.07313  13.064 8.27e-15 ***
---
Signif. codes:  0 ‘***’ 0.001 ‘**’ 0.01 ‘*’ 0.05 ‘.’ 0.1 ‘ ’ 1

Residual standard error: 1.915 on 34 degrees of freedom
Multiple R-squared: 0.8339,    Adjusted R-squared: 0.829
F-statistic: 170.7 on 1 and 34 DF,  p-value: 8.268e-15

> durbinWatsonTest(co.lgac, max.lag=1, method="normal",
alternative="two.sided")
 lag Autocorrelation D-W Statistic p-value
   1       0.5652248      0.845676       0
 Alternative hypothesis: rho != 0
```

Tabla 199: Regresión por mínimos cuadrados entre las series transformadas de Atari y Commodore, y el estadístico de Durbin-Watson de la regresión

Podemos observar en la Tabla 199 sobre los estadísticos de Durbin-Watson y R^2 que DW > R^2 => 0.845676 > 0.8339. De esta manera el modelo se establecería de la forma:

$$Y_t^{bc} = boxcox\left[\text{atari}_t\right], X_t^{bc} = boxcox\left[\text{commodore}_t\right]$$
$$Y_t^{bc} = 0.766 + 0.955 X_t^{bc} + \varepsilon_t$$

Ecuación 26: Función de regresión entre Atari y Commodore, siendo Atari variable dependiente

En cuanto a los residuos, estos se ajustan a la normalidad tal y como se ve tanto en los resultados de la Tabla 200 como en la Ilustración 189:

```
> jarque.bera.test(co.lgac.res)

        Jarque Bera Test

data:  co.lgac.res
X-squared = 0.474, df = 2, p-value = 0.789
```

Tabla 200: Resultado de contraste de normalidad de los residuos de la regresión lineal de las series transformadas de Atari y Commodore

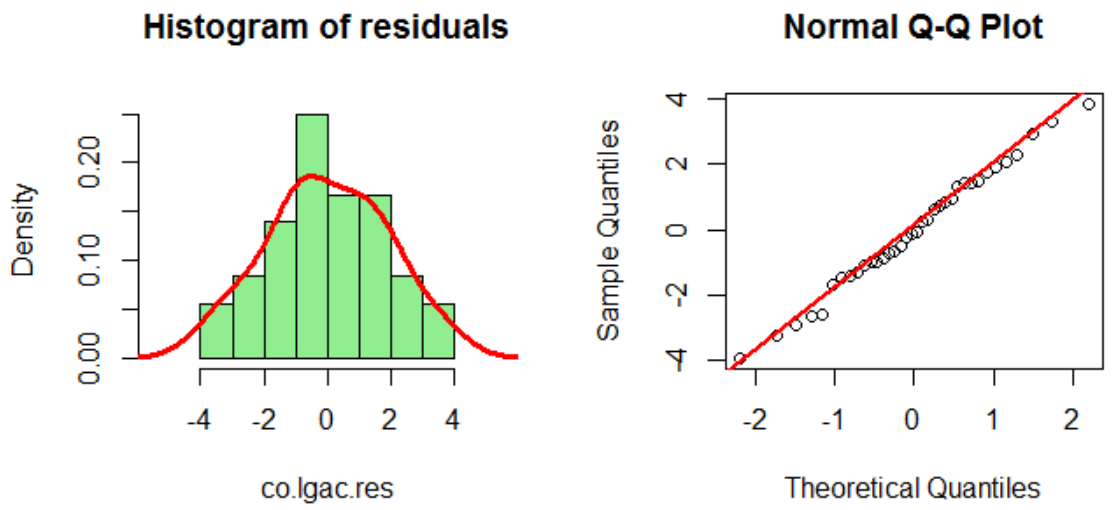


Ilustración 189: Gráfico de normalidad de los residuos de la regresión lineal de las series transformadas de Atari y Commodore

No obstante, el estadístico de R^2 es muy alto en relación con el DW lo que, en principio, puede indicar una relación espuria. Para verificar la idoneidad de esta relación se procede a su verificación por 2 métodos:

1) establecer una regresión por ecuación de diferencias y
2) verificar si existe cointegración entre las variables.

11.4.1.2 Verificación de la regresión mediante diferencias

Para este sistema de verificación se establece la siguiente ecuación:

$$Y_t^{bc} = boxcox[Y_t], X_t^{bc} = boxcox[X_t]$$
$$d[Y_t^{bc}] = \alpha + \beta d[X_t^{bc}] + \varepsilon_t$$

Ahora se realiza una nueva regresión

```
> d.co.lgac<-lm(d.bcAtari~d.bcCommo); summary(d.co.lgac)

Call:
lm(formula = d.bcAtari ~ d.bcCommo)

Residuals:
    Min      1Q  Median      3Q     Max
-3.2335 -1.0641  0.1316  0.8149  3.7546

Coefficients:
             Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept) -0.008003   0.290586  -0.028 0.978194
d.bcCommo    0.677010   0.157664   4.294 0.000145 ***
---
Signif. codes:  0 ‘***’ 0.001 ‘**’ 0.01 ‘*’ 0.05 ‘.’ 0.1 ‘ ’ 1

Residual standard error: 1.708 on 33 degrees of freedom
```

```
Multiple R-squared: 0.3585,   Adjusted R-squared: 0.339
F-statistic: 18.44 on 1 and 33 DF,  p-value: 0.000145

> durbinWatsonTest(d.co.lgac, max.lag=1, method="normal", alternative
="two.sided")
 lag Autocorrelation D-W Statistic p-value
   1      0.07594008      1.779561   0.432
 Alternative hypothesis: rho != 0
```

Tabla 201: Regresión por mínimos cuadrados entre las series transformadas y diferenciadas de Atari y Commodore, y el estadístico de Durbin-Watson de la regresión

En este caso, podemos observar en la Tabla 201 sobre los estadísticos de Durbin-Watson y R^2 que DW > R^2 => 1.7956 > 0.3585. Además el estadístico DW para una muestra de n = 35 valores y k = 1 regresor, nos da un intervalo crítico al 5% entre [1,4019, 1,5191]. Dado que el DW (1.7956) está fuera de este intervalo crítico, podemos asegurar que su ajuste es correcto.

Desde el punto de vista de este método de ajuste, podemos considerar que Atari y Commodore mantienen una relación mediante regresión lineal por mínimos cuadrados.

11.4.1.3 Verificación de la regresión mediante cointegración

Puesto que estamos siguiendo la metodología de Engle-Granger, procedemos a verificar que sean integradas ambas series del mismo orden:

Variable	PP	ADF	KPSS
bcAtari	1	2	2
bcCommo	1	2	2

Tabla 202: Ordenes de integración calculados con la función ndiffs() para las series transformadas de Atari y Commodore

Como se puede comprobar en la Tabla 202, los test de Philips-Perron, ADF y KPSS aplicados por la función ndiffs() dan los mismos valores de integración para ambas variables, por lo que se puede considerar que son variables integrables del mismo orden.

```
> summary(ur.ers(bcAtari, model="const")); summary(ur.ers(bcCommo,
model="const"))

###############################################
# Elliot, Rothenberg and Stock Unit Root Test #
###############################################

Test of type DF-GLS
detrending of series with intercept


Call:
lm(formula = dfgls.form, data = data.dfgls)

Residuals:
    Min      1Q  Median      3Q     Max
-3.4172 -1.1482  0.5205  1.0310  3.8183
```

```
Coefficients:
             Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
yd.lag       -0.060580   0.050942  -1.189   0.2451
yd.diff.lag1  0.383249   0.185177   2.070   0.0486 *
yd.diff.lag2 -0.068532   0.196950  -0.348   0.7307
yd.diff.lag3  0.006782   0.194990   0.035   0.9725
yd.diff.lag4  0.123760   0.156679   0.790   0.4367
---
Signif. codes:  0 ‘***’ 0.001 ‘**’ 0.01 ‘*’ 0.05 ‘.’ 0.1 ‘ ’ 1

Residual standard error: 1.709 on 26 degrees of freedom
Multiple R-squared: 0.1957,    Adjusted R-squared: 0.04105
F-statistic: 1.265 on 5 and 26 DF,  p-value: 0.3085


Value of test-statistic is: -1.1892

Critical values of DF-GLS are:
                1pct  5pct 10pct
critical values -2.63 -1.95 -1.62


################################################
# Elliot, Rothenberg and Stock Unit Root Test #
################################################

Test of type DF-GLS
detrending of series with intercept


Call:
lm(formula = dfgls.form, data = data.dfgls)

Residuals:
    Min      1Q  Median      3Q     Max
-2.9819 -0.9116  0.1269  0.7862  2.8597

Coefficients:
             Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
yd.lag       -0.04574    0.03920  -1.167    0.254
yd.diff.lag1 -0.14770    0.19052  -0.775    0.445
yd.diff.lag2  0.06471    0.18890   0.343    0.735
yd.diff.lag3  0.16560    0.18070   0.916    0.368
yd.diff.lag4  0.06081    0.15797   0.385    0.703

Residual standard error: 1.356 on 26 degrees of freedom
Multiple R-squared: 0.09687,   Adjusted R-squared: -0.07681
F-statistic: 0.5578 on 5 and 26 DF,  p-value: 0.7312


Value of test-statistic is: -1.1668

Critical values of DF-GLS are:
                1pct  5pct 10pct
critical values -2.63 -1.95 -1.62
```

Tabla 203: Calculo de raíces unitarias en las series transformadas de Atari y Commodore mediante el contraste de Elliott, Rothenberg & Stock unit root test

Tal y como se comprueba en la Tabla 203, la serie bcAtari presenta un estadístico con valor -1.1892 que acepta la hipótesis nula de presencia de raíces unitarias al 10%. De igual manera, la serie bcCommo presenta un estadístico con valor -1.1668 que acepta la hipótesis nula de presencia de raíces unitarias al 10%.

En segundo lugar, debemos averiguar si los residuos de la regresión presentan raíces unitarias. Para ello tomas los resultados presentados en la Tabla 201 y se aplica un test de presencia de raíces a los residuos:

```
> summary(ur.df(co.lgac.res, type="none"))

###############################################
# Augmented Dickey-Fuller Test Unit Root Test #
###############################################

Test regression none


Call:
lm(formula = z.diff ~ z.lag.1 - 1 + z.diff.lag)

Residuals:
    Min      1Q  Median      3Q     Max
-3.3995 -0.8306  0.1124  0.8252  2.8729

Coefficients:
           Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
z.lag.1     -0.5522     0.1574  -3.507  0.00137 **
z.diff.lag   0.2822     0.1697   1.662  0.10618
---
Signif. codes:  0 ‘***’ 0.001 ‘**’ 0.01 ‘*’ 0.05 ‘.’ 0.1 ‘ ’ 1

Residual standard error: 1.54 on 32 degrees of freedom
Multiple R-squared: 0.2777,   Adjusted R-squared: 0.2325
F-statistic: 6.151 on 2 and 32 DF,  p-value: 0.005491


Value of test-statistic is: -3.5071

Critical values for test statistics:
      1pct  5pct 10pct
tau1 -2.62 -1.95 -1.61
```

Tabla 204: Contraste de Dickey-Fuller aumentado para la serie de residuos de la regresión lineal de las series transformadas Atari y Commodore

Tal y como parece en la Tabla 204, el valor del estadístico[111] de contraste ADF para los residuos de la regresión de las series transformadas es de -3.507, que rechaza la hipótesis nula de existencia de raíces unitarias en el conjunto de los residuos al 1%.

Además, tal y como ya se verificó en la Tabla 200 se ajustan a la normalidad según el test de Jarque Bera.

En definitiva, se puede considerar que la relación entre Atari y Commodore presentada en la Ecuación 26 no es espuria.

[111] El estadístico se ha calculado sin tendencia ni constante ya que partimos del supuesto que se tratará de ruido blanco bajo una normal

11.4.1.4 Contraste de causalidad en el sentido de Granger a la relación

Para el contraste de causalidad en el sentido de Granger se van testear[112] las dos relaciones siguientes:

$$Y_t^{bc} = boxcox\left[Y_t\right], X_t^{bc} = boxcox\left[X_t\right] | Y_t \rightarrow A\text{tari}, X_t \rightarrow \text{Commodore}$$

$$Y_t^{bc} = \alpha + \beta X_t^{bc} + \varepsilon_t \quad (1)$$

$$X_t^{bc} = \alpha + \beta Y_t^{bc} + \varepsilon_t \quad (2)$$

En este sentido la relación (1) indica que la variable Commodore transformada es causa de la variable Atari transformada, y la relación (2) mostraría que la variable Atari es causa de la variable Commodore.

Para esto acudimos a la Tabla 205, donde observamos que para lags 1 al 3 la relación (1) es aceptada la H_0, por lo que se estima que Commodore no es causa de la variable Atari.

Por otro lado, la relación (2), en lags del 1 al 5, es rechazada la H_0, por lo que se estima como correcta la alternativa: la variable Atari es causa en el sentido de Granger de la variable Commodore.

```
> granger.test(dataAC, p=1); granger.test(dataAC, p=2);
granger.test(dataAC, p=3); granger.test(dataAC, p=4);
granger.test(dataAC, p=5)
                F-statistic    p-value
commo -> atari   0.1261074 0.72483266
atari -> commo   6.0729380 0.01928338
                F-statistic     p-value
commo -> atari    4.411927 0.021240612
atari -> commo    6.602733 0.004334357
                F-statistic      p-value
commo -> atari    2.208435 0.1110592601
atari -> commo    8.508459 0.0004193144
                F-statistic     p-value
commo -> atari    6.168678 0.001590985
atari -> commo    7.760678 0.000411655
                F-statistic      p-value
commo -> atari    4.558045 0.0061661730
atari -> commo    7.241576 0.0005139084
```

Tabla 205: Valores F Snedecor y p-valores asociados al test para la relación bivaluada Atari-Commodore

[112] Para realizar el test de causalidad de Granger se ha utilizado el programa Eviews, y su verificación se ha realizado en R con la librería 'MSBVAR', utilizando la función granger.test(). La hipótesis nula es la de que la variable independiente no es causa de la variables dependiente, y dado que nos proporciona los p-valores asociados al test, y el valor crítico utilizado es el de α = 0.05, cualquier p-valor que sea inferior a dicho valor crítico rechaza la H_0 y acepta la hipótesis alternativa que dicta que la variable independiente sí es causa de la variable dependiente. Siempre consideramos la causalidad en el sentido de Granger, que es estadística y no lógica.

De esto se deduce que la relación que tiene incidencia de causalidad es la siguiente:

$$Y_t^{bc} = boxcox\left[Y_t\right], X_t^{bc} = boxcox\left[X_t\right] | \, Y_t \to Atari, X_t \to \text{Commodore}$$
$$X_t^{bc} = \alpha + \beta Y_t^{bc} + \varepsilon_t$$

Realizando los mismos cálculos que en el Título 11.4.1.1, encontramos:

```
> co.lgac<-lm(bcCommo~bcAtari); summary(co.lgac)

Call:
lm(formula = bcCommo ~ bcAtari)

Residuals:
   Min     1Q Median     3Q    Max
-3.108 -1.382  0.156  1.204  4.099

Coefficients:
            Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept)  0.32323    0.52918   0.611    0.545
bcAtari      0.87288    0.06682  13.064 8.27e-15 ***
---
Signif. codes:  0 ‘***’ 0.001 ‘**’ 0.01 ‘*’ 0.05 ‘.’ 0.1 ‘ ’ 1

Residual standard error: 1.831 on 34 degrees of freedom
Multiple R-squared: 0.8339,    Adjusted R-squared: 0.829
F-statistic: 170.7 on 1 and 34 DF,  p-value: 8.268e-15

> durbinWatsonTest(co.lgac, max.lag=1, method="normal",
alternative="two.sided")
 lag Autocorrelation D-W Statistic p-value
   1       0.5571745     0.8183361       0
 Alternative hypothesis: rho != 0
> jarque.bera.test(co.lgac.res)

        Jarque Bera Test

data:  co.lgac.res
X-squared = 0.474, df = 2, p-value = 0.789
```

Tabla 206: Relación por MCO de Commodore dependiente de Atari

En la Tabla 206 se puede ver que el contraste de normalidad de residuos es bueno, pero que el DW de la relación es inferior al R^2 de los residuos, lo que podría indicar una relación espuria. En este caso, se procede a realizar la verificación por regresión MCO de la primera diferencia de ambas series:

```
> d.co.lgac<-lm(d.bcCommo~d.bcAtari); summary(d.co.lgac)

Call:
lm(formula = d.bcCommo ~ d.bcAtari)

Residuals:
    Min      1Q  Median      3Q     Max
-3.6730 -0.5911  0.0410  0.5828  3.1981

Coefficients:
            Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept)   0.1406     0.2558   0.550 0.586234
d.bcAtari     0.5295     0.1233   4.294 0.000145 ***
---
Signif. codes:  0 ‘***’ 0.001 ‘**’ 0.01 ‘*’ 0.05 ‘.’ 0.1 ‘ ’ 1
```

```
Residual standard error: 1.51 on 33 degrees of freedom
Multiple R-squared: 0.3585,    Adjusted R-squared: 0.339
F-statistic: 18.44 on 1 and 33 DF,  p-value: 0.000145

> durbinWatsonTest(d.co.lgac, max.lag=1, method="normal",
alternative="two.sided")
 lag Autocorrelation D-W Statistic p-value
   1      0.03393013      1.824594   0.538
 Alternative hypothesis: rho != 0
> jarque.bera.test(d.co.lgac.res)

        Jarque Bera Test

data:  d.co.lgac.res
X-squared = 0.1367, df = 2, p-value = 0.9339
```

Tabla 207: Relación por MCO de Commodore dependiente de Atari, en primeras diferencias para verificar la regresión previa

Tal y como se verifica en la Tabla 207 el coeficiente de Jarque Bera de los residuos indica claramente normalidad, y el DW de la regresión es superior al coeficiente R^2 de la regresión (1,824594 > 0,3585), por lo que al verificar estos estadísticos podemos establecer que la relación no es espuria y que la variable Atari es causa de Commodore y la regresión es correcta.

$$Y_t^{bc} = boxcox\left[\text{atari}_t\right], X_t^{bc} = boxcox\left[\text{commodore}_t\right]$$
$$X_t^{bc} = 0.32 + 0.87 Y_t^{bc} + \varepsilon_t$$

Ecuación 27: Función de regresión entre Atari y Commodore, siendo Commodore variable dependiente

11.4.1.5 Modelo Corrección de Error

En este punto se realiza la aplicación de ECM[113] para las 2 regresiones que se han establecido entre Atari y Commodore.

El ECM relacionado con la Ecuación 27:

```
> #atari -> commodore
> co.lgac<-lm(bcCommo~bcAtari)
> ecm<-ts(co.lgac$res, start=1976)
> ecm.lag1<-window(lag(ecm, k=-1), start=1977, end=2011)
> lm.ecm<-lm(d.bcCommo~d.bcAtari+ecm.lag1);summary(lm.ecm)

Call:
lm(formula = d.bcCommo ~ d.bcAtari + ecm.lag1)

Residuals:
     Min       1Q   Median       3Q      Max
-2.24783 -0.48178 -0.05254  0.51785  2.21472
```

[113] Equation Correction Model, por su terminología en inglés y que es la que se usará en adelante.

```
Coefficients:
            Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept)   0.1397     0.2065   0.677 0.503348
d.bcAtari     0.4752     0.1003   4.738 4.25e-05 ***
ecm.lag1     -0.4979     0.1152  -4.320 0.000141 ***
---
Signif. codes:  0 ‘***’ 0.001 ‘**’ 0.01 ‘*’ 0.05 ‘.’ 0.1 ‘ ’ 1

Residual standard error: 1.219 on 32 degrees of freedom
Multiple R-squared: 0.5948,    Adjusted R-squared: 0.5695
F-statistic: 23.49 on 2 and 32 DF,  p-value: 5.279e-07

> durbinWatsonTest(lm.ecm, max.lag=1, method="normal",
alternative="two.sided")
 lag Autocorrelation D-W Statistic p-value
   1       0.1947142      1.537443   0.116
 Alternative hypothesis: rho != 0
> lm.ecm.res<-ts(residuals(lm.ecm), start=1977)
> jarque.bera.test(lm.ecm.res); white.test(lm.ecm.res);
bptest(lm.ecm.res~c(1:length(lm.ecm.res)))

        Jarque Bera Test

data:  lm.ecm.res
X-squared = 0.321, df = 2, p-value = 0.8517

        White Neural Network Test

data:  lm.ecm.res
X-squared = 1.8881, df = 2, p-value = 0.3891

        studentized Breusch-Pagan test

data:  lm.ecm.res ~ c(1:length(lm.ecm.res))
BP = 0.1075, df = 1, p-value = 0.743
```

Tabla 208: Cálculo de ECM de la Ecuación 27, con Atari como variable independiente

Los datos de la Tabla 208 permiten calcular una ecuación de ECM siguiente:

$$Y_t^{bc} = boxcox\left[\text{atari}_t\right], X_t^{bc} = boxcox\left[\text{commodore}_t\right]$$
$$d[X_t^{bc}] = 0.14 + 0.475 d[Y_t^{bc}] - 0.498\varepsilon 1_{t-1} + \varepsilon 2_t$$

Ecuación 28: ECM para la regresión de la Ecuación 27, con Atari como variable independiente

Como se puede verificar en primera instancia, el F-test es significativo, ya que es inferior al 0.05 y permite asegurar que la regresión MCO es correcta. Así mismo, el p-valor de las variables de la regresión de ECM es significativo.

De otra parte, al analizar someramente los residuos, vemos que pasan el test de normalidad de Jarque Bera (p-valor = 0.8517), y se puede indicar que no tiene heterocedasticidad, ya que pasan el test de White (p-valor = 0.3891) y el de Breusch-Pagan (p-valor = 0.743), cuyas hipótesis nulas son de ausencia de heterocedasticidad.

Por otra parte, el ECM relacionado con la Ecuación 26:

```
> #commodore -> atari
> co.lgac<-lm(bcAtari~bcCommo)
```

```
> ecm<-ts(co.lgac$res, start=1976)
> ecm.lag1<-window(lag(ecm, k=-1), start=1977, end=2011)
> lm.ecm<-lm(d.bcAtari~d.bcCommo+ecm.lag1);summary(lm.ecm)

Call:
lm(formula = d.bcAtari ~ d.bcCommo + ecm.lag1)

Residuals:
    Min      1Q  Median      3Q     Max
-3.2382 -0.8207  0.1386  0.9600  3.1701

Coefficients:
            Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept) -0.02639    0.27259  -0.097    0.923
d.bcCommo    0.83941    0.16316   5.145 1.31e-05 ***
ecm.lag1    -0.37574    0.15974  -2.352    0.025 *
---
Signif. codes:  0 ‘***’ 0.001 ‘**’ 0.01 ‘*’ 0.05 ‘.’ 0.1 ‘ ’ 1

Residual standard error: 1.601 on 32 degrees of freedom
Multiple R-squared: 0.453,    Adjusted R-squared: 0.4188
F-statistic: 13.25 on 2 and 32 DF,  p-value: 6.418e-05

>       durbinWatsonTest(lm.ecm,       max.lag=1,       method="normal",
alternative="two.sided")
 lag Autocorrelation D-W Statistic p-value
   1       0.1679825      1.615035   0.182
 Alternative hypothesis: rho != 0
> lm.ecm.res<-ts(residuals(lm.ecm), start=1977)
>
jarque.bera.test(lm.ecm.res);white.test(lm.ecm.res);bptest(lm.ecm.res~c(
1:length(lm.ecm.res)))

      Jarque Bera Test

data:  lm.ecm.res
X-squared = 0.0326, df = 2, p-value = 0.9838

      White Neural Network Test

data:  lm.ecm.res
X-squared = 0.0416, df = 2, p-value = 0.9794

      studentized Breusch-Pagan test

data:  lm.ecm.res ~ c(1:length(lm.ecm.res))
BP = 1.4528, df = 1, p-value = 0.2281
```

Tabla 209: Cálculo de ECM de la Ecuación 26, con Commodore como variable independiente

Los datos de la Tabla 209 permiten calcular una ecuación de ECM siguiente:

$$Y_t^{bc} = boxcox\left[\text{atari}_t\right], X_t^{bc} = boxcox\left[\text{commodore}_t\right]$$
$$d[Y_t^{bc}] = -0.026 + 0.84 d[X_t^{bc}] - 0.38\varepsilon 1_{t-1} + \varepsilon 2_t$$

Ecuación 29: ECM para la regresión de la Ecuación 26, con Commodore como variable independiente

Como se puede verificar en primera instancia, el F-test es significativo, ya que es inferior al 0.05 y permite asegurar que la regresión MCO es correcta. Así mismo, el p-valor de las variables de la regresión de ECM es significativo.

De otra parte, al analizar someramente los residuos, vemos que pasan el test de normalidad de Jarque Bera (p-valor = 0.9838), y se puede indicar que no tiene heterocedasticidad, ya que pasan el test de White (p-valor = 0.9794) y el de Breusch-Pagan (p-valor = 0.2281), cuyas hipótesis nulas son de ausencia de heterocedasticidad.

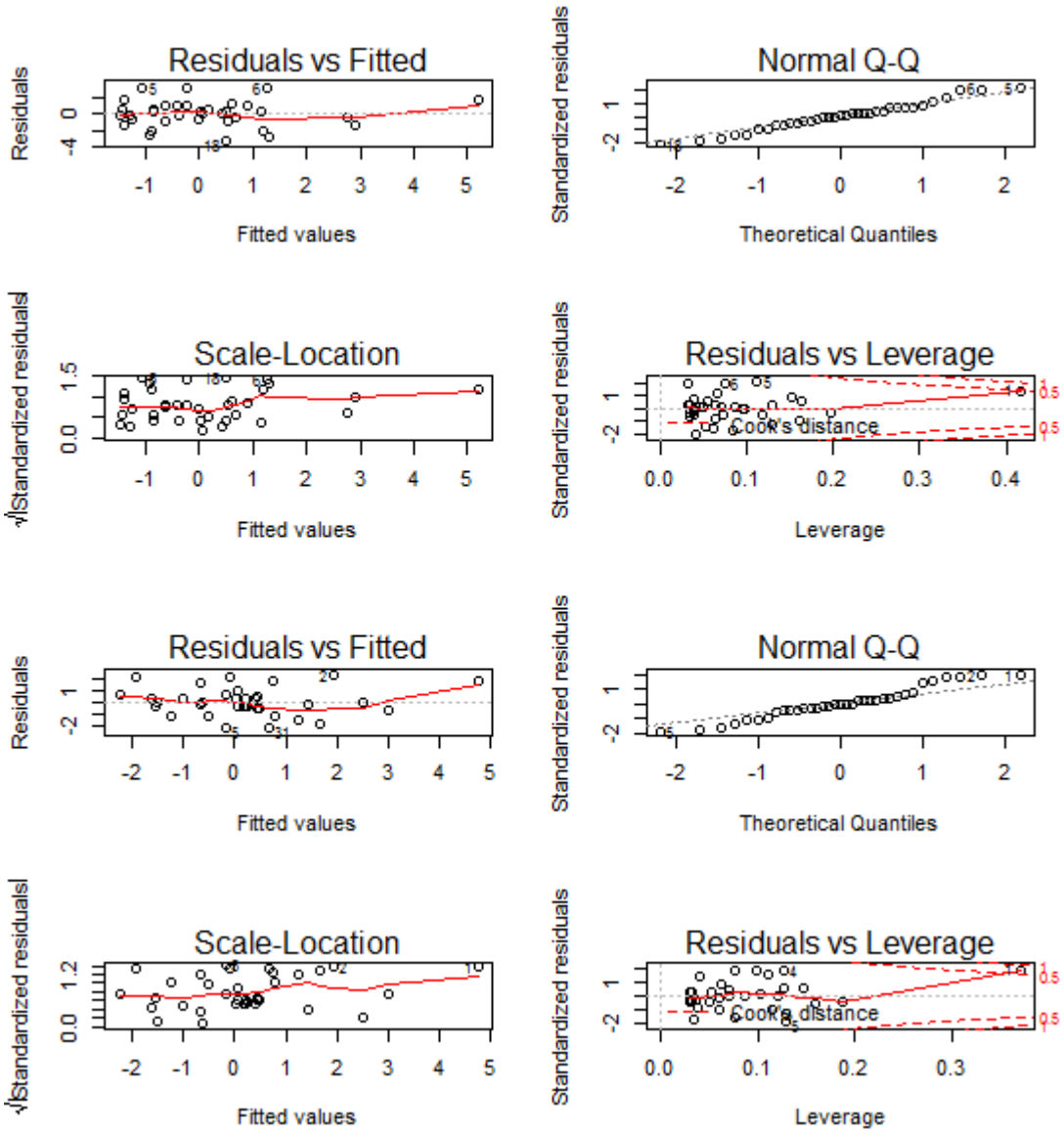


Ilustración 190: Comportamiento de los residuales de las ecuaciones ECM: arriba ECM de Ecuación 26, abajo ECM de Ecuación 27

11.4.2 Relación entre Nintendo, Msx, NEC, Sega y Sinclair

Las variables Nintendo, Msx, Nec, Sega y Sinclair se van a relacionar tomando como base la serie temporal desde 1981 hasta 2012, que es la serie temporal de Nintendo que se ha estudiado anteriormente, aunque se analizan los ajustes a realizar en función del conjunto de datos de las demás variables.

Si consideramos el periodo más reducido [1981 - 2000], podemos ver que las series tienen un ajuste a la normalidad:

```
> # 1981 - 2000
> jarque.bera.test(nintendo); jarque.bera.test(sega);
jarque.bera.test(sinclair); jarque.bera.test(msx); jarque.bera.test(nec)

        Jarque Bera Test

data:  nintendo
X-squared = 1.443, df = 2, p-value = 0.486

        Jarque Bera Test

data:  sega
X-squared = 2.0614, df = 2, p-value = 0.3568

        Jarque Bera Test

data:  sinclair
X-squared = 2.0167, df = 2, p-value = 0.3648

        Jarque Bera Test

data:  msx
X-squared = 2.797, df = 2, p-value = 0.247

        Jarque Bera Test

data:  nec
X-squared = 2.1537, df = 2, p-value = 0.3407
```

Tabla 210: Verificación de la normalidad de las series Nintendo, Msx, Nec, Sega y Sinclair ajustadas al periodo 1981-2000

Un periodo más extenso provoca desajustes en las series, dada la deficiente longitud en las observaciones en Nec, Msx y Sinclair, y las diferencias de ajuste en las observaciones anuales con Sega y Nintendo[114].

En la Ilustración 191 se observa que el periodo escogido permite comparar de manera equivalente las observaciones de las 5 series de datos.

[114] Más adelante se realiza un análisis entre Sega, Nintendo y Microsoft

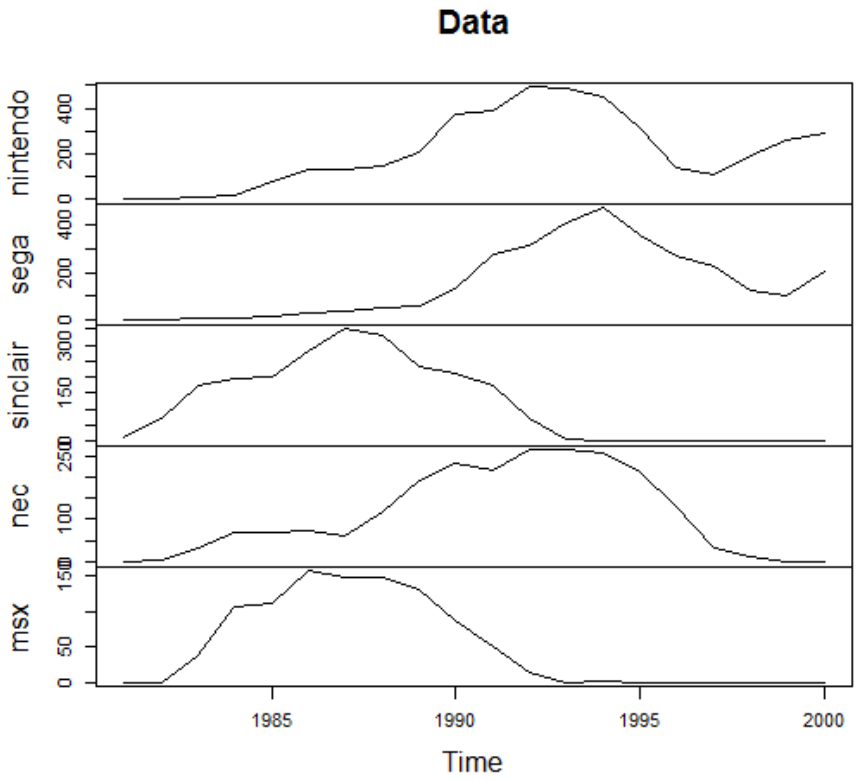


Ilustración 191: Muestra de las series Nintendo, Msx, Nec, Sega y Sinclair en el periodo 1981-2000

Puesto que estamos siguiendo la metodología de Engle-Granger, procedemos a verificar el nivel de integración de las series.

11.4.2.1 Análisis de nivel integración: raíces unitarias de las series

En un primer análisis se recurre a la función ndiffs() para que dé una aproximación de la integración de las series:

Variable	PP	ADF	KPSS
Nintendo	2	2	1
Sega	2	2	1
Sinclair	2	2	1
Nec	2	2	0
Msx	2	0	0

Tabla 211: Calculo de raíces unitarias utilizando la función ndiffs() para Nintendo, Msx, Nec, Sega y Sinclair

Los resultados de la Tabla 211 muestran una igualdad de comportamiento para Nintendo, Sega y Sinclair, pero no homogéneo con Nec y Msx. De esta manera se hace un segundo contraste para cada serie sobre la presencia de raíces unitarias.

Debido a ello se procede a realizar un análisis más minucioso de cada serie, original y diferenciada –si es el caso- para verificar[115] el orden de integración y la presencia de tendencia y/o constante.

Variable	Model	Lags	statistic		1pct	5pct	10pct	Results
nintendo	trend	1	tau3	-2,3082	-4,3800	-3,6000	-3,2400	I(1)
			phi2	1,9744	8,2100	5,6800	4,6700	
			phi3	2,7974	10,6100	7,2400	5,9100	No trend
	drift	1	tau2	-2,2155	-3,7500	-3,0000	-2,6300	I(1)
			phi1	2,6212	7,8800	5,1800	4,1200	No drift
	none	1	tau1	-0,7886	-2,6600	-1,9500	-1,6000	**I(1)**
d(nintendo, 1)	trend	3	tau3	-2,7248	-4,3800	-3,6000	-3,2400	I(1)
			phi2	2,5286	8,2100	5,6800	4,6700	
			phi3	3,7909	10,6100	7,2400	5,9100	No trend
	drift	1	tau2	-2,2152	-3,7500	-3,0000	-2,6300	I(1)
			phi1	2,4582	7,8800	5,1800	4,1200	No drift
	none	1	tau1	-2,2143	-2,6600	-1,9500	-1,6000	**I(0)**

Tabla 212: Análisis de presencia de raíces unitarias y modelo de la serie (constante, tendencia) para Nintendo

En la Tabla 212 se puede observar que no hay presencia de tendencia en la serie Nintendo original o con primera diferencia. De igual manera, tampoco hay evidencia de presencia de constante en el modelo en ninguno de los casos. Por ello se considera que Nintendo se comporta como ruido blanco sin constante ni tendencia.

Por otro lado, el estadístico 'tau' es mayor que los valores de contraste al 5% en el caso de la variable original, indicando la presencia de una raíz unitaria y orden I(1). Sin embargo, en el caso de la serie diferenciada, y dado que su modelo es sin constante ni tendencia (none), el tau válido es el de la regresión con modelo 'none', y su valor es menor que el estadístico al 5% (-2.2143 < -1.95) por lo que se rechazaría la hipótesis de presencia de raíz unitaria, y la serie diferenciada seria de orden I(0).

En consecuencia, la serie Nintendo, según los datos de la Tabla 212, permite considerar que se trata de serie con un modelo de ruido blanco y nivel de integración I(1).

[115] Las verificaciones siguientes se realizan con la función ur.df() del paquete 'urca'. Para calcular el orden de integración final se recurre al criterio BIC, y se verifica que el p-valor del F-test de la regresión sea inferior al 0.5%. Si no es posible que el p-valor del f-test sea inferior al 0.5 se admite el que menor p-valor asociado tenga, dado que el F-test sirve para encontrar el menor nº de lags para la regresión junto con el BIC.

Variable	Model	Lags	statistic		1pct	5pct	10pct	Results
sega	trend	3	tau3	-6,0120	-4,3800	-3,6000	-3,2400	I(0)
			phi2	12,5696	8,2100	5,6800	4,6700	
			phi3	18,3871	10,6100	7,2400	5,9100	Trend
	drift	4	tau2	-0,8298	-3,7500	-3,0000	-2,6300	I(1)
			phi1	1,4485	7,8800	5,1800	4,1200	No drift
	none	1	tau1	0,7297	-2,6600	-1,9500	-1,6000	**I(1)**
d(sega, 1)	trend	3	tau3	-3,5719	-4,3800	-3,6000	-3,2400	I(1)
			phi2	4,6966	8,2100	5,6800	4,6700	
			phi3	6,9192	10,6100	7,2400	5,9100	No trend
	drift	3	tau2	-3,8835	-3,7500	-3,0000	-2,6300	I(0)
			phi1	7,6787	7,8800	5,1800	4,1200	Drift
	none	3	tau1	-3,4228	-2,6600	-1,9500	-1,6000	**I(0)**

Tabla 213: Análisis de presencia de raíces unitarias y modelo de la serie (constante, tendencia) para Sega

En la Tabla 213 se puede observar que hay presencia de tendencia en la serie Sega original. Por otra parte, no hay evidencia de presencia de constante en el modelo de la serie original. En el caso del análisis con 'drift' vemos que hay presencia de raíz unitaria, así como en el modelo 'none'. Por ello se considera que Sega tiene un componente tendencial y presencia de raíz unitaria en el modelo de serie original.

En la serie con primera diferencia, se evidencia que un comportamiento contradictorio en el modelo con tendencia y los modelos 'drift' y 'none', de forma que el modelo 'drift' nos indica que no hay más raíces unitarias. En el caso de la serie diferenciada, y dado que su modelo es con constante ni tendencia (none), el valor de tau es menor que el estadístico al 5% (-3.8835 < -3.00) por lo que se rechazaría la hipótesis de presencia de raíz unitaria, lo que nos deja la serie Sega como integrada[116] de nivel 1: I(1).

Variable	Model	Lags	statistic		1pct	5pct	10pct	Results
sinclair	trend	5	tau3	-4,3012	-4,3800	-3,6000	-3,2400	I(0)
			phi2	8,9096	8,2100	5,6800	4,6700	
			phi3	9,3012	10,6100	7,2400	5,9100	Trend
	drift	3	tau2	-2,6505	-3,7500	-3,0000	-2,6300	I(1)
			phi1	3,8037	7,8800	5,1800	4,1200	No drift
	none	3	tau1	-2,1064	-2,6600	-1,9500	-1,6000	**I(0)**

[116] Es posible que la serie Sega necesite una eliminación del componente tendencial mediante un tratamiento: sega<-residuals(lm(sega~seq(along=sega)))

d(sinclair, 1)	trend	1	tau3	-2,6689	-4,3800	-3,6000	-3,2400	I(1)
			phi2	2,9751	8,2100	5,6800	4,6700	
			phi3	4,2756	10,6100	7,2400	5,9100	No trend
	drift	6	tau2	-5,8698	-3,7500	-3,0000	-2,6300	I(0)
			phi1	17,2775	7,8800	5,1800	4,1200	Drift
	none	1	tau1	-3,0207	-2,6600	-1,9500	-1,6000	**I(0)**

Tabla 214: Análisis de presencia de raíces unitarias y modelo de la serie (constante, tendencia) para Sinclair

En la Tabla 214 se puede observar que hay presencia de tendencia en la serie Sinclair original. De igual manera, se corrobora la evidencia de presencia de raíz unitaria en el caso de análisis con constante en el modelo. Por ello se considera que Sinclair se comporta con un modelo de tendencia y sin constante.

Por otro lado, el estadístico 'tau' indica presencia de raíz unitaria en la serie original en el modelo con 'drift', pero no en los demás modelos. En el caso de la serie en primera diferencia, no hay evidencia de raíz en los modelos con 'drift' y 'none', pero sí en el caso del modelo con tendencia, si bien el resultado es posible que no esté totalmente ajustado debido a la dificultad de estimar correctamente el nivel de lags necesarios en este modelo.

Según los datos de la Tabla 214, se puede considerar que la serie Sinclair tiene presencia de raíz unitaria I(1). No obstante, dado que la presencia de raíz unitaria es estable en el análisis del modelo 'drift', y el resultado depende del nivel de ajuste que utilicemos (al 10% el resultado sería ausencia de raíz, pero al 5% si hay presencia de raíz unitaria), se estima que el resultado es dudoso. En esta situación se considera el resultado de la Tabla 211 (KPSS test) y se admite una raíz unitaria para la serie, y por tanto, se estima el nivel de integración como I(1).

Variable	Model	Lags	statistic		1pct	5pct	10pct	Results
msx	trend	4	tau3	-5,3357	-4,3800	-3,6000	-3,2500	I(0)
			phi2	10,2656	8,2100	5,6800	4,6800	
			phi3	14,7866	10,6100	7,2400	5,9200	Trend
	drift	3	tau2	-3,2881	-3,7500	-3,0000	-2,6300	I(0)
			phi1	7,4865	7,8800	5,1800	4,1200	Drift
	none	5	tau1	-5,1516	-2,6600	-1,9500	-1,6000	I(0)

Tabla 215: Análisis de presencia de raíces unitarias y modelo de la serie (constante, tendencia) para Msx

En la Tabla 215 se puede observar que hay presencia de tendencia en la serie Msx original, así como de constante ('drift'). Por ello se considera que Msx se comporta como con constante y tendencia.

Por otro lado, el estadístico 'tau' es menor que los valores de contraste al 5% en todos los modelos de la variable original, indicando la no presencia de una raíz unitaria y resultando una serie estacionaria, orden I(0).

Variable	Model	Lags	statistic		1pct	5pct	10pct	Results
NEC	trend	6	tau3	-5,3759	-4,3800	-3,6000	-3,2400	I(0)
			phi2	19,5484	8,2100	5,6800	4,6700	
			phi3	29,3009	10,6100	7,2400	5,9100	Trend
	drift	1	tau2	-2,0243	-3,7500	-3,0000	-2,6300	**I(1)**
			phi1	2,0491	7,8800	5,1800	4,1200	No drift
	none	1	tau1	-1,1575	-2,6600	-1,9500	-1,6000	**I(1)**
d(NEC, 1)	trend	1	tau3	-2,2110	-4,3800	-3,6000	-3,2400	**I(1)**
			phi2	1,6870	8,2100	5,6800	4,6700	
			phi3	2,5055	10,6100	7,2400	5,9100	No trend
	drift	6	tau2	-3,1297	-3,7500	-3,0000	-2,6300	I(0)
			phi1	5,4370	7,8800	5,1800	4,1200	Drift
	none	6	tau1	-2,7685	-2,6600	-1,9500	-1,6000	I(0)

Tabla 216: Análisis de presencia de raíces unitarias y modelo de la serie (constante, tendencia) para Nec

En la Tabla 216 se puede observar que hay presencia de tendencia en la serie Nec original. Por ello se considera que Nec se comporta como sin constante y con tendencia.

Por otro lado, el estadístico 'tau' es mayor que los valores de contraste al 5% en el caso de la variable original con constante, indicando la presencia de una raíz unitaria y resultando una serie integrada, orden I(1).

Los datos de la serie diferenciada indican la ausencia de tendencia, y la no presencia de raíz unitaria en los casos de modelos con 'drift' y 'none'.

11.4.2.2 Resultado de niveles de integración

Después de analizar la presencia de raíces unitarias en las 5 series, el resultado queda plasmado en la Tabla 217. En ella se evidencia que hay 2 grupos de series de igual nivel de integración: (1) Nintendo, Sega, Sinclair, Nec, y (2) Msx

Variable	I(d)
Nintendo	1
Sega	1
Sinclair	1
Nec	1
Msx	0

Tabla 217: Indicación del nivel de integración en las series Nintendo, Sega, Sinclair, Msx y NEC

En este punto cabe aclarar que se evidencia una raíz en la serie de NEC y se decanta por establecer una raíz unitaria en la serie Sinclair, pese a los resultados contradictorios de la última fase de análisis.

De esta manera la serie Msx queda descartada de los análisis en este nivel al establecerse que tiene un nivel de integración diferente.

11.4.2.3 Establecimiento de la relación entre las variables

Se considera que las variables siguen una relación lineal con intercepción de forma que se puede establecer como: $Y_t = \alpha + \beta_1 X_{1,t} + \beta_2 X_{2,t} + \beta_3 X_{3,t} + \varepsilon_t$, donde ε_t correspondería con los residuos estacionarios de la regresión, y las variables se corresponden con Nintendo, Sega, Sinclair y NEC.

En este apartado se van a valorar las siguientes relaciones:

$$\text{Nintendo}_t = \alpha + \beta_1(\text{Sega}_t) + \beta_2(\text{Sinclair}_t) + \beta_3(\text{Nec}_t) + \varepsilon 1_t \quad (1)$$
$$\text{Sega}_t = \alpha + \beta_1(\text{Nintendo}_t) + \beta_2(\text{Sinclair}_t) + \beta_3(\text{Nec}_t) + \varepsilon 2_t \quad (2)$$
$$\text{Sinclaire}_t = \alpha + \beta_1(\text{Nintendo}_t) + \beta_2(\text{Sega}_t) + \beta_3(\text{Nec}_t) + \varepsilon 3_t \quad (3)$$
$$\text{Nec}_t = \alpha + \beta_1(\text{Nintendo}_t) + \beta_2(\text{Sega}_t) + \beta_3(\text{Sinclair}_t) + \varepsilon 4_t \quad (4)$$

Ecuación 30: Ecuaciones de regresión por MCO sobre las series de Nintendo, Sega, Sinclair y Nec

Es decir, se intenta verificar si existe algún tipo de relación entre el conjunto de variables.

Para la Ecuación 30 (1) el cálculo de la regresión es:

```
> co.mod<-lm(nintendo~sega+sinclair+nec);summary(co.mod)

Call:
lm(formula = nintendo ~ sega + sinclair + nec)

Residuals:
    Min      1Q  Median      3Q     Max
-151.23  -46.44  -10.15   40.72  160.16

Coefficients:
            Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept)  36.1965    49.3037   0.734   0.4735
sega          0.6195     0.3124   1.983   0.0648 .
sinclair      0.0494     0.2705   0.183   0.8574
nec           0.6467     0.3934   1.644   0.1197
---
Signif. codes:  0 ‘***’ 0.001 ‘**’ 0.01 ‘*’ 0.05 ‘.’ 0.1 ‘ ’ 1

Residual standard error: 85.6 on 16 degrees of freedom
Multiple R-squared: 0.7699,   Adjusted R-squared: 0.7268
F-statistic: 17.85 on 3 and 16 DF,  p-value: 2.336e-05

>  durbinWatsonTest(co.mod,  max.lag=1,  method="normal",  alternative
="two.sided")
 lag Autocorrelation D-W Statistic p-value
   1       0.6014948     0.6496296       0
```

```
 Alternative hypothesis: rho != 0
> co.mod.res<-residuals(co.mod);jarque.bera.test(co.mod.res)

      Jarque Bera Test

data:  co.mod.res
X-squared = 0.3896, df = 2, p-value = 0.823
```

Tabla 218: Estadísticos de la regresión Ecuación 30 (1)

Como se puede verificar el DW (0.6496296) es bajo, lo que indica la posible presencia de autocorrelación positiva en los errores. Además R^2 > DW, lo que puede indicar que esta relación sea espuria. El p-valor del F-test no es significativo y no acepta la regresión, además ninguna de las variables es significativa al 0.05%.

Aunque los residuos de la regresión pasan el test de normalidad, se puede considerar que la regresión no es satisfactoria, ya que no permite la correlación de variables. Por tanto se descarta la Ecuación 30 (1).

Para la Ecuación 30 (2) el cálculo de la regresión es:

```
> co.mod<-lm(sega~nintendo+sinclair+nec);summary(co.mod)

Call:
lm(formula = sega ~ nintendo + sinclair + nec)

Residuals:
    Min      1Q  Median      3Q     Max
-100.87  -45.20    0.42   34.48   91.01

Coefficients:
            Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept)  79.8337    29.8935   2.671 0.016749 *
nintendo      0.3185     0.1606   1.983 0.064766 .
sinclair     -0.5794     0.1293  -4.481 0.000378 ***
nec           0.6679     0.2552   2.618 0.018663 *
---
Signif. codes:  0 ‘***’ 0.001 ‘**’ 0.01 ‘*’ 0.05 ‘.’ 0.1 ‘ ’ 1

Residual standard error: 61.38 on 16 degrees of freedom
Multiple R-squared:  0.86,    Adjusted R-squared: 0.8337
F-statistic: 32.75 on 3 and 16 DF,  p-value: 4.618e-07

> durbinWatsonTest(co.mod, max.lag=1, method="normal",
alternative="two.sided")
 lag Autocorrelation D-W Statistic p-value
   1       0.2525481      1.389243    0.03
 Alternative hypothesis: rho != 0
> co.mod.res<-residuals(co.mod);jarque.bera.test(co.mod.res)

      Jarque Bera Test

data:  co.mod.res
X-squared = 0.9334, df = 2, p-value = 0.6271
```

Tabla 219: Estadísticos de la regresión Ecuación 30 (2)

Como se puede verificar el DW (1.389243) es alto. Además R^2 < DW, lo que puede indicar que esta relación no sea espuria. El p-valor del F-test es significativo y acepta la

regresión. De las variables son significativas NEC y Sinclair, y Nintendo si aceptamos su p-valor (0.064766) como dentro del margen de aceptación crítico (al 0.1% ya que el de la investigación es el 0.05% y Nintendo no pasa el corte). Además el estadístico DW para una muestra de n = 19 valores y k = 3 regresor, nos da un intervalo crítico al 5% entre [0,9666 - 1,6851]. Dado que el DW (1.389243) está dentro de este intervalo crítico, no podemos asegurar que su ajuste es correcto.

Los residuos de la regresión sí pasan el test de normalidad. Por lo que parece, en principio que, la regresión es aceptable.

Sin embargo, se hace a continuación una regresión ajustada solo a las variables significativas:

```
> co.mod<-lm(sega~sinclair+nec);summary(co.mod)

Call:
lm(formula = sega ~ sinclair + nec)

Residuals:
     Min       1Q   Median       3Q      Max
-104.696  -38.345    2.147   41.522  107.334

Coefficients:
            Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept) 113.8250    26.5219   4.292 0.000494 ***
sinclair     -0.7022     0.1229  -5.713 2.54e-05 ***
nec           1.0887     0.1535   7.094 1.80e-06 ***
---
Signif. codes:  0 ‘***’ 0.001 ‘**’ 0.01 ‘*’ 0.05 ‘.’ 0.1 ‘ ’ 1

Residual standard error: 66.47 on 17 degrees of freedom
Multiple R-squared: 0.8255,    Adjusted R-squared: 0.805
F-statistic: 40.22 on 2 and 17 DF,  p-value: 3.584e-07

> durbinWatsonTest(co.mod, max.lag=1, method="normal",
alternative="two.sided")
 lag Autocorrelation D-W Statistic p-value
   1       0.2368616      1.267198   0.028
 Alternative hypothesis: rho != 0
> co.mod.res<-residuals(co.mod);jarque.bera.test(co.mod.res)

        Jarque Bera Test

data:  co.mod.res
X-squared = 0.7665, df = 2, p-value = 0.6816
```

Tabla 220: Estadísticos de la regresión Ecuación 30 (2), restringida a solo las variables significativas

Como se puede verificar el DW (1.267198) es alto. Además R^2 < DW, lo que puede indicar que esta relación no sea espuria. El p-valor del F-test es significativo y acepta la regresión. Todas las variables son significativas. Además el estadístico DW para una muestra de n = 19 valores y k = 2 regresor, nos da un intervalo crítico al 5% entre [1,0743 - 1,5355]. Dado que el DW (1.389243) está dentro de este intervalo crítico, no podemos asegurar que su ajuste es correcto.

Los residuos de la regresión sí pasan el test de normalidad, tal y como se ve en la Ilustración 192, y en el Jarque-Bera test. Por lo que parece, en principio que, la regresión es aceptable.

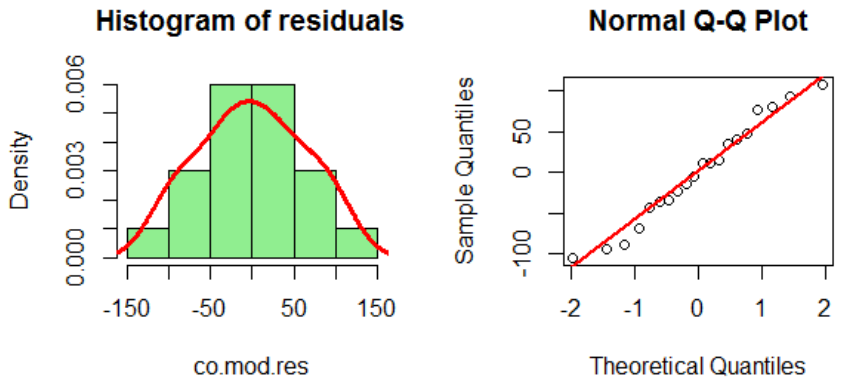


Ilustración 192: Ajuste a la normalidad de los residuos de la regresión sega~sinclair+nec

Para la Ecuación 30 (3) el cálculo de la regresión es:

```
> co.mod<-lm(sinclair~nintendo+sega+nec);summary(co.mod)

Call:
lm(formula = sinclair ~ nintendo + sega + nec)

Residuals:
    Min      1Q  Median      3Q     Max
-129.81  -48.85  -14.46   38.22  180.83

Coefficients:
             Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept) 142.80781   29.44656   4.850 0.000177 ***
nintendo      0.04211    0.23057   0.183 0.857393
sega         -0.96048    0.21436  -4.481 0.000378 ***
nec           1.00376    0.30197   3.324 0.004296 **
---
Signif. codes:  0 ‘***’ 0.001 ‘**’ 0.01 ‘*’ 0.05 ‘.’ 0.1 ‘ ’ 1

Residual standard error: 79.03 on 16 degrees of freedom
Multiple R-squared: 0.6586,    Adjusted R-squared: 0.5946
F-statistic: 10.29 on 3 and 16 DF,  p-value: 0.0005141

> durbinWatsonTest(co.mod, max.lag=1, method="normal",
alternative="two.sided")
 lag Autocorrelation D-W Statistic p-value
   1       0.3476315      1.117756   0.006
 Alternative hypothesis: rho != 0
> co.mod.res<-residuals(co.mod);jarque.bera.test(co.mod.res)

        Jarque Bera Test

data:  co.mod.res
X-squared = 1.7662, df = 2, p-value = 0.4135
```

Tabla 221: Estadísticos de la regresión Ecuación 29 (3)

Como se puede verificar el DW (1.117756) es alto, lo que no indica la posible presencia de autocorrelación positiva en los errores. Además, aunque R^2 < DW, dicho ajuste es

poco significativo, lo que puede indicar que esta relación sea espuria. El p-valor del F-test es significativo y acepta la regresión (0.0005141), y hay 2 variables significativas (Sega y Nec) que pasen el test al 0.5%.

Los residuos de la regresión sí pasan el test de normalidad. Además el estadístico DW para una muestra de n = 19 valores y k = 3 regresor, nos da un intervalo crítico al 5% entre [0,9666 - 1,6851]. Dado que el DW (1.117756) está dentro de este intervalo crítico, no podemos asegurar que su ajuste es correcto. No obstante, se considera que este modelo de regresión es aceptable. Sin embargo, se hace a continuación una regresión ajustada solo a las variables significativas:

```
> co.mod<-lm(sinclair~sega+nec);summary(co.mod)

Call:
lm(formula = sinclair ~ sega + nec)

Residuals:
    Min      1Q  Median      3Q     Max
-131.63  -48.21  -19.26   36.74  181.83

Coefficients:
            Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept) 144.6327    26.9001   5.377 5.02e-05 ***
sega         -0.9363     0.1639  -5.713 2.54e-05 ***
nec           1.0331     0.2482   4.163 0.000652 ***
---
Signif. codes:  0 ‘***’ 0.001 ‘**’ 0.01 ‘*’ 0.05 ‘.’ 0.1 ‘ ’ 1

Residual standard error: 76.75 on 17 degrees of freedom
Multiple R-squared: 0.6579,    Adjusted R-squared: 0.6176
F-statistic: 16.35 on 2 and 17 DF,  p-value: 0.0001098

> durbinWatsonTest(co.mod, max.lag=1, method="normal",
alternative="two.sided")
 lag Autocorrelation D-W Statistic p-value
   1       0.3541041      1.095511   0.006
 Alternative hypothesis: rho != 0
> co.mod.res<-residuals(co.mod);jarque.bera.test(co.mod.res)

        Jarque Bera Test

data:  co.mod.res
X-squared = 1.8721, df = 2, p-value = 0.3922
```

Tabla 222: Estadísticos de la regresión Ecuación 30 (3), restringida a solo las variables significativas

Como se puede verificar el DW (1.095511) es alto. Además R^2 < DW, lo que puede indicar que esta relación no sea espuria. El p-valor del F-test es significativo y acepta la regresión. Todas las variables son significativas. Además el estadístico DW para una muestra de n = 19 valores y k = 2 regresor, nos da un intervalo crítico al 5% entre [1,0743 - 1,5355]. Dado que el DW (1.095511) está dentro de este intervalo crítico, no podemos asegurar que su ajuste es correcto.

Los residuos de la regresión sí pasan el test de normalidad, tal y como se ve en la Ilustración 193, y en el Jarque-Bera test. Por lo que parece, en principio que, la regresión es aceptable.

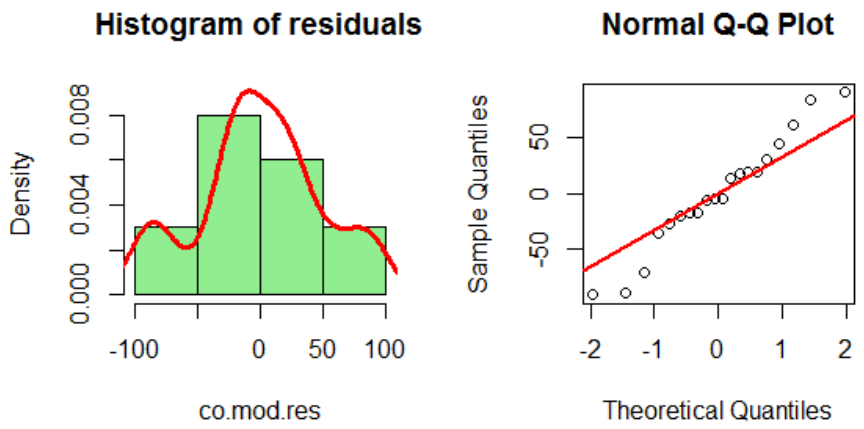


Ilustración 193: Ajuste a la normalidad de los residuos de la regresión sinclair~sega+nec

Para la Ecuación 30 (4) el cálculo de la regresión es:

```
> co.mod<-lm(nec~nintendo+sega+sinclair);summary(co.mod)

Call:
lm(formula = nec ~ nintendo + sega + sinclair)

Residuals:
    Min      1Q  Median      3Q     Max
-105.92  -31.80   13.23   32.86   72.57

Coefficients:
            Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept) -51.3542    26.5231  -1.936   0.0707 .
nintendo      0.2235     0.1359   1.644   0.1197
sega          0.4489     0.1715   2.618   0.0187 *
sinclair      0.4069     0.1224   3.324   0.0043 **
---
Signif. codes:  0 ‘***’ 0.001 ‘**’ 0.01 ‘*’ 0.05 ‘.’ 0.1 ‘ ’ 1

Residual standard error: 50.32 on 16 degrees of freedom
Multiple R-squared: 0.7842,   Adjusted R-squared: 0.7437
F-statistic: 19.38 on 3 and 16 DF,  p-value: 1.412e-05

>       durbinWatsonTest(co.mod,       max.lag=1,       method="normal",
alternative="two.sided")
 lag Autocorrelation D-W Statistic p-value
   1       0.3919205     0.8868596       0
 Alternative hypothesis: rho != 0
> co.mod.res<-residuals(co.mod);jarque.bera.test(co.mod.res)

      Jarque Bera Test

data:  co.mod.res
X-squared = 1.3198, df = 2, p-value = 0.5169
```

Tabla 223: Estadísticos de la regresión Ecuación 30 (4)

Como se puede verificar el DW (0.8868596) es bajo. Además, aunque el R^2 < DW, está tan ajustado que puede indicar que esta relación sea espuria. El p-valor del F-test es significativo y acepta la regresión, y las variables significativas son Sega y Sinclair.

Los residuos de la regresión sí pasan el test de normalidad. Por lo que parece conveniente realizar un nuevo estudio para ver si existe relación de cointegración.

11.4.2.4 Verificación de la regresión mediante diferencias

Para este sistema de verificación se establece el siguiente conjunto de ecuaciones posibles a analizar:

$$\mathrm{d}[\mathrm{Nintendo}_t] = \alpha + \beta_1 d[\mathrm{Sega}_t] + \beta_2 d[\mathrm{Sinclair}_t] + \beta_3 d[\mathrm{Nec}_t] + \varepsilon 1_t \quad (1)$$
$$d[\mathrm{Sega}_t] = \alpha + \beta_1 \mathrm{d}[\mathrm{Nintendo}_t] + \beta_2 d[\mathrm{Sinclair}_t] + \beta_3 d[\mathrm{Nec}_t] + \varepsilon 2_t \quad (2)$$
$$d[\mathrm{Sinclair}_t] = \alpha + \beta_1 \mathrm{d}[\mathrm{Nintendo}_t] + \beta_2 d[\mathrm{Sega}_t] + \beta_3 d[\mathrm{Nec}_t] + \varepsilon 3_t \quad (3)$$
$$d[\mathrm{Nec}_t] = \alpha + \beta_1 \mathrm{d}[\mathrm{Nintendo}_t] + \beta_2 d[\mathrm{Sega}_t] + \beta_3 d[\mathrm{Sinclair}_t] + \varepsilon 4_t \quad (4)$$

Ecuación 31: Ecuaciones para las regresiones por MCO de las series en primera diferencia

De estas ecuaciones, la primera no se realiza su análisis, ya que se ha descartado la posibilidad de ajuste por regresión en el previo. Así mismo, las ecuaciones (2) y (3) no son precisas, ya que se ha aceptado la regresión en el capítulo previo.

De esta forma solo se va a analizar la Ecuación 31 (4) para verificar la existencia de relación entre las variables.

Análisis de la regresión por MCO de Ecuación 31 (4):

```
> co.mod<-lm(dNec~dNintendo+dSega+dSinclair);summary(co.mod)

Call:
lm(formula = dNec ~ dNintendo + dSega + dSinclair)

Residuals:
   Min     1Q Median     3Q    Max
-76.85 -14.24  -6.87  13.81  58.98

Coefficients:
            Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept) -5.84836    8.39720  -0.696    0.497
dNintendo    0.30393    0.11897   2.555    0.022 *
dSega        0.10784    0.13794   0.782    0.447
dSinclair   -0.05887    0.16264  -0.362    0.722
---
Signif. codes:  0 ‘***’ 0.001 ‘**’ 0.01 ‘*’ 0.05 ‘.’ 0.1 ‘ ’ 1

Residual standard error: 35.73 on 15 degrees of freedom
Multiple R-squared: 0.4347,   Adjusted R-squared: 0.3216
F-statistic: 3.845 on 3 and 15 DF,  p-value: 0.03179

> durbinWatsonTest(co.mod, max.lag=1, method="normal",
alternative="two.sided")
 lag Autocorrelation D-W Statistic p-value
```

```
   1       0.4025787      1.174945   0.014
 Alternative hypothesis: rho != 0
> co.mod.res<-residuals(co.mod);jarque.bera.test(co.mod.res)

      Jarque Bera Test

data:  co.mod.res
X-squared = 0.0659, df = 2, p-value = 0.9676
```

Tabla 224: Regresión por mínimos cuadrados entre las series diferenciadas de la Ecuación 31 (4), el estadístico de Durbin-Watson de la regresión, y el ajuste de normalidad de los residuos

En este caso, podemos observar en la Tabla 224 sobre los estadísticos de Durbin-Watson y R^2 que DW > R^2 => 1.174945 > 0.4347. Además el estadístico DW para una muestra de n = 19 valores y k = 3 regresor, nos da una zona de indeterminación al 5% entre [0,9666, 1,6851]. Dado que el DW (1.174945) está dentro de este intervalo crítico, no podemos asegurar que su ajuste es correcto.

Si se realiza la regresión en diferencias solamente entre las variables significativas, tenemos:

```
> co.mod<-lm(dNec~dSega+dSinclair);summary(co.mod)

Call:
lm(formula = dNec ~ dSega + dSinclair)

Residuals:
    Min      1Q  Median      3Q     Max
-83.873 -22.623   2.568  27.322  60.252

Coefficients:
            Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept)  -2.7214     9.6358  -0.282    0.781
dSega         0.2444     0.1475   1.657    0.117
dSinclair    -0.1044     0.1875  -0.557    0.585

Residual standard error: 41.44 on 16 degrees of freedom
Multiple R-squared: 0.1887,      Adjusted R-squared: 0.08734
F-statistic: 1.861 on 2 and 16 DF,  p-value: 0.1876

> durbinWatsonTest(co.mod, max.lag=1, method="normal", alternative="two.sided")
 lag Autocorrelation D-W Statistic p-value
   1       0.3298969      1.314743   0.082
 Alternative hypothesis: rho != 0
> co.mod.res<-residuals(co.mod);jarque.bera.test(co.mod.res)

      Jarque Bera Test

data:  co.mod.res
X-squared = 0.5438, df = 2, p-value = 0.7619
```

Tabla 225: Estadísticos de la regresión Ecuación 31 (4), restringida a solo las variables significativas

En la Tabla 225 se observa que el DW es alto (1.314743), y la relación en el ajuste del R^2 y DW (0.1887 < 1.314743). El intervalo de aceptación para una serie de 19 observaciones y k = 2 regresores es de [1,0743 - 1,5355], por lo que el resultado nuevamente resulta indefinido desde el punto de vista del análisis, siendo R^2 muy bajo. Sin embargo, en este caso se acepta en función del bajo número de observaciones y la relación R^2 < DW.

Los residuos de la regresión sí pasan el test de normalidad, tal y como se ve en la Ilustración 194, y en el Jarque-Bera test. Por lo que parece, en principio que, la regresión puede ser aceptable.

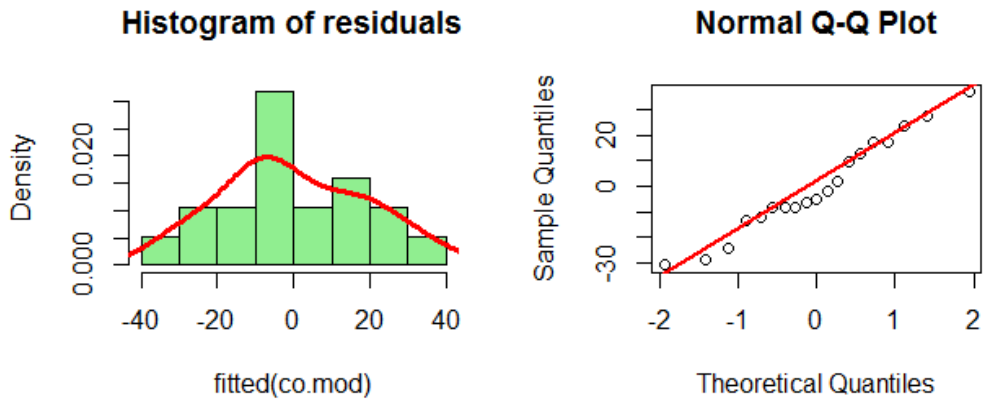


Ilustración 194: Ajuste a la normalidad de los residuos de la regresión Nec~Sega+Sinclair

11.4.2.5 Ecuaciones de regresión y resumen de comportamiento de las variables

En relación con el conjunto de ecuaciones propuesto en la Ecuación 30, tenemos que la Ecuación 30 (1) fue descartada y las 3 restantes se formulan de la forma:

$$\text{Sega}_t = 113.83\text{-}0.7(\text{Sinclair}_t) + 1.09(\text{Nec}_t) + \varepsilon 2_t \quad (1)$$
$$\text{Sinclaire}_t = 144.63 - 0.94(\text{Sega}_t) + 1.03(\text{Nec}_t) + \varepsilon 3_t \quad (2)$$
$$\text{dNec}_t = -2.7214 + 0.2444(d\text{Sega}_t) - 0.1044(d\text{Sinclair}_t) + \varepsilon 4_t \quad (3)$$

Ecuación 32: Ecuaciones de regresión por MCO de las variables analizadas

También se puede establecer que las 3 variables interrelacionadas son Sega, Sinclair y Nec, en tanto que Nintendo no se correlaciona con ninguna de las demás variables y Msx queda descartada por diferencia de integración.

11.4.2.6 Contraste de causalidad en el sentido de Granger para Sega, Sinclair y Nec

En este punto se pretende verificar si existe causalidad en el sentido de Granger para las 3 variables analizadas en el capítulo anterior.

Así, para el análisis conjunto de estas 3 variables se utilizará la función causality() de la librería 'vars'. Para este análisis conjunto se consideran los siguientes condicionantes:

- Utilización de F-test como medida de causalidad en el sentido de Granger, tomando como valor crítico 0.05%
- Utilización de una matriz de covarianzas para robustecer el resultado de cálculo.

- Utilización de bootstrap 10^6, como medida de contraste adicional de la corrección de los datos de los F-test sobre la covarianza
- Calculo de vector de relación VAR con constante y sin constante. No se considera la posibilidad de tendencia.

	covariance matrix		bootstrap 10^6	
Null hypothesis	F-Test	p-value	F-Test	p-value
H0: nec do not Granger-cause sega sinclair	10,7176	0,0001561	4,9859	0,03815
H0: sega do not Granger-cause sinclair nec	0,8783	0,4225000	1,0023	0,11760
H0: sinclair do not Granger-cause sega nec	7,0114	0,0022350	3,7107	0,03278

Tabla 226: Cálculo de F-test para estimación de causalidad en el sentido de Granger, con incorporación de constante

	covariance matrix		bootstrap 10^6	
Null hypothesis	F-Test	p-value	F-Test	p-value
H0: nec do not Granger-cause sega sinclair	9,9145	0,0002488	4,2618	0,05655
H0: sega do not Granger-cause sinclair nec	3,8634	0,0278100	0,6528	0,16400
H0: sinclair do not Granger-cause sega nec	5,2827	0,0084410	3,0466	0,08024

Tabla 227: Cálculo de F-test para estimación de causalidad en el sentido de Granger, sin incorporación de constante

Tal y como se puede verificar en la Tabla 226 tanto Nec como Sinclair pasan el F-test claramente, ya que su p-valores son muy inferiores al 0.05, y se puede rechazar la hipótesis nula en ambos casos, considerando que ambas series verifican la causalidad en el sentido de Granger sobre las demás variables. Esto se verifica en el caso de uso de bootstrap, aunque con un resultado menos significativo. Así mismo, en la Tabla 227, se repite el resultado para ambas variables sin el condicionante de la constante, aunque los p-valores son algo menos significativos.

Por otro lado, la variable Sega no pasa el F-test en la Tabla 226, claramente en el caso de uso de matriz covarianzas (0.4225 > 0.05), y de forma más ajustada en el caso de uso de bootstrap (0.11760 > 0.05). Sin embargo, en el caso de los resultados de la Tabla 227 se observa que sí pasa el F-test (0.0278 < 0.05), aunque vuelve a fallar levemente en el bootstrap.

Estos resultados inducen a considerar que efectivamente Sega sí presenta causalidad en el sentido de Granger, aunque condicionada a la ausencia de constante o tendencia, y de forma muy leve en su influencia. Es decir, es influida por Sinclair y Nec e influye poco en estas variables.

11.4.2.7 Modelo Corrección de Error

En este punto se realiza la aplicación de ECM para las 3 regresiones que se han establecido entre Sega, Sinclair y Nec.

El ECM relacionado con la Ecuación 32 (1):

MCO, usando las observaciones 1982-2000 (T = 19)
Variable dependiente: **d_SEGA**

	Coeficiente	*Desv. Típica*	*Estadístico t*	*Valor p*	
const	65,4817	27,054	2,4204	0,02968	**
d_NEC_1	0,694939	0,304881	2,2794	0,03884	**
d_SINCLAIR_1	-0,465992	0,317121	-1,4694	0,16382	
d_SINCLAIR_2	-0,767745	0,349737	-2,1952	0,04551	**
yhat19_1	-0,348313	0,156804	-2,2213	0,04333	**

Media de la vble. dep.	10,84211		D.T. de la vble. dep.	68,25708
Suma de cuad. residuos	33483,75		D.T. de la regresión	48,90497
R-cuadrado	0,600730		R-cuadrado corregido	0,486653
F(4, 14)	5,266008		Valor p (de F)	0,008420
Log-verosimilitud	-97,96641		Criterio de Akaike	205,9328
Criterio de Schwarz	210,6550		Crit. de Hannan-Quinn	206,7320
rho	-0,122486		Durbin-Watson	1,934024

Contraste de normalidad de los residuos - Hipótesis nula: el error se distribuye normalmente
Estadístico de contraste: Chi-cuadrado(2) = 0,688558, con valor p = 0,708731
Contraste de heterocedasticidad de White - Hipótesis nula: No hay heterocedasticidad
Estadístico de contraste: LM = 9,75328, con valor p = P(Chi-cuadrado(13) > 9,75328) = 0,713975
Contraste de heterocedasticidad de Breusch-Pagan - Hipótesis nula: No hay heterocedasticidad
Estadístico de contraste: LM = 1,37371, con valor p = P(Chi-cuadrado(4) > 1,37371) = 0,848751
Contraste de heterocedasticidad de Breusch-Pagan (variante robusta) - Hipótesis nula: No hay heterocedasticidad
Estadístico de contraste: LM = 1,57032, con valor p = P(Chi-cuadrado(4) > 1,57032) = 0,814117
Contraste LM de autocorrelación hasta el orden 1 - Hipótesis nula: no hay autocorrelación
Estadístico de contraste: LMF = 0,157699, con valor p = P(F(1,13) > 0,157699) = 0,697726
Contraste de ARCH de orden 1 - Hipótesis nula: no hay efecto ARCH
Estadístico de contraste: LM = 0,396622 con valor p = P(Chi-cuadrado(1) > 0,396622) = 0,528839
Contraste de ARCH de orden 5 - Hipótesis nula: no hay efecto ARCH
Estadístico de contraste: LM = 8,28299, con valor p = P(Chi-cuadrado(5) > 8,28299) = 0,141314
Contraste CUSUM de estabilidad de los parámetros - Hipótesis nula: no hay cambio en los parámetros
Estadístico de contraste: Harvey-Collier t(13) = -0,237411, con valor p = P(t(13) > -0,237411) = 0,816038

Tabla 228: Cálculo de ECM para Ecuación 32 (1), así como los principales estadísticos de verificación de los residuos de la regresión de ECM

En la Tabla 228 se presentan[117] los resultados para el cálculo de la ecuación de ECM. Esta sería:

$$d[\text{Sega}_t] = 65.48 + 0.695d[\text{Nec}_{t-1}] - 0.466d[\text{Sinclair}_{t-1}]$$
$$-0.768d[\text{Sinclair}_{t-2}] - 0.35\varepsilon 2_{t-1} + \omega_t$$

Ecuación 33: ECM de la regresión de la Ecuación 32 (1)

En cuanto a Ecuación 33, el p-valor del F-test (0,008420) indica un buen ajuste de la regresión, así como los valores de los regresores al 0.05 de contraste, exceptuando d_SINCLAIR_1.

En cuanto a los residuos (ω_t), estos muestran ajuste a la normalidad (p = 0,708731). Muestran homocedasticidad según los contrastes de White y Breusch-Pagan, no muestran autocorrelación, y según el contraste de modelo estructural, este se mantiene constante sin alteración (p = 0,816038).

En siguiente lugar, se analiza el ECM relacionado con la Ecuación 32 (2):

MCO, usando las observaciones 1982-2000 (T = 19)
Variable dependiente: **d_SINCLAIR**

	Coeficiente	Desv. Típica	Estadístico t	Valor p	
const	-4,81896	5,62218	-0,8571	0,40816	
d_SEGA_2	0,481591	0,1489	3,2343	0,00716	***
d_NEC_1	-0,764144	0,213376	-3,5812	0,00377	***
uhat1a_1	-0,406051	0,0890961	-4,5574	0,00066	***
d_SINCLAIR_1	0,976555	0,142899	6,8339	0,00002	***
d_SINCLAIR_2	-0,54917	0,174263	-3,1514	0,00835	***
d_SINCLAIR_3	0,911533	0,19311	4,7203	0,00050	***

Media de la vble. dep.	-0,684211	D.T. de la vble. dep.	53,69053
Suma de cuad. residuos	6962,442	D.T. de la regresión	24,08741
R-cuadrado	0,865818	R-cuadrado corregido	0,798727
F(6, 12)	12,90514	Valor p (de F)	0,000128
Log-verosimilitud	-83,04638	Criterio de Akaike	180,0928
Criterio de Schwarz	186,7038	Crit. de Hannan-Quinn	181,2116
rho	-0,439461	h de Durbin	-2,344492

Contraste de normalidad de los residuos - Hipótesis nula: el error se distribuye normalmente
Estadístico de contraste: Chi-cuadrado(2) = 0,297483, con valor p = 0,861792
Contraste de heterocedasticidad de White - Hipótesis nula: No hay heterocedasticidad

[117] Estos datos se han obtenido utilizando Gretl 1.9.9, software libre con el que también se realizan los contrastes de validez de los resultados obtenidos con R. En este caso se utiliza preferentemente Gretl debido a la sencillez de manejo, funcionalidad y equivalencia de resultados en el cálculo de las ecuaciones ECM.

Estadístico de contraste: LM = 13,75, con valor p = P(Chi-cuadrado(10) > 13,75) = 0,184701
Contraste de heterocedasticidad de Breusch-Pagan (variante robusta) - Hipótesis nula: No hay heterocedasticidad
Estadístico de contraste: LM = 10,9847, con valor p = P(Chi-cuadrado(6) > 10,9847) = 0,0888494
Contraste de Chow de cambio estructural en la observación 1988 - Hipótesis nula: no hay cambio estructural
Estadístico de contraste: F(6, 6) = 0,540414, con valor p = P(F(6, 6) > 0,540414) = 0,76355
Contraste LM de autocorrelación hasta el orden 1 - Hipótesis nula: no hay autocorrelación
Estadístico de contraste: LMF = 4,13073, con valor p = P(F(1,11) > 4,13073) = 0,0669718
Contraste de ARCH de orden 1 - Hipótesis nula: no hay efecto ARCH
Estadístico de contraste: LM = 0,332873, con valor p = P(Chi-cuadrado(1) > 0,332873) = 0,563972
Contraste CUSUM de estabilidad de los parámetros - Hipótesis nula: no hay cambio en los parámetros
Estadístico de contraste: Harvey-Collier t(11) = -0,246681, con valor p = P(t(11) > -0,246681) = 0,809698

Tabla 229: Cálculo de ECM para Ecuación 32 (2), así como los principales estadísticos de verificación de los residuos de la regresión de ECM

En la Tabla 229 se presentan los resultados para el cálculo de la ecuación de ECM. Esta sería:

$$d[\text{Sinclair}_t] = -4.82 + 0.98d[\text{Sinclair}_{t-1}] - 0.55d[\text{Sinclair}_{t-2}] + 0.91d[\text{Sinclair}_{t-3}] + 0.48d[\text{Sega}_{t-2}] - 0.76d[\text{Nec}_{t-1}] - 0.41\varepsilon 3_{t-1} + \omega_t$$

Ecuación 34: ECM de la regresión de la Ecuación 32 (2)

En cuanto a Ecuación 34, el p-valor del F-test (0,0001) indica un buen ajuste de la regresión, así como todos los valores de los regresores al 0.05 de contraste.

Cabe estacar que para que se pudiese ajustar el ECM era preciso introducir correcciones en la propia serie retrasada hasta en 3 lags.

En cuanto a los residuos (ω_t), según los datos calculados y mostrados en la Tabla 229, estos muestran ajuste a la normalidad (p = 0,861).

Muestran homocedasticidad según los contrastes de White y Breusch-Pagan, no muestran autocorrelación, y según el contraste de modelo estructural, este se mantiene constante sin alteración (p = 0,809).

El ECM relacionado con la Ecuación 32 (3):

MCO, usando las observaciones 1982-2000 (T = 19)
Variable dependiente: **d_NEC**

	Coeficiente	Desv. Típica	Estadístico t	Valor p	
const	-2,85897	7,0935	-0,4030	0,69260	
d_SEGA_1	0,478383	0,121042	3,9522	0,00128	***
d_SINCLAIR_2	0,545304	0,160283	3,4021	0,00394	***
uhat18_1	0,0713458	0,177384	0,4022	0,69320	

Media de la vble. dep.	0,000000	D.T. de la vble. dep.	43,37562	
Suma de cuad. residuos	14038,88	D.T. de la regresión	30,59290	
R-cuadrado	0,585458	R-cuadrado corregido	0,502550	
F(3, 15)	7,061503	Valor p (de F)	0,003495	
Log-verosimilitud	-89,70873	Criterio de Akaike	187,4175	
Criterio de Schwarz	191,1952	Crit. de Hannan-Quinn	188,0568	
rho	0,335633	Durbin-Watson	1,324172	

Contraste de normalidad de los residuos - Hipótesis nula: el error se distribuye normalmente
Estadístico de contraste: Chi-cuadrado(2) = 0,573337, con valor p = 0,75076
Contraste de heterocedasticidad de White - Hipótesis nula: No hay heterocedasticidad
Estadístico de contraste: LM = 10,1542, con valor p = P(Chi-cuadrado(9) > 10,1542) = 0,338145
Contraste de heterocedasticidad de Breusch-Pagan - Hipótesis nula: No hay heterocedasticidad
Estadístico de contraste: LM = 3,9534, con valor p = P(Chi-cuadrado(3) > 3,9534) = 0,26654
Contraste de Chow de cambio estructural en la observación 1987 - Hipótesis nula: no hay cambio estructural
Estadístico de contraste: F(4, 11) = 1,99632, con valor p = P(F(4, 11) > 1,99632) = 0,164676
Contraste LM de autocorrelación hasta el orden 7 - Hipótesis nula: no hay autocorrelación
Estadístico de contraste: LMF = 2,14781, con valor p = P(F(7,8) > 2,14781) = 0,153044
Contraste de ARCH de orden 1 - Hipótesis nula: no hay efecto ARCH
Estadístico de contraste: LM = 1,93801, con valor p = P(Chi-cuadrado(1) > 1,93801) = 0,163885
Contraste CUSUM de estabilidad de los parámetros - Hipótesis nula: no hay cambio en los parámetros
Estadístico de contraste: Harvey-Collier t(14) = 0,295394, con valor p = P(t(14) > 0,295394) = 0,772028

Tabla 230: Cálculo de ECM para Ecuación 32 (3), así como los principales estadísticos de verificación de los residuos de la regresión de ECM

En la Tabla 230 se presentan los resultados para el cálculo de la ecuación de ECM. Esta sería:

$$d[\text{Sega}_t] = -2.86 + 0.478 d[\text{Sega}_{t-1}] + 0.545 d[\text{Sinclair}_{t-2}] + 0.07 \varepsilon 3_{t-1} + \omega_t$$

Ecuación 35: ECM de la regresión de la Ecuación 31 (3)

En cuanto a Ecuación 35, el p-valor del F-test (0,003) indica un buen ajuste de la regresión, así como los valores de los regresores al 0.05 de contraste.

En cuanto a los residuos (ω_t), estos muestran ajuste a la normalidad (p = 0,75). Muestran homocedasticidad según los contrastes de White y Breusch-Pagan, no muestran autocorrelación, y según el contraste de modelo estructural, este se mantiene constante sin alteración (p = 0,772).

11.4.3 Relación entre Nintendo, Microsoft y Sony

Las variables Nintendo, Microsoft y Sony corresponden con las marcas de software de videojuegos sobrevivientes, las más pujantes en la actualidad, que tienen un mayor interés en este estudio en relación con su continuidad temporal.

Estas variables se van a relacionar tomando como base tres líneas de tiempo:

- 1982 – 2012: esta línea de tiempo toma como base el comportamiento original de Nintendo. Tiene ventaja que comprende todo el conjunto de datos útiles de las 3 variables, pero su principal desventaja es que las variables Microsoft y Sony tienen observaciones muy posteriores que impiden (en los estudios preliminares) que se realice con garantías ningún estudio de regresión o cointegración.
- 1994 – 2012: esta línea de tiempo toma como base el comportamiento original de Sony. Tiene como ventaja que comprende todo el conjunto de datos útiles de las 2 series Sony y Microsoft, pero su principal desventaja es que elimina el comportamiento histórico de Nintendo, y la variables Microsoft tiene observaciones muy posteriores que impiden (en los estudios preliminares) que se realice con garantías ningún estudio de regresión o cointegración.
- 2000 – 2012: esta línea de tiempo toma como base el comportamiento original de Microsoft. Tiene ventaja que comprende datos útiles de las 3 series de tiempo pero desperdicia observaciones históricas. Además la serie de datos resultante es de muy baja densidad en observaciones (13) estando expuestos en la investigación a posibles problemas en los test a realizar.

Finalmente, después de varios ajustes, se considera como línea temporal de análisis conjunto desde 1996 hasta 2012 (17 observaciones).

Si consideramos dicho periodo [1996 - 2012], podemos ver que las series tienen un ajuste a la normalidad:

```
> jarque.bera.test(nintendo); jarque.bera.test(microsoft);
jarque.bera.test(sony)

        Jarque Bera Test

data:  nintendo
X-squared = 1.2469, df = 2, p-value = 0.5361
```

```
        Jarque Bera Test

data:  microsoft
X-squared = 1.3624, df = 2, p-value = 0.506

        Jarque Bera Test

data:  sony
X-squared = 0.9359, df = 2, p-value = 0.6263
```

Tabla 231: Verificación de la normalidad de las Nintendo, Sony y Microsoft en al periodo 1996-2012

Un periodo más extenso provoca desajustes en las series, dada la deficiente longitud en las observaciones en Microsoft y Sony en relación a Nintendo.

En la Ilustración 195 se observa que le periodo escogido permite comparar de manera equivalente las observaciones de las 3 series de datos.

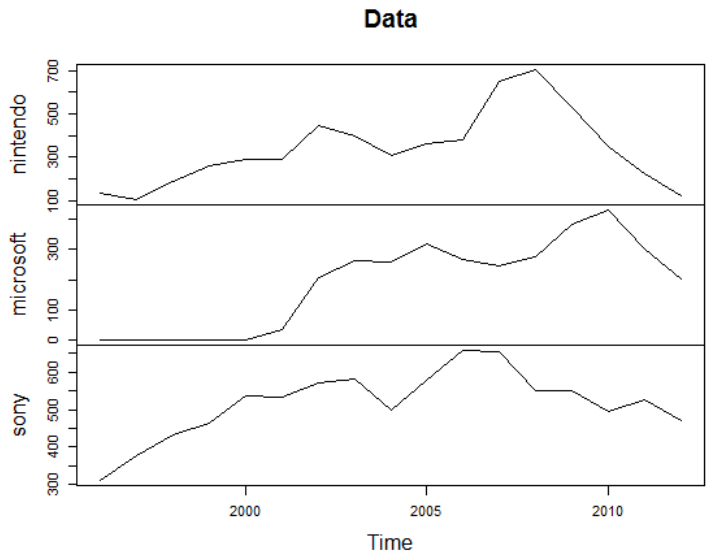


Ilustración 195: Muestra de las series Nintendo, Sony y Microsoft en el periodo 1996-2012

Puesto que estamos siguiendo la metodología de Engle-Granger, procedemos a verificar el nivel de integración de las series.

11.4.3.1 Análisis de nivel integración: raíces unitarias de las series

En un primer análisis se recurre a la función ndiffs() para que dé una aproximación de la integración de las series:

Variable	PP	ADF	KPSS
Nintendo	2	2	1
Sony	2	2	1
Microsoft	2	2	1

Tabla 232: Cálculo de raíces unitarias utilizando la función ndiffs() para las series Nintendo, Sony y Microsoft

Los resultados de la Tabla 232 muestran una igualdad de comportamiento para Nintendo, Sony y Microsoft. De esta manera se hace un segundo contraste para cada serie sobre la presencia de raíces unitarias.

Debido a ello se procede a realizar un análisis más minucioso de cada serie, original y diferenciada, si es el caso, para verificar el orden de integración y la presencia de tendencia y/o constante.

Variable	Model	Lags	statistic		1pct	5pct	10pct	Results
nintendo	trend	1	tau3	-1,5992	-4,3800	-3,6000	-3,2400	I(1)
			phi2	1,7804	8,2100	5,6800	4,6700	
			phi3	2,6699	10,6100	7,2400	5,9100	Trend
	drift	1	tau2	-2,4079	-3,7500	-3,0000	-2,6300	I(1)
			phi1	2,8998	7,8800	5,1800	4,1200	Drift
	none	1	tau1	-0,8384	-2,6600	-1,9500	-1,6000	**I(1)**
d(nintendo, 1)	trend	1	tau3	-3,8649	-4,1500	-3,5000	-3,1800	I(0)
			phi2	5,0651	7,0200	5,1300	4,3100	
			phi3	7,5696	9,3100	6,7300	5,6100	No trend
	drift	1	tau2	-3,8353	-3,5800	-2,9300	-2,6000	I(0)
			phi1	7,3833	7,0600	4,8600	3,9400	No drift
	none	1	tau1	-3,8900	-2,6200	-1,9500	-1,6100	**I(0)**

Tabla 233: Análisis de presencia de raíces unitarias y modelo de la serie (constante, tendencia) para Nintendo

En la Tabla 233 se puede observar que hay presencia de tendencia en la serie Nintendo original pero no en la serie con primera diferencia. De igual manera, hay evidencia de presencia de constante en el modelo en los datos originales y no en primera diferencia. Por ello se considera que Nintendo se comporta como una serie Integrada de orden I(1) con constante y tendencia.

Así, el estadístico 'tau' es mayor que los valores de contraste al 5% en el caso de la variable original, indicando la presencia de una raíz unitaria y orden I(1). Sin embargo, en el caso de la serie diferenciada, su valor es menor que el correspondiente estadístico al 5% (-3,8649 < -3.50, por ejemplo) en todos los casos, por lo que se rechazaría la hipótesis de presencia de raíz unitaria, y la serie diferenciada seria de orden I(0).

En consecuencia, la serie Nintendo, según los datos de la Tabla 233, permite considerar que se trata de serie Integrada de orden I(1) con constante y tendencia.

Variable	Model	Lags	statistic		1pct	5pct	10pct	Results
microsoft	trend	1	tau3	-2,0553	-4,3800	-3,6000	-3,2400	I(1)
			phi2	1,9997	8,2100	5,6800	4,6700	
			phi3	2,9381	10,6100	7,2400	5,9100	Trend

	drift	1	tau2	-1,9383	-3,7500	-3,0000	-2,6300	I(1)
			phi1	1,9365	7,8800	5,1800	4,1200	Drift
	none	1	tau1	-0,7994	-2,6600	-1,9500	-1,6000	**I(1)**
d(microsoft, 1)	trend	1	tau3	-4,8699	-4,1500	-3,5000	-3,1800	I(0)
			phi2	8,2513	7,0200	5,1300	4,3100	
			phi3	12,2710	9,3100	6,7300	5,6100	No trend
	drift	1	tau2	-4,8701	-3,5800	-2,9300	-2,6000	I(0)
			phi1	11,9650	7,0600	4,8600	3,9400	No drift
	none	1	tau1	-4,7715	-2,6200	-1,9500	-1,6100	**I(0)**

Tabla 234: Análisis de presencia de raíces unitarias y modelo de la serie (constante, tendencia) para Microsoft

En la Tabla 234 se puede observar que hay presencia de tendencia en la serie Microsoft original pero no en la serie con primera diferencia. De igual manera, hay evidencia de presencia de constante en el modelo en los datos originales y no en primera diferencia. Por ello se considera que Microsoft se comporta como una serie Integrada de orden I(1) con constante y tendencia.

Así, el estadístico 'tau' es mayor que los valores de contraste al 5% en el caso de la variable original, indicando la presencia de una raíz unitaria y orden I(1). Sin embargo, en el caso de la serie diferenciada, su valor es menor que el correspondiente estadístico al 5% (-4.8699 < -3.50, por ejemplo) en todos los casos, por lo que se rechazaría la hipótesis de presencia de raíz unitaria, y la serie diferenciada seria de orden I(0).

En consecuencia, la serie Microsoft, según los datos de la Tabla 234, permite considerar que se trata de serie Integrada de orden I(1) con constante y tendencia.

Variable	Model	Lags	statistic		1pct	5pct	10pct	Results
sony	trend	1	tau3	-1,3724	-4,3800	-3,6000	-3,2400	I(1)
			phi2	2,1091	8,2100	5,6800	4,6700	
			phi3	3,0805	10,6100	7,2400	5,9100	Trend
	drift	1	tau2	-2,3468	-3,7500	-3,0000	-2,6300	I(1)
			phi1	2,8386	7,8800	5,1800	4,1200	Drift
	none	1	tau1	0,0718	-2,6600	-1,9500	-1,6000	**I(1)**
d(sony, 1)	trend	1	tau3	-3,2038	-4,1500	-3,5000	-3,1800	I(0) *
			phi2	3,4890	7,0200	5,1300	4,3100	
			phi3	5,2241	9,3100	6,7300	5,6100	No trend
	drift	1	tau2	-3,2768	-3,5800	-2,9300	-2,6000	I(0)
			phi1	5,3785	7,0600	4,8600	3,9400	No drift
	none	1	tau1	-3,1722	-2,6200	-1,9500	-1,6100	**I(0)**

Tabla 235: Análisis de presencia de raíces unitarias y modelo de la serie (constante, tendencia) para Sony

En la Tabla 235 se puede observar que hay presencia de tendencia en la serie Sony original pero no en la serie con primera diferencia[118]. De igual manera, hay evidencia de presencia de constante en el modelo en los datos originales y no en primera diferencia. Por ello se considera que Sony se comporta como una serie Integrada de orden I(1) con constante y tendencia.

Así, el estadístico 'tau' es mayor que los valores de contraste al 5% en el caso de la variable original, indicando la presencia de una raíz unitaria y orden I(1). Sin embargo, en el caso de la serie diferenciada, su valor es menor que el correspondiente estadístico al 10% (-3.2038 < -3.18, por ejemplo) en todos los casos, por lo que se rechazaría la hipótesis de presencia de raíz unitaria, y la serie diferenciada seria de orden I(0).

En consecuencia, la serie Sony, según los datos de la Tabla 235, permite considerar que se trata de serie Integrada de orden I(1) con constante y tendencia.

11.4.3.2 Resultado de niveles de integración

Después de analizar la presencia de raíces unitarias en las 3 series, el resultado queda plasmado en la Tabla 236. En ella se evidencia todas las series presentan igual nivel de integración I(1).

Variable	I(d)
Nintendo	1
Sony	1
Microsoft	1

Tabla 236: Indicación del nivel de integración en las series Nintendo, Sony y Microsoft

11.4.3.3 Establecimiento de la relación entre las variables

Se considera que las variables siguen una relación lineal con intercepción de forma que se puede establecer como: $Y_t = \alpha + \beta_1 X_{1,t} + \beta_2 X_{2,t} + \varepsilon_t$, donde ε_t correspondería con los residuos estacionarios de la regresión, y las variables se corresponden con Nintendo, Sony y Microsoft.

En este apartado se van a valorar las siguientes relaciones:

[118] La serie de Sony en primera diferencia tiene un coeficiente de -3,2038 > -3.50, es decir, que al 0.05% no se puede afirmar que pase el test, pero si lo pasa al 0.10% (-3,2038 < -3.18). Además, dado que la diferencia hasta 3.50 es muy escasa, no se considera claro el resultado, y se utilizan como validadores los resultados de los restantes test de la tabla.

$$\text{Nintendo}_t = \alpha + \beta_1(\text{Sony}_t) + \beta_2(\text{Microsoft}_t) + \varepsilon 1_t \quad (1)$$
$$\text{Sony}_t = \alpha + \beta_1(\text{Nintendo}_t) + \beta_2(\text{Microsoft}_t) + \varepsilon 2_t \quad (2)$$
$$\text{Microsoft}_t = \alpha + \beta_1(\text{Nintendo}_t) + \beta_2(\text{Sony}_t) + \varepsilon 3_t \quad (3)$$

Ecuación 36: Ecuaciones de regresión por MCO sobre las series de Nintendo, Sony y Microsoft

Es decir, se intenta verificar si existe algún tipo de relación entre el conjunto de variables.

Para la Ecuación 36 (1) el cálculo de la regresión[119] es:

```
> co.mod<-lm(nintendo~microsoft+sony);summary(co.mod)

Call:
lm(formula = nintendo ~ microsoft + sony)

Residuals:
    Min      1Q  Median      3Q     Max
-164.83  -31.20  -23.77   38.96  304.36

Coefficients:
             Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept) -306.6465   196.0470  -1.564   0.1401
microsoft      0.2440     0.2511   0.972   0.3477
sony           1.1575     0.4194   2.760   0.0153 *
---
Signif. codes:  0 ‘***’ 0.001 ‘**’ 0.01 ‘*’ 0.05 ‘.’ 0.1 ‘ ’ 1

Residual standard error: 122.8 on 14 degrees of freedom
Multiple R-squared: 0.5528,    Adjusted R-squared: 0.4889
F-statistic: 8.652 on 2 and 14 DF,  p-value: 0.003578

> durbinWatsonTest(co.mod, max.lag=1, method="normal",
alternative="two.sided")
 lag Autocorrelation D-W Statistic p-value
   1       0.4203607     0.9963945   0.006
 Alternative hypothesis: rho != 0
> co.mod.res<-residuals(co.mod);jarque.bera.test(co.mod.res)

        Jarque Bera Test

data:  co.mod.res
X-squared = 3.1926, df = 2, p-value = 0.2026
```

Tabla 237: Estadísticos de la regresión Ecuación 36 (1)

Como se puede verificar el DW (0.9963945) es bajo, lo que indica la posible presencia de autocorrelación positiva en los errores. Además R^2 < DW, pero muy ajustado, lo que puede indicar que esta relación sea espuria. El p-valor del F-test es significativo (0.03578) y acepta la regresión, y la variable más significativa del modelo es Sony al 0.05%.

Aunque los residuos de la regresión pasan el test de normalidad, se puede considerar que la regresión no es satisfactoria, ya que no permite la correlación de variables. Por tanto se descarta la Ecuación 36 (1).

[119] La función lm() elimina por defecto la tendencia, que sería equivalente a co.mod<-dynlm (nintendo ~ Microsoft + sony – trend (nintendo, scale=FALSE)); summary(co.mod), usando la función dynlm()

No obstante, se verifica que puede existir alguna relación lineal entre las variables Nintendo y Sony, por lo que se considera un análisis específico para esta regresión.

Para la Ecuación 36 (2) el cálculo de la regresión es:

```
> co.mod<-lm(sony~microsoft+nintendo);summary(co.mod)

Call:
lm(formula = sony ~ microsoft + nintendo)

Residuals:
    Min      1Q  Median      3Q     Max
-118.25  -39.51   17.17   35.02  115.04

Coefficients:
            Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept) 386.5436    34.6612  11.152 2.38e-08 ***
microsoft     0.1477     0.1271   1.163   0.2643
nintendo      0.3044     0.1103   2.760   0.0153 *
---
Signif. codes:  0 ‘***’ 0.001 ‘**’ 0.01 ‘*’ 0.05 ‘.’ 0.1 ‘ ’ 1

Residual standard error: 62.95 on 14 degrees of freedom
Multiple R-squared: 0.5647,    Adjusted R-squared: 0.5025
F-statistic:  9.08 on 2 and 14 DF,  p-value: 0.002963

> durbinWatsonTest(co.mod, max.lag=1, method="normal",
alternative="two.sided")
 lag Autocorrelation D-W Statistic p-value
   1       0.3622151      1.018233   0.004
 Alternative hypothesis: rho != 0
> co.mod.res<-residuals(co.mod);jarque.bera.test(co.mod.res)

        Jarque Bera Test

data:  co.mod.res
X-squared = 0.2398, df = 2, p-value = 0.887
```

Tabla 238: Estadísticos de la regresión Ecuación 36 (2)

Como se puede verificar el DW (1.018233) es normal, lo que indica la no presencia de autocorrelación positiva en los errores. Además R^2 < DW, lo que puede indicar que esta relación sea correcta. El p-valor del F-test es significativo (0.0029) y acepta la regresión, y la variable más significativa del modelo es Nintendo al 0.05%.

Aunque los residuos de la regresión pasan el test de normalidad, se puede considerar que la regresión no es satisfactoria, ya que no permite la correlación completa de las variables. Por tanto se descarta la Ecuación 36 (2).

No obstante, nuevamente se verifica que puede existir alguna relación lineal entre las variables Nintendo y Sony, por lo que se ratifica un análisis específico para esta regresión.

Para la Ecuación 36 (3) el cálculo de la regresión es:

```
> co.mod<-lm(microsoft~nintendo+sony);summary(co.mod)

Call:
```

```
lm(formula = microsoft ~ nintendo + sony)

Residuals:
    Min      1Q  Median      3Q     Max
-186.77  -99.55  -13.21   89.08  251.62

Coefficients:
             Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept) -207.8615   211.7254  -0.982    0.343
nintendo       0.2590     0.2665   0.972    0.348
sony           0.5961     0.5127   1.163    0.264

Residual standard error: 126.5 on 14 degrees of freedom
Multiple R-squared: 0.3703,    Adjusted R-squared: 0.2803
F-statistic: 4.116 on 2 and 14 DF,  p-value: 0.03926

> durbinWatsonTest(co.mod, max.lag=1, method="normal",
alternative="two.sided")
 lag Autocorrelation D-W Statistic p-value
   1        0.739665     0.4777585       0
 Alternative hypothesis: rho != 0
> co.mod.res<-residuals(co.mod);jarque.bera.test(co.mod.res)

        Jarque Bera Test

data:  co.mod.res
X-squared = 0.561, df = 2, p-value = 0.7554
```

Tabla 239: Estadísticos de la regresión Ecuación 36 (3)

Como se puede verificar el DW (0.4777) es muy bajo, lo que indica la presencia de autocorrelación positiva en los errores. Además R^2 < DW, pero muy ajustado, lo que puede indicar que esta relación sea espuria. El p-valor del F-test es significativo (0.039) y acepta la regresión, pero no hay ninguna variable significativa al 0.05%.

Aunque los residuos de la regresión pasan el test de normalidad, se puede considerar que la regresión no es satisfactoria, ya que no permite la correlación completa de variables. Por tanto se descarta la Ecuación 36 (3).

11.4.3.4 Contraste de causalidad en el sentido de Granger para Nintendo, Microsoft y Sony

En este punto se pretende verificar si existe causalidad en el sentido de Granger para las 3 variables analizadas en el capítulo anterior.

Así, para el análisis conjunto de estas 3 variables se utilizará la función causality() de la librería 'vars'. Para este análisis conjunto se consideran las siguientes condicionantes:

- Utilización de F-test como medida de causalidad en el sentido de Granger, tomando como valor crítico 0.05%
- Utilización de una matriz de covarianzas para robustecer el resultado de cálculo.
- Utilización de bootstrap 10^6, como medida de contraste adicional de la corrección de los datos de los F-test sobre la covarianza

- Calculo de vector de relación VAR con constante y sin constante. No se considera la posibilidad de tendencia.

	covariance matrix		bootstrap 10^6	
Null hypothesis	F-Test	p-value	F-Test	p-value
H0: nintendo do not Granger-cause microsoft sony	18,578951	0,0000029	6,0822	0,03177
H0: sony do not Granger-cause nintendo microsoft	5,134658	0,0109187	2,8434	0,07333
H0: microsoft do not Granger-cause nintendo sony	0,1669674	0,8468787	0,0798	0,89456

Tabla 240: Cálculo de F-test para estimación de causalidad en el sentido de Granger, con incorporación de tendencia

	covariance matrix		bootstrap 10^6	
Null hypothesis	F-Test	p-value	F-Test	p-value
H0: nintendo do not Granger-cause microsoft sony	19,049284	0,0000023	4,7313	0,07158
H0: sony do not Granger-cause nintendo microsoft	2,924986	0,0665169	5,5377	0,09906
H0: microsoft do not Granger-cause nintendo sony	5,131136	0,0109486	3,5319	0,04364

Tabla 241: Cálculo de F-test para estimación de causalidad en el sentido de Granger, con incorporación de constante

	covariance matrix		bootstrap 10^6	
Null hypothesis	F-Test	p-value	F-Test	p-value
H0: nintendo do not Granger-cause microsoft sony	18,049131	0,0000028	6,6140	0,03297
H0: sony do not Granger-cause nintendo microsoft	5,352144	0,0088324	3,7720	0,05922
H0: microsoft do not Granger-cause nintendo sony	2,797476	0,0732299	1,2332	0,24591

Tabla 242: Cálculo de F-test para estimación de causalidad en el sentido de Granger, sin incorporación de constante

Tal y como se puede verificar en la Tabla 240 tanto Nintendo como Sony pasan el F-test claramente, ya que sus p-valores son muy inferiores al 0.05, y se puede rechazar la hipótesis nula en ambos casos, considerando que ambas series verifican la causalidad en el sentido de Granger sobre las demás variables. Esto se verifica en el caso de uso de bootstrap, aunque con un resultado menos significativo.

Así mismo, en la Tabla 241 y en la Tabla 242, se repite el resultado para ambas variables sin el condicionante de la constante, aunque los p-valores son algo menos significativos (son significativos al 0.1%).

Por otro lado, la variable Microsoft no pasa el F-test en la Tabla 240, claramente en el caso de uso de matriz covarianzas (0.8468 > 0.05), e igual en el caso de uso de bootstrap (0.8945 > 0.05). Sin embargo, en el caso de los resultados de la Tabla 241 se observa que sí pasa el F-test (0.010 < 0.05), y en el test bootstrap. Por otro lado, en la Tabla 242 pasa el test al 0.1% y vuelve a fallar claramente en el bootstrap.

Aunque los resultados no son concluyentes, sí parece que existe una relación clara de influencia en el sentido de Granger por parte de Nintendo y Sony, pero no por parte de Microsoft, que queda indefinida.

En este punto, no se puede afirmar que exista una relación que afecte a las 3 variables en conjunto aplicando el criterio de causalidad de Granger, si bien sí se ve una relación entre Nintendo y Sony.

Como el modelo de trabajo de dos etapas de Granger y la serie de tiempo desde 1996 – 2012 la conclusión más cercana es que no existe una relación entre las 3 variables, ya sea por el comportamiento endógeno de las observaciones, diferencia en las estructura de comportamiento de las series individualmente o incompatibilidad en los modelos de correlación.

Desde este punto se pretende verificar si la estructura temporal 1994-2012 mejora la calidad de la regresión y si es posible establecer una relación entre las 3 variables en el tiempo.

11.4.3.5 Verificación de cointegración en series desde 1994-2012 mediante VAR y cointegración según Johansen

En este nuevo enfoque para verificar la posibilidad de establecer una regresión explicativa del comportamiento conjunto de las 3 variables en estudio se pretende utilizar el enfoque de Soren Johansen (Soren Johansen, 1991). Para ello se establece una relación de cointegración[120] mediante VAR y se analizarán las condiciones previas y posteriores a fin de verificar que se ajustan a los requerimientos para acertar o rechazar la ecuación de regresión buscada.

En primer lugar se procede a verificar la normalidad y la presencia de raíces unitarias en las 3 variables:

			Test critical values		
Original series	**JB p-value**	**ADF**	**1%**	**5%**	**10%**
Nintendo	0,5720	-2,843431	-3,831511	-3,029970	-2,655194
Microsoft	0,4200	-1,610170	-3,831511	-3,029970	-2,655194
Sony	0,0060	-2,964267	-3,831511	-3,029970	-2,655194

			Test critical values		
First Diff.	**JB p-value**	**ADF**	**1%**	**5%**	**10%**
d(Nintendo)	0,6360	-2,597000	-3,831511	-3,029970	-2,655194
d(Microsoft)	0,6540	-3,359044	-3,831511	-3,029970	-2,655194
d(Sony)	0,6680	-3,025327	-3,831511	-3,029970	-2,655194

[120] Para todos los análisis de este apartado se utilizará el software Eviews 7 y el software Gretl 1.9.9

			Test critical values		
Second Diff.	JB p-value	ADF	1%	5%	10%
d(Nintendo, 2)	0,904	-4,568390	-3,831511	-3,029970	-2,655194
d(Microsoft, 2)	0,663	-4,598006	-3,831511	-3,029970	-2,655194
d(Sony, 2)	0,609	-5,967386	-3,831511	-3,029970	-2,655194

Tabla 243: Cálculo de normalidad y existencia de raíces unitarias en las variables Nintendo, Microsoft y Sony desde la serie original a las series en segundas diferencias, mediante Eviews

En la Tabla 243 se pueden observar las siguientes características:

- El estadístico de normalidad para las series original no es correcto en la variable Sony. En el caso de las primeras y segundas diferencias el test de Jarque Bera muestra normalidad en todas las series.
- En cuanto a la presencia de raíces unitarias tenemos los siguientes resultados:
  - En las series originales el test ADF es mayor que el valor del test al 5% (marcado en verde en la Tabla 243), por lo que existe presencia de raíz unitaria en las series originales.
  - En las series en primeras diferencias se observa que el test ADF marca presencia de raíz unitaria al 5% en Nintendo, y en Sony el valor es casis exacto al estadístico al 5%. DE otra parte el test ADF de Microsoft pasaría el test al 1% (-3.59044 > -3.831511). En este caso se considera que todas las series muestran presencia de raíz unitaria en primeras diferencias.
  - El análisis de las series en segundas diferencias no muestra presencia de raíces unitarias, dado que los resultados del test ADF para todas las variables es muy inferior al valor del test al 1%.

En vista de los resultados previos se considera:

- Que todas las series son integradas de orden 2, I(2).
- Es posible realizar un modelo VAR con series integradas I(2), aunque los resultados puede que no se ajusten a los parámetros requeridos para su validación.
- Parece aconsejable realizar adicionalmente el análisis de las series en primeras diferencias. De esta manera, se buscará encontrar una relación entre los cambios de periodo en las tres series.

En primer lugar se procede a realizar un análisis de la regresión de las series originales. Se parte de un análisis de selección de retardos que nos brinda Gretl:

Sistema VAR, máximo orden de retardos 4

Los asteriscos de abajo indican los mejores (es decir, los mínimos)
valores de cada criterio de información, AIC = criterio de Akaike,
BIC = criterio bayesiano de Schwarz y HQC = criterio de Hannan-Quinn.

retardos	log.veros	p(RV)	AIC	BIC	HQC
1	-313,81697		34,296523	34,893011*	34,397472
2	-302,76812	0,00857	34,080855	35,124709	34,257516
3	-296,13072	0,15056	34,329549	35,820769	34,581923
4	-274,65261	0,00000	33,016064*	34,954650	33,344150*

Sistema VAR, máximo orden de retardos 3

Los asteriscos de abajo indican los mejores (es decir, los mínimos)
valores de cada criterio de información, AIC = criterio de Akaike,
BIC = criterio bayesiano de Schwarz y HQC = criterio de Hannan-Quinn.

retardos	log.veros	p(RV)	AIC	BIC	HQC
1	-313,81697		34,296523	34,893011*	34,397472
2	-302,76812	0,00857	34,080855*	35,124709	34,257516*
3	-296,13072	0,15056	34,329549	35,820769	34,581923

Tabla 244: Aproximación al cálculo de retardos para un sistema VAR mediante Gretl, para las variables Nintendo, Microsoft y Sony, sin constante y con tendencia

El sistema de cálculo de retardos para un sistema VAR que muestra Gretl en la Tabla 244 nos indica que el número óptimo de retardos para el sistema está entre 2 y 4, aunque parece mejor un sistema con 2 retardos, según los criterios de AIC y HQC.

Contraste de Johansen:
Número de ecuaciones = 3
Orden del retardo = 2
Periodo de estimación: 1994 - 2012 (T = 19)
Caso 4: Tendencia restringida, constante no restringida

Log-verosimilitud = -244,522 (Incluyendo un término constante: -298,442)

Rango	Valor propio	Estad. traza	Valor p	Estad. Lmáx	Valor p
0	0,73934	49,094	[0,0094]	25,546	[0,0514]
1	0,52681	23,548	[0,0940]	14,217	[0,2482]
2	0,38806	9,3312	[0,1646]	9,3312	[0,1645]

Tabla 245: Contraste de Johansen de Nintendo, Microsoft y Sony con 2 retardos y tendencia restringida

En este punto, tal y como muestra la Tabla 245, se realiza un contraste de cointegración de Johansen con 2 retardos y con tendencia restringida y constante no restringida. En ella se puede verificar que existe al menos una ecuación de cointegración al 5%, tanto según los p-valores del estadístico de traza como el Lmáx.

beta (vectores cointegrantes)

MICROSOFT	-0,015422	0,0046080	0,0026491
NINTENDO	0,0084594	0,00065024	-0,0049464
SONY	0,0050237	0,012236	0,00034366
trend	0,11735	-0,44805	-0,23047

alfa (vectores de ajuste)

MICROSOFT	43,912	13,595	10,235
NINTENDO	-15,431	63,997	22,742
SONY	-0,045846	-16,687	37,633

beta renormalizado

MICROSOFT	1,0000	7,0865	7,7085
NINTENDO	-0,54853	1,0000	-14,394
SONY	-0,32575	18,817	1,0000
trend	-7,6093	-689,06	-670,65

alfa renormalizado

MICROSOFT	-0,67721	0,0088400	0,0035175
NINTENDO	0,23798	0,041613	0,0078153
SONY	0,00070704	-0,010851	0,012933

matriz de largo plazo (alfa * beta')

	MICROSOFT	NINTENDO	SONY	trend
MICROSOFT	-0,58745	0,32968	0,39046	-3,2972
NINTENDO	0,59312	-0,20141	0,71334	-35,726
SONY	0,023506	-0,19739	-0,19147	-1,2021

Tabla 246: Vectores de cointegración del test de la Tabla 245

En la Tabla 246 tenemos los vectores obtenidos del proceso de cointegración. Si utilizamos el vector 'beta renormalizado' podemos obtener la ecuación[121] siguiente:

$$eq01 = Microsoft - 0.54853 * Nintendo - 0.32575 * Sony - 7.6093 * trend$$

Ecuación 37: Ecuación de cointegración de las series originales de Nintendo, Microsoft y Sony

El resultado de incorporar esta ecuación al sistema nos permite verificar el modelo gráfico en el tiempo de relación a través del tiempo que han venido mostrando estas series. Así la Ilustración 196 nos muestra una relación sin tendencia y con un comportamiento estable en el tiempo y de carácter cíclico.

En este momento se procede a realizar el cálculo del vector de corrección de errores, VECM, utilizando los mismos parámetros que para el test de cointegración.

[121] Los valores del vector 'beta renormalizado' se obtienen multiplicando el valor de la variable que se desea tenga valor 1, de la subtabla 'beta (vectores cointegrantes)' en la primera columna, por el resto de valores de la misma.

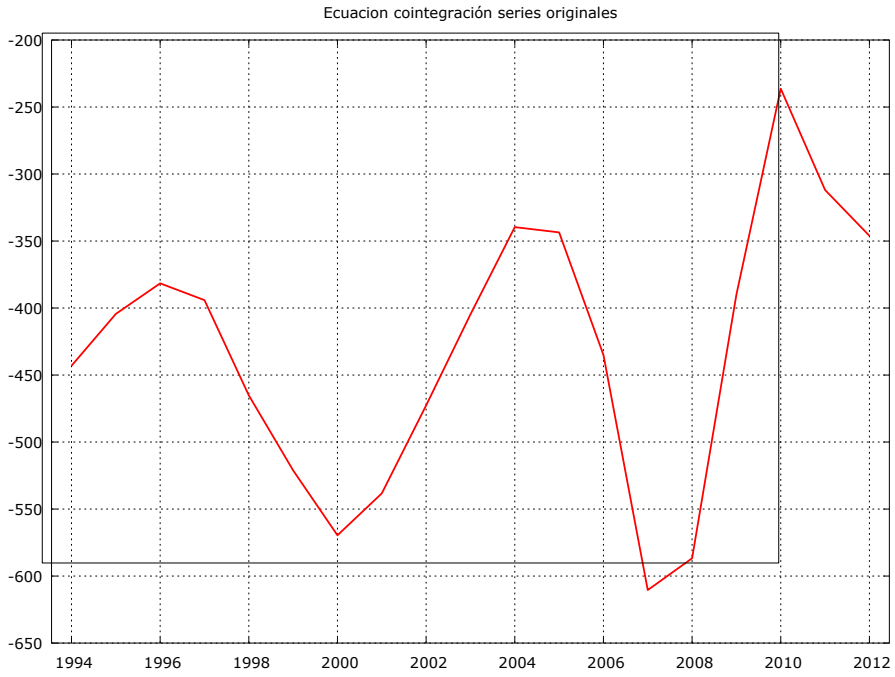


Ilustración 196: Vista gráfica de la Ecuación 36, mostrando el comportamiento temporal en la relación de las series

Sistema VECM, orden del retardo 2
estimaciones de Máxima Verosimilitud, observaciones 1994-2012 (T = 19)
Rango de cointegración = 1
Caso 4: Tendencia restringida, constante no restringida
beta (vectores cointegrantes, Desviaciones típicas entre paréntesis)

MICROSOFT	1,0000
	(0,00000)
NINTENDO	-0,54853
	(0,12472)
SONY	-0,32575
	(0,15668)
trend	-7,6093
	(5,8630)

alpha (alfa (vectores de ajuste))

MICROSOFT	-0,67721
NINTENDO	0,23798
SONY	0,00070704

Log-verosimilitud = -310,21585
Determinante de la matriz de covarianzas = 3,049014e+010
AIC = 34,8648
BIC = 35,9087
HQC = 35,0415

Ecuación 1: d_MICROSOFT

	Coeficiente	*Desv. Típica*	*Estadístico t*	*Valor p*	
const	-290,364	69,8541	-4,1567	0,00113	***

d_MICROSOFT_1	0,358226	0,172184	2,0805	0,05782	*
d_NINTENDO_1	-0,263433	0,128735	-2,0463	0,06150	*
d_SONY_1	-0,153281	0,149628	-1,0244	0,32433	
EC1	-0,677207	0,154257	-4,3901	0,00073	***

Media de la vble. dep.	10,63158		D.T. de la vble. dep.	66,24383
Suma de cuad. residuos	24711,72		D.T. de la regresión	43,59933
R-cuadrado	0,687148		R-cuadrado corregido	0,566820
rho	0,031967		Durbin-Watson	1,924878

Ecuación 2: d_NINTENDO

	Coeficiente	*Desv. Típica*	*Estadístico t*	*Valor p*	
const	90,8342	185,694	0,4892	0,63288	
d_MICROSOFT_1	-0,549589	0,457719	-1,2007	0,25128	
d_NINTENDO_1	0,623515	0,342218	1,8220	0,09154	*
d_SONY_1	0,406448	0,397757	1,0219	0,32549	
EC1	0,237979	0,410062	0,5803	0,57160	

Media de la vble. dep.	-19,36842		D.T. de la vble. dep.	120,1195
Suma de cuad. residuos	174628,1		D.T. de la regresión	115,9005
R-cuadrado	0,327620		R-cuadrado corregido	0,069013
rho	-0,067466		Durbin-Watson	2,033211

Ecuación 3: d_SONY

	Coeficiente	*Desv. Típica*	*Estadístico t*	*Valor p*	
const	14,8376	125,2	0,1185	0,90747	
d_MICROSOFT_1	0,0722033	0,308607	0,2340	0,81866	
d_NINTENDO_1	-0,170402	0,230734	-0,7385	0,47332	
d_SONY_1	0,242871	0,26818	0,9056	0,38161	
EC1	0,000707035	0,276476	0,0026	0,99800	

Media de la vble. dep.	24,78947		D.T. de la vble. dep.	71,83204
Suma de cuad. residuos	79383,39		D.T. de la regresión	78,14355
R-cuadrado	0,145286		R-cuadrado corregido	-0,183450
rho	-0,047327		Durbin-Watson	1,984326

Tabla 247: VECM calculado con los mismos valores del test de cointegración mostrado en la Tabla 245 y la Tabla 246

En la Tabla 247 se puede comprobar que los coeficientes obtenidos para los vectores cointegrantes son los mismos de la Ecuación 36. Adicionalmente se obtienen los modelos de las 3 ecuaciones de VECM y Gretl nos permite verificar ciertos contrastes de los residuos y del comportamiento de los mismos.

Así, se va a verificar la normalidad de los residuos de cada ecuación, de los residuos del conjunto del VECM, si hay heterocedasticidad, el comportamiento de las raíces unitarias, etc.

	Normalidad	
Residuos	**JB**	**SW**
Ecuación 1	0,236777	0,0590298
Ecuación 2	0,249735	0,0257272
Ecuación 3	0,983541	0,697975
VECM	0,858311	0,884339

Tabla 248: Test de normalidad para los residuos de las ecuaciones de VECM y para los residuos conjuntos del VECM

Como se ve en la Tabla 248 el resultado de los test de Jarque Bera y de Shapiro-Wilk es correcto para los residuos. De igual manera, el test de heterocedasticidad reflejado en la Tabla 249 muestra una aceptación de la hipótesis nula, por lo que no hay evidencia de heterocedasticidad.

Contraste de ARCH de orden 3

Ecuación 1:

	Coeficiente	Desv. Típica	Estadístico t	Valor p	
alpha(0)	1627,13	974,694	1,669	0,1209	
alpha(1)	-0,168950	0,274745	-0,6149	0,5501	
alpha(2)	-0,167646	0,288269	-0,5816	0,5716	
alpha(3)	0,275536	0,289913	0,9504	0,3607	

Hipótesis nula: no hay efecto ARCH
Estadístico de contraste: LM = 2,15243
con valor p = P(Chi-cuadrado(3) > 2,15243) = **0,54138**

Ecuación 2:

	Coeficiente	Desv. Típica	Estadístico t	Valor p	
alpha(0)	15056,8	7246,71	2,078	0,0599	*
alpha(1)	-0,330884	0,285091	-1,161	0,2684	
alpha(2)	-0,144335	0,304011	-0,4748	0,6435	
alpha(3)	-0,130619	0,292632	-0,4464	0,6633	

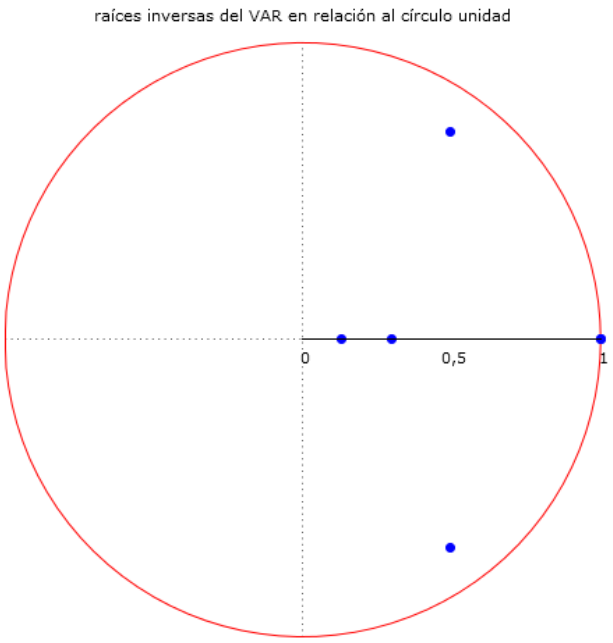
Hipótesis nula: no hay efecto ARCH
Estadístico de contraste: LM = 1,72984
con valor p = P(Chi-cuadrado(3) > 1,72984) = **0,630319**

Ecuación 3:

	Coeficiente	Desv. Típica	Estadístico t	Valor p	
alpha(0)	6141,94	1830,61	3,355	0,0057	***
alpha(1)	-0,272287	0,175919	-1,548	0,1476	
alpha(2)	-0,113978	0,175421	-0,6497	0,5281	
alpha(3)	-0,310744	0,184501	-1,684	0,1179	

Hipótesis nula: no hay efecto ARCH
Estadístico de contraste: LM = 4,16387
con valor p = P(Chi-cuadrado(3) > 4,16387) = **0,244305**

Tabla 249: Test de heterocedasticidad para las ecuaciones calculadas



raíces (real, imaginaria, módulo, frecuencia)

1: (	0,4932	0,6983	0,8549	0,1521)
2: (	0,4932	-0,6983	0,8549	-0,1521)
3: (	0,1315	0,0000	0,1315	0,0000)
4: (	0,2988	0,0000	0,2988	0,0000)
5: (	1,0000	0,0000	1,0000	0,0000)
6: (	1,0000	0,0000	1,0000	0,0000)

Tabla 250: Raíces inversas del VAR calculado y gráfico de las raíces en el círculo unidad

Para evaluar la condición de estabilidad del modelo se acude a la verificación de las raíces unitarias, tal y como muestra la Tabla 250. En el gráfico y en los valores numéricos se observa que los valores caen dentro del círculo unidad, excepto 2 raíces exactas en 1. Dado que el modelo tiene 3 variables (sin contar el término de tendencia) y la ecuación a calcular es solo una, entonces la presencia de 2 raíces unitarias mantiene la estabilidad del modelo y valida el mismo.

Ecuación 1:
Ljung-Box Q' = 1,98796 con valor p = P(Chi-cuadrado(4) > 1,98796) = **0,738**

Ecuación 2:
Ljung-Box Q' = 0,488815 con valor p = P(Chi-cuadrado(4) > 0,488815) = **0,975**

Ecuación 3:
Ljung-Box Q' = 1,19113 con valor p = P(Chi-cuadrado(4) > 1,19113) = **0,88**

Tabla 251: Test de autocorrelación para las 3 ecuaciones calculadas según Ljung-Box

El test de Ljung-Box para las ecuaciones del modelo muestra claramente que no existe correlación en los residuales del modelo.

De esta manera, en la Ilustración 197 se muestran las funciones de autocorrelación parcial y total de los residuales de las 3 ecuaciones así como del VECM. En ellas se puede verificar nuevamente que el comportamiento de los mismos no muestra autocorrelación de los residuos.

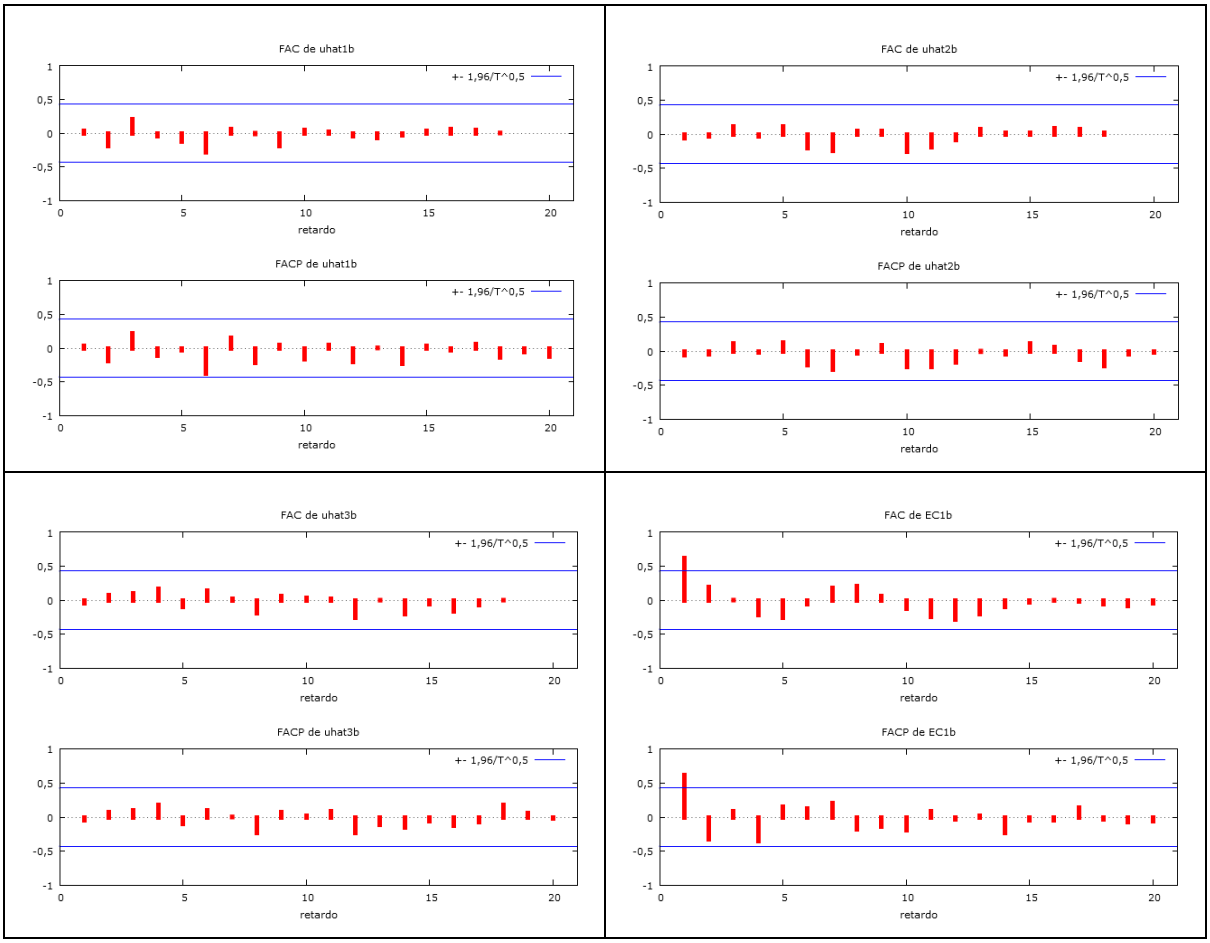


Ilustración 197: Funciones de autocorrelación y autocorrelación parcial de los residuales de las 3 ecuaciones y del modelo conjunto VECM (izquierda superior a derecha inferior)

En resumen, una vez estimada la relación de cointegración para las series desde 1994-2012, integradas I(2), se verifica que la misma puede establecerse mediante una única ecuación, y que los test aplicados a la misma permiten indicar que dicha relación mantiene en los residuos homocedasticidad, normalidad y estabilidad estructural, por lo que se afirma que mediante el modelo de Johansen sí se puede encontrar una relación de cointegración estable para estas tres variables.

No obstante, la dificultad en aplicar el modelo de Granger parece finalmente indicar que, en principio, aplicar un modelo VAR con restricciones es más eficiente que un VAR sin restricciones en este caso. También que la elección del periodo de observación resulta crítico a la hora de poder estimar una relación entre las tres variables. Esto lleva a considerar que la relación entre ellas es bastante débil, siendo las relaciones a pares entre las variables las que probablemente sean más útiles de estudio.

12 Análisis de patentes de Marcas de Videojuegos

12.1 Análisis general, análisis gráfico

12.1.1 Evolución temporal global por plataforma o marca

En primer lugar se presenta el gráfico correspondiente al detalle evolutivo temporal de todas las plataformas de videojuegos, desde 1970 a 2012, Ilustración 198, en el que se obtiene una primera impresión del volumen comparado por plataformas a lo largo del tiempo.

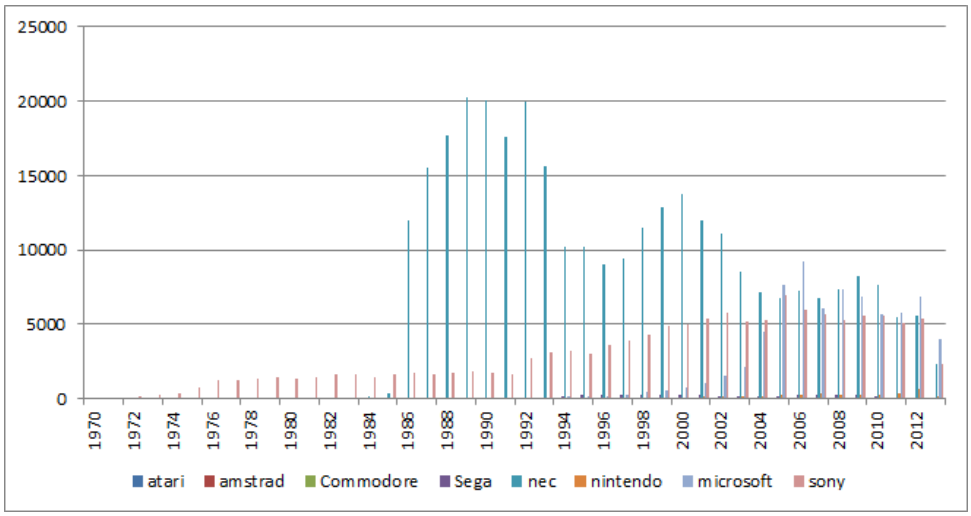


Ilustración 198: Timeline desde 1970 hasta 2012 de las patentes de marcas de videojuegos, considerando el número de patentes registradas y aceptadas por año

En la Tabla 252 se describen los valores esenciales de cada variable del conjunto de datos de plataformas de videojuegos que se han incluido en la Ilustración 198.

atari	amstrad	Commodore	Sega
Min. : 0.00	Min. :0.0000	Min. : 0.000	Min. : 0.00
1st Qu.: 0.00	1st Qu.:0.0000	1st Qu.: 0.000	1st Qu.: 2.00
Median : 1.00	Median :0.0000	Median : 0.000	Median : 17.00
Mean : 4.75	Mean :0.7273	Mean : 1.477	Mean : 94.84
3rd Qu.: 7.00	3rd Qu.:1.0000	3rd Qu.: 2.000	3rd Qu.:184.50
Max. :30.00	Max. :4.0000	Max. :11.000	Max. :305.00

nec	nintendo	microsoft	sony
Min. : 0.00	Min. : 0.00	Min. : 0	Min. : 71
1st Qu.: 27.75	1st Qu.: 10.75	1st Qu.: 0	1st Qu.:1454
Median : 7226.50	Median : 30.00	Median : 11	Median :2052
Mean : 7106.18	Mean :100.07	Mean :1624	Mean :2954
3rd Qu.:11637.50	3rd Qu.:159.25	3rd Qu.:1711	3rd Qu.:5105
Max. :20292.00	Max. :640.00	Max. :9228	Max. :6999

Tabla 252: Resumen de las características principales de las variables del conjunto de datos de patentes

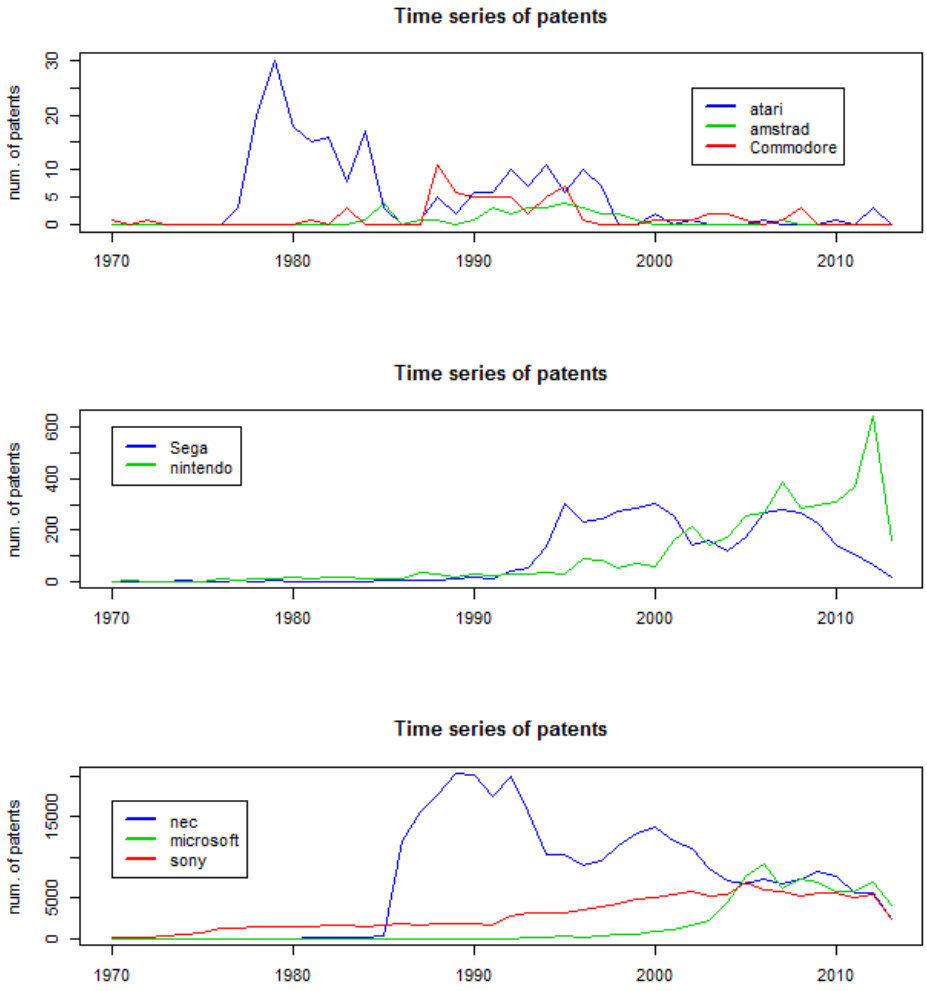


Ilustración 199: Presentación gráfica temporal del conjunto de datos de trabajo de patentes tecnológicas de las series a estudiar

En la Ilustración 199 se tiene la posibilidad de una primera toma de contacto con el conjunto de datos, el cual se ha segregado en 3 gráficos de equivalente densidad de información, y su materialización temporal.

Se puede observar, en un primer momento, una diferencia neta en la densidad de información y una agrupación de plataformas por fechas.

12.1.2 Detalle de evolución individual particular por marca o plataforma

A continuación se muestran algunas de las variables más significativas en su desarrollo temporal:

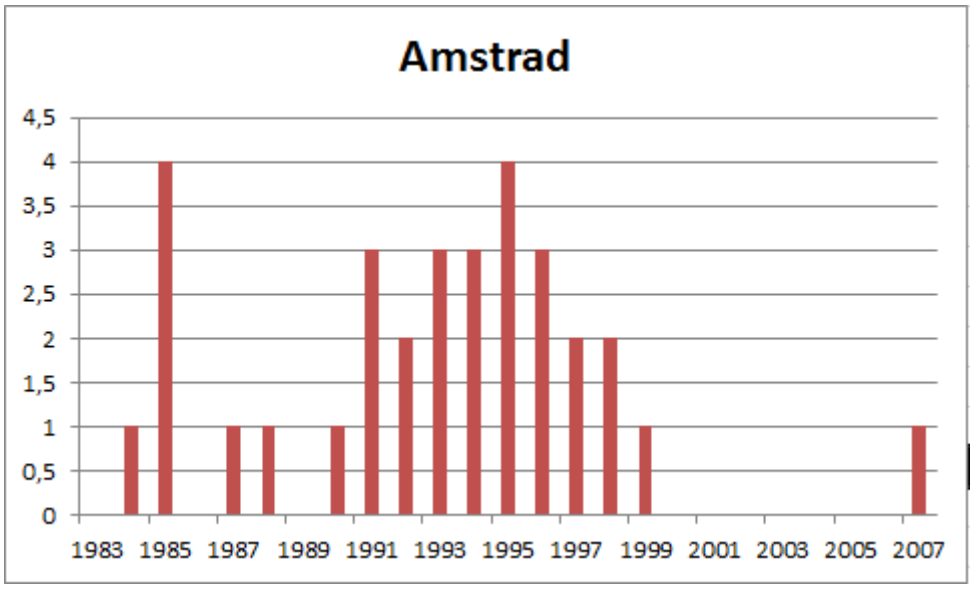


Ilustración 200: Producción patentes por año para la marca Amstrad

Se observa claramente un movimiento explosivo en el entorno de 1985, luego un estancamiento hasta 1990, y posteriormente un movimiento creciente hasta 1995 y decreciente hasta su finalización en 1999. El valor de 2007 puede considerarse un outlier.

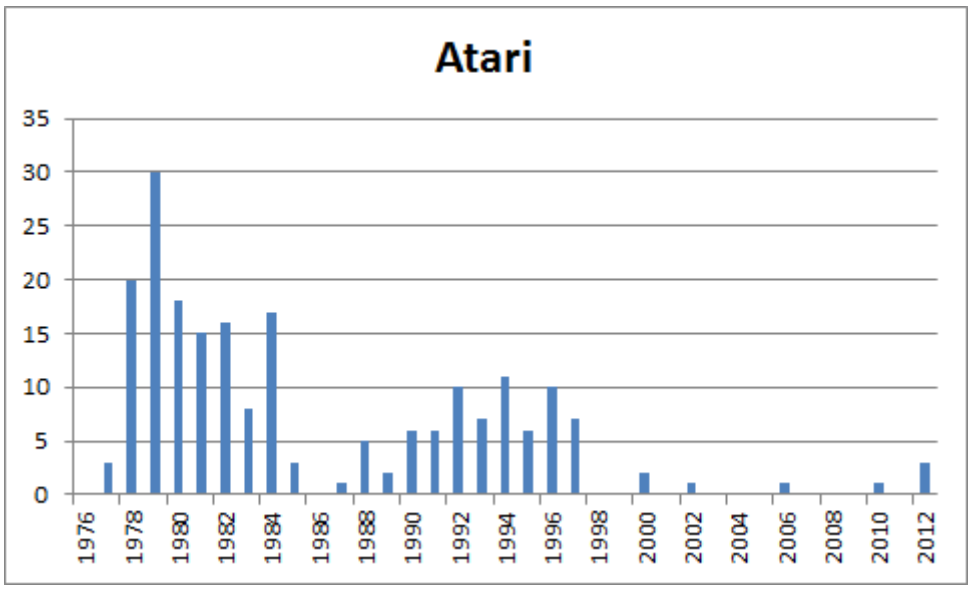


Ilustración 201: Producción de patentes por año para la marca Atari

En cuanto a Atari se observa un primer comportamiento explosivo, años 1977-1979, en el que Atari desarrolla una gran producción de patentes, para después decaer en la actividad investigadora hasta 1984. Después hay un pequeño repunte sobre el periodo 1988-1997, y aunque la empresa ya ha decaído en su actividad comercial en 1992, las patentes siguen aplicándose para la marca. Los valores posteriores a 1998 se pueden considerar outliers.

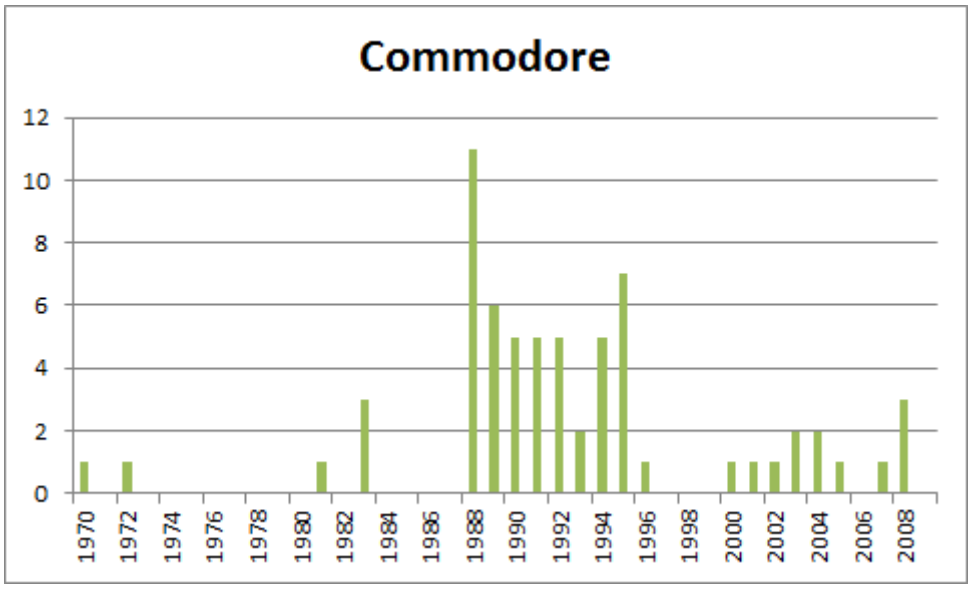


Ilustración 202: Producción de patentes por año para la marca Commodore

Como se puede ver en la Ilustración 202, el comportamiento de la marca Commodore mantiene un comportamiento en el registro de patentes de invenciones tecnológicas muy errático. Las patentes anteriores a 1980 se pueden considerar outliers. Luego tiene un periodo no homogéneo de invenciones registradas que va desde 1981-1996, concentrándose en el periodo 1988-1995. Las patentes posteriores a 1996 se pueden considerar residuales, aunque no outliers, pero no son significativas en el estudio.

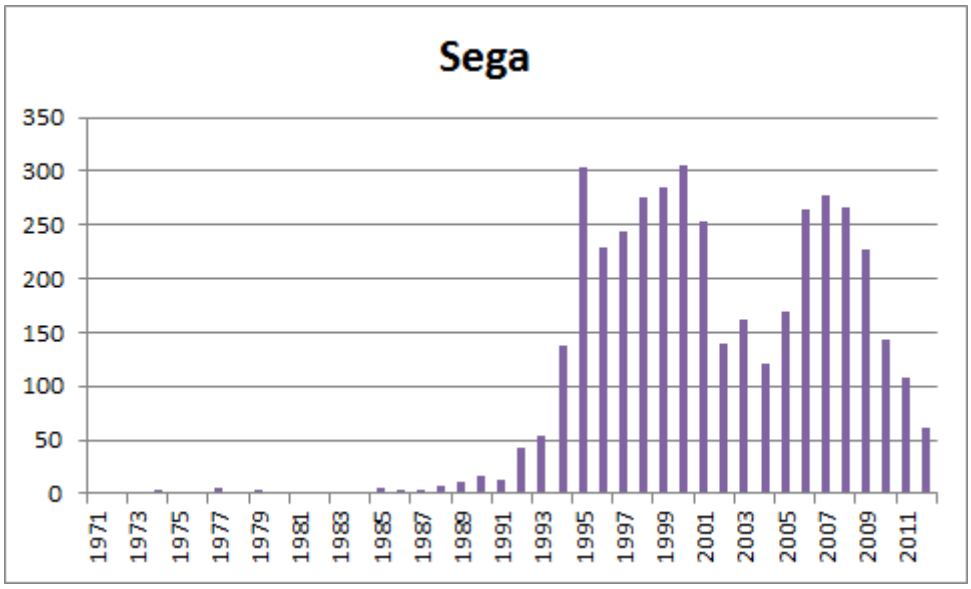


Ilustración 203: Producción de patentes por año para la marca Sega

El caso de Sega (Ilustración 203) tiene un comportamiento gradual de registro de patentes. Tiene un crecimiento testimonial desde 1971-1991, pero comienza en ese momento un crecimiento explosivo que se mantiene posteriormente en volúmenes

similares hasta 2003 y un nuevo ciclo hasta 2011. Es significativo que la marca Sega sigue realizando activamente patentes aunque ya había abandonado definitivamente el mercado de videojuegos, pero no así el de la investigación.

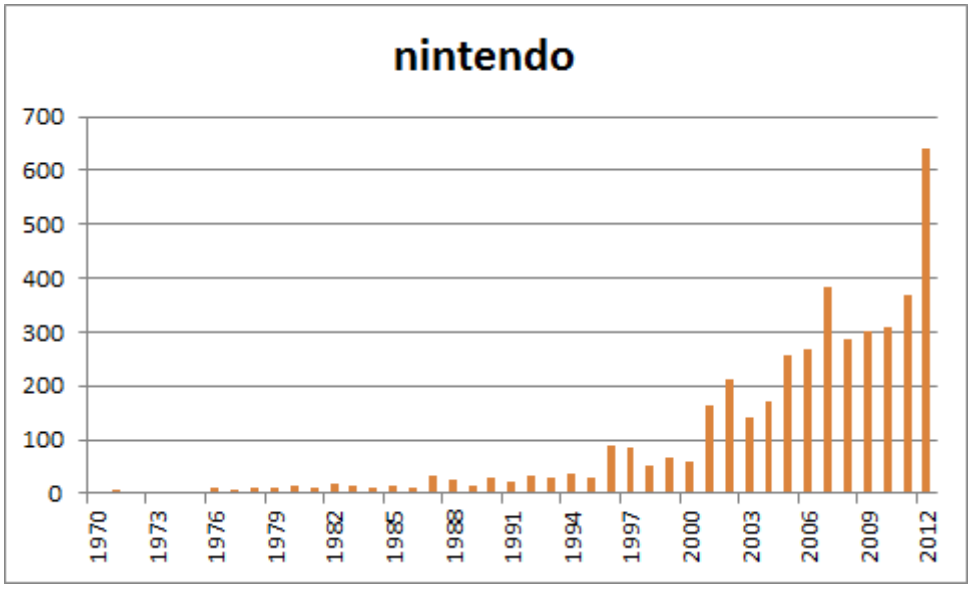


Ilustración 204: Producción de patentes por año para la marca Nintendo

El modelo de la marca Nintendo, Ilustración 204, sigue una pauta muy sencilla de desarrollo. El periodo entre 1970-1995 se puede considerar meramente testimonial. El periodo 1996-2000 inicia levemente un despegue suave de investigaciones registradas. El periodo 2001-2012 es un periodo creciente de investigación, desarrollo y registro de patentes tecnológicas.

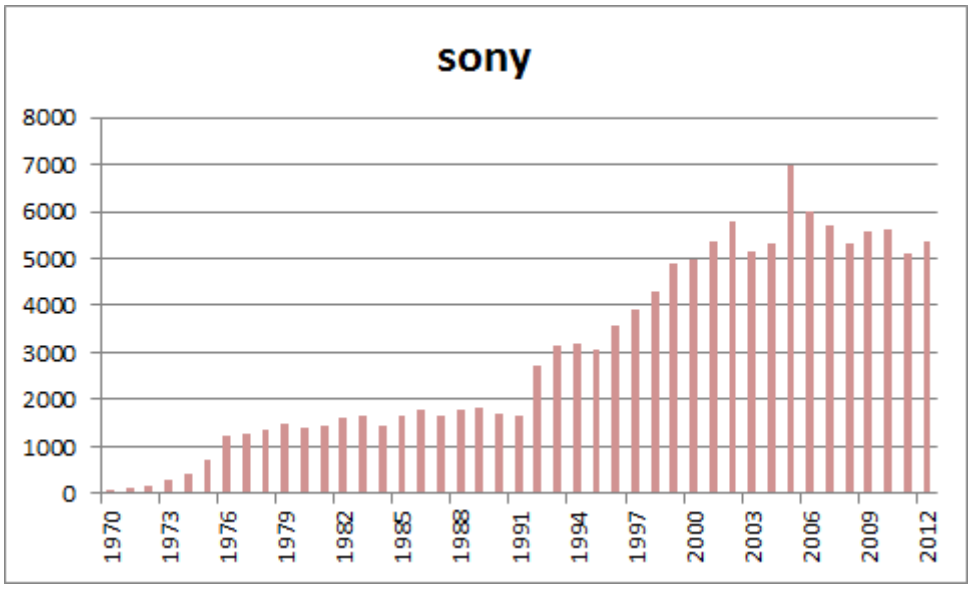


Ilustración 205: Producción de patentes por año para la marca Sony

El caso de Sony (Ilustración 205) es un caso particular, dado que siempre se ha dedicado a la tecnología, realizando investigaciones propias o para terceros, y con desarrollos para otras marcas de videojuegos o sistemas de PC, los cuales le han dado una ventaja competitiva antes del lanzamiento de sus propias consolas PS. El modelo de Sony refleja un crecimiento continuado desde sus orígenes, pero especialmente acentuado desde 1991, antes de la aparición en 1994 de la PS1, hasta la actualidad, con un crecimiento hasta el máximo de los años 2005-2007, momento en el que comienza una ralentización de la actividad de registro.

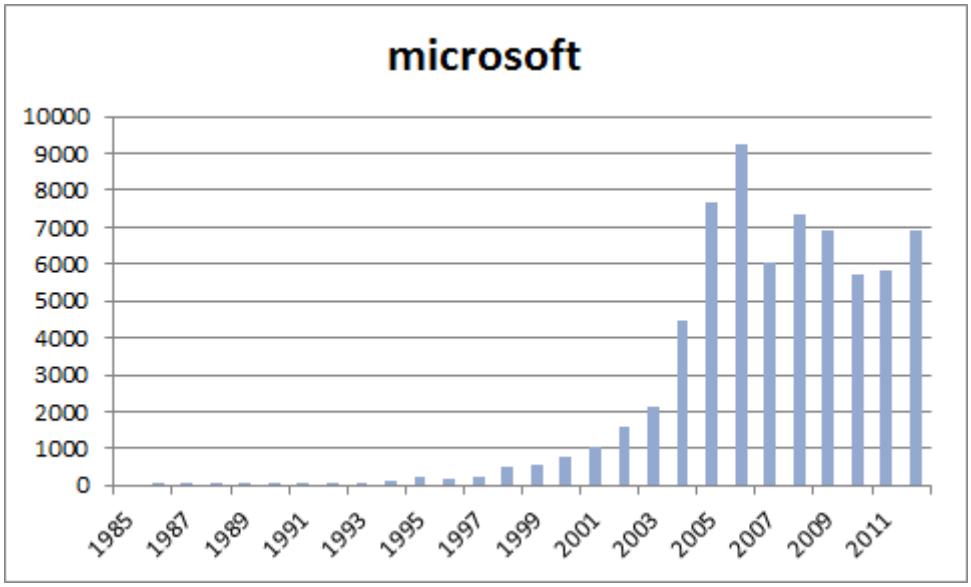


Ilustración 206: Producción de patentes para la marca Microsoft

El caso de Microsoft debe analizarse con detenimiento. Aunque Microsoft ha generado ingentes cantidades de tecnología patentada para PC esta no se contempla en esta investigación, ya que solo está relacionada con la actividad relativa a las consolas.

Así, la actividad anterior a 1997 se puede considerar irrelevante, ya que se trata de registros colaterales al lanzamiento y no tienen relación especialmente directa.

A partir de 1997, los registros muestran un crecimiento continuado hasta 2004, una explosión en 2005-2007, y una actividad más moderada pero elevada hasta 2012.

12.1.3 Modelos de comparación temporal entre variables

Una vez observados algunos de los datos temporales de patentes más relevantes de las principales marcas a través del tiempo se puede establecer otro tipo de comparación basado en su simultaneidad en el mercado.

De esta manera se pretende verificar a priori, de manera gráfica, si existe algún tipo de relación o interacción entre las diversas marcas de software, en su comportamiento de registro de patentes y actividad investigadora.

Para los siguientes análisis los datos se han transformado en logaritmos naturales.

12.1.3.1 Década 1970 a 1979

Como se puede verificar en la Ilustración 207, el comportamiento de investigación puede agruparse en dos líneas diferentes: (1) Sony y (2) resto de marcas. La actividad de Sony es muy superior al resto de marcas y evidencia que la actividad investigadora era muy potente ya en aquella época.

El resto de las marcas técnicamente está en sus inicios y se evidencia que es a partir de la segunda mitad de la década que se comienza a investigar con algo de interés en el desarrollo y registro de patentes tecnológicas.

La marca que más destaca en este momento es Atari, si bien los valores absolutos de esta actividad no son relevantes a nivel general.

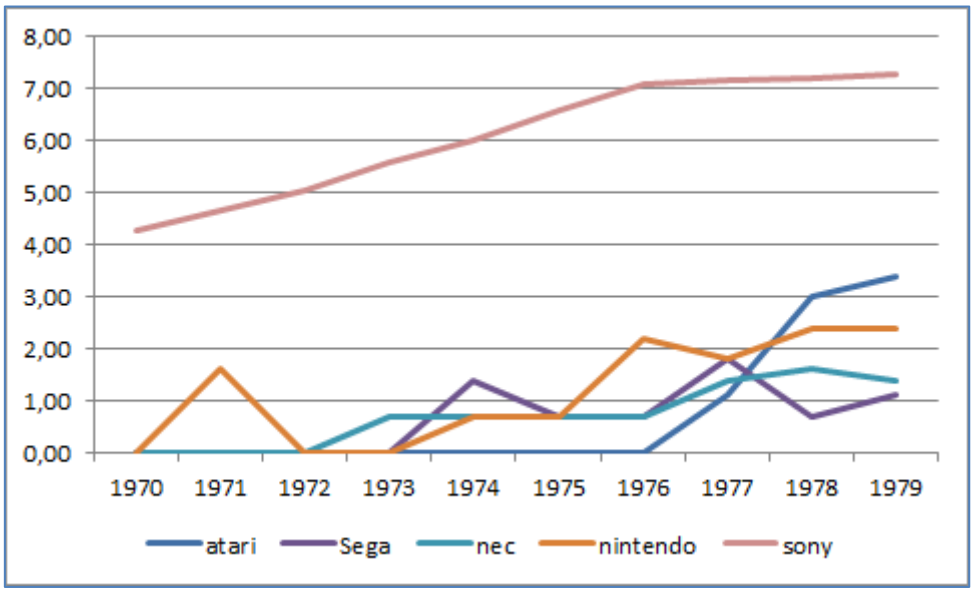


Ilustración 207: Década de 1970 a 1979, valores en logaritmo sobre número de patentes registradas por marca y año

12.1.3.2 Década 1980 a 1989

Como se puede observar en la Ilustración 208, el comportamiento se puede analizar desde la composición de 2 grupos: (1) Sony y NEC, (2) el resto de marcas. Sony mantiene estable su tendencia de investigación y registro de patentes, en tanto que Nec

da un salto cualitativo y cuantitativo y llega a sobrepasar en actividad de investigación y registro a Sony a mediados de la década.

Por otro lado, Nintendo mantiene una actividad regular y Sega se nivela con Nintendo en este objetivo. Finalmente, Atari decae a mediados de la década en su actividad.

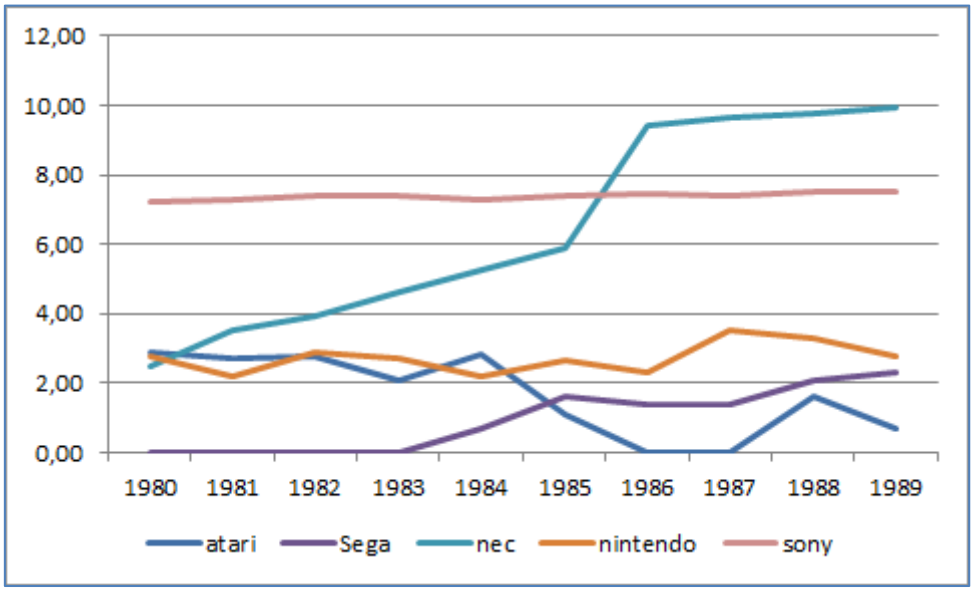


Ilustración 208: Década de 1980 a 1989, valores en logaritmo sobre número de patentes registradas por marca y año

año	atari	amstrad	Commodore	Sega	nec	nintendo	microsoft	sony
1980	0,02%				0,01%	0,02%		1,68%
1981	0,02%				0,04%	0,01%		1,76%
1982	0,02%				0,06%	0,02%		1,94%
1983	0,01%				0,12%	0,02%		1,98%
1984	0,02%				0,23%	0,01%		1,76%
1985	0,00%			0,01%	0,44%	0,02%		1,98%
1986	0,00%			0,00%	14,48%	0,01%		2,13%
1987	0,00%			0,00%	18,74%	0,04%		1,98%
1988	0,01%		0,01%	0,01%	21,39%	0,03%		2,16%
1989			0,01%	0,01%	24,53%	0,02%		2,19%
	0,10%	**0,00%**	**0,02%**	**0,04%**	**80,04%**	**0,20%**	**0,00%**	**19,57%**

Tabla 253: Porcentajes desagregados sobre el total de patentes registradas en la década 1980

Tomando los datos de la Tabla 253 podemos comprobar que el porcentaje del 80,04% de patentes registradas sobre el total de las variables de la marca Nec supone un dominio claro del sector en la década analizada, explicando el comportamiento de la Ilustración 208.

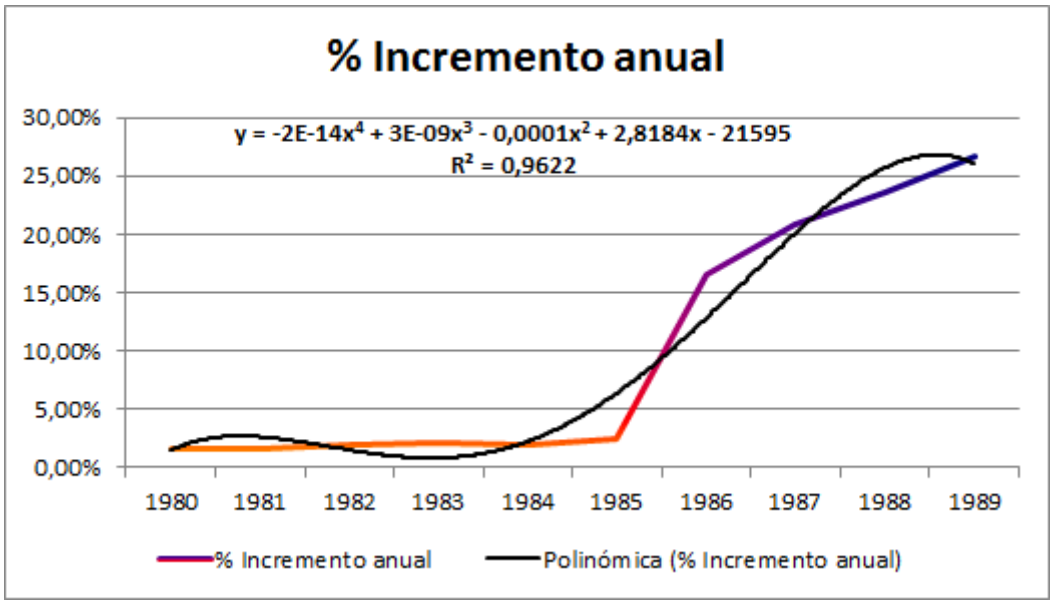


Ilustración 209: Se muestra el porcentaje anual de incremento acumulado de registro de patentes por marcas durante la década 1980-1989

Por otro lado, como se observa en la Ilustración 209, los porcentajes durante la década mantienen una clara tendencia de crecimiento lineal polinómico, con ajuste de 96% (R^2 = 0.9622). La gráfica nos muestra un comportamiento divergente entre los años 1980-1985, comportamiento plano y estable, y 1985-1989, con crecimiento muy rápido y sostenido, que se explica por la tendencia de Nec en el periodo, reflejado en la Tabla 253.

12.1.3.3 Década 1990 a 1999

Como se puede observar en la Ilustración 210, el comportamiento se puede analizar desde la composición de 3 grupos: (1) Sony y NEC, (2) Microsoft, Sega y Nintendo y (3) Atari, Amstrad, Commodore. Sony y Nec están estabilizados en una actividad regular alta de registro de patentes, en tanto que el resto de marcas comienzan la década en niveles semejantes per divergen en 2 grupos diferenciados.

A partir de la mitad de la década el segundo grupo se mantiene en ligero crecimiento y con valores de registro de patentes muy similares.

El tercer grupo mantiene un nivel estable pero desaparece su actividad al concluir la década.

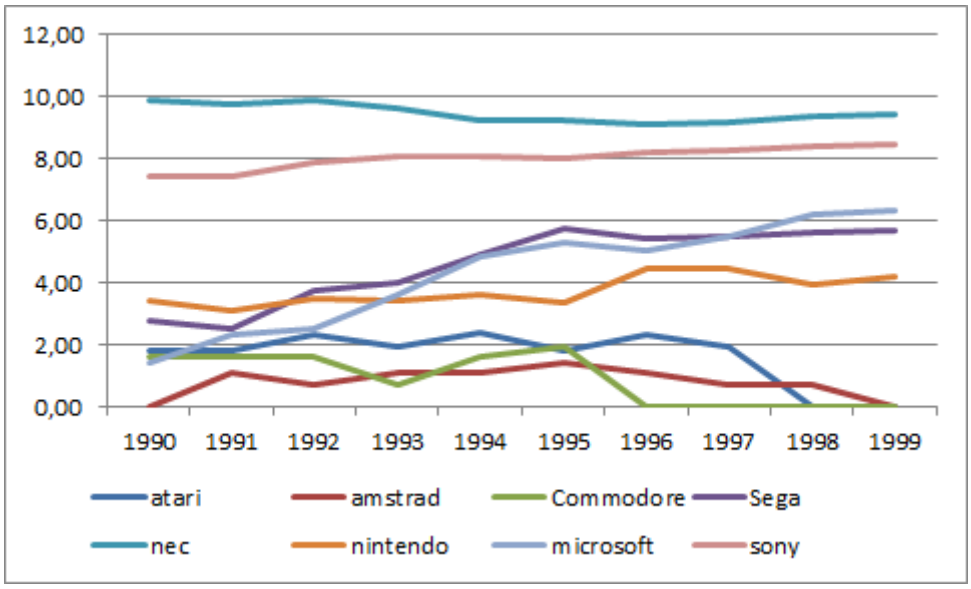


Ilustración 210: Década de 1990 a 1999, valores en logaritmo sobre número de patentes registradas por marca y año

año	atari	amstrad	Commodore	Sega	nec	nintendo	microsoft	sony
1990	0,003%	0,001%	0,003%	0,009%	11,621%	0,017%	0,002%	0,992%
1991	0,003%	0,002%	0,003%	0,007%	10,162%	0,013%	0,006%	0,969%
1992	0,006%	0,001%	0,003%	0,025%	11,530%	0,019%	0,007%	1,580%
1993	0,004%	0,002%	0,001%	0,031%	9,062%	0,017%	0,021%	1,817%
1994	0,006%	0,002%	0,003%	0,079%	5,913%	0,021%	0,075%	1,858%
1995	0,003%	0,002%	0,004%	0,176%	5,929%	0,016%	0,119%	1,770%
1996	0,006%	0,002%	0,001%	0,133%	5,213%	0,051%	0,090%	2,067%
1997	0,004%	0,001%	0,000%	0,141%	5,479%	0,049%	0,137%	2,258%
1998	0,000%	0,001%	0,000%	0,159%	6,671%	0,030%	0,284%	2,489%
1999	0,000%	0,001%	0,000%	0,165%	7,464%	0,039%	0,327%	2,822%
	0,04%	**0,01%**	**0,02%**	**0,93%**	**79,04%**	**0,27%**	**1,07%**	**18,62%**

Tabla 254: Porcentajes desagregados sobre el total de patentes registradas en la década 1990

Tomando los datos de la Tabla 254 podemos comprobar que el porcentaje del 79,04% sigue correspondiendo con la actividad de registro de Nec, especialmente seguido del 18,62% de Sony.

Tal y como se identifica en la Ilustración 211, la curva de regresión es negativa, con un nivel de ajuste de $R^2 = 0.88$, de tipo polinómico.

La tendencia de la gráfica viene netamente marcada por la decadencia y el volumen de Nec, según se refleja en la Tabla 254.

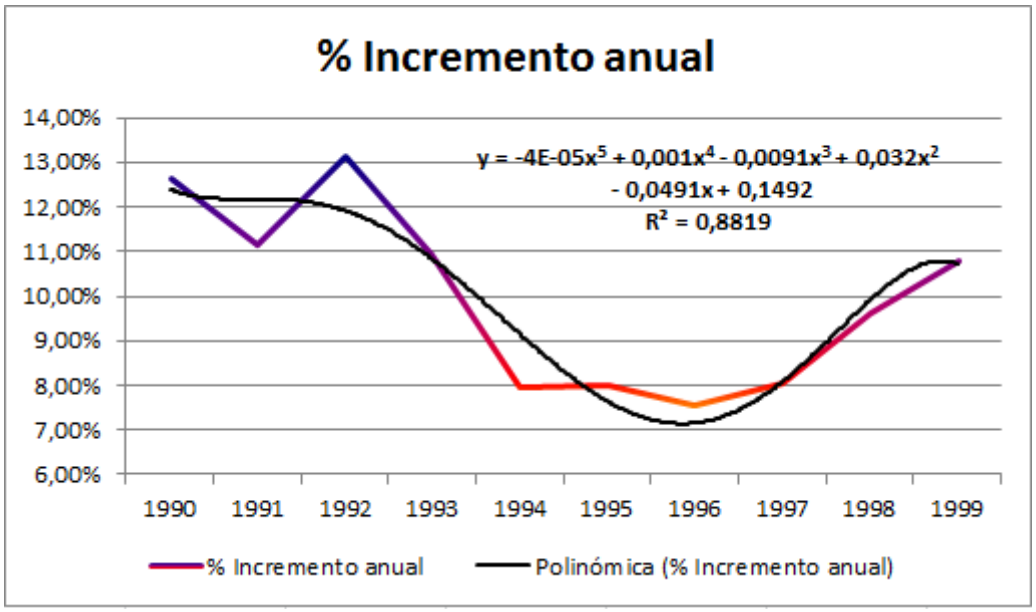


Ilustración 211: Curva de regresión registro de patentes tecnológicas a lo largo de la década 1990

12.1.3.4 Década 2000 a 2012 (actualidad)

El siguiente periodo en analizar no es exactamente una década, sino en realidad desde el 2000 hasta la actualidad.

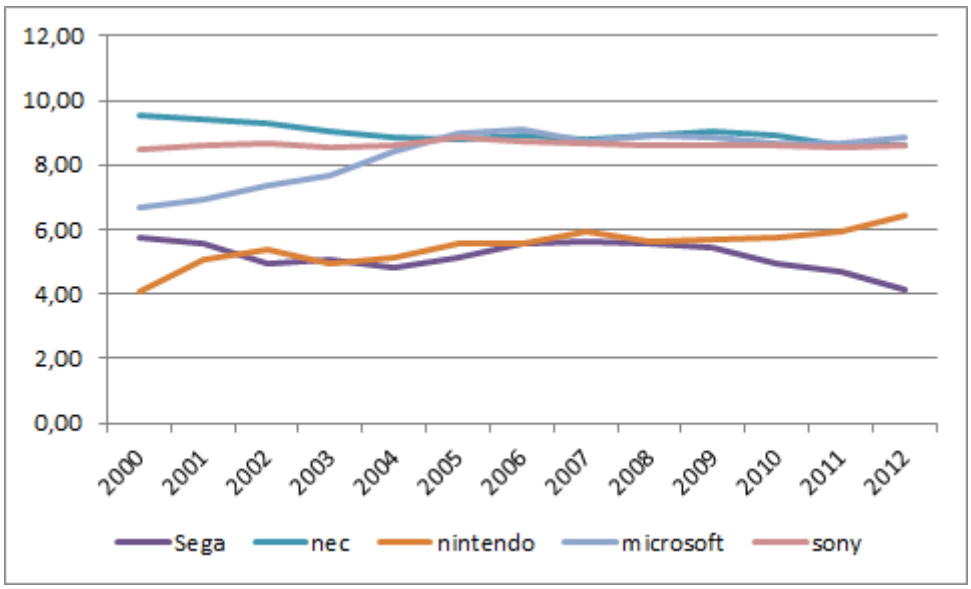


Ilustración 212: Periodo desde 2000 a 2012 (actualidad), unidades de patentes registradas por marca y año

Como se puede observar en la Ilustración 212, el comportamiento se puede analizar desde la composición de 2 grupos: (1) Sony, Microsoft y NEC, (2) Sega y Nintendo. En el primer grupo se ve una clara convergencia hacia la misma actividad de investigación y

registro de patentes. En el segundo se observa cómo se mantiene una convergencia completa y a partir de 2009 se produce una divergencia gradual pero clara.

año	atari	amstrad	Commodore	Sega	nec	nintendo	microsoft	sony
2000	0,001%	0,000%	0,000%	0,121%	5,456%	0,023%	0,311%	1,977%
2001	0,000%	0,000%	0,000%	0,101%	4,767%	0,065%	0,413%	2,136%
2002	0,000%	0,000%	0,000%	0,056%	4,396%	0,084%	0,625%	2,304%
2003	0,000%	0,000%	0,001%	0,064%	3,395%	0,056%	0,845%	2,053%
2004	0,000%	0,000%	0,001%	0,048%	2,855%	0,068%	1,782%	2,119%
2005	0,000%	0,000%	0,000%	0,068%	2,682%	0,103%	3,058%	2,783%
2006	0,000%	0,000%	0,000%	0,105%	2,891%	0,106%	3,669%	2,384%
2007	0,000%	0,000%	0,000%	0,111%	2,687%	0,153%	2,408%	2,268%
2008	0,000%	0,000%	0,001%	0,106%	2,910%	0,114%	2,920%	2,107%
2009	0,000%	0,000%	0,000%	0,091%	3,288%	0,119%	2,737%	2,220%
2010	0,000%	0,000%	0,000%	0,057%	3,039%	0,123%	2,263%	2,233%
2011	0,000%	0,000%	0,000%	0,043%	2,187%	0,147%	2,306%	2,022%
2012	0,001%	0,000%	0,000%	0,025%	2,206%	0,254%	2,740%	2,138%
	0,00%	**0,00%**	**0,00%**	**0,87%**	**35,33%**	**0,89%**	**18,77%**	**22,35%**

Tabla 255: Porcentajes desagregados sobre el total de patentes registradas en el periodo 2000-2012

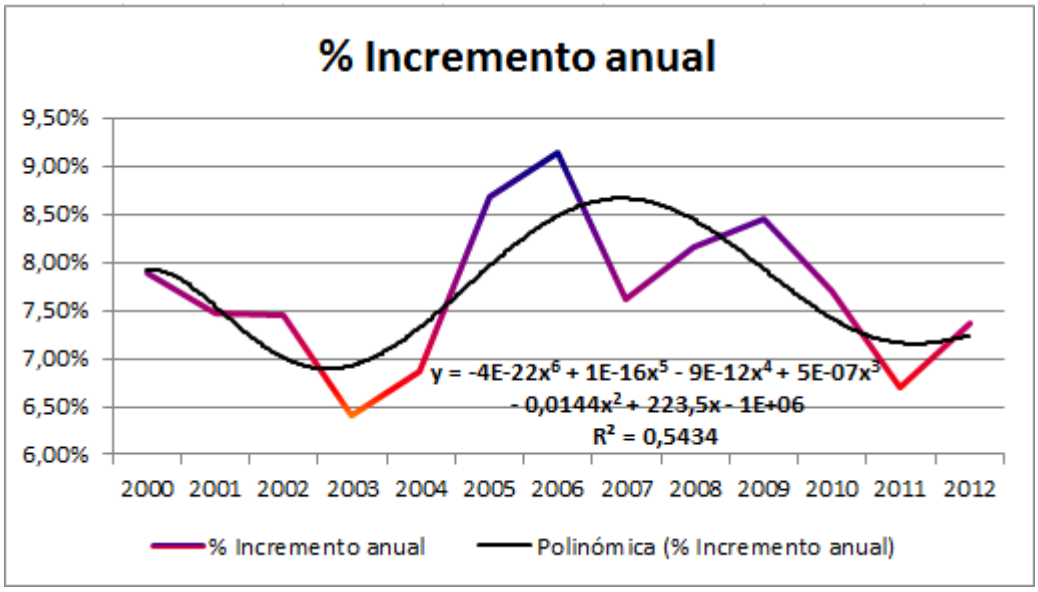


Ilustración 213: Curva de regresión registro de patentes tecnológicas a lo largo del periodo 2000-2012

Tomando los datos de la Tabla 255 podemos comprobar que el porcentaje del 35,33% de registro de patentes de Nec está más ajustado con los valores de Sony, 22,35%, y de Nintendo, 18,77%, que son las 3 marcas que acumulan el 76,45% de investigación y registro de las variables analizadas, y técnicamente del mercado de investigación en el sector de tecnología de videojuegos.

En la Ilustración 213 se ve que el ajuste polinómico es medio (R^2 = 0.54), que la tendencia general es estable, con oscilaciones sobre un valor medio.

12.2 Estudio básico de tendencia y ciclo sobre las series de datos de patentes

En este punto se desarrolla un análisis enfocado a la búsqueda de un modelo de regresión mediante métodos clásicos de análisis de tendencia y ciclo lineal sobre las series temporales en estudio. Con esto se persigue caracterizar de manera sencilla:

- Comportamiento de las variables a lo largo del tiempo, identificando, si los hay, patrones de tendencia/ciclo en toda o parte de cada serie.
- Consistencia de las series, valorando la densidad de información que aportan y su validez para procesos posteriores de análisis.
- Integridad de las observaciones, de forma que se puedan identificar, si los hay:
    - Outliers
    - Observaciones nulas o secuencias de ceros
    - Observaciones que no aportan información útil al estudio
    - Observaciones inconsistentes con el conocimiento de desarrollo histórico de las marcas de videojuegos

Para desarrollar esta tarea los siguientes apartados se apoyan en la utilización de modelos de filtrado (ver 8.2.4 Análisis de tendencia y ciclos mediante filtros), en la verificación de medidas de asimetría y curtosis (ver Anexo 3. Medidas de asimetría y curtosis), en el contraste mediante test de ajuste a la normalidad de residuos de regresión de las observaciones (ver Anexo 3. Análisis de normalidad: Test de Jarque-Bera y Análisis de normalidad: Test de Shapiro-Wilk) y en la información previa disponible sobre desarrollo histórico de cada serie.

Al final de este análisis es preciso identificar las series que presentan suficiente densidad de información como para continuar su tratamiento. Las que no superen estos parámetros deberán ser identificadas y eliminadas del proceso ulterior de análisis.

12.2.1 Consideraciones básicas sobre la serie Amstrad: tendencia y ciclo

En primer lugar presentamos los datos generales de la serie en estudio:

Media	Mediana	Mínimo	Máximo
0,74419	0,000000	0,000000	4,0000
Desv. Típica.	**C.V.**	**Asimetría**	**Exc. de curtosis**
1,2168	1,6351	1,4635	0,82940

Tabla 256: Estadísticos principales, usando las observaciones 1970 – 2012 para la variable Amstrad (43 observaciones válidas)

Como se puede verificar la serie tiene asimetría positiva y leptocúrtica.

En este punto analizamos mediante la técnica de filtrado el comportamiento de la serie Amstrad para intentar considerar una tendencia primaria general:

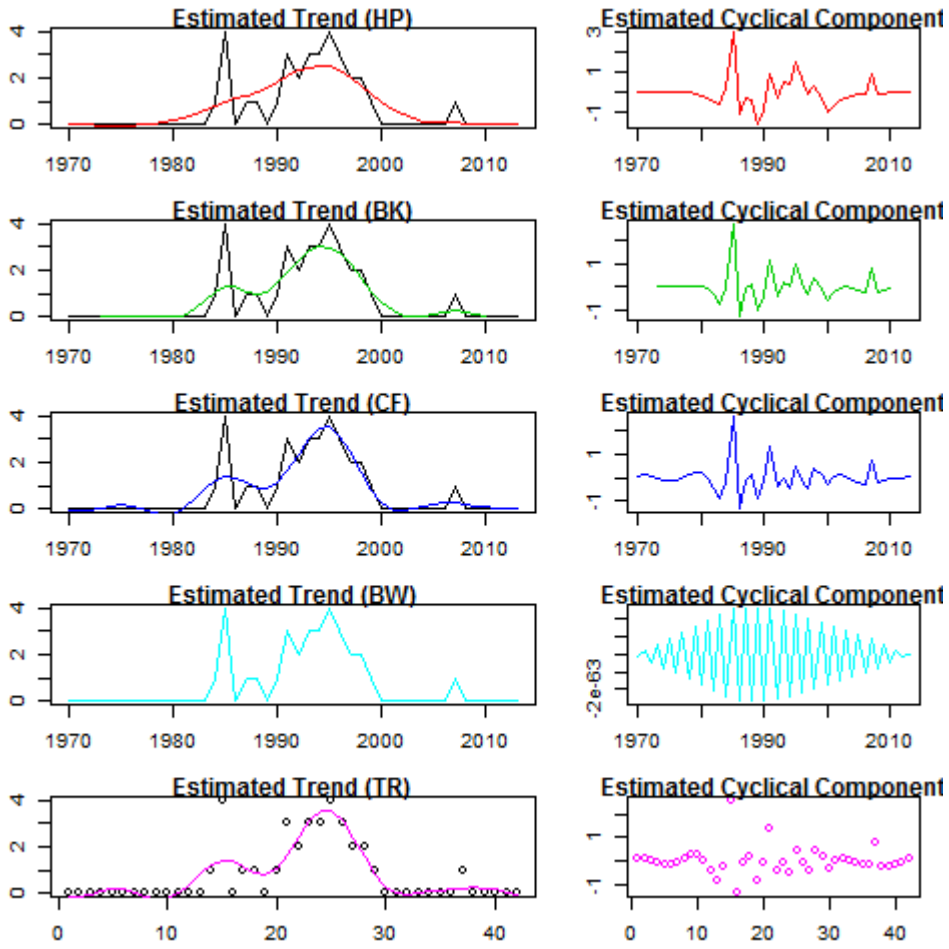


Ilustración 214: Estimación de tendencias para la serie de patentes de Amstrad

Aunque un buen comportamiento estimativo lo presenta el filtro de HP, se ve claramente que la serie presenta dos ciclos 1983-1989 y 1989-2000, con dos máximos localizados en el año 1985 y 1995, y un comportamiento residual posterior al año 2000.

Además, los datos nulos de la serie no aportan nada importante al estudio de la misma, por lo que considerar el estudio de la serie recortada parece más esclarecedor

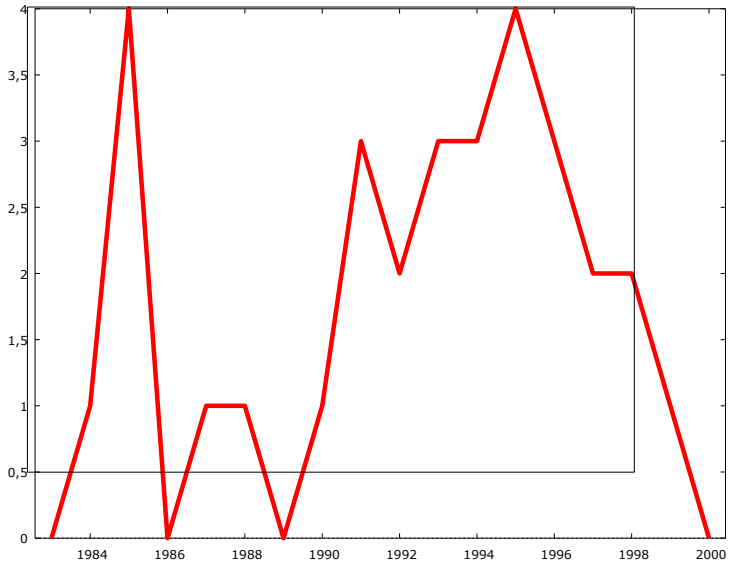


Ilustración 215: Serie recortada a las observaciones significativas de patentes de Amstrad

En la Tabla 257 se indican los parámetros principales de la muestra recortada completa estudiada, aunque existe la limitación de 18 observaciones significativas, que debemos considerar como un conjunto limitado para exploración.

Media	**Mediana**	**Mínimo**	**Máximo**
1,7222	1,5000	0,000000	4,0000
Desv. Típica.	**C.V.**	**Asimetría**	**Exc. de curtosis**
1,3636	0,79178	0,23223	-1,1794

Tabla 257: Estadísticos principales, usando las observaciones 1983 – 2000 para la variable Amstrad (18 observaciones válidas)

A diferencia de los datos de la Tabla 256, vemos que la asimetría es prácticamente nula (al haberse eliminado los valores nulos de la serie) y que la curtosis cambia de sentido (pasa de ser leptocúrtica a platicúrtica).

Al evidenciarse dos ciclos tan marcados, no puede realizarse un análisis global directo de la serie. Por ello se realiza un cálculo de la tendencia línea polinómica subyacente en los 2 ciclos:

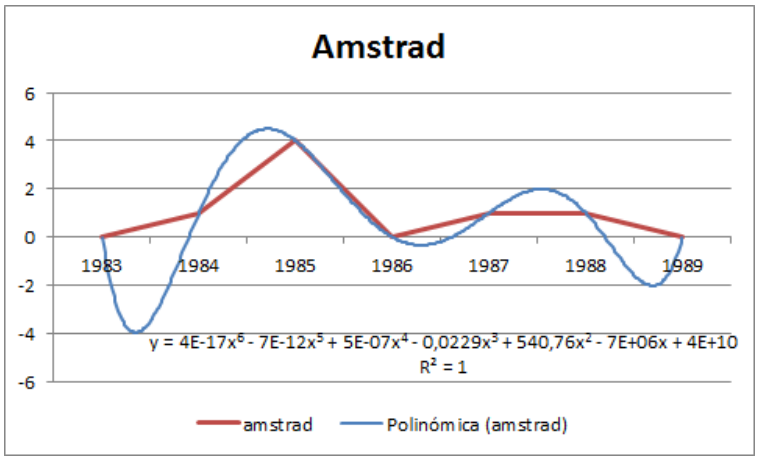


Ilustración 216: Ciclo de datos de la serie Amstrad, desde 1983 a 1989, mostrando el ajuste de los datos a regresión polinómica

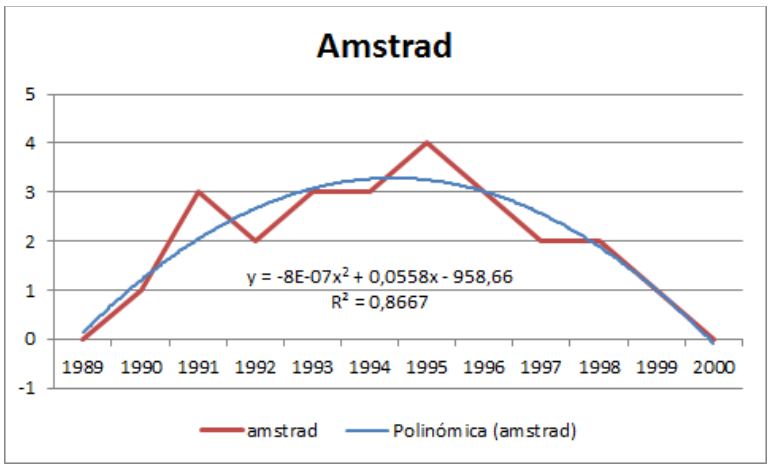


Ilustración 217: Ciclo de datos de la serie Amstrad, desde 1989 a 2000, mostrando el ajuste de los datos a regresión polinómica

	Jarque Bera test		Shapiro Wilk test	
	X-squared	p-value	W value	p-value
Serie 1983-89	3,06453	0,216046	0,718621	0,00589893
Serie 1989-00	0,648148	0,723197	0,918772	0,27590

Tabla 258: Resultado de cálculo de test de Jarque Bera y Shapiro Wilk de ajuste de residuos a la normalidad para serie Amstrad, considerando cada ciclo

Como se puede observar en los resultados de la Tabla 258, ambos subciclos se ajustan a la normalidad según el test de JB, por lo que se puede considerar que la regresión calculada para ambas submuestras es correcta (ver datos de Tabla 389 para rango de aceptación de p-value de Jarque Bera para muestras pequeñas).

En este caso, Amstrad, se puede considerar que el análisis de tendencia clásico de los datos significativos de la serie original, realizado mediante la división en 2 subciclos según el comportamiento de la serie analizando los resultados de la Ilustración 216 y la

Ilustración 217, permiten confirmar que responden a una regresión polinómica con residuos normalizados.

12.2.2 Consideraciones básicas sobre la serie Atari: tendencia y ciclo

En primer lugar presentamos los datos generales de la serie en estudio:

Media	**Mediana**	**Mínimo**	**Máximo**
9 4,7500	1,0000	0,000000	30,000
Desv. Típica.	**C.V.**	**Asimetría**	**Exc. de curtosis**
6,9152	1,4558	1,7502	2,7734

Tabla 259: Estadísticos principales, usando las observaciones 1970 – 2012 para la variable Atari (43 observaciones válidas)

En este punto analizamos mediante la técnica de filtrado el comportamiento de la serie Amstrad para intentar considerar una tendencia primaria general:

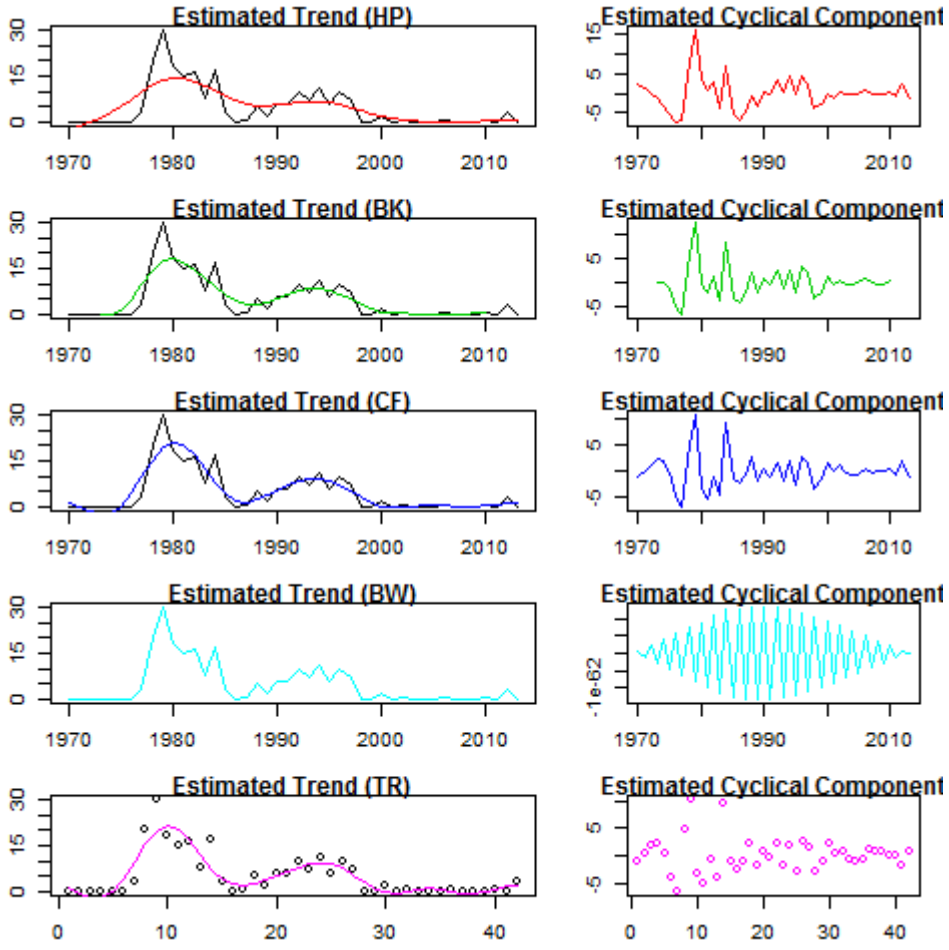


Ilustración 218: Estimación de tendencias para la serie de patentes de Atari

Aunque el mejor comportamiento estimativo de la tendencia general y ciclos lo presentan el filtro de HP y el BK, se ve claramente que la serie presenta un doble ciclo:

- Fase de crecimiento inicial que va desde finales de los setenta hasta mediados de los 80.
- Fase de recuperación posterior hasta mediados de los 90.

En este sentido el ciclo más representativo es el inicial, el crecimiento exponencial de Atari y la consolidación de la marca y de sus consolas.

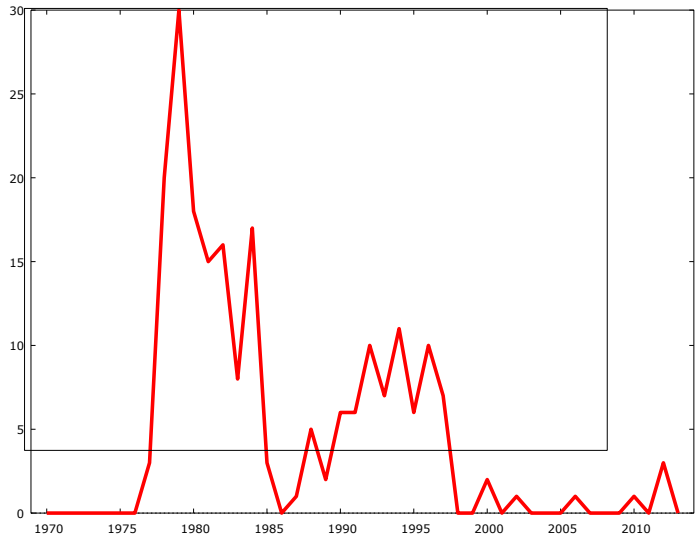


Ilustración 219: Serie de patentes completa de Atari, mostrando el doble ciclo de la serie

El análisis en este caso se puede realizarse más minuciosamente considerando separadamente ambos ciclos, y realizando una comparativa de ciclo/tendencia para cada etapa. En primer lugar, no obstante, dado que los datos nulos de la serie no aportan nada importante al estudio de la misma, se procede a ajustar la serie para su estudio.

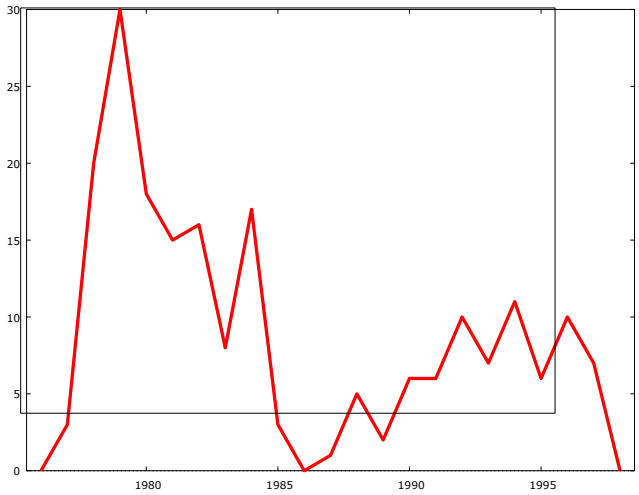


Ilustración 220: Serie ajustada de patentes de Atari, 1976-1998

En la Tabla 260 se indican los parámetros principales de la muestra recortada completa estudiada, con 23 observaciones significativas, que debemos considerar como un conjunto aceptable para exploración.

Media	**Mediana**	**Mínimo**	**Máximo**
8,7391	7,0000	0,000000	30,000
Desv. Típica.	**C.V.**	**Asimetría**	**Exc. de curtosis**
7,6171	0,87161	1,0270	0,70514

Tabla 260: Estadísticos principales, usando las observaciones 1976 – 1998 para la variable Atari (23 observaciones válidas)

En comparación con los datos de la Tabla 259, vemos que la asimetría se ajusta prácticamente en los mismos niveles, en tanto que la curtosis retrocede ampliamente es su posición leptocúrtica desde 2,77 hasta 0,70. Se realiza una análisis de la serie recortada pero dividiéndola en 2 ciclos, y se evalúa su tendencia mediante regresión polinómica y la normalidad de los residuos.

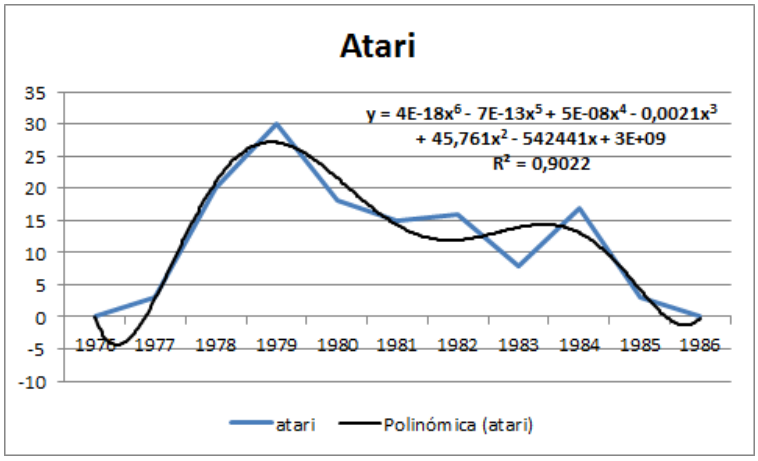


Ilustración 221: Ciclo de datos de la serie Atari, desde 1976 a 1986, regresión polinómica

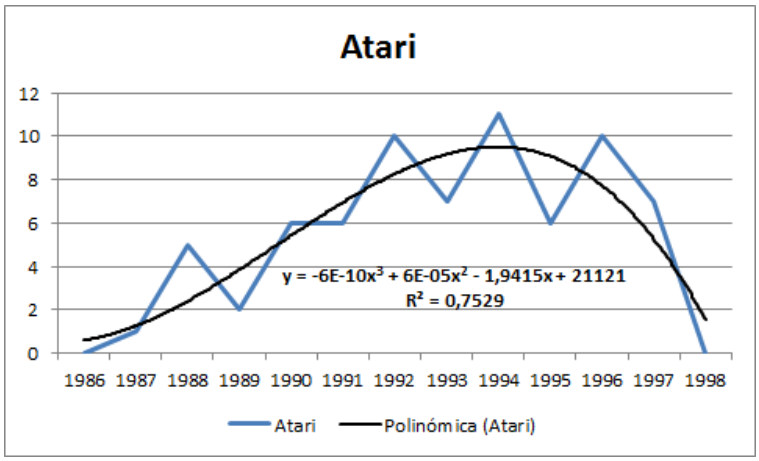


Ilustración 222: Ciclo de datos de la serie Atari, desde 1986 a 1998, regresión polinómica

	Jarque Bera test		Shapiro Wilks	
	X-squared	p-value	W value	p-value
Serie 1976-86	0,510157	0,774856	0,918954	0,310026
Serie 1986-98	0,740081	0,690706	0,917793	0,234192

Tabla 261: Resultado de cálculo de test de Jarque Bera y Shapiro Wilk de ajuste de residuos a la normalidad para serie de patentes de Atari, considerando cada ciclo

Como se puede observar en los resultados de la Tabla 261, ambas series se ajustan a la normalidad, por lo que se puede considerar que la regresión calculada para ambos ciclos es correcta (ver datos de Tabla 389 para rango de aceptación de p-value de Jarque Bera para muestras pequeñas).

En este caso, Atari, se puede considerar que el análisis de tendencia clásico de los datos significativos de la serie original, realizado mediante la división en 2 ciclos según el comportamiento de la serie analizando los resultados de la Ilustración 221 y la Ilustración 222, permite confirmar que responden a una regresión lineal polinómica.

12.2.3 Consideraciones básicas sobre la serie Commodore: tendencia y ciclo

En primer lugar presentamos los datos generales de la serie en estudio:

Media	**Mediana**	**Mínimo**	**Máximo**
1,4773	0,00000	0,000000	11,000
Desv. Típica.	**C.V.**	**Asimetría**	**Exc. de curtosis**
2,4063	1,6289	2,0797	4,3172

Tabla 262: Estadísticos principales, usando las observaciones 1970 – 2012 para la variable Commodore (43 observaciones válidas)

Como se puede verificar, la serie presenta asimetría positiva y un nivel de curtosis muy elevado.

En este punto analizamos mediante la técnica de filtrado el comportamiento de la serie Commodore para intentar considerar una tendencia primaria general:

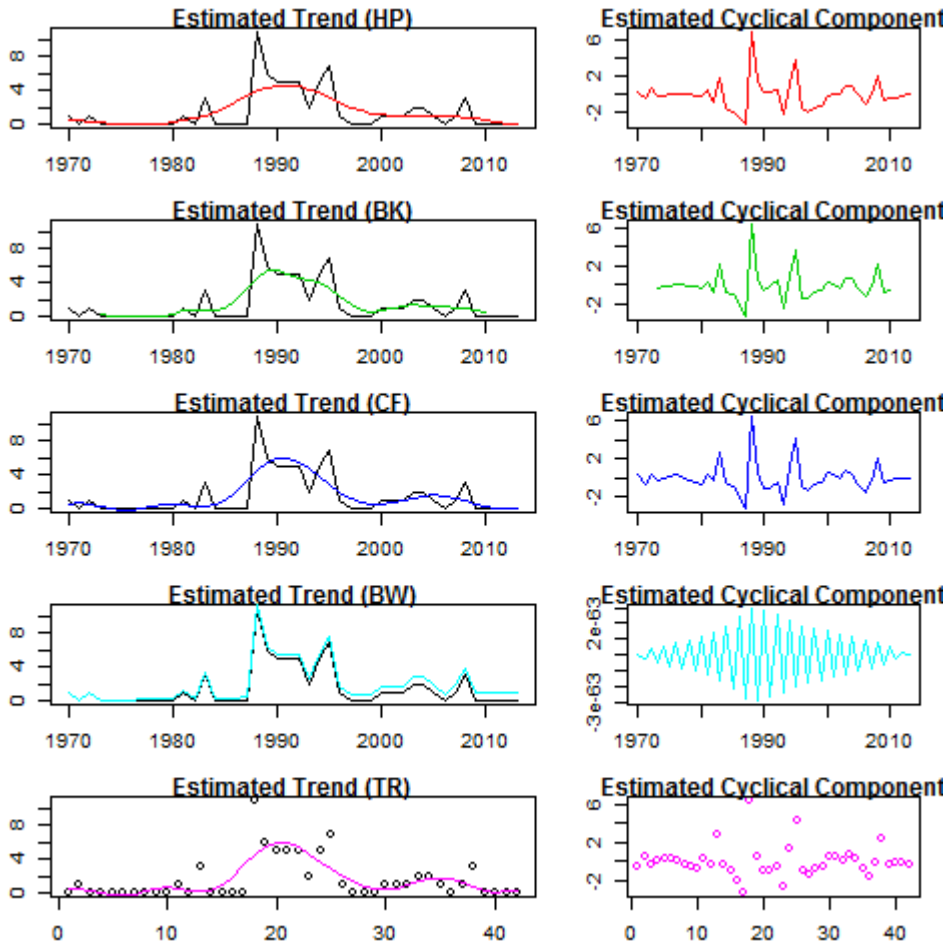


Ilustración 223: Estimación de tendencias para la serie de patentes de Commodore

Aunque le mejor comportamiento estimativo lo presenta el filtro de HP, se ve claramente que la serie presenta un comportamiento característico, un gran ciclo de 1987 a 1997 y un pequeño ciclo posterior 1999-2009. Tiene un máximo localizado en el año 1988, y un comportamiento residual posterior al año 1997, aunque con actividad debido a que aunque la marca desaparece formalmente (por bancarrota y/o vendida a otras compañías) existe cierta producción residual continua durante todo este tiempo hasta la actualidad.

En este momento se considera que el ciclo óptimo para análisis es el comprendido entre 1987-1997. Además, los datos nulos de la serie no aportan nada importante al estudio de la misma, por lo que considerar el estudio de la serie recortada parece más esclarecedor. De igual manera, los conjuntos aislados de observaciones se pueden considerar como outliers. Si se observa la Ilustración 224 se puede observar que este ciclo se ajusta a una regresión polinómica, con un grado de ajuste aceptable de 0,7539.

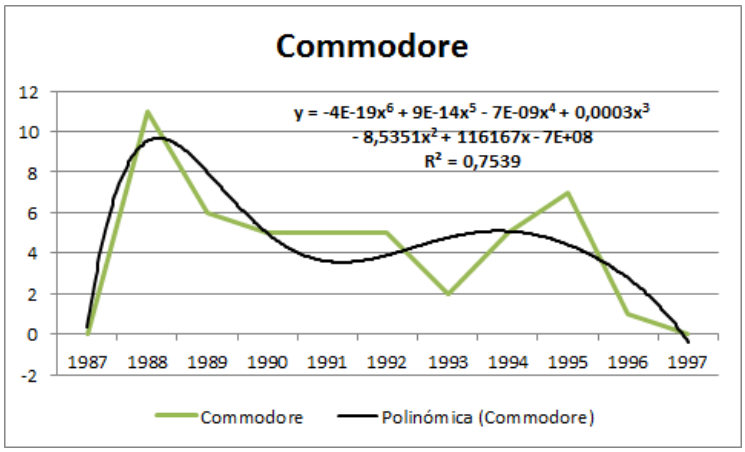


Ilustración 224: Ciclo de datos de la serie Commodore, desde 1987 a 1997, regresión polinómica

En la Tabla 263 se indican los parámetros principales de la muestra recortada completa estudiada, utilizando solamente 37 observaciones significativas, que debemos considerar como un conjunto aceptable para exploración.

Media	**Mediana**	**Mínimo**	**Máximo**
4,2727	5,0000	0,000000	11,000
Desv. Típica.	**C.V.**	**Asimetría**	**Exc. de curtosis**
3,3194	0,77687	0,36886	-0,35290

Tabla 263: Estadísticos principales, usando las observaciones 1987 – 1997 para la variable Commodore (11 observaciones válidas)

Poniendo en comparación los datos obtenidos con los datos de la Tabla 262, vemos que la asimetría se ajusta casi a cero, y la curtosis cambia de sentido, aunque con un valor casi cercano a cero (mesocurtosis).

	Jarque Bera test		**Shapiro Wilks**	
	X-squared	**p-value**	**W value**	**p-value**
Serie 1987-97	0,306525	0,857904	0,914993	0,279116

Tabla 264: Resultado de cálculo de test de Jarque Bera y Shapiro Wilk de ajuste de residuos a la normalidad para serie Commodore

Como se puede observar en los resultados de la Tabla 264, la serie se ajusta a la normalidad, por lo que se puede considerar que la regresión calculada es correcta (ver datos de Tabla 389 para rango de aceptación de p-value de Jarque Bera para muestras pequeñas).

Se puede considerar que el análisis de tendencia clásico de los datos significativos de la serie original, según el comportamiento de la serie analizando la Ilustración 224, permite confirmar que responden a una regresión polinómica.

12.2.4 Consideraciones básicas sobre la serie Microsoft: tendencia y ciclo

En primer lugar presentamos los datos generales de la serie en estudio:

Media	Mediana	Mínimo	Máximo
1568,4	10,000000	0,000000	9228,0
Desv. Típica.	**C.V.**	**Asimetría**	**Exc. de curtosis**
2758,3	1,7587	1,5247	0,71055

Tabla 265: Estadísticos principales, usando las observaciones 1970 – 2012 para la variable Microsoft (43 observaciones válidas)

Como se puede verificar, esta serie muestra asimetría positiva y una curtosis que por el valor observado respondería a una serie levemente leptocúrtica.

En este punto analizamos mediante la técnica de filtrado el comportamiento de la serie Microsoft para intentar considerar una tendencia primaria general:

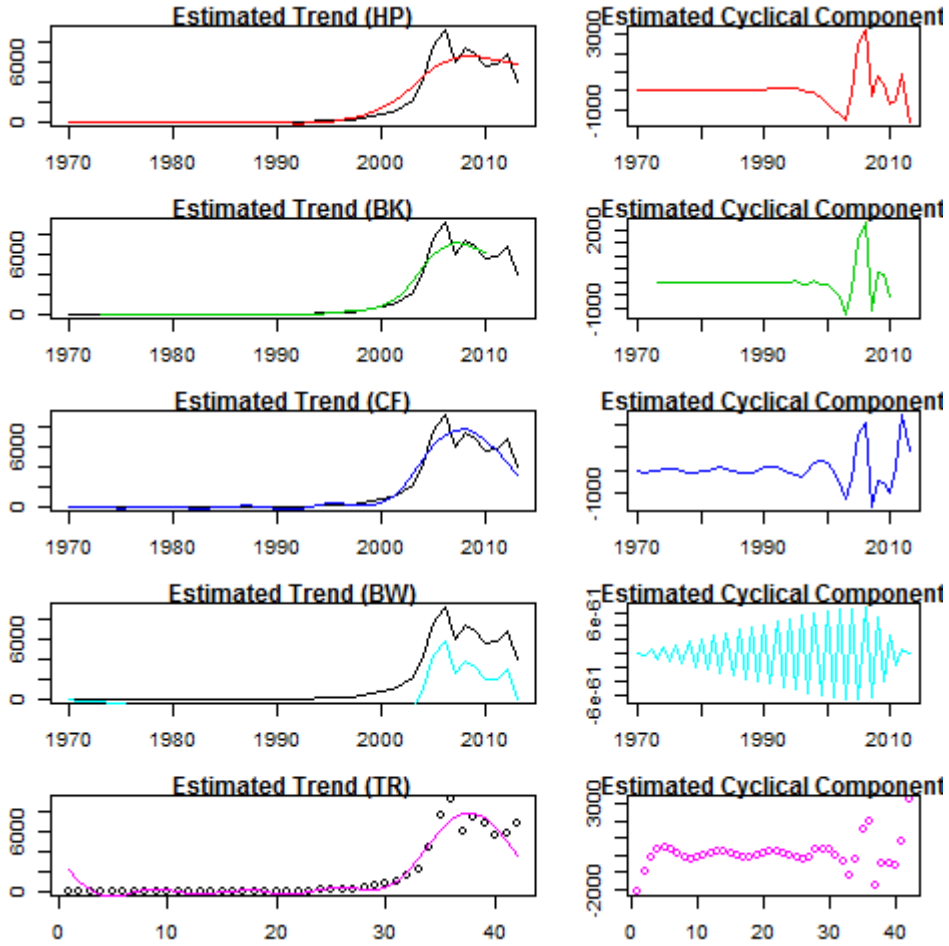


Ilustración 225: Estimación de tendencias para la serie de patentes de Microsoft

Aunque le mejor comportamiento estimativo lo presentan el filtro de HP y el CF, se ve claramente que la serie presenta un comportamiento creciente, con un máximo localizado

en el año 2006, y un comportamiento posterior al año 2006 en el que se observa una ligera caída pero sobre la que no hay observaciones posteriores que nos indiquen si se trata del fin de un ciclo menor o bien de un cambio de tendencia.

Dado que la serie presenta una enorme serie de datos nulos, fundamentalmente por la entrada tardía de Microsoft en el mercado de las consolas, parece oportuno recortar la serie y analizarla desde esta perspectiva.

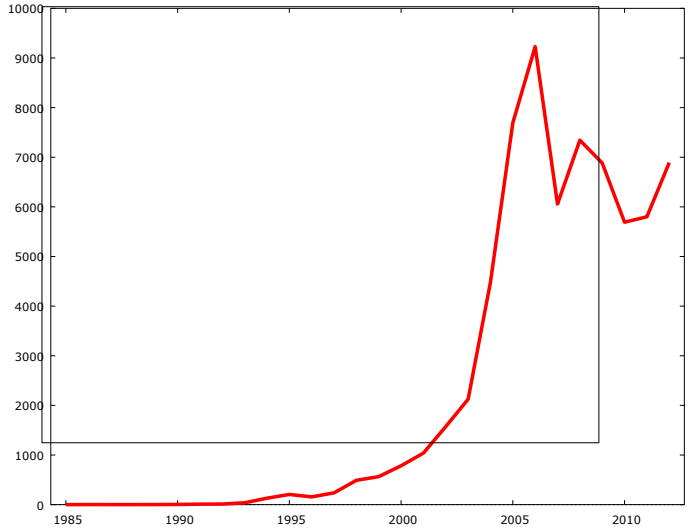


Ilustración 226: Serie ajustada a los valores significativos de Microsoft, 1985-2012

En la Tabla 266 se indican los parámetros principales de la muestra recortada completa estudiada, aunque existe la limitación de 28 observaciones significativas, que debemos considerar como un conjunto limitado para exploración.

Media	**Mediana**	**Mínimo**	**Máximo**
2408,6	527,50	0,000000	9228,0
Desv. Típica.	**C.V.**	**Asimetría**	**Exc. de curtosis**
3120,3	1,2955	0,87747	-0,88598

Tabla 266: Estadísticos principales, usando las observaciones 1985 – 2012 para la variable MICROSOFT (28 observaciones válidas)

A diferencia de los datos de la Tabla 265, vemos que la asimetría baja un poco sobre el valor previo (>1) y que la curtosis sin embargo se mantiene aproximadamente en valor absoluto, pero cambia de sentido y pasa a ser platicúrtica.

En este punto se van a considerar 2 situaciones: (1) que la serie no cambia de tendencia en el año 2006, o bien (2) que la serie cambia de tendencia en el 2006.

Para el primer caso, sin cambio de tendencia, se realiza un ajuste por regresión lineal polinómica y se calcula el ajuste a la normalidad de los residuos (Ilustración 227).

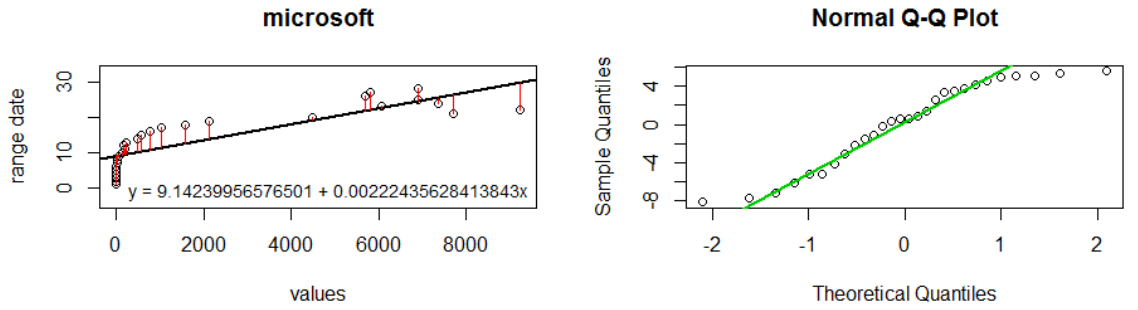


Ilustración 227: Análisis de la serie ajustada completa, bajo el supuesto de inexistencia de cambio de tendencia en el 2006

	Jarque Bera test		Shapiro Wilk	
	X-squared	**p-value**	**W value**	**p-value**
Serie	2.21	0.3312	0.9199	0.03458

Tabla 267: Resultado de cálculo de test de Jarque Bera y Shapiro Wilk de ajuste de residuos a la normalidad para serie Microsoft, bajo el supuesto de inexistencia de cambio de tendencia en el año 2006

Como se puede observar en los resultados de la Tabla 267, los residuos se ajustan a la normalidad, por lo que podemos considerar que se puede considerar que la regresión calculada es aceptable (ver datos de Tabla 389 para rango de aceptación de p-value de Jarque Bera para muestras pequeñas), a un nivel de significación del α = 0.1, aunque el contraste de Shapiro-Wilk no acepta la normalidad al 0.05%. Esto es posible que se deba a la diferencia en las observaciones o presencia de outliers como puede apuntarse al observar la Ilustración 228.

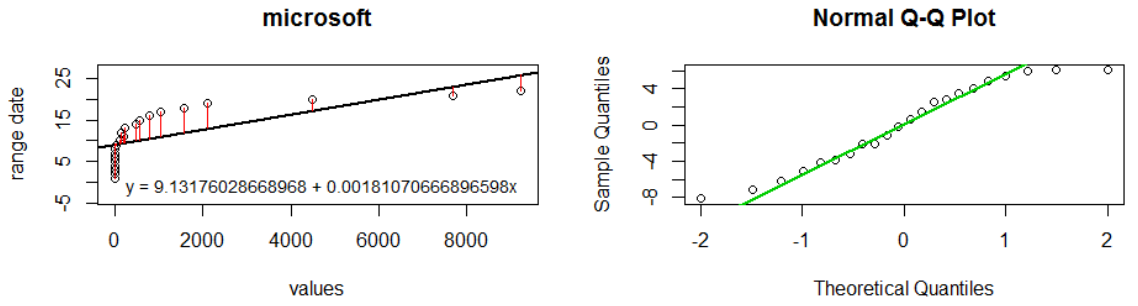


Ilustración 228: Análisis de la serie recortada completa, bajo el supuesto de existencia de cambio de tendencia en el 2006

En segundo lugar, tal y como se muestra en la Ilustración 228, se procede a realizar un análisis de la serie considerando que existe cambio de tendencia en el año 2006, y consecuentemente eliminando las observaciones posteriores a dicha fecha.

	Jarque Bera test		Shapiro Wilk	
	X-squared	p-value	W value	p-value
Serie	1.5045	0.4713	0.9388	0.1869

Tabla 268: Resultado de cálculo de test de Jarque Bera y Shapiro Wilk de ajuste de residuos a la normalidad para serie Microsoft, considerando cambio ciclo en 2006

Como se puede observar en los resultados de la Tabla 268, los residuos sí se ajustan a la normalidad, por lo que podemos considerar que se puede aceptar la regresión calculada como correcta (ver datos de Tabla 389 para rango de aceptación de p-value de Jarque Bera para muestras pequeñas), a un nivel de significación del α = 0.1, siendo $\chi^2_{(2),0.10} = 4.605$.

En función de los datos obtenidos siguiendo las 2 hipótesis de trabajo para esta serie, comprobamos que, a priori, parece existir un cambio de tendencia en el año 2006, y que el comportamiento histórico de la serie Microsoft hasta 2006 responde a una regresión lineal.

12.2.5 Consideraciones básicas sobre la serie NEC: tendencia y ciclo

En primer lugar presentamos los datos generales de la serie en estudio:

Media	**Mediana**	**Mínimo**	**Máximo**
7216,6	7272,0	0,000000	20292,000
Desv. Típica.	**C.V.**	**Asimetría**	**Exc. de curtosis**
6664,0	0,92343	0,39177	-0,98848

Tabla 269: Estadísticos principales, usando las observaciones 1970 – 2012 para la variable NEC (43 observaciones válidas)

Como se puede verificar la serie tiene asimetría positiva y platicúrtica.

En este punto analizamos mediante la técnica de filtrado el comportamiento de la serie NEC para intentar considerar una tendencia primaria general:

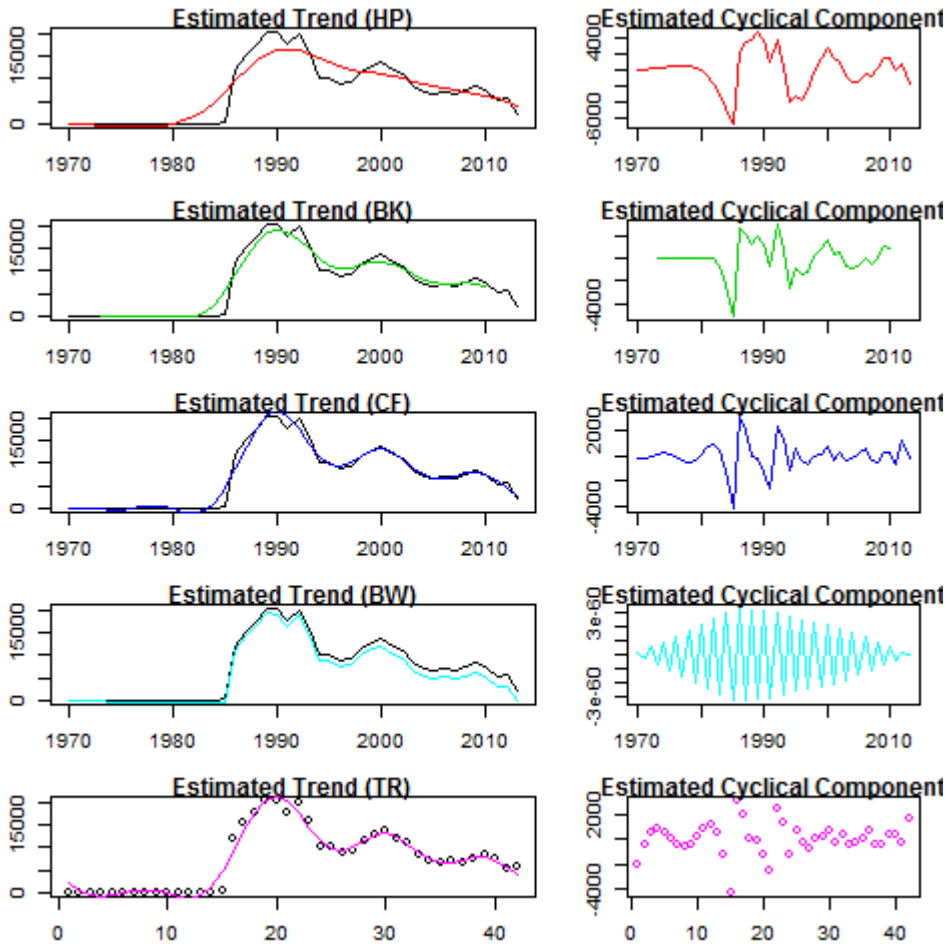


Ilustración 229: Estimación de tendencias para la serie de patentes de NEC

Aunque le mejor comportamiento estimativo lo presenta el filtro de HP, se ve claramente que la serie presenta un doble comportamiento, crecimiento/decrecimiento, con un máximo localizado en el año 1989, y un comportamiento decreciente posterior al año 2000.

En este punto se considera su análisis considerando el cambio de tendencia o bien sin el cambio de tendencia.

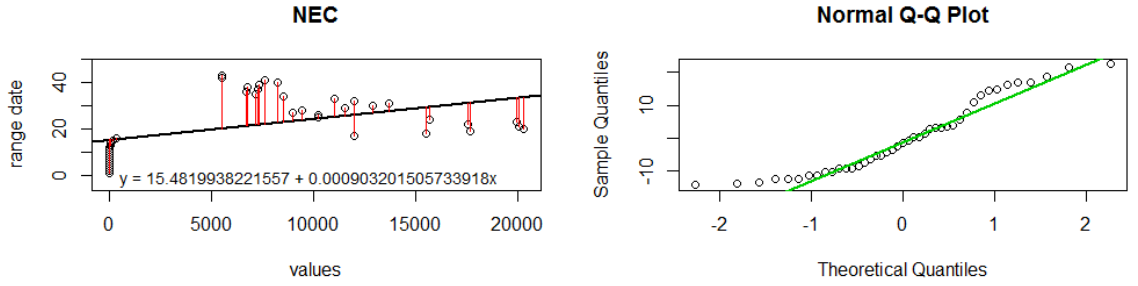


Ilustración 230: NEC, serie completa, mostrando el ajuste de los datos a regresión lineal y gráfico de normalidad de los residuos

	Jarque Bera test		Shapiro Wilk	
	X-squared	p-value	W value	p-value
Serie Completa	3.5069	0.1732	0.9219	0.006184

Tabla 270: Resultado de cálculo de test de Jarque Bera y Shapiro Wilk de ajuste de residuos a la normalidad para serie NEC, para la serie completa sin cambio de tendencia

Como se observa en la Tabla 270, los valores obtenidos para los test de normalidad no permiten asegurar que la regresión sea aceptable (ver datos de Tabla 389 para rango de aceptación de p-value de Jarque Bera para muestras pequeñas).

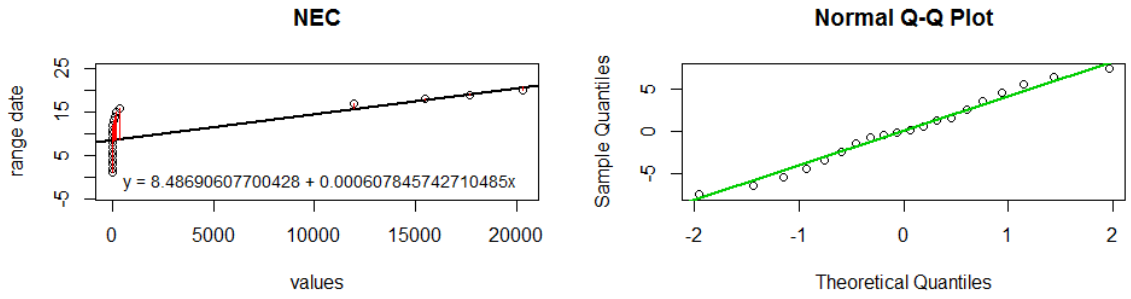


Ilustración 231: NEC, desde 1970 a 1989, mostrando ajuste de los datos a regresión lineal y gráfico de normalidad de los residuos

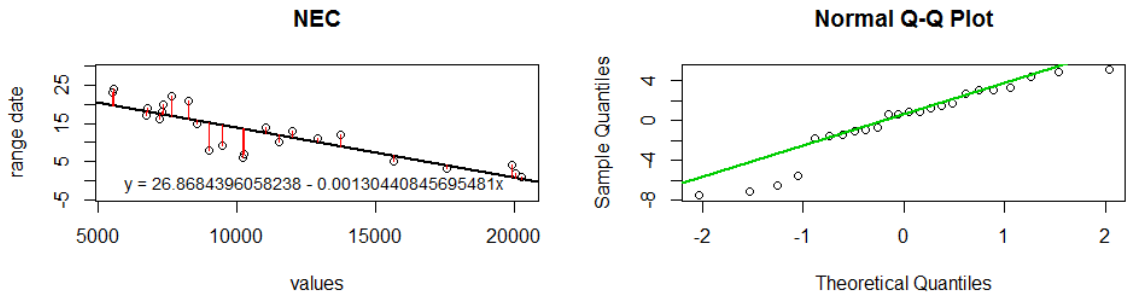


Ilustración 232: NEC, desde 1989 a 2012, mostrando ajuste de los datos a regresión lineal y gráfico de normalidad de los residuos

	Jarque Bera test		Shapiro Wilk	
	X-squared	p-value	W value	p-value
Serie Up	0.5475	0.7605	0.9791	0.9222
Serie Down	2.1605	0.3395	0.9182	0.05317

Tabla 271: Resultado de cálculo de test de Jarque Bera y Shapiro Wilk de ajuste de residuos a la normalidad para serie NEC, considerando cada submuestra

Como se puede observar en los resultados de la Tabla 271, los residuos de ambas series se ajustan a la normalidad, por lo que se puede considerar que la regresión calculada para ambas submuestras es correcta (ver datos de Tabla 389 para rango de aceptación

de p-value de Jarque Bera para muestras pequeñas), a un nivel de significación del α = 0.1, siendo $\chi^2_{(2),0.10} = 4.605$.

En este caso, NEC, se puede considerar que el análisis de tendencia clásico de los datos significativos de la serie original, realizado mediante la división en 2 submuestras según el comportamiento de la serie analizando los resultados de la Ilustración 231 y la Ilustración 232, permite confirmar que responden a una regresión lineal con residuos normalizados.

12.2.6 Consideraciones básicas sobre la serie Nintendo: tendencia y ciclo

En primer lugar presentamos los datos generales de la serie en estudio:

Media	**Mediana**	**Mínimo**	**Máximo**
98,721	30,000	0,000000	640,000
Desv. Típica.	**C.V.**	**Asimetría**	**Exc. de curtosis**
141,04	1,4287	1,8944	3,5163

Tabla 272: Estadísticos principales, usando las observaciones 1970 – 2012 para la variable Nintendo (43 observaciones válidas)

Como se puede verificar, esta serie muestra una fuerte asimetría positiva y una curtosis que por el valor observado respondería a una serie leptocúrtica.

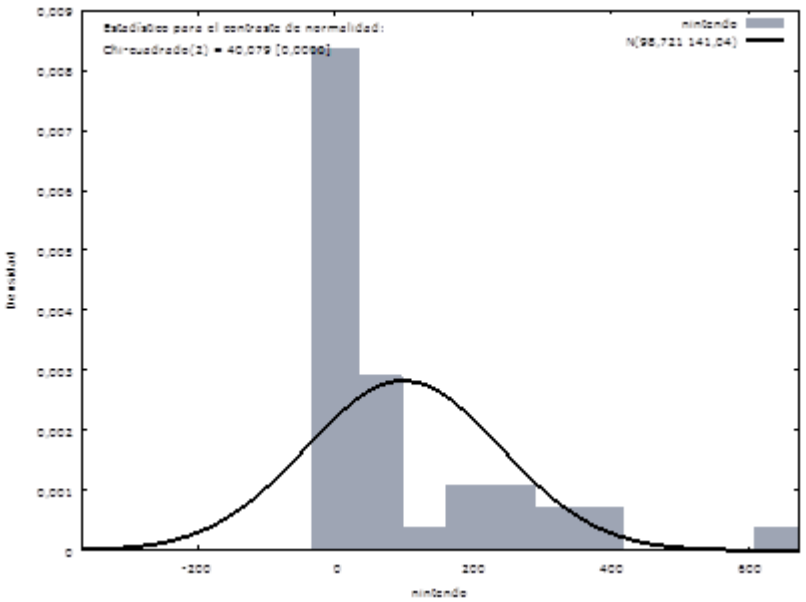


Ilustración 233: Nintendo, distribución de frecuencias que muestran la fuerte asimetría y la curtosis

En este punto analizamos mediante la técnica de filtrado el comportamiento de la serie Nintendo para intentar considerar una tendencia primaria general:

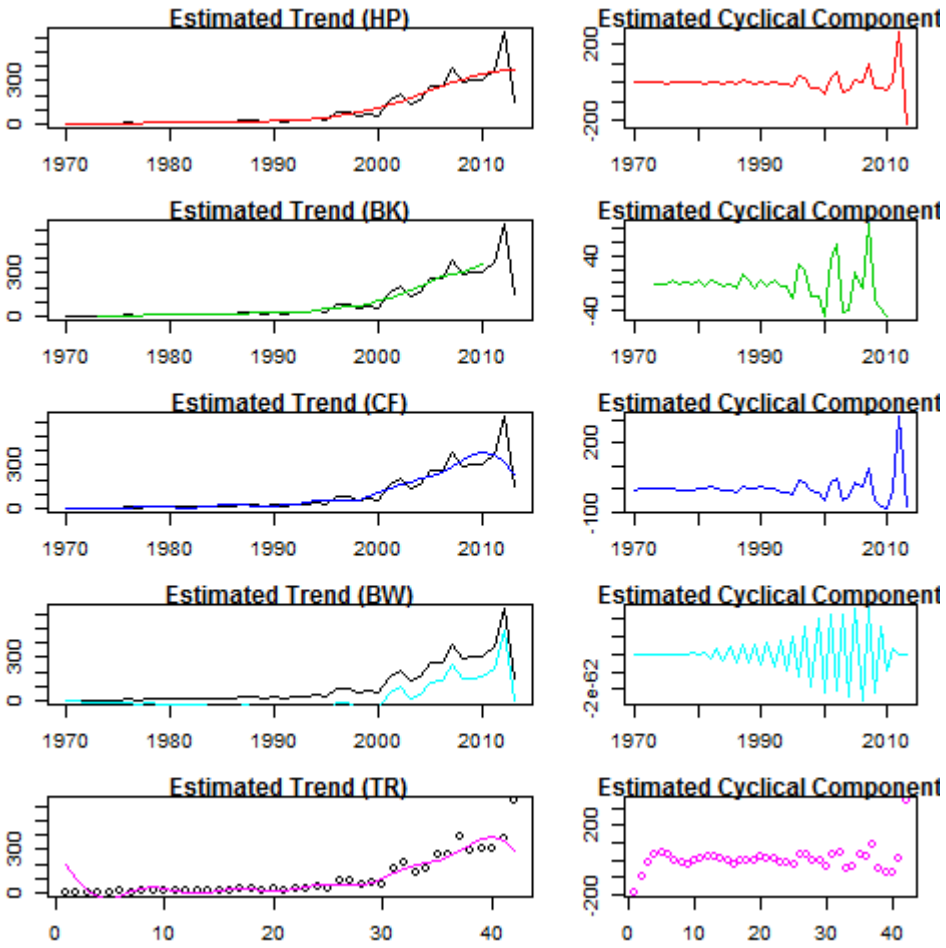


Ilustración 234: Estimación de tendencias para la serie de patentes de Nintendo

Aunque el mejor comportamiento estimativo lo presentan el filtro de HP y el CF, se ve claramente que la serie presenta un comportamiento creciente, con un máximo localizado en el año 2012.

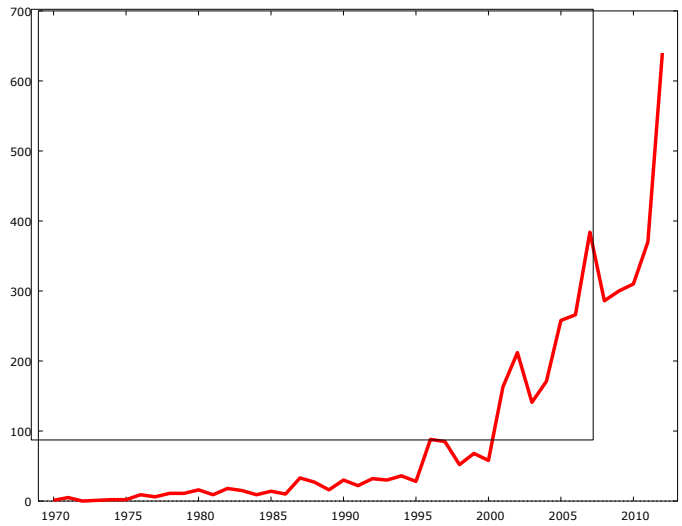


Ilustración 235: Nintendo, comportamiento creciente de la serie de datos de patentes

Se realiza un ajuste por regresión lineal y se calcula el ajuste a la normalidad de los residuos (Ilustración 236).

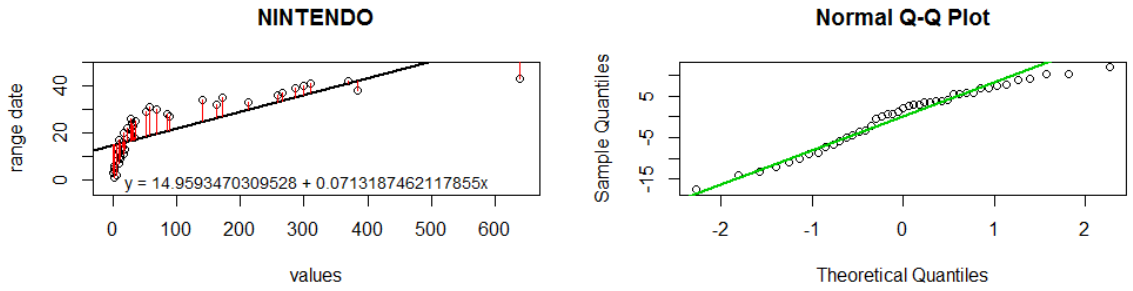


Ilustración 236: Análisis de la serie de patentes de Nintendo

	Jarque Bera test		Shapiro Wilk	
	X-squared	p-value	W value	p-value
Serie	2.8221	0.2439	0.9524	0.0732

Tabla 273: Resultado de cálculo de test de Jarque Bera y Shapiro Wilk de ajuste de residuos a la normalidad para serie Nintendo

Como se puede observar en los resultados de la Tabla 273, los residuos se ajustan a la normalidad, por lo que se puede considerar que la regresión calculada es correcta (ver datos de Tabla 389 para rango de aceptación de p-value de Jarque Bera para muestras pequeñas), a un nivel de significación del α = 0.1, siendo $\chi^2_{(2),0.10} = 4.605$ en el caso de Jarque Bera, y en el caso del p-value de Shapiro-Wilk este es claramente superior al 0.5%, por lo que se puede aceptar la normalidad de los residuos y la validez de la regresión.

Bajo este análisis, y observando los resultados de la Ilustración 236 y los resultados de la Tabla 273 se puede confirmar que la serie de Nintendo puede ajustarse mediante regresión lineal.

12.2.7 Consideraciones básicas sobre la serie Sega: tendencia y ciclo

En primer lugar presentamos los datos generales de la serie en estudio:

Media	**Mediana**	**Mínimo**	**Máximo**
96,628	16,00000	0,000000	305,000
Desv. Típica.	**C.V.**	**Asimetría**	**Exc. de curtosis**
113,05	1,1700	0,67494	-1,1919

Tabla 274: Estadísticos principales, usando las observaciones 1970 – 2012 para la variable Sega (43 observaciones válidas)

Como se puede verificar la serie tiene leve asimetría positiva y clara platicurtosis.

En este punto analizamos mediante la técnica de filtrado el comportamiento de la serie Sega para intentar considerar una tendencia primaria general:

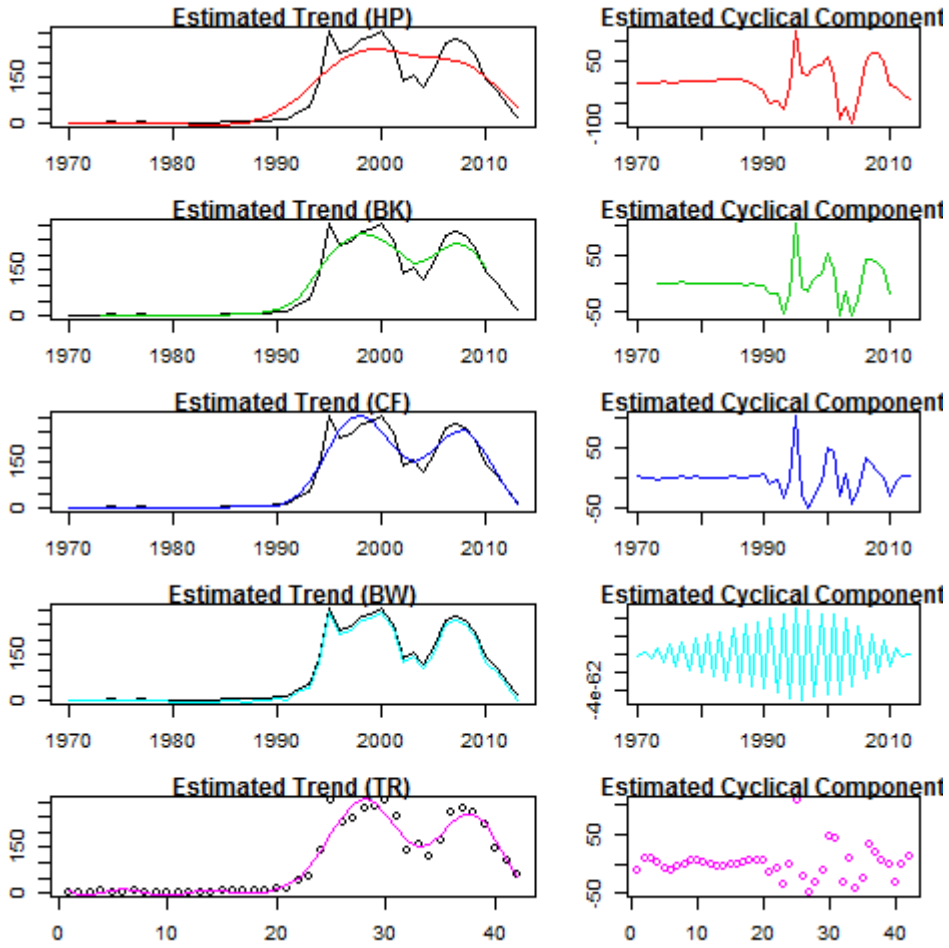


Ilustración 237: Estimación de tendencias para la serie de patentes de Sega

Aunque el mejor comportamiento estimativo lo presenta el filtro de HP, se ve claramente que la serie presenta un doble ciclo, con dos periodos claros: 1982-2004, 2004-2012, con un máximo localizado en el año 2000.

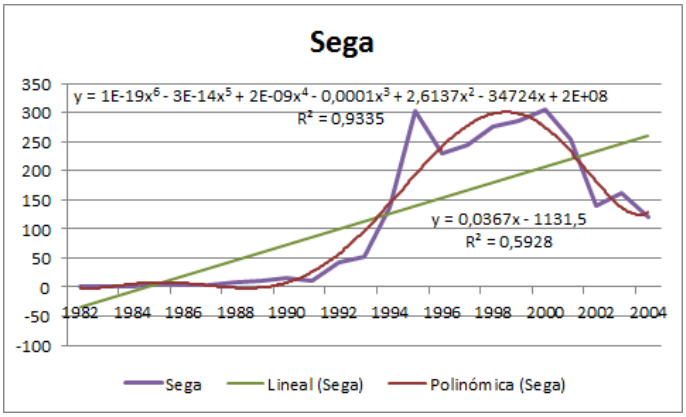


Ilustración 238: Sega, ciclo entre 1982-2004, con tendencia lineal ordinaria y polinómica

Si consideramos los datos de la Ilustración 238 se puede ver que el coeficiente de ajuste para la regresión polinómica es del 0,93%, por lo que se puede indicar que el ajuste polinómico describe correctamente las observaciones del periodo.

El segundo periodo, 2004-2012, Ilustración 239, ajusta perfectamente con una curva polinómica (R^2=0.95), por lo que también se puede indicar que el ajuste polinómico describe correctamente las observaciones de este segundo periodo.

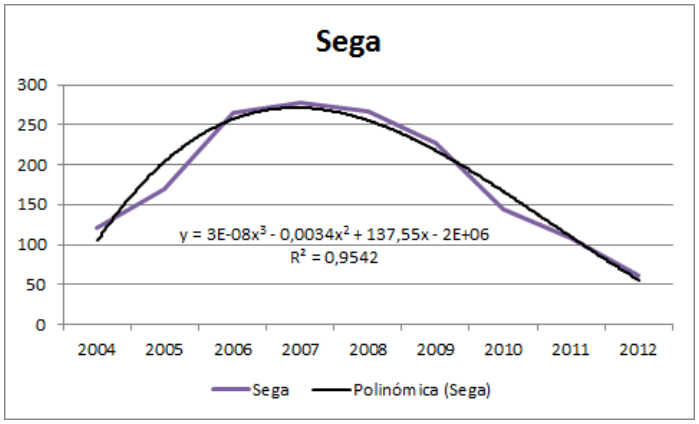


Ilustración 239: Sega, ciclo entre 2004-2012, con tendencia polinómica

12.2.8 Consideraciones básicas sobre la serie Sega: tendencia y ciclo

En primer lugar presentamos los datos generales de la serie en estudio:

Media	**Mediana**	**Mínimo**	**Máximo**
2969,6	1808,0	71,000000	6999,0
Desv. Típica.	**C.V.**	**Asimetría**	**Exc. de curtosis**
2031,2	0,68401	0,28479	-1,3395

Tabla 275: Estadísticos principales, usando las observaciones 1970 – 2012 para la variable Sony (43 observaciones válidas)

Como se puede verificar en la Tabla 275, esta serie muestra leve asimetría positiva y una curtosis que por el valor observado respondería a una serie platicúrtica.

En este punto analizamos mediante la técnica de filtrado el comportamiento de la serie SONY para intentar considerar una tendencia primaria general (Ilustración 240).

Aunque le mejor comportamiento estimativo lo presentan el filtro de HP y el BK, se ve claramente que la serie presenta un comportamiento creciente, con un máximo localizado en el año 2005, y un comportamiento posterior al año 2006 en el que se observa un estancamiento pero sobre la que no hay observaciones posteriores que nos indiquen si se trata del fin de un ciclo menor o bien de un claro cambio de tendencia.

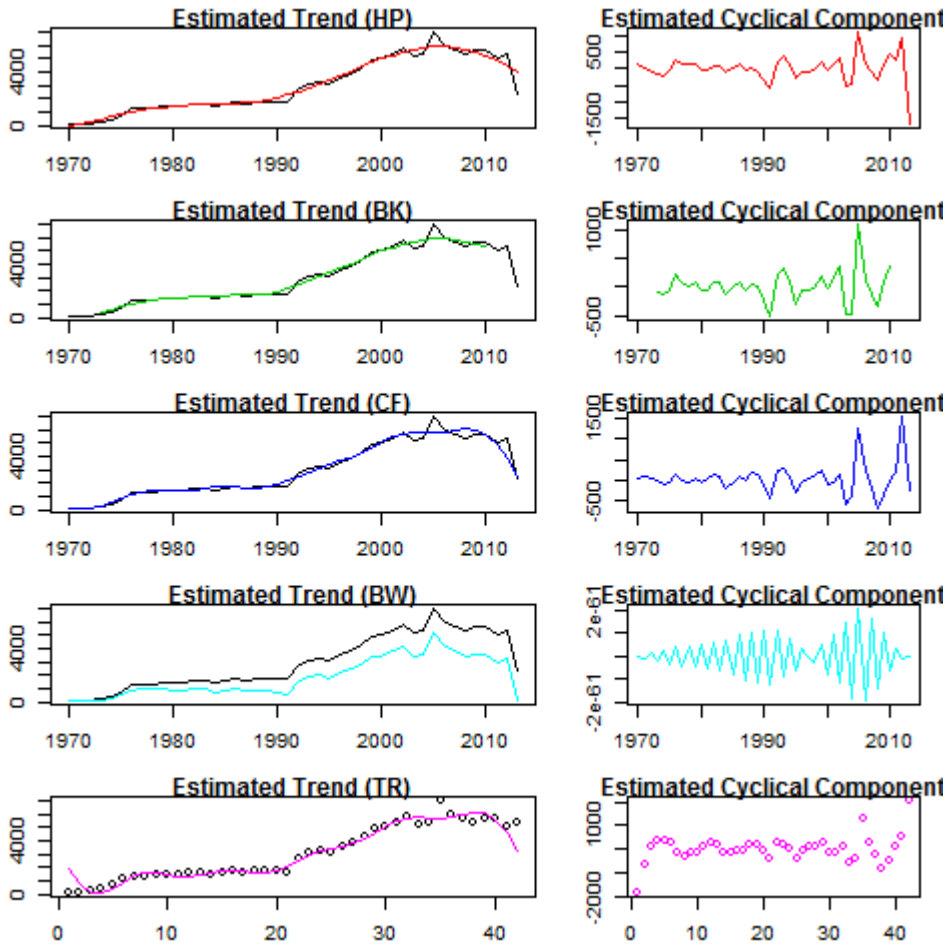


Ilustración 240: Estimación de tendencias para la serie de patentes de Sony

En este punto se van a considerar 2 situaciones: (1) que la serie no cambia de tendencia en el año 2005, o bien (2) que la serie cambia de tendencia en el 2005.

Para el primer caso, sin cambio de tendencia, se realiza un ajuste por regresión lineal y se calcula el ajuste a la normalidad de los residuos (Ilustración 241).

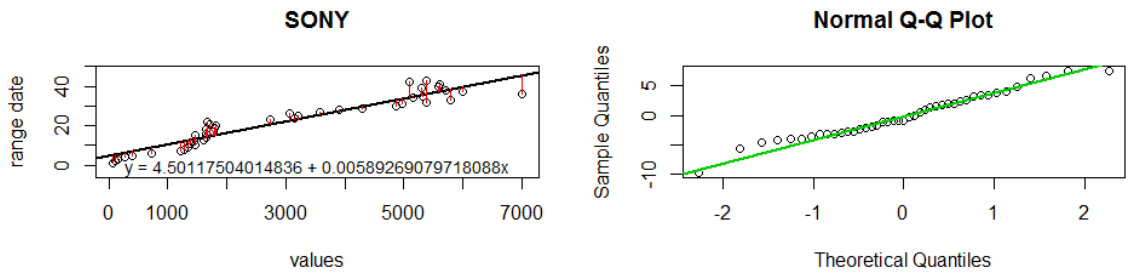


Ilustración 241: Sony, análisis de la serie bajo el supuesto de inexistencia de cambio de tendencia en el 2005

	Jarque Bera test		Shapiro Wilk	
	X-squared	p-value	W value	p-value
Serie	0.1232	0.9403	0.9757	0.486

Tabla 276: Resultado de cálculo de test de Jarque Bera y Shapiro Wilk de ajuste de residuos a la normalidad para serie SONY, bajo el supuesto de inexistencia de cambio de tendencia en el año 2005

Como se puede observar en los resultados de la Tabla 276, los residuos se ajustan a la normalidad, por lo que se puede considerar que la regresión calculada es correcta (ver datos de Tabla 389 para rango de aceptación de p-value de Jarque Bera para muestras pequeñas), a un nivel de significación del α = 0.1, siendo $\chi^2_{(2),0.10} = 4.605$, y en el caso del p-value de Shapiro-Wilk este es claramente superior al valor de significación de contraste, por lo que se puede aceptar la normalidad de los residuos y la validez de la regresión.

En segundo lugar, se procede a realizar un análisis de la serie considerando que existe cambio de tendencia en el año 2005, y consecuentemente eliminando las observaciones posteriores a dicha fecha.

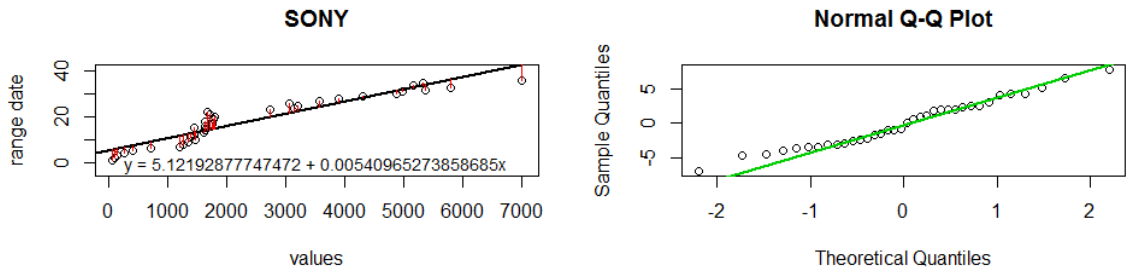


Ilustración 242: Análisis de la serie recortada completa, bajo el supuesto de existencia de cambio de tendencia en el 2005

	Jarque Bera test		Shapiro Wilk	
	X-squared	p-value	W value	p-value
Serie	0.9676	0.6164	0.9766	0.6283

Tabla 277: Resultado de cálculo de test de Jarque Bera y Shapiro Wilk de ajuste de residuos a la normalidad para serie SONY, bajo el supuesto de existencia de cambio de tendencia en el 2005

Como se puede observar en los resultados de la Tabla 277, los residuos sí se ajustan a la normalidad, por lo que se puede considerar que la regresión calculada es correcta (ver datos de Tabla 389 para rango de aceptación de p-value de Jarque Bera para muestras pequeñas), a un nivel de significación del α = 0.1, siendo $\chi^2_{(2),0.10} = 4.605$.

En función de los datos obtenidos siguiendo las 2 hipótesis de trabajo para esta serie, comprobamos que, a priori, parece existir un muy leve cambio de tendencia en el año

2005, y que el comportamiento histórico de la serie SONY hasta 2005 responde a una regresión lineal.

12.2.9 Conclusiones sobre análisis básico de tendencia y ciclo en series de registros de patentes

En primer lugar, desde un punto de vista de resumen de los datos consideramos los valores obtenidos y que se reflejan en la Tabla 278 en relación al periodo de datos que contiene información no nula y el tamaño de la muestra con información viable para cada variable en observación.

	Observaciones		Periodo datos	
	Totales	Información	Inicio	Fin
ATARI	43	23	1976	1998
AMSTRAD	43	18	1983	2000
COMMODORE	43	11	1987	1997
SEGA	43	31	1982	2012
NEC	43	43	1970	2012
NINTENDO	43	43	1970	2012
MICROSOFT	43	28	1985	2012
SONY	43	43	1970	2012

Tabla 278: Detalle del conjunto de variables analizado, indicando periodo de datos significativo y tamaño de la muestra con información

Como se puede verificar, el conjunto de datos presenta unos tamaño de muestras con información por lo general de un rango elevado para el conjunto de observaciones inicial considerado (4 variables por encima de las 30 observaciones sobre un total de 43 iniciales, lo que representa que más de un 50% del conjunto de datos muestra suficiencia de observaciones para análisis ulterior).

Como índice adicional, se procede al cálculo de la entropía (ver 8.2.5 Análisis de la información de la muestra) de cada variable ajustada por los periodos de datos de la Tabla 278 y a ponderarla en función de la media que resulte de cada serie ajustada.

	Resultados del algoritmo de cálculo de entropía							
Variables	ML	MM	Jeffreys	Laplace	SG	minimax	CS	shrink
ATARI	31,5534	32,0943	32,1704	32,6077	31,6285	32,2823	31,8032	32,9571
AMSTRAD	146,1372	158,3120	156,7059	160,6907	148,4440	154,1352	162,7788	167,7284
COMMODORE	48,1197	50,1116	50,3156	51,5481	48,7075	50,6700	49,3331	53,5343
SEGA	2,2505	2,2531	2,2544	2,2581	2,2508	2,2656	2,2517	2,2607
NEC	0,0448	0,0448	0,0448	0,0448	0,0448	0,0449	0,0448	0,0448
NINTENDO	3,0067	3,0116	3,0168	3,0264	3,0072	3,0359	3,0093	3,0162
MICROSOFT	0,1040	0,1040	0,1040	0,1040	0,1040	0,1044	0,1040	0,1040
SONY	0,1182	0,1182	0,1182	0,1182	0,1182	0,1182	0,1182	0,1182

Tabla 279: Valores de entropía ponderados en función de las medias de cada variable ajustada

Los resultados de la Tabla 279 marcan la mayor cantidad de dispersión de información, por lo que podemos considerar que un resultado alto de un algoritmo para una variable nos marcaría un déficit de información y consecuentemente una variable candidata a ser eliminada del proceso.

Claramente podemos observar que hay 3 variables (Amstrad, Atari y Commodore) candidatas para su eliminación por este método, ya que sus valores son muy elevados (ver nota 99, pág. 310).

Las tres variables están claramente muy por encima del valor de corte y presentan una densidad de información escasa, por lo que el cálculo de entropía indica que no tienen suficiente información para que los resultados que se pudieran extraer de su uso sean necesariamente aceptables.

En cualquier caso, y considerando el resultado del cálculo de entropía, se decide utilizar a las 3 variables para los subsiguientes pasos, si bien desde este punto para estas variables se tomarán sus resultados con la debida prevención extraída del cálculo de entropía.

12.3 Caracterización estadística de las series temporales de marcas de patentes mediante modelos ARIMA

A continuación se procede a analizar detalladamente cada una de las series de patentes mediante la técnica ARIMA y siguiendo las pautas descritas en 8.2.6 Análisis de series temporales mediante modelos autorregresivos integrados de media móvil: ARIMA.

Para el análisis se utilizan las series de datos ajustadas, según sus valores y periodos útiles, de acuerdo a los datos obtenidos y plasmados en la Tabla 278. Para verificar la corrección de dichas series, se comprueba que se ajustan a la normalidad:

	Jarque Bera test		Shapiro Wilk	
	X-squared	p-value	W value	p-value
ATARI	36,5639	0,0000	0,7346	0,0000
AMSTRAD	18,0760	0,0001	0,6554	0,0000
COMMODORE	65,8887	0,0000	0,6723	0,0000
SEGA	6,0996	0,0474	0,7775	0,0000
NEC	3,0389	0,2188	0,8815	0,0003
NINTENDO	48,8174	0,0000	0,7228	0,0000
MICROSOFT	16,1111	0,0003	0,6423	0,0000
SONY	3,7998	0,1496	0,9048	0,0015

Tabla 280: Test de Jarque Bera y Shapiro-Wilk aplicados al conjunto completo de observaciones de cada variable

	Jarque Bera test		Shapiro Wilk		
	X-squared	p-value	W value	p-value	number
ATARI	4,51933	0,10439	0,90613	0,03388	23
AMSTRAD	1,20511	0,54741	0,90075	0,05922	18
COMMODORE	0,30653	0,85790	0,91499	0,27912	11
SEGA	3,23451	0,19844	0,86678	0,00118	31
NEC	2,85059	0,24044	0,88035	0,00033	43
NINTENDO	47,87265	0,00000	0,71087	0,00000	43
MICROSOFT	4,50890	0,10493	0,75238	0,00002	28
SONY	3,79577	0,14989	0,90143	0,00138	43

Tabla 281: Test de Jarque Bera y Shapiro-Wilk aplicados al conjunto ajustado de observaciones de cada variable según los datos de periodo de la Tabla 278

Como se puede verificar, en los datos de la Tabla 280 solo 2 variables pasan el corte del test de normalidad de Jarque-Bera (Nec y Sony) si atendemos al p-valor al 5%. No obstante, el test de Shapiro-Wilk, que nos da un mejor ajuste para conjuntos con escasas observaciones, como es el caso, directamente nos indica que ninguna de las variables se ajusta a la normalidad.

En el caso de las series ajustadas (Tabla 281) vemos como el test de Jarque Bera lo pasan casi todas las series (salvo Nintendo). Sin embargo, el test de Shapiro Wilk para este conjunto lo vuelven a fallar muchas de las series, ya que su p-valor es inferior a 0.1, que es el valor α de contraste.

En esta situación se decide realizar una transformación (ver notas 101 y 102, pág. 312) de las series. A este nuevo conjunto de series se les aplica nuevamente los test:

	Jarque Bera test		Shapiro Wilk		
Variables	X-squared	p-value	W value	p-value	number
ATARI	1,0628	0,5878	0,9435	0,2137	23
AMSTRAD	3,7484	0,1535	0,7321	0,0002	18
COMMODORE	0,3065	0,8579	0,9150	0,2791	11
SEGA	45,3054	0,0000	0,7777	0,0000	31
NEC	15,3753	0,0005	0,7814	0,0000	43
NINTENDO	0,6389	0,7266	0,9648	0,2075	43
MICROSOFT	2,0382	0,3609	0,9211	0,0369	28
SONY	2,0345	0,3616	0,9272	0,0094	43

Tabla 282: Valores de los test de Jarque Bera y Shapiro-Wilk sobre las series de la Tabla 278 con una transformación BoxCox

En este nuevo contexto, y aunque los resultados del test de Shapiro-Wilk no son siempre satisfactorios a un nivel α=0.1, se puede considerar que las series cumplen con el requisito de normalidad según el test de Jarque Bera (excepto NEC y Sega).

Tras los resultados anteriores, las series se podrían analizar según el modelo ARIMA en el modo de observaciones ajustadas según el esquema de la Tabla 278 y siguiendo las pautas de transformación[122] que se indican en la Tabla 283.

Variables	Serie	Variables	Serie
ATARI	original	NEC	original
AMSTRAD	original	NINTENDO	transformada
COMMODORE	original	MICROSOFT	original
SEGA	original	SONY	original

Tabla 283: Tipo de transformación Box Cox a aplicar a las series de registros de patentes

Las series con p-value(JB) < 0.15 en la Tabla 281 son susceptibles de ser transformadas mediante Box-Cox, ya que ese p-value serie muy bajo y los p-value de la Tabla 282 para estas variables es claramente superior a 0.15.

12.3.1 Identificación de modelo ARIMA: Amstrad

En primer lugar, y a fin de encontrar un modelo ARIMA que ajuste como modelo descriptivo de la serie Amstrad, se procede a verificar el comportamiento de las funciones ACF y PACF de la serie de datos ajustada (ver Tabla 278).

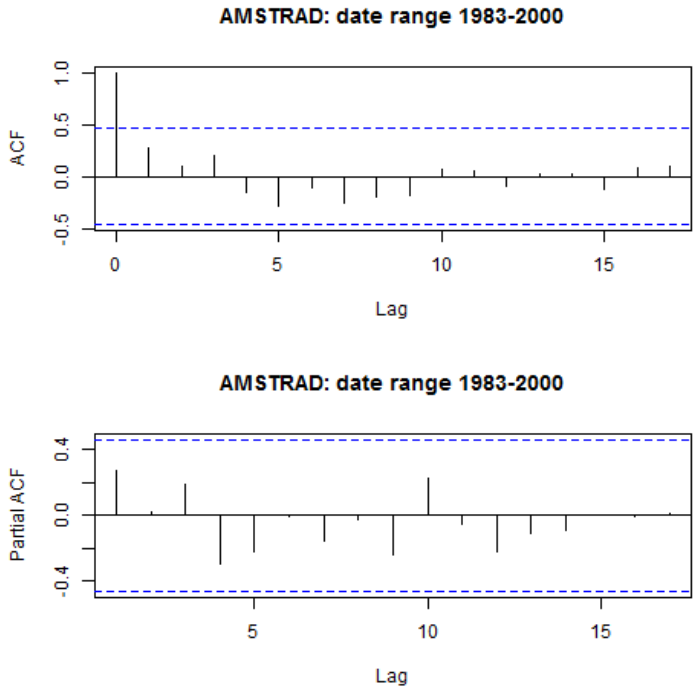


Ilustración 243: Modelos gráficos ACF y PACF para serie de tiempo ajustada de Amstrad

[122] Para la inversión de la serie transformada se usa la función InvBoxCox() de la librería 'forecast'.

RETARDO	ACF	PACF	Estad-Q.	[valor p]	RETARDO	ACF	PACF	Estad-Q.	[valor p]
1	0,2735	0,2735	1,5838	[0,208]	**10**	0,0617	0,2271	11,2787	[0,336]
2	0,0988	0,026	1,8035	[0,406]	**11**	0,0593	-0,0554	11,4594	[0,406]
3	0,2053	0,1859	2,8154	[0,421]	**12**	-0,0926	-0,2193	11,9734	[0,448]
4	-0,1591	-0,2928	3,4667	[0,483]	**13**	0,0227	-0,1057	12,0107	[0,527]
5	-0,2881	-0,2174	5,7656	[0,330]	**14**	0,0203	-0,0856	12,0478	[0,602]
6	-0,1095	-0,0046	6,1256	[0,409]	**15**	-0,1227	0,0012	13,8553	[0,537]
7	-0,2614	-0,1504	8,3615	[0,302]	**16**	0,0787	-0,0095	14,97	[0,527]
8	-0,2005	-0,0256	9,8093	[0,279]	**17**	0,0938	0,015	18,1395	[0,380]
9	-0,1801	-0,2391	11,1074	[0,268]					

Tabla 284: Valores de la función de autocorrelación para AMSTRAD

En principio, y basándonos en los resultados de la Ilustración 243, se puede esperar que el modelo resultante se ajuste a un modelo ARMA. No obstante, a continuación, en la Tabla 285 se analizan diversos modelos de ajuste ARIMA, indicando el criterio de Aceptación (Log Likelihood y Akaike), y los test sobre los residuos para verificar la idoneidad de ajuste a la normalidad de los mismos, siguiendo los test de Ljung-Box(Ver nota 104, pág. 315) y Box-Pierce (G. E. P. Box and Pierce, 1970), (G. E. P. Box and Cox, 1982).

	Aceptación		Ajuste			Aceptación		Ajuste	
Model	**LogLik**	**AIC**	**Ljung**	**Box-Pierce**	**Model**	**LogLik**	**AIC**	**Ljung**	**Box-Pierce**
ARIMA(1,0,2)	-30,138100	68,276200	0,088710	0,794300	ARIMA(2,2,2)	-29,600491	67,200983	0,471654	0,861318
ARIMA(2,1,4)	-27,576395	67,152789	0,120742	0,829325	ARIMA(1,1,1)	-29,630447	63,260895	0,486545	0,979424
ARIMA(1,0,3)	-28,519455	67,038910	0,149438	0,905047	ARIMA(3,1,0)	-28,910198	63,820395	0,487412	0,952800
ARIMA(1,1,4)	-28,121448	66,242896	0,169874	0,895582	ARIMA(3,0,2)	-27,285015	66,570030	0,492894	0,960909
ARIMA(3,1,4)	-26,656793	67,313587	0,224705	0,825259	ARIMA(2,2,3)	-28,045661	66,091321	0,505540	0,916201
ARIMA(0,0,4)	-28,154860	66,309719	0,232618	0,955095	ARIMA(3,0,4)	-25,710086	67,420173	0,516462	0,970390
ARIMA(0,1,4)	-28,252006	64,504013	0,238369	0,931146	ARIMA(0,0,2)	-29,825830	65,651661	0,521618	0,986999
ARIMA(1,0,4)	-27,602486	67,204972	0,240009	0,940888	ARIMA(2,2,1)	-29,603979	65,207958	0,530666	0,895860
ARIMA(3,2,2)	-29,285278	68,570556	0,274540	0,739386	ARIMA(2,1,3)	-27,474241	64,948482	0,537960	0,956791
ARIMA(3,1,3)	-26,906365	65,812729	0,282265	0,873818	ARIMA(3,1,2)	-27,478900	64,957801	0,539664	0,957376
ARIMA(3,2,1)	-29,320532	66,641064	0,285463	0,768254	ARIMA(2,0,4)	-25,834743	65,669487	0,544885	0,974474
ARIMA(3,2,4)	-27,948629	69,897258	0,321532	0,808031	ARIMA(1,2,0)	-33,636302	69,272604	0,553635	0,894856
ARIMA(4,0,0)	-27,905011	65,810023	0,326085	0,902009	ARIMA(1,0,0)	-29,775920	63,551840	0,554899	0,990945
ARIMA(2,0,3)	-27,569454	67,138908	0,355194	0,963626	ARIMA(2,1,0)	-29,491307	62,982614	0,567449	0,988652
ARIMA(0,2,0)	-37,829820	75,659639	0,374840	0,786733	ARIMA(0,0,1)	-29,826243	63,652487	0,598475	0,992812
ARIMA(0,0,0)	-30,609126	63,218252	0,380095	0,970074	ARIMA(4,0,1)	-25,734655	63,469311	0,613116	0,936350
ARIMA(3,0,1)	-29,243833	68,487665	0,380315	0,967252	ARIMA(2,1,2)	-27,494051	62,988102	0,618573	0,975186
ARIMA(1,1,3)	-29,434486	66,868972	0,380531	0,964972	ARIMA(0,0,3)	-28,732531	65,465063	0,655931	0,991986
ARIMA(2,0,2)	-29,664940	69,329879	0,381335	0,969214	ARIMA(3,2,0)	-29,527571	65,055142	0,666932	0,943897
ARIMA(2,0,1)	-29,744439	67,488877	0,390111	0,972870	ARIMA(0,1,1)	-29,920643	61,841286	0,714751	0,997284
ARIMA(0,1,2)	-29,829786	63,659572	0,399035	0,965656	ARIMA(1,2,3)	-30,483103	68,966206	0,737082	0,979780
ARIMA(2,2,0)	-29,977068	63,954136	0,407822	0,853886	ARIMA(1,2,4)	-29,848667	69,697334	0,792850	0,976211
ARIMA(2,1,1)	-29,237276	64,474552	0,408854	0,957894	ARIMA(1,1,0)	-30,290069	62,580138	0,813881	0,997247

ARIMA(2,2,4)	-27,949004	67,898008	0,409102	0,870511	ARIMA(1,2,2)	-30,498167	66,996334	0,822239	0,990790
ARIMA(3,1,1)	-28,908506	65,817013	0,420947	0,929914	ARIMA(0,1,0)	-31,395117	62,790234	0,822533	0,990158
ARIMA(3,2,3)	-27,955536	67,911071	0,425400	0,879145	ARIMA(0,2,1)	-31,449946	64,899891	0,823676	0,983936
ARIMA(3,0,3)	-26,930713	67,861426	0,426022	0,952544	ARIMA(0,2,3)	-30,452893	66,905786	0,852738	0,992715
ARIMA(1,1,2)	-29,465910	64,931820	0,445993	0,976264	ARIMA(0,2,4)	-29,888426	67,776852	0,855637	0,984083
ARIMA(3,0,0)	-29,533406	67,066813	0,460451	0,984209	ARIMA(0,2,2)	-30,511637	65,023274	0,864674	0,994777
ARIMA(2,0,0)	-29,757436	65,514871	0,462187	0,983166	ARIMA(1,2,1)	-30,674375	65,348750	0,874617	0,995034
ARIMA(1,0,1)	-29,744440	65,488880	0,464112	0,983960	ARIMA(0,1,3)	-29,730704	65,461408	0,920934	0,998610

Tabla 285: Estimaciones para búsqueda de modelo ARIMA óptimo, para Amstrad

Según la Tabla 285 el modelo explicativo más sencillo para Amstrad es el ARIMA (2,1,0). El modelo con menor criterio de AIC, con Ljung de 0,714751, es el ARIMA(0,1,1).

Así, desde un punto de vista estricto no podemos afirmar que un modelo ARMA sea eficiente para caracterizar esta serie dado que no conocemos si la serie tiene raíces unitarias o no. Es decir, si la serie tuviera raíces unitarias estaríamos en disposición de considerar que el modelo característico debería tomar la serie diferenciada.

En este punto se realiza un contraste de raíces unitarias (Ver nota 107, pág. 321) mediante el test de Dickey-Fuller aumentado para la serie transformada de Amstrad:

```
> df.serie<-ur.df(serie, type="trend", lags=3);summary(df.serie) # lag calculado
con EasyReg Internacional

###############################################
# Augmented Dickey-Fuller Test Unit Root Test #
###############################################

Test regression trend


Call:
lm(formula = z.diff ~ z.lag.1 + 1 + tt + z.diff.lag)

Residuals:
    Min      1Q  Median      3Q     Max
-0.9905 -0.4500 -0.1921  0.2191  1.6662

Coefficients:
             Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept)  1.085360   0.766662   1.416    0.195
z.lag.1     -0.555904   0.467415  -1.189    0.268
tt          -0.006062   0.101809  -0.060    0.954
z.diff.lag1  0.319234   0.420823   0.759    0.470
z.diff.lag2  0.361685   0.334212   1.082    0.311
z.diff.lag3  0.372767   0.238605   1.562    0.157

Residual standard error: 0.9901 on 8 degrees of freedom
Multiple R-squared: 0.4399,     Adjusted R-squared: 0.0898
F-statistic: 1.257 on 5 and 8 DF,  p-value: 0.3678


Value of test-statistic is: -1.1893 1.189 1.7552

Critical values for test statistics:
      1pct  5pct 10pct
tau3 -4.38 -3.60 -3.24
phi2  8.21  5.68  4.67
phi3 10.61  7.24  5.91

> df.serie<-ur.df(serie, type="drift", lags=3);summary(df.serie) # lag calculado
```

```
con EasyReg Internacional

###############################################
# Augmented Dickey-Fuller Test Unit Root Test #
###############################################

Test regression drift


Call:
lm(formula = z.diff ~ z.lag.1 + 1 + z.diff.lag)

Residuals:
    Min      1Q  Median      3Q     Max
-0.9944 -0.4426 -0.1891  0.2106  1.6753

Coefficients:
            Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept)   1.0620     0.6209   1.710   0.1214
z.lag.1      -0.5768     0.2905  -1.986   0.0783 .
z.diff.lag1   0.3349     0.3101   1.080   0.3083
z.diff.lag2   0.3737     0.2513   1.487   0.1712
z.diff.lag3   0.3805     0.1889   2.015   0.0748 .
---
Signif. codes:  0 ‘***’ 0.001 ‘**’ 0.01 ‘*’ 0.05 ‘.’ 0.1 ‘ ’ 1

Residual standard error: 0.9336 on 9 degrees of freedom
Multiple R-squared: 0.4396,      Adjusted R-squared: 0.1906
F-statistic: 1.765 on 4 and 9 DF,  p-value: 0.2198


Value of test-statistic is: -1.9858 2.0035

Critical values for test statistics:
      1pct  5pct 10pct
tau2 -3.75 -3.00 -2.63
phi1  7.88  5.18  4.12

> df.serie<-ur.df(serie, type="none", lags=3);summary(df.serie) # lag calculado
con EasyReg Internacional

###############################################
# Augmented Dickey-Fuller Test Unit Root Test #
###############################################

Test regression none


Call:
lm(formula = z.diff ~ z.lag.1 - 1 + z.diff.lag)

Residuals:
     Min       1Q   Median       3Q      Max
-0.81756 -0.43040  0.04322  0.48310  2.31021

Coefficients:
            Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
z.lag.1     -0.12316    0.12932  -0.952    0.363
z.diff.lag1 -0.01745    0.25311  -0.069    0.946
z.diff.lag2  0.16959    0.24152   0.702    0.499
z.diff.lag3  0.28952    0.19791   1.463    0.174

Residual standard error: 1.02 on 10 degrees of freedom
Multiple R-squared: 0.2575,      Adjusted R-squared: -0.03953
F-statistic: 0.8669 on 4 and 10 DF,  p-value: 0.5163


Value of test-statistic is: -0.9524

Critical values for test statistics:
      1pct  5pct 10pct
tau1 -2.66 -1.95  -1.6
```

Tabla 286: Contraste de Dickey-Fuller aumentado para averiguar si la serie Amstrad tiene presencia de raíces unitarias

En la prueba de Dickey-Fuller se debe considerar con mucho detenimiento el valor de retardo aplicado. Para este propósito se analizan los valores a aplicar mediante el criterio de AIC (ver nota 108, pág. 322). Como se puede verificar en la Tabla 286, donde se puede verificar que el estadístico ADF es superior al valor de los valores críticos al 5%, por lo que no se puede rechazar la presencia de raíces unitarias. Esto lo corrobora el test de Phillips-Perron (ver nota 109, pág. 322) de la Tabla 287:

```
> pp.test(serie)

        Phillips-Perron Unit Root Test

data:  serie
Dickey-Fuller Z(alpha) = -12.3566, Truncation lag parameter = 2, p-value
= 0.3173
alternative hypothesis: stationary
```

Tabla 287: Corroboración de que la serie Amstrad tiene presencia de raíces unitarias mediante prueba de Phillips-Perron

Una vez verificada la presencia de raíces unitarias en la serie Amstrad es preciso verificar el nivel de diferenciación necesario. Para ello se realiza una diferenciación de la serie y se procede a realizar nuevamente todo el proceso previo:

```
> df1.serie<-diff(serie);ur.serie<-ur.df(df1.serie, type="trend",
lags=3);summary(ur.serie) # lag calculado con EasyReg Internacional

###############################################
# Augmented Dickey-Fuller Test Unit Root Test #
###############################################

Test regression trend


Call:
lm(formula = z.diff ~ z.lag.1 + 1 + tt + z.diff.lag)

Residuals:
     Min       1Q   Median       3Q      Max
-1.00159 -0.62525 -0.09304  0.19510  2.03301

Coefficients:
            Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept)  1.23810    0.96101   1.288    0.239
z.lag.1     -0.80058    0.71640  -1.118    0.301
tt          -0.13053    0.08996  -1.451    0.190
z.diff.lag1 -0.46545    0.64437  -0.722    0.494
z.diff.lag2 -0.32259    0.44080  -0.732    0.488
z.diff.lag3 -0.05151    0.23366  -0.220    0.832

Residual standard error: 1.111 on 7 degrees of freedom
Multiple R-squared: 0.6881,      Adjusted R-squared: 0.4653
F-statistic: 3.088 on 5 and 7 DF,  p-value: 0.08688


Value of test-statistic is: -1.1175 1.0298 1.4954

Critical values for test statistics:
      1pct  5pct 10pct
tau3 -4.38 -3.60 -3.24
phi2  8.21  5.68  4.67
phi3 10.61  7.24  5.91
```

```
> df1.serie<-diff(serie);ur.serie<-ur.df(df1.serie, type="drift",
lags=3);summary(ur.serie) # lag calculado con EasyReg Internacional

###############################################
# Augmented Dickey-Fuller Test Unit Root Test #
###############################################

Test regression drift


Call:
lm(formula = z.diff ~ z.lag.1 + 1 + z.diff.lag)

Residuals:
    Min      1Q  Median      3Q     Max
-1.1354 -0.6253 -0.2034  0.5436  2.2401

Coefficients:
            Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept) -0.08029    0.33402  -0.240    0.816
z.lag.1     -0.66862    0.75812  -0.882    0.404
z.diff.lag1 -0.40467    0.68600  -0.590    0.572
z.diff.lag2 -0.29021    0.46967  -0.618    0.554
z.diff.lag3 -0.02789    0.24867  -0.112    0.913

Residual standard error: 1.185 on 8 degrees of freedom
Multiple R-squared: 0.5942,      Adjusted R-squared: 0.3914
F-statistic: 2.929 on 4 and 8 DF,  p-value: 0.09153


Value of test-statistic is: -0.8819 0.4322

Critical values for test statistics:
      1pct  5pct 10pct
tau2 -3.75 -3.00 -2.63
phi1  7.88  5.18  4.12

> df1.serie<-diff(serie);ur.serie<-ur.df(df1.serie, type="none",
lags=3);summary(ur.serie) # lag calculado con EasyReg Internacional

###############################################
# Augmented Dickey-Fuller Test Unit Root Test #
###############################################

Test regression none


Call:
lm(formula = z.diff ~ z.lag.1 - 1 + z.diff.lag)

Residuals:
    Min      1Q  Median      3Q     Max
-1.2096 -0.7116 -0.2541  0.4557  2.1701

Coefficients:
            Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
z.lag.1     -0.67964    0.71603  -0.949    0.367
z.diff.lag1 -0.39386    0.64770  -0.608    0.558
z.diff.lag2 -0.27750    0.44159  -0.628    0.545
z.diff.lag3 -0.01973    0.23310  -0.085    0.934

Residual standard error: 1.121 on 9 degrees of freedom
Multiple R-squared: 0.5958,      Adjusted R-squared: 0.4162
F-statistic: 3.317 on 4 and 9 DF,  p-value: 0.06246


Value of test-statistic is: -0.9492

Critical values for test statistics:
      1pct  5pct 10pct
tau1 -2.66 -1.95  -1.6
```

Tabla 288: Contraste de Dickey-Fuller aumentado sobre la serie diferenciada Amstrad, para verificar la presencia de raíces unitarias adicionales

Como en el primer supuesto, el orden de retardo (igualmente lag = 3) se ha obtenido mediante prueba de AIC en el programa EasyReg Internacional (ERI). Cualquiera de los valores del test es superior al contraste a 5% (p.e -0.8819 > -3.00, al 5%) por lo que no se puede rechazar la hipótesis nula de presencia de raíces unitarias. Esto indica que la serie Amstrad transformada necesita al menos 2 diferenciaciones.

De esta manera, y si consideramos la segunda diferenciación, podemos acudir a la Tabla 285 y encontramos como modelo descriptivo el ARIMA(2,2,0) o bien un modelo ARIMA(0,2,1), que se deben de analizar y comparar.

12.3.1.1 Verificación de la corrección del modelo ARIMA: Amstrad

En primer lugar, se procede a verificar la normalidad de los residuos de manera visual, a fin de comprobar que los resultados de la Tabla 285 daban resultados correctos para el modelo ARIMA(2,2,0) o el ARIMA(0,2,1) encontrados. Es decir, se va a proceder a verificar ambos modelos gráficamente, mediante ACF de los residuos y el test de Ljung-Box.

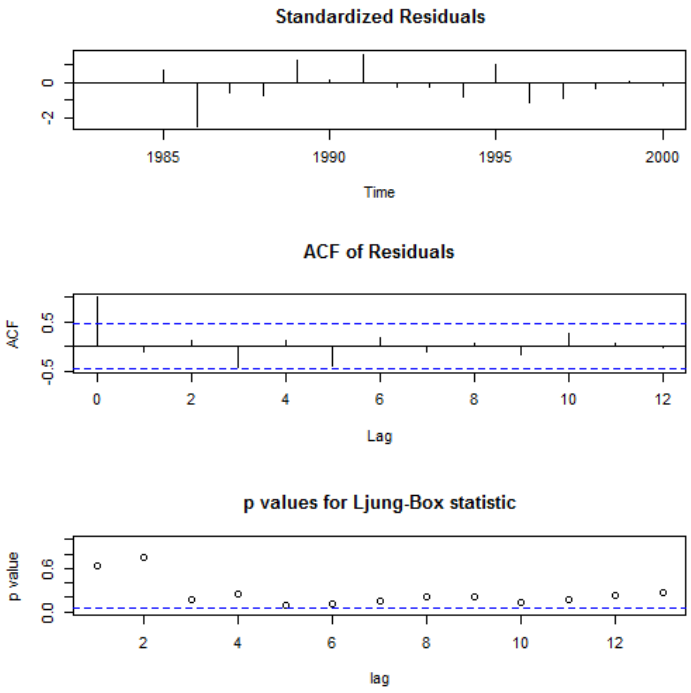


Ilustración 244: Gráfico de diagnosis de serie temporal de videojuegos de Amstradi, con ARIMA(2,2,0)

En la Ilustración 244 se ve que valores de Ljung-Box están en la línea de contraste, por lo que el modelo no se ve aceptable el modelo ARIMA(2,2,0).

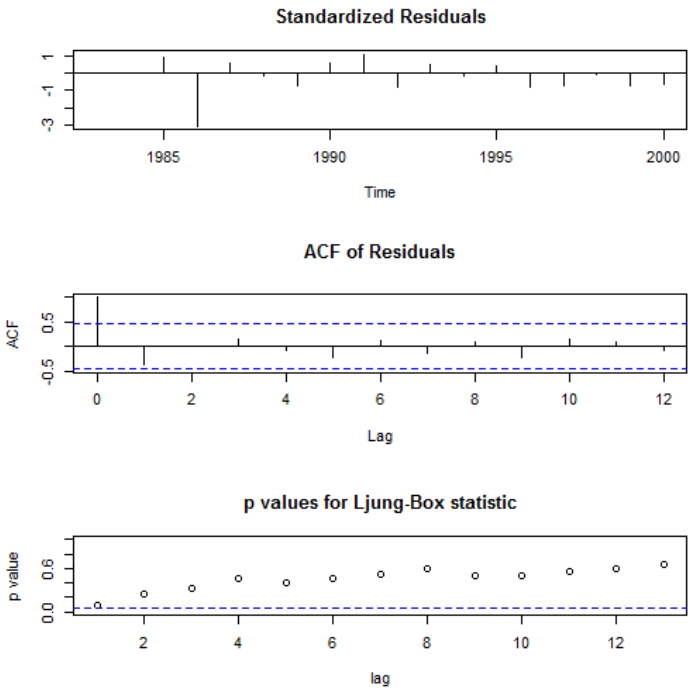


Ilustración 245: Gráfico de diagnosis de serie temporal de videojuegos de Amstrad, con ARIMA(0,2,1)

Por el contrario, tal y como se puede verificar en la Ilustración 245, en el tercer gráfico se puede ver que los p-valores están por encima del p-value del test de Ljung-Box, por encima del nivel de significación, lo que nos permite considerar de manera gráfica como adecuado el modelo ARIMA(0,2,1) propuesto como segundo modelo anteriormente.

12.3.1.2 Comprobación de la corrección del modelo obtenido

Se analizan los resultados del apartado anterior. Se realiza un análisis predictivo del comportamiento de la serie, por medios distintos de los utilizados anteriormente, a fin de contrastar los resultados obtenidos en el proceso previo.

```
> serie.auto <- auto.arima(serie, max.p=3, max.q=3, max.order=10,
start.p=0, start.q=0, seasonal=FALSE, ic="aic", stepwise=FALSE,
trace=TRUE, test="adf");serie.auto

 ARIMA(0,2,0)                    : 77.65964
 ARIMA(0,2,1)                    : 1e+20
 ARIMA(0,2,2)                    : 67.02327
 ARIMA(0,2,3)                    : 68.90579
 ARIMA(1,2,0)                    : 71.2726
 ARIMA(1,2,1)                    : 67.34875
 ARIMA(1,2,2)                    : 68.99633
 ARIMA(1,2,3)                    : 70.96621
 ARIMA(2,2,0)                    : 65.95414
 ARIMA(2,2,1)                    : 67.20796
 ARIMA(2,2,2)                    : 69.20098
 ARIMA(2,2,3)                    : 1e+20
 ARIMA(3,2,0)                    : 67.05514
 ARIMA(3,2,1)                    : 1e+20
 ARIMA(3,2,2)                    : 1e+20
```

```
 ARIMA(3,2,3)                    : 1e+20

Series: serie
ARIMA(2,2,0)

Coefficients:
          ar1      ar2
      -1.0621  -0.7682
s.e.   0.1767   0.1888

sigma^2 estimated as 2.159:  log likelihood=-29.98
AIC=65.95   AICc=67.95   BIC=68.27
```

Tabla 289: Instrucción R de cálculo automático de ARIMA en función de test 'adf' (contraste aumentado de Dickey-Fuller) y resultados obtenidos para la serie AMSTRAD

Como se puede ver en la Tabla 289, el valor de ARIMA obtenido para la serie completa se corresponde con el ya analizado y descartado por fallar en el test Ljung-Box.

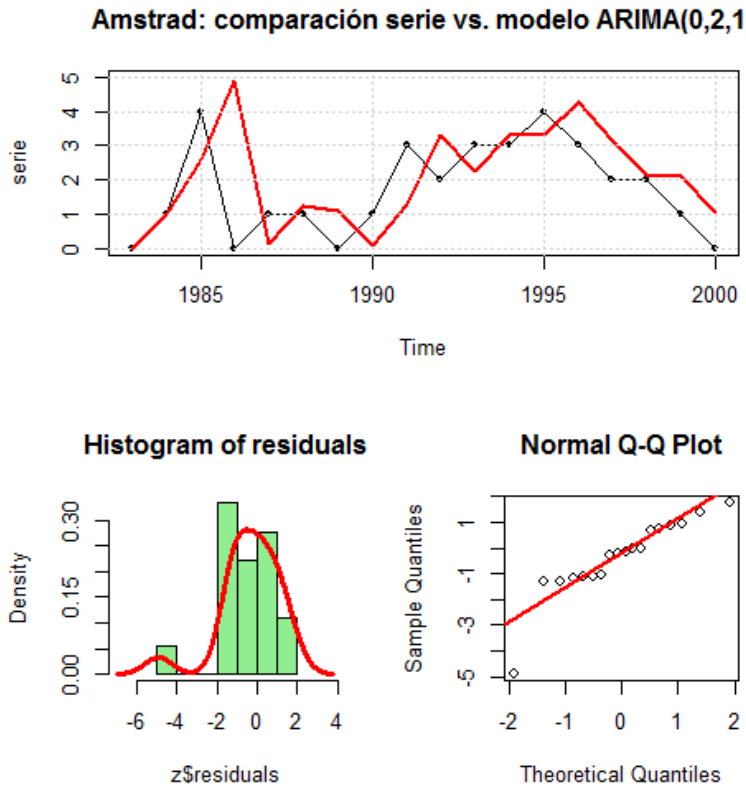


Ilustración 246: Representación gráfica del modelo ARIMA(0,2,1) para AMSTRAD

En la Ilustración 246 anterior se muestra una comparación entre la serie original y la obtenida mediante el modelo ARIMA(0,2,1), así como el ajuste de los residuos obtenidos en la búsqueda de auto.arima.

Así, la función ARIMA (0,2,1) se aproxima con la precisión necesaria para identificar correctamente la serie de videojuegos de AMSTRAD.

Los valores arima del modelo son:

```
> z<-arima(serie, order=c(0,2,1), xreg=1:length(serie));z$coef
           ma1 1:length(serie)
     -0.999998        0.152679
```

Tabla 290: Coeficientes arima para el modelo ARIMA(0,2,1) de Amstrad

Por lo tanto, de acuerdo con los valores estimados en la función arima() de la Tabla 290 se puede identificar para la serie Amstrad el modelo arima siguiente:

$$Y_t = \Delta^2 X_t \Rightarrow Y_t - \mu = \varepsilon_t - \theta\varepsilon_{t-1}$$
$$Y_t - 0{,}152679 = \varepsilon_t + 0.999998\varepsilon_{t-1}$$

Ecuación 38: Modelo Arima para la serie Amstrad ajustada de patentes, según ARIMA(0,2,1)

12.3.2 Identificación de modelo ARIMA: Atari

En primer lugar, y a fin de encontrar un modelo ARIMA que ajuste como modelo descriptivo de la serie Atari, se procede a verificar el comportamiento de las funciones ACF y PACF de la serie de datos ajustada (ver Tabla 278).

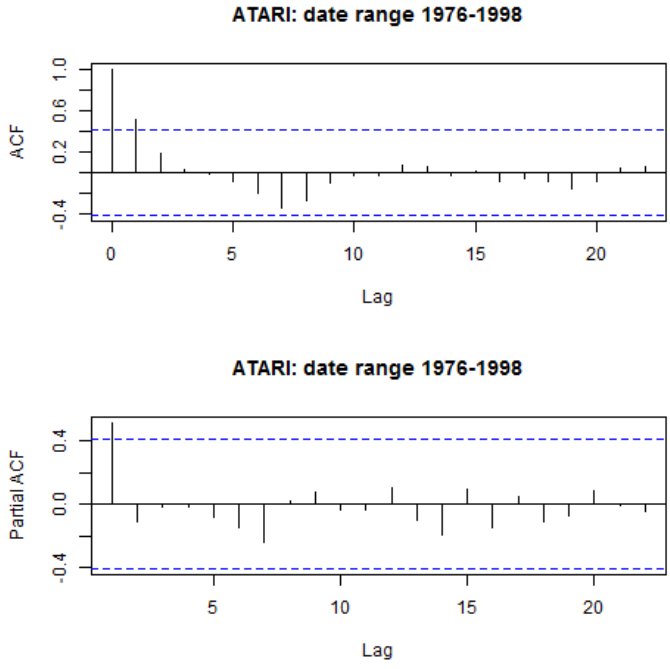


Ilustración 247: Modelos gráficos ACF y PACF para serie de tiempo ajustada de Atari

	Aceptación		Ajuste			Aceptación		Ajuste	
Model	LogLik	AIC	Ljung	Box-Pierce	Model	LogLik	AIC	Ljung	Box-Pierce
ARIMA(1,0,4)	-72,41261	158,82523	0,21294	0,97341	ARIMA(1,2,3)	-72,3259	154,6518	0,7310	0,9920
ARIMA(0,0,0)	-78,82340	161,64681	0,24846	0,90486	ARIMA(1,0,1)	-74,7073	157,4145	0,7338	0,9998
ARIMA(1,0,3)	-73,69963	159,39927	0,31891	0,96043	ARIMA(1,1,2)	-72,7373	153,4745	0,7364	0,9990

ARIMA(0,2,0)	-79,22523	160,45046	0,32669	0,82833	ARIMA(1,0,0)	-74,8392	155,6784	0,7390	0,9999
ARIMA(0,1,4)	-71,82236	153,64472	0,46287	0,97106	ARIMA(0,0,1)	-75,4520	156,9040	0,7545	0,9994
ARIMA(1,1,4)	-71,57169	155,14339	0,46831	0,97722	ARIMA(1,1,1)	-72,7959	151,5918	0,7718	0,9995
ARIMA(0,0,4)	-73,26884	158,53767	0,46876	0,99293	ARIMA(1,2,2)	-72,3946	152,7891	0,8207	0,9973
ARIMA(0,1,2)	-73,64342	153,28684	0,56773	0,98061	ARIMA(0,1,1)	-73,9554	151,9107	0,8279	0,9995
ARIMA(0,0,3)	-74,55404	159,10808	0,57644	0,99889	ARIMA(1,1,0)	-73,9771	151,9541	0,8334	0,9996
ARIMA(0,2,4)	-72,45849	154,91699	0,58580	0,97663	ARIMA(0,2,3)	-72,7066	153,4133	0,8338	0,9976
ARIMA(1,0,2)	-74,63157	159,26314	0,62106	0,99947	ARIMA(0,1,0)	-74,0877	150,1755	0,8819	0,9997
ARIMA(1,1,3)	-72,69265	155,38530	0,65640	0,99810	ARIMA(1,2,1)	-72,7213	151,4427	0,8827	0,9989
ARIMA(1,2,0)	-75,38969	154,77937	0,66020	0,98012	ARIMA(0,2,2)	-72,7194	151,4388	0,8829	0,9990
ARIMA(0,1,3)	-72,93110	153,86220	0,66251	0,99648	ARIMA(0,2,1)	-72,7541	149,5082	0,8992	0,9992
ARIMA(0,0,2)	-74,72635	157,45270	0,67740	0,99973					

Tabla 291: Estimaciones para búsqueda de modelo ARIMA óptimo de serie de patentes de Atari

En principio, y basándonos en los resultados de la Ilustración 247, se puede esperar que el modelo resultante se ajuste a un modelo ARMA diferenciado. No obstante, a continuación, en la Tabla 291 se analizan diversos modelos de ajuste ARIMA, indicando el criterio de Aceptación (Log Likelihood y Akaike), y los test sobre los residuos para verificar la idoneidad de ajuste a la normalidad de los mismos, siguiendo los test de Ljung-Box y Box-Pierce (G. E. P. Box and Pierce, 1970), (G. E. P. Box and Cox, 1982).

Según la Tabla 291 el modelo explicativo más sencillo para Atari es el ARIMA (0,1,2). No obstante, si atendemos al criterio de log likelihood se encuentra en la Tabla 291 un ARIMA (0,2,1), que presenta también mejores coeficientes de AIC, mejor loglikelihood, y los valores de los test de Ljung-Box y Box-Pierce son sensiblemente superiores.

Así, desde un punto de vista estricto no podemos afirmar que un modelo ARMA sea eficiente para caracterizar esta serie dado que no conocemos si la serie tiene raíces unitarias o no. Es decir, si la serie tuviera raíces unitarias estaríamos en disposición de considerar que el modelo característico debería tomar la serie diferenciada.

En este punto se realiza un contraste de raíces unitarias mediante el test de Dickey-Fuller aumentado para la serie de Atari:

```
> df.serie<-ur.df(serie, type="trend", lags=3);summary(df.serie) # lag calculado
con EasyReg Internacional

###############################################
# Augmented Dickey-Fuller Test Unit Root Test #
###############################################

Test regression trend


Call:
lm(formula = z.diff ~ z.lag.1 + 1 + tt + z.diff.lag)

Residuals:
    Min      1Q  Median      3Q     Max
-7.6848 -2.3734  0.6282  3.2711  8.1275

Coefficients:
             Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept)   4.78801    5.62435   0.851   0.4100
```

```
z.lag.1     -0.56342    0.27239  -2.068   0.0591 .
tt          -0.09913    0.26712  -0.371   0.7165
z.diff.lag1 -0.20694    0.24614  -0.841   0.4157
z.diff.lag2  0.06358    0.19117   0.333   0.7447
z.diff.lag3  0.11137    0.17577   0.634   0.5373
---
Signif. codes:  0 ‘***’ 0.001 ‘**’ 0.01 ‘*’ 0.05 ‘.’ 0.1 ‘ ’ 1

Residual standard error: 4.814 on 13 degrees of freedom
Multiple R-squared: 0.5283,      Adjusted R-squared: 0.3469
F-statistic: 2.912 on 5 and 13 DF,  p-value: 0.0559


Value of test-statistic is: -2.0684 2.8384 2.8837

Critical values for test statistics:
      1pct  5pct 10pct
tau3 -4.38 -3.60 -3.24
phi2  8.21  5.68  4.67
phi3 10.61  7.24  5.91

> df.serie<-ur.df(serie, type="drift", lags=3);summary(df.serie) # lag calculado
con EasyReg Internacional

###############################################
# Augmented Dickey-Fuller Test Unit Root Test #
###############################################

Test regression drift


Call:
lm(formula = z.diff ~ z.lag.1 + 1 + z.diff.lag)

Residuals:
    Min      1Q  Median      3Q     Max
-7.4632 -2.0647 -0.0775  3.1919  8.3685

Coefficients:
            Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept)  2.87999    2.20943   1.304   0.2134
z.lag.1     -0.49922    0.20382  -2.449   0.0281 *
z.diff.lag1 -0.25030    0.20987  -1.193   0.2528
z.diff.lag2  0.04143    0.17593   0.236   0.8172
z.diff.lag3  0.09952    0.16744   0.594   0.5617
---
Signif. codes:  0 ‘***’ 0.001 ‘**’ 0.01 ‘*’ 0.05 ‘.’ 0.1 ‘ ’ 1

Residual standard error: 4.663 on 14 degrees of freedom
Multiple R-squared: 0.5233,      Adjusted R-squared: 0.3871
F-statistic: 3.843 on 4 and 14 DF,  p-value: 0.02607


Value of test-statistic is: -2.4493 4.4637

Critical values for test statistics:
      1pct  5pct 10pct
tau2 -3.75 -3.00 -2.63
phi1  7.88  5.18  4.12

> df.serie<-ur.df(serie, type="none", lags=3);summary(df.serie) # lag calculado
con EasyReg Internacional

###############################################
# Augmented Dickey-Fuller Test Unit Root Test #
###############################################

Test regression none


Call:
lm(formula = z.diff ~ z.lag.1 - 1 + z.diff.lag)

Residuals:
    Min      1Q  Median      3Q     Max
-7.0133 -1.8295  0.8812  3.7579  8.1211
```

```
Coefficients:
            Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
z.lag.1     -0.26729    0.10171  -2.628   0.0190 *
z.diff.lag1 -0.39003    0.18458  -2.113   0.0518 .
z.diff.lag2 -0.05851    0.16200  -0.361   0.7230
z.diff.lag3  0.01484    0.15788   0.094   0.9264
---
Signif. codes:  0 ‘***’ 0.001 ‘**’ 0.01 ‘*’ 0.05 ‘.’ 0.1 ‘ ’ 1

Residual standard error: 4.77 on 15 degrees of freedom
Multiple R-squared: 0.5024,      Adjusted R-squared: 0.3697
F-statistic: 3.786 on 4 and 15 DF,  p-value: 0.02541


Value of test-statistic is: -2.628

Critical values for test statistics:
      1pct  5pct 10pct
tau1 -2.66 -1.95  -1.6
```

Tabla 292: Contraste de Dickey-Fuller aumentado para verificar si la serie Atari tiene raíces unitarias.

En la prueba de Dickey-Fuller se debe considerar con mucho detenimiento el valor de retardo aplicado. Para este propósito se analizan los valores a aplicar mediante el criterio de AIC. Como se puede verificar en la Tabla 292 los valores del estadístico son superiores al valor de contraste al 5%, y en siempre superiores al contraste al 10%, por lo que no se puede rechazar la presencia de raíces unitarias. Esto lo corrobora el test de Phillips-Perron de la Tabla 293:

```
> pp.test(serie)

        Phillips-Perron Unit Root Test

data:  serie
Dickey-Fuller Z(alpha) = -12.1662, Truncation lag parameter = 2, p-value
= 0.3301
alternative hypothesis: stationary
```

Tabla 293: Corroboración de que la serie Atari tiene raíces unitarias mediante prueba de Phillips-Perron

Una vez verificada la presencia de raíces unitarias en la serie Atari es preciso verificar el nivel de diferenciación necesario. Para ello se realiza una diferenciación de la serie y se procede a realizar nuevamente todo el proceso previo:

```
> df1.serie<-diff(serie);ur.serie<-ur.df(df1.serie, type="trend",
lags=4);summary(ur.serie) # lag calculado con EasyReg Internacional

###############################################
# Augmented Dickey-Fuller Test Unit Root Test #
###############################################

Test regression trend


Call:
lm(formula = z.diff ~ z.lag.1 + 1 + tt + z.diff.lag)

Residuals:
    Min      1Q  Median      3Q     Max
-8.6086 -2.4921  0.2256  3.1810  7.8401

Coefficients:
```

```
             Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept) -2.411461   6.035720  -0.400    0.698
z.lag.1     -1.497609   1.081589  -1.385    0.196
tt           0.098114   0.404939   0.242    0.813
z.diff.lag1 -0.073698   0.863906  -0.085    0.934
z.diff.lag2 -0.067560   0.518066  -0.130    0.899
z.diff.lag3  0.041023   0.312681   0.131    0.898
z.diff.lag4 -0.001696   0.202440  -0.008    0.993

Residual standard error: 6.089 on 10 degrees of freedom
Multiple R-squared: 0.7553,      Adjusted R-squared: 0.6085
F-statistic: 5.145 on 6 and 10 DF,  p-value: 0.0117


Value of test-statistic is: -1.3846 0.7986 1.1907

Critical values for test statistics:
      1pct  5pct 10pct
tau3 -4.38 -3.60 -3.24
phi2  8.21  5.68  4.67
phi3 10.61  7.24  5.91

> df1.serie<-diff(serie);ur.serie<-ur.df(df1.serie, type="drift",
lags=4);summary(ur.serie) # lag calculado con EasyReg Internacional

###############################################
# Augmented Dickey-Fuller Test Unit Root Test #
###############################################

Test regression drift


Call:
lm(formula = z.diff ~ z.lag.1 + 1 + z.diff.lag)

Residuals:
    Min      1Q  Median      3Q     Max
-8.9053 -2.2304 -0.0176  2.8616  8.0990

Coefficients:
             Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept) -1.002e+00  1.535e+00  -0.652    0.528
z.lag.1     -1.346e+00  8.448e-01  -1.594    0.139
z.diff.lag1 -1.838e-01  7.025e-01  -0.262    0.798
z.diff.lag2 -1.089e-01  4.677e-01  -0.233    0.820
z.diff.lag3  3.546e-02  2.982e-01   0.119    0.907
z.diff.lag4 -9.557e-05  1.935e-01   0.000    1.000

Residual standard error: 5.822 on 11 degrees of freedom
Multiple R-squared: 0.7539,      Adjusted R-squared: 0.642
F-statistic: 6.739 on 5 and 11 DF,  p-value: 0.00416


Value of test-statistic is: -1.5937 1.2778

Critical values for test statistics:
      1pct  5pct 10pct
tau2 -3.75 -3.00 -2.63
phi1  7.88  5.18  4.12

> df1.serie<-diff(serie);ur.serie<-ur.df(df1.serie, type="none",
lags=4);summary(ur.serie) # lag calculado con EasyReg Internacional

###############################################
# Augmented Dickey-Fuller Test Unit Root Test #
###############################################

Test regression none


Call:
lm(formula = z.diff ~ z.lag.1 - 1 + z.diff.lag)

Residuals:
    Min      1Q  Median      3Q     Max
-9.5635 -3.3987 -0.2938  1.7284  7.9313
```

```
Coefficients:
             Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
z.lag.1     -1.161615   0.776644  -1.496    0.161
z.diff.lag1 -0.323305   0.652981  -0.495    0.629
z.diff.lag2 -0.171578   0.446673  -0.384    0.708
z.diff.lag3  0.022219   0.290298   0.077    0.940
z.diff.lag4 -0.004589   0.188675  -0.024    0.981

Residual standard error: 5.681 on 12 degrees of freedom
Multiple R-squared: 0.7445,      Adjusted R-squared: 0.6381
F-statistic: 6.994 on 5 and 12 DF,  p-value: 0.002816


Value of test-statistic is: -1.4957

Critical values for test statistics:
      1pct  5pct 10pct
tau1 -2.66 -1.95  -1.6
```

Tabla 294: Contraste de Dickey-Fuller aumentado sobre la serie diferenciada Atari, para constatar la presencia de raíces unitarias adicionales

Como en el primer supuesto, el orden de retardo (ahora lag = 4) se ha obtenido mediante prueba de AIC en el programa EasyReg Internacional (ERI). Los valores de los estadísticos son superiores a los valores de los contrastes al 5% por lo que no se puede rechazar la hipótesis nula de presencia de raíces unitarias. Esto indica que la serie Atari transformada necesita al menos 2 diferenciaciones.

En este punto, y repitiendo el esquema de nueva diferenciación y análisis de valor óptimo de retardo, nos encontramos con que ERI tiene discrepancias en los indicadores que utiliza (Akaike (AC), Hannan-Quinn (HQ), and Schwarz (SC)), dando valores de 4 hasta 1 en el valor de retardos. Aplicando el valor de 1 retardos, no supera el test al 10%. En este caso, y dadas las discrepancias al aplicar los diversos retardos sugeridos, se considera terminado el proceso de diferenciación de la serie.

De esta manera, y si consideramos la segunda diferenciación, podemos acudir a la Tabla 291 y encontramos como modelo descriptivo el ARIMA(1,2,1) o bien un modelo ARIMA(0,2,1), que se deben de analizar y comparar.

12.3.2.1 Verificación de la corrección del modelo ARIMA: Atari

En primer lugar, se procede a verificar la normalidad de los residuos de manera visual, a fin de comprobar que los resultados de la Tabla 291 daban resultados correctos para el modelo ARIMA(1,2,1) o el ARIMA(0,2,1) encontrados. Es decir, se va a proceder a verificar ambos modelos gráficamente, mediante ACF de los residuos y el test de Ljung-Box.

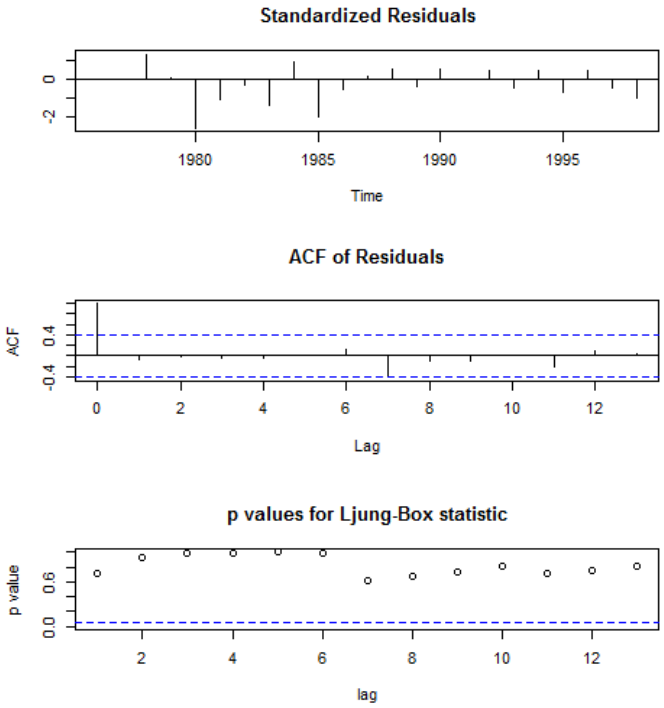


Ilustración 248: Gráfico de diagnosis de serie temporal de patentes de Atari, con ARIMA(1,2,1)

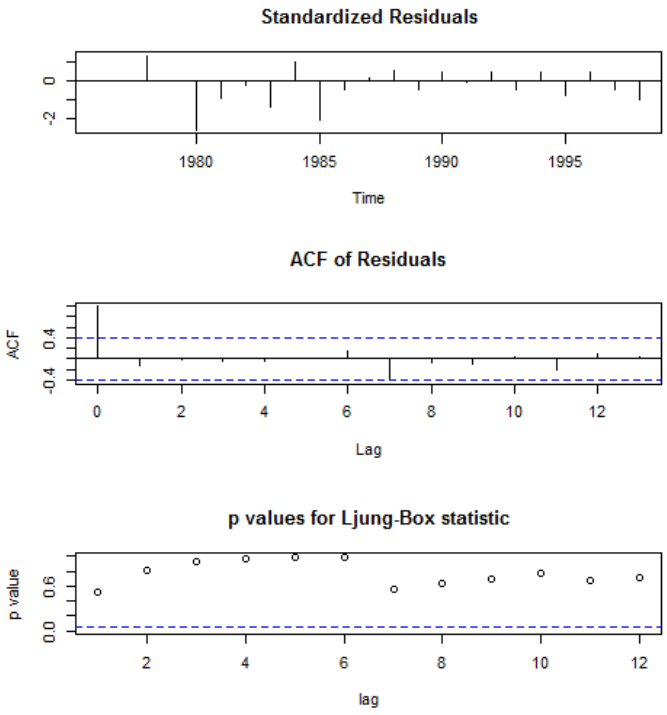


Ilustración 249: Gráfico de diagnosis de serie temporal de patentes de Atari, con ARIMA(0,2,1)

Como se puede observar en la Ilustración 248, en el tercer gráfico se puede ver que los p-valores están claramente por encima de p-value del test de Ljung-Box, por lo que debemos aceptar la idoneidad del modelo ARIMA(1,2,1) propuesto.

De igual manera, tal y como se puede verificar en la Ilustración 249, en el tercer gráfico se puede ver que los p-valores están también por encima del p-value del test de Ljung-Box, por encima del nivel de significación, lo que nos permite considerar de manera gráfica también como adecuado el modelo ARIMA(0,2,1) propuesto como segundo modelo anteriormente.

En este caso, y para resolver la idoneidad de cuál modelo es más acertado se utilizará la prueba de Diebolt-Mariano (Diebold and Mariano, 1995) con un α = 0.1 de contraste para la aceptación o rechazo de la hipótesis de igualdad de medias en ambas series.:

```
> dm.test(residuals(arima.1.2.1), residuals(arima.0.2.1), h=1)

        Diebold-Mariano Test

data:  residuals(arima.1.2.1) residuals(arima.0.2.1)
DM = -0.3705, Forecast horizon = 1, Loss function power = 2, p-value =
0.7146
alternative hypothesis: two.sided
```

Tabla 295: Test de Diebold-Mariano para verificar idoneidad de serie Atari entre modelos ARIMA(1,2,1) y ARIMA(0,2,1)

El resultado del test DM da un p-valor de 0.7146, por lo que no se rechaza la hipótesis nula de igualdad de capacidad predictiva. Por ello, se considera más sencillo el modelo ARIMA(0,2,1).

12.3.2.2 Comprobación de la corrección del modelo obtenido

Se analizan los resultados del apartado anterior. Se realiza un análisis predictivo del comportamiento de la serie, por medios distintos de los utilizados anteriormente, a fin de contrastar los resultados obtenidos en el proceso previo.

```
> serie.auto <- auto.arima(serie, max.p=3, max.q=3, max.order=10, start.p=0,
start.q=0,  seasonal=FALSE,  xreg=1:length(serie),  ic="aic",  stepwise=FALSE,
trace=TRUE, test="adf");serie.auto

 ARIMA(0,1,0)                    : 152.1755
 ARIMA(0,1,0) with drift         : 1e+20 *
 ARIMA(0,1,1)                    : 153.9107
 ARIMA(0,1,1) with drift         : 1e+20 *
 ARIMA(0,1,2)                    : 1e+20
 ARIMA(0,1,2) with drift         : 1e+20 *
 ARIMA(0,1,3)                    : 1e+20
 ARIMA(0,1,3) with drift         : 1e+20 *
 ARIMA(1,1,0)                    : 153.954
 ARIMA(1,1,0) with drift         : 1e+20 *
 ARIMA(1,1,1)                    : 1e+20
 ARIMA(1,1,1) with drift         : 1e+20 *
 ARIMA(1,1,2)                    : 1e+20
 ARIMA(1,1,2) with drift         : 1e+20 *
 ARIMA(1,1,3)                    : 1e+20
 ARIMA(1,1,3) with drift         : 1e+20 *
 ARIMA(2,1,0)                    : 155.7895
 ARIMA(2,1,0) with drift         : 1e+20 *
 ARIMA(2,1,1)                    : 1e+20
 ARIMA(2,1,1) with drift         : 1e+20 *
```

```
 ARIMA(2,1,2)                    : 1e+20
 ARIMA(2,1,2) with drift         : 1e+20 *
 ARIMA(2,1,3)                    : 1e+20
 ARIMA(2,1,3) with drift         : 1e+20 *
 ARIMA(3,1,0)                    : 157.3401
 ARIMA(3,1,0) with drift         : 1e+20 *
 ARIMA(3,1,1)                    : 1e+20
 ARIMA(3,1,1) with drift         : 1e+20 *
 ARIMA(3,1,2)                    : 1e+20
 ARIMA(3,1,2) with drift         : 1e+20 *
 ARIMA(3,1,3)                    : 1e+20
 ARIMA(3,1,3) with drift         : 1e+20 *

Series: serie
ARIMA(0,1,0)

Coefficients:
      1:length(serie)
               0.0000
s.e.           1.4966

sigma^2 estimated as 49.27:  log likelihood=-74.09
AIC=152.18   AICc=152.81   BIC=154.36
```

Tabla 296: Instrucción R de cálculo automático de ARIMA en función de test 'adf' (contraste aumentado de Dickey-Fuller) y resultados obtenidos para la serie Atari

Como se puede ver en la Tabla 296, el valor de ARIMA obtenido para la serie transformada no se corresponde con el valor obtenido previamente de ARIMA(0,2,1).

Como se ha indicado en la Tabla 293 y Tabla 294, se evidenciaba que había más de una raíz unitaria por lo que el resultado del cálculo automático queda desestimado.

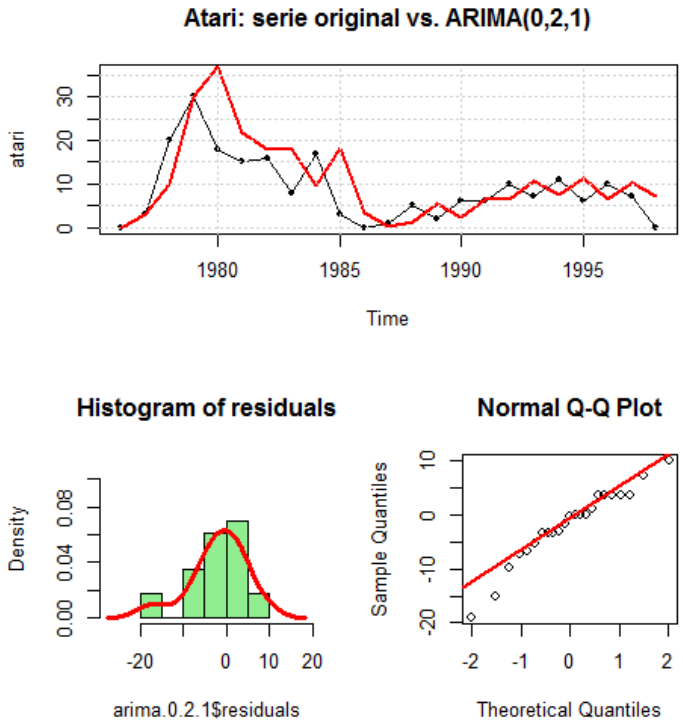


Ilustración 250: Representación gráfica del modelo ARIMA(0,2,1) para Atari

Los valores arima del modelo son:

```
> arima.0.2.1$coef
          ma1 1:length(serie)
    -0.9999991       0.4636910
```

Tabla 297: Coeficientes arima para el modelo ARIMA(0,2,1) de Atari

Por lo tanto, de acuerdo con los valores estimados en la función arima() de la Tabla 297 se puede identificar para la serie Atari el modelo arima siguiente:

$$Y_t = \Delta^2 X_t \Rightarrow Y_t - \mu = \varepsilon_t - \theta\varepsilon_{t-1}$$
$$Y_t - 0,4636910 = \varepsilon_t + 0.9999991\varepsilon_{t-1}$$

Ecuación 39: Modelo Arima para la serie Atari, de acuerdo a resultado ARIMA(0,2,1)

12.3.3 Identificación de modelo ARIMA: Commodore

En primer lugar, y a fin de encontrar un modelo ARIMA que ajuste como modelo descriptivo de la serie Commodore, se procede a verificar el comportamiento de las funciones ACF y PACF de la serie de datos ajustada (ver Tabla 278).

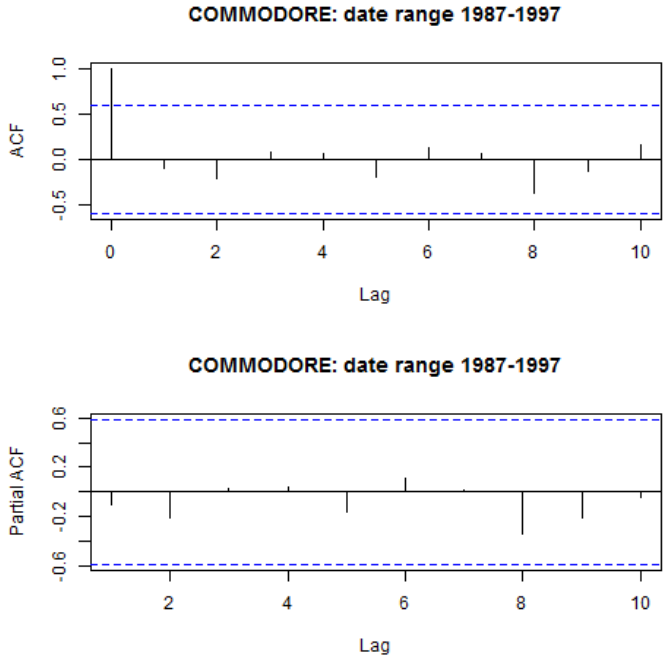


Ilustración 251: Modelos gráficos ACF y PACF para serie de patentes de Commodore

	Aceptación		Ajuste			Aceptación		Ajuste	
Model	LogLik	AIC	Ljung	Box-Pierce	Model	LogLik	AIC	Ljung	Box-Pierce
ARIMA(1,2,4)	-25,79952	63,59903	0,02311	0,33791	ARIMA(2,0,3)	-26,2903	66,5806	0,1823	0,8490
ARIMA(1,0,1)	-27,68366	63,36732	0,02532	0,91476	ARIMA(1,1,4)	-26,1973	64,3946	0,1937	0,8109
ARIMA(3,0,3)	-25,97214	67,94428	0,03763	0,60606	ARIMA(0,1,3)	-26,3621	60,7242	0,2083	0,8978
ARIMA(2,2,4)	-25,10033	64,20066	0,03970	0,33493	ARIMA(3,0,0)	-27,3970	64,7940	0,2338	0,9243

ARIMA(1,2,3)	-25,79843	61,59687	0,04391	0,46072	ARIMA(3,1,2)	-26,4762	64,9525	0,2340	0,9010
ARIMA(1,2,2)	-26,42756	60,85512	0,04655	0,53419	ARIMA(2,0,1)	-27,4043	64,8086	0,2343	0,9245
ARIMA(0,2,4)	-25,79450	61,58899	0,04991	0,46869	ARIMA(0,1,2)	-26,5174	59,0349	0,2424	0,8748
ARIMA(0,0,1)	-28,11993	62,23986	0,05076	0,94551	ARIMA(0,2,0)	-29,9336	61,8673	0,2433	0,8787
ARIMA(1,0,0)	-28,20137	62,40274	0,06189	0,94022	ARIMA(1,0,4)	-26,9794	67,9587	0,2504	0,9263
ARIMA(3,0,2)	-27,09665	68,19329	0,06311	0,70554	ARIMA(2,2,1)	-26,6706	61,3412	0,2620	0,8302
ARIMA(1,1,0)	-28,43184	60,86368	0,06543	0,80243	ARIMA(3,0,4)	-26,4904	70,9808	0,2631	0,6930
ARIMA(1,1,3)	-27,09089	64,18178	0,06582	0,85181	ARIMA(1,2,0)	-28,9828	61,9657	0,2696	0,8074
ARIMA(1,1,1)	-27,33807	60,67613	0,06885	0,88318	ARIMA(0,1,4)	-26,1997	62,3993	0,2867	0,8910
ARIMA(0,2,3)	-25,79952	59,59903	0,07140	0,57676	ARIMA(2,1,4)	-25,2067	64,4133	0,2919	0,7026
ARIMA(1,0,2)	-27,33581	64,67162	0,07660	0,91162	ARIMA(0,2,1)	-28,0097	60,0193	0,3304	0,8938
ARIMA(0,0,3)	-27,33033	64,66066	0,08728	0,91499	ARIMA(3,1,1)	-26,5967	63,1933	0,3418	0,9553
ARIMA(2,0,2)	-27,25009	66,50017	0,08773	0,81952	ARIMA(2,0,0)	-27,4356	62,8712	0,3546	0,9749
ARIMA(1,1,2)	-27,35787	62,71574	0,09017	0,89546	ARIMA(2,1,3)	-26,0459	64,0918	0,3677	0,8632
ARIMA(1,2,1)	-27,53418	61,06836	0,09165	0,65265	ARIMA(2,1,0)	-27,1260	60,2519	0,3753	0,9531
ARIMA(2,2,3)	-25,28726	62,57452	0,09232	0,50697	ARIMA(0,1,0)	-29,3158	60,6317	0,3853	0,9478
ARIMA(0,0,2)	-27,34485	62,68971	0,10072	0,94830	ARIMA(2,1,2)	-26,0918	62,1836	0,4003	0,9032
ARIMA(0,1,1)	-27,37333	58,74665	0,13506	0,94758	ARIMA(3,1,0)	-26,5880	61,1760	0,4104	0,9734
ARIMA(1,0,3)	-27,03453	66,06905	0,15378	0,88616	ARIMA(2,1,1)	-26,6398	61,2795	0,4171	0,9723
ARIMA(3,0,1)	-27,39698	66,79396	0,15932	0,86496	ARIMA(0,0,4)	-27,0548	66,1095	0,4748	0,9711
ARIMA(0,0,0)	-28,28163	60,56325	0,16333	0,97373	ARIMA(2,0,4)	-26,5932	69,1864	0,4858	0,9133
ARIMA(0,2,2)	-26,56568	59,13137	0,17475	0,76946	ARIMA(2,2,0)	-27,8421	61,6842	0,6204	0,9467
ARIMA(2,2,2)	-25,71521	61,43041	0,17568	0,69674					

Tabla 298: Estimaciones para búsqueda de modelo ARIMA óptimo, para Commodore

En principio, y basándonos en los resultados de la Ilustración 251, se puede esperar que el modelo resultante se ajuste a un modelo ARMA diferenciado. No obstante, a continuación, en la Tabla 298 se analizan diversos modelos de ajuste ARIMA, indicando el criterio de Aceptación (Log Likelihood y Akaike), y los test sobre los residuos para verificar la idoneidad de ajuste a la normalidad de los mismos, siguiendo los test de Ljung-Box y Box-Pierce (G. E. P. Box and Pierce, 1970), (G. E. P. Box and Cox, 1982).

Según la Tabla 298 el modelo explicativo más sencillo para Commodore es el ARIMA (0,2,3). No obstante, si atendemos al criterio de log likelihood se encuentra un ARIMA (0,1,2), que presenta también mejores coeficientes de AIC, mejor loglikelihood, y los valores de los test de Ljung-Box y Box-Pierce son sensiblemente superiores. Así, desde un punto de vista estricto no podemos afirmar que ningún modelo ARMA sea eficiente directamente para caracterizar esta serie dado que no conocemos si la serie tiene raíces unitarias o no y en cuanto está el nivel de diferenciación adecuado.

En este punto se realiza un contraste de raíces unitarias mediante el test de Dickey-Fuller aumentado para la serie transformada de Commodore:

```
> df.serie<-ur.df(serie, type="trend", lags=1);summary(df.serie) # lag
calculado con EasyReg Internacional

###############################################
# Augmented Dickey-Fuller Test Unit Root Test #
###############################################

Test regression trend
```

```
Call:
lm(formula = z.diff ~ z.lag.1 + 1 + tt + z.diff.lag)

Residuals:
      1       2       3       4       5       6       7       8       9
-1.0232  1.3531 -0.2313  0.1246 -2.1220  0.5813  3.1923 -0.1615 -1.7133

Coefficients:
            Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept)  12.3808     4.9604   2.496   0.0548 .
z.lag.1      -1.7476     0.6130  -2.851   0.0358 *
tt           -0.7535     0.3717  -2.027   0.0985 .
z.diff.lag    0.3976     0.2886   1.378   0.2268
---
Signif. codes:  0 ‘***’ 0.001 ‘**’ 0.01 ‘*’ 0.05 ‘.’ 0.1 ‘ ’ 1

Residual standard error: 2.046 on 5 degrees of freedom
Multiple R-squared: 0.7074,    Adjusted R-squared: 0.5318
F-statistic: 4.029 on 3 and 5 DF,  p-value: 0.08387

Value of test-statistic is: -2.8508 3.7473 4.0979

Critical values for test statistics:
      1pct  5pct 10pct
tau3 -4.38 -3.60 -3.24
phi2  8.21  5.68  4.67
phi3 10.61  7.24  5.91

> df.serie<-ur.df(serie, type="drift", lags=1);summary(df.serie) # lag
calculado con EasyReg Internacional

###############################################
# Augmented Dickey-Fuller Test Unit Root Test #
###############################################

Test regression drift

Call:
lm(formula = z.diff ~ z.lag.1 + 1 + z.diff.lag)

Residuals:
   Min     1Q Median     3Q    Max
-3.411 -1.970  1.030  1.691  2.513

Coefficients:
            Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept)   3.7290     3.1142   1.197    0.276
z.lag.1      -0.9518     0.5801  -1.641    0.152
z.diff.lag    0.1722     0.3281   0.525    0.619

Residual standard error: 2.521 on 6 degrees of freedom
Multiple R-squared: 0.4669,    Adjusted R-squared: 0.2892
F-statistic: 2.627 on 2 and 6 DF,  p-value: 0.1515


Value of test-statistic is: -1.6407 2.3493

Critical values for test statistics:
      1pct  5pct 10pct
tau2 -3.75 -3.00 -2.63
phi1  7.88  5.18  4.12

> df.serie<-ur.df(serie, type="none", lags=1);summary(df.serie) # lag
calculado con EasyReg Internacional

###############################################
# Augmented Dickey-Fuller Test Unit Root Test #
###############################################
```

```
Test regression none

Call:
lm(formula = z.diff ~ z.lag.1 - 1 + z.diff.lag)

Residuals:
    Min      1Q  Median      3Q     Max
-3.7280 -1.5852 -0.0304  1.4148  3.8517

Coefficients:
           Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
z.lag.1     -0.2830     0.1614  -1.753    0.123
z.diff.lag  -0.1456     0.1988  -0.733    0.488

Residual standard error: 2.598 on 7 degrees of freedom
Multiple R-squared: 0.444,     Adjusted R-squared: 0.2851
F-statistic: 2.795 on 2 and 7 DF,  p-value: 0.1282

Value of test-statistic is: -1.7533

Critical values for test statistics:
      1pct  5pct 10pct
tau1 -2.66 -1.95  -1.6
```

Tabla 299: Contraste de Dickey-Fuller aumentado para averiguar si la serie Commodore tiene raíces unitarias

Para esta prueba ADF se ha considerado con mucho detenimiento el valor de retardo aplicado. El programa ERI utilizado para calcular el óptimo valor de rezago en la prueba daba valores constantes, indicando la presencia de raíces unitarias. Así, en la Tabla 299 se puede verificar que el estadístico es superior al valor de contraste al 5%, por lo que no se puede rechazar la presencia de raíces unitarias. Esto lo corrobora el test de Phillips-Perron de la Tabla 300:

```
> pp.test(serie)

        Phillips-Perron Unit Root Test

data:  serie
Dickey-Fuller Z(alpha) = -12.4126, Truncation lag parameter = 2, p-value
= 0.3136
alternative hypothesis: stationary
```

Tabla 300: Corroboración de que la serie Commodore tiene presencia de raíces unitarias mediante test de Phillips-Perron

Dado que es complejo calcular por el método de ERI el número de diferencias necesarias, se utiliza la función ndiffs() de la librería 'forecast':

```
> ndiffs(serie, alpha=0.05, test="adf");ndiffs(serie, alpha=0.05,
test="pp")
[1] 1
[1] 2
```

Tabla 301: Cálculo del número de diferencias necesarias utilizando los test de ADF y PP

Una vez verificada la presencia de raíces unitarias en la serie Commodore es preciso comprobar el nivel de diferenciación necesario, tal cual se indica por la función ndiffs(). Para ello se realiza una diferenciación de la serie y se procede a realizar nuevamente todo el proceso previo:

```
> df1.serie<-diff(serie);ur.serie<-ur.df(df1.serie, type="trend",
lags=2);summary(ur.serie) # lag calculado con EasyReg Internacional

###############################################
# Augmented Dickey-Fuller Test Unit Root Test #
###############################################

Test regression trend


Call:
lm(formula = z.diff ~ z.lag.1 + 1 + tt + z.diff.lag)

Residuals:
       1        2        3        4        5        6        7
-0.087402 -0.911189 -0.660213  2.469829  0.005412  0.300905 -1.117340

Coefficients:
            Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept)  -7.0120     3.9538  -1.773   0.2181
z.lag.1      -4.3283     1.1252  -3.847   0.0614 .
tt            0.8271     0.6024   1.373   0.3034
z.diff.lag1   2.4685     0.8620   2.864   0.1034
z.diff.lag2   0.5365     0.2686   1.998   0.1838
---
Signif. codes:  0 ‘***’ 0.001 ‘**’ 0.01 ‘*’ 0.05 ‘.’ 0.1 ‘ ’ 1

Residual standard error: 2.087 on 2 degrees of freedom
Multiple R-squared: 0.9359,      Adjusted R-squared: 0.8078
F-statistic: 7.305 on 4 and 2 DF,  p-value: 0.124


Value of test-statistic is: -3.8466 5.3063 7.694

Critical values for test statistics:
      1pct  5pct 10pct
tau3 -4.38 -3.60 -3.24
phi2  8.21  5.68  4.67
phi3 10.61  7.24  5.91

> df1.serie<-diff(serie);ur.serie<-ur.df(df1.serie, type="drift",
lags=2);summary(ur.serie) # lag calculado con EasyReg Internacional

###############################################
# Augmented Dickey-Fuller Test Unit Root Test #
###############################################

Test regression drift


Call:
lm(formula = z.diff ~ z.lag.1 + 1 + z.diff.lag)

Residuals:
       1        2        3        4        5        6        7
-0.95550 -1.72866 -1.71119  2.39472  2.08759 -0.06948 -0.01747

Coefficients:
            Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept)  -1.7143     0.9845  -1.741   0.1800
z.lag.1      -3.5141     1.0884  -3.229   0.0483 *
z.diff.lag1   1.7409     0.7738   2.250   0.1100
z.diff.lag2   0.4255     0.2915   1.460   0.2404
---
Signif. codes:  0 ‘***’ 0.001 ‘**’ 0.01 ‘*’ 0.05 ‘.’ 0.1 ‘ ’ 1

Residual standard error: 2.375 on 3 degrees of freedom
```

```
Multiple R-squared: 0.8755,      Adjusted R-squared: 0.7511
F-statistic: 7.034 on 3 and 3 DF,  p-value: 0.0717


Value of test-statistic is: -3.2288 5.4174

Critical values for test statistics:
      1pct  5pct 10pct
tau2 -3.75 -3.00 -2.63
phi1  7.88  5.18  4.12

> df1.serie<-diff(serie);ur.serie<-ur.df(df1.serie, type="none",
lags=2);summary(ur.serie) # lag calculado con EasyReg Internacional

###############################################
# Augmented Dickey-Fuller Test Unit Root Test #
###############################################

Test regression none


Call:
lm(formula = z.diff ~ z.lag.1 - 1 + z.diff.lag)

Residuals:
     1      2      3      4      5      6      7
-1.989 -2.621 -3.323  1.456  0.527 -2.923 -1.107

Coefficients:
           Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
z.lag.1     -2.8434     1.2501  -2.275   0.0853 .
z.diff.lag1  1.3288     0.9048   1.469   0.2159
z.diff.lag2  0.3231     0.3506   0.922   0.4089
---
Signif. codes:  0 ‘***’ 0.001 ‘**’ 0.01 ‘*’ 0.05 ‘.’ 0.1 ‘ ’ 1

Residual standard error: 2.917 on 4 degrees of freedom
Multiple R-squared: 0.7497,      Adjusted R-squared: 0.562
F-statistic: 3.994 on 3 and 4 DF,  p-value: 0.1071


Value of test-statistic is: -2.2746

Critical values for test statistics:
      1pct  5pct 10pct
tau1 -2.66 -1.95  -1.6
```

Tabla 302: Contraste de Dickey-Fuller aumentado sobre la serie diferenciada Commodore, para constatar la presencia de raíces unitarias adicionales

Como en el primer supuesto, el orden de retardo (ahora lag = 2) se ha obtenido mediante prueba de AIC en el programa EasyReg Internacional (ERI). Los valores del estadístico correspondiente son inferiores al valor del contraste al 5% por lo que se puede rechazar la hipótesis nula de presencia de segundas raíces unitarias. Esto indica que la serie Commodore necesita 1 diferenciación.

En este caso, y dadas las discrepancias al aplicar los diversos retardos sugeridos, se considera terminado el proceso de diferenciación de la serie con el número de retardos indicado por ndiffs() bajo el criterio de AIC.

De esta manera, y si consideramos la segunda diferenciación, podemos acudir a la Tabla 298 y encontramos como modelo descriptivo el ARIMA(0,1,1) o bien un modelo ARIMA(0,1,2), que se deben de analizar y comparar.

12.3.3.1 Verificación de la corrección del modelo ARIMA: Commodore

En primer lugar, se procede a verificar la normalidad de los residuos de manera visual, a fin de comprobar que los resultados de la Tabla 298 daban resultados correctos para el modelo ARIMA(0,1,1) o el ARIMA(0,1,2) encontrados. Es decir, se va a proceder a verificar ambos modelos gráficamente, mediante ACF de los residuos y el test de Ljung-Box.

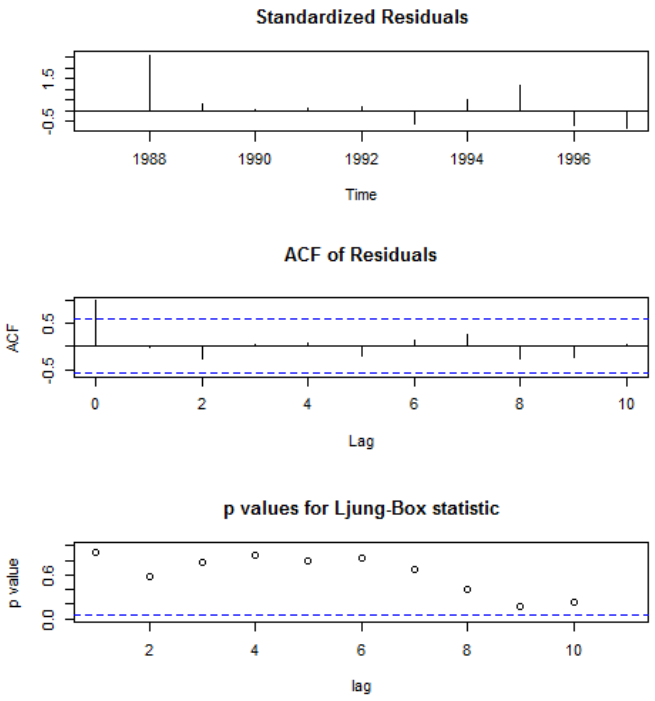


Ilustración 252: Diagnosis de serie temporal de patentes de Commodore, con ARIMA(0,1,1)

Como se puede observar en la Ilustración 252, en el tercer gráfico se puede ver que los p-valores están claramente por encima de la línea de p-value del test de Ljung-Box, por lo que podemos aceptar la idoneidad del modelo ARIMA(0,1,1) propuesto.

De igual forma, tal y como se puede verificar en la Ilustración 253, en el tercer gráfico se puede ver que los p-valores están claramente por encima del p-value del test de Ljung-Box, por encima del nivel de significación, lo que nos permite considerar de manera gráfica también como adecuado el modelo ARIMA(0,1,2) propuesto como segundo modelo anteriormente.

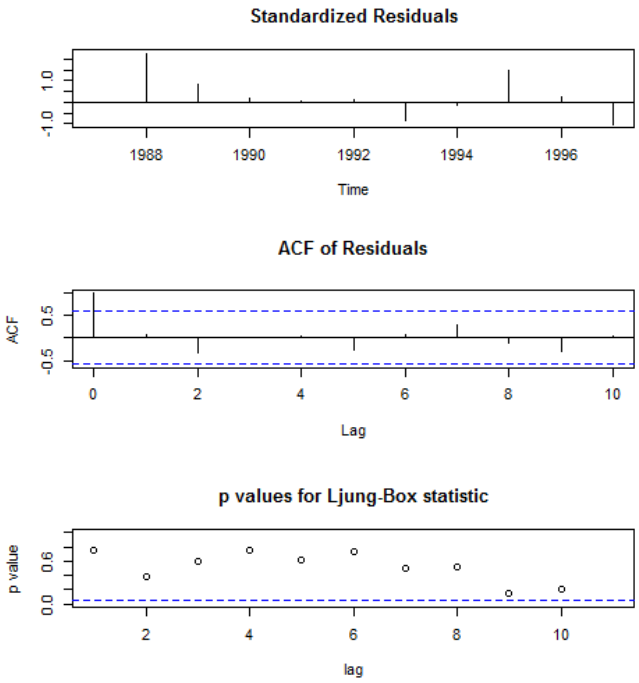


Ilustración 253: Diagnosis de serie temporal de patentes de Commodore, con ARIMA(0,1,2)

En este caso, y para verificar la idoneidad de cuál modelo es más acertado se utilizará la prueba de Diebolt-Mariano (Diebold and Mariano, 1995) con un α = 0.1 de contraste para la aceptación o rechazo de la hipótesis de igualdad de medias en ambas series:

```
> dm.test(residuals(arima.0.1.1), residuals(arima.0.1.2), h=1)

        Diebold-Mariano Test

data:  residuals(arima.0.1.1) residuals(arima.0.1.2)
DM = 1.2357, Forecast horizon = 1, Loss function power = 2, p-value =
0.2448
alternative hypothesis: two.sided
```

Tabla 303: Test de Diebold-Mariano para verificar idoneidad de serie Commodore entre modelos ARIMA(0,1,1) y ARIMA(0,1,2)

El resultado del test DM da un p-valor de 0.2448, no rechazando la hipótesis nula de igualdad de capacidad predictiva. De esta manera consideramos el modelo más simple como el aceptable, es decir, ARIMA(0,1,1).

12.3.3.2 Comprobación de la corrección del modelo obtenido

Se analizan los resultados del apartado anterior. Se realiza un análisis predictivo del comportamiento de la serie, por medios distintos de los utilizados anteriormente, a fin de contrastar los resultados obtenidos en el proceso previo.

```
> serie.auto <- auto.arima(serie, max.p=3, max.q=3, max.order=10,
start.p=0, start.q=0, seasonal=FALSE, xreg=1:length(serie), ic="aic",
stepwise=FALSE, trace=TRUE, test="adf");serie.auto

 ARIMA(0,1,0)                    : 62.63168
 ARIMA(0,1,0) with drift         : 1e+20 *
 ARIMA(0,1,1)                    : 1e+20
 ARIMA(0,1,1) with drift         : 1e+20 *
 ARIMA(0,1,2)                    : 1e+20
 ARIMA(0,1,2) with drift         : 1e+20 *
 ARIMA(0,1,3)                    : 1e+20
 ARIMA(0,1,3) with drift         : 1e+20 *
 ARIMA(1,1,0)                    : 62.64723
 ARIMA(1,1,0) with drift         : 1e+20 *
 ARIMA(1,1,1)                    : 1e+20
 ARIMA(1,1,1) with drift         : 1e+20 *
 ARIMA(1,1,2)                    : 1e+20
 ARIMA(1,1,2) with drift         : 1e+20 *
 ARIMA(1,1,3)                    : 1e+20
 ARIMA(1,1,3) with drift         : 1e+20 *
 ARIMA(2,1,0)                    : 61.67357
 ARIMA(2,1,0) with drift         : 1e+20 *
 ARIMA(2,1,1)                    : 1e+20
 ARIMA(2,1,1) with drift         : 1e+20 *
 ARIMA(2,1,2)                    : 1e+20
 ARIMA(2,1,2) with drift         : 1e+20 *
 ARIMA(2,1,3)                    : 1e+20
 ARIMA(2,1,3) with drift         : 1e+20 *
 ARIMA(3,1,0)           : 1e+20 *
 ARIMA(3,1,0) with drift         : 1e+20 *
 ARIMA(3,1,1)                    : 1e+20
 ARIMA(3,1,1) with drift         : 1e+20 *
 ARIMA(3,1,2)                    : 1e+20
 ARIMA(3,1,2) with drift         : 1e+20 *
 ARIMA(3,1,3)                    : 1e+20
 ARIMA(3,1,3) with drift         : 1e+20 *

Series: serie
ARIMA(2,1,0)

Coefficients:
          ar1      ar2  1:length(serie)
      -0.8520  -0.7123          -0.3702
s.e.   0.3709   0.2756           0.4594

sigma^2 estimated as 10.58:  log likelihood=-26.84
AIC=61.67   AICc=69.67   BIC=62.88
```

Tabla 304: Instrucción R de cálculo automático de ARIMA en función de test 'adf' (contraste aumentado de Dickey-Fuller) y resultados obtenidos para la serie Commodore

Como se puede ver en la Tabla 304, el valor de ARIMA obtenido para la serie no se corresponde con el valor obtenido previamente. En este caso, el modelo obtenido por la función auto.arima() indica un modelo de medias móviles de primer orden ARIMA(2,1,0).

De nuevo, para resolver la idoneidad de cuál modelo es más acertado se utilizará la prueba de Diebolt-Mariano con un $\alpha = 0.1$ de contraste para la aceptación o rechazo de la hipótesis de igualdad de medias en ambas series.

```
> dm.test(residuals(serie.auto), residuals(arima.0.1.1), h=1)

        Diebold-Mariano Test

data:  residuals(serie.auto) residuals(arima.0.1.1)
DM = 0.3881, Forecast horizon = 1, Loss function power = 2, p-value =
0.7061
alternative hypothesis: two.sided
```

Tabla 305: Test de Diebold-Mariano para verificar idoneidad de serie Commodore entre modelos ARIMA(2,1,0) y ARIMA(0,1,1)

El resultado del test DM da un p-valor de 0.7061, por lo que no se rechaza la hipótesis nula de igualdad de capacidad predictiva.

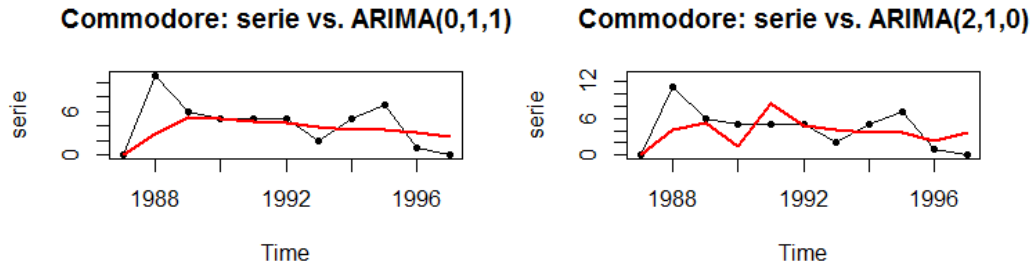


Ilustración 254: Comparativa de resultados de los modelos ARIMA(0,1,1) y ARIMA(2,1,0) sobre la serie Commodore

En la Ilustración 254 se muestra una doble comparación entre la serie original y la obtenida mediante el modelo ARIMA(0,1,1) y el ARIMA(2,1,0). Como se observa, la diferencia en el ajuste visualmente es amplia, y no hay un modelo claro más ajustado. Por ello se mantiene como admisible el modelo sencillo ARIMA(0,1,1).

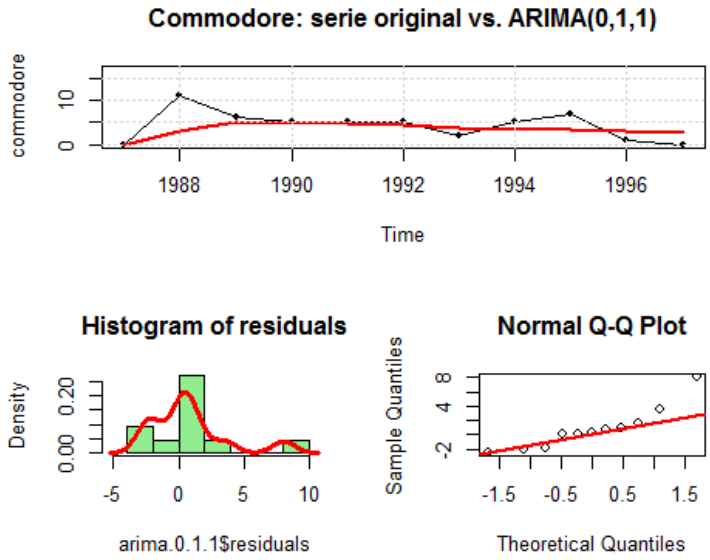


Ilustración 255: Representación gráfica del modelo ARIMA(0,1,1) para Commodore

En la Ilustración 255 siguiente se muestra una comparación entre la serie original completa y el modelo ARIMA(0,1,1) equivalente, así como el ajuste de los residuos obtenidos en la búsqueda de arima.

Así, la función ARIMA(0,1,1) se aproxima con la precisión necesaria para identificar correctamente la serie de videojuegos de Commodore.

Finalmente, se procede a verificar el modelo gráficamente, mediante ACF de los residuos y el test de Ljung-Box, según se observa en la Ilustración 256, y que en el gráfico de p-value de Ljung-Box se observa que están claramente por encima del valor crítico de contraste.

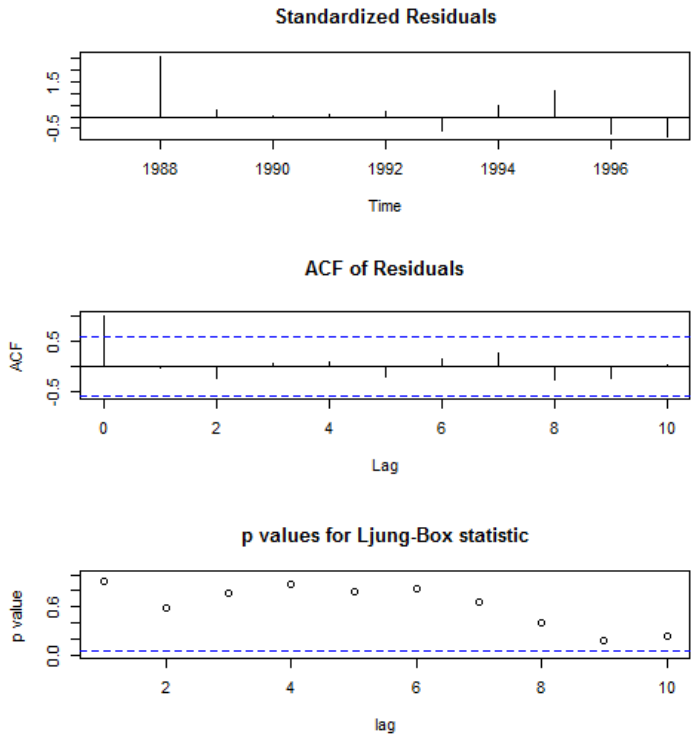


Ilustración 256: Diagnosis de serie temporal de patentes de Commodore, con ARIMA(0,1,1)

Los valores arima del modelo son:

```
> arima.0.1.1$coef
                    ma1 1:length(serie) - 1e-06
             -0.9999985                -0.3636318
```

Tabla 306: Coeficientes arima para el modelo ARIMA(0,1,1) de Commodore

Por lo tanto, de acuerdo con los valores estimados en la función arima() de la Tabla 306 se puede identificar para la serie Commodore el modelo arima siguiente:

$$Y_t = \Delta X_t \Rightarrow Y_t - \mu = \varepsilon_t - \theta\varepsilon_{t-1}$$
$$Y_t - 0.3636318 = \varepsilon_t + 0.9999985\varepsilon_{t-1}$$

Ecuación 40: Modelo Arima para la serie Commodore, de acuerdo a resultado ARIMA(0,1,1)

12.3.4 Identificación de modelo ARIMA: Microsoft

En primer lugar, y a fin de encontrar un modelo ARIMA que ajuste como modelo descriptivo de la serie Microsoft, se procede a verificar el comportamiento de las funciones ACF y PACF de la serie de datos ajustada (ver Tabla 278).

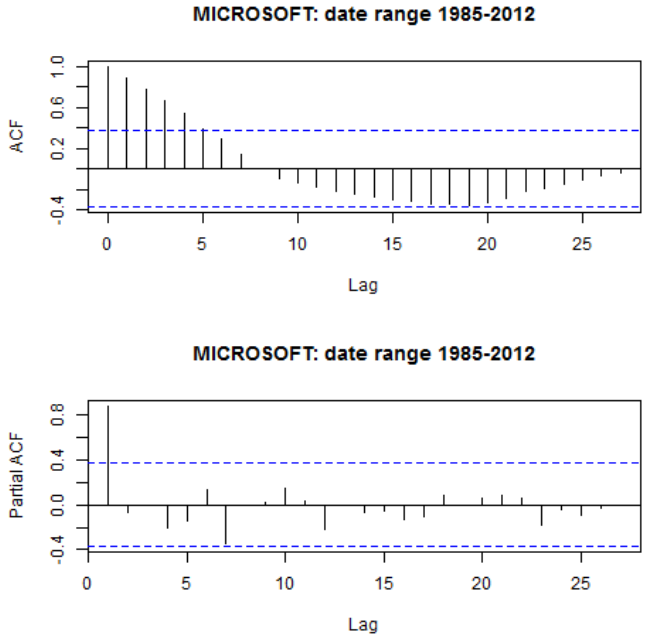


Ilustración 257: Modelos gráficos ACF y PACF para serie de tiempo de Microsoft

RETARDO	ACF	PACF	Estad-Q.	[valor p]	RETARDO	ACF	PACF	Estad-Q.	[valor p]
1	0,8869	0,8869	24,4715	[0,000]	15	-0,302	-0,0593	97,8025	[0,000]
2	0,7721	-0,0678	43,7321	[0,000]	16	-0,3209	-0,1249	105,0101	[0,000]
3	0,6693	-0,0085	58,7824	[0,000]	17	-0,3353	-0,0993	113,5973	[0,000]
4	0,5355	-0,2085	68,8176	[0,000]	18	-0,346	0,0853	123,652	[0,000]
5	0,3885	-0,1473	74,3286	[0,000]	19	-0,3507	-0,0079	135,1289	[0,000]
6	0,2928	0,133	77,6012	[0,000]	20	-0,3323	0,0658	146,7202	[0,000]
7	0,1428	-0,3456	78,4169	[0,000]	21	-0,284	0,0876	156,4015	[0,000]
8	0,0051	-0,0034	78,418	[0,000]	22	-0,2217	0,0625	163,283	[0,000]
9	-0,0873	0,0232	78,755	[0,000]	23	-0,1883	-0,1775	169,2427	[0,000]
10	-0,1378	0,1485	79,6406	[0,000]	24	-0,1432	-0,0456	173,5475	[0,000]

11	-0,1811	0,0359	81,2613	[0,000]	25	-0,1022	-0,0867	176,471	[0,000]
12	-0,219	-0,219	83,7785	[0,000]	26	-0,0721	-0,0297	178,6554	[0,000]
13	-0,2511	0,0016	87,3099	[0,000]	27	-0,0411	-0,0023	180,0728	[0,000]
14	-0,2768	-0,0706	91,9082	[0,000]					

Tabla 307: Función de autocorrelación para serie original Microsoft

En principio, y basándonos en los resultados de la Ilustración 257, se puede esperar que el modelo resultante se ajuste a un modelo ARMA. No obstante, a continuación, en la Tabla 308 se analizan diversos modelos de ajuste ARIMA, indicando el criterio de Aceptación (Log Likelihood y Akaike), y los test sobre los residuos para verificar la idoneidad de ajuste a la normalidad de los mismos, siguiendo los test de Ljung-Box y Box-Pierce (G. E. P. Box and Pierce, 1970), (G. E. P. Box and Cox, 1982).

	Aceptación		Ajuste			Aceptación		Ajuste	
Model	LogLik	AIC	Ljung	Box-Pierce	Model	LogLik	AIC	Ljung	Box-Pierce
ARIMA(0,0,0)	-264,5005	533,0010	0,0000000	0,0000000	ARIMA(0,2,4)	-220,2302	450,4604	0,9999971	0,9999998
ARIMA(0,0,1)	-251,7370	509,4740	0,0000000	0,0000120	ARIMA(1,1,3)	-227,2046	464,4091	0,9999975	0,9999999
ARIMA(0,0,2)	-243,6242	495,2484	0,0001783	0,2657561	ARIMA(2,2,2)	-220,2117	450,4234	0,9999976	0,9999999
ARIMA(0,0,3)	-242,2755	494,5509	0,0041748	0,6294306	ARIMA(0,1,0)	-227,7588	457,5176	0,9999979	0,9999999
ARIMA(0,0,4)	-237,5639	487,1278	0,4415746	0,9875766	ARIMA(3,2,1)	-220,1459	450,2917	0,9999982	0,9999999
ARIMA(2,0,3)	-236,2669	486,5338	0,9919282	0,9999975	ARIMA(1,2,2)	-220,2569	448,5137	0,9999983	0,9999999
ARIMA(3,0,2)	-236,2494	486,4987	0,9928047	0,9999981	ARIMA(0,2,2)	-220,3376	446,6752	0,9999985	0,9999999
ARIMA(2,0,4)	-235,8848	487,7695	0,9939444	0,9999981	ARIMA(2,2,1)	-220,2667	448,5333	0,9999986	0,9999999
ARIMA(1,0,3)	-236,2298	484,4596	0,9944507	0,9999989	ARIMA(4,1,0)	-227,0952	464,1905	0,9999987	1,0000000
ARIMA(4,0,1)	-235,9694	485,9388	0,9948467	0,9999988	ARIMA(3,1,1)	-227,0952	464,1905	0,9999987	1,0000000
ARIMA(2,0,2)	-236,2646	484,5293	0,9950870	0,9999991	ARIMA(1,1,0)	-227,4129	458,8258	0,9999987	1,0000000
ARIMA(3,0,1)	-236,2601	484,5202	0,9954009	0,9999992	ARIMA(0,2,3)	-220,2303	448,4607	0,9999988	0,9999999
ARIMA(3,0,0)	-236,3348	482,6697	0,9964841	0,9999994	ARIMA(0,1,3)	-227,2133	462,4265	0,9999991	1,0000000
ARIMA(2,0,0)	-236,4013	480,8025	0,9965034	0,9999993	ARIMA(1,1,2)	-227,2153	462,4306	0,9999992	1,0000000
ARIMA(4,0,0)	-235,9891	483,9781	0,9967355	0,9999995	ARIMA(1,2,4)	-219,9850	451,9701	0,9999992	1,0000000
ARIMA(1,0,0)	-236,8970	479,7941	0,9967942	0,9999992	ARIMA(2,1,1)	-227,1968	462,3936	0,9999994	1,0000000
ARIMA(2,0,1)	-236,2669	482,5338	0,9969297	0,9999996	ARIMA(3,1,0)	-227,0952	462,1905	0,9999995	1,0000000
ARIMA(1,0,2)	-236,2673	482,5347	0,9970727	0,9999997	ARIMA(0,1,4)	-227,0409	464,0818	0,9999995	1,0000000
ARIMA(1,0,4)	-235,7876	485,5751	0,9972379	0,9999997	ARIMA(1,1,1)	-227,2365	460,4729	0,9999995	1,0000000
ARIMA(4,0,3)	-235,5739	489,1478	0,9976869	0,9999995	ARIMA(0,1,1)	-227,3173	458,6345	0,9999995	1,0000000
ARIMA(1,0,1)	-236,3057	480,6114	0,9977476	0,9999997	ARIMA(2,1,0)	-227,2618	460,5237	0,9999996	1,0000000
ARIMA(4,0,2)	-235,6754	487,3507	0,9980730	0,9999997	ARIMA(0,1,2)	-227,2157	460,4315	0,9999997	1,0000000
ARIMA(1,2,0)	-224,6614	453,3228	0,9991775	0,9998642	ARIMA(3,2,4)	-219,6260	455,2520	0,9999998	1,0000000
ARIMA(4,0,4)	-234,9295	489,8589	0,9993892	1,0000000	ARIMA(2,2,3)	-219,7831	451,5661	0,9999998	1,0000000
ARIMA(3,0,4)	-235,1482	488,2965	0,9994183	1,0000000	ARIMA(2,2,4)	-219,6654	453,3308	0,9999999	1,0000000
ARIMA(3,0,3)	-237,5644	491,1288	0,9997084	0,9999857	ARIMA(3,2,3)	-219,6290	453,2581	0,9999999	1,0000000
ARIMA(0,2,0)	-226,2942	454,5884	0,9998376	0,9999696	ARIMA(3,1,3)	-226,5251	467,0502	1,0000000	1,0000000
ARIMA(0,2,1)	-220,7619	445,5238	0,9999920	0,9999996	ARIMA(1,1,4)	-226,5847	465,1695	1,0000000	1,0000000
ARIMA(3,2,0)	-221,9166	451,8332	0,9999927	0,9999994	ARIMA(2,1,2)	-226,7083	463,4165	1,0000000	1,0000000
ARIMA(2,2,0)	-222,4324	450,8649	0,9999953	0,9999996	ARIMA(2,1,3)	-226,5872	465,1744	1,0000000	1,0000000
ARIMA(3,2,2)	-220,1453	452,2905	0,9999954	0,9999997	ARIMA(3,1,2)	-226,5287	465,0574	1,0000000	1,0000000
ARIMA(1,2,1)	-220,4346	446,8692	0,9999959	0,9999998	ARIMA(2,1,4)	-226,4229	466,8457	1,0000000	1,0000000

Tabla 308: Estimaciones para búsqueda de modelo ARIMA óptimo, para Microsoft

Según la Tabla 308 el modelo explicativo más sencillo para Microsoft es el ARIMA (1,0,0). No obstante, si atendemos al criterio de log likelihood se encuentra en la Tabla 308 un ARIMA (0,2,1), que presenta también mejores coeficientes de AIC, mejor loglikelihood, y

los valores de los test de Ljung-Box y Box-Pierce son sensiblemente superiores. Desde un punto de vista general, Microsoft parece que precisa una diferenciación, por lo que es preciso un contraste de raíces unitarias para su conocimiento.

En este punto se realiza un contraste de raíces unitarias mediante el test de Dickey-Fuller aumentado para la serie transformada de Microsoft:

```
> df.serie<-ur.df(serie, type="trend", lags=0);summary(df.serie) # lag calculado
con EasyReg Internacional

###############################################
# Augmented Dickey-Fuller Test Unit Root Test #
###############################################

Test regression trend


Call:
lm(formula = z.diff ~ z.lag.1 + 1 + tt)

Residuals:
    Min      1Q  Median      3Q     Max
-2528.3  -462.8  -217.1   281.9  2924.3

Coefficients:
             Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept) -513.1058   500.6534  -1.025   0.3156
z.lag.1       -0.2344     0.1222  -1.918   0.0671 .
tt            92.4309    46.9746   1.968   0.0608 .
---
Signif. codes:  0 ‘***’ 0.001 ‘**’ 0.01 ‘*’ 0.05 ‘.’ 0.1 ‘ ’ 1

Residual standard error: 1063 on 24 degrees of freedom
Multiple R-squared: 0.147,Adjusted R-squared: 0.07589
F-statistic: 2.068 on 2 and 24 DF,  p-value: 0.1484


Value of test-statistic is: -1.9182 1.8971 2.0675

Critical values for test statistics:
      1pct  5pct 10pct
tau3 -4.15 -3.50 -3.18
phi2  7.02  5.13  4.31
phi3  9.31  6.73  5.61

> df.serie<-ur.df(serie, type="drift", lags=0);summary(df.serie) # lag calculado
con EasyReg Internacional

###############################################
# Augmented Dickey-Fuller Test Unit Root Test #
###############################################

Test regression drift


Call:
lm(formula = z.diff ~ z.lag.1 + 1)

Residuals:
    Min      1Q  Median      3Q     Max
-3181.3  -332.4  -247.4   105.6  3032.3

Coefficients:
             Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept) 333.90427  269.93421   1.237    0.228
z.lag.1      -0.03507    0.07216  -0.486    0.631

Residual standard error: 1123 on 25 degrees of freedom
Multiple R-squared: 0.009359,    Adjusted R-squared: -0.03027
F-statistic: 0.2362 on 1 and 25 DF,  p-value: 0.6312
```

```
Value of test-statistic is: -0.486 0.816

Critical values for test statistics:
      1pct  5pct 10pct
tau2 -3.58 -2.93 -2.60
phi1  7.06  4.86  3.94

> df.serie<-ur.df(serie, type="none", lags=0);summary(df.serie) # lag calculado
con EasyReg Internacional

###############################################
# Augmented Dickey-Fuller Test Unit Root Test #
###############################################

Test regression none


Call:
lm(formula = z.diff ~ z.lag.1 - 1)

Residuals:
    Min      1Q  Median      3Q     Max
-3341.2     1.4    66.0   381.7  3126.3

Coefficients:
        Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
z.lag.1  0.01844    0.05834   0.316    0.754

Residual standard error: 1134 on 26 degrees of freedom
Multiple R-squared: 0.003828,    Adjusted R-squared: -0.03449
F-statistic: 0.09992 on 1 and 26 DF,  p-value: 0.7545


Value of test-statistic is: 0.3161

Critical values for test statistics:
      1pct  5pct 10pct
tau1 -2.62 -1.95 -1.61
```

Tabla 309: Contraste de Dickey-Fuller aumentado para verificar si la serie Microsoft tiene raíces unitarias

Para esta prueba ADF se ha considerado con mucho detenimiento el valor de retardo aplicado ya que el programa ERI utilizado para calcular el óptimo valor de rezago en la prueba no daba valores constantes, aunque en líneas generales indicaba la presencia de raíces unitarias, tal y como muestra la Tabla 309, donde el valor del estadístico de contraste es superior al valor de contraste al 5%, por lo que no se puede rechazar la presencia de raíces unitarias. Esto lo corrobora el test de Phillips-Perron de la Tabla 310:

```
> pp.test(serie)

        Phillips-Perron Unit Root Test

data:  serie
Dickey-Fuller Z(alpha) = -7.1984, Truncation lag parameter = 2, p-value
= 0.665
alternative hypothesis: stationary
```

Tabla 310: Corroboración de que la serie Microsoft es estacionaria mediante test de Phillips-Perron

Dado que es complejo calcular por el método de ERI el número de diferencias necesarias, se utiliza la función ndiffs() de la librería 'forecast':

```
> ndiffs(serie, alpha=0.05, test="adf");ndiffs(serie, alpha=0.05,
test="pp")
[1] 2
[1] 1
```

Tabla 311: Cálculo del número de diferencias necesarias utilizando los test de ADF y PP

Una vez verificada la presencia de raíces unitarias en la serie Microsoft es preciso comprobar el nivel de diferenciación necesario, tal cual se indica por la función ndiffs(). Para ello se realiza una diferenciación de la serie y se procede a realizar nuevamente todo el proceso previo:

```
> df1.serie<-diff(serie);ur.serie<-ur.df(df1.serie, type="trend",
lags=11);summary(ur.serie) # lag calculado con EasyReg Internacional

###############################################
# Augmented Dickey-Fuller Test Unit Root Test #
###############################################

Test regression trend


Call:
lm(formula = z.diff ~ z.lag.1 + 1 + tt + z.diff.lag)

Residuals:
        1         2         3         4         5         6         7         8
9
 231.3418 -101.9690 -329.5241   67.1192  100.9924    9.6319   22.5681   -0.2739
17.6744
       10        11        12        13        14        15
 -16.0685    7.1787  -15.5141    4.8652    9.9449   -7.9669

Coefficients:
             Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept)  -2131.24    2725.03  -0.782    0.577
z.lag.1         54.21      81.90   0.662    0.628
tt             212.33     231.54   0.917    0.528
z.diff.lag1    -56.02      83.74  -0.669    0.625
z.diff.lag2    -55.41      83.73  -0.662    0.628
z.diff.lag3    -56.39      83.34  -0.677    0.621
z.diff.lag4    -57.83      85.57  -0.676    0.622
z.diff.lag5    -59.31      86.07  -0.689    0.616
z.diff.lag6    -61.92      91.34  -0.678    0.621
z.diff.lag7    -65.19      93.56  -0.697    0.613
z.diff.lag8    -69.62      97.83  -0.712    0.606
z.diff.lag9    -69.70      96.80  -0.720    0.603
z.diff.lag10   -59.47      91.89  -0.647    0.634
z.diff.lag11   -12.30      62.79  -0.196    0.877

Residual standard error: 434.6 on 1 degrees of freedom
Multiple R-squared: 0.9966,     Adjusted R-squared: 0.9521
F-statistic: 22.39 on 13 and 1 DF,  p-value: 0.1641


Value of test-statistic is: 0.6619 0.7217 0.4302

Critical values for test statistics:
      1pct  5pct 10pct
tau3 -4.15 -3.50 -3.18
phi2  7.02  5.13  4.31
phi3  9.31  6.73  5.61

> df1.serie<-diff(serie);ur.serie<-ur.df(df1.serie, type="drift",
lags=11);summary(ur.serie) # lag calculado con EasyReg Internacional

###############################################
# Augmented Dickey-Fuller Test Unit Root Test #
###############################################
```

```
Test regression drift


Call:
lm(formula = z.diff ~ z.lag.1 + 1 + z.diff.lag)

Residuals:
   1       2       3       4       5       6       7       8       9
178.462 -434.924 -203.992  199.740  200.753  41.389   43.397    6.778   6.506
   10       11       12       13       14       15
-26.427   -1.396  -14.578   10.555    4.990  -11.252

Coefficients:
             Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept)   317.595    520.934   0.610    0.604
z.lag.1         9.158     62.867   0.146    0.898
z.diff.lag1    -9.749     64.122  -0.152    0.893
z.diff.lag2    -8.888     63.911  -0.139    0.902
z.diff.lag3   -10.260     63.753  -0.161    0.887
z.diff.lag4   -10.320     65.347  -0.158    0.889
z.diff.lag5   -11.147     65.423  -0.170    0.880
z.diff.lag6   -10.998     69.587  -0.158    0.889
z.diff.lag7   -12.859     71.124  -0.181    0.873
z.diff.lag8   -14.394     73.969  -0.195    0.864
z.diff.lag9   -12.768     71.250  -0.179    0.874
z.diff.lag10   -3.184     65.615  -0.049    0.966
z.diff.lag11   29.763     41.147   0.723    0.545

Residual standard error: 416.9 on 2 degrees of freedom
Multiple R-squared: 0.9937,      Adjusted R-squared: 0.9559
F-statistic: 26.27 on 12 and 2 DF,  p-value: 0.03724


Value of test-statistic is: 0.1457 0.7193

Critical values for test statistics:
      1pct  5pct 10pct
tau2 -3.58 -2.93 -2.60
phi1  7.06  4.86  3.94

> df1.serie<-diff(serie);ur.serie<-ur.df(df1.serie, type="none",
lags=11);summary(ur.serie) # lag calculado con EasyReg Internacional

###############################################
# Augmented Dickey-Fuller Test Unit Root Test #
###############################################

Test regression none


Call:
lm(formula = z.diff ~ z.lag.1 - 1 + z.diff.lag)

Residuals:
      1       2       3       4       5       6       7       8       9
10
 376.652 -455.971  -77.213  106.366  201.684   33.079   47.262    7.850    4.941
-27.489
      11       12       13       14       15
  -2.795  -14.514    8.372    4.508   -9.283

Coefficients:
             Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
z.lag.1       -25.97      22.36  -1.162   0.3294
z.diff.lag1    26.10      22.73   1.148   0.3341
z.diff.lag2    26.86      22.62   1.188   0.3205
z.diff.lag3    25.38      22.60   1.123   0.3432
z.diff.lag4    26.21      23.18   1.131   0.3404
z.diff.lag5    25.45      23.12   1.101   0.3514
z.diff.lag6    27.90      24.68   1.131   0.3404
z.diff.lag7    26.85      25.39   1.058   0.3678
z.diff.lag8    26.98      26.16   1.031   0.3782
z.diff.lag9    27.25      24.65   1.105   0.3497
z.diff.lag10   33.93      21.77   1.559   0.2170
z.diff.lag11   52.90      14.14   3.741   0.0333 *
---
Signif. codes:  0 ‘***’ 0.001 ‘**’ 0.01 ‘*’ 0.05 ‘.’ 0.1 ‘ ’ 1
```

```
Residual standard error: 370.7 on 3 degrees of freedom
Multiple R-squared: 0.9925,      Adjusted R-squared: 0.9627
F-statistic: 33.23 on 12 and 3 DF,  p-value: 0.007401


Value of test-statistic is: -1.1618

Critical values for test statistics:
      1pct  5pct 10pct
tau1 -2.62 -1.95 -1.61
```

Tabla 312: Contraste de Dickey-Fuller aumentado sobre la serie diferenciada Microsoft, para constatar la presencia de raíces unitarias adicionales

Como en el primer supuesto, el orden de retardo (ahora lag = 11) se ha obtenido mediante prueba de AIC en el programa EasyReg Internacional (ERI). El valor del test es superior al 5%) por lo que no se puede rechazar la hipótesis nula de presencia de raíces unitarias. Esto indica que la serie Microsoft necesita al menos 2 diferenciaciones.

En este punto, y repitiendo el esquema de nueva diferenciación y análisis de valor óptimo de retardo, nos encontramos con que ERI tiene discrepancias en los indicadores que utiliza (Akaike (AC), Hannan-Quinn (HQ), and Schwarz (SC)), dando valores confusos en el valor de retardos. En este caso, y dadas las discrepancias al aplicar los diversos retardos sugeridos, se considera terminado el proceso de diferenciación de la serie con el número de retardos indicado por ndiffs().

De esta manera, y si consideramos la segunda diferenciación, podemos acudir a la Tabla 308 y encontramos como modelo descriptivo el ARIMA(3,2,1) o bien un modelo ARIMA(1,2,4), que se deben de analizar y comparar.

12.3.4.1 Verificación de la corrección del modelo ARIMA: Microsoft

En primer lugar, se procede a verificar la normalidad de los residuos de manera visual, a fin de comprobar que los resultados de la Tabla 308 daban resultados correctos para el modelo ARIMA(3,2,1) o el ARIMA(1,2,4) encontrados. Es decir, se va a proceder a verificar ambos modelos gráficamente, mediante ACF de los residuos y el test de Ljung-Box.

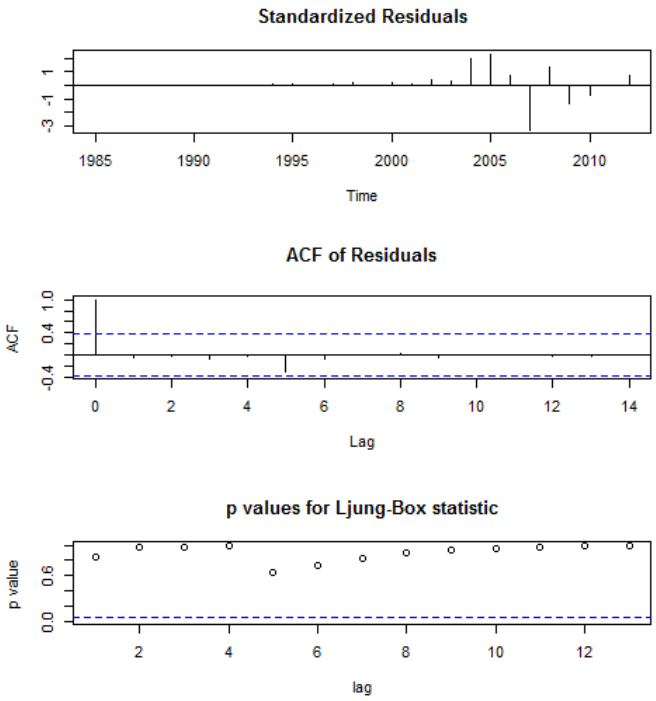


Ilustración 258: Diagnosis de serie temporal de patentes de Microsoft, con ARIMA(3,2,1)

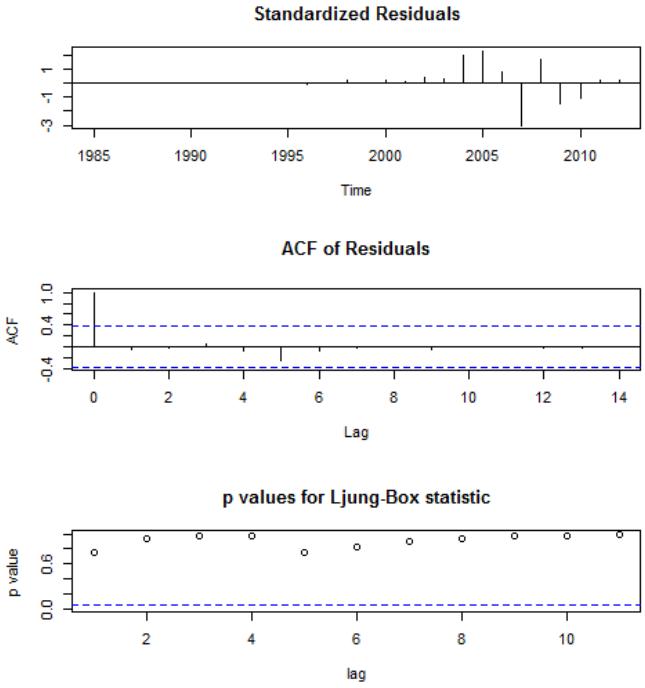


Ilustración 259: Diagnosis de serie temporal de patentes de Microsoft, con ARIMA(1,2,4)

Como se puede observar en la Ilustración 258, en el tercer gráfico se puede ver que los p-valores están claramente por encima de la línea de p-value del test de Ljung-Box, por lo que podemos aceptar la idoneidad del modelo ARIMA(3,2,1) propuesto.

De igual manera, tal y como se puede verificar en la Ilustración 259, en el tercer gráfico se puede ver que los p-valores están claramente por encima del p-value del test de Ljung-Box, por encima del nivel de significación, lo que nos permite considerar de manera gráfica también como adecuado el modelo ARIMA(1,2,4) propuesto como segundo modelo anteriormente.

En este caso, y para verificar la idoneidad de cuál modelo es más acertado se utilizará la prueba de Diebolt-Mariano (Diebold and Mariano, 1995) con un α = 0.1 de contraste para la aceptación o rechazo de la hipótesis de igualdad de medias en ambas series:

```
> dm.test(residuals(arima.3.2.1), residuals(arima.1.2.4), h=1)

        Diebold-Mariano Test

data:  residuals(arima.3.2.1) residuals(arima.1.2.4)
DM = 0.2941, Forecast horizon = 1, Loss function power = 2, p-value =
0.7709
alternative hypothesis: two.sided
```

Tabla 313: Test de Diebold-Mariano para verificar idoneidad de serie Microsoft entre modelos ARIMA(3,2,1) y ARIMA(1,2,4)

El resultado del test DM da un p-valor de 0.7709, no rechazando la hipótesis nula de igualdad de capacidad predictiva. En resumen, ambos modelos tienen igual capacidad predictiva. De esta manera consideramos como con mayor capacidad predictiva ARIMA(3,2,1), y se descarta ARIMA(1,2,4).

12.3.4.2 Comprobación de la corrección del modelo obtenido

Se analizan los resultados del apartado anterior. Se realiza un análisis predictivo del comportamiento de la serie, por medios distintos de los utilizados anteriormente, a fin de contrastar los resultados obtenidos en el proceso previo.

```
> serie.auto <- auto.arima(serie, max.p=4, max.q=4, max.order=20,
start.p=0, start.q=0, seasonal=FALSE, xreg=1:length(serie)-0.0001,
ic="aic", stepwise=FALSE, trace=TRUE, test="adf");serie.auto

 ARIMA(0,2,0)                    : 456.5884
 ARIMA(0,2,1)                    : 1e+20
 ARIMA(0,2,2)                    : 1e+20
 ARIMA(0,2,3)          : 1e+20 *
 ARIMA(0,2,4)          : 1e+20 *
 ARIMA(1,2,0)                    : 455.3228
 ARIMA(1,2,1)                    : 1e+20
 ARIMA(1,2,2)          : 1e+20 *
 ARIMA(1,2,3)                    : 1e+20
 ARIMA(1,2,4)          : 1e+20 *
 ARIMA(2,2,0)                    : 452.8649
 ARIMA(2,2,1)                    : 1e+20
 ARIMA(2,2,2)          : 1e+20 *
 ARIMA(2,2,3)          : 1e+20 *
 ARIMA(2,2,4)                    : 1e+20
 ARIMA(3,2,0)          : 1e+20 *
```

```
 ARIMA(3,2,1)                    : 1e+20
 ARIMA(3,2,2)                    : 1e+20
 ARIMA(3,2,3)           : 1e+20 *
 ARIMA(3,2,4)                    : 1e+20
 ARIMA(4,2,0)                    : 455.8159
 ARIMA(4,2,1)                    : 1e+20
 ARIMA(4,2,2)                    : 1e+20
 ARIMA(4,2,3)                    : 1e+20
 ARIMA(4,2,4)           : 1e+20 *

Series: serie
ARIMA(2,2,0)

Coefficients:
          ar1      ar2  1:length(serie) - 1e-04
      -0.4935  -0.3956                 202.5733
s.e.   0.1804   0.1765               198959.6890

sigma^2 estimated as 1550489:  log likelihood=-222.43
AIC=452.86   AICc=454.77   BIC=457.9
```

Tabla 314: Instrucción R de cálculo automático de ARIMA en función de test 'adf' (contraste aumentado de Dickey-Fuller) y resultados obtenidos para la serie Microsoft

Como se puede ver en la Tabla 314, el valor de ARIMA obtenido para la serie difiere del obtenido en el paso previo. En este caso, el modelo obtenido por la función auto.arima() indica un modelo ARIMA(2,2,0).

De nuevo, para resolver la idoneidad de cuál modelo es más acertado se utilizará la prueba de Diebolt-Mariano con un $\alpha = 0.1$ de contraste para la aceptación o rechazo de la hipótesis de igualdad de medias en ambas series.

```
> dm.test(residuals(serie.auto), residuals(arima.3.2.1), h=1)

        Diebold-Mariano Test

data:  residuals(serie.auto) residuals(arima.3.2.1)
DM = 0.6564, Forecast horizon = 1, Loss function power = 2, p-value =
0.5172
alternative hypothesis: two.sided
```

Tabla 315: Test de Diebold-Mariano para verificar idoneidad de serie Microsoft entre modelos ARIMA(3,2,1) y ARIMA(2,2,0)

El resultado del test DM da un p-valor de 0.5172, por lo que no se rechaza la hipótesis nula de igualdad de capacidad predictiva. Por ello, al no producirse una variación significativa, se considera aceptar el modelo generado por la función auto.arima(), es decir, ARIMA(2,2,0).

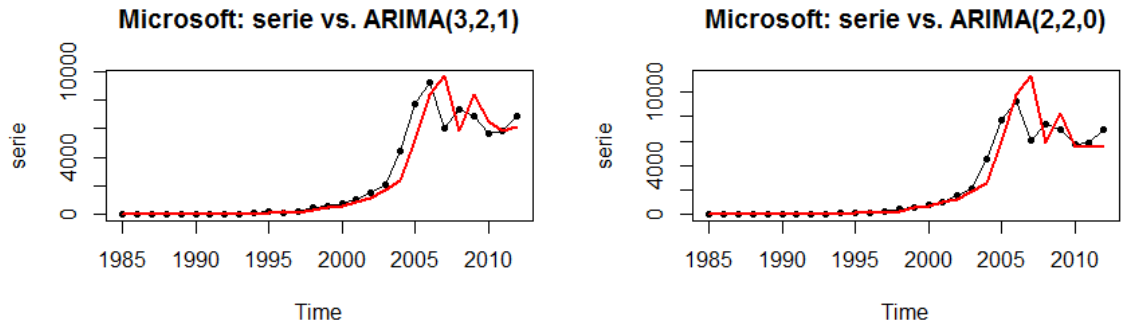


Ilustración 260: Comparativa de resultados de los modelos ARIMA(3,2,1) y ARIMA(2,2,0) sobre la serie Microsoft

En la Ilustración 260 se muestra una doble comparación entre la serie original y la obtenida mediante el modelo ARIMA(3,2,1) y el ARIMA(2,2,0). Como se observa, la diferencia en el ajuste visualmente es mínima. No obstante, si se aplica el test de Jarque Bera a los residuos de ARIMA(2,2,0) estos no alcanzan la normalidad, resultando un p-value = 0.02069, lo que descarta esta opción. Por el contrario, la opción ARIMA (3,2,1) da un resultado de p-value = 0.0587, por lo que se acepta ARIMA (3,2,1).

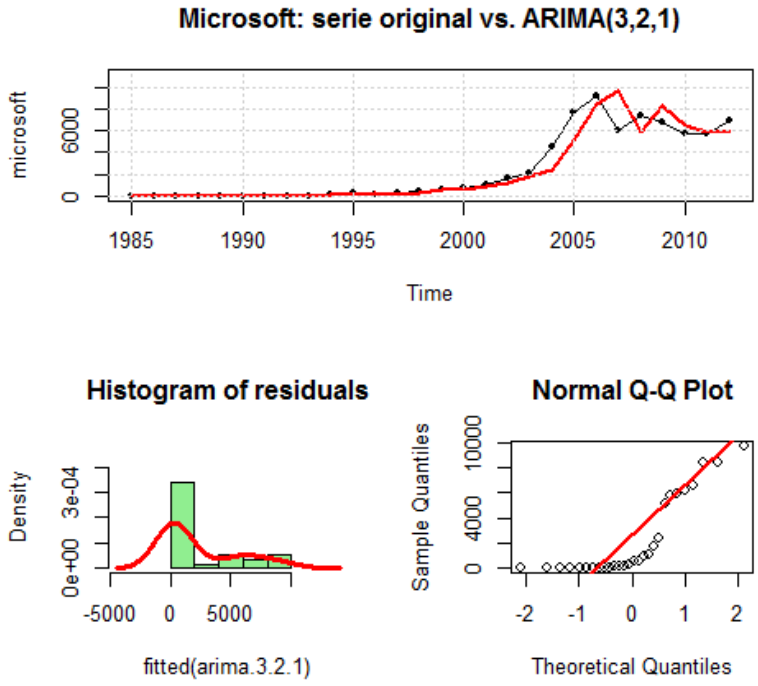


Ilustración 261: Representación gráfica del modelo ARIMA(3,2,1) para Microsoft

En la Ilustración 261 anterior se muestra una comparación entre la serie original completa y el modelo ARIMA(3,2,1) equivalente, así como el ajuste de los residuos obtenidos en la búsqueda de arima.

Así, la función ARIMA(3,2,1) se aproxima con la precisión necesaria para identificar correctamente la serie de videojuegos de Microsoft.

Los valores arima del modelo son:

```
> arima.3.2.1$coef
 ar1                  ar2                  ar3                  ma1
 0.18517509       -0.12267043          0.09714319          -0.99997051
1:length(serie) - 0.1
         203.83605634
```

Tabla 316: Coeficientes arima para el modelo ARIMA(3,2,1) de Microsoft

Por lo tanto, de acuerdo con los valores estimados en la función arima() de la Tabla 316 se puede identificar para la serie Microsoft el modelo arima siguiente:

$$Y_t = \Delta^2 X_t \Rightarrow Y_t - \mu = \phi_1(X_{t-1} - \mu) + \phi_2(X_{t-2} - \mu) + \phi_3(X_{t-3} - \mu) + \varepsilon_t - \theta_1\varepsilon_{t-1}$$

$$Y_t - 203.836 = 0.185(X_{t-1} - 203.836) - 0.1226(X_{t-2} - 203.836)$$
$$+0.185(X_{t-3} - 203.836) + \varepsilon_t + 0.99997\varepsilon_{t-1}$$

Ecuación 41: Modelo Arima para la serie Microsoft, de acuerdo a resultado ARIMA(3,2,1)

12.3.5 Identificación de modelo ARIMA: NEC

En primer lugar, y a fin de encontrar un modelo ARIMA que ajuste como modelo descriptivo de la serie NEC, se procede a verificar el comportamiento de las funciones ACF y PACF de la serie de datos ajustada (ver Tabla 278).

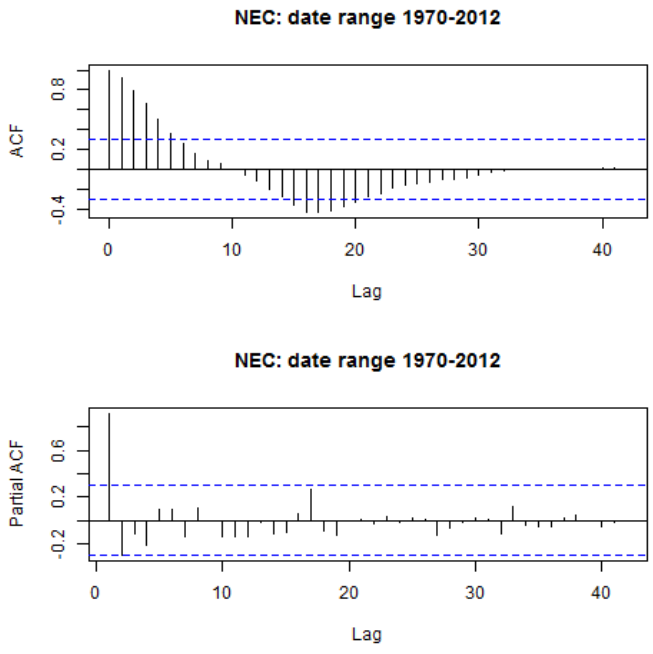


Ilustración 262: Modelos gráficos ACF y PACF para serie de tiempo de NEC

RETARDO	ACF	PACF	Estad-Q.	[valor p]	RETARDO	ACF	PACF	Estad-Q.	[valor p]
1	0,8993	0,8993	37,2588	[0,000]	22	-0,1691	-0,0193	145,7799	[0,000]
2	0,8001	-0,0453	67,4677	[0,000]	23	-0,1768	-0,004	148,8042	[0,000]
3	0,7109	-0,0021	91,9176	[0,000]	24	-0,1844	-0,11	152,2656	[0,000]
4	0,5932	-0,2016	109,3764	[0,000]	25	-0,1914	-0,0597	156,2049	[0,000]
5	0,4634	-0,1395	120,3109	[0,000]	26	-0,1981	-0,0023	160,6731	[0,000]
6	0,3792	0,145	127,8299	[0,000]	27	-0,2051	0,0421	165,7603	[0,000]
7	0,2419	-0,3471	130,9756	[0,000]	28	-0,2116	-0,0092	171,5378	[0,000]
8	0,1188	0,03	131,7559	[0,000]	29	-0,2169	-0,0657	178,0416	[0,000]
9	0,0411	0,0786	131,8522	[0,000]	30	-0,2218	-0,0243	185,3674	[0,000]
10	0,0035	0,2006	131,8529	[0,000]	31	-0,2257	-0,0171	193,5817	[0,000]
11	-0,0273	0,0691	131,8981	[0,000]	32	-0,2283	-0,0442	202,7504	[0,000]
12	-0,0519	-0,2077	132,0666	[0,000]	33	-0,2283	-0,0634	212,8339	[0,000]
13	-0,0718	0,0315	132,399	[0,000]	34	-0,2256	-0,0308	223,7718	[0,000]
14	-0,0877	-0,0557	132,9117	[0,000]	35	-0,2112	0,0909	234,5655	[0,000]
15	-0,1035	-0,0451	133,6517	[0,000]	36	-0,1812	0,1163	243,6407	[0,000]
16	-0,1151	-0,1145	134,6005	[0,000]	37	-0,1436	0,0329	250,2906	[0,000]
17	-0,1247	-0,0519	135,7582	[0,000]	38	-0,1216	-0,1563	256,0098	[0,000]
18	-0,1354	0,1432	137,1774	[0,000]	39	-0,0932	-0,0011	260,2138	[0,000]
19	-0,1452	0,0195	138,8762	[0,000]	40	-0,0671	-0,0177	263,1207	[0,000]
20	-0,1534	-0,0275	140,8568	[0,000]	41	-0,0469	-0,0435	265,2487	[0,000]
21	-0,1613	-0,0777	143,1452	[0,000]	42	-0,0261	-0,0623	266,5698	[0,000]

Tabla 317: Función de autocorrelación para serie NEC

En principio, y basándonos en los resultados de la Ilustración 262, se puede esperar que el modelo resultante se ajuste a un modelo ARMA diferenciado. No obstante, a continuación, en la Tabla 318 se analizan diversos modelos de ajuste ARIMA, indicando el criterio de Aceptación (Log Likelihood y Akaike), y los test sobre los residuos para verificar la idoneidad de ajuste a la normalidad de los mismos, siguiendo los test de Ljung-Box y Box-Pierce (G. E. P. Box and Pierce, 1970), (G. E. P. Box and Cox, 1982).

	Aceptación		Ajuste			Aceptación		Ajuste	
Model	LogLik	AIC	Ljung	Box-Pierce	Model	LogLik	AIC	Ljung	Box-Pierce
ARIMA(0,0,0)	-439,10083	882,20165	0,00000	0,00000	ARIMA(2,1,2)	-384,66611	779,33222	0,99856	0,99997
ARIMA(0,0,1)	-417,83237	841,66474	0,00000	0,00000	ARIMA(2,1,0)	-384,83865	775,67729	0,99860	0,99996
ARIMA(0,0,2)	-405,71091	819,42181	0,01463	0,30524	ARIMA(1,1,1)	-384,81074	775,62149	0,99863	0,99997
ARIMA(0,0,3)	-399,40570	808,81141	0,04500	0,54739	ARIMA(1,2,1)	-377,69564	761,39128	0,99887	0,99997
ARIMA(0,2,0)	-384,95838	771,91676	0,88034	0,98210	ARIMA(1,2,3)	-377,92326	765,84653	0,99899	0,99997
ARIMA(1,0,0)	-396,07687	798,15374	0,94415	0,99713	ARIMA(0,2,3)	-377,90198	763,80396	0,99900	0,99997
ARIMA(1,2,0)	-381,78726	767,57452	0,95356	0,99656	ARIMA(1,1,0)	-384,88757	773,77513	0,99932	0,99999
ARIMA(0,0,4)	-393,61998	799,23996	0,96209	0,99968	ARIMA(0,1,2)	-385,01953	776,03906	0,99934	0,99998
ARIMA(3,0,1)	-392,35622	796,71243	0,98301	0,99977	ARIMA(1,0,3)	-391,93369	795,86738	0,99935	1,00000
ARIMA(0,2,1)	-379,68505	763,37010	0,98471	0,99935	ARIMA(2,0,3)	-391,88646	797,77293	0,99939	1,00000
ARIMA(0,1,0)	-386,86037	775,72074	0,98808	0,99928	ARIMA(0,2,2)	-377,92810	761,85620	0,99955	0,99999
ARIMA(2,0,2)	-392,88976	797,77953	0,99100	0,99991	ARIMA(1,2,4)	-376,39899	764,79797	0,99964	1,00000
ARIMA(3,0,0)	-393,15989	796,31979	0,99162	0,99989	ARIMA(0,1,4)	-383,70233	777,40465	0,99965	1,00000
ARIMA(2,0,1)	-392,92527	795,85053	0,99430	0,99995	ARIMA(0,1,1)	-385,03014	774,06028	0,99966	0,99999
ARIMA(1,0,2)	-393,82991	797,65982	0,99607	0,99995	ARIMA(1,0,4)	-391,81809	797,63618	0,99968	1,00000
ARIMA(2,0,0)	-393,46081	794,92162	0,99662	0,99996	ARIMA(1,1,4)	-382,88685	777,77371	0,99969	1,00000
ARIMA(2,2,1)	-379,27521	766,55041	0,99664	0,99995	ARIMA(1,1,3)	-383,72010	777,44021	0,99974	1,00000
ARIMA(2,2,0)	-379,38949	764,77899	0,99667	0,99994	ARIMA(2,0,4)	-391,27196	798,54393	0,99974	1,00000
ARIMA(2,2,3)	-377,40348	766,80696	0,99747	0,99993	ARIMA(0,2,4)	-376,39903	762,79806	0,99978	1,00000
ARIMA(1,2,2)	-377,54269	763,08538	0,99757	0,99993	ARIMA(0,1,3)	-383,72344	775,44689	0,99985	1,00000
ARIMA(1,1,2)	-384,80987	777,61974	0,99782	0,99994	ARIMA(2,2,4)	-374,22586	762,45172	0,99994	1,00000
ARIMA(2,1,1)	-384,81060	777,62121	0,99792	0,99994	ARIMA(2,1,3)	-381,35070	774,70140	0,99996	1,00000

ARIMA(1,0,1)	-393,88633	795,77267	0,99814	0,99998	ARIMA(2,1,4)	-380,94106	775,88213	0,99999	1,00000
ARIMA(2,2,2)	-377,66746	765,33492	0,99831	0,99995					

Tabla 318: Estimaciones para búsqueda de modelo ARIMA óptimo, para NEC

Según la Tabla 318 el modelo explicativo más sencillo para NEC es el ARIMA (2,2,1). No obstante, si atendemos al criterio de log likelihood se encuentra en la Tabla 318 un ARIMA (2,2,3), que presenta también mejores coeficientes de AIC, mejor loglikelihood, y los valores de los test de Ljung-Box y Box-Pierce son sensiblemente superiores. Todos los modelos significativos están en la tabla con ARIMA con diferenciación = 2. Desde un punto de vista general, NEC parece que precisa una diferenciación, por lo que es preciso un contraste de raíces unitarias para su conocimiento.

En este punto se realiza un contraste de raíces unitarias mediante el test de Dickey-Fuller aumentado para la serie transformada de NEC:

```
> df.serie<-ur.df(serie, type="trend", lags=0);summary(df.serie) # lag calculado
con EasyReg Internacional

###############################################
# Augmented Dickey-Fuller Test Unit Root Test #
###############################################

Test regression trend


Call:
lm(formula = z.diff ~ z.lag.1 + 1 + tt)

Residuals:
    Min      1Q  Median      3Q     Max
-4967.2  -844.1  -648.9   530.9 10947.6

Coefficients:
             Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept) 884.16306  772.58294   1.144    0.259
z.lag.1      -0.06850    0.06575  -1.042    0.304
tt          -11.86309   36.11944  -0.328    0.744

Residual standard error: 2445 on 39 degrees of freedom
Multiple R-squared: 0.05052,    Adjusted R-squared: 0.001831
F-statistic: 1.038 on 2 and 39 DF,  p-value: 0.3639


Value of test-statistic is: -1.0418 0.7326 1.0376

Critical values for test statistics:
      1pct  5pct 10pct
tau3 -4.15 -3.50 -3.18
phi2  7.02  5.13  4.31
phi3  9.31  6.73  5.61

> df.serie<-ur.df(serie, type="drift", lags=0);summary(df.serie) # lag calculado
con EasyReg Internacional

###############################################
# Augmented Dickey-Fuller Test Unit Root Test #
###############################################

Test regression drift


Call:
lm(formula = z.diff ~ z.lag.1 + 1)

Residuals:
```

```
    Min      1Q  Median      3Q     Max
-4904.8  -708.5  -682.6   447.9 10937.3

Coefficients:
             Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept) 708.63454  551.65829   1.285    0.206
z.lag.1      -0.07946    0.05601  -1.419    0.164

Residual standard error: 2417 on 40 degrees of freedom
Multiple R-squared: 0.0479,      Adjusted R-squared: 0.02409
F-statistic: 2.012 on 1 and 40 DF,  p-value: 0.1638


Value of test-statistic is: -1.4185 1.0688

Critical values for test statistics:
      1pct  5pct 10pct
tau2 -3.58 -2.93 -2.60
phi1  7.06  4.86  3.94

> df.serie<-ur.df(serie, type="none", lags=0);summary(df.serie) # lag calculado
con EasyReg Internacional

###############################################
# Augmented Dickey-Fuller Test Unit Root Test #
###############################################

Test regression none


Call:
lm(formula = z.diff ~ z.lag.1 - 1)

Residuals:
    Min      1Q  Median      3Q     Max
-5026.1  -303.1     5.1   704.5 11626.6

Coefficients:
        Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
z.lag.1 -0.02644    0.03817  -0.693    0.492

Residual standard error: 2436 on 41 degrees of freedom
Multiple R-squared: 0.01157,     Adjusted R-squared: -0.01254
F-statistic: 0.4799 on 1 and 41 DF,  p-value: 0.4924


Value of test-statistic is: -0.6927

Critical values for test statistics:
      1pct  5pct 10pct
tau1 -2.62 -1.95 -1.61
```

Tabla 319: Contraste de Dickey-Fuller aumentado para averiguar si la serie NEC tiene raíces unitarias

Para esta prueba ADF se ha considerado con mucho detenimiento el valor de retardo aplicado aunque el programa ERI utilizado para calcular el óptimo valor de rezago en la prueba daba como valor uniforme el retardo 0. Tal y como muestra la Tabla 319, los estadísticos obtenidos son superiores a los valores de contraste al 5%, por lo que no se puede rechazar la presencia de raíces unitarias. Esto lo corrobora el test de Phillips-Perron de la Tabla 320:

```
> pp.test(serie)

        Phillips-Perron Unit Root Test

data:  serie
Dickey-Fuller Z(alpha) = -5.3184, Truncation lag parameter = 3, p-value
= 0.7979
```

```
alternative hypothesis: stationary
```

Tabla 320: Corroboración de que la serie NEC presenta raíces unitarias mediante test de Phillips-Perron

Dado que es complejo calcular por el método de ERI el número de diferencias necesarias, se utiliza la función ndiffs() de la librería 'forecast':

```
> ndiffs(serie, alpha=0.05, test="adf");ndiffs(serie, alpha=0.05,
test="pp")
[1] 2
[1] 1
```

Tabla 321: Cálculo del número de diferencias necesarias utilizando los test de ADF y PP

Una vez verificada la presencia de raíces unitarias en la serie NEC es preciso verificar el nivel de diferenciación necesario, tal cual se indica por la función ndiffs(). Para ello se realiza una diferenciación de la serie y se procede a realizar nuevamente todo el proceso previo:

```
> df1.serie<-diff(serie);ur.serie<-ur.df(df1.serie, type="trend",
lags=2);summary(ur.serie) # lag calculado con EasyReg Internacional

###############################################
# Augmented Dickey-Fuller Test Unit Root Test #
###############################################

Test regression trend


Call:
lm(formula = z.diff ~ z.lag.1 + 1 + tt + z.diff.lag)

Residuals:
    Min      1Q  Median      3Q     Max
-4929.8  -548.9  -305.2   966.6 11298.6

Coefficients:
             Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept) 669.5798   909.8668   0.736   0.4668
z.lag.1      -0.6143     0.2355  -2.609   0.0134 *
tt          -26.8408    36.6449  -0.732   0.4689
z.diff.lag1  -0.1230     0.2112  -0.583   0.5640
z.diff.lag2  -0.1209     0.1712  -0.706   0.4850
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 2519 on 34 degrees of freedom
Multiple R-squared: 0.3718,     Adjusted R-squared: 0.2979
F-statistic: 5.031 on 4 and 34 DF,  p-value: 0.002705


Value of test-statistic is: -2.6086 2.2845 3.4235

Critical values for test statistics:
      1pct  5pct 10pct
tau3 -4.15 -3.50 -3.18
phi2  7.02  5.13  4.31
phi3  9.31  6.73  5.61

> df1.serie<-diff(serie);ur.serie<-ur.df(df1.serie, type="drift",
lags=2);summary(ur.serie) # lag calculado con EasyReg Internacional

###############################################
# Augmented Dickey-Fuller Test Unit Root Test #
###############################################
```

```
Test regression drift


Call:
lm(formula = z.diff ~ z.lag.1 + 1 + z.diff.lag)

Residuals:
    Min      1Q  Median      3Q     Max
-4942.7  -630.8   -60.9   557.3 11488.3

Coefficients:
            Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept)  73.0195   402.8933   0.181   0.8572
z.lag.1      -0.5792     0.2290  -2.529   0.0161 *
z.diff.lag1  -0.1405     0.2084  -0.674   0.5046
z.diff.lag2  -0.1302     0.1696  -0.768   0.4478
---
Signif. codes:  0 ‘***’ 0.001 ‘**’ 0.01 ‘*’ 0.05 ‘.’ 0.1 ‘ ’ 1

Residual standard error: 2502 on 35 degrees of freedom
Multiple R-squared: 0.3619,      Adjusted R-squared: 0.3072
F-statistic: 6.616 on 3 and 35 DF,  p-value: 0.001168


Value of test-statistic is: -2.5289 3.2009

Critical values for test statistics:
      1pct  5pct 10pct
tau2 -3.58 -2.93 -2.60
phi1  7.06  4.86  3.94

> df1.serie<-diff(serie);ur.serie<-ur.df(df1.serie, type="none",
lags=2);summary(ur.serie) # lag calculado con EasyReg Internacional

###############################################
# Augmented Dickey-Fuller Test Unit Root Test #
###############################################

Test regression none


Call:
lm(formula = z.diff ~ z.lag.1 - 1 + z.diff.lag)

Residuals:
    Min      1Q  Median      3Q     Max
-4867.9  -548.4    12.1   630.5 11560.9

Coefficients:
            Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
z.lag.1      -0.5749     0.2247  -2.558   0.0149 *
z.diff.lag1  -0.1439     0.2048  -0.703   0.4868
z.diff.lag2  -0.1321     0.1670  -0.791   0.4339
---
Signif. codes:  0 ‘***’ 0.001 ‘**’ 0.01 ‘*’ 0.05 ‘.’ 0.1 ‘ ’ 1

Residual standard error: 2468 on 36 degrees of freedom
Multiple R-squared: 0.3613,      Adjusted R-squared: 0.3081
F-statistic: 6.788 on 3 and 36 DF,  p-value: 0.0009603


Value of test-statistic is: -2.5583

Critical values for test statistics:
      1pct  5pct 10pct
tau1 -2.62 -1.95 -1.61
```

Tabla 322: Contraste de Dickey-Fuller aumentado sobre la serie diferenciada NEC, para constatar la presencia de raíces unitarias adicionales

Como en el primer supuesto, el orden de retardo (ahora lag = 2) se ha obtenido mediante prueba de AIC en el programa EasyReg Internacional (ERI). El valor del test es superior

al 5% y en el último al 10%, por lo que no se puede rechazar la hipótesis nula de presencia de raíces unitarias. Esto indica que la serie NEC necesita al menos 2 diferenciaciones.

En este punto, y repitiendo el esquema de nueva diferenciación y análisis de valor óptimo de retardo, nos encontramos con que ERI tiene discrepancias en los indicadores que utiliza (Akaike (AC), Hannan-Quinn (HQ), and Schwarz (SC)), dando valores no constantes en el valor de retardos. En este caso, y dadas las discrepancias al aplicar los diversos retardos sugeridos, se considera terminado el proceso de diferenciación de la serie con el número de retardos indicado por ndiffs().

De esta manera, y si consideramos la segunda diferenciación, podemos acudir a la Tabla 318 y encontramos como modelo descriptivo el ARIMA(2,2,1) o bien un modelo ARIMA(2,2,3), que se deben de analizar y comparar.

12.3.5.1 Verificación de la corrección del modelo ARIMA: NEC

En primer lugar, se procede a verificar la normalidad de los residuos de manera visual, a fin de comprobar que los resultados de la Tabla 318 daban resultados correctos para el modelo ARIMA(2,2,1) o el ARIMA(2,2,3) encontrados. Es decir, se va a proceder a verificar ambos modelos gráficamente, mediante ACF de los residuos y el test de Ljung-Box.

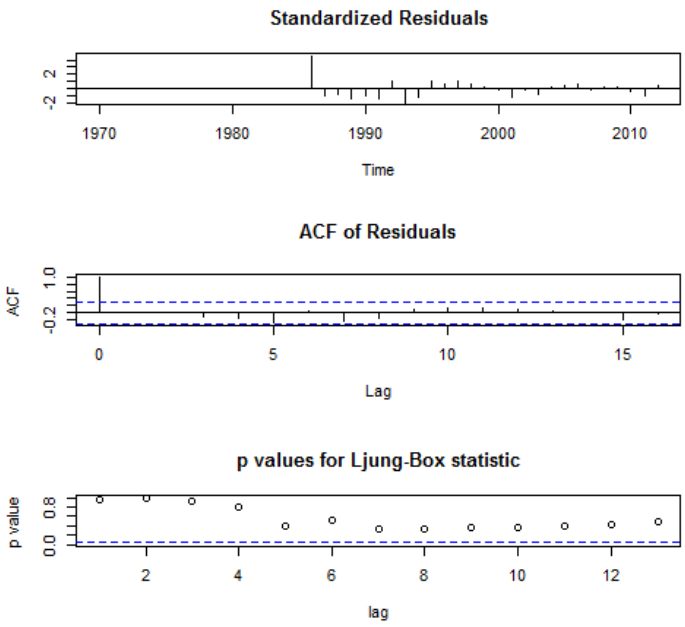


Ilustración 263: Diagnosis de serie temporal de patentes de NEC, con ARIMA(2,2,1)

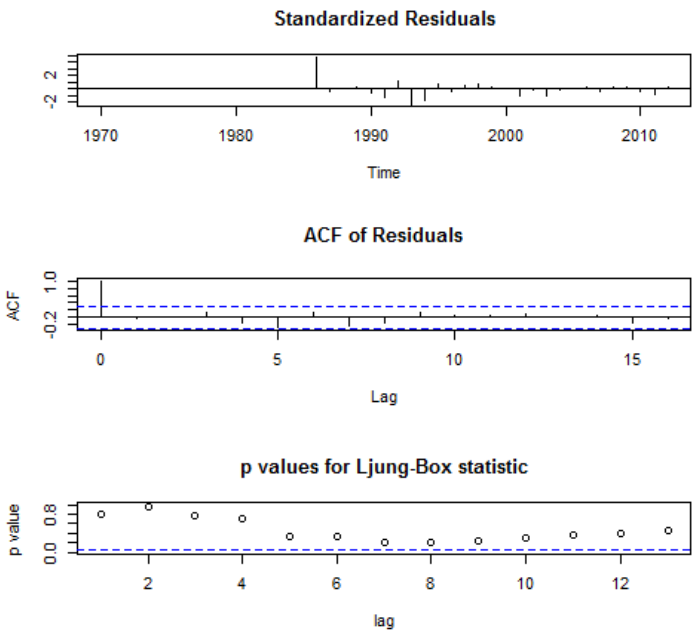


Ilustración 264: Diagnosis de serie temporal de videojuegos NEC, con ARIMA(2,2,3)

Como se puede observar en la Ilustración 263, en el tercer gráfico se puede ver que los p-valores están claramente por encima de la línea de p-value del test de Ljung-Box, por lo que sí podemos aceptar la idoneidad del modelo ARIMA(2,2,1) propuesto.

De igual forma, tal y como se puede verificar en la Ilustración 264, en el tercer gráfico se puede ver que los p-valores están claramente por encima del p-value del test de Ljung-Box, por encima del nivel de significación, lo que nos permite considerar de manera gráfica también como adecuado el modelo ARIMA(2,2,3) propuesto como segundo modelo anteriormente.

En este caso, y para verificar la idoneidad de cuál modelo es más acertado se utilizará la prueba de Diebolt-Mariano (Diebold and Mariano, 1995) con un $\alpha = 0.1$ de contraste para la aceptación o rechazo de la hipótesis de igualdad de medias en ambas series:

```
> dm.test(residuals(arima.2.2.1), residuals(arima.2.2.3), h=1)

        Diebold-Mariano Test

data:  residuals(arima.2.2.1) residuals(arima.2.2.3)
DM = 1.7838, Forecast horizon = 1, Loss function power = 2, p-value =
0.08169
alternative hypothesis: two.sided

> dm.test(residuals(arima.2.2.1), residuals(arima.2.2.3), h=1,
alternative="greater")

        Diebold-Mariano Test

data:  residuals(arima.2.2.1) residuals(arima.2.2.3)
DM = 1.7838, Forecast horizon = 1, Loss function power = 2, p-value =
0.04084
```

```
alternative hypothesis: greater

> dm.test(residuals(arima.2.2.1), residuals(arima.2.2.3), h=1,
alternative="less")

        Diebold-Mariano Test

data:  residuals(arima.2.2.1) residuals(arima.2.2.3)
DM = 1.7838, Forecast horizon = 1, Loss function power = 2, p-value =
0.9592
alternative hypothesis: less
```

Tabla 323: Test de Diebold-Mariano para verificar idoneidad de serie NEC entre modelos ARIMA(2,2,1) y ARIMA(2,2,3)

El resultado del primer test DM da un p-valor de 0.08169, rechazando la hipótesis nula de igualdad de capacidad predictiva. El segundo da p-valor de 0.0484, rechazando la hipótesis nula de igualdad de capacidad predictiva y aceptando la alternativa de que el ARIMA(2,2,3) es más preciso que el ARIMA(2,2,1). Esto lo confirma el tercer análisis. De esta manera consideramos aceptable ARIMA(2,2,3), y se descarta ARIMA(2,2,1).

12.3.5.2 Comprobación de la corrección del modelo obtenido

Se analizan los resultados del apartado anterior. Se realiza un análisis predictivo del comportamiento de la serie, por medios distintos de los utilizados anteriormente, a fin de contrastar los resultados obtenidos en el proceso previo.

```
> serie.auto <- auto.arima(serie, max.p=4, max.q=4, max.order=20,
start.p=0, start.q=0, seasonal=FALSE, xreg=1:length(serie), ic="aic",
stepwise=FALSE, trace=TRUE, test="adf");serie.auto

 ARIMA(0,2,0)           : 1e+20 *
 ARIMA(0,2,1)                   : 765.3701
 ARIMA(0,2,2)                   : 1e+20
 ARIMA(0,2,3)                   : 1e+20
 ARIMA(0,2,4)           : 1e+20 *
 ARIMA(1,2,0)           : 1e+20 *
 ARIMA(1,2,1)           : 1e+20 *
 ARIMA(1,2,2)                   : 1e+20
 ARIMA(1,2,3)                   : 1e+20
 ARIMA(1,2,4)           : 1e+20 *
 ARIMA(2,2,0)           : 1e+20 *
 ARIMA(2,2,1)           : 1e+20 *
 ARIMA(2,2,2)           : 1e+20 *
 ARIMA(2,2,3)           : 1e+20 *
 ARIMA(2,2,4)           : 1e+20 *
 ARIMA(3,2,0)                   : 768.5226
 ARIMA(3,2,1)                   : 770.5112
 ARIMA(3,2,2)                   : 1e+20
 ARIMA(3,2,3)           : 1e+20 *
 ARIMA(3,2,4)           : 1e+20 *
 ARIMA(4,2,0)           : 1e+20 *
 ARIMA(4,2,1)           : 1e+20 *
 ARIMA(4,2,2)           : 1e+20 *
 ARIMA(4,2,3)           : 1e+20 *
 ARIMA(4,2,4)                   : 1e+20

Series: serie
ARIMA(0,2,1)
```

```
Coefficients:
          ma1  1:length(serie)
      -0.6640          310.2532
s.e.   0.2686       197868.4344

sigma^2 estimated as 6383103:  log likelihood=-379.69
AIC=765.37   AICc=766.02   BIC=770.51
```

Tabla 324: Instrucción R de cálculo automático de ARIMA en función de test 'adf' (contraste aumentado de Dickey-Fuller) y resultados obtenidos para la serie NEC

Como se puede ver en la Tabla 324, el valor de ARIMA obtenido para la serie no se corresponde con el valor obtenido previamente. En este caso, el modelo obtenido por la función auto.arima() indica un modelo ARIMA(0,2,1).

De nuevo, para resolver la idoneidad de cuál modelo es más acertado se utilizará la prueba de Diebolt-Mariano con un α = 0.1 de contraste para la aceptación o rechazo de la hipótesis de igualdad de medias en ambas series.

```
> dm.test(residuals(serie.auto), residuals(arima.2.2.3), h=1)

        Diebold-Mariano Test

data:  residuals(serie.auto) residuals(arima.2.2.3)
DM = 2.4609, Forecast horizon = 1, Loss function power = 2, p-value =
0.01805
alternative hypothesis: two.sided

> dm.test(residuals(serie.auto), residuals(arima.2.2.3), h=1,
alternative="greater")

        Diebold-Mariano Test

data:  residuals(serie.auto) residuals(arima.2.2.3)
DM = 2.4609, Forecast horizon = 1, Loss function power = 2, p-value =
0.009025
alternative hypothesis: greater

> dm.test(residuals(serie.auto), residuals(arima.2.2.3), h=1,
alternative="less")

        Diebold-Mariano Test

data:  residuals(serie.auto) residuals(arima.2.2.3)
DM = 2.4609, Forecast horizon = 1, Loss function power = 2, p-value =
0.991
alternative hypothesis: less
```

Tabla 325: Test de Diebold-Mariano para verificar idoneidad de serie NEC entre modelos ARIMA(2,2,3) y ARIMA(0,2,1)

El resultado del primer test DM da un p-valor de 0.01805, que rechaza la hipótesis nula de igualdad de capacidad predictiva. Así atendemos al p-valor del segundo test, que da p-valor de 0.009025, rechazando la hipótesis nula de igualdad de capacidad predictiva y aceptando la alternativa de que el ARIMA(2,2,3) es más preciso que el ARIMA(0,2,1).

Esto lo confirma el tercer análisis. De esta manera consideramos aceptable ARIMA(2,2,3), y se descarta ARIMA(0,2,1).

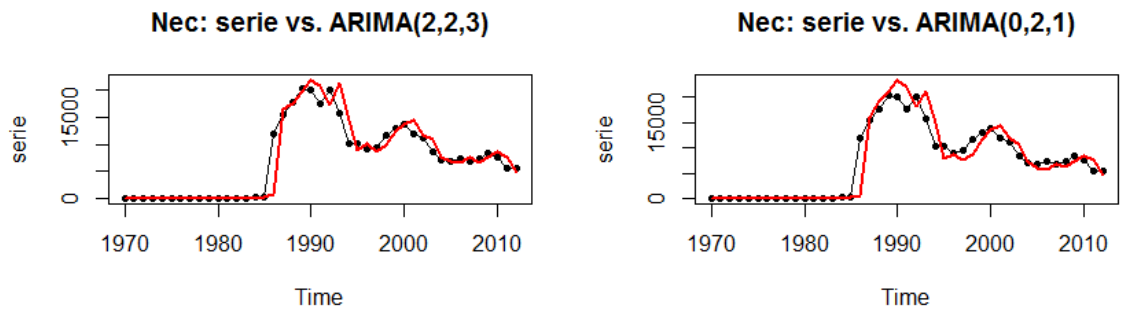


Ilustración 265: Comparativa de resultados de los modelos ARIMA(2,2,3) y ARIMA(0,2,1) sobre la serie NEC

En la Ilustración 266 siguiente se muestra una comparación entre la serie original completa y el modelo ARIMA(2,2,3) equivalente, así como el ajuste de los residuos obtenidos en la búsqueda de arima.

Así, la función ARIMA(2,2,3) se aproxima con la precisión necesaria para identificar correctamente la serie de videojuegos de NEC.

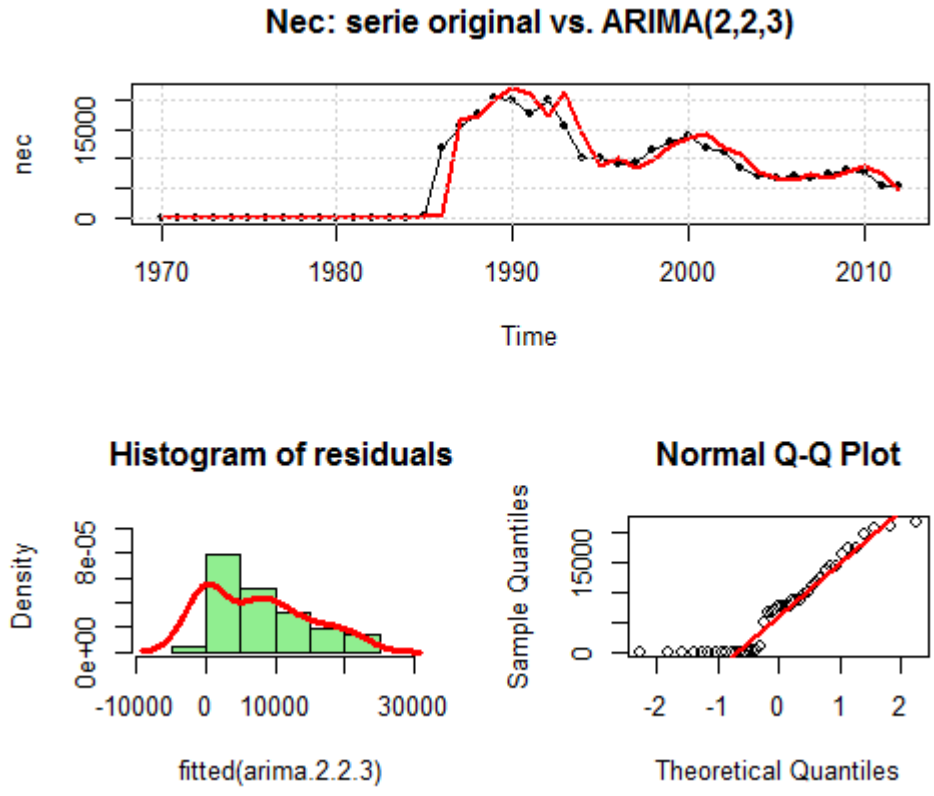


Ilustración 266: Representación gráfica del modelo ARIMA(2,2,3) para NEC

Los valores arima del modelo son:

```
> arima.2.2.3$coef
                ar1                 ar2                 ma1
 0.06780687  0.29426873  -0.73504784
                ma2                 ma3 1:length(serie) - 9e-04
-0.46638497  0.20144699  310.26231203
```

Tabla 326: Coeficientes arima para el modelo ARIMA(2,2,3) de NEC

Por lo tanto, de acuerdo con los valores estimados en la función arima() de la Tabla 326 se puede identificar para la serie NEC el modelo arima siguiente:

$$Y_t = \Delta^2 X_t$$

$$Y_t - \mu = \phi_1(X_{t-1} - \mu) + \phi_2(X_{t-2} - \mu) + \varepsilon_t - \theta_1\varepsilon_{t-1} - \theta_2\varepsilon_{t-2} - \theta_2\varepsilon_{t-3}$$

$$Y_t - 310.26 = 0.678(X_{t-1} - 310.26) + 0.294(X_{t-2} - 310.26)$$
$$+\varepsilon_t + 0.735\varepsilon_{t-1} + 0.466\varepsilon_{t-2} - 0.20\varepsilon_{t-3}$$

Ecuación 42: Modelo Arima para la serie NEC, de acuerdo a resultado ARIMA(2,2,3)

12.3.6 Identificación de modelo ARIMA: Nintendo

En primer lugar, y a fin de encontrar un modelo ARIMA que ajuste como modelo descriptivo de la serie Nintendo, se procede a verificar el comportamiento de las funciones ACF y PACF de la serie de datos ajustada (ver Tabla 278).

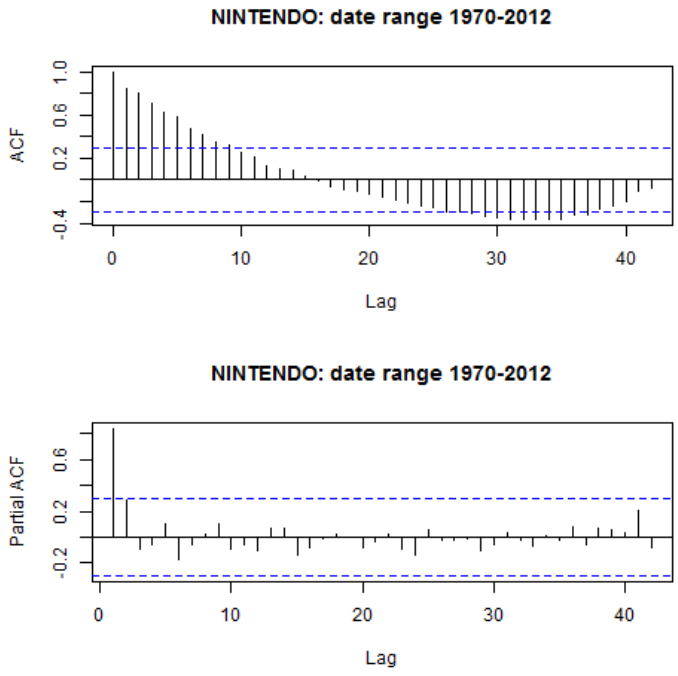


Ilustración 267: Modelos gráficos ACF y PACF para serie de tiempo de Nintendo transformada

La serie se ha transformado mediante BoxCox, ya que no ajustaba a normalidad según test de Jarque Bera. Con la serie transformada es como se trabaja directamente a partir de este momento.

RETARDO	ACF	PACF	Estad-Q.	[valor p]	RETARDO	ACF	PACF	Estad-Q.	[valor p]
1	0,8451	0,8451	32,9066	[0,000]	22	-0,1881	0,026	174,2863	[0,000]
2	0,797	0,2897	62,8889	[0,000]	23	-0,213	-0,0859	178,6766	[0,000]
3	0,7006	-0,0867	86,6345	[0,000]	24	-0,2452	-0,137	184,7973	[0,000]
4	0,6234	-0,0535	105,9168	[0,000]	25	-0,2581	0,0635	191,9575	[0,000]
5	0,5792	0,1064	122,9967	[0,000]	26	-0,2988	-0,0237	202,1211	[0,000]
6	0,4787	-0,1665	134,9785	[0,000]	27	-0,302	-0,0228	213,152	[0,000]
7	0,4145	-0,0547	144,2153	[0,000]	28	-0,307	-0,0148	225,3084	[0,000]
8	0,3461	0,0228	150,8369	[0,000]	29	-0,3323	-0,0987	240,5708	[0,000]
9	0,3149	0,1039	156,4802	[0,000]	30	-0,3468	-0,0591	258,4772	[0,000]
10	0,2588	-0,0894	160,4069	[0,000]	31	-0,363	0,0376	279,7289	[0,000]
11	0,207	-0,0581	162,9974	[0,000]	32	-0,3614	-0,027	302,6997	[0,000]
12	0,1352	-0,1032	164,138	[0,000]	33	-0,3636	-0,0684	328,2769	[0,000]
13	0,1037	0,0739	164,8312	[0,000]	34	-0,3614	0,0168	356,3534	[0,000]
14	0,0861	0,0677	165,3261	[0,000]	35	-0,3666	-0,0239	388,8639	[0,000]
15	0,0305	-0,1411	165,3905	[0,000]	36	-0,3311	0,0798	419,1722	[0,000]
16	-0,0093	-0,0799	165,3967	[0,000]	37	-0,3232	-0,0582	452,854	[0,000]
17	-0,0655	-0,0056	165,7161	[0,000]	38	-0,2756	0,0707	482,2413	[0,000]
18	-0,0859	0,0273	166,2873	[0,000]	39	-0,2426	0,0623	510,701	[0,000]
19	-0,1002	0,0032	167,0963	[0,000]	40	-0,2068	0,0376	538,2853	[0,000]
20	-0,1353	-0,0748	168,6356	[0,000]	41	-0,1016	0,2088	548,2714	[0,000]
21	-0,1648	-0,0327	171,0251	[0,000]	42	-0,0717	-0,0831	558,2178	[0,000]

Tabla 327: Función de autocorrelación para serie Nintendo

En principio, y basándonos en los resultados de la Ilustración 267, se puede esperar que el modelo resultante se ajuste a un modelo ARMA diferenciado. No obstante, a continuación, en la Tabla 328 se analizan diversos modelos de ajuste ARIMA, indicando el criterio de Aceptación (Log Likelihood y Akaike), y los test sobre los residuos para verificar la idoneidad de ajuste a la normalidad de los mismos, siguiendo los test de Ljung-Box y Box-Pierce (G. E. P. Box and Pierce, 1970), (G. E. P. Box and Cox, 1982).

	Aceptación		Ajuste			Aceptación		Ajuste	
Model	LogLik	AIC	Ljung	Box-Pierce	Model	LogLik	AIC	Ljung	Box-Pierce
ARIMA(0,0,0)	-122,90832	249,81663	0,00000	0,00000	ARIMA(1,0,1)	-80,10433	168,20866	0,04670	0,99846
ARIMA(0,0,1)	-104,42228	214,84456	0,00000	0,00000	ARIMA(0,1,4)	-73,59721	157,19441	0,05335	0,97510
ARIMA(0,0,2)	-96,42217	200,84434	0,00000	0,00000	ARIMA(0,1,2)	-76,43126	158,86252	0,06962	0,99867
ARIMA(0,0,3)	-87,97792	185,95584	0,00000	0,24199	ARIMA(0,1,1)	-76,88739	157,77477	0,07612	0,99794
ARIMA(0,0,4)	-87,71104	187,42207	0,00000	0,52152	ARIMA(0,1,6)	-70,53520	155,07041	0,16035	0,99991
ARIMA(0,0,6)	-80,76754	177,53509	0,00000	0,69482	ARIMA(0,1,5)	-70,62925	153,25851	0,16470	0,99984
ARIMA(0,0,5)	-84,38039	182,76078	0,00000	0,85986	ARIMA(0,2,3)	-73,22779	154,45558	0,42422	0,99975
ARIMA(0,2,0)	-100,37072	202,74143	0,00008	0,19487	ARIMA(0,2,6)	-67,61032	149,22064	0,44331	0,99990
ARIMA(1,0,0)	-83,95516	173,91032	0,00210	0,85236	ARIMA(0,2,4)	-72,19998	154,39996	0,47480	0,99989
ARIMA(0,1,0)	-81,06871	164,13741	0,00367	0,79470	ARIMA(0,2,5)	-70,49551	152,99102	0,48795	0,99947
ARIMA(0,1,3)	-74,33343	156,66686	0,00960	0,85512	ARIMA(0,2,2)	-72,73952	151,47905	0,51727	0,99998
ARIMA(0,2,1)	-80,51707	165,03414	0,01628	0,90974					

Tabla 328: Estimaciones para búsqueda de modelo ARIMA óptimo, para Nintendo

Según la Tabla 328 el modelo explicativo más sencillo para Nintendo es el ARIMA (0,1,3). No obstante, si atendemos al criterio de log likelihood se encuentra en la Tabla 328 un

ARIMA (0,2,6), que presenta también mejores coeficientes de AIC, mejor loglikelihood, y los valores de los test de Ljung-Box y Box-Pierce son sensiblemente superiores. Desde un punto de vista general, Nintendo parece que precisa al menos un nivel de diferenciación, por lo que es preciso un contraste de raíces unitarias para su conocimiento.

En este punto se realiza un contraste de raíces unitarias mediante el test de Dickey-Fuller aumentado para la serie transformada de Nintendo:

```
> df.serie<-ur.df(serie, type="trend", lags=2);summary(df.serie) # lag calculado
con EasyReg Internacional

###############################################
# Augmented Dickey-Fuller Test Unit Root Test #
###############################################

Test regression trend


Call:
lm(formula = z.diff ~ z.lag.1 + 1 + tt + z.diff.lag)

Residuals:
    Min      1Q  Median      3Q     Max
-1.5345 -0.7719 -0.1409  0.6318  2.1781

Coefficients:
            Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept)  0.10452    0.46051   0.227   0.8218
z.lag.1     -0.39666    0.19507  -2.033   0.0496 *
tt           0.12760    0.06374   2.002   0.0531 .
z.diff.lag1 -0.28103    0.17178  -1.636   0.1108
z.diff.lag2 -0.13656    0.13262  -1.030   0.3102
---
Signif. codes:  0 ‘***’ 0.001 ‘**’ 0.01 ‘*’ 0.05 ‘.’ 0.1 ‘ ’ 1

Residual standard error: 1.048 on 35 degrees of freedom
Multiple R-squared: 0.4083,      Adjusted R-squared: 0.3406
F-statistic: 6.037 on 4 and 35 DF,  p-value: 0.0008377


Value of test-statistic is: -2.0335 6.7986 2.0719

Critical values for test statistics:
      1pct  5pct 10pct
tau3 -4.15 -3.50 -3.18
phi2  7.02  5.13  4.31
phi3  9.31  6.73  5.61

> df.serie<-ur.df(serie, type="drift", lags=2);summary(df.serie) # lag calculado
con EasyReg Internacional

###############################################
# Augmented Dickey-Fuller Test Unit Root Test #
###############################################

Test regression drift


Call:
lm(formula = z.diff ~ z.lag.1 + 1 + z.diff.lag)

Residuals:
    Min      1Q  Median      3Q     Max
-1.5109 -0.7144 -0.1353  0.6065  2.3059

Coefficients:
            Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept)  0.79950    0.31495   2.539 0.015599 *
```

```
z.lag.1     -0.01632    0.04601  -0.355 0.724819
z.diff.lag1 -0.51572    0.13069  -3.946 0.000353 ***
z.diff.lag2 -0.25183    0.12435  -2.025 0.050320 .
---
Signif. codes:  0 ‘***’ 0.001 ‘**’ 0.01 ‘*’ 0.05 ‘.’ 0.1 ‘ ’ 1

Residual standard error: 1.09 on 36 degrees of freedom
Multiple R-squared: 0.3405,      Adjusted R-squared: 0.2856
F-statistic: 6.196 on 3 and 36 DF,  p-value: 0.001665


Value of test-statistic is: -0.3548 7.5625

Critical values for test statistics:
      1pct  5pct 10pct
tau2 -3.58 -2.93 -2.60
phi1  7.06  4.86  3.94

> df.serie<-ur.df(serie, type="none", lags=2);summary(df.serie) # lag calculado
con EasyReg Internacional

###############################################
# Augmented Dickey-Fuller Test Unit Root Test #
###############################################

Test regression none


Call:
lm(formula = z.diff ~ z.lag.1 - 1 + z.diff.lag)

Residuals:
    Min      1Q  Median      3Q     Max
-1.3596 -0.7175  0.1498  0.9478  2.4420

Coefficients:
            Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
z.lag.1      0.07875    0.02863   2.751 0.009145 **
z.diff.lag1 -0.55176    0.13914  -3.965 0.000323 ***
z.diff.lag2 -0.24825    0.13318  -1.864 0.070271 .
---
Signif. codes:  0 ‘***’ 0.001 ‘**’ 0.01 ‘*’ 0.05 ‘.’ 0.1 ‘ ’ 1

Residual standard error: 1.168 on 37 degrees of freedom
Multiple R-squared: 0.3211,      Adjusted R-squared: 0.266
F-statistic: 5.833 on 3 and 37 DF,  p-value: 0.002283


Value of test-statistic is: 2.7509

Critical values for test statistics:
      1pct  5pct 10pct
tau1 -2.62 -1.95 -1.61
```

Tabla 329: Contraste de Dickey-Fuller aumentado para averiguar si la serie Nintendo tiene raíces unitarias

Para esta prueba ADF se ha considerado con mucho detenimiento el valor de retardo aplicado ya que el programa ERI utilizado para calcular el óptimo valor de rezago en la prueba daba valores muy exactos calculados con el criterio de AIC. Como muestra la Tabla 329, el valor de los estadísticos es superior al valor de contraste al 5%, por lo que no se puede rechazar la presencia de raíces unitarias. Esto lo corrobora el test de Phillips-Perron de la Tabla 330:

```
> adf.test(serie)

        Augmented Dickey-Fuller Test
```

```
data:  serie
Dickey-Fuller = -1.8069, Lag order = 3, p-value = 0.65
alternative hypothesis: stationary
```

Tabla 330: Corroboración de que la serie Nintendo tiene raíces unitarias mediante test ADF

Por el método de ERI el número de diferenciaciones necesarias resulta en 1, y se utiliza la función ndiffs() de la librería 'forecast' para verificar el número de diferenciaciones:

```
> ndiffs(serie, alpha=0.05, test="adf");ndiffs(serie, alpha=0.05,
test="pp")
[1] 1
[1] 0
```

Tabla 331: Cálculo del número de diferencias necesarias utilizando los test de ADF y PP

Una vez verificada la presencia de raíces unitarias en la serie Nintendo es preciso verificar el nivel de diferenciación necesario, tal cual se indica por la función ndiffs(), aunque en este caso difieren los modelos según si se escoge ADF o PP. Para ello se realiza una diferenciación de la serie y se procede a realizar nuevamente todo el proceso previo:

```
> df1.serie<-diff(serie);ur.serie<-ur.df(df1.serie, type="trend",
lags=2);summary(ur.serie) # lag calculado con EasyReg Internacional

###############################################
# Augmented Dickey-Fuller Test Unit Root Test #
###############################################

Test regression trend


Call:
lm(formula = z.diff ~ z.lag.1 + 1 + tt + z.diff.lag)

Residuals:
    Min      1Q  Median      3Q     Max
-1.4162 -0.8413 -0.1607  0.5205  2.2145

Coefficients:
             Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept)  0.548569   0.414307   1.324    0.194
z.lag.1     -1.807951   0.385353  -4.692  4.3e-05 ***
tt           0.006129   0.015836   0.387    0.701
z.diff.lag1  0.352589   0.258457   1.364    0.181
z.diff.lag2  0.071122   0.132022   0.539    0.594
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 1.103 on 34 degrees of freedom
Multiple R-squared: 0.714,Adjusted R-squared: 0.6803
F-statistic: 21.22 on 4 and 34 DF,  p-value: 7.537e-09


Value of test-statistic is: -4.6917 7.4414 11.0861

Critical values for test statistics:
      1pct  5pct 10pct
tau3 -4.15 -3.50 -3.18
phi2  7.02  5.13  4.31
phi3  9.31  6.73  5.61

> df1.serie<-diff(serie);ur.serie<-ur.df(df1.serie, type="drift",
lags=2);summary(ur.serie) # lag calculado con EasyReg Internacional

###############################################
```

```
# Augmented Dickey-Fuller Test Unit Root Test #
###############################################

Test regression drift


Call:
lm(formula = z.diff ~ z.lag.1 + 1 + z.diff.lag)

Residuals:
    Min      1Q  Median      3Q     Max
-1.4744 -0.7601 -0.1564  0.4269  2.2622

Coefficients:
            Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept)  0.68433    0.21778   3.142   0.0034 **
z.lag.1     -1.80838    0.38064  -4.751  3.4e-05 ***
z.diff.lag1  0.34777    0.25500   1.364   0.1813
z.diff.lag2  0.06859    0.13025   0.527   0.6018
---
Signif. codes:  0 ‘***’ 0.001 ‘**’ 0.01 ‘*’ 0.05 ‘.’ 0.1 ‘ ’ 1

Residual standard error: 1.09 on 35 degrees of freedom
Multiple R-squared: 0.7127,      Adjusted R-squared: 0.6881
F-statistic: 28.94 on 3 and 35 DF,  p-value: 1.363e-09


Value of test-statistic is: -4.7509 11.3632

Critical values for test statistics:
      1pct  5pct 10pct
tau2 -3.58 -2.93 -2.60
phi1  7.06  4.86  3.94

> df1.serie<-diff(serie);ur.serie<-ur.df(df1.serie, type="none",
lags=2);summary(ur.serie) # lag calculado con EasyReg Internacional

###############################################
# Augmented Dickey-Fuller Test Unit Root Test #
###############################################

Test regression none


Call:
lm(formula = z.diff ~ z.lag.1 - 1 + z.diff.lag)

Residuals:
    Min      1Q  Median      3Q     Max
-1.1886 -0.3495  0.3267  1.0148  3.1201

Coefficients:
            Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
z.lag.1     -1.09715    0.34168  -3.211  0.00278 **
z.diff.lag1 -0.07169    0.24257  -0.296  0.76928
z.diff.lag2 -0.10223    0.13215  -0.774  0.44421
---
Signif. codes:  0 ‘***’ 0.001 ‘**’ 0.01 ‘*’ 0.05 ‘.’ 0.1 ‘ ’ 1

Residual standard error: 1.216 on 36 degrees of freedom
Multiple R-squared: 0.6319,      Adjusted R-squared: 0.6012
F-statistic:  20.6 on 3 and 36 DF,  p-value: 6.065e-08


Value of test-statistic is: -3.2111

Critical values for test statistics:
      1pct  5pct 10pct
tau1 -2.62 -1.95 -1.61
```

Tabla 332: Contraste de Dickey-Fuller aumentado sobre la serie diferenciada Nintendo, para constatar la presencia de raíces unitarias adicionales

Como en el primer supuesto, el orden de retardo (ahora lag = 2) se ha obtenido mediante prueba de AIC en el programa EasyReg Internacional (ERI). El valor de los test es inferior a los valores de contraste a todos los niveles por lo que se puede rechazar la hipótesis nula de presencia de raíces unitarias. Esto indica que la serie Nintendo necesita 1 diferenciación.

En este punto, y repitiendo el esquema de nueva diferenciación y análisis de valor óptimo de retardo, nos encontramos con que ERI tiene discrepancias en los indicadores que utiliza (Akaike (AC), Hannan-Quinn (HQ), and Schwarz (SC)), dando valores confusos en el valor de retardos. En este caso, y dadas las discrepancias al aplicar los diversos retardos sugeridos, se considera terminado el proceso de diferenciación de la serie con el número de retardos indicado por ndiffs().

De esta manera, y si consideramos solo una diferenciación, podemos acudir a la Tabla 328 y encontramos como modelo descriptivo el ya indicado: ARIMA(0,1,3).

12.3.6.1 Verificación de la corrección del modelo ARIMA: Nintendo

En primer lugar, se procede a verificar la normalidad de los residuos de manera visual, a fin de comprobar que los resultados de la Tabla 328 daban resultados correctos para el modelo ARIMA(0,1,3). Es decir, se va a proceder a verificar ambos modelos gráficamente, mediante ACF de los residuos y el test de Ljung-Box.

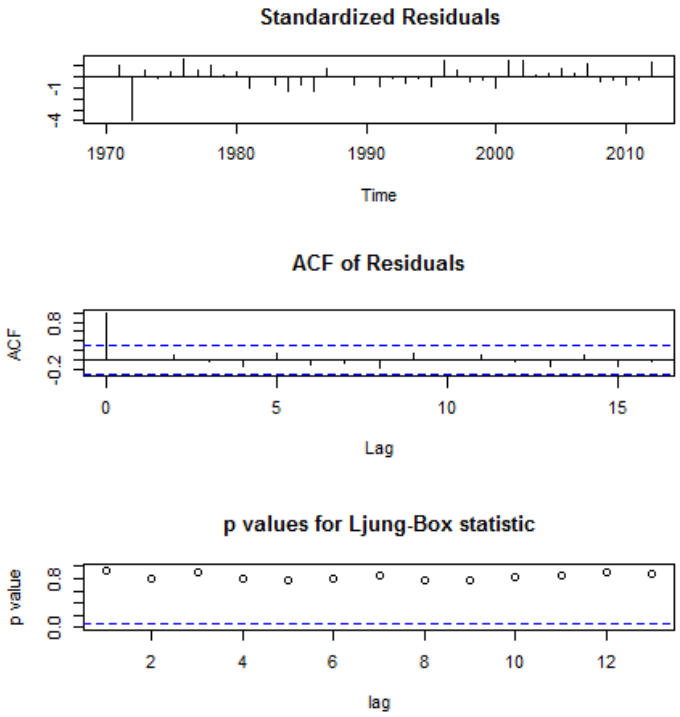


Ilustración 268: Diagnosis de serie temporal de patentes de Nintendo, con ARIMA(0,1,3)

Como se puede observar en la Ilustración 268, en el tercer gráfico se puede ver que los p-valores están claramente por encima de la línea de p-value del test de Ljung-Box, por lo que podemos aceptar la idoneidad del modelo ARIMA(0,1,3) propuesto.

12.3.6.2 Comprobación de la corrección del modelo obtenido

Se analizan los resultados del apartado anterior. Se realiza un análisis predictivo del comportamiento de la serie, por medios distintos de los utilizados anteriormente, a fin de contrastar los resultados obtenidos en el proceso previo.

```
> serie.auto <- auto.arima(serie, max.p=4, max.q=4, max.order=20,
start.p=0, start.q=0, seasonal=FALSE, xreg=1:length(serie), ic="aic",
stepwise=FALSE, trace=TRUE, test="adf");serie.auto

 ARIMA(0,1,0)                    : 164.1209
 ARIMA(0,1,0) with drift         : 1e+20 *
 ARIMA(0,1,1)                    : 147.7455
 ARIMA(0,1,1) with drift         : 1e+20 *
 ARIMA(0,1,2)                    : 149.7067
 ARIMA(0,1,2) with drift         : 1e+20 *
 ARIMA(0,1,3)                    : 151.0763
 ARIMA(0,1,3) with drift         : 1e+20 *
 ARIMA(0,1,4)                    : 1e+20
 ARIMA(0,1,4) with drift         : 1e+20 *
 ARIMA(1,1,0)                    : 155.0409
 ARIMA(1,1,0) with drift         : 1e+20 *
 ARIMA(1,1,1)                    : 149.7131
 ARIMA(1,1,1) with drift         : 1e+20 *
 ARIMA(1,1,2)                    : 1e+20
 ARIMA(1,1,2) with drift         : 1e+20 *
 ARIMA(1,1,3)                    : 1e+20
 ARIMA(1,1,3) with drift         : 1e+20 *
 ARIMA(1,1,4)                    : 1e+20
 ARIMA(1,1,4) with drift         : 1e+20 *
 ARIMA(2,1,0)                    : 152.1216
 ARIMA(2,1,0) with drift         : 1e+20 *
 ARIMA(2,1,1)                    : 151.4565
 ARIMA(2,1,1) with drift         : 1e+20 *
 ARIMA(2,1,2)                    : 1e+20
 ARIMA(2,1,2) with drift         : 1e+20 *
 ARIMA(2,1,3)                    : 1e+20
 ARIMA(2,1,3) with drift         : 1e+20 *
 ARIMA(2,1,4)                    : 1e+20
 ARIMA(2,1,4) with drift         : 1e+20 *
 ARIMA(3,1,0)                    : 153.7334
 ARIMA(3,1,0) with drift         : 1e+20 *
 ARIMA(3,1,1)                    : 153.4562
 ARIMA(3,1,1) with drift         : 1e+20 *
 ARIMA(3,1,2)                    : 155.1505
 ARIMA(3,1,2) with drift         : 1e+20 *
 ARIMA(3,1,3)                    : 1e+20
 ARIMA(3,1,3) with drift         : 1e+20 *
 ARIMA(3,1,4)                    : 1e+20
 ARIMA(3,1,4) with drift         : 1e+20 *
 ARIMA(4,1,0)                    : 148.3966
 ARIMA(4,1,0) with drift         : 1e+20 *
 ARIMA(4,1,1)                    : 150.3336
 ARIMA(4,1,1) with drift         : 1e+20 *
 ARIMA(4,1,2)                    : 151.0914
 ARIMA(4,1,2) with drift         : 1e+20 *
 ARIMA(4,1,3)                    : 1e+20
 ARIMA(4,1,3) with drift         : 1e+20 *
```

```
 ARIMA(4,1,4)                    : 1e+20
 ARIMA(4,1,4) with drift         : 1e+20 *

Series: serie
ARIMA(0,1,1)

Coefficients:
          ma1  1:length(serie)
      -0.7472           0.3397
s.e.   0.1056           0.0547

sigma^2 estimated as 1.678:  log likelihood=-70.87
AIC=147.75   AICc=148.38   BIC=152.96
```

Tabla 333: Instrucción R de cálculo automático de ARIMA en función de test 'adf' (contraste aumentado de Dickey-Fuller) y resultados obtenidos para la serie Nintendo

Como se puede ver en la Tabla 333, el valor de ARIMA obtenido para la serie no se corresponde con el valor obtenido previamente. En este caso, el modelo obtenido por la función auto.arima() indica un modelo de medias móviles de primer orden ARIMA(0,1,1).

De nuevo, para resolver la idoneidad de cuál modelo es más acertado se utilizará la prueba de Diebolt-Mariano con un α = 0.1 de contraste para la aceptación o rechazo de la hipótesis de igualdad de medias en ambas series.

```
> dm.test(residuals(serie.auto), residuals(arima.0.1.3), h=1)

        Diebold-Mariano Test

data:  residuals(serie.auto) residuals(arima.0.1.3)
DM = 0.3452, Forecast horizon = 1, Loss function power = 2, p-value =
0.7317
alternative hypothesis: two.sided

> dm.test(residuals(serie.auto), residuals(arima.0.1.3), h=1,
alternative="greater")

        Diebold-Mariano Test

data:  residuals(serie.auto) residuals(arima.0.1.3)
DM = 0.3452, Forecast horizon = 1, Loss function power = 2, p-value =
0.3658
alternative hypothesis: greater

> dm.test(residuals(serie.auto), residuals(arima.0.1.3), h=1,
alternative="less")

        Diebold-Mariano Test

data:  residuals(serie.auto) residuals(arima.0.1.3)
DM = 0.3452, Forecast horizon = 1, Loss function power = 2, p-value =
0.6342
alternative hypothesis: less
```

Tabla 334: Test de Diebold-Mariano para verificar idoneidad de serie Nintendo entre modelos ARIMA(0,1,1) y ARIMA(0,1,3)

El resultado de los test DM da un p-valor superior al contraste, por lo que no se rechaza la hipótesis nula de igualdad de capacidad predictiva. Por ello se considera aceptar el modelo más sencillo generado por la función auto.arima(), es decir, ARIMA(0,1,1).

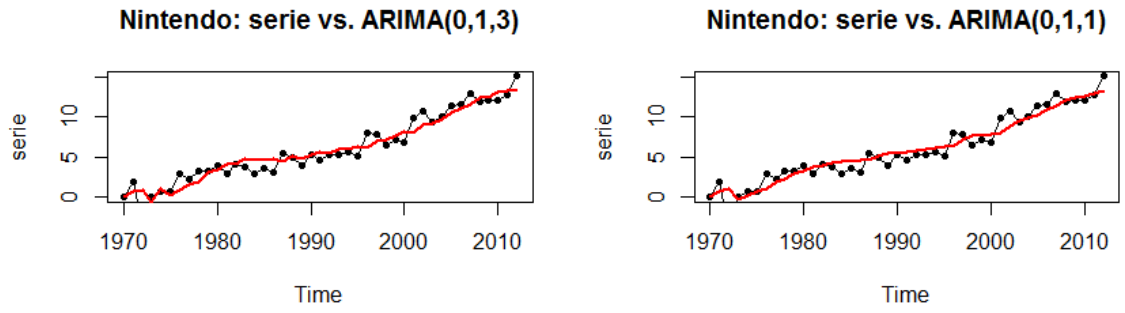


Ilustración 269: Comparativa de resultados de los modelos ARIMA(0,1,3) y ARIMA(0,1,1) sobre la serie Nintendo

En la Ilustración 269 se muestra una doble comparación entre la serie original y la obtenida mediante el modelo ARIMA(0,1,3) y el ARIMA(0,1,1).

En la Ilustración 270 siguiente se muestra una comparación entre la serie original completa y el modelo ARIMA(0,1,1) equivalente, así como el ajuste de los residuos obtenidos en la búsqueda de arima.

Así, la función ARIMA(0,1,1) se aproxima con la precisión necesaria para identificar correctamente la serie de patentes de Nintendo.

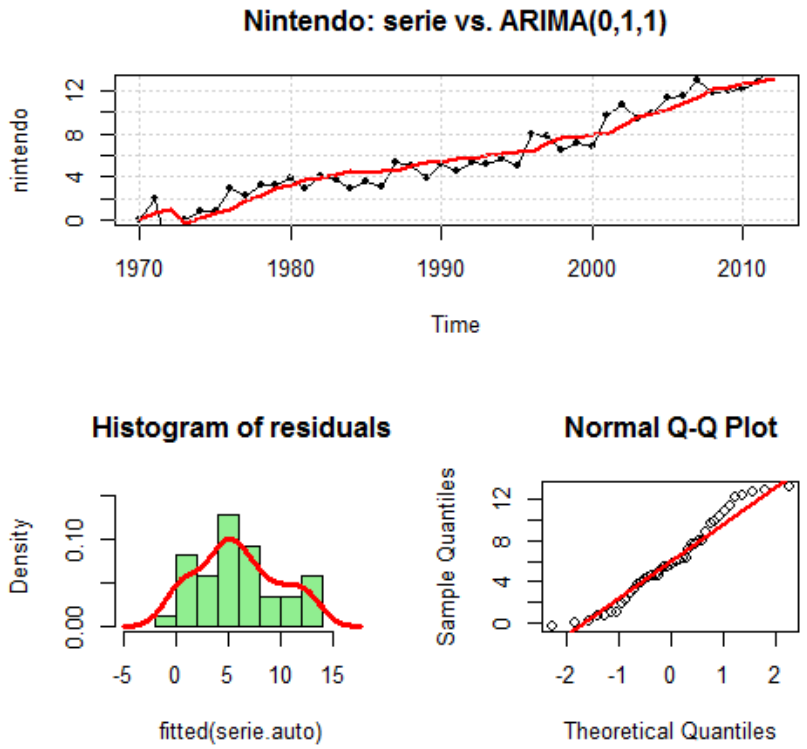


Ilustración 270: Representación gráfica del modelo ARIMA(0,1,1) para Nintendo

Los valores arima del modelo son:

```
> serie.auto$coef
          ma1 1:length(serie)
    -0.7471650       0.3396741
```

Tabla 335: Coeficientes arima para el modelo ARIMA(0,1,1) de Nintendo

Por lo tanto, de acuerdo con los valores estimados en la función arima() de la Tabla 335 se puede identificar para la serie transformada BoxCox de Nintendo el modelo arima siguiente:

$$Y_t = \Delta X_t \Rightarrow Y_t - \mu = \varepsilon_t - \theta_1 \varepsilon_{t-1}$$

$$Y_t - 0.33967 = \varepsilon_t + 0.747 \varepsilon_{t-1}$$

Ecuación 43: Modelo Arima para la serie transformada Nintendo, de acuerdo a resultado ARIMA(0,1,1)

12.3.7 Identificación de modelo ARIMA: Sega

En primer lugar, y a fin de encontrar un modelo ARIMA que ajuste como modelo descriptivo de la serie Sega, se procede a verificar el comportamiento de las funciones ACF y PACF de la serie de datos ajustada (ver Tabla 278).

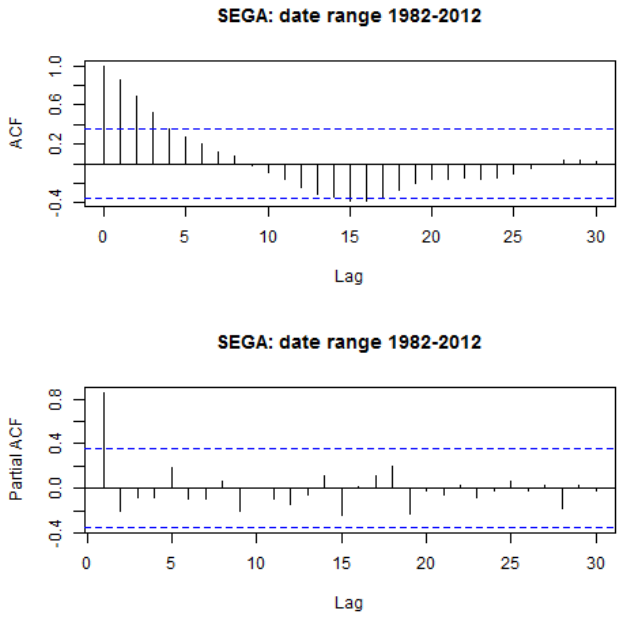


Ilustración 271: Modelos gráficos ACF y PACF para serie de tiempo ajustada de Sega

RETARDO	ACF	PACF	Estad-Q.	[valor p]	RETARDO	ACF	PACF	Estad-Q.	[valor p]
1	0,861	0,861	25,2789	[0,000]	16	-0,3828	0,0165	98,6953	[0,000]
2	0,6898	-0,1992	42,0635	[0,000]	17	-0,3546	0,1159	107,8828	[0,000]
3	0,5198	-0,084	51,9363	[0,000]	18	-0,2765	0,2006	113,9008	[0,000]
4	0,3588	-0,0783	56,8144	[0,000]	19	-0,2059	-0,2265	117,5134	[0,000]
5	0,2731	0,1817	59,7493	[0,000]	20	-0,1642	-0,0203	120,0203	[0,000]

6	0,1982	-0,0979	61,3561	[0,000]	21	-0,1584	-0,0609	122,5887	[0,000]
7	0,1189	-0,0955	61,9589	[0,000]	22	-0,1507	0,0244	125,1689	[0,000]
8	0,073	0,065	62,1959	[0,000]	23	-0,155	-0,0838	128,2414	[0,000]
9	-0,0144	-0,2017	62,2055	[0,000]	24	-0,1432	-0,0279	131,2401	[0,000]
10	-0,0882	0,0033	62,5849	[0,000]	25	-0,0986	0,0673	132,8963	[0,000]
11	-0,1563	-0,0983	63,8346	[0,000]	26	-0,0494	-0,0208	133,3964	[0,000]
12	-0,2491	-0,1408	67,1767	[0,000]	27	-0,004	0,0209	133,4005	[0,000]
13	-0,3167	-0,0618	72,8771	[0,000]	28	0,0292	-0,1753	133,6918	[0,000]
14	-0,3342	0,1126	79,5963	[0,000]	29	0,0331	0,0228	134,2538	[0,000]
15	-0,3774	-0,2377	88,7025	[0,000]	30	0,0246	-0,0205	134,8725	[0,000]

Tabla 336: Función de autocorrelación para serie Sega

En principio, y basándonos en los resultados de la Ilustración 271, se puede esperar que el modelo resultante se ajuste a un modelo ARMA diferenciado. No obstante, a continuación, en la Tabla 337 se analizan diversos modelos de ajuste ARIMA, indicando el criterio de Aceptación (Log Likelihood y Akaike), y los test sobre los residuos para verificar la idoneidad de ajuste a la normalidad de los mismos, siguiendo los test de Ljung-Box y Box-Pierce (G. E. P. Box and Pierce, 1970), (G. E. P. Box and Cox, 1982).

	Aceptación		Ajuste			Aceptación		Ajuste	
Model	LogLik	AIC	Ljung	Box-Pierce	Model	LogLik	AIC	Ljung	Box-Pierce
ARIMA(0,0,0)	-190,18284	384,36568	0,00000	0,00000	ARIMA(2,1,2)	-160,98655	331,97310	0,94349	0,99732
ARIMA(0,0,1)	-176,75524	359,51048	0,00000	0,01097	ARIMA(2,1,0)	-161,21841	328,43681	0,94758	0,99754
ARIMA(0,0,2)	-173,31508	354,63016	0,01516	0,50574	ARIMA(1,2,2)	-157,67468	323,34936	0,95532	0,99822
ARIMA(0,2,0)	-163,66693	329,33386	0,21008	0,62977	ARIMA(2,1,1)	-161,01106	330,02212	0,95538	0,99824
ARIMA(0,0,3)	-167,09035	344,18070	0,46896	0,97739	ARIMA(2,0,3)	-164,90218	343,80436	0,95597	0,99971
ARIMA(3,0,1)	-165,77450	343,54899	0,76472	0,99374	ARIMA(1,1,2)	-161,01815	330,03630	0,95654	0,99835
ARIMA(1,0,2)	-165,98035	341,96070	0,77827	0,99421	ARIMA(1,0,4)	-164,84634	343,69269	0,95704	0,99977
ARIMA(2,0,2)	-165,86532	343,73063	0,78205	0,99566	ARIMA(0,1,1)	-161,21046	326,42093	0,95721	0,99831
ARIMA(1,0,1)	-165,98887	339,97775	0,80842	0,99623	ARIMA(1,1,0)	-161,21900	326,43800	0,96260	0,99855
ARIMA(2,0,0)	-165,87874	339,75748	0,81252	0,99552	ARIMA(1,0,3)	-164,95695	341,91390	0,96289	0,99978
ARIMA(1,2,0)	-161,17218	326,34435	0,81872	0,97535	ARIMA(1,1,1)	-161,02793	328,05585	0,96991	0,99911
ARIMA(2,0,1)	-165,92342	341,84683	0,82638	0,99767	ARIMA(0,2,1)	-158,38522	320,77044	0,97193	0,99910
ARIMA(3,0,0)	-165,78594	341,57187	0,82963	0,99550	ARIMA(2,2,0)	-159,48402	324,96804	0,97307	0,99865
ARIMA(1,0,0)	-166,84005	339,68010	0,88392	0,99909	ARIMA(0,2,4)	-157,27258	324,54516	0,97904	0,99914
ARIMA(0,0,4)	-165,55293	343,10586	0,89017	0,99905	ARIMA(0,1,0)	-161,75149	325,50297	0,97953	0,99955
ARIMA(0,2,3)	-157,82683	323,65366	0,90605	0,99398	ARIMA(0,1,3)	-160,84701	329,69402	0,98320	0,99946
ARIMA(2,2,3)	-157,57283	327,14566	0,91301	0,99429	ARIMA(1,2,4)	-157,10554	326,21108	0,98446	0,99942
ARIMA(2,2,1)	-157,79838	323,59677	0,91770	0,99465	ARIMA(1,1,3)	-160,65377	331,30753	0,98848	0,99966
ARIMA(2,2,2)	-157,63805	325,27609	0,92663	0,99590	ARIMA(2,1,4)	-159,95939	333,91878	0,99023	0,99980
ARIMA(0,2,2)	-157,82894	321,65789	0,92810	0,99609	ARIMA(1,1,4)	-159,95952	331,91904	0,99375	0,99990
ARIMA(1,2,1)	-157,80760	321,61521	0,93090	0,99615	ARIMA(0,1,4)	-160,02796	330,05591	0,99607	0,99995
ARIMA(1,2,3)	-157,65701	325,31403	0,93369	0,99658	ARIMA(2,2,4)	-155,45013	324,90025	0,99940	1,00000
ARIMA(2,0,4)	-164,84569	345,69138	0,94012	0,99957	ARIMA(2,1,3)	-158,86347	329,72693	0,99961	1,00000
ARIMA(0,1,2)	-161,19416	328,38832	0,94069	0,99730					

Tabla 337: Estimaciones para búsqueda de modelo ARIMA óptimo, para SEGA

Según la Tabla 337 el modelo explicativo más sencillo para Sega es el ARIMA (2,2,3). No obstante, si atendemos al criterio de log likelihood se encuentra en la Tabla 337 un ARIMA (2,2,4), que presenta también mejores coeficientes de AIC, mejor loglikelihood, y los valores de los test de Ljung-Box y Box-Pierce son sensiblemente superiores.

Así, desde un punto de vista estricto no podemos afirmar que un modelo ARMA sea eficiente para caracterizar esta serie dado que no conocemos si la serie tiene raíces unitarias o no. Es decir, si la serie tuviera raíces unitarias estaríamos en disposición de considerar que el modelo característico debería tomar la serie diferenciada.

En este punto se realiza un contraste de raíces unitarias mediante el test de Dickey-Fuller aumentado para la serie transformada de Sega:

```
> df.serie<-ur.df(serie, type="trend", lags=0);summary(df.serie) # lag calculado
con EasyReg Internacional

###############################################
# Augmented Dickey-Fuller Test Unit Root Test #
###############################################

Test regression trend


Call:
lm(formula = z.diff ~ z.lag.1 + 1 + tt)

Residuals:
    Min      1Q  Median      3Q     Max
-100.93  -21.83  -16.58   22.93  163.90

Coefficients:
            Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept)  23.2258    20.1548   1.152    0.259
z.lag.1      -0.1027     0.1231  -0.835    0.411
tt           -0.4658     1.6035  -0.290    0.774

Residual standard error: 53.77 on 27 degrees of freedom
Multiple R-squared: 0.07679,    Adjusted R-squared: 0.008404
F-statistic: 1.123 on 2 and 27 DF,  p-value: 0.3401


Value of test-statistic is: -0.8346 0.7634 1.1229

Critical values for test statistics:
      1pct  5pct 10pct
tau3 -4.15 -3.50 -3.18
phi2  7.02  5.13  4.31
phi3  9.31  6.73  5.61

> df.serie<-ur.df(serie, type="drift", lags=0);summary(df.serie) # lag calculado
con EasyReg Internacional

###############################################
# Augmented Dickey-Fuller Test Unit Root Test #
###############################################

Test regression drift


Call:
lm(formula = z.diff ~ z.lag.1 + 1)

Residuals:
    Min      1Q  Median      3Q     Max
-100.06  -22.89  -15.55   25.53  165.09

Coefficients:
            Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept)  19.4356    15.1076   1.286    0.209
z.lag.1      -0.1280     0.0856  -1.495    0.146

Residual standard error: 52.89 on 28 degrees of freedom
Multiple R-squared: 0.07391,    Adjusted R-squared: 0.04083
F-statistic: 2.234 on 1 and 28 DF,  p-value: 0.1461
```

```
Value of test-statistic is: -1.4948 1.1402

Critical values for test statistics:
      1pct  5pct 10pct
tau2 -3.58 -2.93 -2.60
phi1  7.06  4.86  3.94

> df.serie<-ur.df(serie, type="none", lags=0);summary(df.serie) # lag calculado
con EasyReg Internacional

###############################################
# Augmented Dickey-Fuller Test Unit Root Test #
###############################################

Test regression none


Call:
lm(formula = z.diff ~ z.lag.1 - 1)

Residuals:
     Min       1Q   Median       3Q      Max
-102.055  -20.696    2.716   27.269  172.927

Coefficients:
        Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
z.lag.1 -0.04326    0.05533  -0.782    0.441

Residual standard error: 53.48 on 29 degrees of freedom
Multiple R-squared: 0.02065,     Adjusted R-squared: -0.01312
F-statistic: 0.6115 on 1 and 29 DF,  p-value: 0.4406


Value of test-statistic is: -0.782

Critical values for test statistics:
      1pct  5pct 10pct
tau1 -2.62 -1.95 -1.61
```

Tabla 338: Contraste de Dickey-Fuller aumentado para verificar si la serie Sega tiene raíces unitarias

En la prueba de Dickey-Fuller se debe considerar con mucho detenimiento el valor de retardo aplicado. Para este propósito se analizan los valores a aplicar mediante el criterio de AIC. El programa ERI utilizado para calcular el óptimo valor de rezago en la prueba daba valores muy exactos calculados con el criterio de AIC.

Como se puede verificar en la Tabla 338 el valor de los estadísticos es superior en todos los casos al valor de contraste al 5%, por lo que no se puede rechazar la presencia de raíces unitarias. Esto lo corrobora el test de Phillips-Perron de la Tabla 339:

```
> pp.test(serie)

        Phillips-Perron Unit Root Test

data:  serie
Dickey-Fuller Z(alpha) = -4.8334, Truncation lag parameter = 2, p-value
= 0.8235
alternative hypothesis: stationary
```

Tabla 339: Corroboración de que la serie Sega presenta raíces unitarias mediante prueba de Phillips-Perron

Una vez verificada la presencia de raíces unitarias en la serie Sega es preciso verificar el nivel de diferenciación necesario. Para ello se realiza una diferenciación de la serie y se procede a realizar nuevamente todo el proceso previo:

```
> df1.serie<-diff(serie);ur.serie<-ur.df(df1.serie, type="trend",
lags=1);summary(ur.serie) # lag calculado con EasyReg Internacional

###############################################
# Augmented Dickey-Fuller Test Unit Root Test #
###############################################

Test regression trend


Call:
lm(formula = z.diff ~ z.lag.1 + 1 + tt + z.diff.lag)

Residuals:
     Min       1Q   Median       3Q      Max
-102.328  -21.354   -8.154   21.070  147.561

Coefficients:
            Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept) 26.43691   24.00446   1.101  0.28167
z.lag.1     -0.88997    0.26767  -3.325  0.00283 **
tt          -1.59120    1.36596  -1.165  0.25551
z.diff.lag   0.03857    0.20434   0.189  0.85188
---
Signif. codes:  0 ‘***’ 0.001 ‘**’ 0.01 ‘*’ 0.05 ‘.’ 0.1 ‘ ’ 1

Residual standard error: 56.72 on 24 degrees of freedom
Multiple R-squared: 0.4299,      Adjusted R-squared: 0.3586
F-statistic: 6.033 on 3 and 24 DF,  p-value: 0.003266


Value of test-statistic is: -3.3249 3.7517 5.6063

Critical values for test statistics:
      1pct  5pct 10pct
tau3 -4.15 -3.50 -3.18
phi2  7.02  5.13  4.31
phi3  9.31  6.73  5.61

> df1.serie<-diff(serie);ur.serie<-ur.df(df1.serie, type="drift",
lags=1);summary(ur.serie) # lag calculado con EasyReg Internacional

###############################################
# Augmented Dickey-Fuller Test Unit Root Test #
###############################################

Test regression drift

Call:
lm(formula = z.diff ~ z.lag.1 + 1 + z.diff.lag)

Residuals:
    Min      1Q  Median      3Q     Max
-107.76  -25.51    0.57   26.86  149.51

Coefficients:
             Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept)  1.455037  10.860968   0.134  0.89450
z.lag.1     -0.816948   0.262078  -3.117  0.00455 **
z.diff.lag   0.008854   0.204187   0.043  0.96576
---
Signif. codes:  0 ‘***’ 0.001 ‘**’ 0.01 ‘*’ 0.05 ‘.’ 0.1 ‘ ’ 1

Residual standard error: 57.12 on 25 degrees of freedom
Multiple R-squared: 0.3977,      Adjusted R-squared: 0.3495
F-statistic: 8.253 on 2 and 25 DF,  p-value: 0.00177

Value of test-statistic is: -3.1172 4.8794

Critical values for test statistics:
```

```
      1pct  5pct 10pct
tau2 -3.58 -2.93 -2.60
phi1  7.06  4.86  3.94

> df1.serie<-diff(serie);ur.serie<-ur.df(df1.serie, type="none",
lags=1);summary(ur.serie) # lag calculado con EasyReg Internacional

###############################################
# Augmented Dickey-Fuller Test Unit Root Test #
###############################################

Test regression none

Call:
lm(formula = z.diff ~ z.lag.1 - 1 + z.diff.lag)

Residuals:
    Min      1Q  Median      3Q     Max
-106.75  -23.90    2.02   28.36  150.82

Coefficients:
           Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
z.lag.1    -0.813144   0.255568  -3.182  0.00377 **
z.diff.lag  0.006536   0.199573   0.033  0.97412
---
Signif. codes:  0 ‘***’ 0.001 ‘**’ 0.01 ‘*’ 0.05 ‘.’ 0.1 ‘ ’ 1

Residual standard error: 56.03 on 26 degrees of freedom
Multiple R-squared: 0.3976,      Adjusted R-squared: 0.3512
F-statistic:  8.58 on 2 and 26 DF,  p-value: 0.001376

Value of test-statistic is: -3.1817

Critical values for test statistics:
      1pct  5pct 10pct
tau1 -2.62 -1.95 -1.61
```

Tabla 340: Contraste de Dickey-Fuller aumentado sobre la serie diferenciada Sega, para constatar la presencia de raíces unitarias adicionales

En este caso se han presentado 3 supuestos, ya que ERI daba valores muy inexactos, aunque confirmaba la hipótesis de más de una raíz unitaria. Así, si el orden de retardo es lag = 1, el valor de los test es diferente, de forma que la prueba con tendencia permite considerar raíces unitarias al 5%, la prueba con ‘drift’ considera raíces al 10%, y la última prueba resulta en una serie estacionaria. Al comprobar los resultados, resulta evidente que Sega necesita al menos una diferenciación, y la segunda parece acertada, si bien es posible que algún modelo con solo una diferenciación pudiera modelizar la serie correctamente.

Dado que por el método de ERI el número de lags necesarios resulta algo impreciso, se utiliza la función ndiffs() de la librería ‘forecast’ para verificar el número de diferenciaciones:

```
> ndiffs(serie, alpha=0.05, test="adf");ndiffs(serie, alpha=0.05,
test="pp")
[1] 2
[1] 1
```

Tabla 341: Cálculo del número de diferencias necesarias utilizando los test de ADF y PP

De esta manera, y si consideramos la segunda diferenciación, podemos acudir a la Tabla 337 y encontramos como modelo descriptivo el ARIMA (2,2,3), ARIMA (2,2,4) o bien un modelo ARIMA(2,1,4), que se deben de analizar y comparar.

12.3.7.1 Verificación de la corrección del modelo ARIMA: Sega

En primer lugar, se procede a verificar la normalidad de los residuos de manera visual, a fin de comprobar que los resultados de la Tabla 337 daban resultados correctos para el modelo ARIMA(2,2,3), ARIMA(2,2,4) o el ARIMA(2,1,4) encontrados. Es decir, se va a proceder a verificar ambos modelos gráficamente, mediante ACF de los residuos y el test de Ljung-Box.

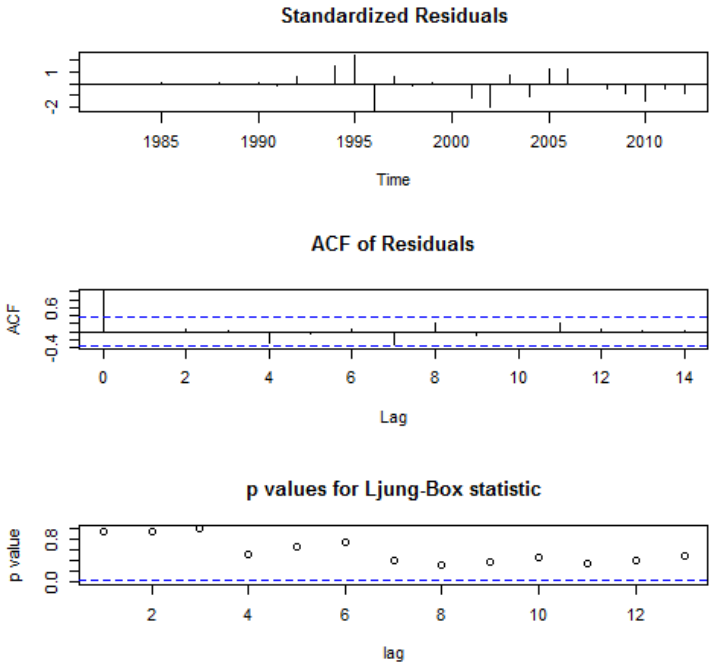


Ilustración 272: Gráfico de diagnosis de serie temporal de patentes de Sega, con ARIMA(2,2,3)

Como se puede observar en la Ilustración 272, en el tercer gráfico se puede ver que los p-valores están claramente por encima de p-value del test de Ljung-Box, aunque algo ajustados al comienzo de la serie, por lo que debemos aceptar la idoneidad del modelo ARIMA(2,2,3) propuesto.

De igual forma, tal y como se puede verificar en la Ilustración 273, en el tercer gráfico se puede ver que los p-valores están por encima del p-value del test de Ljung-Box, por encima del nivel de significación, lo que nos permite considerar de manera gráfica también como adecuado el modelo ARIMA(2,2,4) propuesto como segundo modelo anteriormente.

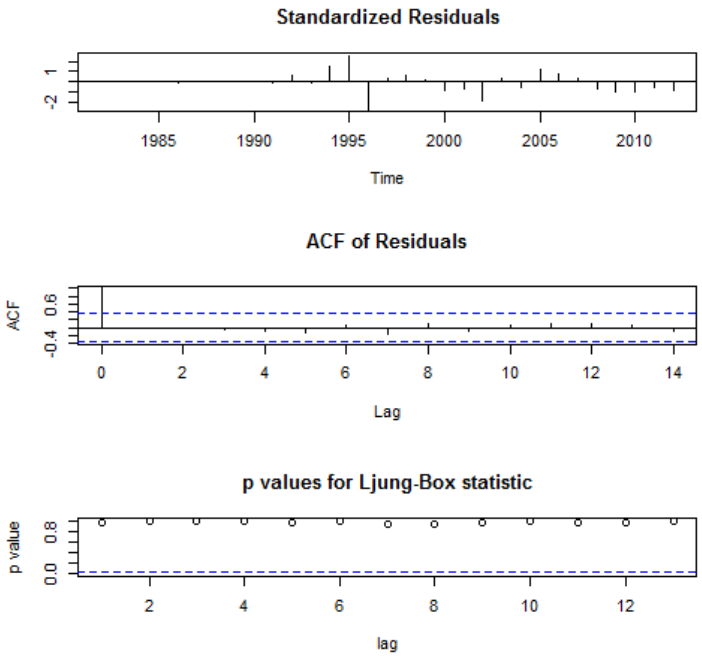


Ilustración 273: Gráfico de diagnosis de serie temporal de patentes de Sega, con ARIMA(2,2,4)

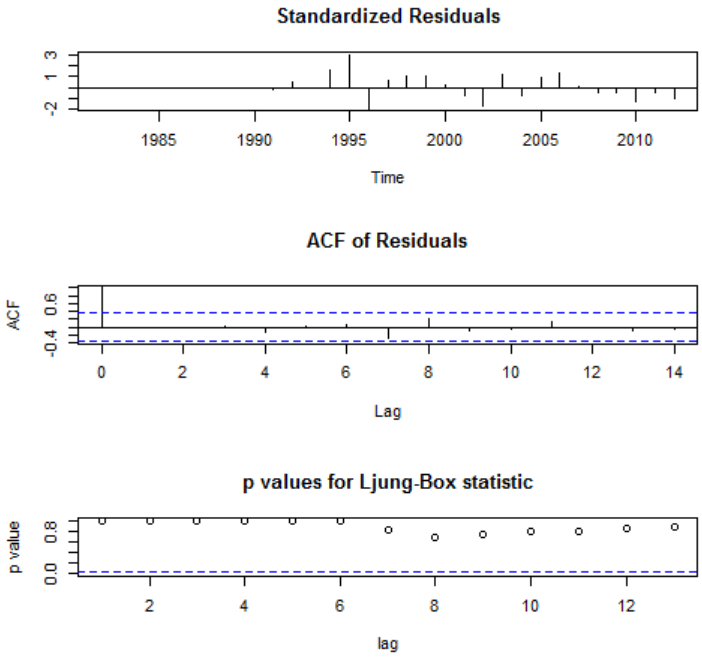


Ilustración 274: Gráfico de diagnosis de serie temporal de patentes de Sega, con ARIMA(2,1,4)

Finalmente, según se observa en la Ilustración 274, en el tercer gráfico se puede ver que los p-valores están claramente por encima del p-value del test de Ljung-Box, por encima del nivel de significación, lo que nos permite considerar de manera gráfica también como adecuado el último modelo ARIMA(2,1,4) propuesto como tercer modelo anteriormente.

En este caso, y para resolver la idoneidad de cuál modelo es más acertado se utilizará la prueba de Diebolt-Mariano (Diebold and Mariano, 1995) con un α = 0.1 de contraste para la aceptación o rechazo de la hipótesis de igualdad de medias en ambas series:

```
> dm.test(residuals(arima.2.2.3), residuals(arima.2.2.4), h=1)

        Diebold-Mariano Test

data:  residuals(arima.2.2.3) residuals(arima.2.2.4)
DM = 1.4092, Forecast horizon = 1, Loss function power = 2, p-value =
0.1691
alternative hypothesis: two.sided

> dm.test(residuals(arima.2.2.3), residuals(arima.2.2.4), h=1,
alternative="greater")

        Diebold-Mariano Test

data:  residuals(arima.2.2.3) residuals(arima.2.2.4)
DM = 1.4092, Forecast horizon = 1, Loss function power = 2, p-value =
0.08453
alternative hypothesis: greater

> dm.test(residuals(arima.2.2.3), residuals(arima.2.2.4), h=1,
alternative="less")

        Diebold-Mariano Test

data:  residuals(arima.2.2.3) residuals(arima.2.2.4)
DM = 1.4092, Forecast horizon = 1, Loss function power = 2, p-value =
0.9155
alternative hypothesis: less
```

Tabla 342: Test de Diebold-Mariano para verificar idoneidad de serie Sega entre modelos ARIMA(2,2,3) y ARIMA(2,2,4)

El resultado del test DM en el primer caso, p-value = 0.1691, indica una aceptación de la hipótesis nula de igualdad de capacidad predictiva pero muy justa, que no parece satisfactoria. El segundo test tiene un p-valor = 0.08453, es decir, no se puede aceptar la hipótesis nula, y la alternativa indica que el ARIMA(2,2,4) tiene mayor capacidad predictiva. El tercer test corrobora esta afirmación. Así, sobre esta primera comparación se elige el modelo ARIMA(2,2,4).

```
> dm.test(residuals(arima.2.1.4), residuals(arima.2.2.4), h=1)

        Diebold-Mariano Test

data:  residuals(arima.2.1.4) residuals(arima.2.2.4)
DM = -0.0728, Forecast horizon = 1, Loss function power = 2, p-value =
0.9424
alternative hypothesis: two.sided

> dm.test(residuals(arima.2.1.4), residuals(arima.2.2.4), h=1,
alternative="greater")

        Diebold-Mariano Test

data:  residuals(arima.2.1.4) residuals(arima.2.2.4)
DM = -0.0728, Forecast horizon = 1, Loss function power = 2, p-value =
0.5288
```

```
alternative hypothesis: greater

> dm.test(residuals(arima.2.1.4), residuals(arima.2.2.4), h=1,
alternative="less")

        Diebold-Mariano Test

data:  residuals(arima.2.1.4) residuals(arima.2.2.4)
DM = -0.0728, Forecast horizon = 1, Loss function power = 2, p-value =
0.4712
alternative hypothesis: less
```

Tabla 343: Test de Diebold-Mariano para verificar idoneidad de serie Sega entre modelos ARIMA(2,1,4) y ARIMA(2,2,4)

En los 3 test da un valor por encima claramente del nivel de contraste por lo que en ningún caso se puede rechazar la hipótesis nula de igualdad de capacidad predictiva. Es decir, todos los modelos tiene igual capacidad predictiva. Por ello, se considera el más sencillo, el modelo ARIMA(2,1,4).

12.3.7.2 Comprobación de la corrección del modelo obtenido

Se analizan los resultados del apartado anterior. Se realiza un análisis predictivo del comportamiento de la serie, por medios distintos de los utilizados anteriormente, a fin de contrastar los resultados obtenidos en el proceso previo.

```
> serie.auto <- auto.arima(serie, max.p=4, max.q=4, max.order=20, start.p=0,
start.q=0, seasonal=FALSE, xreg=1:length(serie), ic="aic", stepwise=FALSE,
trace=TRUE, test="adf");serie.auto

 ARIMA(0,2,0)          : 1e+20 *
 ARIMA(0,2,1)          : 1e+20 *
 ARIMA(0,2,2)                  : 323.6579
 ARIMA(0,2,3)                  : 325.6537
 ARIMA(0,2,4)          : 1e+20 *
 ARIMA(1,2,0)          : 1e+20 *
 ARIMA(1,2,1)          : 1e+20 *
 ARIMA(1,2,2)          : 1e+20 *
 ARIMA(1,2,3)          : 1e+20 *
 ARIMA(1,2,4)                  : 1e+20
 ARIMA(2,2,0)                  : 326.968
 ARIMA(2,2,1)                  : 1e+20
 ARIMA(2,2,2)          : 1e+20 *
 ARIMA(2,2,3)                  : 1e+20
 ARIMA(2,2,4)                  : 326.9002
 ARIMA(3,2,0)                  : 328.8968
 ARIMA(3,2,1)                  : 1e+20
 ARIMA(3,2,2)                  : 1e+20
 ARIMA(3,2,3)                  : 1e+20
 ARIMA(3,2,4)                  : 1e+20
 ARIMA(4,2,0)          : 1e+20 *
 ARIMA(4,2,1)                  : 326.3525
 ARIMA(4,2,2)                  : 328.1913
 ARIMA(4,2,3)                  : 328.5354
 ARIMA(4,2,4)          : 1e+20 *

Series: serie
ARIMA(0,2,2)

Coefficients:
          ma1      ma2  1:length(serie)
      -0.7427  -0.2078             8.2317
s.e.   0.2441   0.2169                NaN
```

```
sigma^2 estimated as 2904:  log likelihood=-157.83
AIC=323.66   AICc=325.32   BIC=329.13
Mensajes de aviso perdidos
In sqrt(diag(x$var.coef)) : Se han producido NaNs
```

Tabla 344: Instrucción R de cálculo automático de ARIMA en función de test 'adf' (contraste aumentado de Dickey-Fuller) y resultados obtenidos para la serie Sega

Como se puede ver en la Tabla 344, el valor de ARIMA obtenido para la serie transformada no se corresponde con el valor obtenido previamente. En este caso, el modelo obtenido por la función auto.arima() indica un modelo autorregresivo de segundo orden ARIMA(0,2,2).

De nuevo, para resolver la idoneidad de cuál modelo es más acertado se utilizará la prueba de Diebolt-Mariano con un α = 0.1 de contraste para la aceptación o rechazo de la hipótesis de igualdad de medias en ambas series.

```
> dm.test(residuals(serie.auto), residuals(arima.2.1.4), h=1)

        Diebold-Mariano Test

data:  residuals(serie.auto) residuals(arima.2.1.4)
DM = 1.3944, Forecast horizon = 1, Loss function power = 2, p-value =
0.1734
alternative hypothesis: two.sided

> dm.test(residuals(serie.auto), residuals(arima.2.1.4), h=1,
alternative="greater")

        Diebold-Mariano Test

data:  residuals(serie.auto) residuals(arima.2.1.4)
DM = 1.3944, Forecast horizon = 1, Loss function power = 2, p-value =
0.08672
alternative hypothesis: greater

> dm.test(residuals(serie.auto), residuals(arima.2.1.4), h=1,
alternative="less")

        Diebold-Mariano Test

data:  residuals(serie.auto) residuals(arima.2.1.4)
DM = 1.3944, Forecast horizon = 1, Loss function power = 2, p-value =
0.9133
alternative hypothesis: less
```

Tabla 345: Test de Diebold-Mariano para verificar idoneidad de serie Sega entre modelos ARIMA(0,2,2) y ARIMA(2,1,4)

El resultado del test DM en el primer caso, p-value = 0.1734, indica una aceptación de la hipótesis nula de igualdad de capacidad predictiva pero muy justa, que no parece satisfactoria. El segundo test tiene un p-valor = 0.08672, es decir, no se puede aceptar la hipótesis nula, y la alternativa indica que el ARIMA(2,1,4) tiene mayor capacidad predictiva. El tercer test corrobora esta afirmación. Así, sobre esta primera comparación se elige el modelo ARIMA(2,1,4).

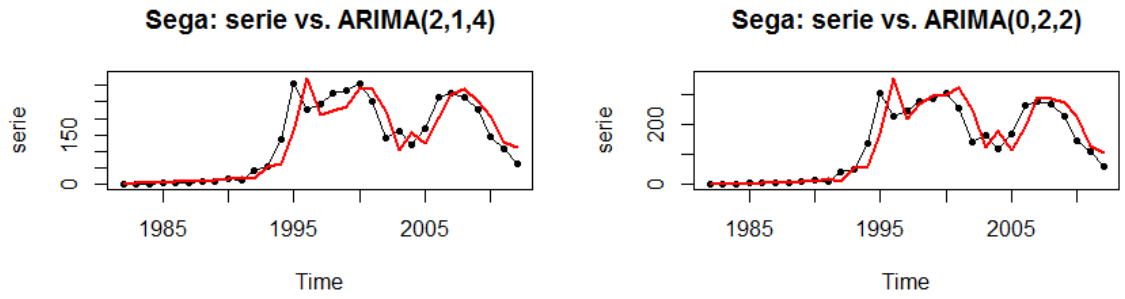


Ilustración 275: Comparativa de resultados de los modelos ARIMA(2,1,4) y ARIMA(0,2,2) sobre la serie Sega

En la Ilustración 275 se muestra una doble comparación entre la serie original y la obtenida mediante el modelo ARIMA(2,1,4) y el ARIMA(0,2,2). Como se observa, la diferencia en el ajuste visualmente es mínima, y no es relevante.

En la Ilustración 276 siguiente se muestra una comparación entre la serie original completa y el modelo ARIMA(2,1,4) equivalente, así como el ajuste de los residuos obtenidos en la búsqueda de arima. Así, la función ARIMA(2,1,4) se aproxima con la precisión necesaria para identificar correctamente la serie de patentes de Sega.

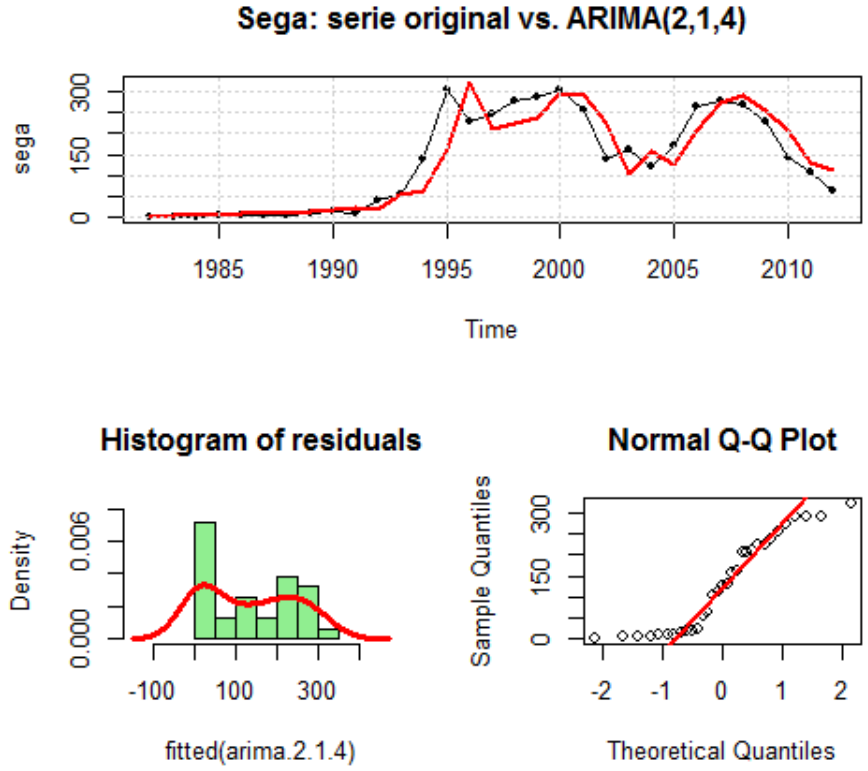


Ilustración 276: Representación gráfica del modelo ARIMA(2,1,4) para Sega

Los valores arima del modelo son:

```
> arima.2.1.4$coef
      ar1           ar2           ma1           ma2           ma3
0.49237876    0.09492953   -0.39437794   -0.22233419   -0.08337221
      ma4  1:length(serie)
-0.29991376     5.33871307
```

Tabla 346: Coeficientes arima para el modelo ARIMA(2,1,4) de Sega

Por lo tanto, de acuerdo con los valores estimados en la función arima() de la Tabla 346 se puede identificar para la serie Sega el modelo arima siguiente:

$$Y_t = \Delta X_t$$

$$Y_t - \mu = \phi_1(X_{t-1} - \mu) + \phi_1(X_{t-2} - \mu) - \theta_1\varepsilon_{t-1} - \theta_2\varepsilon_{t-2} - \theta_3\varepsilon_{t-3} - \theta_3\varepsilon_{t-4} + \varepsilon_t$$

$$Y_t - 5.338 = 0.49(X_{t-1} - 5.338) + 0.09(X_{t-2} - 5.338)$$
$$+0.39\varepsilon_{t-1} + 0.222\varepsilon_{t-2} + 0.08\varepsilon_{t-3} + 0.2999\varepsilon_{t-4} + \varepsilon_t$$

Ecuación 44: Modelo Arima para la serie Sega, de acuerdo a resultado ARIMA(2,1,4)

12.3.8 Identificación de modelo ARIMA: SONY

En primer lugar, y a fin de encontrar un modelo ARIMA que ajuste como modelo descriptivo de la serie SONY, se procede a verificar el comportamiento de las funciones ACF y PACF de la serie de datos ajustada (ver Tabla 278).

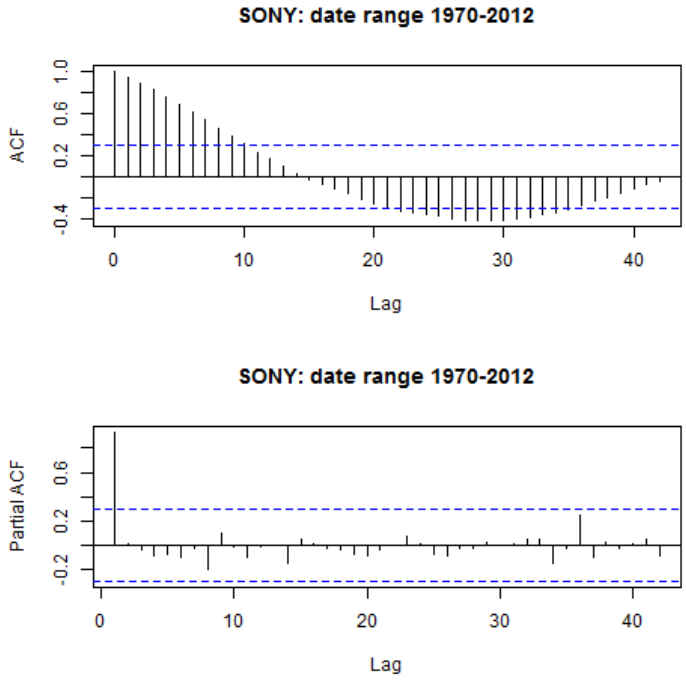


Ilustración 277: Modelos gráficos ACF y PACF para serie de tiempo de SONY

RETARDO	ACF	PACF	Estad-Q.	[valor p]	RETARDO	ACF	PACF	Estad-Q.	[valor p]

1	0,9359	0,9359	40,3561	[0,000]	22	-0,3244	0,0007	256,4986	[0,000]
2	0,8781	0,0177	76,7495	[0,000]	23	-0,3407	0,0757	267,7287	[0,000]
3	0,8198	-0,0331	109,2589	[0,000]	24	-0,3563	0,0071	280,6542	[0,000]
4	0,7546	-0,0877	137,5083	[0,000]	25	-0,3731	-0,0723	295,6189	[0,000]
5	0,6857	-0,0724	161,4495	[0,000]	26	-0,3904	-0,0851	312,9648	[0,000]
6	0,6103	-0,0972	180,9287	[0,000]	27	-0,4041	-0,0267	332,709	[0,000]
7	0,5387	-0,0193	196,5268	[0,000]	28	-0,4113	-0,022	354,5324	[0,000]
8	0,4482	-0,1969	207,6307	[0,000]	29	-0,4092	0,0186	377,6735	[0,000]
9	0,3775	0,0947	215,7425	[0,000]	30	-0,4037	0,0016	401,9294	[0,000]
10	0,3097	-0,0159	221,3657	[0,000]	31	-0,3962	0,0135	427,2468	[0,000]
11	0,2342	-0,0961	224,6818	[0,000]	32	-0,3789	0,0463	452,5052	[0,000]
12	0,1664	-0,0078	226,41	[0,000]	33	-0,3519	0,0447	476,4689	[0,000]
13	0,1044	0,0012	227,1135	[0,000]	34	-0,3362	-0,1433	500,7695	[0,000]
14	0,0337	-0,15	227,1895	[0,000]	35	-0,3161	-0,0212	524,9352	[0,000]
15	-0,0254	0,0544	227,2342	[0,000]	36	-0,2653	0,2426	544,3975	[0,000]
16	-0,0716	0,0134	227,6014	[0,000]	37	-0,2304	-0,0976	561,5221	[0,000]
17	-0,116	-0,0231	228,6021	[0,000]	38	-0,1938	0,0239	576,0556	[0,000]
18	-0,1615	-0,0434	230,62	[0,000]	39	-0,1594	-0,0284	588,345	[0,000]
19	-0,2051	-0,0737	234,0126	[0,000]	40	-0,1184	0,0084	597,3877	[0,000]
20	-0,2487	-0,0909	239,2169	[0,000]	41	-0,0752	0,0433	602,8592	[0,000]
21	-0,2937	-0,0377	246,8039	[0,000]	42	-0,0403	-0,0811	605,9997	[0,000]

Tabla 347: Función de autocorrelación para serie SONY

En principio, y basándonos en los resultados de la Ilustración 277, se puede esperar que el modelo resultante se ajuste a un modelo ARMA diferenciado. No obstante, a continuación, en la Tabla 348 se analizan diversos modelos de ajuste ARIMA, indicando el criterio de Aceptación (Log Likelihood y Akaike), y los test sobre los residuos para verificar la idoneidad de ajuste a la normalidad de los mismos, siguiendo los test de Ljung-Box y Box-Pierce (G. E. P. Box and Pierce, 1970), (G. E. P. Box and Cox, 1982).

	Aceptación		Ajuste			Aceptación		Ajuste	
Model	LogLik	AIC	Ljung	Box-Pierce	Model	LogLik	AIC	Ljung	Box-Pierce
ARIMA(0,0,0)	-388,01321	780,02643	0,00000	0,00000	ARIMA(1,2,1)	-307,76448	621,52896	0,98855	0,99991
ARIMA(0,0,1)	-363,21537	732,43074	0,00000	0,00000	ARIMA(0,2,3)	-307,03142	622,06284	0,99326	0,99998
ARIMA(0,0,2)	-352,09579	712,19158	0,00000	0,00000	ARIMA(1,1,1)	-314,85986	635,71972	0,99452	0,99997
ARIMA(0,0,3)	-343,53138	697,06276	0,00000	0,00005	ARIMA(0,2,1)	-307,98600	619,97199	0,99554	0,99997
ARIMA(0,0,4)	-338,08172	688,16344	0,00000	0,00274	ARIMA(0,1,1)	-314,87945	633,75889	0,99571	0,99998
ARIMA(1,2,0)	-318,17256	640,34512	0,72518	0,96959	ARIMA(1,1,0)	-314,88775	633,77550	0,99573	0,99998
ARIMA(2,0,1)	-322,20104	654,40209	0,83478	0,99985	ARIMA(1,1,2)	-313,50327	635,00654	0,99661	0,99999
ARIMA(2,0,0)	-323,98487	655,96974	0,91738	0,99998	ARIMA(0,1,0)	-314,91436	631,82873	0,99735	0,99999
ARIMA(1,0,1)	-323,98048	655,96096	0,91832	0,99998	ARIMA(1,1,4)	-309,57244	631,14488	0,99785	1,00000
ARIMA(1,0,0)	-323,99977	653,99954	0,93483	0,99999	ARIMA(1,1,3)	-309,63085	629,26171	0,99805	1,00000
ARIMA(1,0,2)	-323,78882	657,57764	0,94467	1,00000	ARIMA(0,1,3)	-313,28146	634,56293	0,99832	1,00000
ARIMA(2,0,2)	-322,60790	657,21580	0,94552	0,99999	ARIMA(0,1,2)	-314,66232	635,32464	0,99863	1,00000
ARIMA(0,2,0)	-322,73416	647,46832	0,96002	0,99814	ARIMA(0,1,4)	-312,21288	634,42576	0,99963	1,00000
ARIMA(1,0,3)	-322,37727	656,75454	0,97328	1,00000	ARIMA(1,2,4)	-303,66101	619,32202	0,99982	1,00000
ARIMA(1,0,4)	-321,29883	656,59767	0,97920	1,00000	ARIMA(1,2,3)	-304,47889	618,95778	0,99990	1,00000
ARIMA(1,2,2)	-307,46523	622,93046	0,98148	0,99987	ARIMA(0,2,4)	-304,47892	618,95784	0,99990	1,00000
ARIMA(0,2,2)	-307,60802	621,21604	0,98417	0,99989					

Tabla 348: Estimaciones para búsqueda de modelo ARIMA óptimo, para SONY

Según la Tabla 348 el modelo explicativo más sencillo para Sony es el ARIMA (1,2,0). No obstante, si atendemos al criterio de log likelihood se encuentra en la Tabla 348 un

ARIMA (1,2,4), que presenta también mejores coeficientes de AIC, mejor loglikelihood, y los valores de los test de Ljung-Box y Box-Pierce son sensiblemente superiores. De igual manera, resulta interesante que se verifique el modelo ARIMA(1,2,2), ya que presenta un log likelihood similar al ARIMA(1,2,1) eliminando el ajuste autorregresivo.

Así, desde un punto de vista estricto no podemos afirmar que un modelo ARMA sea eficiente para caracterizar esta serie dado que no conocemos si la serie tiene raíces unitarias o no. Es decir, si la serie tuviera raíces unitarias estaríamos en disposición de considerar que el modelo característico debería tomar la serie diferenciada.

En este punto se realiza un contraste de raíces unitarias mediante el test de Dickey-Fuller aumentado para la serie SONY:

```
> df.serie<-ur.df(serie, type="trend", lags=0);summary(df.serie) # lag calculado
con EasyReg Internacional

###############################################
# Augmented Dickey-Fuller Test Unit Root Test #
###############################################

Test regression trend


Call:
lm(formula = z.diff ~ z.lag.1 + 1 + tt)

Residuals:
   Min     1Q Median     3Q    Max
-703.6 -224.1  -36.9  156.2 1632.4

Coefficients:
             Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept)  59.8598   138.0817   0.434   0.6670
z.lag.1      -0.2219     0.1058  -2.098   0.0425 *
tt           33.1444    17.4181   1.903   0.0645 .
---
Signif. codes:  0 ‘***’ 0.001 ‘**’ 0.01 ‘*’ 0.05 ‘.’ 0.1 ‘ ’ 1

Residual standard error: 410.6 on 39 degrees of freedom
Multiple R-squared: 0.1036,      Adjusted R-squared: 0.05762
F-statistic: 2.253 on 2 and 39 DF,  p-value: 0.1186


Value of test-statistic is: -2.0976 2.828 2.2534

Critical values for test statistics:
      1pct  5pct 10pct
tau3 -4.15 -3.50 -3.18
phi2  7.02  5.13  4.31
phi3  9.31  6.73  5.61

> df.serie<-ur.df(serie, type="drift", lags=0);summary(df.serie) # lag calculado
con EasyReg Internacional

###############################################
# Augmented Dickey-Fuller Test Unit Root Test #
###############################################

Test regression drift


Call:
lm(formula = z.diff ~ z.lag.1 + 1)

Residuals:
     Min       1Q   Median       3Q      Max
```

```
-1006.27  -195.70   -48.84   228.04  1615.84

Coefficients:
             Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept) 213.35848  115.68219   1.844   0.0725 .
z.lag.1      -0.02987    0.03277  -0.912   0.3673
---
Signif. codes:  0 ‘***’ 0.001 ‘**’ 0.01 ‘*’ 0.05 ‘.’ 0.1 ‘ ’ 1

Residual standard error: 423.9 on 40 degrees of freedom
Multiple R-squared: 0.02036,     Adjusted R-squared: -0.004131
F-statistic: 0.8313 on 1 and 40 DF,  p-value: 0.3673


Value of test-statistic is: -0.9118 2.282

Critical values for test statistics:
      1pct  5pct 10pct
tau2 -3.58 -2.93 -2.60
phi1  7.06  4.86  3.94

> df.serie<-ur.df(serie, type="none", lags=0);summary(df.serie) # lag calculado
con EasyReg Internacional

###############################################
# Augmented Dickey-Fuller Test Unit Root Test #
###############################################

Test regression none


Call:
lm(formula = z.diff ~ z.lag.1 - 1)

Residuals:
     Min       1Q   Median       3Q      Max
-1141.78   -77.44    55.72   240.87  1563.57

Coefficients:
        Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
z.lag.1  0.01997    0.01906   1.048    0.301

Residual standard error: 436.1 on 41 degrees of freedom
Multiple R-squared: 0.02608,     Adjusted R-squared: 0.002328
F-statistic: 1.098 on 1 and 41 DF,  p-value: 0.3008


Value of test-statistic is: 1.0479

Critical values for test statistics:
      1pct  5pct 10pct
tau1 -2.62 -1.95 -1.61
```

Tabla 349: Contraste de Dickey-Fuller aumentado para averiguar si la serie SONY tiene raíces unitarias

En la prueba de Dickey-Fuller se debe considerar con mucho detenimiento el valor de retardo aplicado.

Para este propósito se analizan los valores a aplicar mediante el criterio de AIC. El programa ERI utilizado para calcular el óptimo valor de rezago en la prueba no daba valores fluctuantes calculados con el criterio de AIC.

Como se puede verificar en la Tabla 349 el valor del estadístico en los 3 casos es siempre superior al valor del crítico de contraste al 5%, por lo que no se puede rechazar la presencia de raíces unitarias.

Esto lo corrobora el test de Phillips-Perron de la Tabla 350:

```
> pp.test(serie)

        Phillips-Perron Unit Root Test

data:  serie
Dickey-Fuller Z(alpha) = -8.7655, Truncation lag parameter = 3, p-value
= 0.5811
alternative hypothesis: stationary
```

Tabla 350: Corroboración de que la serie SONY presenta raíces unitarias mediante prueba de Phillips-Perron

Una vez verificada la presencia de raíces unitarias en la serie Sony es preciso verificar el nivel de diferenciación necesario. Para ello se realiza una diferenciación de la serie y se procede a realizar nuevamente todo el proceso previo:

```
> df1.serie<-diff(serie);ur.serie<-ur.df(df1.serie, type="trend",
lags=3);summary(ur.serie) # lag calculado con EasyReg Internacional

###############################################
# Augmented Dickey-Fuller Test Unit Root Test #
###############################################

Test regression trend


Call:
lm(formula = z.diff ~ z.lag.1 + 1 + tt + z.diff.lag)

Residuals:
    Min      1Q  Median      3Q     Max
-935.08 -209.26  -53.46  193.05 1352.08

Coefficients:
             Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept) 248.32007  182.16724   1.363  0.18235
z.lag.1      -1.21292    0.43716  -2.775  0.00915 **
tt           -3.95215    6.70468  -0.589  0.55969
z.diff.lag1   0.04971    0.37176   0.134  0.89446
z.diff.lag2  -0.19213    0.27461  -0.700  0.48921
z.diff.lag3  -0.12112    0.18034  -0.672  0.50664
---
Signif. codes:  0 ‘***’ 0.001 ‘**’ 0.01 ‘*’ 0.05 ‘.’ 0.1 ‘ ’ 1

Residual standard error: 450.5 on 32 degrees of freedom
Multiple R-squared: 0.6062,      Adjusted R-squared: 0.5447
F-statistic: 9.852 on 5 and 32 DF,  p-value: 9.004e-06


Value of test-statistic is: -2.7745 2.6168 3.9179

Critical values for test statistics:
      1pct  5pct 10pct
tau3 -4.15 -3.50 -3.18
phi2  7.02  5.13  4.31
phi3  9.31  6.73  5.61

> df1.serie<-diff(serie);ur.serie<-ur.df(df1.serie, type="drift",
lags=3);summary(ur.serie) # lag calculado con EasyReg Internacional

###############################################
# Augmented Dickey-Fuller Test Unit Root Test #
###############################################

Test regression drift


Call:
lm(formula = z.diff ~ z.lag.1 + 1 + z.diff.lag)
```

```
Residuals:
    Min      1Q  Median      3Q     Max
-988.4 -194.7  -28.8  200.7 1308.5

Coefficients:
             Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept) 156.65412   93.93742   1.668  0.10485
z.lag.1      -1.19253    0.43146  -2.764  0.00927 **
z.diff.lag1   0.04015    0.36771   0.109  0.91371
z.diff.lag2  -0.19700    0.27176  -0.725  0.47362
z.diff.lag3  -0.12214    0.17854  -0.684  0.49868
---
Signif. codes:  0 ‘***’ 0.001 ‘**’ 0.01 ‘*’ 0.05 ‘.’ 0.1 ‘ ’ 1

Residual standard error: 446 on 33 degrees of freedom
Multiple R-squared: 0.6019,      Adjusted R-squared: 0.5537
F-statistic: 12.47 on 4 and 33 DF,  p-value: 2.743e-06


Value of test-statistic is: -2.7639 3.8271

Critical values for test statistics:
      1pct  5pct 10pct
tau2 -3.58 -2.93 -2.60
phi1  7.06  4.86  3.94

> df1.serie<-diff(serie);ur.serie<-ur.df(df1.serie, type="none",
lags=3);summary(ur.serie) # lag calculado con EasyReg Internacional

###############################################
# Augmented Dickey-Fuller Test Unit Root Test #
###############################################

Test regression none


Call:
lm(formula = z.diff ~ z.lag.1 - 1 + z.diff.lag)

Residuals:
    Min      1Q  Median      3Q     Max
-908.66  -57.57   69.31  282.75 1433.34

Coefficients:
            Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
z.lag.1      -0.7340     0.3411  -2.152   0.0386 *
z.diff.lag1  -0.3240     0.3035  -1.068   0.2932
z.diff.lag2  -0.4328     0.2381  -1.818   0.0779 .
z.diff.lag3  -0.2289     0.1710  -1.339   0.1896
---
Signif. codes:  0 ‘***’ 0.001 ‘**’ 0.01 ‘*’ 0.05 ‘.’ 0.1 ‘ ’ 1

Residual standard error: 457.6 on 34 degrees of freedom
Multiple R-squared: 0.5684,      Adjusted R-squared: 0.5176
F-statistic: 11.19 on 4 and 34 DF,  p-value: 6.674e-06


Value of test-statistic is: -2.1519

Critical values for test statistics:
      1pct  5pct 10pct
tau1 -2.62 -1.95 -1.61
```

Tabla 351: Contraste de Dickey-Fuller aumentado sobre la serie diferenciada SONY, para constatar la presencia de raíces unitarias adicionales

En este caso se han presentado 3 supuestos, ya que ERI daba valores de lag entre 2 y 3, aunque confirmaba la hipótesis de más de una raíz unitaria. Así, el valor de los test difiere, de forma que la prueba con tendencia permite considerar raíces unitarias al 5%, la prueba con ‘drift’ considera raíces al 5%, y la última prueba presenta raíces al 10%. Al comprobar los resultados, resulta evidente que Sony necesita al menos una

diferenciación, y una segunda parece acertada, si bien es posible que algún modelo con solo una diferenciación pudiera modelizar la serie correctamente.

Dado que por el método de ERI el número de lags necesarios resulta algo impreciso, se utiliza la función ndiffs() de la librería 'forecast' para verificar el número de diferenciaciones:

```
> ndiffs(serie, alpha=0.05, test="adf");ndiffs(serie, alpha=0.05,
test="pp")
[1] 2
[1] 1
```

Tabla 352: Cálculo del número de diferencias necesarias utilizando los test de ADF y PP

Tal y como avanzaban los resultados de ERI, el test ADF para ndiff() indica dos diferenciaciones, aunque el test PP marca 1 y es posible que los análisis posteriores muestren la necesidad de esta segunda diferenciación.

De esta manera, y si consideramos la segunda diferenciación, podemos acudir a la Tabla 348 y encontramos como modelo descriptivo el ARIMA (1,2,0), ARIMA (1,2,4) o bien un modelo ARIMA(1,2,2), que se deben de analizar y comparar.

12.3.8.1 Verificación de la corrección del modelo ARIMA: SONY

En primer lugar, se procede a verificar la normalidad de los residuos de manera visual, a fin de comprobar que los resultados de la Tabla 348 daban resultados correctos para el modelo ARIMA(1,2,0), ARIMA(1,2,4) o el ARIMA(1,2,2) encontrados. Es decir, se va a proceder a verificar los modelos gráficamente, mediante ACF de los residuos y el test de Ljung-Box.

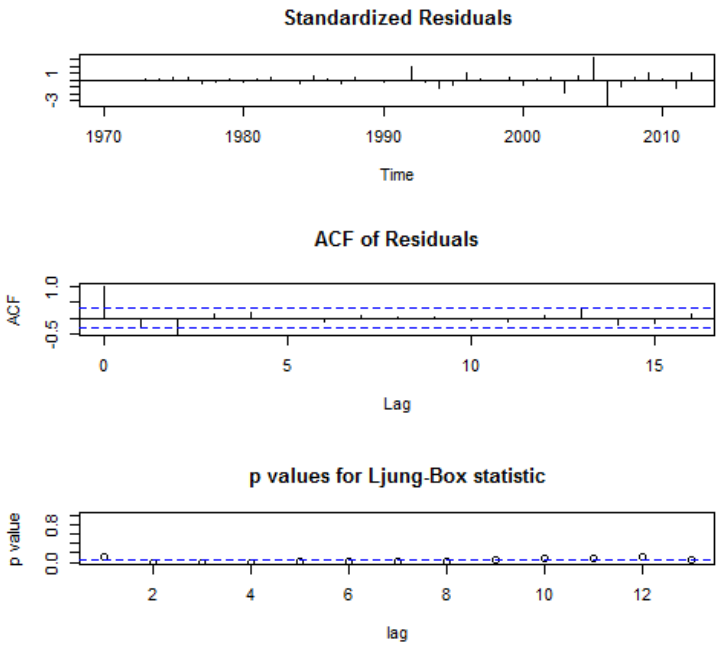


Ilustración 278: Gráfico de diagnosis de serie temporal de patentes de SONY, con ARIMA(1,2,0)

Como se puede observar en la Ilustración 278, en el tercer gráfico se puede ver que los p-valores están claramente por debajo de p-value del test de Ljung-Box, por lo que debemos rechazar directamente la idoneidad del modelo ARIMA(1,2,0) propuesto.

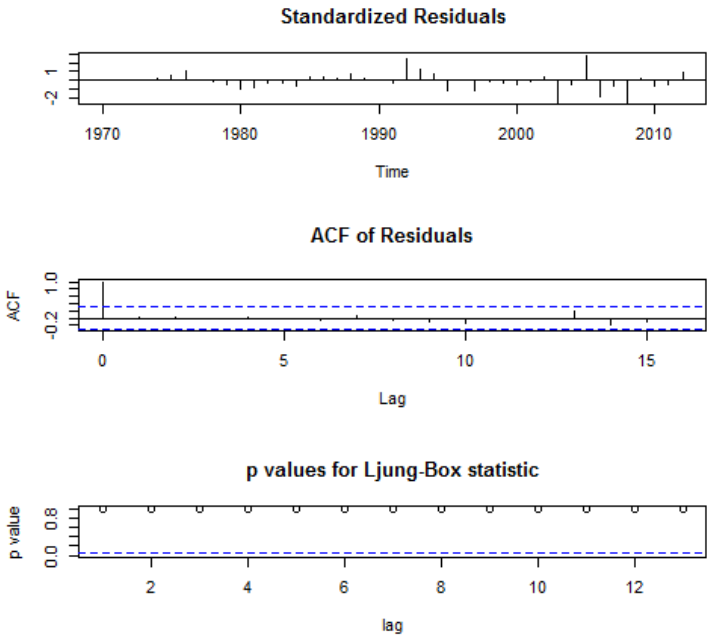


Ilustración 279: Gráfico de diagnosis de serie temporal de patentes de SONY, con ARIMA(1,2,4)

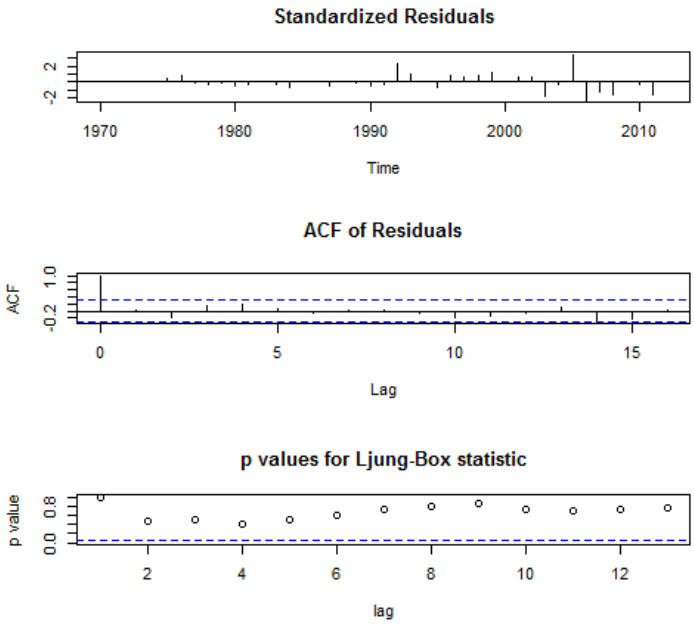


Ilustración 280: Gráfico de diagnosis de serie temporal de patentes de SONY, con ARIMA(1,2,2)

Por otra parte, tal y como se puede verificar en la Ilustración 279, en el tercer gráfico se puede ver que los p-valores están por encima del p-value del test de Ljung-Box, por encima del nivel de significación, lo que nos permite considerar de manera gráfica también como adecuado el modelo ARIMA(1,2,4) propuesto como segundo modelo anteriormente.

Finalmente, según se observa en la Ilustración 280, en el tercer gráfico se puede ver que los p-valores están claramente por encima del p-value del test de Ljung-Box, por encima del nivel de significación, lo que nos permite considerar de manera gráfica también como adecuado el último modelo ARIMA(1,2,2) propuesto como tercer modelo anteriormente.

En este caso, y para resolver la idoneidad de cuál modelo es más acertado se utilizará la prueba de Diebolt-Mariano (Diebold and Mariano, 1995) con un α = 0.1 de contraste para la aceptación o rechazo de la hipótesis de igualdad de medias en ambas series:

```
> dm.test(residuals(arima.1.2.4), residuals(arima.1.2.2), h=1)

        Diebold-Mariano Test

data:  residuals(arima.1.2.4) residuals(arima.1.2.2)
DM = -1.2367, Forecast horizon = 1, Loss function power = 2, p-value =
0.2231
alternative hypothesis: two.sided

> dm.test(residuals(arima.1.2.4), residuals(arima.1.2.2), h=1,
alternative="greater")

        Diebold-Mariano Test

data:  residuals(arima.1.2.4) residuals(arima.1.2.2)
```

```
DM = -1.2367, Forecast horizon = 1, Loss function power = 2, p-value =
0.8885
alternative hypothesis: greater

> dm.test(residuals(arima.1.2.4), residuals(arima.1.2.2), h=1,
alternative="less")

        Diebold-Mariano Test

data:  residuals(arima.1.2.4) residuals(arima.1.2.2)
DM = -1.2367, Forecast horizon = 1, Loss function power = 2, p-value =
0.1115
alternative hypothesis: less
```

Tabla 353: Test de Diebold-Mariano para verificar idoneidad de serie SONY entre modelos ARIMA(1,2,4) y ARIMA(1,2,2)

El resultado del test DM en el primer caso, p-value = 0.2231, indica una aceptación de la hipótesis nula de igualdad de capacidad. El tercer test valora la hipótesis alternativa de que ARIMA(1,2,2) tenga menor capacidad predictiva que ARIMA(1,2,4), dando el p-valor = 0.1115, no rechazando la hipótesis nula pero por muy escaso margen. No obstante, se opta por aceptar el modelo más sencillo en semejanza de capacidad predictiva; esto es, ARIMA(1,2,2).

12.3.8.2 Comprobación de la corrección del modelo obtenido

Se analizan los resultados del apartado anterior. Se realiza un análisis predictivo del comportamiento de la serie, por medios distintos de los utilizados anteriormente, a fin de contrastar los resultados obtenidos en el proceso previo.

```
> serie.auto <- auto.arima(serie, max.p=4, max.q=4, max.order=20,
start.p=0, start.q=0, seasonal=FALSE, xreg=1:length(serie), ic="aic",
stepwise=FALSE, trace=TRUE, test="adf");serie.auto

 ARIMA(0,2,0)           : 1e+20 *
 ARIMA(0,2,1)           : 1e+20 *
 ARIMA(0,2,2)           : 1e+20 *
 ARIMA(0,2,3)                   : 1e+20
 ARIMA(0,2,4)                   : 1e+20
 ARIMA(1,2,0)           : 1e+20 *
 ARIMA(1,2,1)                   : 1e+20
 ARIMA(1,2,2)           : 1e+20 *
 ARIMA(1,2,3)           : 1e+20 *
 ARIMA(1,2,4)                   : 1e+20
 ARIMA(2,2,0)                   : 631.8252
 ARIMA(2,2,1)           : 1e+20 *
 ARIMA(2,2,2)                   : 624.0868
 ARIMA(2,2,3)                   : 1e+20
 ARIMA(2,2,4)           : 1e+20 *
 ARIMA(3,2,0)                   : 627.6189
 ARIMA(3,2,1)           : 1e+20 *
 ARIMA(3,2,2)           : 1e+20 *
 ARIMA(3,2,3)           : 1e+20 *
 ARIMA(3,2,4)                   : 1e+20
 ARIMA(4,2,0)                   : 625.651
 ARIMA(4,2,1)           : 1e+20 *
 ARIMA(4,2,2)                   : 1e+20
 ARIMA(4,2,3)                   : 1e+20
```

```
 ARIMA(4,2,4)                    : 1e+20

Series: serie
ARIMA(2,2,2)

Coefficients:
          ar1      ar2      ma1    ma2  1:length(serie)
      -0.0392  -0.3470  -1.0334  0.267         139.6202
s.e.      NaN   0.1597      NaN    NaN       65599.3837

sigma^2 estimated as 170085:  log likelihood=-306.04
AIC=624.09   AICc=626.56   BIC=634.37
Mensajes de aviso perdidos
In sqrt(diag(x$var.coef)) : Se han producido NaNs
```

Tabla 354: Instrucción R de cálculo automático de ARIMA en función de test 'adf' (contraste aumentado de Dickey-Fuller) y resultados obtenidos para la serie SONY

Como se puede ver en la Tabla 354, el valor de ARIMA obtenido para la serie transformada no se corresponde con el valor previo obtenido. En este caso, el modelo obtenido por la función auto.arima() indica un modelo ARIMA(2,2,2).

De nuevo, para resolver la idoneidad de cuál modelo es más acertado se utilizará la prueba de Diebolt-Mariano con un α = 0.1 de contraste para la aceptación o rechazo de la hipótesis de igualdad de medias en ambas series.

```
> dm.test(residuals(serie.auto), residuals(arima.1.2.2), h=1)

        Diebold-Mariano Test

data:  residuals(serie.auto) residuals(arima.1.2.2)
DM = -0.0829, Forecast horizon = 1, Loss function power = 2, p-value =
0.9343
alternative hypothesis: two.sided

> dm.test(residuals(serie.auto), residuals(arima.1.2.2), h=1,
alternative="greater")

        Diebold-Mariano Test

data:  residuals(serie.auto) residuals(arima.1.2.2)
DM = -0.0829, Forecast horizon = 1, Loss function power = 2, p-value =
0.5329
alternative hypothesis: greater

> dm.test(residuals(serie.auto), residuals(arima.1.2.2), h=1,
alternative="less")

        Diebold-Mariano Test

data:  residuals(serie.auto) residuals(arima.1.2.2)
DM = -0.0829, Forecast horizon = 1, Loss function power = 2, p-value =
0.4671
alternative hypothesis: less
```

Tabla 355: Test de Diebold-Mariano para verificar idoneidad de serie SONY entre modelos ARIMA(1,2,2) y ARIMA(2,2,2)

El resultado del test DM da un p-valor que permite no rechazar la hipótesis nula de igualdad de capacidad predictiva en ninguno de los test. Por ello, se considera nuevamente más sencillo el modelo ARIMA(1,2,2).

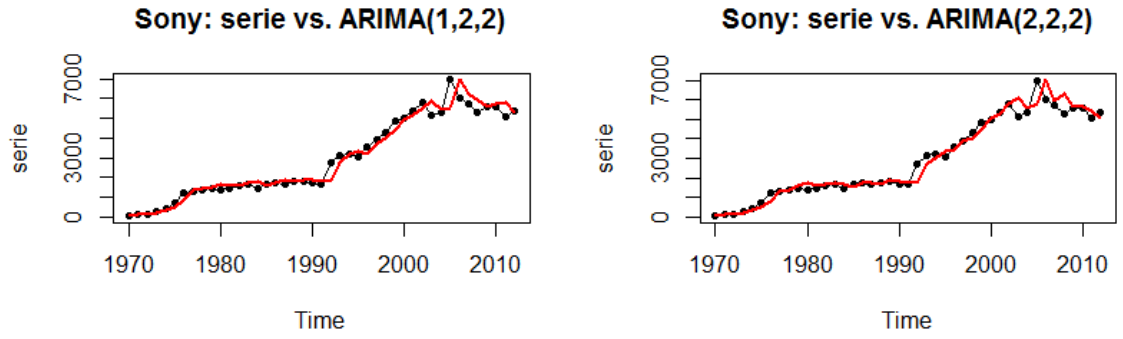


Ilustración 281: Comparativa de resultados de los modelos ARIMA(1,2,2) y ARIMA(2,2,2) sobre la serie SONY

En la Ilustración 281 se muestra una doble comparación entre la serie original y la obtenida mediante el modelo ARIMA(1,2,2) y el ARIMA(2,2,2).

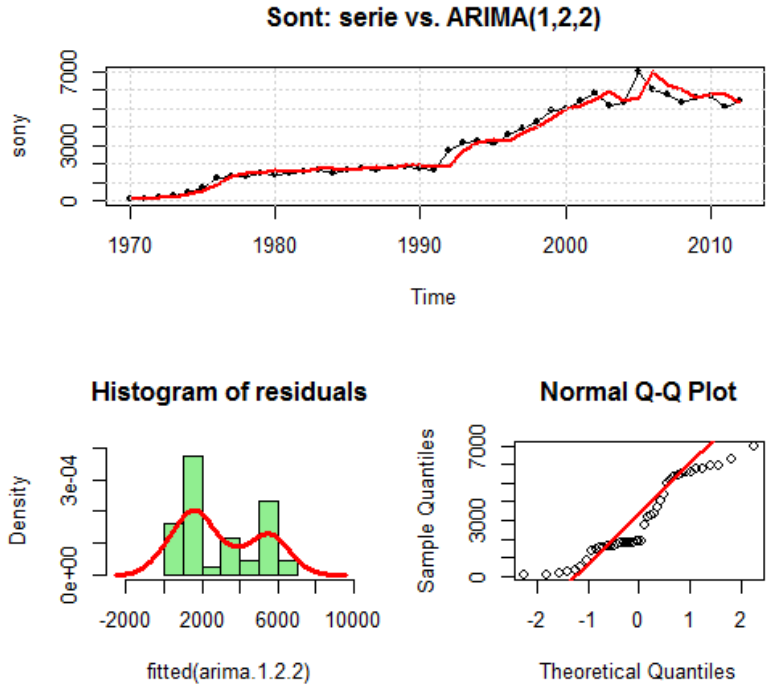


Ilustración 282: Representación gráfica del modelo ARIMA(1,2,2) para SONY

En la Ilustración 282 anterior se muestra una comparación entre la serie original y el modelo ARIMA(1,2,2) equivalente, así como el ajuste de los residuos obtenidos en la búsqueda de arima.

Los valores arima del modelo son:

```
> arima.1.2.2$coef
     ar1                  ma1                  ma2
   0.2314843           -1.3917145            0.3917158
1:length(serie) - 1e-04
            139.6206781
```

Tabla 356: Coeficientes arima para el modelo ARIMA(1,2,2) de SONY

Por lo tanto, de acuerdo con los valores estimados en la función arima() de la Tabla 356 se puede identificar para la serie SONY el modelo arima siguiente:

$$Y_t = \Delta^2 X_t$$
$$Y_t - \mu = \phi_1 (X_{t-1} - \mu) - \theta_1 \varepsilon_{t-1} - \theta_2 \varepsilon_{t-2} + \varepsilon_t$$

$$Y_t - 139.62 = 0.23\left(X_{t-1} - 139.62\right) + \varepsilon_t + 1.39\varepsilon_{t-1} - 0.39\varepsilon_{t-2}$$

Ecuación 45: Modelo Arima para la serie SONY, de acuerdo a resultado ARIMA(1,2,2)

12.3.9 Resumen de las variables según modelo ARIMA

Después de analizar el comportamiento de las 8 series en los apartados anteriores se puede establecer una tabla comparativa resumida de los resultados:

			Aceptación		Ajuste	
Variable	**Modelo**	**Integración**	**LogLik**	**AIC**	**Ljung**	**Box-Pierce**
Amstrad	ARIMA(0,2,1)	I(2)	-31,449946	64,899891	0,823676	0,983936
Atari	ARIMA(0,2,1)	I(2)	-72,7541	149,5082	0,8992	0,9992
Commodore	ARIMA(0,1,1)	I(1)	-27,37333	58,74665	0,13506	0,94758
Microsoft	ARIMA(3,2,1)	I(2)	-220,1459	450,2917	0,9999982	0,9999999
NEC	ARIMA(2,2,3)	I(2)	-377,40348	766,80696	0,99747	0,99993
Nintendo	ARIMA(0,1,1)	I(1)	-76,88739	157,77477	0,07612	0,99794
Sega	ARIMA(2,1,4)	I(1)	-159,95939	333,91878	0,99023	0,9998
SONY	ARIMA(1,2,2)	I(2)	-307,46523	622,93046	0,98148	0,99987

Tabla 357: Resumen de los resultados de modelos ARIMA sobre las variables de patentes

De acuerdo con los datos de la Tabla 357 se pueden extraer algunas conclusiones interesantes:

- Atari y Amstrad tienen el mismo orden de integración I(2), por lo que es posible estimar una relación de cointegración para estas variables.
- Microsoft y Sony tienen también el mismo orden de integración I(2), por lo que es posible que se pueda establecer algún tipo de regresión de cointegración entre ambos.

- Nintendo y Sega tienen un orden de integración I(1), por lo que es posible que se pueda intentar estimar una cointegración entre dichas variables.
- La variable NEC tiene orden de integración I(2), por lo que puede intentar estimarse algún tipo de relación con otras variables de su misma zona temporal.
- En principio Commodore tiene coeficiente de integración I(1) y no puede integrarse con ninguna otra variable de su mismo ámbito temporal.

Puesto que el estudio pretende valorar la relación, si existe, entre videojuegos y patentes primando la influencia de videojuegos, dado que existe competencia real en el mercado, pero no es así directamente en la inversión en acción y realización de patentes, por ello no se realiza análisis de cointegración entre las diversas variables de patentes, puesto que en principio no tiene objeto real ni utilidad directa sobre el estudio de la relación entre videojuegos y patentes.

Hasta este punto quedan caracterizadas las variables de patentes y ahora restaría analizar la interacción con las variables de videojuegos.

13 Análisis de la Vida Útil Restante (VUR) de patentes de videojuegos

En este punto se van a realizar diversos cálculos sobre valoración de patentes de videojuegos, tomando como base la metodología desarrollada en el Título 9 Caracterización del tiempo de vida útil de una patente tecnológica.

Se pretende realizar una aproximación al cómputo de la obsolescencia, el cálculo de la función de vida útil restante, y una ejemplificación de la aplicación del modelo de Potencial de Utilidad de marca.

13.1 Cálculo de obsolescencia endógena de las variables

En este punto se desarrollan cálculos para aproximar el valor de la obsolescencia endógena de las variables en estudio, siguiendo los pasos metodológicos del Título 9.3 La función de obsolescencia acelerada.

A este respecto, se ha desarrollado código en R para la gestión de esta función de obsolescencia, 'makeAOF()', la cual se encuentra en detalle en el Anexo 6.

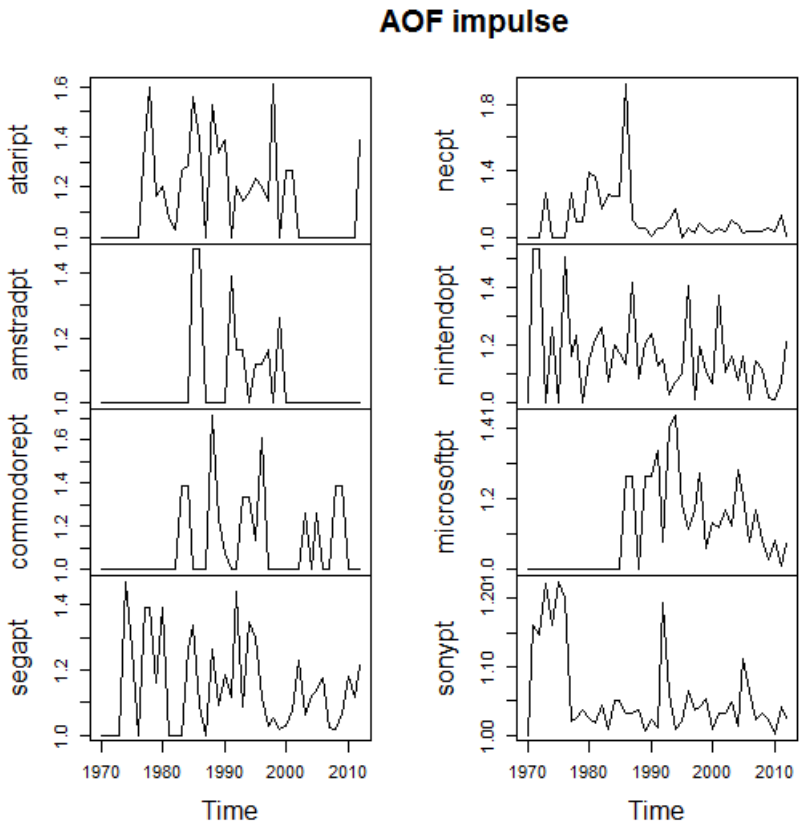


Ilustración 283: Representación gráfica de obsolescencia en las 8 variables en estudio

Para los cálculos del valor de obsolescencia puntual o impulso interanual se parte de los datos sin transformación, resultando en un comportamiento como el que muestra la Ilustración 283 .

A continuación se procede a realizar el cómputo de los valores de la función de obsolescencia media acumulada, y cuya representación gráfica se observa en la Ilustración 284.

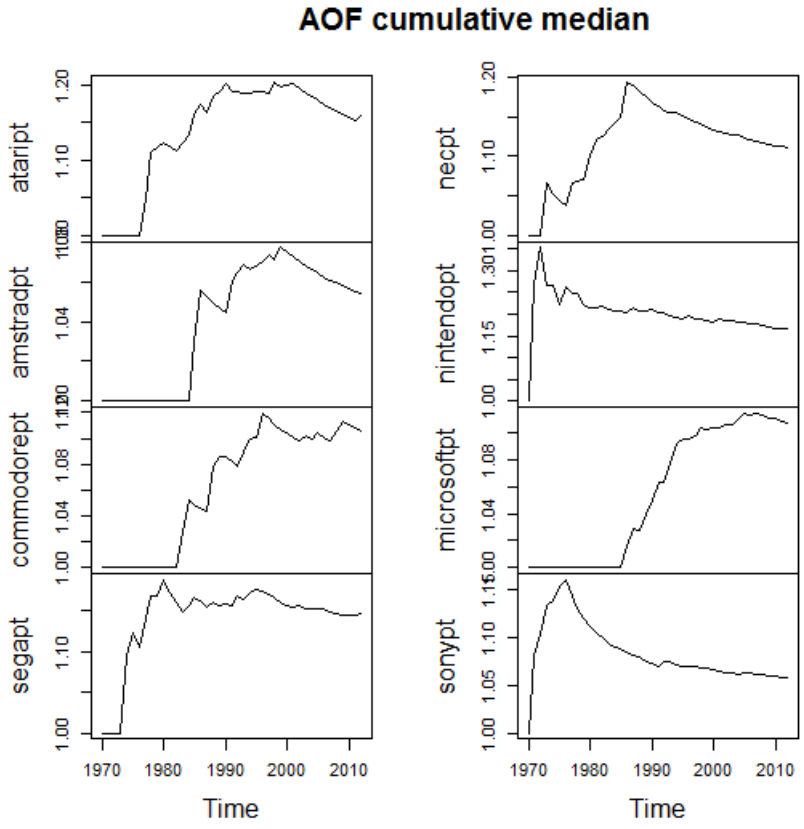


Ilustración 284: Representación gráfica de los valores de la función de obsolescencia media acumulada en las 8 variables en estudio

Como se puede verificar comparando las gráficas de AOF y AOF media acumulada, el comportamiento para un año cualquiera difiere sensiblemente dependiendo de la utilización de una u otra función.

Un ejemplo de esta diferencia se puede observar en la Ilustración 285, en la que se comparan las gráficas para AOF y AOF media acumulada de la variables Sony y se observa como para un año determinado, en este caso 1977, el valor resultante muestra una sensible variación. Qué tipo de función de obsolescencia se está utilizando es necesario identificarlo a la hora de utilizar la función de cálculo de vida útil restante, ya que la función de obsolescencia es fundamental en dicho cómputo.

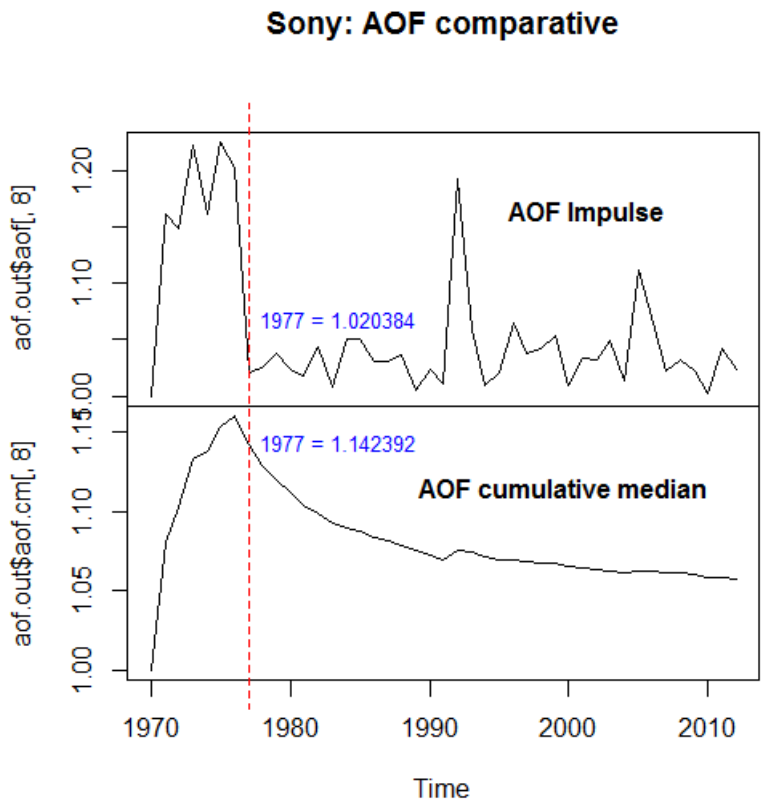


Ilustración 285: Ejemplo de diferencia de valor para un año concreto entre el uso de la función AOF o la AOF media acumulada

13.2 Cálculo de VUR de las variables

Ahora se desarrollan cálculos para aproximar el VUR de las variables en estudio, siguiendo los pasos metodológicos del Título 9.4 Definición de la función de cálculo de la vida útil restante de patentes tecnológicas.

Para todos los cálculos se ha utilizado siempre la función de obsolescencia media acumulada[123].

Para facilitar el cómputo de estos valores se ha confeccionado código en R, 'makeVUR()', que se encuentra en detalle en el Anexo 6.

[123] El valor que se suministra a la función de AOF siempre es el valor del año previo al computado. Es decir si se quiere saber el VUR de una patente creada en 1977 se utiliza el AOF del año 1976, ya que es el que está calculado con todas las observaciones cerradas del año 1976. También pueden utilizarse cálculos interanuales, pero no es el objeto de este estudio y no se ha investigado este aspecto, dejándose para futuras ampliaciones.

Para cada año se puede calcular un vector con los valores correspondientes a ese año y los consecutivos hasta que el VUR calculado sea inferior a cero (VUR > 0). Este sería un vector VUR asociado a cada patente y año. Es decir, para cada patente de un año cualquiera se puede calcular un vector asociado que nos indicara el valor de utilidad remanente esperado para cada año restante y el máximo año de utilidad (longitud máxima del vector).

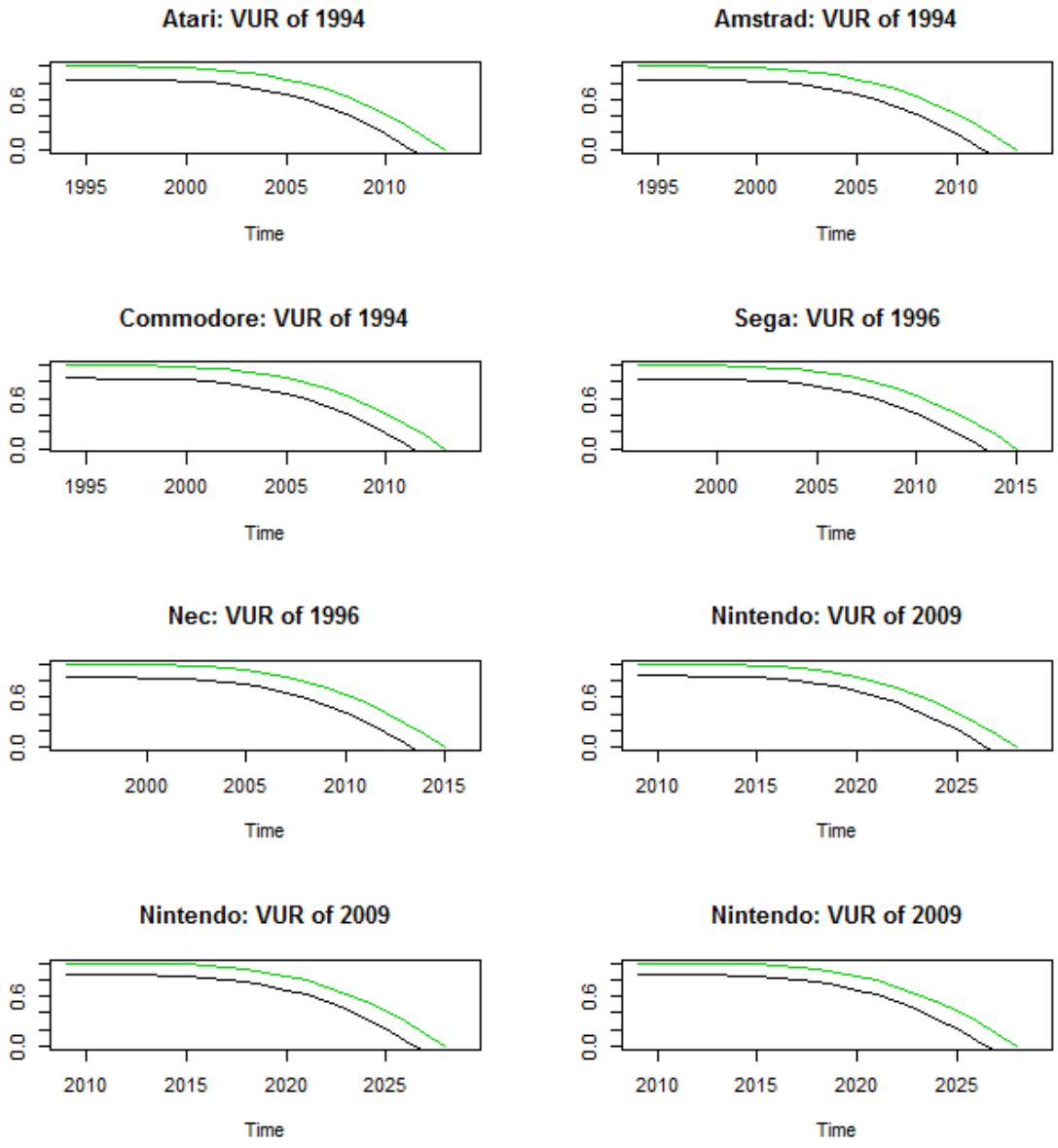


Ilustración 286: Representación de ejemplos de cálculo de diversos vectores de VUR para cada variable en distintos años

En la Ilustración 286 se presentan gráficamente los vectores asociados a las ocho variables en estudio en diversos años, comparadas con un VUR ideal sin obsolescencia y tiempo máximo de vida (en verde en la gráfica).

año	Atari	Amstrad	Commodore	año	Sega	Nec	año	Nintendo	Microsoft	Sony
1994	0,8404759	0,8404759	0,8404759	1996	0,8395712	0,8395712	2009	0,8580565	0,8580565	0,8580565
1995	0,8403383	0,8403383	0,8403383	1997	0,8394335	0,8394335	2010	0,8579217	0,8579217	0,8579217
1996	0,8397421	0,8397421	0,8397421	1998	0,8388366	0,8388366	2011	0,8573377	0,8573377	0,8573377
1997	0,8381376	0,8381376	0,8381376	1999	0,8372304	0,8372304	2012	0,8557661	0,8557661	0,8557661
1998	0,8347578	0,8347578	0,8347578	2000	0,8338470	0,8338470	2013	0,8524553	0,8524553	0,8524553
1999	0,8286235	0,8286235	0,8286235	2001	0,8277062	0,8277062	2014	0,8464459	0,8464459	0,8464459
2000	0,8185543	0,8185543	0,8185543	2002	0,8176262	0,8176262	2015	0,8365802	0,8365802	0,8365802
2001	0,8031874	0,8031874	0,8031874	2003	0,8022432	0,8022432	2016	0,8215210	0,8215210	0,8215210
2002	0,7810093	0,7810093	0,7810093	2004	0,7800421	0,7800421	2017	0,7997800	0,7997800	0,7997800
2003	0,7504017	0,7504017	0,7504017	2005	0,7494035	0,7494035	2018	0,7697624	0,7697624	0,7697624
2004	0,7097078	0,7097078	0,7097078	2006	0,7086698	0,7086698	2019	0,7298285	0,7298285	0,7298285
2005	0,6573212	0,6573212	0,6573212	2007	0,6562342	0,6562342	2020	0,6783777	0,6783777	0,6783777
2006	0,5918000	0,5918000	0,5918000	2008	0,5906556	0,5906556	2021	0,6139564	0,6139564	0,6139564
2007	0,5120074	0,5120074	0,5120074	2009	0,5107991	0,5107991	2022	0,5353919	0,5353919	0,5353919
2008	0,4172781	0,4172781	0,4172781	2010	0,4160031	0,4160031	2023	0,4419494	0,4419494	0,4419494
2009	0,3076040	0,3076040	0,3076040	2011	0,3062657	0,3062657	2024	0,3335111	0,3335111	0,3335111
2010	0,1838323	0,1838323	0,1838323	2012	0,1824423	0,1824423	2025	0,2107667	0,2107667	0,2107667
2011	0,0478599	0,0478599	0,0478599	2013	0,0464411	0,0464411	2026	0,0754037	0,0754037	0,0754037

Tabla 358: Vectores calculados para las variables representadas en la Ilustración 286, años 1994,1996 y 2009 según los grupos indicados

En la Tabla 358 se muestran los vectores correspondientes a los cálculos realizados para la representación de ejemplo en la Ilustración 286. Así las variables Atari, Amstrad y Commodore, se han calculado sobre la base del año 1994. Sega y Nec se han calculado sobre la base del año 1996. Y finalmente, Nintendo, Microsoft y Sony se han calculado sobre la base del año 2009.

En este caso, coincidentemente, la 8 variables tiene una esperanza de vida útil restante de 18 años, y debido a la influencia de la función de obsolescencia, su valor inicial es sensiblemente inferior al ideal de 1 (p.e. Atari tiene en 1994 un valor de 0.84047 < 1).

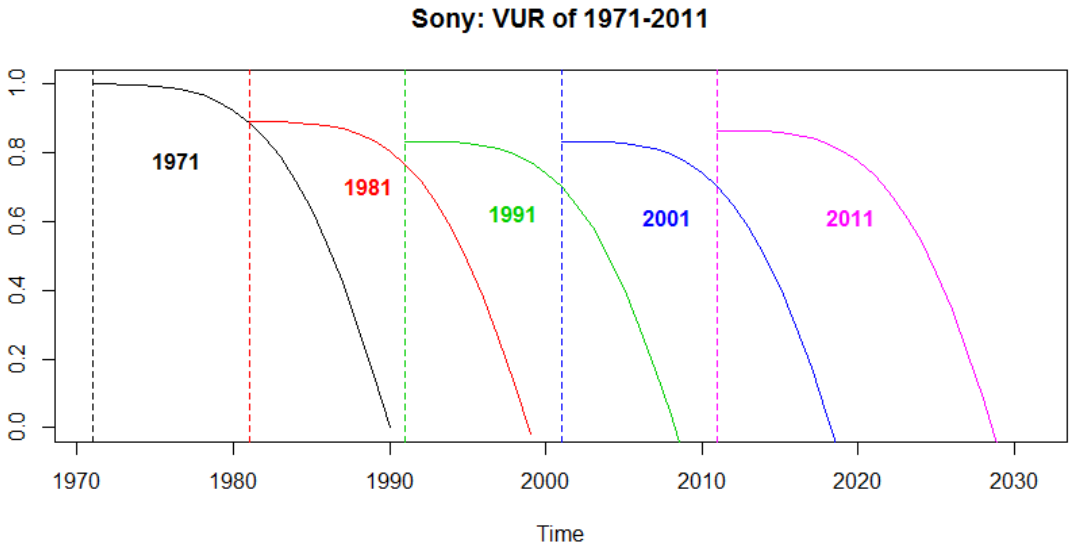


Ilustración 287: Representación del vector VUR en varios años para la variable Sony

Por otro lado, tal y como se puede observar en la Ilustración 287, se verifica que el comportamiento de la función de cálculo del VUR para una sola variable en el tiempo proporciona un inestimable modelo de comparación en cuanto al rendimiento teórico de las patentes en diversos años.

Año	1971	Año	1981	Año	1991	Año	2001	Año	2011
1971	0,9999923	1981	0,8904173	1991	0,8329750	2001	0,8335948	2011	0,8640389
1972	0,9998766	1982	0,8902874	1992	0,8328362	2002	0,8334561	2012	0,8639051
1973	0,9993755	1983	0,8897246	1993	0,8322346	2003	0,8328549	2013	0,8633251
1974	0,9980267	1984	0,8882100	1994	0,8306157	2004	0,8312372	2014	0,8617644
1975	0,9951847	1985	0,8850192	1995	0,8272056	2005	0,8278296	2015	0,8584765
1976	0,9900237	1986	0,8792268	1996	0,8210165	2006	0,8216451	2016	0,8525083
1977	0,9815438	1987	0,8697153	1997	0,8108578	2007	0,8114938	2017	0,8427101
1978	0,9685832	1988	0,8551915	1998	0,7953559	2008	0,7960032	2018	0,8277528
1979	0,9498357	1989	0,8342127	1999	0,7729860	2009	0,7736492	2019	0,8061568
1980	0,9238795	1990	0,8052256	2000	0,7421198	2010	0,7428046	2020	0,7763350
1981	0,8892168	1991	0,7666227	2001	0,7010933	2011	0,7018058	2021	0,7366536
1982	0,8443279	1992	0,7168174	2002	0,6482982	2012	0,6490446	2022	0,6855143
1983	0,7877420	1993	0,6543419	2003	0,5822981	2013	0,5830844	2023	0,6214604
1984	0,7181263	1994	0,5779679	2004	0,5019736	2014	0,5028040	2024	0,5433076
1985	0,6343933	1995	0,4868515	2005	0,4066909	2015	0,4075671	2025	0,4502995
1986	0,5358268	1996	0,3806971	2006	0,2964920	2016	0,2974115	2026	0,3422830
1987	0,4222228	1997	0,2599363	2007	0,1722955	2017	0,1732497	2027	0,2198971
1988	0,2940403	1998	0,1259093	2008	0,0360923	2018	0,0370649	2028	0,0847616
1989	0,152555								
1990	0								

Tabla 359: Vectores para la variable Sony calculados para los años 1971, 1981, 1991, 2001 y 2011

Año	1971	Año	1981	Año	1981	Año	1991
1981	0,8892168	1981	0,8904173	1991	0,7666227	1991	0,8329750
1982	0,8443279	1982	0,8902874	1992	0,7168174	1992	0,8328362
1983	0,7877420	1983	0,8897246	1993	0,6543419	1993	0,8322346
1984	0,7181263	1984	0,8882100	1994	0,5779679	1994	0,8306157
1985	0,6343933	1985	0,8850192	1995	0,4868515	1995	0,8272056
1986	0,5358268	1986	0,8792268	1996	0,3806971	1996	0,8210165
1987	0,4222228	1987	0,8697153	1997	0,2599363	1997	0,8108578
1988	0,2940403	1988	0,8551915	1998	0,1259093	1998	0,7953559
1989	0,152555	1989	0,8342127				
1990	0	1990	0,8052256				

Año	1991	Año	2001	Año	2001	Año	2011
2001	0,7010933	2001	0,8335948	2011	0,7018058	2011	0,8640389
2002	0,6482982	2002	0,8334561	2012	0,6490446	2012	0,8639051
2003	0,5822981	2003	0,8328549	2013	0,5830844	2013	0,8633251
2004	0,5019736	2004	0,8312372	2014	0,5028040	2014	0,8617644
2005	0,4066909	2005	0,8278296	2015	0,4075671	2015	0,8584765
2006	0,2964920	2006	0,8216451	2016	0,2974115	2016	0,8525083
2007	0,1722955	2007	0,8114938	2017	0,1732497	2017	0,8427101
2008	0,0360923	2008	0,7960032	2018	0,0370649	2018	0,8277528

Tabla 360: Detalle de las concurrencias temporales de distintos vectores VUR para una misma variable

En la Tabla 359 se pueden observar los valores que toma cada vector para la secuencia temporal correspondiente, de forma que se puede verificar y analizar el comportamiento descendente y la pérdida de valor útil estimada.

Adicionalmente, en la Tabla 360 se muestran las concurrencias para los mismos rangos temporales de los diversos vectores calculados. De esta manera, se pueden verificar las variaciones para una misma fecha que genera cada función de cálculo de VUR según los valores de partida, especialmente el valor de la función de obsolescencia, y analizar estas variaciones en relación con los valores de partida.

En definitiva, se puede establecer que para cada variable de patentes existe un vector único asociado a esta, el vector VUR.

13.3 Análisis de la función de patente de marca

En esta apartada se pretende revisar los conceptos indicados en el Título 9.5 Desarrollo de modelo de cálculo del potencial de utilidad anual de marca, en el que se desarrollaba un modelo de cómputo que sirva de caracterización del potencial tecnológico relativo a la presentación de patentes tecnológicas durante la historia de la marca.

Sobre este supuesto se van considerar 3 aspectos, a saber:

(1) cálculo del histórico de potencial de marca y su representación,
(2) diferenciación de la serie temporal de potencial de marca, importancia y significado, y
(3) aplicación práctica del potencial de marca a una variable concreta.

13.3.1 Cálculo del histórico de potencial de marca

Aplicando la función de potencial de marca representada en la Ecuación 12, y trasladada a formato de computación en R-cran, se puede generar una serie temporal, es decir un valor de potencial de marca para cada año en serie histórica, tal y como se verifica en la Tabla 361.

Año	Atari	Amstrad	Commodore	Sega	Nec	Nintendo	Microsoft	Sony
1970	15,59787	15,59787	15,59787	15,59787	15,59787	15,59787	15,59787	15,59787
1971	15,59787	15,59787	15,59787	15,59787	15,59787	11,93350	15,59787	14,39387
1972	15,59787	15,59787	15,59787	15,59787	15,59787	10,88865	15,59787	14,07146
1973	15,59787	15,59787	15,59787	15,59787	14,60385	11,93350	15,59787	13,65624
1974	15,59787	15,59787	15,59787	14,19253	14,79767	11,93806	15,59787	13,57598
1975	15,59787	15,59787	15,59787	13,79626	14,92824	12,48998	15,59787	13,37926
1976	15,59787	15,59787	15,59787	14,04123	15,02217	11,98472	15,59787	13,28485
1977	14,85513	15,59787	15,59787	13,54590	14,60385	12,13743	15,59787	13,52098
1978	13,96800	15,59787	15,59787	13,17140	14,56046	12,15797	15,59787	13,70128
1979	13,89498	15,59787	15,59787	13,17954	14,52584	12,46900	15,59787	13,82855
1980	13,78722	15,59787	15,59787	12,91198	14,10907	12,55189	15,59787	13,95072

1981	13,84156	15,59787	15,59787	13,11877	13,80010	12,54405	15,59787	14,05978
1982	13,93999	15,59787	15,59787	13,29598	13,74562	12,49799	15,59787	14,12546
1983	13,78938	15,59787	15,16915	13,44953	13,62038	12,62953	15,59787	14,21746
1984	13,64164	15,59787	14,80685	13,34524	13,51454	12,63749	15,59787	14,25711
1985	13,27797	15,14501	14,85513	13,19444	13,42606	12,66446	15,59787	14,29210
1986	13,09744	14,75601	14,89786	13,25277	12,82064	12,71810	15,35825	14,33956
1987	13,22623	14,80161	14,93594	13,37415	12,88513	12,56427	15,14829	14,38207
1988	12,97055	14,84253	14,41709	13,29609	12,97785	12,65300	15,17163	14,41624
1989	12,87110	14,87944	14,30534	13,34088	13,06043	12,65496	14,99393	14,46940
1990	12,74761	14,91292	14,31230	13,32156	13,16928	12,63428	14,83487	14,50528
1991	12,86632	14,68035	14,36850	13,34569	13,23725	12,68288	14,64365	14,54655
1992	12,86122	14,61549	14,41999	13,17895	13,30147	12,71365	14,63527	14,46875
1993	12,88725	14,55626	14,26607	13,22396	13,33466	12,80860	14,43216	14,47846
1994	12,89279	14,59662	14,12580	13,12735	13,32712	12,87105	14,22622	14,51610
1995	12,87048	14,56770	14,10537	13,06319	13,40796	12,91510	14,17760	14,54465
1996	12,86597	14,54096	13,83872	13,09285	13,45635	12,81051	14,16874	14,54717
1997	12,88813	14,49307	13,89825	13,16271	13,51749	12,89483	14,13270	14,56391
1998	12,69840	14,52990	13,95387	13,21721	13,54607	12,89292	14,04688	14,57750
1999	12,78672	14,43677	14,00597	13,28404	13,58848	12,92752	14,06785	14,58462
2000	12,75919	14,47292	14,05487	13,34089	13,63755	12,97840	14,05440	14,61223
2001	12,73343	14,50687	14,10085	13,37364	13,67066	12,90125	14,04915	14,62693
2002	12,81282	14,53884	14,14417	13,34275	13,71116	12,93331	14,02295	14,64114
2003	12,88793	14,56899	14,07513	13,38012	13,72019	12,94228	14,01616	14,64735
2004	12,95909	14,59747	14,11664	13,39305	13,74211	12,98182	13,94612	14,66799
2005	13,02660	14,62441	14,05230	13,39835	13,78040	12,98849	13,90759	14,64739
2006	13,09075	14,64994	14,09213	13,38924	13,81471	13,04880	13,92210	14,64655
2007	13,15177	14,67417	14,12995	13,43615	13,84761	13,05910	13,90200	14,66250
2008	13,20989	14,69718	14,02418	13,48135	13,87794	13,07824	13,91439	14,67396
2009	13,26531	14,71908	13,92437	13,50877	13,90060	13,12963	13,94464	14,68812
2010	13,31821	14,73994	13,96312	13,49591	13,92836	13,18077	13,95572	14,70877
2011	13,36876	14,75983	14,00012	13,50451	13,92149	13,21054	13,99013	14,71454
2012	13,29460	14,77882	14,03548	13,48159	13,95730	13,19558	14,00201	14,72630

Tabla 361: Cálculo de series temporales de potencial de marca

Dado que el potencial de marca máximo está definido por la propia función, lo que nos muestran las series temporales es el impacto de la actividad de patentación de cada marca.

Si acudimos al gráfico de las 8 series en estudio de la Ilustración 288, se puede observar que el comportamiento de las series parece extraño, ya que según pasa el tiempo las funciones disminuyen, dando la impresión de que el potencial van en decaimiento.

No obstante, si ajustamos las series[124], tal y como se muestra en la Ilustración 289, se tiene una visión más clara del comportamiento histórico del potencial de utilidad.

[124] Las series se ajustan mediante la resta del valor máximo teórico (15,5979) y tomando los valores absolutos resultantes.

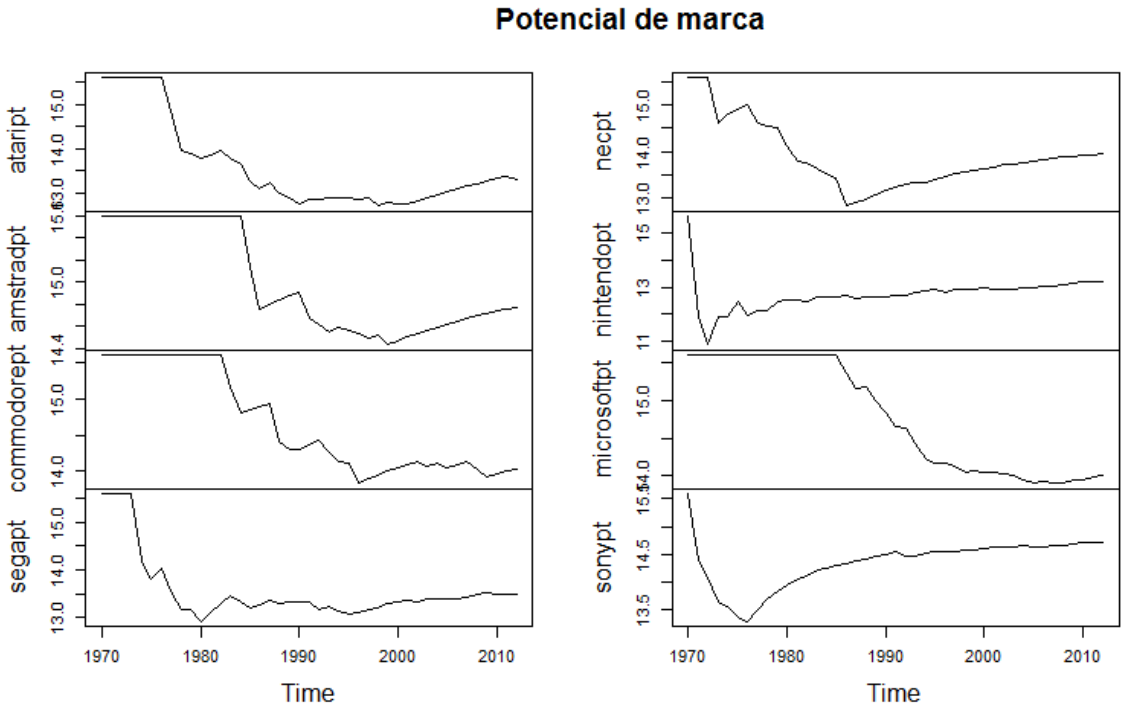


Ilustración 288: Representación directa de las series de potencial de marca

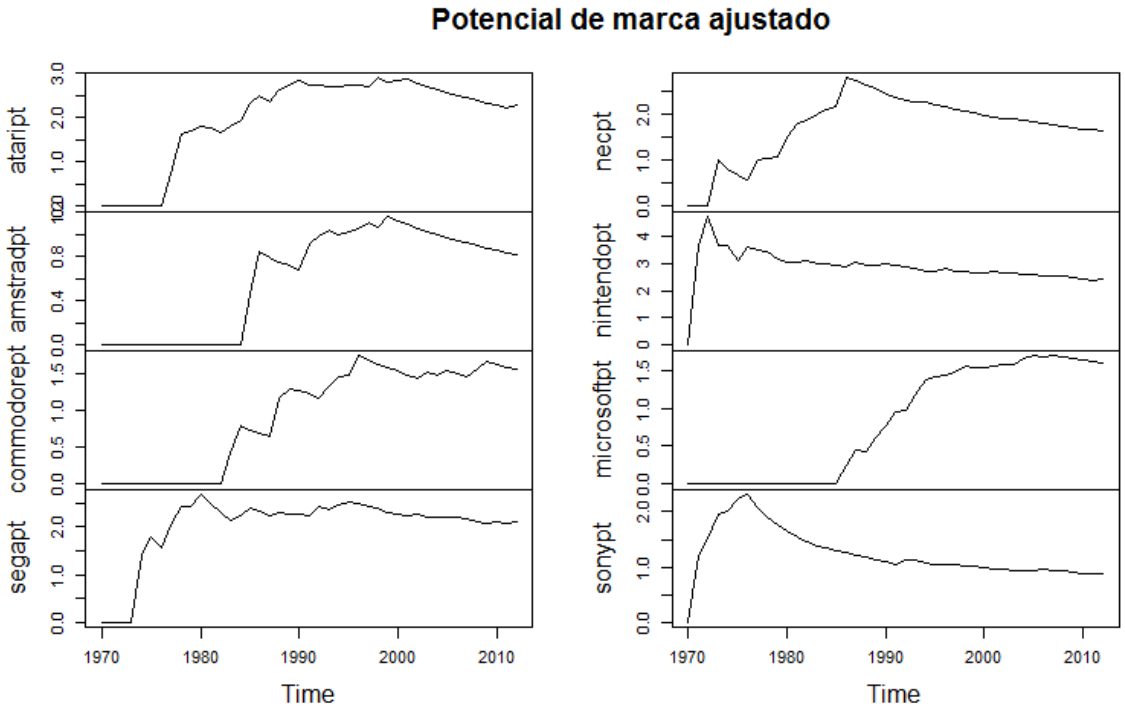


Ilustración 289: Representación ajustada de las series de potencial de marca

Así, por ejemplo, se puede observar el diferente comportamiento histórico de marcas como Sega y Nintendo, o Microsoft y Sony, las cuales pueden ser estudiadas en profundidad.

13.3.2 Diferenciación de la serie temporal de potencial de marca, importancia y significado

En este apartado se considera el significado de la serie diferenciada de potencial de marca. A fin de ser más claros en la exposición, se utilizará la serie ajustada temporal de potencial, ya vista en la Ilustración 289.

Año	Atari	Amstrad	Commodore	Sega	Nec	Nintendo	Microsoft	Sony
1985	0,36366879	0,45285351	-0,04828724	0,15079969	0,08848895	-0,02697699	0,00000000	-0,03499683
1986	0,18052984	0,38900434	-0,04273034	-0,05833747	0,60541612	-0,05363045	0,23961466	-0,04745634
1987	-0,12879089	-0,04560297	-0,03808059	-0,12137181	-0,06448778	0,15382698	0,20996424	-0,04251090
1988	0,25567549	-0,04091554	0,51885089	0,07805465	-0,09272474	-0,08873030	-0,02334385	-0,03417105
1989	0,09944983	-0,03691558	0,11175145	-0,04478943	-0,08257809	-0,00196470	0,17770321	-0,05316159
1990	0,12349142	-0,03347492	-0,00695884	0,01931885	-0,10885501	0,02068330	0,15906204	-0,03587232
1991	-0,11870660	0,23256651	-0,05619936	-0,02413148	-0,06796656	-0,04859908	0,19121724	-0,04127413
1992	0,00510243	0,06486575	-0,05149003	0,16674504	-0,06422306	-0,03077247	0,00837578	0,07779868
1993	-0,02603822	0,05922475	0,15391706	-0,04501609	-0,03318904	-0,09494389	0,20311265	-0,00970634
1994	-0,00553235	-0,04036142	0,14027188	0,09661108	0,00754147	-0,06245291	0,20594006	-0,03764319
1995	0,02231036	0,02892765	0,02043179	0,06416180	-0,08083320	-0,04405502	0,04861730	-0,02855462
1996	0,00450179	0,02673719	0,26664469	-0,02966304	-0,04839201	0,10459555	0,00886028	-0,00251681
1997	-0,02215256	0,04788949	-0,05952408	-0,06985692	-0,06114443	-0,08432027	0,03603961	-0,01673552
1998	0,18972515	-0,03682716	-0,05562566	-0,05450001	-0,02857567	0,00191012	0,08582613	-0,01359708
1999	-0,08832092	0,09312237	-0,05209821	-0,06682811	-0,04241342	-0,03460243	-0,02097019	-0,00711538
2000	0,02752712	-0,03614124	-0,04889610	-0,05684672	-0,04906910	-0,05087664	0,01345101	-0,02761499

Tabla 362: Series ajustadas de potencial de marca con diferenciación, rango 1985-2000

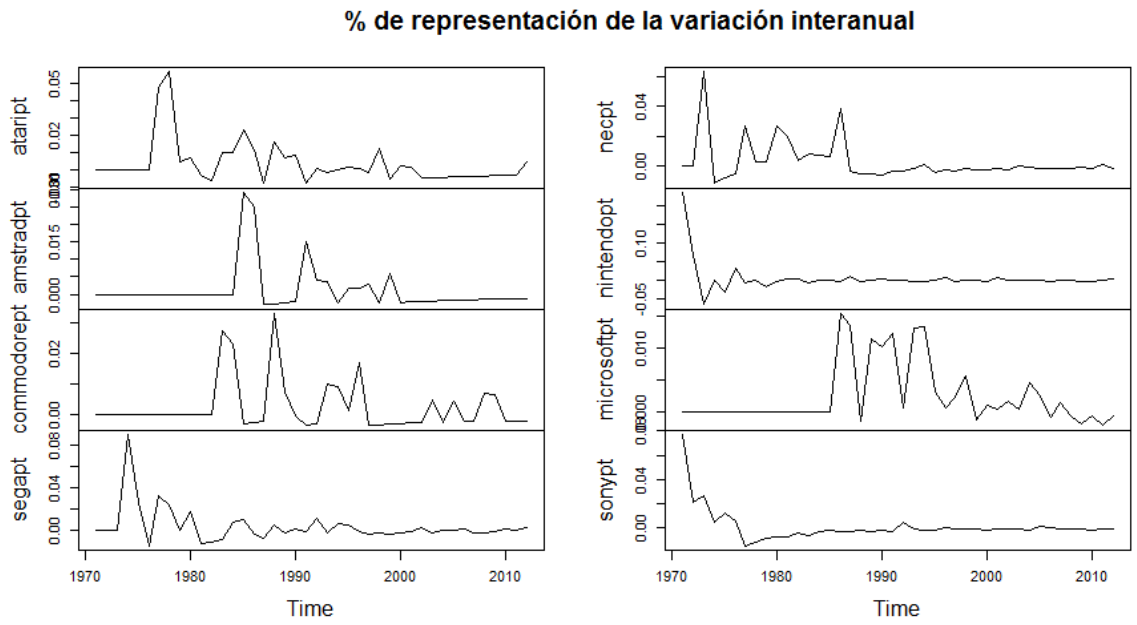


Ilustración 290: Representación de la variación interanual de las series ajustadas de potencial de marca, en tanto por uno

Tal y como se muestra en la Ilustración 290[125], la diferenciación de las series de potencial de marca, en su versión ajustada, muestran el comportamiento interanual de cada variable, indicando el esfuerzo realizado en cada ejercicio en la aplicación de patentes tecnológicas, relacionadas con la actividad de videojuegos.

13.3.3 Aplicación práctica del potencial de marca

Para este apartado se van a considerar los datos de la variable Sony, a fin de ejemplificar el comportamiento de la misma.

También se pueden aplicar los conceptos que se van a indicar en la comparación con variables representativas de otras marcas, siempre tomando en consideración que el cálculo se haya realizado con valores homogéneos, tal y como se ha hecho en esta investigación.

13.3.3.1 Una sola variable: caso de Sony

En primera instancia, se puede verificar el comportamiento del potencial de marca a lo largo del tiempo para una misma variable, de forma que se pueda comprobar cuál es su evolución (p.e. ver comportamiento de Sony en la Ilustración 287).

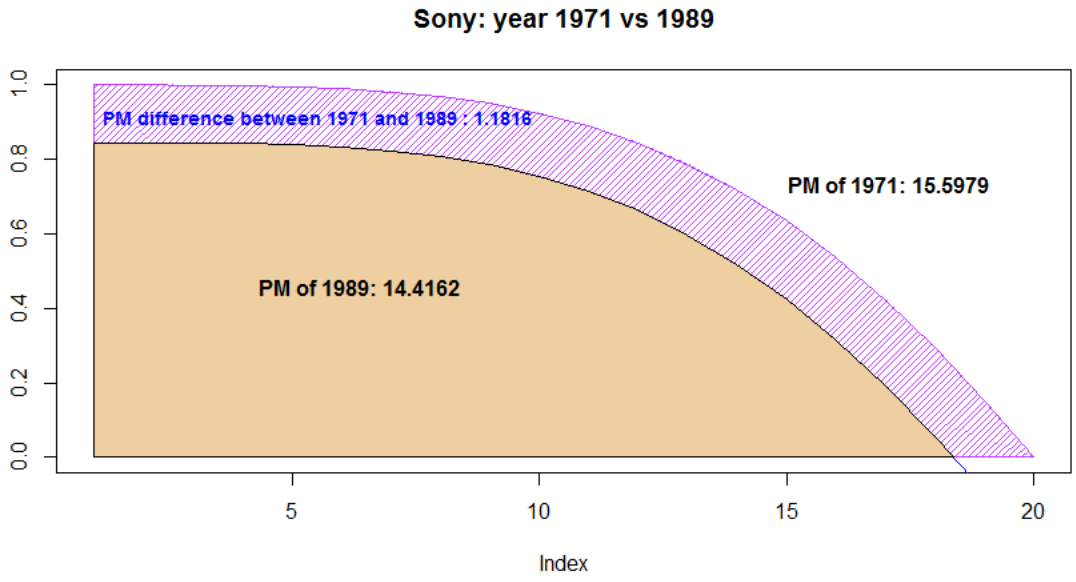


Ilustración 291: Representación gráfica de la diferencia de potencial dentro de la variable Sony entre los años 1971 y 1989

[125] En este caso, se ha procedido a ajustar la serie en tanto por uno, de forma que al calcular los nuevos vectores de diferencias, el resultado ya indique el porcentaje de incremento/decremento interanual.

Como se puede verificar en la Ilustración 291, el modelo de potencial de marca permite verificar la diferencia entre diferentes años y contrastar la evolución de la misma. El valor obtenido como diferencia entre ambos años en el gráfico corresponde con la diferencia directa, cifra que se obtiene acudiendo a los vectores de potencial ajustados (ver nota 124, pág. 599). Representa el 7,576% de incremento, valor que obtenemos transformando las series de potencial ajustadas a tanto por uno.

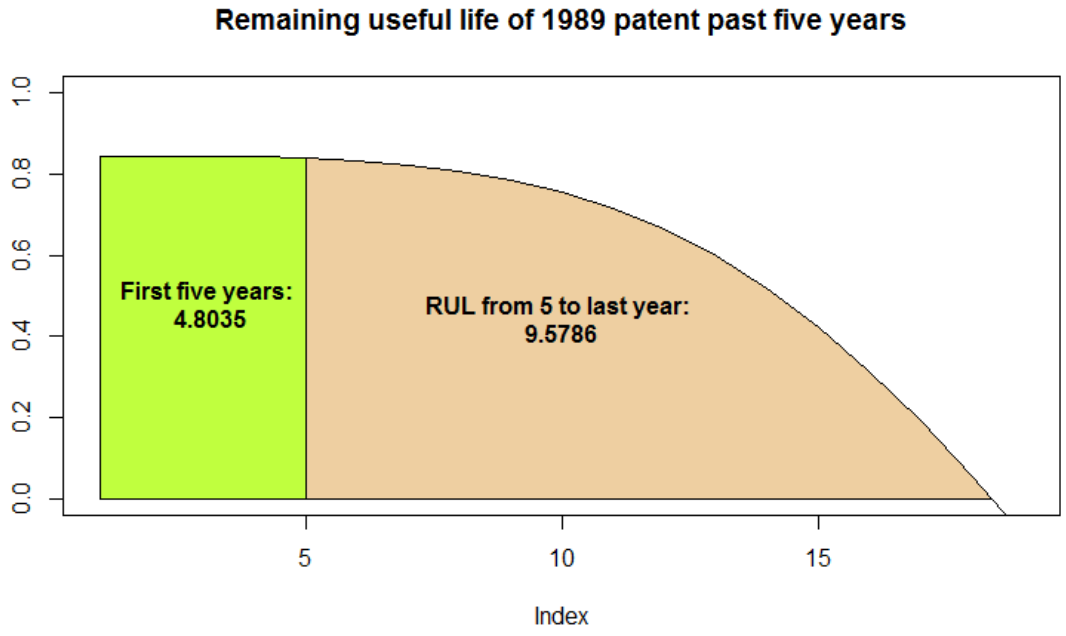


Ilustración 292: Representación gráfica del Valor Útil Restante para la variable Sony mediante el uso del concepto de potencial de marca

Si se acude a la Ilustración 292, se puede verificar que la función de potencial de marca es muy útil a la hora de responder al concepto de Vida Útil Restante de marca. Es decir, desde el punto de vista de esta investigación es posible definir un valor potencial de marca para una fecha concreta histórica de la variable y a partir de ese punto considerar tanto las diferencias de cálculo sobre los años previos como los potenciales de marca desde la fecha de computación.

Se puede considerar que este valor de potencial de marca caracteriza a las variables de patentes desde el punto de vista de gestión histórica de la capacidad de investigación y desarrollo tecnológico de la empresa, siendo una información endógena al sistema.

13.3.3.2 Más de una variable: caso de Sony

Otra característica de la función de potencial de marca es la de permitir comparar el estado de desarrollo de diversas variables en una fecha determinada.

Así, en la Ilustración 293 se puede verificar el diferente comportamiento de la variable Sony sobre la de Microsoft. En este caso Sony ha incrementado el potencial de utilidad sobre Microsoft, mostrando un mejor desarrollo tecnológico y mayor capacidad de registro de nuevas patentes sobre Microsoft.

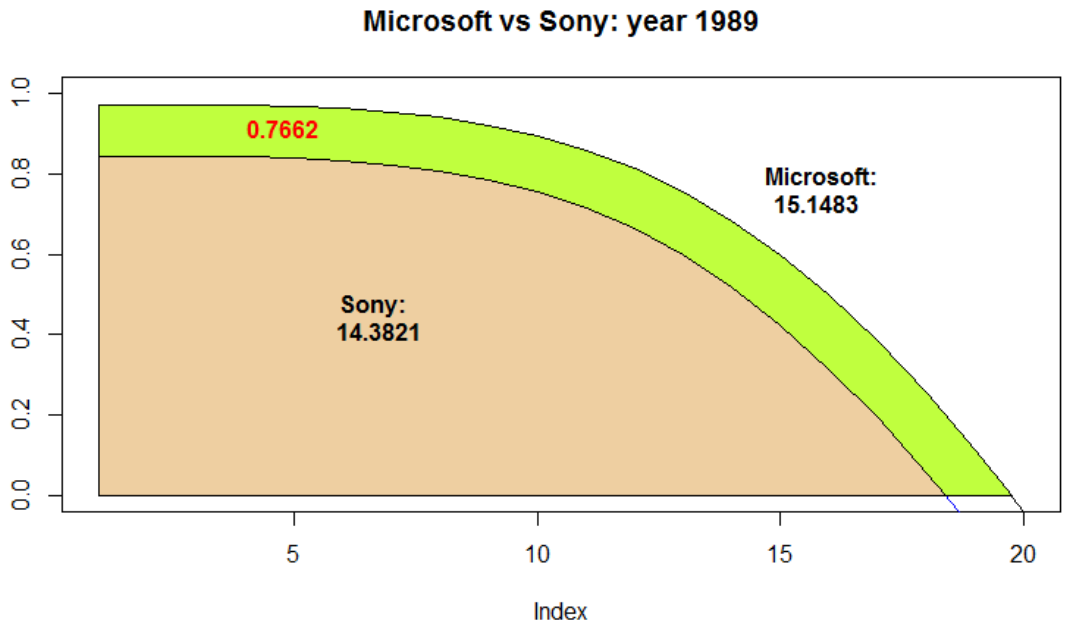


Ilustración 293: Diferencia de potencial de marca en el año 1989 entre Microsoft y Sony

De otra parte, una comparativa del nivel de desarrollo a una fecha determinada también es posible. En la Ilustración 294 se muestra un ejemplo de comparación mediante gráfico de barras de las 8 variables en curso. Aquí se ve la comparación en porcentaje (normalizado a la unidad) y en diferencia neta sobre el potencial máximo de forma que se puede apreciar en una misma fecha el esfuerzo acumulado para cada serie en el proceso de innovación verificado mediante el registro de patentes.

Como se puede comprobar la función de potencial de utilidad de marcar permite contrastar a nivel interno o externo el crecimiento en innovación y seguir históricamente el nivel de desarrollo de una marca tecnológica, como son las de videojuegos, mediante la aproximación del registro de patentes.

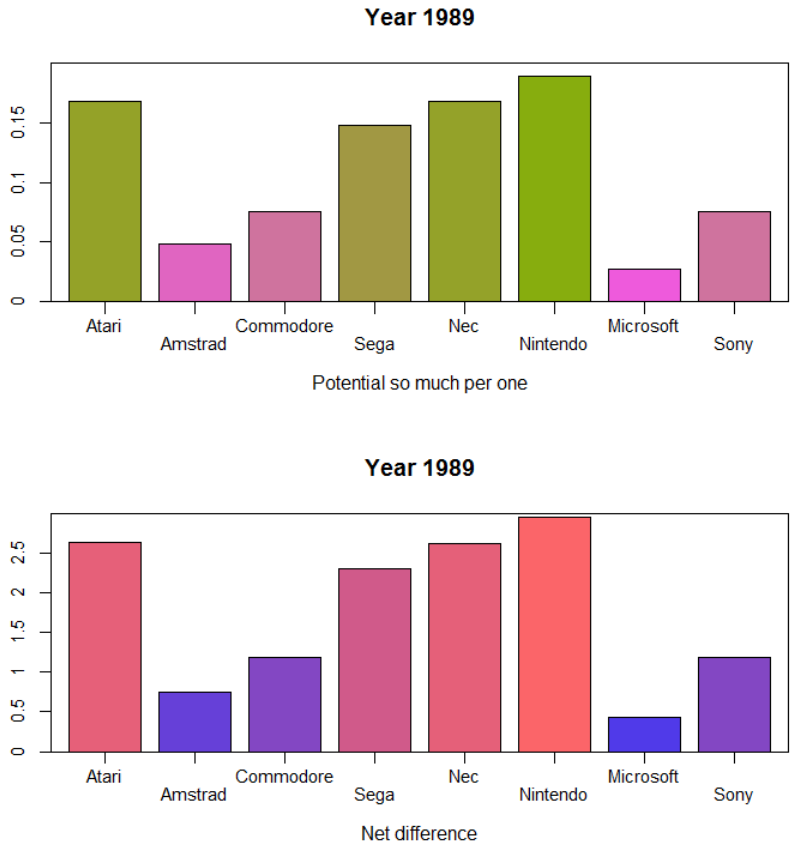


Ilustración 294: Representación gráfica de una comparativa del mismo año para todas las variables en estudio, en diferencia neta y normalizada a la unidad

14 Análisis combinado entre series Patentes vs Videojuegos

14.1 Descripción general de la relación entre videojuegos y patentes

En primer lugar parece importante establecer una verificación del comportamiento a lo largo del tiempo de las series temporales de videojuegos y patentes en estudio.

Tomando las variables indicadas en la Tabla 36 para ambos conjuntos de datos, videojuegos y patentes, sumamos los valores de cada variable para el mismo año de estudio, obteniendo el valor conjunto de lanzamiento de videojuegos al mercado (videojuegos) y el conjunto total de patentes registradas por cada año de estudio.

Tal y como se verifica gráficamente en la Ilustración 295 la serie temporal agrupada puede ajustarse mediante una representación polinómica ($y = -0{,}0001x^6 + 0{,}0152x^5 - 0{,}6951x^4 + 14{,}138x^3 - 121{,}69x^2 + 398{,}81x - 349{,}09$), con un nivel de ajuste de $R^2 = 0{,}9135$.

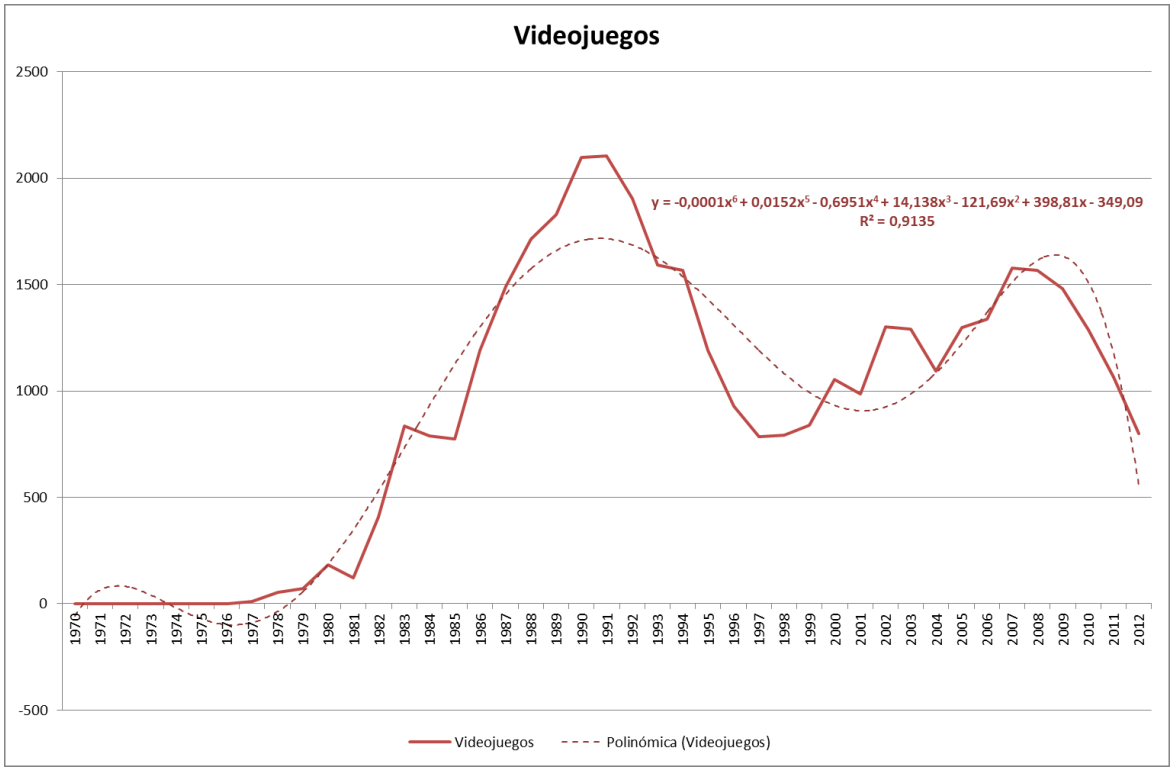


Ilustración 295: Representación de la agrupación anual de las variables de lanzamientos de videojuegos

De igual manera, en la Ilustración 296 la serie temporal agrupada puede ajustarse mediante una representación polinómica ($y = -0{,}001x^6 + 0{,}1311x^5 - 6{,}3201x^4 + 138{,}26x^3 - 1319{,}3x^2 + 4958{,}9x - 4782{,}9$), con un nivel de ajuste de $R^2 = 0{,}8749$.

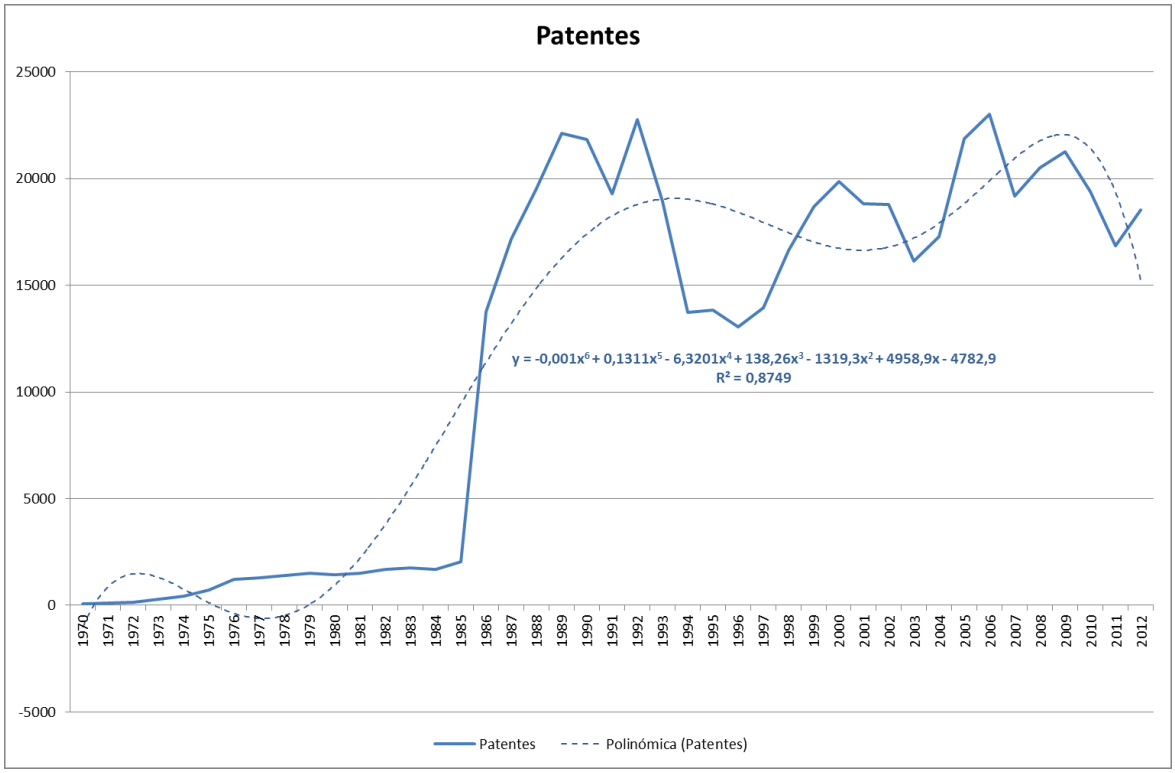


Ilustración 296: Representación de la agrupación anual de las variables de patentes en estudio

Para representar gráficamente de manera conjunta estas dos nuevas variables de estudio, se procede a su estandarización mediante la técnica de z-score. El resultado se muestra en la Ilustración 297. Se comprueba que a pesar de la transformación de las variables agrupadas, el ajuste se sigue produciendo mediante polinómico de 6º grado y con el mismo nivel de ajuste R^2.

Se puede apreciar visualmente que parece existir una cierta correlación entre ambas series de datos. Una medida de dicha correlación sería de 0,8815, lo que parece indicar un alto nivel de relación entre las series.

Aunque no se pretende realizar un análisis de las variables agrupadas, sí se desea verificar gráficamente que, al menos, ambas series se ajustan mediante el mismo tipo de función (polinómica) y con un alto nivel de ajuste (en un rango de 0,85 - 0,95 de la R^2).

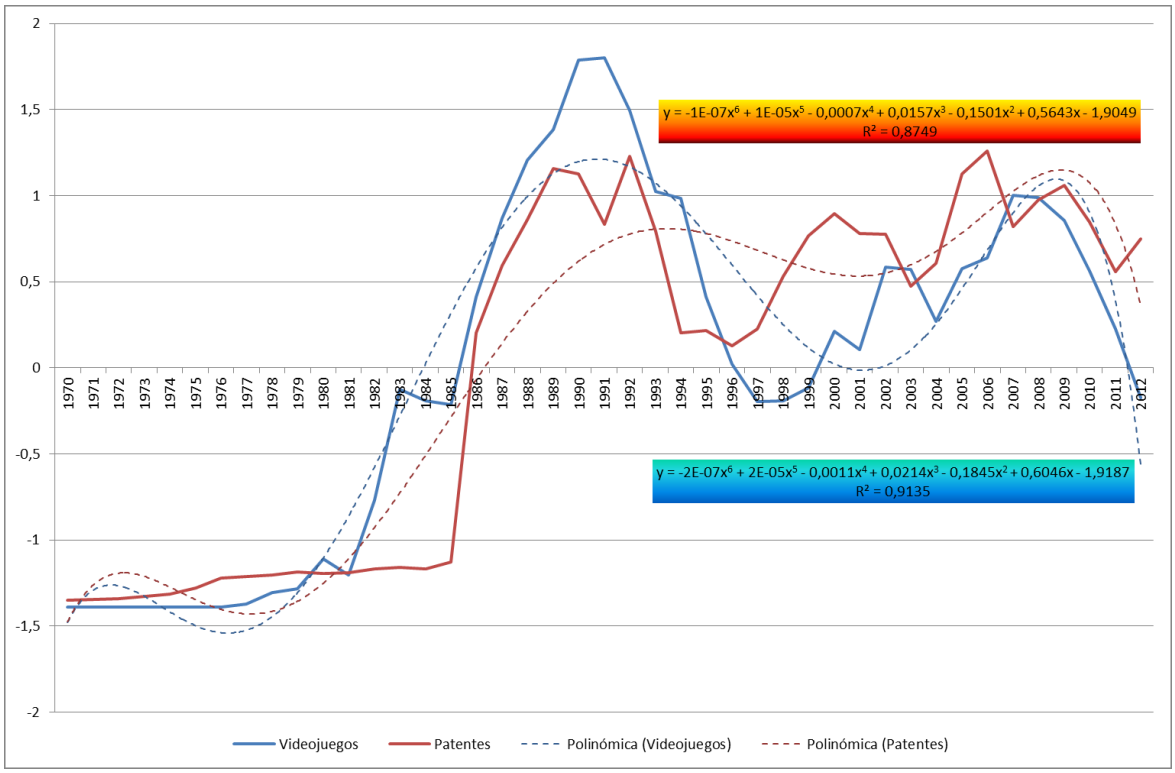


Ilustración 297: Representación gráfica de las series agrupadas de patentes y videojuegos, con indicación de sus respectivas curvas de ajuste polinómicas y el nivel de ajuste de las curvas

Marcar este punto de vista conjunto justo al inicio del análisis final de las series de videojuegos y patentes de manera individualizada, por marca, permite destacar el continuo temporal que se ha venido estableciendo entre las variables de videojuegos y patentes.

La Ilustración 297 muestra que, a lo largo del tiempo, ha existido paralelismo entre los comportamientos de ambas variables agrupadas. Como consecuencia de ello, se puede considerar que los resultados de esta investigación pueden ser utilizados en la extrapolación de resultados, prediciendo el comportamiento de una u otra variable en función de los datos disponibles.

Esto remarca y da solidez al modelo propuesto en esta investigación no solo como un modelo descriptivo sino también como un modelo predictivo.

14.2 Estudio y valoración de los datos de series a comparar

En primer lugar es preciso poner en conjunto los resultados principales de los análisis realizados sobre las variables de videojuegos y patentes, es decir los resultados de la Tabla 93, de la Tabla 196, de la Tabla 278 y de la Tabla 357. Todos ellos se pueden visualizar en conjunto en la Tabla 363.

	Videojuegos					Patentes				
Variable	**Modelo**	**Integración**	**Inicio**	**Fin**	**Longitud**	**Modelo**	**Integración**	**Inicio**	**Fin**	**Longitud**
Amstrad	ARIMA(2,0,0)	I(0)	1983	1994	12	ARIMA(0,2,1)	I(2)	1983	2000	18
Atari	ARIMA(0,2,1)	I(2)	1976	2011	36	ARIMA(0,2,1)	I(2)	1976	1998	23
Commodore	ARIMA(0,2,1)	I(2)	1976	1999	24	ARIMA(0,1,1)	I(1)	1987	1997	11
Microsoft	ARIMA(0,2,1)	I(2)	2000	2012	13	ARIMA(3,2,1)	I(2)	1985	2012	28
NEC	ARIMA(2,2,2)	I(2)	1981	2000	20	ARIMA(2,2,3)	I(2)	1970	2012	43
Nintendo	ARIMA(3,1,4)	I(1)	1982	2012	31	ARIMA(0,1,1)	I(1)	1970	2012	43
Sega	ARIMA(1,1,3)	I(1)	1982	2006	25	ARIMA(2,1,4)	I(1)	1982	2012	31
SONY	ARIMA(0,2,1)	I(2)	1993	2012	20	ARIMA(1,2,2)	I(2)	1970	2012	43

Tabla 363: Detalle de las características relevantes de las variables de videojuego y patentes

De la Tabla 363 podemos extraer las siguientes conclusiones, analizando las variables según la marca a la que corresponden:

- Ninguna de las variables de videojuegos tiene la misma longitud que la de la correspondiente de patentes.
- Variables con el mismo índice de integración son:
  - I(1): Nintendo y Sega
  - I(2): Atari, Microsoft, Nec y Sony
- Las variables para Amstrad y Commodore no tienen el mismo nivel de integración.
- Excepto para Atari y Commodore, los periodos de tiempo de análisis para las variables de patentes son más amplios que los equivalentes a las variables de videojuegos.

En principio la divergencia entre longitudes de observaciones de las variables de videojuegos y patentes (ostensiblemente más cortas en las variables de videojuegos) es un grave problema para la comparación a realizar a continuación. No obstante, dado que el rango de las fechas de las observaciones es más amplio en las patentes, se considera ajustar el análisis a la longitud de las observaciones de los videojuegos y ajustar la longitud del rango de fechas para las variables de patentes.

14.2.1 Estudio de la normalidad, y sus ajustes, en las series para comparación

En primer lugar, se procede a verificar la normalidad de las series de datos conjuntas de videojuegos y patentes:

	Patentes				Videojuegos			
	Jarque Bera		Shapiro-Wilk		Jarque Bera		Shapiro-Wilk	
Variables	X-squared	p-value	W value	p-value	X-squared	p-value	W value	p-value
ATARI	18,1984	0,0001	0,7922	0,0000	8,7764	0,0124	0,7327	0,0000
AMSTRAD	0,9858	0,6108	0,8845	0,1001	1,1395	0,5657	0,8994	0,1556
COMMODORE	8,0688	0,0177	0,7389	0,0000	2,4618	0,2920	0,8703	0,0053
SEGA	2,8532	0,2401	0,8375	0,0010	3,9901	0,1360	0,8345	0,0009
NEC	1,5531	0,4600	0,8834	0,0204	2,1537	0,3407	0,8692	0,0114
NINTENDO	16,6733	0,0002	0,7908	0,0000	0,8919	0,6402	0,9713	0,5546
MICROSOFT	1,0653	0,5870	0,9085	0,1749	1,2012	0,5485	0,9081	0,1729
SONY	0,7057	0,7027	0,9219	0,1078	6,2819	0,0432	0,8050	0,0010

Tabla 364: Verificación de normalidad en las variables de videojuegos y patentes con el rango de fecha iniciales

Como se puede verificar en la Tabla 364, las variables Atari, Commodore, Nintendo y Sony no mantienen normalidad en ambas series de datos (patentes y videojuegos) al 5%.

	Patentes				Videojuegos			
	Jarque Bera		Shapiro-Wilk		Jarque Bera		Shapiro-Wilk	
Variables	X-squared	p-value	W value	p-value	X-squared	p-value	W value	p-value
ATARI	3,7957	0,1499	0,8263	0,0001	1,4227	0,4910	0,9435	0,0654
AMSTRAD	1,7217	0,4228	0,7264	0,0015	2,3078	0,3154	0,7789	0,0054
COMMODORE	3,7200	0,1557	0,7057	0,0000	5,1515	0,0761	0,8641	0,0040
SEGA	2,7251	0,2560	0,8562	0,0023	1,6065	0,4479	0,9364	0,1220
NEC	5,2021	0,0742	0,6856	0,0000	3,5516	0,1693	0,7977	0,0008
NINTENDO	2,2423	0,3259	0,9395	0,0800	77,6829	0,0000	0,7297	0,0000
MICROSOFT	2,0927	0,3512	0,8229	0,0129	30,0120	0,0000	0,5577	0,0000
SONY	2,0706	0,3551	0,8839	0,0208	62,1425	0,0000	0,5199	0,0000

Tabla 365: Verificación de normalidad en las variables de videojuegos y patentes, transformadas mediante logaritmo natural

	Patentes				Videojuegos			
	Jarque Bera		Shapiro-Wilk		Jarque Bera		Shapiro-Wilk	
Variables	X-squared	p-value	W value	p-value	X-squared	p-value	W value	p-value
ATARI	2,8136	0,2449	0,8810	0,0011	1,1942	0,5504	0,9263	0,0194
AMSTRAD	2,6044	0,2719	0,6692	0,0004	1,2482	0,5357	0,8833	0,0966
COMMODORE	2,9199	0,2323	0,7722	0,0001	4,5030	0,1052	0,9014	0,0230
SEGA	80,4242	0,0000	0,7126	0,0000	2,1854	0,3353	0,9166	0,0429
NEC	1,4925	0,4741	0,9042	0,0494	2,1271	0,3452	0,8867	0,0234
NINTENDO	2,2921	0,3179	0,9375	0,0705	63,2895	0,0000	0,7952	0,0000
MICROSOFT	0,8403	0,6570	0,9205	0,2552	0,8547	0,6522	0,9344	0,3884
SONY	1,8915	0,3884	0,8895	0,0264	1,5892	0,4518	0,9126	0,0714

Tabla 366: Verificación de normalidad en las variables de videojuegos y patentes, transformadas mediante BoxCox

En la Tabla 365 se han vuelto a calcular los datos de normalidad, al 5%, una vez transformadas las series de datos a logaritmo natural. En este caso, las variables que no pasan normalidad son Nintendo, Microsoft y Sony.

Finalmente, aplicando una transformación BoxCox, en la Tabla 366 se muestran los resultados, siendo en este caso las variables que no pasan la normalidad: Sega y Nintendo.

				Patentes				Videojuegos			
				Jarque Bera		Shapiro-Wilk		Jarque Bera		Shapiro-Wilk	
Variable	Inicio	Fin	Transformación	X-squared	p-value	W value	p-value	X-squared	p-value	W value	p-value
atari	1976	2011	BoxCox	2,8136	0,2449	0,8810	0,0011	1,1942	0,5504	0,9263	0,0194
amstrad	1983	1994	Normal	0,9858	0,6108	0,8845	0,1001	1,1395	0,5657	0,8994	0,1556
commodore	1976	1999	BoxCox	2,9199	0,2323	0,7722	0,0001	4,5030	0,1052	0,9014	0,0230
sega	1982	2006	Normal	2,8532	0,2401	0,8375	0,0010	3,9901	0,1360	0,8345	0,0009
nec	1981	2000	Normal	1,5531	0,4600	0,8834	0,0204	2,1537	0,3407	0,8692	0,0114
nintendo	1991	2012	Normal	5,9720	0,0513	0,8706	0,0080	0,5159	0,7726	0,9742	0,8054
microsoft	2000	2012	Normal	1,0653	0,5870	0,9085	0,1749	1,2012	0,5485	0,9081	0,1729
sony	1993	2012	BoxCox	1,8915	0,3884	0,8895	0,0264	1,5892	0,4518	0,9126	0,0714

Tabla 367: Resumen de variables para analizar, con indicación de rangos, modelos de transformación para su análisis y verificación de normalidad con test de Jarque Bera y Shapiro-Wilk

Analizando la Tabla 364, la Tabla 365 y la Tabla 366 se comprueba que las variables se pueden mantener sin transformación ('Normal') o bien utilizar solamente la transformación BoxCox. En el caso de Nintendo, se rastrea una variación de la series conjuntas que se ajusten a la normalidad al 5% para el test de Jarque Bera, lo cual se consigue con el rango 1991-2012, y sin transformación, tal y como se puede verificar en la Tabla 367.

14.2.2 Verificación del nivel de integración de los pares de variables

Una vez establecidos los niveles de transformación necesarios para que las series se ajusten a la normalidad, y fijados los rangos temporales de estudio conjunto de cada para de variables, es preciso proceder a verificar el nivel de integración de las variables.

				Patentes		Videojuegos		
Variable	Inicio	Fin	Transformación	ARIMA	I(d)	ARIMA	I(d)	CCF
atari	1976	2011	BoxCox	ARIMA(0,1,0)	1	ARIMA(0,2,2)	2	NO
amstrad	1983	1994	Normal	ARIMA(0,0,0)	0	ARIMA(2,0,0)	0	SI
commodore	1976	1999	BoxCox	ARIMA(1,0,0)	0	ARIMA(2,0,0)	0	SI
sega	1982	2006	Normal	ARIMA(0,1,0)	1	ARIMA(2,0,0)	0	NO
nec	1981	2000	Normal	ARIMA(1,0,0)	0	ARIMA(2,0,0)	0	SI
nintendo	1991	2012	Normal	ARIMA(0,1,0)	1	ARIMA(2,0,0)	0	NO
microsoft	2000	2012	Normal	ARIMA(0,1,0)	1	ARIMA(0,1,1)	1	SI
sony	1993	2012	BoxCox	ARIMA(0,1,0)	1	ARIMA(0,1,0)	1	SI

Tabla 368: Verificación de nivel de integración de los pares de variables en estudio

Tal y como se muestra en la Tabla 368, se especifica el nivel de integración, y la función ARIMA() de ajuste, utilizando la función auto.arima() del paquete 'forecast'. Estos niveles de integración se han verificado utilizando la función ndiffs().

En la columna 'CCF' de la Tabla 368 se identifica la posibilidad de realización de una correlación cruzada entre los pares de variables, considerando la restricción impuesta en esta investigación para la realización de esta prueba, esto es, que ambas series se ajusten a un mismo nivel de integración.

Como se puede observar, solo 5 pares de variables permite esta prueba de correlación cruzada, y son estas cinco variables las que se van a continuar en estudio a partir de este punto en la investigación.

14.3 Análisis de correlación cruzada

A continuación, partiendo de los datos finalmente obtenidos a partir de las transformaciones para la eliminación final de la tendencia realizados en el Título 14.2.1 Estudio de la normalidad, y sus ajustes, en las series para comparación, se van a realizar las comparaciones entre patentes y videojuegos de cada serie mediante la función 'ccf()'.

14.3.1 Amstrad

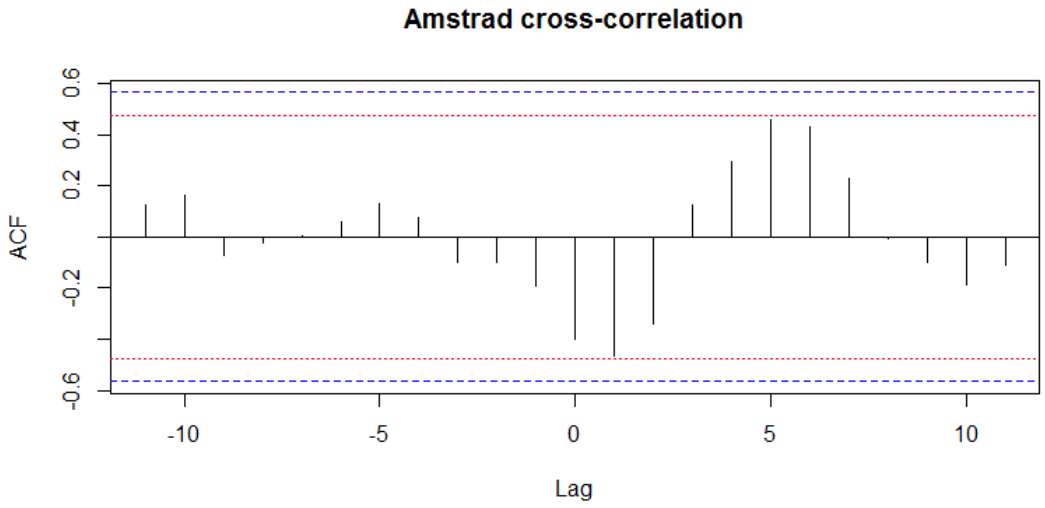


Ilustración 298: Correlación cruzada de patentes vs videojuegos, de Amstrad

En función de los datos de la Ilustración 298, se puede identificar que no existe influencia de ningún tipo entre patentes y videojuegos en la series de datos de Amstrad a un nivel de intervalo de confianza (CI - *confidence interval*-) del 5% (CI 5% to Amstrad [-0.56579, 0.56579]).

Sin embargo, con un intervalo de confianza del 10% (CI 10% to Amstrad [-0.4748, 0.4748], línea roja en la Ilustración 295) se puede ver que parece que sí hay cierta interacción entre patentes y videojuegos.

14.3.2 Commodore

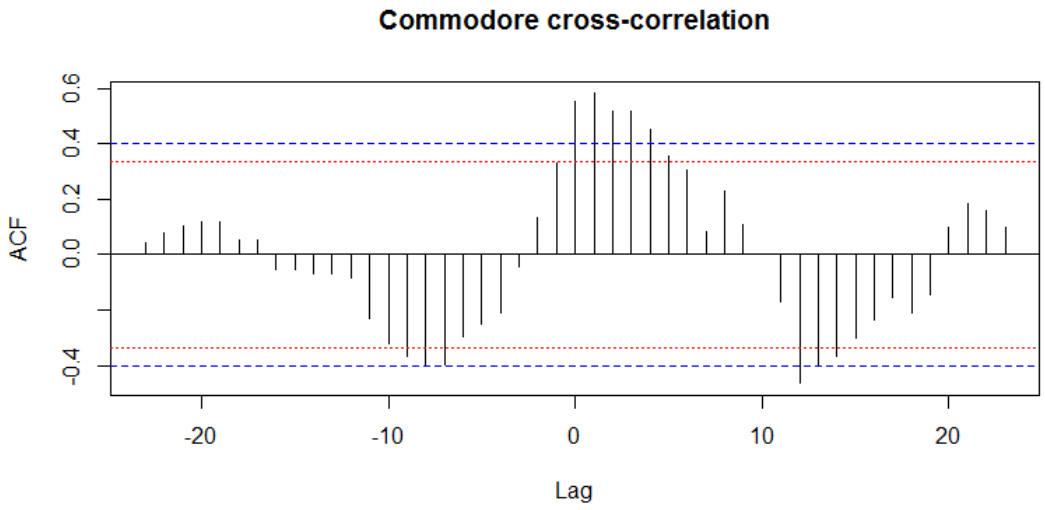


Ilustración 299: Correlación cruzada de patentes vs videojuegos, de Commodore

En función de los datos de la Ilustración 299, a un nivel de intervalo de confianza del 5% (CI 5% to Commodore [-0.4, 0.4]), se pueden identificar los aspectos siguientes:

1. Existen retardos positivos (k > 0) en los puntos [1, 4] y [12, 13].
2. La correlación para k > 0 es positiva, esto es, los valores para [1, 5] son positivos en el eje de ordenadas.
3. Existe una correlación en el punto k = 0, correlación instantánea.
4. Existen retardos negativos (k < 0) en los puntos [-8, -7].
5. La correlación para k < 0 es negativa, esto es, los valores para [-8, -7] son negativos en el eje de ordenadas.

Sin embargo, con un intervalo de confianza del 10% (CI 10% to Commodore [-0.33575, 0.33575], línea roja en la Ilustración 296) se puede ver que parece que aumenta la interacción entre patentes y videojuegos.

14.3.3 Nec

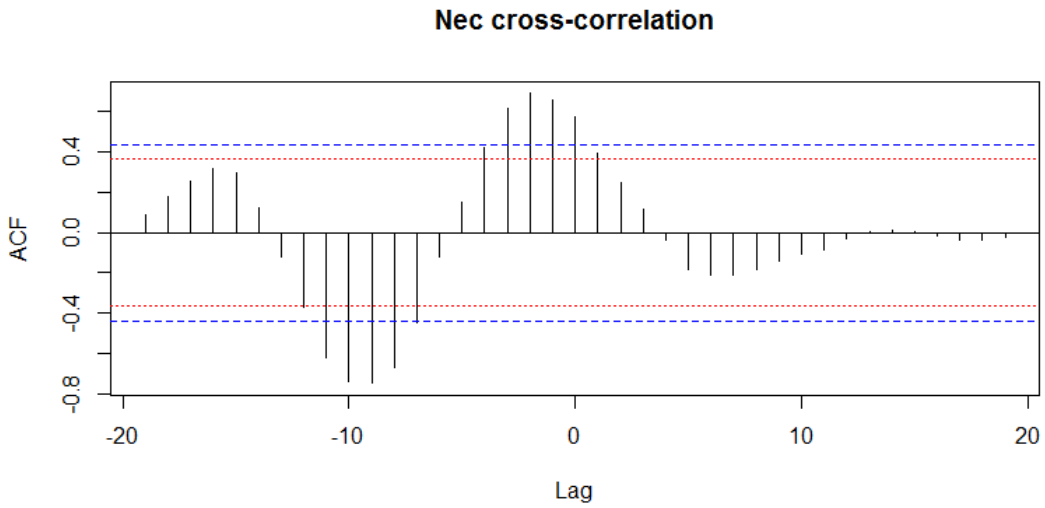


Ilustración 300: Correlación cruzada de patentes vs videojuegos, de Nec

En función de los datos de la Ilustración 300, a un nivel de intervalo de confianza del 5% (CI 5% to NEC [-0.438, 0.438]), se pueden identificar los aspectos siguientes:

1. Existen retardos negativos (k < 0) en los puntos [-11, -7] y [-3, -1].
2. Existe una correlación en el punto k = 0, correlación instantánea.
3. Si k < 0 los valores son negativos en eje ordenadas, para [-11, -7], y positivos para [-3, -1].

Sin embargo, con un intervalo de confianza del 10% (CI 10% to NEC [-0.3678, 0.3678], línea roja en la Ilustración 297) se puede ver que parece que aumenta la interacción entre patentes y videojuegos.

14.3.4 Sony

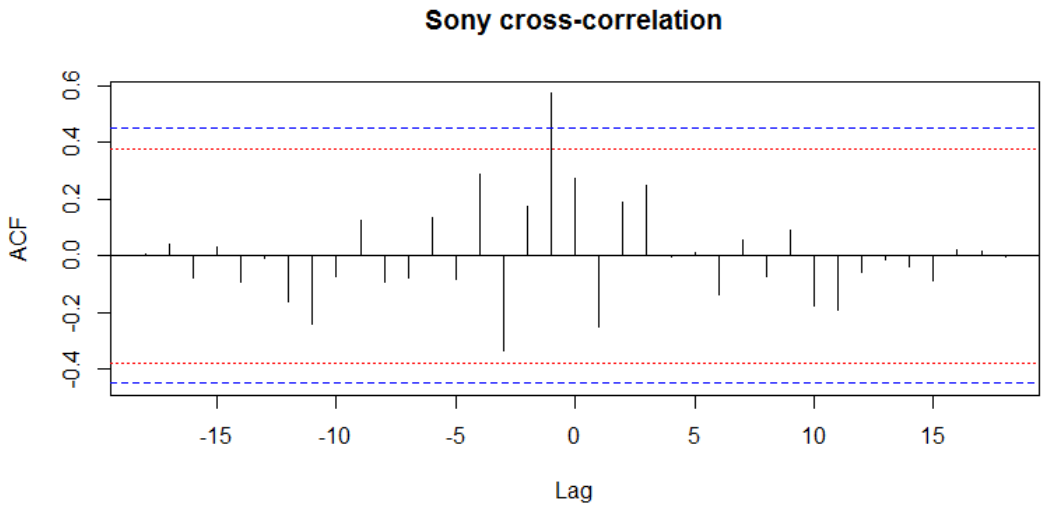


Ilustración 301: Correlación cruzada de patentes vs videojuegos, de Sony

En función de los datos de la Ilustración 301, a un nivel de intervalo de confianza del 5% (CI 5% to Sony [-0.4496, 0.4496]), se pueden identificar los aspectos siguientes:

2. Existe correlación para k < 0, en el punto -1.
3. Si k < 0, en el punto -1 es positivo.

Sin embargo, con un intervalo de confianza del 10% (CI 10% to Sony [-0.377, 0.377], línea roja en la Ilustración 298) se puede ver que no aumenta la interacción entre patentes y videojuegos.

14.3.5 Microsoft

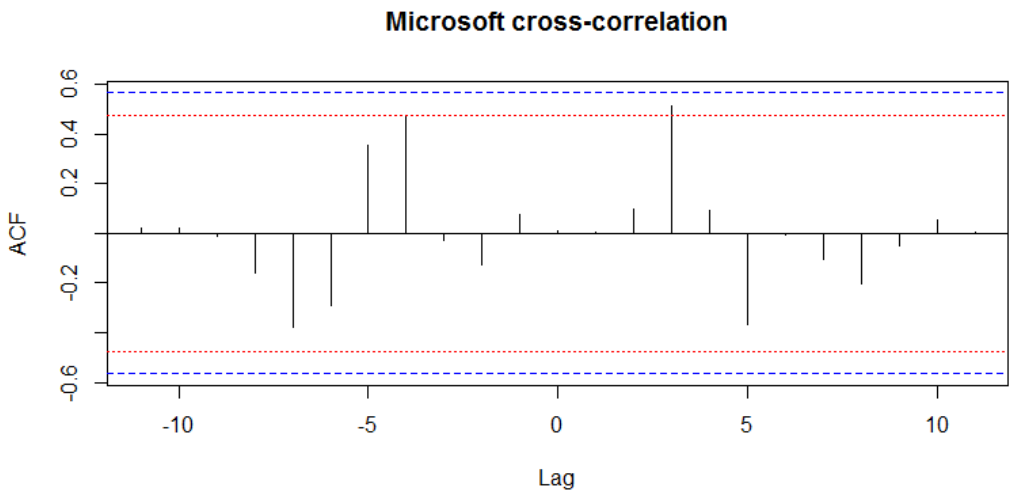


Ilustración 302: Correlación cruzada de patentes vs videojuegos, de Microsoft

En función de los datos de la Ilustración 302, a un nivel de intervalo de confianza del 5% (CI 5% to Microsoft [-0.56579, 0.56579]), se puede identificar que no existe influencia de ningún tipo entre patentes y videojuegos en la series de datos de Microsoft.

Sin embargo, con un intervalo de confianza del 10% (CI 10% to Microsoft [-0.4748, 0.4748], línea roja en la Ilustración 299) se puede ver que parece que sí hay cierta interacción entre patentes y videojuegos.

14.3.6 Resumen de análisis sobre correlación cruzada

A continuación se exponen 2 aspectos fundamentales del análisis de correlación cruzada, como son el resumen del comportamiento de cada variable en función del impulso y su retraso sobre los lag empleados, de forma que se pueda considerar el sentido de la influencia, si la hay de una variable sobre la otra.

De otra parte, se exponen los vectores de corte sobre los intervalos de confianza. Esto es, según los intervalos de confianza, los analizados al 10% y el 5%, para cada variable se puede definir sendos vectores que nos indiquen los puntos de corte de esos intervalos de confianza. Así, los valores de ese vector solo pueden tomar los valores [-1, 0, 1], de forma que nos indican (1) que no han sobrepasado el límite del intervalo de confianza (valor cero de la terna) o (2) que sí lo sobrepasan y entonces tomarán los valores (-1, 1) según que corten al intervalo de confianza inferior (-1) o superior (1).

Estos vectores, especialmente el de 5%, que es que se está utilizando por defecto en esta investigación, sirven para caracterizar el comportamiento de la relación entre videojuegos y patentes de cada marca de software.

14.3.6.1 Resumen de influencia e interacción entre videojuegos y patentes

En el análisis previo de las 5 variables que podían ser analizadas mediante correlación cruzada según las restricciones impuestas en esta investigación se han obtenido unos resultados que se resumen en la Tabla 369.

	K=0		K>0		K<0	
Variable	Positivo	Negativo	Positivo	Negativo	Positivo	Negativo
amstrad	NO	NO	NO	NO	NO	NO
commodore	SI	NO	[1, 4]	[12, 13]	NO	[-8, -7]
nec	SI	NO	NO	NO	[-3, -1]	[-11, -7]
microsoft	NO	NO	NO	NO	NO	NO
sony	NO	NO	NO	NO	[-1]	NO

Tabla 369: Resumen de valores de correlación cruzada obtenidos, con indicación de sentido e influencia

Se han obtenido resultados en 3 de las 5 variables, por lo que en estos pares de variables analizadas puede que exista cierto nivel de influencia, el cual se analizará en las conclusiones de esta investigación.

No obstante, y para verificar la existencia de influencia entre las variables, se procede a realizar una análisis de cointegración de Granger para comprobar la posible causalidad en el sentido de Granger y si existe interacción entre los pares.

14.3.6.2 Vectores de corte de intervalos de confianza

De igual manera, se muestran a continuación los vectores de corte del intervalo[126] de confianza para cada variable analizada.

Amstrad	lag	-11	-10	-9	-8	-7	-6	-5	-4	-3	-2	-1	0	1	2	3
	5%	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
	10%	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
	lag	4	5	6	7	8	9	10	11							
	5%	0	0	0	0	0	0	0	0							
	10%	0	0	0	0	0	0	0	0							

Tabla 370: VIC para la variable Amstrad

Commodore	lag	-23	-22	-21	-20	-19	-18	-17	-16	-15	-14	-13	-12	-11	-10	-9
	5%	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
	10%	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	-1
	lag	-8	-7	-6	-5	-4	-3	-2	-1	0	1	2	3	4	5	6
	5%	0	0	0	0	0	0	0	0	1	1	1	1	1	0	0
	10%	-1	-1	0	0	0	0	0	0	1	1	1	1	1	1	0
	lag	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20	21
	5%	0	0	0	0	0	-1	-1	0	0	0	0	0	0	0	0
	10%	0	0	0	0	0	-1	-1	-1	0	0	0	0	0	0	0
	lag	22	23													
	5%	0	0													
	10%	0	0													

Tabla 371: VIC para la variable Commodore

Nec	lag	-19	-18	-17	-16	-15	-14	-13	-12	-11	-10	-9	-8	-7	-6	-5
	5%	0	0	0	0	0	0	0	0	-1	-1	-1	-1	-1	0	0
	10%	0	0	0	0	0	0	0	-1	-1	-1	-1	-1	-1	0	0
	lag	-4	-3	-2	-1	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
	5%	0	1	1	1	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
	10%	1	1	1	1	1	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0
	lag	11	12	13	14	15	16	17	18	19						
	5%	0	0	0	0	0	0	0	0	0						
	10%	0	0	0	0	0	0	0	0	0						

Tabla 372: VIC para la variable Nec

[126] A partir de este punto se abreviará como VIC.

Microsoft	lag	-11	-10	-9	-8	-7	-6	-5	-4	-3	-2	-1	0	1	2	3
	5%	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
	10%	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1
	lag	4	5	6	7	8	9	10	11							
	5%	0	0	0	0	0	0	0	0							
	10%	0	0	0	0	0	0	0	0							

Tabla 373: VIC para la variable Microsoft

Sony	lag	-18	-17	-16	-15	-14	-13	-12	-11	-10	-9	-8	-7	-6	-5	-4
	5%	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
	10%	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
	lag	-3	-2	-1	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11
	5%	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
	10%	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
	lag	12	13	14	15	16	17	18								
	5%	0	0	0	0	0	0	0								
	10%	0	0	0	0	0	0	0								

Tabla 374: VIC para la variable Sony

14.4 Análisis de causalidad

En este punto, y para verificar los resultados obtenidos en el Título 14.3.6.1 Resumen de influencia e interacción entre videojuegos y patentes se va a proceder a realizar un contraste de causalidad en el sentido de Granger[127] sobre las cinco variables analizadas y cuyos resultados sobre correlación cruzada se exponen en la Tabla 369.

Estos análisis tienen por objetivo fundamental constituirse en un contraste de resultados sobre los obtenidos en el paso de la correlación cruzada, estableciendo así un nexo de correspondencia entre el modelo de análisis de influencia entre las variables de videojuegos y patentes de una misma marca mediante la correlación cruzada y el concepto de cointegración, mediante el análisis de causalidad en el sentido de Granger.

Para poner en comparación ambos tipos de modelos se deben analizar dos conceptos fundamentales:

- Influencia de la relación:
    - Relación en una sola dirección, con indicación de cual sea ésta.
    - Relación en ambas direcciones a la vez.
    - No se aprecia relación de tipo alguno.

[127] Para realizar el test de causalidad de Granger se ha utilizado el programa Eviews, y su verificación se ha realizado en R con la librería 'MSBVAR', utilizando la función granger.test(). La hipótesis nula es la de que la variable independiente no es causa de la variables dependiente, y dado que nos proporciona los p-valores asociados al test, y el valor crítico utilizado es el de $\alpha = 0.05$, cualquier p-valor que sea inferior a dicho valor crítico rechaza la H_0 y acepta la hipótesis alternativa que dicta que la variable independiente sí es causa de la variable dependiente.

- P-valores irregulares: si un análisis de causalidad de Granger presenta una regularidad en p-valores mayores que el crítico de contraste (5%), es decir, el análisis presenta la aceptación de la hipótesis nula de no relación en dicho sentido, se deben considerar aquellos valores que sean discrepantes con los resultados obtenidos, esto es, aquellos p-valores que sean menores al 5%. Para este caso se considera la pareja: [lag, p-valor].

De esta manera, es posible establecer, si los hay, puntos de interés mediante el test de causalidad, para fundamentar algún tipo de relación con los valores de corte obtenidos en cada análisis de cada par de variables mediante el modelo de correlación cruzada.

14.4.1.1 Amstrad: Contraste de causalidad en el sentido de Granger

Para el contraste de causalidad en el sentido de Granger se van testear las dos relaciones siguientes:

$$Y_t \rightarrow \text{Amstrad-Patentes}, X_t \rightarrow \text{Amstrad-Videojuegos}$$
$$Y_t = \alpha + \beta X_t + \varepsilon_t \quad (1)$$
$$X_t = \alpha + \beta Y_t + \varepsilon_t \quad (2)$$

En este sentido la relación (1) indica que la variable Amstrad de serie de videojuegos es causa de la variable Amstrad de serie de patentes, y la relación (2) mostraría que la variable Amstrad de serie de patentes es causa de la variable Amstrad de serie de videojuegos.

Para esto acudimos a la Tabla 375, donde observamos que para lags 1 al 3 la relación (1) es aceptada la H_0 con un valor crítico de 5% (aunque con lag = 2 el p-value sea 0.0217726 < 0.05), por lo que se estima que los videojuegos no son causa de la variable patentes en Amstrad. Por otro lado, la relación (2), en lags del 1 al 3, es aceptada claramente la H_0, por lo que se estima que tampoco existe una causalidad en el sentido de Granger en esta dirección.

```
> granger.test(amstrad, p=1); granger.test(amstrad, p=2);
granger.test(amstrad, p=3)
                        F-statistic   p-value
AMSTRADVG -> AMSTRADPT  3.71060570 0.0902353
AMSTRADPT -> AMSTRADVG  0.06525203 0.8048245
                        F-statistic   p-value
AMSTRADVG -> AMSTRADPT    9.055158 0.0217726
AMSTRADPT -> AMSTRADVG    1.417111 0.3254133
                        F-statistic  p-value
AMSTRADVG -> AMSTRADPT   1.5615844 0.413319
AMSTRADPT -> AMSTRADVG   0.3881217 0.776795
```

Tabla 375: Valores F Snedecor y p-valores asociados al test para la relación Amstrad de patentes y videojuegos

En este caso tenemos un punto singular [2, 0.0217726] en el test de la relación AMSTRADVG -> AMSTRADPT.

14.4.1.2 Commodore: Contraste de causalidad en el sentido de Granger

Para el contraste de causalidad en el sentido de Granger se van testear las dos relaciones siguientes:

$$Y_t \rightarrow \text{Commodore-Patentes}, X_t \rightarrow \text{Commodore-Videojuegos}$$

$$Y_t = \alpha + \beta X_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

$$X_t = \alpha + \beta Y_t + \varepsilon_t \quad (2)$$

En este sentido la relación (1) indica que la variable Commodore de serie de videojuegos es causa de la variable Commodore de serie de patentes, y la relación (2) mostraría que la variable Commodore de serie de patentes es causa de la variable Commodore de serie de videojuegos.

Para esto acudimos a la Tabla 376, donde observamos que para lags 2 al 7 la relación (1) es aceptada la H_0 con un valor crítico de 5% (aunque con lag = 1 el p-value sea 0.04043408 < 0.05), por lo que se estima que los videojuegos no son causa de la variable patentes en Commodore. Por otro lado, la relación (2), en lags del 1 al 7, es aceptada claramente la H_0, por lo que se estima que tampoco existe una causalidad en el sentido de Granger en esta dirección.

```
> granger.test(commodore, p=1); granger.test(commodore, p=2);
granger.test(commodore, p=3); granger.test(commodore, p=4);
granger.test(commodore, p=5); granger.test(commodore, p=6);
granger.test(commodore, p=7)
                          F-statistic    p-value
COMMODOREVG -> COMMODOREPT   4.8020370 0.04043408
COMMODOREPT -> COMMODOREVG   0.5331234 0.47376320
                          F-statistic    p-value
COMMODOREVG -> COMMODOREPT   3.0785023 0.07227958
COMMODOREPT -> COMMODOREVG   0.4257002 0.66008730
                          F-statistic   p-value
COMMODOREVG -> COMMODOREPT   2.5093260 0.1011426
COMMODOREPT -> COMMODOREVG   0.8234698 0.5024557
                          F-statistic   p-value
COMMODOREVG -> COMMODOREPT    1.544366 0.2566264
COMMODOREPT -> COMMODOREVG    1.086651 0.4096869
                          F-statistic   p-value
COMMODOREVG -> COMMODOREPT    1.181040 0.3963578
COMMODOREPT -> COMMODOREVG    2.048436 0.1753483
                          F-statistic   p-value
COMMODOREVG -> COMMODOREPT    1.444643 0.3516923
COMMODOREPT -> COMMODOREVG    0.548430 0.7574201
                          F-statistic   p-value
COMMODOREVG -> COMMODOREPT    1.683166 0.4223342
COMMODOREPT -> COMMODOREVG    3.206975 0.2582208
```

Tabla 376: Valores F Snedecor y p-valores asociados al test para la relación Commodore de patentes y videojuegos

En este caso tenemos un punto singular [1, 0.04043408] en el test de la relación COMMODOREVG -> COMMODOREPT.

14.4.1.3 Nec: Contraste de causalidad en el sentido de Granger

Para el contraste de causalidad en el sentido de Granger se van testear las dos relaciones siguientes:

$$Y_t \rightarrow \text{Nec-Patentes}, X_t \rightarrow \text{Nec-Videojuegos}$$
$$Y_t = \alpha + \beta X_t + \varepsilon_t \quad (1)$$
$$X_t = \alpha + \beta Y_t + \varepsilon_t \quad (2)$$

En este sentido la relación (1) indica que la variable Nec de serie de videojuegos es causa de la variable Nec de serie de patentes, y la relación (2) mostraría que la variable Nec de serie de patentes es causa de la variable Nec de serie de videojuegos.

Para esto acudimos a la Tabla 377, donde observamos que para lags 1 al 4 y el 6 la relación (1) es aceptada la H_0 con un valor crítico de 5% (aunque con lag = 5 el p-value sea 0.02582236 < 0.05), por lo que se estima que los videojuegos no son causa de la variable patentes en Nec. Por otro lado, la relación (2), en lags del 1 al 4 y el 6, es aceptada claramente la H_0 con un valor critico de 5% (aunque con lag = 5 el p-value sea 0.0476847 < 0.05), por lo que se estima que tampoco existe una causalidad en el sentido de Granger en esta dirección.

```
> granger.test(nec, p=1); granger.test(nec, p=2); granger.test(nec, p=3);
granger.test(nec, p=4); granger.test(nec, p=5); granger.test(nec, p=6)
                F-statistic   p-value
NECVG -> NECPT    1.942230 0.1824839
NECPT -> NECVG    2.269215 0.1514542
                F-statistic   p-value
NECVG -> NECPT   0.3380753 0.7192280
NECPT -> NECVG   2.1013188 0.1619064
                F-statistic   p-value
NECVG -> NECPT   0.4570536 0.7182473
NECPT -> NECVG   1.9932615 0.1790094
                F-statistic   p-value
NECVG -> NECPT    1.011181 0.4624537
NECPT -> NECVG    2.627910 0.1252251
                F-statistic    p-value
NECVG -> NECPT    9.194259 0.02582236
NECPT -> NECVG    6.436301 0.04768470
                F-statistic   p-value
NECVG -> NECPT    21.17387 0.1648395
NECPT -> NECVG    54.55821 0.1032646
```

Tabla 377: Valores F Snedecor y p-valores asociados al test para la relación Nec de patentes y videojuegos

En este caso tenemos dos puntos singulares [5, 0.02582236] en el test de la relación NECVG -> NECPT y [5, 0.04768470] en el test de la relación NECPT -> NECVG.

14.4.1.4 Microsoft: Contraste de causalidad en el sentido de Granger

Para el contraste de causalidad en el sentido de Granger se van testear las dos relaciones siguientes:

$$Y_t \rightarrow \text{Microsoft-Patentes}, X_t \rightarrow \text{Microsoft-Videojuegos}$$
$$Y_t = \alpha + \beta X_t + \varepsilon_t \quad (1)$$
$$X_t = \alpha + \beta Y_t + \varepsilon_t \quad (2)$$

En este sentido la relación (1) indica que la variable Microsoft de serie de videojuegos es causa de la variable Microsoft de serie de patentes, y la relación (2) mostraría que la variable Microsoft de serie de patentes es causa de la variable Microsoft de serie de videojuegos.

Para esto acudimos a la Tabla 378, donde observamos que para lags 1 al 3 la relación (1) es aceptada la H_0 con un valor crítico de 5%, por lo que se estima que los videojuegos no son causa de la variable patentes en Microsoft. Por otro lado, la relación (2), en lags del 1 al 3, es aceptada claramente la H_0, por lo que se estima que tampoco existe una causalidad en el sentido de Granger en esta dirección.

```
> granger.test(microsoft, p=1); granger.test(microsoft, p=2);
granger.test(microsoft, p=3)
                          F-statistic   p-value
MICROSOFTVG -> MICROSOFTPT  1.25252574 0.2920493
MICROSOFTPT -> MICROSOFTVG  0.05067669 0.8269182
                          F-statistic   p-value
MICROSOFTVG -> MICROSOFTPT   1.0059518 0.4199974
MICROSOFTPT -> MICROSOFTVG   0.6678129 0.5471952
                          F-statistic   p-value
MICROSOFTVG -> MICROSOFTPT   1.3174481 0.4130682
MICROSOFTPT -> MICROSOFTVG   0.3401211 0.8002996
```

Tabla 378: Valores F Snedecor y p-valores asociados al test para la relación Microsoft de patentes y videojuegos

14.4.1.5 Sony: Contraste de causalidad en el sentido de Granger

Para el contraste de causalidad en el sentido de Granger se van testear las dos relaciones siguientes:

$$Y_t \rightarrow \text{Sony-Patentes}, X_t \rightarrow \text{Sony-Videojuegos}$$
$$Y_t = \alpha + \beta X_t + \varepsilon_t \quad (1)$$
$$X_t = \alpha + \beta Y_t + \varepsilon_t \quad (2)$$

En este sentido la relación (1) indica que la variable Sony de serie de videojuegos es causa de la variable Sony de serie de patentes, y la relación (2) mostraría que la variable Sony de serie de patentes es causa de la variable Sony de serie de videojuegos.

Para esto acudimos a la Tabla 379, donde observamos que para lags 1 al 6 la relación (1) es aceptada la H_0 con un valor crítico de 5%, por lo que se estima que los videojuegos no son causa de la variable patentes en Sony. Por otro lado, la relación (2), en lags del 1 al 5, es rechazada claramente la H_0 (aunque con lag = 6 el p-value sea 0.4342658 > 0.05), por lo que se estima que se puede considerar que existe una causalidad en el sentido de Granger en esta dirección.

```
> granger.test(sony, p=1);granger.test(sony, p=2);granger.test(sony,
p=3);granger.test(sony, p=4);granger.test(sony, p=5);granger.test(sony, p=6)
                  F-statistic     p-value
SONYVG -> SONYPT   0.4351565 0.518852890
SONYPT -> SONYVG   8.6844427 0.009470674
                  F-statistic    p-value
SONYVG -> SONYPT    1.302739 0.30502169
SONYPT -> SONYVG    4.885913 0.02615447
                  F-statistic     p-value
SONYVG -> SONYPT   0.5205547 0.677684528
SONYPT -> SONYVG   8.3476234 0.004470761
                  F-statistic    p-value
SONYVG -> SONYPT   0.8029457 0.56024060
SONYPT -> SONYVG   7.3382766 0.01198668
                  F-statistic   p-value
SONYVG -> SONYPT    1.151537 0.4584457
SONYPT -> SONYVG    6.415405 0.0479448
                  F-statistic   p-value
SONYVG -> SONYPT    3.948854 0.3672597
SONYPT -> SONYVG    2.708870 0.4342658
```

Tabla 379: Valores F Snedecor y p-valores asociados al test para la relación Sony de patentes y videojuegos

En este caso tenemos que existe causalidad en el sentido de Granger en el sentido SONYPT -> SONYVG.

14.5 Revisión de los resultados sobre correlación cruzada y causalidad en el sentido de Granger

En este punto se realiza una revisión de los resultados obtenidos en la investigación sobre correlación cruzada entre videojuegos y patentes de cinco variables finales que cumplían los requisitos de este trabajo, así como los valores conseguidos del análisis mediante la técnica de causalidad en el sentido de Granger de estas mismas variables.

Para exponer esta revisión se parte de los datos de la Tabla 380:

	Correlación cruzada						Causalidad Granger	
	K=0		K>0		K<0		VG->PT	PT->VG
Variable	Positivo	Negativo	Positivo	Negativo	Positivo	Negativo	[Lag, p-valor]	[Lag, p-valor]
amstrad	NO	NO	NO	NO	NO	NO	[2, 0.0217726]	-
commodore	SI	NO	[1, 4]	[12, 13]	NO	[-8, -7]	[1, 0.04043408]	-
nec	SI	NO	NO	NO	[-3, -1]	[-11, -7]	[5, 0.02582236]	[5, 0.04768470]
microsoft	NO	NO	NO	NO	NO	NO	-	-
sony	NO	NO	[-1]	NO	NO	NO	-	**Causalidad**

Tabla 380: Comparativa de resultados de correlación cruzada y análisis de causalidad de Granger para las cinco variables en estudio

La comparación de datos presenta la siguiente información:

- **Amstrad**: En la correlación cruzada no se presentan resultados, y en el contraste de causalidad no hay tendencia en ningún sentido, existiendo solamente alguna irregularidad puntual en el sentido de influencia puntual de videojuegos sobre patentes.
- **Commodore**: En la correlación cruzada se presentan claros indicios de influencia mostrando varias pautas y diversos puntos de influencia; por el contrario, el contraste de causalidad no marca ninguna tendencia y solo hay algún punto de irregularidad en el sentido de influencia de videojuegos sobre patentes.
- **Nec**: En la correlación cruzada se presentan claros indicios de influencia mostrando varias pautas y diversos puntos de influencia; por el contrario, el contraste de causalidad no marca ninguna tendencia pero sí hay dos puntos de irregularidad en ambos sentidos.
- **Microsoft**: En la correlación cruzada no se presentan resultados, y en el contraste de causalidad no hay tendencia en ningún sentido, no existiendo ninguna irregularidad puntual en ningún sentido influencia.
- **Sony**: En la correlación cruzada se presentan un solo resultado de influencia, pero en el contraste de causalidad se marca una tendencia clara en el sentido de influencia de patentes sobre los videojuegos.

VI PARTE. VALIDACION Y CONCLUSIONES

15 Evaluación de resultados sobre el estudio comparativo entre videojuegos y patentes tecnológicas

Experimentation is done to test hypotheses and to discover new relationships. If any, among variables. But the conclusions drawn on the basis of experimental data are generally criticized for either faulty assumptions, poorly designed experiments, badly executed experiments or faulty interpretations. As such the researcher must pay all possible attention while developing the experimental design and must state only probable inferences. The purpose of survey investigations may also be to provide scientifically gathered information to work as a basis for the researchers for their conclusions.(Kothari, 2004)

En esta investigación lo primordial ha sido caracterizar el comportamiento de las series temporales en análisis, tanto de lanzamientos de títulos de videojuegos para las plataformas (consolas) de las marcas comerciales como el conjunto de patentes registradas sobre avances tecnológicos de las mismas marcas de software. Es muy importante considerar que el conjunto de datos principal de estudio es el de videojuegos, que es principal a la hora de decidir si unas variables pasan los condicionantes requeridos y siguen su análisis en fases siguientes.

Una vez caracterizado el comportamiento, el siguiente esfuerzo de esta investigación ha sido encontrar relaciones entre variables del mismo conjunto, a fin de verificar si existían interdependencias (correlaciones) o bien causalidad de tipo alguno. Esto nos permitía, en cualquier caso, considerar si estaban en operación fuerzas exógenas que pudieran influir en el comportamiento de las variables, verificando la estructura de comportamiento de dichas fuerzas, sentido e intensidad.

Seguidamente, se ha realizado un estudio para verificar la interrelación entre variables de la misma marca, videojuegos vs. patentes, persiguiendo encontrar correlación o causalidad. Para ello se ha utilizado la herramienta de correlación cruzada con restricciones, de forma que nos diese dicha función una verificación de la existencia de dicha relación, su fuerza y su intensidad, si existiese. Como complemento a la misma, se ha utilizado la función de causalidad a la manera de Granger como validación adicional, intentando verificar si existía una interrelación entre la existencia de vinculación de causalidad entre variables y/o la coexistencia de correlación cruzada. De esta manera se

podría establecer, finalmente, una interdependencia entre las variables de distinta naturaleza, vislumbrando el modelo de caracterización de las series.

Por último, pero no menos importante, se ha desarrollado un modelo de extracción de conocimiento sobre las series de patentes, vinculado con el permanente y complejo problema de la vida útil remanente de las patentes tecnológicas. Así, se puede identificar información endógena, característica del comportamiento o de las pautas de las propias series de patentes, que parece vital para poder realizar una caracterización del modelo de comportamiento de las variables de registros históricos de patentes.

A continuación, se analizan los principales resultados obtenidos en cada uno de los diversos aspectos de esta investigación y se intentará dar una visión conjunto del modelo aprehendido, y las conclusiones finales.

15.1 Sobre la caracterización de videojuegos y patentes: el análisis estadístico preliminar

15.1.1 Videojuegos

En el Título 11.1 Análisis general, análisis gráfico y en el Título 11.2 Estudio básico de tendencia y ciclo sobre las series de datos de marcas de videojuegos se abordan los aspectos de detección de comportamiento básico de las variables de videojuegos en estudio.

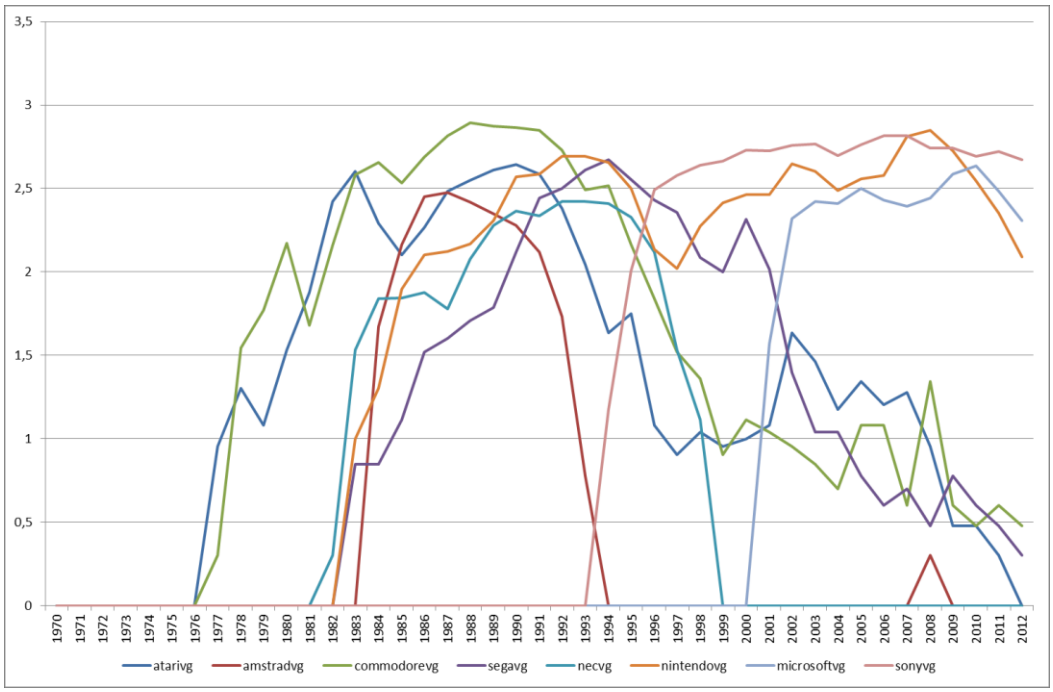


Ilustración 303: Comportamiento en el tiempo de las variables de videojuegos finales, en logaritmo decimal

En líneas generales, el comportamiento de las series temporales se divide en 2 grupos principales (Ilustración 303):

- Marcas sin presencia en el mercado.
- Marcas vivas con presencia en el mercado.

Para el primer grupo, aquellas marcas que ya se han extinguido o que han abandonado el mundo de las consolas de videojuegos, el patrón general de comportamiento siempre es:

- Crecimiento acelerado, usualmente con carácter explosivo al inicio de su actividad de lanzamiento de software.
- Una vez alcanzado el máximo, decrecimiento de la actividad, y en general, el comportamiento siempre ha venido siendo el de una curva de deceleración suave, salvo casos de salida del mercado abrupta o fin de actividad o de continuidad.

En cuanto al segundo grupo, las marcas con presencia en el mercado de consolas, su patrón de comportamiento evidencia estos síntomas:

- Crecimiento acelerado, en el caso de Sega y Microsoft, no así en Nintendo que bien de una modelo de periodo largo de más de una década.
- Alcanzado el máximo, cada variable en una fecha distinta, se evidencia un agotamiento del modelo, reflejado en un estancamiento o caída de los lanzamientos de software.

En cuanto a las variables, en los diferentes periodos analizados, siempre ha existido un neto líder del periodo, lo que refleja exactamente el movimiento de mercado y el tipo de competencia que se ha venido desarrollando entre las diversas marcas de videojuegos, así como también explica en ciertos casos los repentinos y bruscos cambios en las plataformas de videojuegos (consolas), como un intento de ganar cuota, o de no perderla, con respecto a los competidores directos en cada periodo de tiempo analizado.

Como ampliación del análisis previo, se realiza un estudio básico de tendencia y ciclo que, en líneas generales viene a establecer un patrón común en todas las variables:

- Preferencia de análisis en dos submuestras diferenciadas sobre el valor máximo de la serie, con comportamiento inverso: crecimiento y decrecimiento.
- En el caso de las series con presencia en el mercado, el análisis se ha realizado para intentar evidenciar un cambio de tendencia o de ciclo, si bien los resultados no han sido todo lo concluyentes que se esperaba.

En algún caso, por la tipología de la variable, se ha comprobado que existían dos ciclos consecutivos, de forma que se verificaba que en algunos casos las marcas han pasado

por más de un ciclo de vida y/o una transformación o adaptación al nuevo modelo de mercado.

Finalmente se ha establecido un sistema de verificación de la calidad de la información en las variables (Tabla 95) utilizando las funciones de análisis de la teoría de la información mediante el uso de la función de entropía (Titulo 8.2.1 Análisis de la información de la muestra). Esto ha ayudado a clarificar las variables aptas para el estudio, así como para tener un patrón útil de cantidad y calidad de la información presente en cada variable en estudio.

15.1.2 Patentes

En el Título 12.1 Análisis general, análisis gráfico y en el Título 12.2 Estudio básico de tendencia y ciclo sobre las series de datos de patentes se abordan los aspectos de detección de comportamiento básico de las variables de videojuegos en estudio.

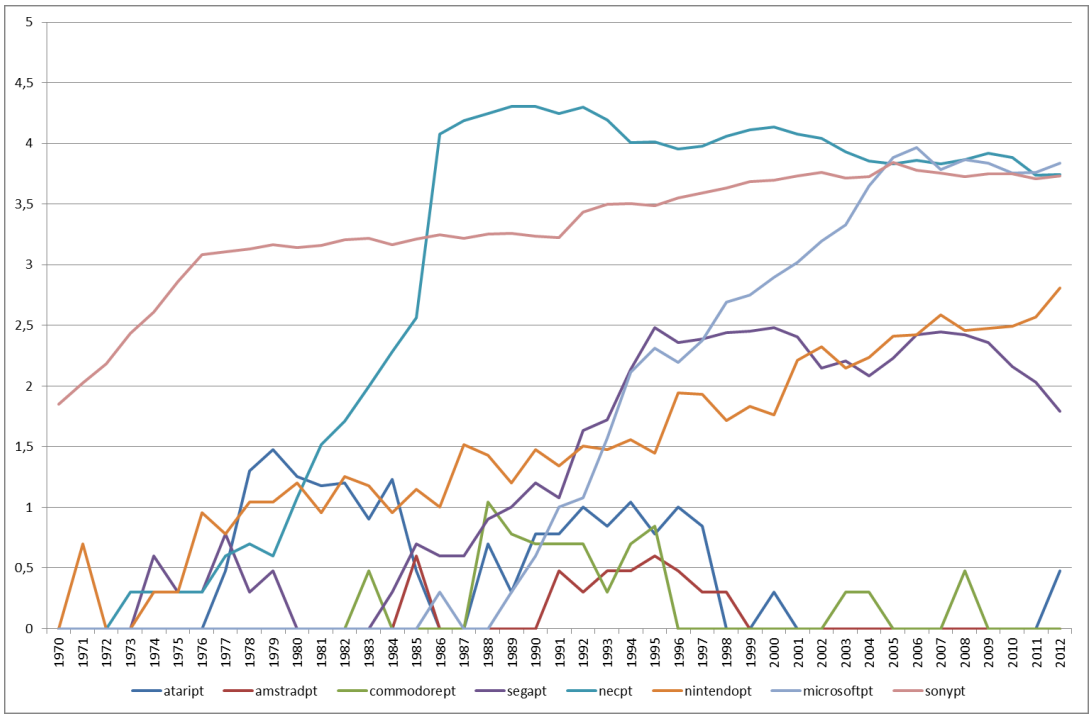


Ilustración 304: Comportamiento en el tiempo de las variables de patentes finales, en logaritmo decimal

En líneas generales, el comportamiento de las series temporales se divide, como el de videojuegos, en 2 grupos principales (Ilustración 304):

- Marcas sin presencia en el mercado.
- Marcas vivas con presencia en el mercado.

Para el primer grupo, aquellas marcas que ya se han extinguido o que han abandonado el mundo de las consolas de videojuegos, el patrón general de comportamiento siempre es:

- Crecimiento acelerado, usualmente con carácter explosivo al inicio de su actividad de lanzamiento de software.
- Mantenimiento de un cierto nivel de actividad con pequeños ciclos intermedios, generalmente a un nivel más bajo que el inicial.
- Una vez alcanzado el máximo periodo de actividad, decrecimiento de la actividad, y en general, extinción de presentación de nuevas patentes.

En este grupo hay algunas excepciones, que se pueden verificar en la Ilustración 301, como son Sega y Nec. Estas empresas abandonaron el modelo de comercialización de consolas de videojuegos, pero sí han mantenido actividad de lanzamiento de nuevos títulos de videojuegos, caso de Sega, o bien son empresas tecnológicas, caso de NEC, que han seguido realizando investigación y registro de patentes, aunque con la finalidad de realizar venta de tecnología o soporte a otras comercializadoras. Este hecho representa una anomalía de comportamiento que hay que tomar en consideración a la hora de valorar las relaciones posteriores de estas variables.

En cuanto al segundo grupo, las marcas con presencia en el mercado de consolas, su patrón de comportamiento evidencia estos síntomas:

- Crecimiento sostenido en el tiempo. Esto representa un patrón diferente en el tiempo sobre el modelo de lanzamiento al mercado de títulos de videojuegos. La evidencia parece reflejar que no ha existido en el tiempo la misma presión en los departamentos de investigación y desarrollo de nuevas tecnologías (patentes) en relación con el de desarrollo de software de videojuegos, o bien la presión de comercialización es un factor adicional endógeno al comportamiento de estas series.
- Alcanzado el máximo, el comportamiento usual de las series es el del estancamiento, presentando un comportamiento estacionario o con leve tendencia. Parece que esto refleja el coste adicional de esfuerzo en investigación y desarrollo, es decir, que a partir de un cierto punto los nuevos avances consumen mayores recursos (tiempo y dinero) y ello se ve reflejado en un enlentecimiento de las nuevas patentes presentadas por cada marca.

En cuanto a las variables, en los diferentes periodos analizados, siempre ha existido un neto líder del periodo, lo que refleja exactamente el esfuerzo en investigación y desarrollo

que ha ido realizando cada marca para posicionarse en un nivel determinado dentro del conjunto de competidores en el mundo de desarrollo de plataformas de videojuegos.

Como ampliación del análisis previo, se realiza un estudio básico de tendencia y ciclo que presenta las siguientes singularidades:

- Un buen número de variables pueden ajustarse en tendencia mediante funciones polinómicas, presentando un grado de ajuste elevado (usualmente superior al 70%, y generalmente cercano al 95%).
- Un conjunto de variables se pueden ajustar mediante regresión lineal, pero mediante un ajuste o recorte de los datos, usualmente al final del periodo analizado, ya que el ajuste a regresión lineal se distorsionaba con los valores finales.

Finalmente, al igual que en el caso de los videojuegos, se ha establecido un sistema de verificación de la calidad de la información en las variables (Tabla 279) utilizando las funciones de análisis de la teoría de la información mediante el uso de la función de entropía (Titulo 8.2.5 Análisis de la información de la muestra).

En el caso de las patentes, la información no era necesaria para descartar ninguna variable por defecto de información, dado que esto se ha realizado siempre a través de las series de videojuegos que son las principales en el estudio, sin más bien para verificar la calidad y cantidad de información de cada variable, a fin de poner en valor los resultados que se pudieran obtener del análisis de obsolescencia de estas variables, así como los resultados de correlación cruzada y análisis de causalidad. En este sentido, las variables para Amstrad, Atari y Commodore eran netamente deficitarias en su análisis de entropía, esto es, la distorsión que presentaban en las observaciones ejemplificaban un modelo de investigación o bien de registro de patentes que resulta deficitario, pobre y con escasa continuidad.

15.2 Sobre la caracterización de videojuegos y patentes: investigación mediante modelos ARIMA

15.2.1 Videojuegos

En el Título 11.3 Caracterización estadística de las series temporales de marcas de videojuegos mediante modelos ARIMA se realiza un estudio detallado del comportamiento de las series de videojuegos a fin de buscar su ajuste a un modelo regresivo integrado de medias móviles.

El caracterizar el comportamiento de las series mediante el uso de ARIMA se realiza por 2 motivos:

- Definir el modelo de comportamiento estadístico de cada variable en estudio mediante un sistema contrastado y fiable
- El uso de modelos ARIMA requiere una serie de verificaciones que son características necesarias para verificación de cointegración entre variables o análisis de causalidad

En general, las variables ajustadas a sus valores útiles han manifestado un ajuste a la normalidad, si bien en algunos casos ha sido precisa su transformación, para lo cual se ha optado por la transformación BoxCox usual de los paquetes R-Cran.

En el Título 11.3.11 Resumen de las variables según modelo ARIMA se hace un resumen de los principales resultados del proceso de evaluación, quedando plasmados en la Tabla 196. Allí se evidencia que principalmente las series analizadas presentan un nivel de integración I(2), tres variables con integración I(1) y la variable Amstrad que se aprecia estacionariedad inicial I(0).

Estos resultados son la base de trabajo para la siguiente etapa de análisis que corresponde con la revisión de interrelación entre las propias variables de videojuegos, buscando una suerte de influencia exógena en las variables dimanante de la interacción entre ellas.

15.2.2 Patentes

En el Título 12.3 Caracterización estadística de las series temporales de marcas de patentes mediante modelos ARIMA, como en el caso de las variables de videojuegos, se realiza un estudio detallado del comportamiento de las series de patentes a fin de buscar su ajuste a un modelo regresivo integrado de medias móviles.

En general, las variables ajustadas a sus valores útiles han manifestado un ajuste a la normalidad, si bien en algunos casos ha sido precisa su transformación, para lo cual se ha optado por la transformación BoxCox usual de los paquetes R-Cran.

En el Título 12.3.9 Resumen de las variables según modelo ARIMA se hace un resumen de los principales resultados del proceso de evaluación, quedando plasmados en la Tabla 357. Allí se evidencia que principalmente las series analizadas presentan un nivel de integración I(2) y tres variables con integración I(1), no presentándose ninguna serie que inicialmente sea estacionaria.

15.3 Sobre la caracterización de videojuegos y patentes: estudio de causalidad y cointegración en variables de videojuegos

El análisis de cointegración permite verificar, con las debidas restricciones en su análisis, si existe la posibilidad establecer con garantías regresiones lineales entre ciertas variables de este estudio (véase el Titulo 8.5 Identificación de relaciones mediante técnica de cointegración).

Como es bien sabido, el establecimiento de regresiones lineales aporta la verificación de una dependencia entre las variables en estudio (en el caso de que el análisis sea completo y no solo sobre la dependencia de una sola variable). Pero existe la posibilidad de establecer relaciones espurias, que dada la poca literatura sobre análisis de series temporales relativas a lanzamientos de software de videojuegos se evidenciaba como un riesgo cierto para esta investigación.

Para evitar las relaciones espurias se ha utilizado el análisis mediante cointegración, que nos permite averiguar si establecer una cierta relación entre las variables es correcto o no es posible.

Como característica adicional, paso necesario por otra parte, se analiza si existe en estas relaciones causalidad en el sentido de Granger, es decir, causalidad estadística que no lógica. Eso permitiría verificar si en ciertas relaciones existe una necesidad estadística de presencia de cierta variable para que otra y otras muestren determinado comportamiento.

¿Cuál es el resultado general de este análisis? Bien, en líneas generales, y habiendo priorizado el uso del método de cointegración de Engle-Granger, parece que la tendencia de las variables es a establecer cierto tipo de relación con las características siguientes:

- Las relaciones más fuertes son a nivel de pares de variables, es decir si existen, las relaciones de más de 2 variables son más débiles o difíciles de establecer.
- Las relaciones más fuertes se suelen establecer entre variables del mismo periodo de tiempo principal.
- Las relaciones no son usualmente bidireccionales, existiendo claramente una preferencia en la direccionalidad.
- En las relaciones de más de 2 variables, no necesariamente todas las variables muestran dependencia del resto aunque sí sean causales de las restantes, aun en el sentido de Granger.
- La debilidad de las relaciones entre más de 2 variables usualmente deviene de la dificultad para establecer las mismas características para todas ellas en el mismo periodo de tiempo. Es decir, por norma resulta muy difícil que o bien las series completas se ajusten a las restricciones necesarias (normalidad, mismo nivel de

integración, etc.) o bien que las series que se ajustan a las restricciones tienen tan pocas observaciones que la calidad de los resultados puede resultar cuestionable.

En resumen, si existen, las relaciones encontradas entre las variables son más intensas si son entre pares de variables, y generalmente son unidireccionales.

15.4 Sobre la caracterización de videojuegos y patentes: resultados del estudio de correlación cruzada y causalidad

En el Título 8.4 Aplicación de Correlación cruzada (cross correlation) se establecen las bases del análisis de correlación cruzada entre variables de videojuegos y patentes de la misma marca. Los resultados de la investigación se detallan en el Título 14.3 Análisis de correlación cruzada, un resumen del cual se detalla en la Tabla 369, sobre la base de la que pasamos a identificar las características siguientes:

Amstrad
La evidencia extraída del análisis muestra que no ha existido interacción entre las variables de patentes y videojuegos.
Commodore
El modelo de interacción de Commodore es complejo. Presenta las siguientes características: - Los retardos para k > 0, indican una influencia en el sentido patentes sobre videojuegos, de forma que en este caso se puede considerar que es la actividad de creación de patentes la que empuja la actividad de creación de gran número de videojuegos y consolas por parte de Commodore. No obstante, esta influencia no es siempre en el tiempo positiva (se evidencia una influencia negativa de sentido **patentes → videojuegos.** Esto indica que se ha desarrollado un elevado número de patentes, que es preciso amortizar, pero que entorpecen el desarrollo de consolas o videojuegos). - El valor k=0 indica que existe un proceso permanente de realimentación entre los procesos de generación de patentes (con la idea de la realización de videojuegos y consolas) y la de creación de videojuegos (cuyo desarrollo y uso permiten ver las nuevas necesidades tecnológicas a desarrollar y consecuentemente las nuevas posibilidades de patentación). Este es positivo. - Los retardos para k < 0, indican una influencia en el sentido videojuegos sobre patentes, de forma que en este caso se puede considerar que es la actividad de desarrollo de software la que empuja la actividad de investigación y desarrollo y el

registro de patentes. No obstante, esta influencia es siempre en el tiempo negativa (se evidencia una clara influencia negativa de sentido **videojuegos → patentes.** Esto indica que se ha desarrollado un elevado número de videojuegos con la finalidad de realizar una explotación de la consola o del modelo de videojuegos, con el objeto de realizar una amortización de I + D, de patentes, lo que ha llevado a un **retraso en el desarrollo de nuevas patentes**, o al menos a un retraso en su presentación y funcionamiento).

En resumen, existió un proceso de realimentación entre los procesos de creación de videojuegos y patentes de forma general (k=0) y a corto plazo, pero a largo plazo las influencias mutuas en ambos sentidos eran negativas.

Esto pudiera explicar las dificultades de la marca Commodore a largo plazo para mantenerse en el mercado a pesar de haber sido una marca líder en Europa, con buen nivel de investigación y fuerte compromiso en el lanzamiento de nuevos títulos de software de videojuegos.

Nec

El modelo de interacción de Nec es complejo. Presenta las siguientes características:

- El valor k=0 indica que existe un proceso permanente de realimentación entre los procesos de generación de patentes (con la idea de la realización de videojuegos y consolas) y la de creación de videojuegos (cuyo desarrollo y uso permiten ver las nuevas necesidades tecnológicas a desarrollar y consecuentemente las nuevas posibilidades de patentación). Este es positivo.
- Los retardos para k < 0, indican una influencia en el sentido videojuegos sobre patentes, de forma que en este caso se puede considerar que es la actividad de desarrollo de software la que empuja la actividad de investigación y desarrollo y el registro de patentes. No obstante, esta influencia a corto plazo positiva y a largo plazo es negativa (ver explicación en el caso de Commodore).

En resumen, existió un proceso de realimentación entre los procesos de creación de videojuegos y patentes de forma general (k=0). A corto plazo, existe influencia positiva de videojuegos y a largo negativa.

Este comportamiento es muestra de que existió cierto incremento en el registro de patentes, es decir, en la intensidad de investigación en este campo de videojuegos, en tanto que Nec se mantuvo en el negocio de videojuegos y que a su desaparición es causa probable de descenso en el nivel de investigación.

Microsoft
La evidencia extraída del análisis muestra que no ha existido interacción entre las variables de patentes y videojuegos.
Sony
El modelo de interacción de Sony es sencillo. Los retardos para k < 0, indican una influencia en el sentido videojuegos sobre patentes, de forma que en este caso se puede considerar que es la actividad de desarrollo de software la que empuja la actividad de investigación y desarrollo y el registro de patentes. No obstante, esta influencia a corto plazo positiva y a largo plazo es negativa. Dado que el valor de retardo es k = -1, se puede considerar que es casi instantánea la relación, muy cercana en el tiempo, y positiva. Esto muestra que en el caso de Sony la influencia en la investigación se potencia rápidamente por el desarrollo de nuevos lanzamiento de videojuegos. Los videojuegos estimulan la capacidad de investigación de Sony.

Tabla 381: Identificación de las características resultantes de la evaluación de correlación cruzada entre variables de patentes y videojuegos

Sobre los resultados puestos en valor de la Tabla 381 lo más notable es la nula interacción encontrada entre las variables de la marca Microsoft. Dado que el lanzamiento de las consolas Xbox se hace con tecnología ya conocida (no se hace un desarrollo nuevo como en el caso de Sony) y algunos de los principales títulos de videojuegos que Microsoft saca al mercado para estas consolas ya eran conocidos de otras consolas o para PC, parece que puede existir cierta desconexión entre la investigación y desarrollo y el lanzamiento de videojuegos.

En cuanto al análisis adicional realizado para estas variables sobre causalidad en el sentido de Granger, y cuyo resumen se muestra en la Tabla 380, el resultado más significativa es que no hay evidencia fuerte de causalidad entre ninguno de los pares de variables a excepción de la variable Sony. En este caso la relación establecida es la de influencia de Patentes sobre Videojuegos, que no se había detectado en el caso de la correlación cruzada.

15.5 Sobre la caracterización de videojuegos y patentes: estudio de las influencias endógenas de las patentes

Claramente, mediante el modelo de análisis de obsolescencia, Valor útil restante y potencial de marca se pueden definir un conjunto de funciones endógenas explicativas del comportamiento histórico de investigación y desarrollo de las marcas tecnológicas, especialmente de las que se analizan en este estudio.

En el Título 9 Caracterización del tiempo de vida útil de una patente tecnológica se especifican los modelos de trabajo para la identificación de las pautas de comportamiento que se pueden observar en los registros de series de patentes. Los resultados de la investigación se encuentran en el Título **13 Análisis de la Vida Útil Restante (VUR) de patentes de videojuegos**, indicando el comportamiento general de las diversas variables en estudio.

Sin embargo, el resultado principal de este análisis es que se puede definir una caracterización para las observaciones de una serie temporal de patentes. Esto es, se puede definir una terna que caracterice cada observación de una serie temporal de patentes para una fecha determinada.

Esta terna estaría formada por:

- El valor de obsolescencia calculado como impulso medio acumulado (Ecuación 9).
- El vector generado como cálculo del VUR (Ecuación 11), un ejemplo del cual se puede ver en la Tabla 359.
- El valor de Potencial de marca, tomado como el Potencial Inicial en el periodo de tiempo considerado.

Es decir, si $\omega \in \mathrm{P}_t$, siendo ω una observación de la serie de patentes P_t en un tiempo 't' concreto, se puede considerar que esta observación está caracterizada por una terna $\eta = \{\eta_1, \eta_2, \eta_3\}$, tal que:

$$\begin{cases} \eta_1 = \gamma \,|\, \gamma \in \hat{\Theta}(z) = AOF_{IMA}(z) \\ \eta_2 = \Psi(t) \,|\, \Psi(t) = vectorVUR \\ \eta_3 = \mathrm{K}_t \,|\, \mathrm{K}_t = P_{IN} \end{cases}$$

Ecuación 46: Terna de caracterización de series temporales de patentes tecnológicas

Con este nivel de caracterización es posible analizar el comportamiento de series temporales tecnológicas como las de marcas de videojuegos a través de su representación como terna indicada (Ecuación 46).

Estas ternas generan, para el conjunto de observaciones originales de la serie de patentes, un conjunto de series temporales adicionales (series de valores de obsolescencia, de valores útiles restantes[128] y de potencial inicial de marca) que pueden ser estudiadas para validar el comportamiento de los registros de patentes, y poder definir un/unos modelo/s de comportamiento tecnológicos. Este estudio escapaba al propósito de esta investigación, por lo que no se ha abordado en este momento.

[128] Aunque en la definición se indica en la terna que este valor es un vector, lo que generaría una matriz de vectores, es posible y útil considera al valor inicial del vector como el valor representativo del vector y de esta manera se genera solo una serie y no una matriz.

16 Validación del modelo y conclusiones

16.1 Introducción a la valoración

De manera explícita en el capítulo **15 Evaluación de resultados sobre el estudio comparativo entre videojuegos y patentes tecnológicas** se ha venido realizando una síntesis de los resultados que se han obtenido en este trabajo sobre el análisis de series de datos tanto de patentes como de videojuegos, y su relación entre ambos.

De manera simplificada, en esta investigación se han establecido las características del comportamiento tendencial mediante el estudio clásico de ambos conjuntos de series temporales y se profundizó en dicho comportamiento verificando su correspondencia con modelos autorregresivos integrados de medias móviles.

Así, se pudo abordar con mayor información el estudio en ambas series de los niveles de información usando las funciones de entropía aplicadas desde la teoría de la información (Scafetta, 2001) y así descartar para análisis posteriores aquellas variables que no cumplían los requisitos mínimos de información.

Posteriormente, para cada conjunto de variables (videojuegos y patentes) se procedió a realizar un análisis minucioso y muy restringido del comportamiento de interacción. Para las variables de videojuegos, que se encuentran expuestas necesariamente a los vaivenes comerciales y de marketing, se teorizó que existirían fuerzas exógenas que podrían condicionar su comportamiento histórico: eso llevó a realizar las pruebas de cointegración, es decir, buscar regresiones entre variables pero intentando verificar que dichas relaciones no fueran espurias, puesto que las relaciones de causalidad que se suponían a priori no tenían por qué ser necesariamente correctas y podían no surgir de un relación lógica interna sino de un proceso de inferencia estadístico. Para verificar estos extremos sobre causalidad se aplicaron los razonamientos de causalidad en el sentido de Granger.

Al mismo tiempo, se encuentran el conjunto de variables de registros de patentes. Estas observaciones constituyen materializaciones del proceso de investigación, I+d, tecnológico y que no están expuestas de la misma manera a presiones de marketing o comerciales (quizá sí a presupuestarias). Por ello se teorizó al respecto, como ya se había conjeturado sobre las series de videojuegos, que si existían comportamientos o fuerzas sobre dichas variables debían ser internas, endógenas al sistema de obtención de patentes o sobre la naturaleza de los procesos tecnológicos. De esta manera, y tras un estudio profundo sobre la naturaleza de las patentes y sobre el proceso de obsolescencia en la vida útil de las patentes tecnológicas (ver capítulo 9 Caracterización

del tiempo de vida útil de una patente tecnológica), se verifica que existen influencias internas al sistema de gestión de patentes, comportamientos endógenos al sistema, y que además son característicos, medibles y comparables.

Es este punto, con ambos conjuntos definidos (series de videojuegos y de patentes) y con las fuerzas principales que actúan sobre cada uno de los conjuntos detectadas, definidas y caracterizadas, se procedió al paso final del estudio: verificar las relaciones directas por cada marca de software entre cada par de variables de ambos conjuntos mediante la correlación cruzada. La aplicación que se hace en este estudio de la correlación cruzada es más restringida de lo usual, ya que se aplican los principios restrictivos para las relaciones de cointegración o causalidad (de Granger).

Aunque los resultados para la correlación cruzada no pueden ser tomados como estrictos (Peña Sanchez de Rivera, 2005), en este estudio se ha considerado como un indicador de fuerzas, sentido e intensidad, tal y como se definió en el Título 8.4.2 Enfoque de la correlación cruzada en la investigación.

16.2 Conclusiones sobre las hipótesis de investigación

¿Qué se puede considerar como resumen final de esta investigación? En la Ilustración 35 se mostraba un esquema representativo del modelo de interacción entre patentes y videojuegos que se esperaba se cumpliera a lo largo de esta investigación.

A través de todas las fases de esta investigación, se considera que se ha desarrollado un modelo de comprensión de la naturaleza y comportamiento de las marcas de software, interpretando dicho modelo como un sistema interactivo de relaciones entre los diversos componentes tal y como se ejemplificaba en la Ilustración 35.

Esto es, respondiendo a las hipótesis fundamentales que se hacían al comienzo (**1.3 Pregunta de investigación: Hipótesis**), este estudio ha caracterizado:

- La existencia de interacciones fuertes entre las series de lanzamientos de videojuegos más allá de toda duda razonable, verificando que estas interacciones tienen un reflejo en el comportamiento de las series de datos de marcas de software con presencia en el mismo espacio temporal.
- El comportamiento de la series de datos de patentes tecnológicas, demostrando la existencia de un comportamiento endógeno auto acumulativo para cada serie de datos, esto es, para cada marca de software, de forma que se verifica una influencia de la obsolescencia tecnológica de marca que se refleja en el comportamiento a largo plazo de las series de patentes.

- La relación entre videojuegos y patentes como un sistema interactivo, con realimentación bidireccional, esto es, existiendo posibilidad de influencia en ambos sentidos de la relación.

En conclusión, esta investigación ha posibilitado la extracción de conocimiento sobre las relaciones a largo plazo entre las series de datos de patentes tecnológicas de las marcas de videojuegos y los lanzamientos de software de videojuegos para las distintas plataformas desarrolladas a lo largo del tiempo (desde 1977 hasta la actualidad). Así, queda comprendida la relación entre videojuegos y patentes como un sistema interactivo, de influencia bidireccional, a lo largo del tiempo, así como quedan reveladas las fuerzas exógenas y endógenas que actúan como reguladoras o modificadoras del impulso tecnológico y comercial de cada marca de software.

16.3 Valoración del conocimiento extraído sobre esta investigación

Durante este proceso de investigación se ha extraído cierto conjunto de conocimientos que se entiende que puede ser de utilidad y de aplicación práctica.

Estos, pensamos, son puntos destacables de este trabajo, ya sea por su aportación directa al ser fuente del objetivo de investigación, como por su aportación indirecta, al revelarse como resultado del trabajo necesario para la realización de la investigación.

16.3.1 Metodología de extracción de información

Se ha desarrollado un modelo de utilidad para la extracción de datos de las bases de videojuegos y patentes, que incorpora:

- **Aspectos de desarrollo software**. Se ha desarrollado tecnología de acceso y manipulación de datos para extraer y filtrar directamente los datos de las bases abiertas de videojuegos, así como software específico para manejar los accesos a las bases internacionales de acceso libre de patentes. Para ello se han empleado técnicas de manejo y extracción de información en R, principalmente, y en Visual Basic, mediante el uso de expresiones regulares[129] tanto para el análisis de las

[129] '*expresión regular*', a menudo llamada también regex, es una secuencia de caracteres que forma un patrón de búsqueda, principalmente utilizada para la búsqueda de patrones de cadenas de caracteres u operaciones de sustituciones. Una expresión regular es una forma de representar a los lenguajes regulares

páginas web como para la extracción de conocimiento de las bases de información.

- **Aspectos metodológicos.** Se ha gestionado la información extraída de las diversas bases de datos mediantes técnicas de limpieza y simplificación de datos, así como un modelo de selección de variables que incorpora técnicas basadas en los conceptos de Teoría de la Información, de manera concreta en el concepto de entropía existente en la información que aportan las muestras de datos.

Esta metodología de tratamiento de datos para el acceso, filtrado y selección de bases de datos, diseñada con el objetivo de evitar en la menor medida posible el sesgo así como la limpieza y claridad de los datos obtenidos, consideramos que puede ser de utilidad para diversos procesos de investigación que deseen trabajar con bases de datos de acceso libre (dado que esta metodología y el software son fácilmente adaptables).

La metodología descrita y utilizada en esta investigación aporta un nuevo enfoque en el acceso a la información de sistemas de gestión de patentes, así como al acceso a bases de datos de software en red –bases de datos en la nube para la compilación de datos de videojuegos-, empleando estas técnicas de una nueva manera y con una nueva orientación.

16.3.2 Análisis de patentes y videojuegos mediante modelos autorregresivos integrados de medias móviles

En este trabajo de investigación se ha aplicado el modelo de análisis de datos mediante ARIMA a los conjuntos de variables tanto de patentes tecnológicas como de videojuegos.

ARIMA es un modelo estadístico que utiliza variaciones y regresiones de datos estadísticos con el fin de encontrar patrones. En esta investigación se ha utilizado para describir el comportamiento de cada variable a fin de establecer las tendencias individuales y también los posibles paralelismos entre variables de distintos grupo pero de igual marca de videojuegos (por ejemplo, comportamiento de la variable de patentes y de videojuegos para la marca Atari).

ARIMA es un modelo dinámico de series temporales, es decir, las estimaciones futuras vienen explicadas por los datos del pasado y no por variables independientes. De esta manera, este análisis mediante modelos autorregresivos e integrados de medias móviles

---

(finitos o infinitos) y se construye utilizando caracteres del alfabeto sobre el cual se define el lenguaje. (Hopcroft *et al.*, 2002)

permite establecer un fundamento sólido para la conformación de la capacidad predictiva del modelo desarrollado en esta investigación.

Esta investigación desarrolla un enfoque de la utilización de los modelos ARIMA en el análisis conjunto de patentes y videojuegos como el soporte estadístico para el modelo de análisis conjunto de series definido en el Capítulo 10 Definición del modelo de investigación. Esto da un enfoque sustancialmente diferente a la utilización actual de los análisis ARIMA, de forma que se les asigna no un uso finalista sobre las series en estudio sino un rol de uso como técnica de base o de fundamento del modelo.

16.3.3 Aplicación de metodología de cointegración al análisis de videojuegos

En este trabajo se ha desarrollado exhaustivamente el concepto cointegración en la aplicación a las series de datos temporales de videojuegos. De esta manera, el establecimiento o rechazo de la existencia de interrelaciones entre las diversas marcas de software no solamente ha sido verificado, sino que se ha sistematizado, desarrollando un modelo de aplicación práctica que puede fácilmente ser extrapolado a otros ámbitos de investigación relacionados o similares.

La utilización de cointegración, así mismo, facilita la posibilidad de introducir formatos de análisis que incorporen predictibilidad en las series de datos a analizar. Esto es, se fundamenta desde esta investigación la posibilidad directa de realizar previsión de comportamiento de series de datos de patentes y videojuegos.

La utilización de metodología ARIMA junto a la aplicación de los sistemas de cointegración conforman la base de la capacidad predictiva del modelo propuesto en esta investigación.

Esta investigación aplica de manera novedosa el concepto de cointegración al análisis de videojuegos, ya que lo utiliza como elemento de fundamentación para el establecimiento de las fuerzas de interacción exógenas en el modelo de explicación de comportamiento expuesto en el Capítulo 10 Definición del modelo de investigación. Así, no se limita al análisis finalista de las relaciones lineales entre variables, sino que se utiliza como un eslabón dentro del concepto de gestión del modelo.

16.3.4 Desarrollo de metodología de cuantificación de la obsolescencia y VUR

En este trabajo se ha sistematizado, desde la fundamentación hasta su aplicación, la cuantificación en las series de datos del concepto de obsolescencia tecnológica.

Si bien este concepto ha sido desarrollado con el objetivo inmediato de su aplicación a las patentes, a fin de verificar la pérdida de valor de los desarrollo de I+D de las empresas relacionadas con la tecnología de videojuegos, es también cierto que la teoría no está circunscrita única y exclusivamente a dicho ámbito de aplicación.

Así, la teoría desarrollada para el análisis de series de datos temporales permite su utilización en cualquier conjunto de datos que cumpla con las siguientes premisas:

- Características de series temporales.
- Subyacente relacionado con productos que puedan tener una pérdida acumulativa de valor.

El modelo matemático definido permite tanto su uso directo en investigaciones o análisis con las mismas fundamentaciones que el presente estudio (productos de tipo tecnológico, I+D, etc.) o bien su adaptación a nuevos objetivos de aplicación.

De esta manera, en esta investigación se han incorporado una metodología novedosa de apreciación de la obsolescencia en patentes tecnológicas, esto es, un intangible, que puede ser extrapolado a su utilización en el cálculo de la obsolescencia de intangibles tecnológicos que puedan ser gestionados mediantes series temporales. De igual manera, se ha identificado un método de establecer el potencial de marca para patentes tecnológicas, y que puede ser utilizado para cualquier tipo de intangible tecnológico que pueda ser gestionado mediante series temporales.

16.3.5 Modelo de estudio de comportamiento y relación de intangibles tecnológicos

El núcleo fundamental de la investigación ha venido a establecer el modelo de relación entre videojuegos y patentes, tal y como se describe en el Capítulo 10 Definición del modelo de investigación. Este modelo es de aplicación a cualquier tipo de valores intangibles tecnológicos que cumplan con las mismas restricciones que se han impuesto al análisis de la relación entre videojuegos y patentes. Estas restricciones tienen las siguientes características:

1. Dos conjuntos de variables en formato de series temporales de conformación diferente:
    a. **Variables exógenas**: actúan en el modelo siendo influenciadas por otras variables de la misma naturaleza. Su análisis verifica las fuerzas que se aplican a la relación analizada desde el exterior.

b. **Variables endógenas**: actúan en el modelo expresando la influencia subyacente a las propias series de datos, esto es, las fuerzas que interactúan por la acción del tiempo sobre las propias variables.

2. Una metodología de análisis de ambos conjuntos de datos:
   a. **Variables exógenas**: cuantificación de la interacción mediante técnicas de cointegración.
   b. **Variables endógenas**: cuantificación de la influencia mediante la aplicación de la valoración de la obsolescencia y la medición del VUR.
3. Un sistema de establecimiento y verificación de la correlación entre ambos conjuntos de variables:
   a. **Establecimiento de la relación**: uso de la técnica de correlación cruzada con las premisas descritas en este estudio.
   b. **Validación y verificación**: mediante la aplicación de las técnicas de verificación de la correlación cruzada descritas en el modelo. Uso de la causalidad de Granger para establecer si existe causalidad estadística en la relación.

De esta manera, cualquier intangible tecnológico que cumpla con estas sencillas características puede ser objeto de estudio por el modelo descrito en esta investigación.

Así mismo, este modelo de tres puntos permite su extensión sencilla como modelo predictivo, dado que solo es necesario aplicar sencillas técnicas de generación de predicciones estadísticas aplicando las bases de linealidad establecidas mediante la cointegración y los análisis ARIMA realizados a las series temporales. Así, una vez generado el conjunto de datos suplementario como proyección de las variables exógenas y endógenas solo es necesario aplicar el modelo descrito y verificar que los datos proyectados, los datos adicionales incorporados al conjunto de datos original, verifican nuevamente las hipótesis propuestas sobre el conjunto de datos.

En la práctica, partiendo de denominar al conjunto de variables de Videojuegos S(vj) y al conjunto de variables de Patentes S(pt), sencillamente hay que extrapolar nuevos valores temporales para cada conjunto de variables, $S(vj)_N$ y $S(pt)_N$, e incorporarlos generando un extendido conjunto de variables:

- $S(vj)_E = S(vj) + S(vj)_N$
- $S(pt)_E = S(pt) + S(pt)_N$

Donde el signo '+' indica concatenación o unión y no suma aritmética.

Una vez obtenidas la nuevas series de datos extendidas, el proceso de análisis sería el mismo descrito anteriormente, y las conclusiones ya no serían descriptivas sino

verificadoras del proceso predictivo. Indicarían si las predicciones establecidas por los nuevos datos cumplen con las hipótesis establecidas.

De esta manera, esta investigación aporta un nuevo método de descripción de las relaciones temporales para valores intangibles tecnológicos (y la base para proyecciones estadísticas). Dicho modelo desarrollado en esta investigación puede servir para las empresas a la hora de planificar sus estrategias de desarrollo comercial para el lanzamiento de nuevos títulos de software, así como para la valoración de utilidad de sus previsiones de esfuerzo en I+D, mediante el análisis de sus previsiones de patentación. De manera relacional también es una fuente valiosa de información para sus procesos de costes en el desarrollo de investigación y desarrollo en productos tecnológicos y/o en software de videojuegos.

16.3.6 Aplicación de la correlación cruzada en el análisis de intangibles

En esta investigación se desarrolla una nueva metodología de aplicación concreta del concepto de correlación cruzada para valorar la intensidad y direccionalidad de la relación entre videojuegos y patentes tecnológicas de una misma marca de software.

Esta puede ser aplicada de forma directa a aquellos valores intangibles tecnológicos que cumplan con las restricciones de utilización descritas en el Capítulo 8.4 Aplicación de Correlación cruzada (cross correlation), así como con los condicionantes generales del modelo ya descritos en el Capítulo 16.3.5 Modelo de estudio de comportamiento y relación de intangibles tecnológicos.

Permite dar una primera visión de la influencia de la relación de esfuerzo entre la gestión de desarrollo en I+D (a través del análisis de las patentes) y el esfuerzo de comercialización (la otra variable de estudio comercial –en la investigación los videojuegos- que debe ser equivalente). Esto permitirá al equipo de gestión y planificación poder tomar decisión de comercialización y de inversión con una herramienta que da valores claros de incidencia de esfuerzo, intensidad y dirección.

16.4 Posibilidades de desarrollo futuras

Una vez concluido el trabajo de investigación y conformadas las conclusiones definitivas sobre el estudio realizado, se abren líneas de investigación que expanden este trabajo y abren puertas para su aplicación práctica.

Así, una primera línea de trabajo estaría ubicada hacia la exploración de la aplicación del modelo matemático desarrollado para la cuantificación de la obsolescencia y del VUR en conjunto de series de datos que cumplan con los fundamentos de aplicación.

Este modelo puede orientarse, como ejemplo, hacia objetivos tales como:

- Productos informáticos, sistemas de telecomunicaciones, hardware para computadores (tablets, portátiles, etc.)
- Productos para telefonía móvil y derivados.
- Elementos hardware industriales (tecnología de automoción, aeronáutica, ferroviaria, etc.)
- Gestión de elementos intangibles: como son los derechos por patentes de software, etc.

Una segunda línea de investigación estaría dirigida hacia la sistematización de extracción de información en entornos de bases de datos de libre acceso. De esta manera, se puede gestionar la metodología y el conocimiento software acumulado para emprender proyectos de desarrollo de software que automatice la extracción de conocimiento en bases de datos de patentes y gestione el filtrado y la presentación de los datos.

Una tercera vía de trabajo se centraría en la expansión del modelo definido en este trabajo de investigación hacia la gestión de la predictividad. Esto es, ampliar este modelo descriptivo de tal manera que se consolide la sistematización del mismo para poder alcanzar la capacidad predictiva que se ha venido indicando en diversas partes de este trabajo. Esto facilitaría su empleo en entornos empresariales y de gestión de forma que tenga una aplicación práctica más inmediata.

Finalmente, una cuarta línea de trabajo estaría centrada en el empleo de la metodología desarrollada en este trabajo en otras áreas de interés que tengan cierta similitud con el dipolo videojuegos - patentes tecnológicas, de forma que se pueda verificar su adaptación a otros entornos de investigación y/o de trabajo. Esta línea de investigación también constituiría una alternativa de ampliación del horizonte de aplicabilidad del modelo desarrollado en esta investigación.

Anexo 1: Extracción datos de bases de datos de videojuegos

En los apartados siguientes se muestra la función principal de acceso para la extracción de datos de las diferentes bases de datos seleccionadas como candidatas para suministrar la información de lanzamientos de videojuegos desde 1970 hasta 2012.

Esta función es la principal y la de acceso directo en cada caso, y se ha denominado siempre de igual forma para simplificar el modelo de extracción (extractGames.r). No es la única función para el acceso pero sí la más representativa y suficiente para el propósito explicativo de esta investigación.

Es el propósito de esta investigación publicar posteriormente los scripts y demás datos utilizados en esta investigación en un blog o es cualquier otro sistema público que se considere conveniente para su divulgación.

Extracción de datos de base de datos www.algame.com

```
##============================================================================##
##
## Licence
## =======
##
##  This software is distributed under the terms of the GNU General Public
##  License as published by the Free Software Foundation; either version 2
##  of the License, or (at your option) any later version.
##
##  A copy of version 2 of the GNU General Public License is in file GPL-2
##  in the sources of this package, and is also available at
##  http://www.r-project.org/Licenses/
##
## This program is distributed in the hope that it will be useful,
## but WITHOUT ANY WARRANTY; without even the implied warranty of
## MERCHANTABILITY or FITNESS FOR A PARTICULAR PURPOSE.  See the
## GNU General Public License for more details.
##
##  Description
##  ===========
## This application access to web page of games and
```

```
## extract data from him,
##'
##' @title extractGames to collect videogames from url web page base
##' @param url, setDir = FALSE
##' @return a data frame with 'year', 'title'
##' @author Ricardo G. Ruiz
##

extractGames <- function(url, setDir = FALSE){

 ## set active directory
 if (setDir){
  require(svDialogs)
  setwd(dlgDir(default = getwd(), title="Change active directory")$res)
 }

 if (file.exists("extractData.html")){
     file.remove("extractData.html")
 }
 ##Download web page to access
 download.file(url, "extractData.html")
 ## Load into memory web page
 data = readLines("extractData.html");#data

 # this are the two token to mark init and end
 # of data segments to process
 findInitContent = "<!-- Content Rows -->"
 endInitContent = "<!-- End Content Rows -->"

 ## set segment to process in variable 'content'
 content = data[grep(findInitContent,data):grep(endInitContent,data)]; #content

 ## Set first clean
 pattern = '<td class=[^>]*>(.*)</td>'
 content = grep (pattern, content, value=TRUE);#content
 ## Set second clean
 pattern = "^ *<td class=\"cell\"> </td>"
 content = content[-grep(pattern, content)]
```

```
#eliminate style.php lines
pattern = "^.*style.php.*$"
content = content[-grep(pattern, content)]
#eliminate genre.php lines
pattern = "^.*genre.php.*$"
content = content[-grep(pattern, content)]
#eliminate not valid lines
pattern = "^ *<td class=\"cell\" style=\"width:72;word-wrap:break-word;\"></td>"
if (length(grep(pattern, content))>0){
  content = content[-grep(pattern, content)]
}
pattern = "^.*img src.*"
if (length(grep(pattern, content))>0){
  content = content[-grep(pattern, content)]
}

## extract data
pattern = '^.*<td class=[^.*]*word;\">(|[0-9][0-9][0-9][0-9|X])</td>$'
content = sub(pattern,'\\1',content);#content
pattern = '^.*<a href="game+.*">(.*)</a></td>$'
content = sub(pattern,'\\1',content);#content

## make a data frame
games = data.frame(matrix(content, ncol=2, byrow=TRUE))
#names(games)=c('year', 'title');#games

## find games that have canceled, and eliminate them
pattern='Canceled'
if (length(grep(pattern,games[,2])) > 0){
  games = games[-grep(pattern,games[,2]),]
}
## find games that have unaired (prototype), and eliminate them
pattern='Prototype'
if (length(grep(pattern,games[,2])) > 0){
  games = games[-grep(pattern,games[,2]),]
}
## Delete html work file
if (file.exists("extractData.html")){
```

```
    file.remove("extractData.html")
}
  ## return a data frame with expected data of games
  #row.names(games) = c(1:nrow(games))
  return (games)
}
```

Tabla 382: Código desarrollado para la extracción de datos de videojuegos de la página web www.allgame.com

Extracción de datos de base de datos www.mobygames.com

```
##============================================================================##
##
## Licence
## =======
##
##  This software is distributed under the terms of the GNU General Public
##  License as published by the Free Software Foundation; either version 2
##  of the License, or (at your option) any later version.
##
##  A copy of version 2 of the GNU General Public License is in file GPL-2
##  in the sources of this package, and is also available at
##  http://www.r-project.org/Licenses/
##
## This program is distributed in the hope that it will be useful,
## but WITHOUT ANY WARRANTY; without even the implied warranty of
## MERCHANTABILITY or FITNESS FOR A PARTICULAR PURPOSE.  See the
## GNU General Public License for more details.
##
##  Description
##  ===========
## This application access to web page of games and
## extract number of videogames data
##'
##' @title extractGames to get number of videogames from url web page base
##' @param url, setDir = FALSE
##' @return number of videogames per year
##' @author Ricardo G. Ruiz
##
```

```
extractGames <- function(url, setDir = FALSE){

 ## set active directory
 if (setDir){
  require(svDialogs)
  setwd(dlgDir(default = getwd(), title="Change active directory")$res)
 }

 if (file.exists("extractData.html")){
   file.remove("extractData.html")
 }
 ##Download web page to access
 download.file(url, "extractData.html")
 ## Load into memory web page
 data = readLines("extractData.html");#data

 ## Set first clean
 pattern = '^ *<div class=(.*)</div>'
 data = grep (pattern, data, value=TRUE);#data
 ## Extract number of videogames
 pattern = "^ *<div class=.*\\(([0-9]+) games\\)</div>$"
 data = sub(pattern,'\\1',data);#data

 ## Delete html work file
 if (file.exists("extractData.html")){
    file.remove("extractData.html")
 }
 # return number of videogames per year
 return (data)
}
```

Tabla 383: Código desarrollado para la extracción de datos de videojuegos de la página web www.mobygames.com

Extracción de datos de base de datos www.vgchartz.com

```
##============================================================================##
##
## Licence
## =======
```

```
##
##  This software is distributed under the terms of the GNU General Public
##  License as published by the Free Software Foundation; either version 2
##  of the License, or (at your option) any later version.
##
##  A copy of version 2 of the GNU General Public License is in file GPL-2
##  in the sources of this package, and is also available at
##  http://www.r-project.org/Licenses/
##
## This program is distributed in the hope that it will be useful,
## but WITHOUT ANY WARRANTY; without even the implied warranty of
## MERCHANTABILITY or FITNESS FOR A PARTICULAR PURPOSE.  See the
## GNU General Public License for more details.
##
##  Description
##  ===========
## This application access to web page of games and
## extract data from him,
##'
##' @title extractGames to collect videogames from url web page base
##' @param url, setDir = FALSE
##' @return a data frame with 'year', 'title'
##' @author Ricardo G. Ruiz
##


extractGames <- function(url, setDir = FALSE){


  ## set active directory
  if (setDir){
    require(svDialogs)
    setwd(dlgDir(default = getwd(), title="Change active directory")$res)
  }


  if (file.exists("extractData.html")){
      file.remove("extractData.html")
  }
  ##Download web page to access
  download.file(url, "extractData.html")
```

```
  ## Load into memory web page
  data = readLines("extractData.html");#data

  # this are the two token to mark init and end
  # of data segments to process
  findInitContent = "Your Query term e.g. ipod"
  endInitContent = "<link rel=\"stylesheet\" href=\"http://vgchartz.com/assets/css/global_footer.css\" type=\"text/css\" />"

  ## set segment to process in variable 'content'
  content = data[grep(findInitContent,data):grep(endInitContent,data)]; #content

  ## Set first clean
  pattern = "^.*<td>(.*)</td>"
  content = grep (pattern, content, value=TRUE);#data

  ## extract data
  pattern = "^.*<td>(|.*)</td>"
  content = sub(pattern,'\\1',content);#content
  pattern = "<center>(|.*)</center>"
  content = sub(pattern,'\\1',content);#content
  pattern = '<a href=.*>(|.*)</a>$'
  content = sub(pattern,'\\1',content);#content

  ## make a data frame
  games = data.frame(matrix(content, ncol=11, byrow=TRUE))
  #names(games)=c('year', 'title');#games

  ## Delete html work file
  if (file.exists("extractData.html")){
     file.remove("extractData.html")
  }
  ## return a data frame with expected data of games
  #row.names(games) = c(1:nrow(games))
  return (games)
}
```

Tabla 384: Código desarrollado para la extracción de datos de videojuegos de la página web www.vgchartz.com

Anexo 2: Resumen sobre los diversos géneros de videojuegos

Una clasificación de los videojuegos se puede realizar como de uno u otro género en función de:

- representación gráfica
- modo de interacción entre jugador y máquina
- ambientación
- sistema de juego

De manera sucinta se incluye una lista de géneros de videojuegos[130], con una breve descripción y algún ejemplo de cada uno. Es preciso remarcar que resulta cada vez más frecuente que un videojuego contenga una mezcla de elementos de diversos géneros, lo que dificulta su clasificación en uno u otro género de una manera precisa.

Beat them up
Son juegos similares a los de lucha, con la diferencia de que en este género los jugadores deben combatir con un gran número de individuos mientras avanzan a lo largo de varios niveles. Es posible, en algunos juegos, jugar dos o más personas a la vez de forma cooperativa para facilitar el progreso. Este género tuvo su auge con las máquinas recreativas y las consolas de 3º generación (NES).
Lucha
Como su nombre indica, estos juegos recrean combates entre personajes controlados tanto por un jugador como por la computadora. El jugador ve a los combatientes desde una perspectiva lateral, como si se tratase de un espectador. Se pone especial énfasis en las artes marciales, reales o ficticias, u otros tipos de enfrentamientos sin armas: boxeo, lucha libre. También se suelen permitir otros tipos de armas: espadas, hachas, martillos, ataques a distancia, normalmente de carácter mágico o etéreo.

[130] Ver los enlaces: http://www.gamers.vg/noticias/76707_Lo_que_significar_ser_un_gamer.html, http://www.3djuegos.com/comunidad-foros/tema/1115420/0/generos/, http://e-ciencia.com/recursos/enciclopedia/G%C3%A9nero_de_videojuegos

Juegos de acción en primera persona
En los FPS (First Person Shooters), las acciones básicas son mover al personaje y usar un arma. Esta arma se anuncia en la pantalla en primer plano y el jugador puede interactuar con ésta. Dicha perspectiva tiene como finalidad dar la impresión de estar detrás de la mano y así permitir una identificación fuerte. Los gráficos en tres dimensiones aumentan esta impresión. La mecánica del juego (o gameplay) impone al jugador tener buenos reflejos y precisión. Algunos videojuegos marcaron el género: Doom, Half Life, Unreal, Quake. Hay algunos juegos que solo permiten el modo multijugador online: Quake III, el famoso Counter Strike u otros menos conocidos como Soldier Front o Day Of Defeat. Este género de videojuegos tuvo durante mucho tiempo su cúspide en el PC, apareciendo en consolas solo en contadas ocasiones: Doom, Wolfenstein, Halo, Call of Duty, Dead Space.
Acción en tercera persona
Los juegos de disparos en tercera persona se basan en el alternar entre disparos y pelea o interacción con el entorno. Su diferencia principal con los FPS es que se juega con un personaje visto desde atrás y, en ocasiones, desde una perspectiva isométrica. Estos juegos sacrifican la precisión a la ganancia de una gran libertad de movimientos: la saga Grand Theft Auto. Otros ejemplos de este género son: BloodRayne, las Fuerzas de Bestia, Heretic II, Mafia: The City of Lost Heaven, Magic Carpet, Max Payne, Mesías, Tomb Raider, The Suffering, Syphon Filter.
Infiltración
Son un género relativamente reciente. Aunque la primera entrega de la saga Metal Gear, el abanderado de este género, apareció en 1987, el género de la infiltración no se popularizó hasta la salida de Metal Gear Solid en 1998. Se basan en el sigilo, la furtividad y la estrategia en vez de buscar la confrontación directa con los enemigos. Estos videojuegos aparecen como un subgénero de los juegos de disparos, aunque se pueden encontrar juegos como Commandos, clasificable tanto de estrategia como de infiltración.

Plataformas
El jugador controla a un personaje que debe avanzar por el escenario evitando obstáculos físicos: saltando, escalando o agachándose. Además de las capacidades de desplazamiento como saltar o correr, estos los personajes poseen frecuentemente la habilidad de realizar ataques que les permiten vencer a sus enemigos, transformándose así en juegos de acción. Inicialmente los personajes se movían por niveles con un desarrollo horizontal, pero con la irrupción de los gráficos 3D este desarrollo se ha ampliado hacia todas las direcciones posibles. A partir del sistema de cambio de perspectiva (o movimiento de "cámara") utilizado en el famoso Super Mario 64 se ha permitido una verdadera libertad de movimiento en tales ambientes. Este género fue muy popular en los 80 y los 90, disminuyendo en los últimos años, especialmente a partir de la introducción de los gráficos 3D en los videojuegos.
Simulación de combate
Género poco llevado a la práctica que se caracteriza por el elevado realismo en todos los aspectos relevantes en cuanto al desarrollo de las partidas. El máximo exponente de este subgénero lo encontramos en Operation Flashpoint y su secuela Armed Assault. En estos la simulación se lleva a la máxima expresión: movimiento de los personajes y comportamiento del armamento tratan de ser absolutamente realistas.
Arcade
Se caracterizan por la simplicidad de acción rápida de jugabilidad, siendo su época predominante los años 80. No requiere historia, solo juegos largos o repetitivos: Space Invaders, Asteroids, PacMan, Missile Command, Galaxian. Actualmente viven una segunda época dorada a través de su uso masivo como juegos de telefonía móvil.
Sport
Simulan juegos de deporte real (golf, tenis, fútbol, hockey, juegos olímpicos, etc.).
Carreras
Se dedican a comenzar de un punto y llegar a una meta antes que los contrincantes. Se han desarrollado desde su forma más común, vehículos, hasta otras formas como juego de plataformas. La idea principal es competir y llegar primero, ampliándose a

veces este concepto, originando herramientas y trampas para la carrera.

Los simuladores de carreras representan con exactitud las carreras de la actualidad, seguido por variaciones en detalles y agregados.

Agilidad mental

Estos son juegos donde tienes que pensar y agilizar la mente. El objetivo es resolver ejercicios con dificultad progresiva para desarrollar la habilidad mental: Brain Age, Brain Academy, Tetris.

Educación

Son aquellos que enseñan mientras promueven diversión o entretenimiento. A diferencia de una enciclopedia, trata de entretener mientras se memoriza conceptos o información.

Aventura clásica

Los juegos de aventura han sido de los primeros videojuegos que se vendieron en el mercado: Colossal Cave Adventure, en los años 70. Este tipo de juego alcanzó fama con los juegos de la serie Zork y consiguió alcanzar cierto nivel de popularidad en los años 80 hasta mediados de los 90.

El jugador encarnaba a un protagonista que por lo general debía resolver incógnitas y rompecabezas con objetos diversos. Los primeros videojuegos de aventura eran textuales (aventuras textuales, aventura conversacional o ficción interactiva): el jugador utiliza el teclado para introducir órdenes como “coger la cuerda” o “ir hacia el oeste” y el ordenador describe lo que pasa. Con el uso de gráficos, los juegos de aventura textuales pasaron a ser visuales. No obstante, continuaron sirviéndose de la introducción de texto.

Aventura gráfica

A comienzos de los 90, el uso creciente del ratón dio pie a los juegos de aventura de tipo "Point and click", denominados aventura gráfica, en los que era innecesario la introducción de comandos.

A finales de los 90, este tipo de juego perdió de popularidad, hasta el punto que hubo quienes predijeron la muerte de este tipo de videojuegos. Sin embargo, en 2005, regresaron estos videojuegos con títulos como: The Moment of Silence, The Black Mirror, Sherlock Holmes: The Silver Earring o NiBiRu: Age of Secrets.

Grandes juegos de aventura de la historia son: Day of the Tentacle, los juegos de la

serie King's Quest, la serie Leisure Suit Larry, la serie Broken Sword, la serie Gabriel Knight, la serie Police Quest, la serie Space Quest y los de Monkey Island.
Musicales
Su desarrollo gira en torno a la música y sus diferentes formas de expresión. Los casos más exitosos son Guitar Hero donde, a partir de una guitarra como mando, los jugadores imitan melodías y éxitos del Rock. También han tenido éxito juegos basados en el karaoke como Singstar. También se han desarrollado juegos donde lo que se premia es el movimiento, el baile como Dance dance Revolution.
Party Games
En este género los jugadores van avanzando por turnos por un tablero virtual, superando diversas pruebas de tipos muy diversos, y compitiendo entre sí por llegar lo antes posible a la meta, o conseguir la máxima cantidad posible de puntos: Mario Party, Sonic Shuffle Tweety and the Magic Gems, Viva Piñata Party Animals.
Juegos OnLine
Este género no corresponde con los videojuegos que utilizan comunicación online entre los jugadores, sino que está orientado a la colaboración mediante Internet para el desarrollo del juego. No han tenido mucha aceptación en España, aunque sí en los países de habla inglesa. Sin embargo, últimamente, especialmente a través de redes como Facebook o Twitter, estos juego online colaborativos están teniendo bastante acogida.

Tabla 385: Clasificación por géneros de los videojuegos

Anexo 3: Conceptos básicos sobre análisis de series temporales, verificación de normalidad y tipos de ajustes de datos, y Análisis de tendencia y ciclos mediante filtros

Clasificación de series temporales

Cualquier análisis de series temporales tiene como objetivo caracterizar y/o realizar inferencias sobre un proceso estocástico desconocido a partir de una serie temporal observada. Por definición, se puede decir que un proceso estocástico resulta de una secuencia de variables aleatorias referidas a una o a varias características de una unidad observable en función de otra variable, generalmente el tiempo.

Comoquiera que casi cualquier variable aleatoria ordenada por un parámetro temporal puede ser considerada estocástica, y que solo suele haber una realización muestral del proceso, la serie temporal en estudio, se suelen imponer unas restricciones o condiciones, según se observa en la Tabla 387.

Una serie temporal se suele clasificar en función de su estacionariedad (Tabla 386).

- Una serie temporal se dice que es estacionaria si no existen cambios sistemáticos ni en la media ni en la varianza y las fluctuaciones estrictamente periódicas han sido eliminadas (se mantienen constantes a lo largo del tiempo). (Prieto and Sáez, 2009)
- Una serie es no estacionaria si la media y/o la varianza cambian a lo largo del tiempo.
    - Series no estacionarias pueden mostrar cambios de varianza.
    - Series no estacionarias pueden mostrar una tendencia, es decir que la media crece o baja a lo largo del tiempo.
    - Además, pueden presentar efectos estacionales, es decir que el comportamiento de la serie es parecido en ciertos tiempos periódicos en el tiempo.

Proceso Estacionario
Un proceso estocástico (Y_t) es estacionario cuando las propiedades estadísticas de cualquier secuencia finita $Y_{t1}, Y_{t2}, \ldots, Y_{tn}$ ($n \geq 1$) de componentes de (Y_t) son semejantes a las de la secuencia $Y_{t1+h}, Y_{t2+h}, \ldots, Y_{tn+h}$ ($n \geq 1$) para cualquier número entero $h = \pm 1, \pm 2, \ldots$

Proceso no Estacionario
Un proceso estocástico (Y_t) es no estacionario cuando las propiedades estadísticas de al menos una secuencia finita $Y_{t1}, Y_{t2}, \ldots, Y_{tn}$ ($n \geq 1$) de componentes de (Y_t) son diferentes a las de la secuencia $Y_{t1+h}, Y_{t2+h}, \ldots, Y_{tn+h}$ ($n \geq 1$) para al menos un número entero $h > 0$

Tabla 386: Definición de estacionariedad y no estacionariedad (Mauricio Arias, 2007)

Linealidad
Los procesos estocásticos a utilizar son aquellos que sean lineales o gaussianos (normales), ya que la distribución normal permite caracterizar del proceso mediante solo la media y la varianza.
Estacionariedad, en sentido estricto
Las variables aleatorias componentes tienen la misma función de distribución de probabilidad, independientemente del momento del tiempo considerado. Es una restricción muy fuerte y que es muy difícil de verificar en la aplicación práctica.
Estacionariedad, en sentido amplio
Aquel que cumple con los siguientes requisitos: - Media constante. - Varianza constante - Covarianza que solo dependen del lapso temporal (k) pero no del tiempo (t)

Tabla 387: Condiciones de normalidad y estacionariedad (Peña Sanchez de Rivera, 2005)

Componentes de una serie temporal

La forma más sencilla de iniciar el análisis de una serie temporal es mediante su representación gráfica. Para ello la norma es utilizar un sistema cartesiano en el que los valores o periodos de tiempo se llevan al eje de abscisas y los valores de la serie, y(t), se llevan al eje de ordenadas. El resultado es un diagrama de dispersión, con la particularidad de que el eje de abscisas se reserva siempre a la misma variable: el tiempo.

Una vez iniciado el proceso de descripción de una serie, el primer paso consiste en su representación gráfica, para lo que resulta conveniente recurrir a otras técnicas que superen el mero análisis gráfico, si se desea poder llegar a conclusiones más definitivas respecto del comportamiento de la serie. (Fernández, 2004)

Para alcanzar este objetivo se utiliza una metodología bastante consolidada, según la cual se admite que la serie temporal es una función del tiempo: $y_t = f(t)$. Bajo este esquema, la serie sería una variable dependiente y el tiempo una independiente o explicativa. Sin embargo, es necesario remarcar que el tiempo no es una variable explicativa en el sentido clásico, es decir que es la causa o factores en los que se descompondría la serie temporal, sino en el sentido que únicamente resulta ser el soporte en el que se realiza o tiene lugar la serie temporal. El tiempo no sirve para explicar el comportamiento de la serie. Este es el modelo de estudio de una serie temporal conocido como enfoque clásico. Existe otro modo de estudio, el causal, según el que cualquier serie, como variable que es, puede ser explicada por otra u otras series.

Cualquier serie temporal puede decirse que viene caracterizada como el resultado de cuatro componentes: tendencia, variaciones estacionales, variaciones cíclicas y variaciones residuales o accidentales. Este modelo de descomposición de la serie es un procedimiento diseñado para que el estudio de la misma resulte más fácil, dado que estas componentes no existen o no se presentan en el análisis de todas la series de datos temporales (p.ej. cuando se trabaja con datos anuales la serie no suele presentar estacionalidad). Estas componentes se definen en la forma siguiente:

Tendencia (T)
Se puede definir la tendencia como aquella componente que recoge el comportamiento de la serie a largo plazo. Para poder detectarla es necesario que la serie conste de un número de observaciones elevado, a lo largo de muchos años, para que se pueda determinar si la serie muestra un movimiento a largo plazo que responda a una determinada ley de crecimiento, decrecimiento o estabilidad. Ese comportamiento tendencial puede responder a distintos perfiles: lineal, exponencial, parabólico, logístico, etc. Mediante la tendencia se puede ver si la serie es estacionaria o evolutiva. Al considerar estos movimientos a largo plazo, prescindiremos de las variaciones a corto y medio plazo.
Variaciones estacionales (VE)
Son movimientos de la serie que se repiten de forma periódica. La razón de estas variaciones se basa en causas de tipo climatológico (producción, turismo, etc.) o de ordenación del tiempo (los días de la semana condicionan el comportamiento de ciertas series). La periodicidad generalmente es el año, aunque puede ser el mes, la semana o incluso el día.

Variaciones cíclicas (C)
Esta componente suele ser el resultado de la sucesión de las fases expansivas y recesivas en el objeto de estudio que se refleja en las series de estudio analizadas. Son movimientos a plazo medio, periodos superiores al año, que se repiten de forma casi periódica, aunque no son tan regulares como las variaciones estacionales. Esta componente resulta difícil de aislar, pues ocurre, con frecuencia, que se pueden superponer ciclos de distintos periodos o amplitudes. La amplitud es el número de años que dura un ciclo completo.
Variaciones residuales o accidentales (R)
Esta componente no responde a ningún patrón de comportamiento, sino que es el resultado de factores fortuitos o aleatorios que inciden de forma aislada y no permanente en una serie.

Tabla 388: Componentes elementales de una serie temporal, según (Fernández, 2004)

Estas cuatro componentes conforman la serie temporal. Los modos de combinación de estos componentes pueden responder a diferentes interpretaciones sobre la consideración de su relevancia en la conformación de la series de tiempo. No obstante, los 2 modelos generales más ampliamente aceptados se corresponden con la configuración:

- Aditiva: $y_t = T_t + VE_t + C_t + R_t$
- Multiplicativa: $y_t = (T_t)\,(VE_t)\,(C_t)\,(R_t)$

Verificación de normalidad y tipos de ajustes

El primer paso en el análisis de datos debe ser para verificar que el proceso es normal. Si el proceso se determina que es no normal, otros métodos diversos de análisis pueden ser empleados para manejar y comprender los datos no normales.

Una tarea fundamental en muchos análisis estadísticos es caracterizar la ubicación y la variabilidad de un conjunto de datos. Una caracterización adicional de los datos incluye controlar la asimetría y la curtosis, así como el uso adicional de los test de verificación de normalidad de las series temporales más comúnmente utilizados.

Muchas pruebas estadísticas clásicas y los intervalos de confianza dependen de supuestos de normalidad. Asimetría y curtosis significativas indican claramente que los datos no son normales. Si un conjunto de datos presenta asimetría o curtosis significativas (indicado por un histograma o las medidas numéricas, tal y como más

adelante se detalla), a veces es posible realizar diversas transformaciones en los mismos para poder ajustarlos a la normalidad y continuar con pruebas basadas en los principios de normalidad.

Así, a continuación se exponen diversos métodos de verificación de la normalidad de los datos y de algunos métodos de transformación comunes que permiten que la variable transformada siga una ley Normal.

Medidas de asimetría y curtosis

Asimetría es el grado en que una estadística de distribución está descentrada en torno al nivel medio. El balance estará sesgado hacia un lado, ya sea con un valor negativo o positivo de inclinación, es decir, una distribución, o conjunto de datos, es simétrica si se ve la misma a la izquierda y la derecha del punto central de la serie de observaciones. (Jushan and Serena, 2001)

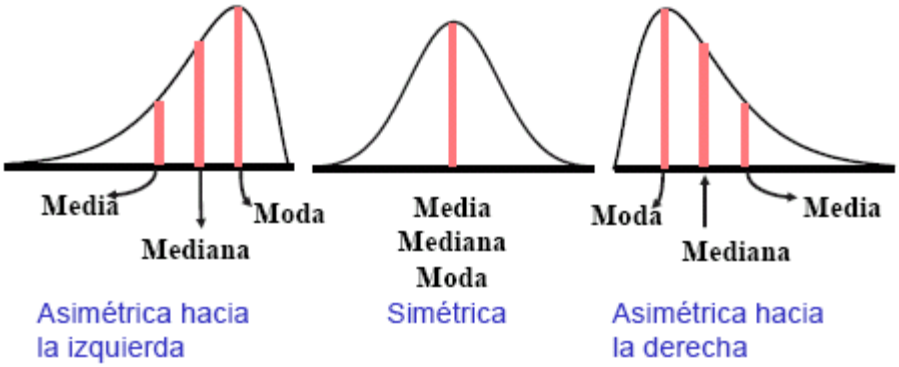


Ilustración 305: Descripción gráfica de la asimetría en una serie de datos (Fuente: www.tuveras.com)

Para un conjunto de datos univariante Y_1, Y_2,..., Y_N, la fórmula para el cálculo de asimetría es:

$$\frac{\sum_{i=1}^{N}(Y_i-\bar{Y})^3}{(N-1)s^3}$$

Ecuación 47: Cálculo del valor de asimetría

donde $\bar{Y}$ es la media, *s* es la desviación estándar, y N es el número de observaciones. La asimetría de una distribución normal es igual a cero. Los valores negativos de la asimetría indican que los datos están sesgados hacia valores a la izquierda de la serie, y los valores positivos para la asimetría indican que los datos están sesgados hacia la

derecha. Por sesgado a la izquierda se hace referencia a que la cola izquierda es larga con relación a la cola derecha y a la inversa.

La curtosis es una medida para ver si la distribución de los datos de la muestra tiene apuntamiento, y en tal caso como es este con respeto al de la distribución Normal. Es decir, los conjuntos de datos con curtosis elevada tienden a tener un pico pronunciado cerca de la media, disminuyen luego con bastante rapidez, y tienen colas pesadas. Los conjuntos de datos con curtosis baja tienden a tener una parte superior plana cerca de la media en lugar de una forma picuda. Una distribución uniforme sería el caso intermedio.

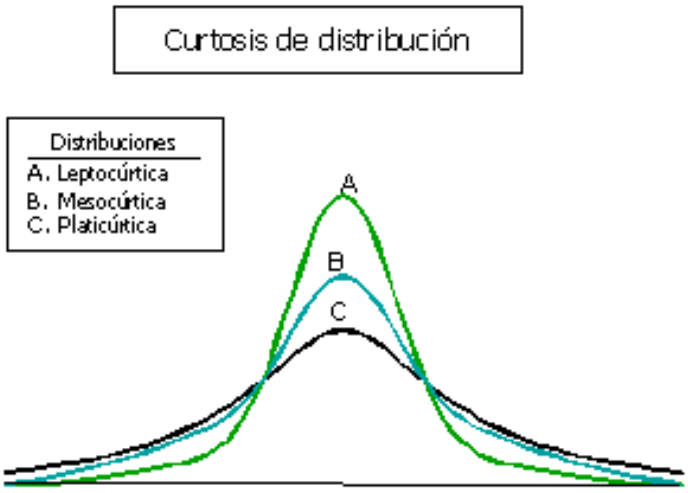


Ilustración 306: Descripción gráfica de la curtosis y sus formas (Fuente: ocw.innova.uned.es)

El histograma es una técnica gráfica para mostrar tanto la asimetría como la curtosis de un conjunto de datos.

Para un conjunto de datos univariante Y_1, Y_2,..., Y_N, la fórmula para la curtosis es:

$$\frac{\sum_{i=1}^{N}(Y_i-\overline{Y})^4}{(N-1)s^4}-3$$

Ecuación 48: Exceso de curtosis de una serie de observaciones

La curtosis de una distribución normal estándar tiene un valor de tres. La definición de la Ecuación 48 se utiliza de manera que la distribución normal estándar tenga una curtosis de valor igual a cero. Además, de esta forma, una curtosis positiva indica una distribución "picuda", mientras que una curtosis negativa indica una distribución "plana". (Jean-Marie *et al.*, 2003; Srivastava, 1984)

Análisis de normalidad: Test de Shapiro-Wilk

Es un análisis de la varianza semiparamétrico (o no-paramétrico) que detecta un amplio abanico de alejamientos de la normalidad en una muestra de datos, no requiriendo conocer de antemano la media o la varianza de la distribución normal hipotética.

Hipótesis a contrastar

H_0: La muestra (x_1, x_2,…, x_n) procede de una población que se distribuye normalmente, con media y varianza no especificadas.

H_1: La distribución de la que procede la muestra (x_1, x_2,…, x_n) no es normal.

Interpretación

Se rechaza la hipótesis nula si el estadístico (W) Shapiro-Wilk es demasiado pequeño. Es decir, una W con un p-valor < 0,05 rechazará la hipótesis de normalidad y disuadirá de utilizar métodos paramétricos de análisis estadístico en esta población.

Este test funciona especialmente bien para muestras pequeñas, inferiores a 50 elementos, por lo que se evalúa muy útil para el análisis de las series de este trabajo de investigación. (Wu *et al.*, 2012; Yap and Sim, 2011)

Análisis de normalidad: Test de Jarque-Bera

Se contrasta la asimetría y el exceso de curtosis, que bajo normalidad deberían de ser ambos 0.

Se analiza si la distribución falla en alguna de las características básicas de la normal, si es simétrica o si tiene diferente peso los valores centrales respecto a los extremos de la normal.

Se suele hacer una comparación de cada uno de ellos independientemente y otro test conjunto.

Hipótesis a contrastar

H_0: la muestra es normal

H_1: la muestra no es normal

Interpretación

Si el valor obtenido del estadístico de Jarque-Bera es menor que el valor crítico tabulado (distribución $\chi^2_{(2)}$, 2 grados de libertad), no se rechaza la hipótesis nula de normalidad. En caso contrario se rechaza la normalidad de la variable. También se usa el p-valor del

estadístico, ajustándolo en función del tamaño de la muestra manejada (Tabla 389). (Bao, 2013), (T. Lee, 2012), (Yap and Sim, 2011)

True α level	20	30	50	70	100
0.1	0,307	0,252	0,201	0,183	0,156
0.05	0,1461	0,109	0,079	0,067	0,062
0.025	0,051	0,0303	0,02	0,016	0,0168
0.01	0,0064	0,0033	0,0015	0,0012	0,002

Tabla 389: Valores de p-valor aceptables para el test de Jarque Bera calculados según valores de α y tomando en cuenta el tamaño de la muestra

Análisis de normalidad: Test de Kolmogorov-Smirnov

El test de ajuste de Kolmogorov-Smirnov es una prueba no paramétrica que permite probar la hipótesis H_0 según la cual los datos observados se han generado por una ley de probabilidad teórica (por ej. la normal) y que ésta sea considerada como un modelo apropiado. (Tim, 2009; William, 1960)

A diferencia de la prueba $\chi^2_{(2)}$, aquí la ley teórica debe ser continua y completamente especificada, sin parámetro desconocido.

En esta prueba los cálculos sobre las leyes de la probabilidad se basan en funciones de distribución: medición de la brecha entre la función de distribución teórica y la función de distribución observada.

Se considera una variable aleatoria X de la función de distribución F, que se comparará con una función de distribución teórica F_0 continua:

Hipótesis a contrastar:

- H_0: Los datos analizados siguen una distribución continua: $F = F_0$
- H_1: Los datos analizados no siguen una distribución continua: $F \neq F_0$

Transformaciones de datos

En el análisis de datos la transformación es la sustitución de una variable por una función de esa variable: por ejemplo, la sustitución de una variable x por la raíz cuadrada de x o el logaritmo de x. En un sentido más completo, una transformación es un reemplazo que cambia la forma de una distribución o relación.

Entre las diversas razones para el uso de transformaciones se pueden incluir, sin ser una lista exhaustiva:

1. **Conveniencia**

   Una escala transformada puede ser tan natural como la original y más conveniente para un propósito específico (por ejemplo, porcentajes en lugar de los datos originales, senos en lugar de grados). Un ejemplo importante es la normalización, por lo que los valores están ajustados para diferente nivel y dispersión.

2. **La reducción de la asimetría**

   Una transformación puede ser utilizada para reducir la asimetría. Una distribución que sea simétrica o cercana a la simetría a menudo es más fácil de manejar y de interpretar que una distribución sesgada. Más específicamente, una distribución normal o distribución de Gauss es a menudo considerada como ideal.

3. **Igual dispersión**

   Una transformación puede ser utilizada para producir aproximadamente igual dispersión, a pesar de variaciones notables en el nivel, que permite de nuevo que los datos sean más fáciles de manejar e interpretar. Cada conjunto de datos o subconjunto que tenga aproximadamente la misma dispersión o variabilidad se dice que presenta una condición denominada homocedasticidad: su opuesto se llama heterocedasticidad.

4. **Relaciones lineales**

   Cuando se observan las relaciones entre las variables, a menudo es mucho más fácil pensar en patrones que son aproximadamente lineales que en patrones que presenten una alta curvatura. Esto es de vital importancia cuando se precisa usar en los análisis la regresión lineal.

5. **Relaciones aditivas**

   Se suele trabajar mejor con relaciones aditivas que, por ejemplo, multiplicativas. En el análisis de la varianza (ANOVA) es preferible que la relación sea aditiva.

Existen varios tipos de transformaciones de datos adecuadas a cada supuesto explicado previamente, siendo los más comunes en la práctica los que se explican a continuación.

Transformaciones de datos: raíz cuadrada

Esta transformación de datos es apropiada para los conjuntos de datos donde la varianza es proporcional a la media. Aquí, los datos consisten en pequeños números enteros, por ejemplo, los datos obtenidos en el conteo de eventos raros. Este conjunto de datos sigue en general la distribución de Poisson y la transformación de la raíz cuadrada se aproxima a la distribución normal.

Esta transformación consiste en tomar la raíz cuadrada de cada observación. Si hay en la distribución números negativos, no se puede tomar la raíz cuadrada; es preciso sumar una constante a cada número para que sean todos positivos.

Esta transformación es apropiada cuando la varianza es proporcional a la media como perceptible a partir de un gráfico de las diferencias de grupo en contra de medias de los grupos. Relación lineal entre la media y la varianza se observa con frecuencia cuando los datos están en la forma de números enteros pequeños. Cuando los valores observados caen dentro de la gama de 1 a 10 y, especialmente, cuando los ceros están presentes, la transformación debe ser $\sqrt{(y+0.5)}$. (Osborne, 2002)

Transformaciones de datos: logarítmica

La transformación logarítmica una de las transformaciones más útiles para las series que deben ser mayores que cero y que crecen exponencialmente.

Esta transformación consiste en calcular el valor de logaritmo para cada observación. Se puede utilizar cualquiera el cálculo de logaritmo en base 10 o logaritmos en base 'e', también conocidos como logaritmos naturales. No hay ninguna diferencia práctica para una prueba estadística si se toman logaritmos en base 10 o naturales, ya que difieren por un factor constante (el logaritmo en base 10 de un número es sólo 2,303 × el logaritmo natural de dicho número). Solo es necesario identificar qué tipo de logaritmos se está utilizando al escribir los resultados, ya que afectará a cosas como la pendiente y la intersección en una regresión.

Si hay ceros o números negativos entre las observaciones, no existe el logaritmo, por lo que se deben tomar algunas medidas (recortar la muestra, añadir una constante a cada número para que sean positivo y no nulo, etc.). (Benoit, 2011; Osborne, 2002)

Transformaciones de datos: Box-Cox

La transformación Box-Cox sobre la variable dependiente es un método útil para eliminar heterocedasticidad cuando no se conoce la distribución de la variable dependiente.

Para situaciones en las que la variable dependiente Y se sabe que es positiva, la siguiente transformación se puede utilizar mediante la Ecuación 49 o la Ecuación 50, tomando en consideración la variable transformada deseada.

$$y_i^{(\lambda)} = \begin{cases} \dfrac{(y_i^{\lambda} - 1)}{\lambda} & \lambda \neq 0 \\ \log(y_i) & \lambda = 0 \end{cases}$$

Ecuación 49: Transformación de Box-Cox, para valores muestrales positivos

$$y_i^{(\lambda)} = \begin{cases} \dfrac{(y_i^{\lambda} - 1)}{\lambda \breve{y}} & \lambda \neq 0 \\ \breve{y} \log(y_i) & \lambda = 0 \end{cases}$$

Ecuación 50: Transformación de Box-Cox, mediante máxima verosimilitud de λ

La Ecuación 49 genera valores continuos pero la desventaja es que así como λ varía, el tamaño de los valores transformados de Y pueden cambiar en exceso.

Por otro lado, en la Ecuación 50 $\breve{y}$ representa la media geométrica de la variable y_i. Los valores más usuales que puede tomar λ son (-1, -½, 0, ½, 1).

El objetivo principal en el análisis mediante modelo de transformación de Box-Cox es hacer la inferencia en el parámetro de transformación. El método más utilizado es el método de máxima verosimilitud. Este método se usa comúnmente, ya que es conceptualmente fácil y la función de verosimilitud es fácil de calcular en este caso. También es fácil obtener un Intervalo de Confianza, CI, aproximado debido a la propiedad asintótica de MLE (maximum-likelihood estimation). (Chavez-Demoulin and Davison, 2012; Hsu and Wu, 2013; Huang *et al.*, 2012)

Análisis de tendencia y ciclos mediante filtros

Determinar los puntos de inflexión en el ciclo temporal es un problema difícil. Hacer predicciones razonables acerca de la trayectoria de crecimiento de series temporales en el mediano o largo plazo es aún más difícil.

La separación de las tendencias y los ciclos es fundamental para una buena parte del análisis económico o estadístico. A menudo se realiza mediante la aplicación de filtros de manera bastante arbitraria. Así, por ejemplo, el filtro de paso bajo introducido por (Hodrick and Prescott, 1997) se utiliza con frecuencia para eliminar las tendencias en situaciones en las que puede crear graves distorsiones (Cogley and M. Nason, 1993; Harvey and Jaeger, 1993). El filtro de paso de banda, introducido por (Baxter and King, 1999), también puede dar lugar a distorsiones [véase (Murray, 2003)].

Tendencias y ciclos se construyen mejor utilizando componentes no observados, o modelos estructurales de series de tiempo. Los parámetros de estos modelos se estiman normalmente por máxima verosimilitud, después de lo cual las estimaciones óptimas de los componentes se obtienen mediante algoritmos de suavizado.

Filtro de Hodrick-Prescott

El filtro de Hodrick-Prescott (Cogley and Nason, 1995; Hodrick and Prescott, 1997; Schlicht, 2004) es una herramienta matemática utilizada en la macroeconomía, sobre todo en la teoría de los ciclos económicos reales para separar el componente cíclico de una serie temporal de datos en bruto. Se utiliza para obtener una representación suavizada de la curva de una serie de tiempo, que es más sensible a largo plazo que a las fluctuaciones a corto plazo. El ajuste de la sensibilidad de la tendencia a las fluctuaciones a corto plazo se logra mediante la modificación de un multiplicador λ.

El filtro de Hodrick-Prescott o filtro HP es un algoritmo para elegir valores suavizados para una serie de tiempo. El filtro HP elige valores suaves (s_t) para la serie (x_t) de elementos T (t = 1 a T) que resuelve el siguiente problema de minimización:

$$\min\left\{\left\{(x_t - s_t)^2 \cdots \right.\right.$$

El componente tendencial s_t es aquel que resulta de minimizar:

$$\min\left\{\sum_{t=3}^{T}(x_t - s_t)^2 + \lambda\sum_{t=3}^{T}(s_t - 2s_{t-1} + s_{t-2})^2\right\}$$

en donde λ determina el grado de suavidad del filtro.

El parámetro λ > 0 es la penalización sobre la variación, donde la variación se mide por el promedio segunda diferencia al cuadrado. Un valor más grande de λ suaviza la serie resultante (s_t), un valor menor produce ruido de alta frecuencia. El valor común de λ es 100 para series anuales.

- Cuando λ es igual a cero, el problema consiste en minimizar $\sum_{t=3}^{T}(x_t - s_t)^2$, es decir, $x_t = s_t$
- Cuando λ se aproxima a infinito s_t pasa a ser una tendencia lineal.

Para el estudio de los ciclos económicos no se usa la serie suavizada, aunque sí se usa en el análisis de la serie irregular de residuos de la misma. Los datos filtrados del HP muestran menos fluctuaciones que los datos de primeras diferencias, ya que el filtro HP

presta menos atención a los movimientos de alta frecuencia. El filtro HP también muestra más correlación en los datos que los resultantes de analizar las primeras diferencias.

Filtro de Baxter-King

El filtro de Baxter-King (BK) (Ulrich, 1998) es un filtro de paso de banda diseñado para aislar las fluctuaciones del ciclo con un período de longitud que oscila entre 6 y 32 cuartos (los rangos típicos para ampliaciones de EE.UU.), aunque otras especificación son también utilizadas. El filtro resultante es una media móvil centrada con pesos simétricos.

$$y_t^T = \sum_{i=-K}^{K} w_i y_{t-i}$$

Hay que tomar en consideración que, al igual que todos los suavizadores de media móvil, K observaciones al principio y al final de la muestra se pierden en el cálculo del filtro. Asimismo, al igual que otros filtros suavizadores de medias móviles, el filtro BK ha sido criticado debido a que induce dinámicas espurias en el componente cíclico.

Filtro de Christiano-Fitzgerald (band pass filter)

Christiano y Fitzgerald (Christiano and Fitzgerald, 2003) utiliza un promedio con ponderaciones cambiantes no simétricas.

Este filtro supone una generalización del filtro paso de banda de Baxter-King, cambiando el sistema de pesos. Este filtro es óptimo cuando la serie temporal sea un paseo aleatorio y consiste en minimizar las desviaciones cuadradas esperadas respecto a los pesos ideales, usando para ello un esquema de pesos asimétrico.

En contraste con el filtro por BK, el filtro de Christiano y Fitzgerald no asume que los pesos son simétricos. Por lo tanto, el filtro de Christiano y Fitzgerald no elimina las tendencias en el y_t serie de datos. Antes de aplicar este filtro, se deben quitar las tendencias estocásticas o deterministas de una serie de datos.

La principal diferencia entre los dos filtros consiste en el hecho de que el filtro Christiano y Fitzgerald no examina variables independientes e idénticamente distribuidas, sino una representación ARMA (1, q) de la serie de tiempo.

Filtro de Butterworth

El filtro Butterworth (Butterworth, 1930), (Xu *et al.*, 2012) es un tipo de filtro de procesamiento de señales diseñado para obtener una respuesta de frecuencia plana como sea posible en paso de banda. El filtro de Butterworth es un filtro de paso alto, lo que significa que sólo elimina los componentes de baja frecuencia.

El filtro Butterworth tiene una mayor flexibilidad en la aproximación de un filtro de fase y neutro en onda cuadrada, que demarca con precisión las frecuencias que se pasan y las frecuencias que deben desecharse. Implica una operación de suavizado que se aplica tanto hacia delante como hacia atrás a través de un proceso de filtrado recursivo sobre la serie de tiempo a tratar. La combinación de la serie filtrada resultante se garantiza para preservar la fase, así como los desplazamientos de fase causada por suavizar se cancelan entre sí.

Tal filtro recursivo es sensible a las condiciones iniciales en cada extremo de la serie de tiempo. Para que el filtro funcione correctamente, el orden del filtro debe ser superior al número de raíces unitarias en las series. El equivalente del parámetro de suavizado de HP debe estar determinado por la periodicidad mínima especificada para ser retenido en la serie filtrada.

Anexo 4: Información adicional sobre ARIMA y la identificación del modelo correcto

Box y Jenkins (G.E.P. Box and Jenkins, 1976) propusieron llevar a cabo el ajuste para determinar el modelo correcto de identificación en tres pasos (ver Ilustración 302).

1. El primer paso consiste en identificar y fijar el posible modelo ARIMA que sigue la serie, que requiere:
    a. decidir qué transformaciones a aplicar, con el fin de convertir la serie observada en un una estacionaria;
    b. la determinación de un modelo ARMA para la serie estacionaria.
2. Una vez que se ha elegido provisionalmente un modelo para la serie estacionaria se debe pasar a la segunda etapa de la estimación, en la que los parámetros AR y MA del modelo se estiman por máxima verosimilitud.
3. La tercera etapa es la de diagnóstico, en el que se debe comprobar que los residuos no tienen una estructura de dependencia y siguen un proceso de ruido blanco.

El objetivo no es elegir un modelo inmediatamente para la serie, sino más bien identificar un conjunto de posibles modelos que son compatibles con el gráfico de la serie y sus funciones de autocorrelación simples y parciales.

Identificar el modelo requiere de la detectar la estructura no estacionaria, si existe, y en ese caso, la estructura ARMA estacionaria:

La identificación de la estructura no estacionaria consiste en la detección de las transformaciones que se deben aplicar para obtener un proceso ARMA estacionario con varianza y media constantes:

- transformar la serie de modo que tenga una varianza constante;
- diferenciar la serie de manera que tenga una media constante.

Los modelos gráficos de ACF y PACF que se incluyen como ejemplo, sirven para identificar el tipo de modelo ARIMA que puede localizarse en la serie.

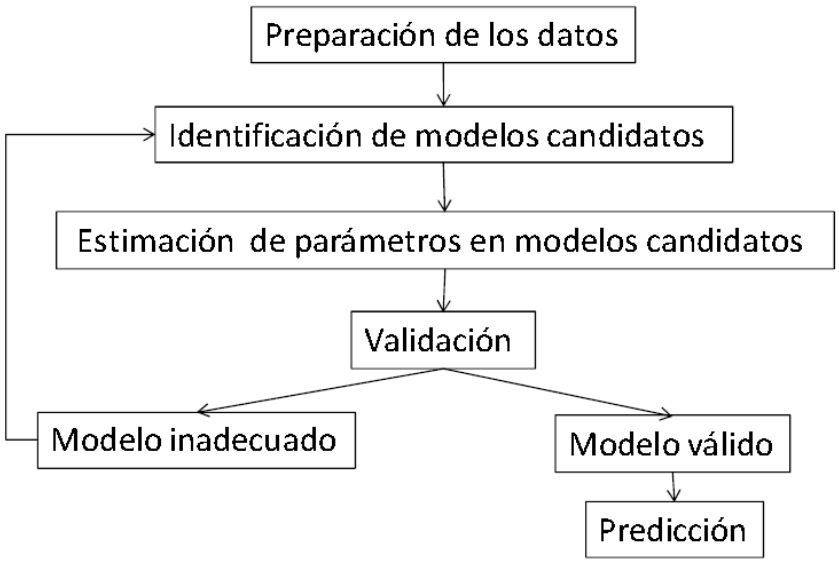


Ilustración 307: Esquema básico del modelo de Box-Jenkins para la identificación y construcción de un modelo ARIMA, extraído de (Lado Monserrat, 2010)

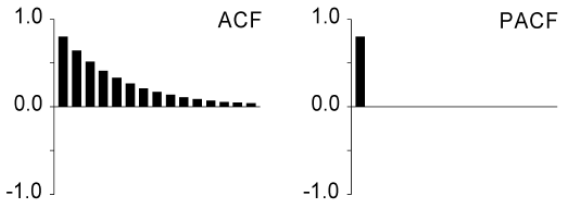


Figura 2.11
AR(1): $Y_t = 0.8Y_{t-1} + A_t$.
Parámetro positivo.

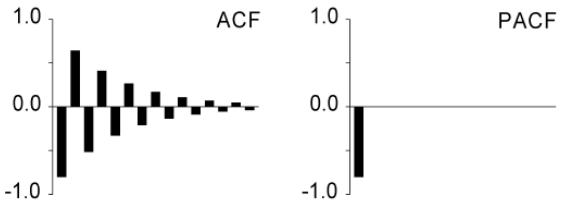


Figura 2.12
AR(1): $Y_t = -0.8Y_{t-1} + A_t$.
Parámetro negativo.

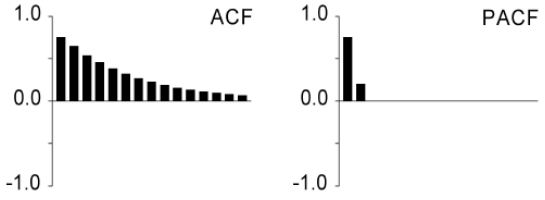


Figura 2.13
AR(2): $Y_t = 0.6Y_{t-1} + 0.2Y_{t-2} + A_t$.
Raíces de (2.7) reales: −4.19, +1.19 (dominante).

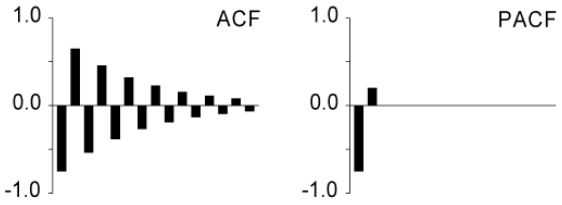


Figura 2.14
AR(2): $Y_t = -0.6Y_{t-1} + 0.2Y_{t-2} + A_t$.
Raíces de (2.7) reales: +4.19, −1.19 (dominante).

Ilustración 308: Esquema teórico ACF y PAF para AR(1) y AR(2), extraído de (Mauricio Arias, 2007)

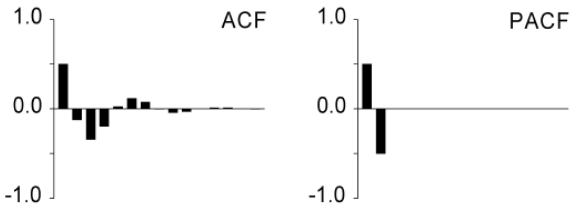


Figura 2.15
AR(2): $Y_t = 0.75Y_{t-1} - 0.5Y_{t-2} + A_t$.
Raíces de (2.7) complejas: $+0.75 \pm 1.20i$.

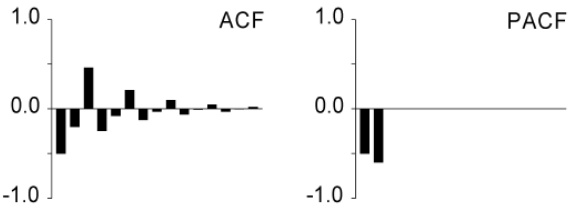


Figura 2.16
AR(2): $Y_t = -0.8Y_{t-1} - 0.6Y_{t-2} + A_t$.
Raíces de (2.7) complejas: $-0.67 \pm 1.11i$.

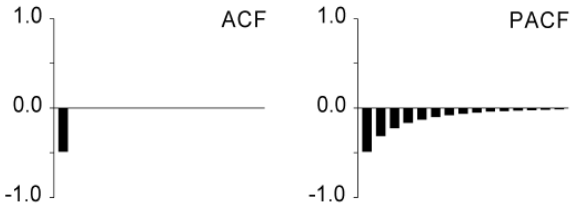


Figura 2.17
MA(1): $Y_t = A_t - 0.8A_{t-1}$.
Parámetro positivo.

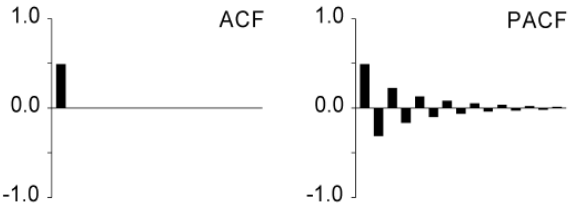


Figura 2.18
MA(1): $Y_t = A_t + 0.8A_{t-1}$.
Parámetro negativo.

Ilustración 309: Esquema teórico ACF y PAF para AR(2) y MA(1), extraído de (Mauricio Arias, 2007)

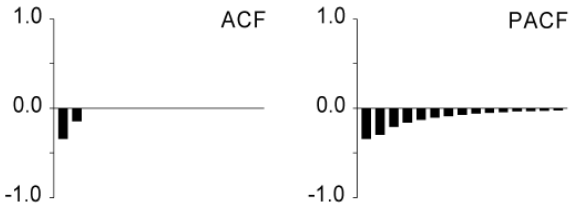


Figura 2.19
MA(2): $Y_t = A_t - 0.6A_{t-1} - 0.2A_{t-2}$.
Raíces de (2.7) reales: -4.19, $+1.19$ (dominante).

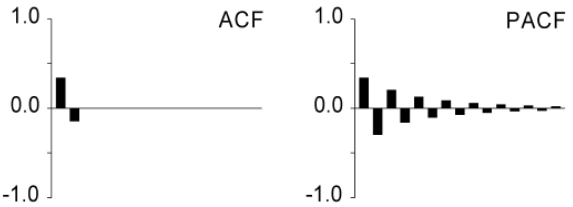


Figura 2.20
MA(2): $Y_t = A_t + 0.6A_{t-1} - 0.2A_{t-2}$.
Raíces de (2.7) reales: $+4.19$, -1.19 (dominante).

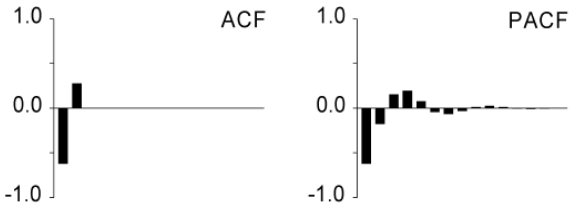


Figura 2.21
MA(2): $Y_t = A_t - 0.75A_{t-1} + 0.5A_{t-2}$.
Raíces de (2.7) complejas: $+0.75 \pm 1.20i$.

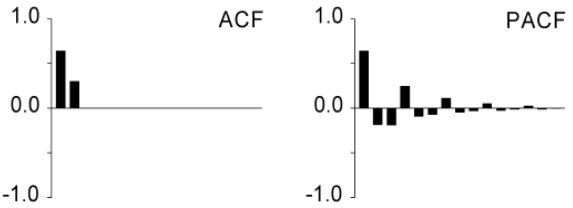


Figura 2.22
MA(2): $Y_t = A_t + 0.8A_{t-1} + 0.6A_{t-2}$.
Raíces de (2.7) complejas: $-0.67 \pm 1.11i$.

Ilustración 310: Esquema teórico ACF y PAF para MA(2), extraído de (Mauricio Arias, 2007)

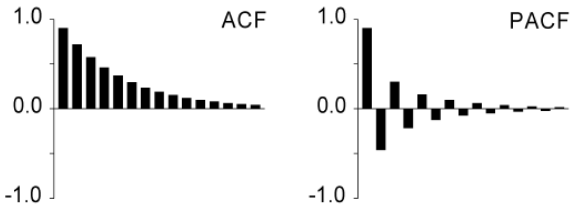


Figura 2.23

ARMA(1,1): $Y_t = 0.8Y_{t-1} + A_t + 0.8A_{t-1}$.

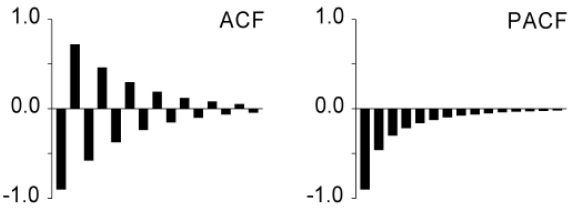


Figura 2.24

ARMA(1,1): $Y_t = -0.8Y_{t-1} + A_t - 0.8A_{t-1}$.

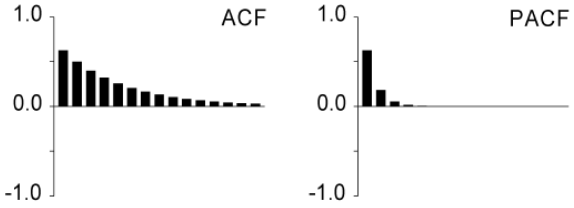


Figura 2.25

ARMA(1,1): $Y_t = 0.8Y_{t-1} + A_t - 0.3A_{t-1}$.

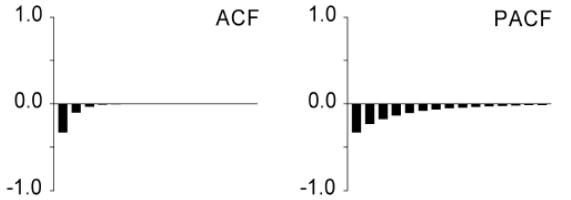


Figura 2.26

ARMA(1,1): $Y_t = 0.3Y_{t-1} + A_t - 0.8A_{t-1}$.

Ilustración 311: Esquema teórico ACF y PAF para ARMA(1,1), extraído de (Mauricio Arias, 2007)

	Modelo AR(p)	Modelo MA(q)	Modelo ARMA(p,q)
Representación de $\tilde{Y}_t$ en términos de $\tilde{Y}_{t-i}$	$\phi(B)\tilde{Y}_t = A_t$	$\theta^{-1}(B)\tilde{Y}_t = A_t$	$\theta^{-1}(B)\phi(B)\tilde{Y}_t = A_t$
Representación de $\tilde{Y}_t$ en términos de A_{t-i}	$\tilde{Y}_t = \phi^{-1}(B)A_t$	$\tilde{Y}_t = \theta(B)A_t$	$\tilde{Y}_t = \phi^{-1}(B)\theta(B)A_t$
Operador $\pi(B)$	$\pi(B) = \phi(B)$ (finito)	$\pi(B) = \theta^{-1}(B)$ (infinito)	$\pi(B) = \theta^{-1}(B)\phi(B)$ (infinito)
Operador $\psi(B)$	$\psi(B) = \phi^{-1}(B)$ (infinito)	$\psi(B) = \theta(B)$ (finito)	$\psi(B) = \phi^{-1}(B)\theta(B)$ (infinito)
Condición de estacionariedad	Raíces de $\phi(x) = 0$ fuera del círculo unitario	Siempre estacionario	Raíces de $\phi(x) = 0$ fuera del círculo unitario
Condición de invertibilidad	Siempre invertible	Raíces de $\theta(x) = 0$ fuera del círculo unitario	Raíces de $\theta(x) = 0$ fuera del círculo unitario
ACF teórica	Infinita: Mezcla de exponenciales y oscilaciones amortiguadas	Finita: Igual a 0 después de $k = q$	Infinita: Mezcla de exponenciales y oscilaciones amortiguadas después de $k = q - p$
PACF teórica	Finita: Igual a 0 después de $k = p$	Infinita: Dominada por mezcla de exponenciales y oscilaciones amortiguadas	Infinita: Dominada por mezcla de exponenciales y oscilaciones amortiguadas después de $k = p - q$

Tabla 390: Descripción de las características principales de los modelos AR, MA y ARMA, extraído de (Mauricio Arias, 2007)

Anexo 5: Código R para acceso directo a USPTO

```
'=============================================================================='
'License
'This software is distributed under the terms of the GNU General Public  License as published by the Free Software Foundation;
'either version 2 '  of the License, or (at your option) any later version.
'
'A copy of version 2 of the GNU General Public License is in file GPL-2  in the sources of this package, and is also available at
'  http://www.r-project.org/Licenses/
'
'This program is distributed in the hope that it will be useful, but WITHOUT ANY WARRANTY; without even the implied warranty of
' MERCHANTABILITY or FITNESS FOR A PARTICULAR PURPOSE.  See the GNU General Public License for more details.
'
'Description
'This application access to web page USPTO and extract data from him,
''
'' @title Access to USPTO from url web page base
'' @author Ricardo G. Ruiz
'=============================================================================='
Sub AccessToUSPTO()

    Dim HTMLDoc As HTMLDocument
    Dim oBrowser As InternetExplorer
    Dim oHTML_Element As IHTMLElement
    Dim sURL As String
    Dim sURL2 As String
    Dim idLogin As Integer
    Dim idPass As Integer
    Dim idCheck As Integer
    Dim idSubmit As Integer
    Dim i As Integer

    ' make a handle with error subroutine
    On Error GoTo Err_Clear
    ' base url
    sURL = "http://patft.uspto.gov/netahtml/PTO/search-adv.htm"
    ' initialize the web page object
    Set oBrowser = New InternetExplorer
    oBrowser.Silent = True
    oBrowser.navigate sURL
    oBrowser.Visible = False

    Do
    ' Wait till the Browser is loaded
    Loop Until oBrowser.readyState = READYSTATE_COMPLETE

    ' get URL document
    Set HTMLDoc = oBrowser.document
    ' get legth of document
    lengthDoc = HTMLDoc.all.Length

    ' at this point start routine to access data
```

```
' atari
fila = 2
For i = 1970 To 2013
	Result = GetDataPatentsUSPTO(oBrowser, "atari", i, "")
	Cells(fila, 2) = Result
	oBrowser.GoBack
	t = SleepLoad(5)
	fila = fila + 1
Next i

' Amstrad
fila = 5
For i = 1973 To 2013
	Result = GetDataPatentsUSPTO(oBrowser, "amstrad", i, "")
	Cells(fila, 3) = Result
	oBrowser.GoBack
	t = SleepLoad(3)
	fila = fila + 1
Next i

' Commodore
fila = 2
For i = 1970 To 2013
	Result = GetDataPatentsUSPTO(oBrowser, "((Commodore AND Business) AND Machines)", i, "")
	Cells(fila, 4) = Result
	oBrowser.GoBack
	t = SleepLoad(3)
	fila = fila + 1
Next i

'COMMODORE-AMIGA
fila = 2
For i = 1970 To 2013
	Result = GetDataPatentsUSPTO(oBrowser, "((commodore AND amiga) OR amiga)", i, "")
	Cells(fila, 5) = Result
	oBrowser.GoBack
	t = SleepLoad(3)
	fila = fila + 1
Next i

'COMMODORE ELECTRONICS LIMITED
fila = 2
For i = 1970 To 2013
	Result = GetDataPatentsUSPTO(oBrowser, "((COMMODORE AND ELECTRONICS) AND LIMITED)", i, "")
	Cells(fila, 6) = Result
	oBrowser.GoBack
	t = SleepLoad(3)
	fila = fila + 1
Next i

' SEGA (IC:G06 OR IC:A63F)
fila = 2
For i = 1970 To 2013
	Result = GetDataPatentsUSPTO(oBrowser, "sega", i, "")
	Cells(fila, 7) = Result
	oBrowser.GoBack
	t = SleepLoad(3)
	fila = fila + 1
```

```
    Next i

    ' nec (ICL/G06$ OR ICL/H03$ OR ICL/H04$ OR ICL/A63F$)
    fila = 9
    For i = 1977 To 2013
        Result = GetDataPatentsUSPTO(oBrowser, "(nec AND corporation)", i, "")
        Cells(fila, 8) = Result
        oBrowser.GoBack
        t = SleepLoad(2)
        fila = fila + 1
    Next i

    ' sinclair (IC:G06 OR IC:H OR IC:A63F)
    fila = 2
    For i = 1970 To 2013
        Result = GetDataPatentsUSPTO(oBrowser, "(Sinclair AND Research)", i, "")
        Cells(fila, 9) = Result
        oBrowser.GoBack
        t = SleepLoad(2)
        fila = fila + 1
    Next i

    ' Nintendo
    fila = 2
    For i = 1970 To 2013
        Result = GetDataPatentsUSPTO(oBrowser, "nintendo", i, "")
        Cells(fila, 10) = Result
        oBrowser.GoBack
        t = SleepLoad(2)
        fila = fila + 1
    Next i

    ' Microsoft
    fila = 2
    For i = 1970 To 2013
        Result = GetDataPatentsUSPTO(oBrowser, "microsoft", i, "")
        Cells(fila, 11) = Result
        oBrowser.GoBack
        t = SleepLoad(2)
        fila = fila + 1
    Next i

    ' Sony
    fila = 2
    For i = 1970 To 1975
        Result = GetDataPatentsUSPTO(oBrowser, "sony", i, "(ICL/G06$ OR ICL/H03$ OR ICL/H04$ OR ICL/A63F$)")
        Cells(fila, 12) = Result
        oBrowser.GoBack
        t = SleepLoad(3)
        fila = fila + 1
    Next i

GoTo fin

Err_Clear:
    If Err <> 0 Then
    Debug.Assert Err = 0
    Err.Clear
```

```
    Resume Next
    End If

fin:
    ' close handle to URL web page
    oBrowser.Quit
End Sub

'======================================================================'
'License
'This software is distributed under the terms of the GNU General Public  License as published by the Free Software Foundation;
'either version 2 '  of the License, or (at your option) any later version.
'
'A copy of version 2 of the GNU General Public License is in file GPL-2  in the sources of this package, and is also available at
'  http://www.r-project.org/Licenses/
'
'This program is distributed in the hope that it will be useful, but WITHOUT ANY WARRANTY; without even the implied warranty of
' MERCHANTABILITY or FITNESS FOR A PARTICULAR PURPOSE.  See the GNU General Public License for more details.
'
'Description
'This application access to web page USPTO and extract data from him,
''
'' @title Access to USPTO from url web page base
'' @return a string with number of patents per year
'' @author Ricardo G. Ruiz
'======================================================================'
'' @return a string with number of patents per year

Function GetDataPatentsUSPTO(oBrowser As InternetExplorer, marca As String, fecha As Integer, _
                icf As String) As String

    ' se reinicializa el documento
    Dim HTMLDoc As HTMLDocument
    Dim refineSearch As Integer
    Dim refineSubmit As Integer
    Dim oHTML_Element As IHTMLElement
    Dim objCollection As Object
    Dim consulta As String
    Dim idSpan As Integer
    Dim idResultado As Integer
    Dim resultadoConsulta As String
    Dim yearNumber As Variant

    Set HTMLDoc = Nothing
    ' make a handle with error subroutine
    On Error GoTo Err_Clear2

    Do
    ' Wait till the Browser is loaded
    Loop Until oBrowser.readyState = READYSTATE_COMPLETE

    ' two objects to handle the management of the html tag
    Set objCollection = oBrowser.document.getElementsByTagName("input")
    Set objCollection2 = oBrowser.document.getElementsByTagName("textarea")
```

```
consulta = "AN/" & marca & " AND ISD/01/01/" & fecha & "->12/31/" & fecha
If (icf <> "") Then
   consulta = consulta & " AND " & icf
End If

' find the new items
i = 0
While i < objCollection2.Length
   If objCollection2(i).ID = "mytextarea" Then

      ' Set text for search
      objCollection2(i).Value = consulta
    End If
   i = i + 1
Wend

i = 0
While i < objCollection.Length
   If objCollection(i).Type = "submit" And _
        objCollection(i).Name = "" Then

         ' "Search" button is found
         Set objElement = objCollection(i)

   End If
   i = i + 1
Wend
objElement.Click    ' click button to search

Do
   ' Wait till the Browser is loaded
   valor = StrComp(oBrowser.LocationURL, "http://patft.uspto.gov/netahtml/PTO/search-adv.htm", vbTextCompare)
Loop While valor = 0

' wait 3 seconds
t = SleepLoad(3)

Set HTMLDoc = Nothing
Set HTMLDoc = oBrowser.document

lengthDoc = HTMLDoc.all.Length

' find the text and load it to variable
For i = 1 To lengthDoc - 1
   Set oHTML_Element = HTMLDoc.all.Item(i)
   resultadoConsulta = oHTML_Element.innerText

   If (InStr(1, resultadoConsulta, "patents.") > 0) Then
      Exit For
   End If

Next i

' extract the number of patents per year
endNumber = InStr(1, resultadoConsulta, "patents.") - 1
initNumber = InStr(endNumber - 8, resultadoConsulta, ":") + 1

yearNumber = Mid(resultadoConsulta, initNumber + 1, (endNumber - initNumber) - 1)
```

```
    ' return the number
    GetDataPatentsUSPTO = yearNumber

GoTo fin

Err_Clear2:
    If Err = 5 Then
        GetDataPatentsUSPTO = 1
    End If

fin:
End Function
```

Anexo 6: Código R de cómputo de valores de función de obsolescencia (AOF)

Código en R para el cálculo de la función de obsolescencia

```
##=============================================================================##
## Licence
##  This software is distributed under the terms of the GNU General Public
##  License as published by the Free Software Foundation; either version 2
##  of the License, or (at your option) any later version.
##
##  A copy of version 2 of the GNU General Public License is in file GPL-2
##  in the sources of this package, and is also available at
##  http://www.r-project.org/Licenses/
##
## This program is distributed in the hope that it will be useful,
## but WITHOUT ANY WARRANTY; without even the implied warranty of
## MERCHANTABILITY or FITNESS FOR A PARTICULAR PURPOSE.  See the
## GNU General Public License for more details.
##
##  Description
## This function make ts object with computed data to AOF and
## AOF cumulative median
##'
##' @title makeOAF to calculate the values of AOF of inpulse and AOF cummulative median
##' @param ptData ts object or data frame with data patents
##' @return two ts object with AOF and AOF cummulative median
##' @author Ricardo G. Ruiz
##=============================================================================##


makeAOF<-function(ptData){
  #load source functions
 source("utils.r")
 # init algorithm to get AOF
 # to log10
 ptData.log10<-log10(ptData); ptData.log10[is.infinite(ptData.log10)]<-0
 # differences
 ptData.diff<-diff(ptData.log10);ptData.diff
```

```
 temp<-matrix(nrow=nrow(ptData.diff)+1, ncol=8)
 temp[1,]<-ts(matrix(c(0,0,0,0,0,0,0,0), nrow=1, ncol=8), start=1970)
 temp[2:43,]<-ptData.diff
 ptData.diff<-ts(temp, start=1970);colnames(ptData.diff)<-colnames(ptData.log10);rm(temp)
 # absolute value
 ptData.abs<-abs(ptData.diff)
 # log natural 1+x
 ptData.l1p<-log1p(ptData.abs)
 # sum 1 to values
 aof<-ptData.l1p+1
 # end algorithm to get AOF
 #remove unnecesary objects
 rm(list=c("ptData.abs", "ptData.diff", "ptData.l1p", "ptData.log10"))

 #init to calculate aof cumulative median
 ## accumulative AOF
 cs1<-cumsum(aof[,1]); cs1<-aofcs(cs1, 1970)
 cs2<-cumsum(aof[,2]); cs2<-aofcs(cs2, 1970)
 cs3<-cumsum(aof[,3]); cs3<-aofcs(cs3, 1970)
 cs4<-cumsum(aof[,4]); cs4<-aofcs(cs4, 1970)
 cs5<-cumsum(aof[,5]); cs5<-aofcs(cs5, 1970)
 cs6<-cumsum(aof[,6]); cs6<-aofcs(cs6, 1970)
 cs7<-cumsum(aof[,7]); cs7<-aofcs(cs7, 1970)
 cs8<-cumsum(aof[,8]); cs8<-aofcs(cs8, 1970)
 # join al results
 aof.cs<-cbind(cs1,cs2,cs3,cs4,cs5,cs6,cs7,cs8); colnames(aof.cs)<-colnames(aof)
 #end to calculate aof cumulative median
  #remove unnecesary objects
 rm(list=c("cs1","cs2","cs3","cs4","cs5","cs6","cs7","cs8"))
 makeAOF<-structure(list(aof = aof, aof.cm = aof.cs),  class = "aof")
}
```

Tabla 391: Codigo R para computar el valor de la función AOF y la de la AOF media acumulada

Código en R para el cálculo del VUR

```
##============================================================================##
## Licence
##  This software is distributed under the terms of the GNU General Public
##  License as published by the Free Software Foundation; either version 2
```

```
##  of the License, or (at your option) any later version.
##
##  A copy of version 2 of the GNU General Public License is in file GPL-2
##  in the sources of this package, and is also available at
##  http://www.r-project.org/Licenses/
##
## This program is distributed in the hope that it will be useful,
## but WITHOUT ANY WARRANTY; without even the implied warranty of
## MERCHANTABILITY or FITNESS FOR A PARTICULAR PURPOSE.  See the
## GNU General Public License for more details.
##
##  Description
## This function calculate the value of VUR with get values
##'
##' @title makeVUR to calculate the values of VUR
##' @param aof is value of Obsolescence suministred
##' @param delta is value of length of duration of a patent
##' @param value is year secuenced to ordiinal, (1970, 1971,... is 1,2,...)
##' @return value result calculated to VUR
##' @author Ricardo G. Ruiz
##============================================================================##
makeVUR<-function(aof, delta, value){
  deltaVUR<-delta
  ltime<-value
  makeVUR <- (1/aof)*cos((pi/2)*(aof/deltaVUR^2)*ltime^2)
}
```

Tabla 392: Código R para computar el valor de VUR

Anexo 7: La aplicación estadística R

El lenguaje R para el cómputo estadístico

El entorno de programación R (Ihaka and Gentleman, 1996) es un clon de los lenguajes S (Chambers, 1998) y S-plus, de tal forma que muchos programas escritos en S y S-plus pueden ejecutarse en R sin modificaciones. S y S-plus son lenguajes de muy alto nivel diseñados para: La exploración y visualización de datos; el modelado estadístico; y la programación con datos.

Adquisición y licencia

El entorno R es un software libre en código fuente bajo la definición dada en la licencia GNU (General Public Licence) de la FSF (Free Software Fundation), el cual puede ser descargado de la Internet ya sea como código fuente o como un ejecutables para los sistemas operativos Linux (Debian, Redhat, SUSE o Ubuntu), Windows o MacOS. A la fecha de escritura de esta investigación se encuentra disponible la versión 2.15.2. El entorno y todo el material complementario pueden ser descargados del sitio http://www.r-project.org/ o en cualquiera de los servidores web o ftp pertenecientes a CRAN.

Interfaz de usuario

La interacción con el usuario se basa en una interfaz de línea de comandos, que es bastante apropiada para la manipulación interactiva de datos por parte de usuarios experimentados. La falta de una interfaz gráfica de usuario más elaborada frena a los nuevos usuarios, ya que es necesario un entrenamiento básico. En respuesta a esta ausencia, se han diseñado interfaces alternativas de usuario con el ánimo de facilitar el uso del entorno. Entre las más conocidas se encuentran: R-Commander (Fox, 2005), R-Integrated Computing Environment o R-ICE (Sriplung) y Tinn-R. La que se usa en la elaboración de este trabajo es R-Studio, versión 0.97.318[131].

Lenguaje de programación

En su gramática, la sintaxis del lenguaje R es similar a la de C y C++, pero su semántica sigue los paradigmas de la programación funcional y la programación orientada a objetos, lo que implica que el lenguaje tiene la capacidad de manipular directamente los objetos del lenguaje, aplicar reglas de sustitución y evaluar expresiones.

[131] Para más información sobre R-Studio véase http://www.rstudio.com/ide/.

R es un lenguaje orientado a objetos, tal que, inclusive los tipos de más básicos datos, tales como: booleanos, enteros, reales, caracteres, vectores, matrices, listas y hojas de datos son objetos mismos. Esta característica permite que el usuario interactúe de forma transparente, ya que las llamadas se realizan a funciones genéricas, como *print*, *summary* o *plot*, las cuales determinan internamente que método debe ser llamado dependiendo de la clase de objetos a las que pertenecen sus argumentos. R soporta internamente dos implementaciones para la programación orientada a objetos llamadas S3 (Chambers, 1991), que fue diseñado para su uso interactivo, y S4 (Chambers, 1998), el cual supera las deficiencias de S3, y adiciona nuevos elementos. Adicionalmente, R el usuario puede definir sus propias clases y los métodos asociados a ellas.

Varias razones explican la popularidad del lenguaje R. Una de ellas es la amplia colección de paquetes de alto nivel para la construcción de gráficos y su posterior análisis. Otra es la capacidad de extensión de la funcionalidad del entorno a través de paquetes que puede incluir rutinas compiladas en los lenguajes Fortran, C y C++.

Información disponible

La información sobre el entorno y sus aplicaciones es abundante, destacándose las publicaciones arbitradas y seriadas en las que se describen nuevos paquetes y sus funcionalidades como "*The R Journal*"[132] y "*Journal of Statistical Software*".

Funciones disponibles para el análisis y la predicción de series de tiempo

El lenguaje R ha sido utilizado intensivamente para ilustrar diferentes metodologías de análisis y predicción de series de tiempo (Shumway and Stoffer, 2010),(Pfaff, 2008). También existe material de referencia general[133].

Las funciones disponibles para un completo análisis de series de tiempo se encuentran agrupadas en un conjunto de paquetes desarrollados por diferentes autores, que pueden ser instalados desde la barra de menú "paquetes/Instalar paquete(s)…". Los paquetes deben ser cargados manualmente en cada sesión mediante la opción "Cargar paquete…" del menú "Paquetes" o a través de la función library(). (Bovas and Ledolter, 1983), (Hyndman and Khandakar, 2008).

---

[132] http://journal.r-project.org/, http://www.jstatsoft.org/

[133] Para una ampliación de la información sobre el manejo de R véanse las fuentes siguientes:(Spector, 2008), (Heiberger and Holland, 2004)

Bibliografía

(USPTO), U. S. P. a. T. O. (2014). Changes To Facilitate Applicant's Authorization of Access to Unpublished U.S. Patent Applications by Foreign Intellectual Property Offices. Lanham: Federal Information & News Dispatch, Inc.

Abdel-Malek, L., & Wolf, C. (1994). Measuring the impact of lifecycle costs, technological obsolescence, and flexibility in the selection of FMS design. *Journal of Manufacturing Systems, 13*(1), 37-47.

aDeSe, Anuario 2009 (Reporte anual). (2009). Madrid: aDeSe.

Akaike, H. (1998). Information Theory and an Extension of the Maximum Likelihood Principle. In E. Parzen, K. Tanabe & G. Kitagawa (Eds.), *Selected Papers of Hirotugu Akaike* (pp. 199-213): Springer New York.

Akra, A., & Stevenson, M. (2011). Competition in the Bill Payment Market. *Available at SSRN 1913779*.

Alday, M. Á., & Ara, A. F.-V. (2012). Impacto económico del ocio en el siglo XXI.

Alonso, J. H. (2007). Análisis de series temporales económicas: modelos ARIMA: ESIC.

Anders, K. (1999). Marketing and policy considerations for violent video games. *Journal of Public Policy & Marketing*, 270-273.

Anderson, C. A., & Bushman, B. J. (2001). Effects of violent video games on aggressive behavior, aggressive cognition, aggressive affect, physiological arousal, and prosocial behavior: A meta-analytic review of the scientific literature. *Psychological science, 12*(5), 353-359.

Andree, P. J., Harper, M. F., Nauche, S., Poolman, R. A., Shaw, J., Swinkels, J. C., *et al.* (2008). A comparative study of patent sequence databases. *World Patent Information, 30, Issue 4*, 300 - 308, Consultado de http://www.sciencedirect.com/science?_ob=ArticleURL&_udi=B306V305D-304SNGRDC-301&_user=310&_coverDate=312%302F331%302F2008&_alid=1750740754&_rdoc=1750740751&_fmt=high&_orig=search&_origin=search&_zone=rslt_list_item&_cdi=1750745784&_sort=r&_st=1750740713&_docanchor=&v.

Anton, J. J., & Yao, D. A. (2004). Little patents and big secrets: Managing intellectual property. *RAND Journal of Economics, 35*(1), 1-22.

Aranda, G., Trescak, T., Esteva, M., Rodriguez, I., & Carrascosa, C. (2012). Massively multiplayer online games developed with agents. *Lecture notes in computer science, 7145 LNCS*(Journal Article), 129-138.

Arora, A., Ceccagnoli, M., & Cohen, W. M. (2008). R&D and the Patent Premium. *International journal of industrial organization, 26*(5), 1153-1179.

Arouri, M., Shahbaz, M., Onchang, R., Islam, F., & Teulon, F. (2014). Environmental Kuznets Curve in Thailand: Cointegration and Causality Analysis.

Baker, N. (2010). The Rise of Digital Game Studies. *Choice, 48*(1), 27-34.

Banjevic, D. (2009). Remaining useful life in theory and practice. *Metrika, 69*(2-3), 337-349.

Bao, Y. (2013). ON SAMPLE SKEWNESS AND KURTOSIS. *Econometric Reviews, 32*(4), 415-448.

Barney, J. A. (2011). Method of determining an obsolescence rate of a technology: Google Patents.

Barraclough, E. (2010). A guide to the EU single patent deal. *Managing Intellectual Property*, 12-13.

Baxter, M., & King, R. G. (1999). Measuring Business Cycles: Approximate Band-Pass Filters For Economic Time Series. *The Review of Economics and Statistics, 81*(4), 575-593.

Benoit, K. (2011). Linear Regression Models with Logarithmic Transformations (pp. 8): Methodology Institute, London School of Economics.

Benoît Le, B., & Jean-Louis, E. (2006). *A Shannon's theory of knowledge*: HAL.

Beresford, K. (2001). European patents for software, E-commerce and business model inventions. *World Patent Information, 23*(3), 253-263.

Bessen, J. (2008). The value of U.S. patents by owner and patent characteristics. *Research Policy, 37*(5), 932-945.

Bessen, J., & Hunt, R. M. (2007). An Empirical Look at Software Patents. *Journal of Economics & Management Strategy, 16*(1), 157-189.

BGH, G. (2000). X ZB 15/98 Sprachanalyseeinrichtung: JurPC Web-Dok.

Bierens, H. J. (2002). EasyReg International: Pennsylvania State University, University Park, PA.

Bierens, H. J., & Guo, S. (1993). Testing stationarity and trend stationarity against the unit root hypothesis. *Econometric Reviews, 12*(1), 1-32.

Binken, J., & Stremersch, S. (2008). The effect of superstar software on hardware sales in system markets.

Black, J. (2014). The Power of Knowledge: How Information and Technology Made the Modern World.

Bollen, K. A., Harden, J. J., Ray, S., & Zavisca, J. (2014). BIC and Alternative Bayesian Information Criteria in the Selection of Structural Equation Models. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal, 21*(1), 1-19.

Bottazzi, L., & Peri, G. (2012). Innovation and Spillovers in Regions: Evidence from European Patent Data. Rochester: Social Science Research Network.

Boucekkine, R., Río, F. d., Licandro, O., & European University, I. (2001). *Obsolescence and modernization in the growth process*. Florence: European University Institute, Dept. of Economics.

Bovas, A., & Ledolter, J. (1983). Statistical Methods for Forecasting (Wiley Series in Probability and Statistics): Wiley.

Box, G. E. P., & Cox, D. R. (1982). An Analysis of Transformations Revisited, Rebutted. *Journal of the American Statistical Association, 77*(377), 209-210.

Box, G. E. P., & Jenkins, G. M. (1976). *Time series analysis: forecasting and control*: Holden-Day.

Box, G. E. P., & Pierce, D. A. (1970). Distribution of Residual Autocorrelations in Autoregressive-Integrated Moving Average Time Series Models. *Journal of the American Statistical Association, 65*(332), 1509-1526.

Branch, J. W., LaBarre, J., & Szabo, N. (2006). Gaming the System: Intellectual Property Protection for the Video Game Industry. *Intellectual Property & Technology Law Journal, 18*(4), 1-6.

Brown, J. E., Clapes, A. L., & Taylor, E. H. (1990). *The current status of copyright and patent protection for computer software.* Paper presented at the Proceedings of the Jerusalem Conference on Information Technology.

Bulow, J. (1986). An Economic Theory of Planned Obsolescence. *The Quarterly Journal of Economics, 101*(4), 729-749.

Butterworth, S. (1930). {On the Theory of Filter Amplifiers}. *{Wireless Engineer}, {7}*.

Cáceres, J. J., Martín, G., & Martín, F. J. (2007). *Introducción al Análisis Univariante de Series Temporales Económicas*. Madrid: Facultad de Ciencias Económicas y Empresariales, Universidad de la Laguna.

Cai, B., & Gao, J. (2013). *Hermite Series Estimation in Nonlinear Cointegrating Models*: Monash University, Department of Econometrics and Business Statistics.

Callaert, J., Van Looy, B., Verbeek, A., Debackere, K., & Thijs, B. (2006). Traces of prior art: An analysis of non-patent references found in patent documents. *Scientometrics, 69*(1), 3-20.

Carlson, R. E. (2002). Universal game engine for a game network and method therefor. Albuquerque, NM.

Castaño, E., & Martínez, J. (2008). Uso de la función de correlación cruzada en la identificación de modelos ARMA. *Revista Colombiana de Estadística, 31*(2), 293-310.

Cavaller Reyes, V. (2006). Sistema matricial d'indicadors per a l'anàlisi estratègica de la informació a les organitzacions: aplicació en un cas pràctic. Barcelona: UOC.

Cavaller, V., & Aubertin, C. (2008). Elements of Scientometrics and Patent Bibliometric-Analysis for the Estimated Remaining Useful Life (RUL) in the Valuation of Intangible Assets. ACADEMIC CONFERENCES LTD.

Circuit, U. S. C. o. A. f. t. F. (2003). *USA regulations: New law creates alternative to patent litigation*. New York: The Economist Intelligence Unit.

Cogley, T., & M. Nason, J. (1993). Effects of the Hodrick-Prescott filter on trend and difference stationary time series: implications for business cycle research: Federal Reserve Bank of San Francisco.

Cogley, T., & Nason, J. (1995). Effects of the Hodrick-Prescott filter on trend and difference stationary time series Implications for business cycle research. *Journal of Economic Dynamics and Control, 19*(1-2), 253-278.

Consalvo, M. (2012). The Future of Game Studies. In *The International Encyclopedia of Media Studies*: John Wiley & Sons, Ltd.

Corradi, V., Swanson, N. R., & Olivetti, C. (2001). Predictive ability with cointegrated variables. *Journal of Econometrics, 104*(2), 315-358.

Coupe, T. (2003). Science is golden: academic R&D and university patents. *The Journal of Technology Transfer, 28*(1), 31-46.

Criscuolo, P., Narula, R., & Verspagen, B. (2005). Role of home and host country innovation systems in R&D internationalisation: a patent citation analysis. *Economics of Innovation and New Technology, 14*(5), 417-433.

Cristian, M. (2006). Reino Unido: Quietly tying down Gulliver. The software patent fairy tale. *AR: Revista de Derecho Informático*(98), 6--6-.

Current and Emerging Issues Relating to Patents. (2010). *Wordl Intellectual Property Organization*.

Chambers, J. M. (1991). *Statistical Models in S*. Boca Raton, FL, USA: CRC Press, Inc.

Chambers, J. M. (1998). Programming with data: A guide to the S language: Springer.

Chapman, P. (2003). *EU industry: Software makers protest patents vote*. New York: The Economist Intelligence Unit.

Chavez-Demoulin, V., & Davison, A. C. (2012). MODELLING TIME SERIES EXTREMES. *Revstat-Statistical Journal, 10*(1), 109-+.

Chen, D.-Z., Lin, C.-P., Huang, M.-H., & Huang, C.-Y. (2010). Constructing a new patent bibliometric performance measure by using modified citation rate analyses with dynamic backward citation windows. *Scientometrics, 82*(1), 149-163.

Choksi, J. (1999). IEEE Canada, *IEEE Canada*.

Christiano, L. J., & Fitzgerald, T. J. (2003). The Band Pass Filter*. *International Economic Review, 44*(2), 435-465.

Daidj, N., & Isckia, T. (2009). Entering the economic models of game console manufacturers. *Communications and Strategies, 73*.

Dasu, T., & Johnson, T. *Exploratory data mining and data cleaning* (Vol. 62-02 (62-07 68T05 6).

Davis, D. (2008). *Intellectual property rights: Practical issues.* Paper presented at the IET Seminar Digest.

Dequiedt, V., & Versaevel, B. (2013). Patent pools and dynamic R&D incentives. *International Review of Law and Economics, 36*(0), 59-69.

Dereli, T., & Durmuşoğlu, A. (2009). Classifying technology patents to identify trends: Applying a fuzzy-based clustering approach in the Turkish textile industry. *Technology in Society, 31*(3), 263-272.

Dernis, H. (2007). Nowcasting Patent Indicators (pp. 0_1,3-47). Paris.

Dickey, D. A., & Fuller, W. A. (1979). Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root. *Journal of the American Statistical Association, 74*(366a), 427-431.

Dickey, D. A., & Fuller, W. A. (1981). Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root. *Econometrica, 49*(4), 1057-1072.

Diebold, F. X., & Mariano, R. S. (1995). Comparing Predictive Accuracy. *Journal of Business & Economic Statistics, 13*(3), 253-263.

Draper, N. R., & Smith, H. (1981). Applied regression analysis 2nd ed.

Duan, W.-Q., & Stanley, H. E. (2011). Cross-correlation and the predictability of financial return series. *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications, 390*(2), 290-296.

Dupagne, M., & Green, R. J. (1996). Revisiting the Principle of Relative Constancy Consumer Mass Media Expenditures in Belgium. *Communication Research, 23*(5), 612-635.

E. P. Box, G., Jenkins, G. M., & C. Reinsel, G. (2008). *Time Series Analysis: Forecasting and Control*. Hoboken: John And Wiley & Sons Inc.

Eckert, A., & Langinier, C. (2013). A SURVEY OF THE ECONOMICS OF PATENT SYSTEMS AND PROCEDURES. *Journal of Economic Surveys*, n/a-n/a.

Engle, R. F., & Granger, C. W. J. (1987). Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing. *Econometrica, 55*(2), 251-276.

Engle, R. F., & Yoo, B. S. (1987). Forecasting and testing in co-integrated systems. *Journal of Econometrics, 35*(1), 143-159.

Engle, R. F., & Yoo, B. S. (1989). *COINTEGRATED ECONOMIC TIME SERIES: A SURVEY WITH NEW RESULTS*: Pennsylvania State - Department of Economics.

EPO. (2007). European Patent Convention (EPC 1973).

Ernst, H. (2003). Patent information for strategic technology management. *World Patent Information, 25*(3), 233-242.

Evenson, R. E. (1993). Patents, R&D, and invention potential: International evidence. *The American Economic Review*, 463-468.

Fabozzi, F. J., Focardi, S. M., Rachev, S. T., & Arshanapalli, B. G. (2014). Multiple Linear Regression. *The Basics of Financial Econometrics: Tools, Concepts, and Asset Management Applications*, 41-80.

FedCirc. (2012). *The Definition of a Patent*. Retrieved 21/07/2012, 21/07/2012, from http://www.fedcirc.us/definition-patent.php

Fernández, J. S. (2004). *Introducción a la Estadística Empresarial*: Juan Carlos Martínez Coll.

Fox, J. (2005). The R commander: A basic statistics graphical user interface to R. *Journal of Statistical Software, 14*(9), 41.

Fuller, W. A. (1976). Introduction to statistical time series: Wiley.

Fuller, W. A. (2008). Unit Root and Explosive Time Series. In *Introduction to Statistical Time Series* (pp. 546-663): John Wiley & Sons, Inc.

The Future Of Videogames. (2008). Retrieved 5//7/2012, from http://www.forbes.com/2008/02/08/future-video-games-tech-future07-cx_mn_de_0211game.html

Galar, D. (2012a). Remaining useful life estimation using time trajectory tracking and support vector machines (Vol. 364). Bristol: Institute of Physics Publishing.

Galar, D. (2012b). RUL prediction using moving trajectories between SVM hyper planes.

Garcia Rubio, E. (1995). LA DEPURACION DE DATOS ESTADISTICOS. *Cuadernos Aragoneses de Economía*.

Geum, Y., Lee, S., Yoon, B., & Park, Y. (2013). Identifying and evaluating strategic partners for collaborative R&D: Index-based approach using patents and publications. *Technovation, 33*(6–7), 211-224.

Gil Juarez, A., & Vida Mombiela, T. (2008). *Los Videojuegos*. Barcelona, España: Editorial UOC.

Godelier, M. (1976). *Antropología y economía*. Barcelona: EDITORIAL ANAGRAMA.

González-Albo Manglano, B., & Zulueta, M. Á. (2008). Estudio comparativo de Bases de Datos de Patentes en Internet. *Anales De Documentación, 10*, 145-162, Consultado de http://revistas.um.es/analesdoc/article/view/1121/1171.

González-González, C., & Blanco-Izquierdo, F. (2012). Designing social videogames for educational uses. *Computers and Education, 58*(1), 250-262.

González, J. P. S. (1999). *Invención, patentes e innovación en la España Contemporánea*: Oficina Española de Patentes y Marcas.

Granger, C. W. J. (1981). Some properties of time series data and their use in econometric model specification. *Journal of Econometrics, 16*(1), 121-130.

Granger, C. W. J. (2003). Time Series Analysis, Cointegration, and Applications (The Nobel Lecture). In U. o. C. Department of Economics (Ed.), *Nobel Price* (pp. 13). Stockholm, Sweden.

Griliches, Z. (1998). Patent statistics as economic indicators: a survey. In *R&D and productivity: the econometric evidence* (pp. 287-343): University of Chicago Press.

Griliches, Z., Pakes, A., & Hall, B. H. (1988). The value of patents as indicators of inventive activity: National Bureau of Economic Research Cambridge, Mass., USA.

Gros Salvat, B. (2000). Edutec. Revista Electrónica de Tecnología Educativa. In A. p. e. d. d. l. T. E. Edutec (Ed.), *La dimensión socioeducativa de los videojuegos*.

Grosheide, F. W., Roerdink, H., & Thomas, K. (2014). Intellectual property protection for video games: A view from the European union. *Journal of International Commercial Law and Technology, 9*(1), 1-13.

Guarda, P. (2013). Creation of software within the academic context: Knowledge transfer, intellectual property rights and licences. *IIC International Review of Intellectual Property and Competition Law, 44*(5), 494-523.

Guide to the International Registration of Marks, Period of Validity. (2010). *Wordl Intellectual Property Organization*: Wordl Intellectual Property Organization.

Gupeng, Z., & Xiangdong, C. (2012). The value of invention patents in China: Country origin and technology field differences. *China Economic Review, 23*(2), 357-370.

Hall, B. H., & MacGarvie, M. (2010). The private value of software patents. *Research Policy, 39*(7), 994-1009.

Hansen, B. E. (1992). Tests for Parameter Instability in Regressions with 1(1) Processes. *Journal of Business & Economic Statistics, 10*(3), 321-335.

Harvey, A. C., & Jaeger, A. (1993). Detrending, Stylized Facts and the Business Cycle. *Journal of Applied Econometrics, 8*(3), 231-247.

Hausman, J. A., Hall, B. H., & Griliches, Z. (1984). Econometric models for count data with an application to the patents-R&D relationship: National Bureau of Economic Research Cambridge, Mass., USA.

Hausser, J., & Strimmer, K. (2009). Entropy inference and the James-Stein estimator, with application to nonlinear gene association networks. *Journal of Machine Learning Research, 10*, 1469-1484.

Heiberger, R. M., & Holland, B. (2004). Statistical Analysis and Data Display: An Intermediate Course with Examples in SPlus, R, and SAS: Springer.

Hernández Cerdán, J. (2003). *Análisis de la innovación a través de las patentes.* Universidad Complutense de Madrid, Facultad de Ciencias Económicas y Empresariales, Departamento de Estructura Económica y Economía Industrial.

Hodrick, R., & Prescott, E. (1997). Postwar U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation. *Journal of Money, Credit and Banking, 29*(1), 1-16.

Holden, J. (2013, 2013 Feb 18). New EU patent system: will it work? *Irish Times,* p. 3.

Hopcroft, J. E., Ullman, J. D., & Motwani, R. (2002). Introducción a la teoría de autómatas, lenguajes y computación.

Horváth, C., & Paap, R. (2012). The effect of recessions on gambling expenditures. *Journal of Gambling Studies, 28*(4), 703-717.

Hotelling, H. (1990). A General Mathematical Theory of Depreciation. In A. Darnell (Ed.), *The Collected Economics Articles of Harold Hotelling* (pp. 36-49): Springer New York.

How long is a patent enforceable? (2008). *Office of Technology Development (OTD)*.

Howitt, P. (1998). Measurement, obsolescence, and general purpose technologies. *General purpose technologies and economic growth, 9*, 219-252.

Hsu, C. Y., & Wu, T. J. (2013). Efficient estimation of the mode of continuous multivariate data. *Computational Statistics & Data Analysis, 63*, 148-159.

Hu, C. (2012). Ensemble of data-driven prognostic algorithms for robust prediction of remaining useful life. *Reliability engineering system safety, 103*(Journal Article), 120-135.

Hualde, J. (2014). Estimation of long-run parameters in unbalanced cointegration. *Journal of Econometrics, 178*(2), 761-778.

Huang, J., Kobayashi, M., & McAleer, M. (2012). Testing for the Box-Cox parameter for an integrated process. *Mathematics and Computers in Simulation, 83*, 1-9.

HubPages. (2012). *Console Games vs. PC Games: The Battle Lives On*, from http://pauljorg.hubpages.com/hub/Console-Games-vs-PC-Games

Hueso González, A., & Cascant i Sempere, M. J. (2012). Metodología y técnicas cuantitativas de investigación. In U. P. d. Valencia (Ed.), (Vol. 1). Valencia.

Hyndman, R. J., & Khandakar, Y. (2008). Automatic Time Series Forecasting: The forecast Package for R. *Journal of Statistical Software, 27*(3), 22.

Ihaka, R., & Gentleman, R. (1996). R: A Language for Data Analysis and Graphics. *Journal of Computational and Graphical Statistics, 5*(3), 299-314.

Jaffe, A. B., & Trajtenberg, M. (2002). Patents, citations, and innovations: A window on the knowledge economy: MIT press.

Jain, R., & Rod, M. (2013). Intellectual property management: Assessing stakeholder knowledge regarding obtaining valid patent rights. *Journal of Intellectual Property Rights, 18*(3), 251-258.

Jean-Marie, D., Lynda, K., & Marie-Claude, B. (2003). Exact Skewness-Kurtosis Tests for Multivariate Normality and Goodness-of-Fit in Multivariate Regressions with Application to Asset Pricing Models. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 65*(s1), 891-906.

Ji, N., Chang, J., & Luo, Y. (2014). *Multiple Linear Regression Analysis Based on Software R.* Paper presented at the Proceedings of the 9th International Symposium on Linear Drives for Industry Applications, Volume 1.

Johansen, S. (1988). Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control, 12*(2–3), 231-254.

Johansen, S. (1991). Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models. *Econometrica, 59*(6), 1551-1580.

Johansen, S., & Juselius, K. (1990). MAXIMUM LIKELIHOOD ESTIMATION AND INFERENCE ON COINTEGRATION — WITH APPLICATIONS TO THE DEMAND FOR MONEY. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 52*(2), 169-210.

Jushan, B., & Serena, N. (2001). *Tests for Skewness, Kurtosis, and Normality for Time Series Data*: Boston College Department of Economics.

Juul, J. (2003). *The Game, the Player, the World: Looking for a Heart of Gameness.* Paper presented at the Level Up Conference Proceedings: Proceedings of the 2003 Digital Games Research Association Conference, Utrecht.

Kahrizsangi, M. E. (2003). *Direct computing of entropy from time series.* Unpublished Masters, Concordia University.

King, J. (1987). A review of bibliometric and other science indicators and their role in research evaluation. *Journal of Information Science, 13*(5), 261-276.

Koivu, M., Pennanen, T., & Ziemba, W. T. (2005). Cointegration analysis of the Fed model. *Finance Research Letters, 2*(4), 248-259.

Kothari, C. R. (2004). *Research Methodology: Methods and Techniques*: New Age International (P) Limited.

L. López-Cruz, I., Rojano-Aguilar, A., Ojeda-Bustamante, W., & Salazar-Moreno, R. (2007). Modelos ARX para predecir la temperatura del aire de un invernadero: una metodología. *Agrociencia, 41*(2), 181-192.

Lado Monserrat, L. (2010). EFECTO DE TRATAMIENTOS SELVÍCOLAS SOBRE LA TEMPERATURA Y LA HUMEDAD DE SUELO EN PARCELAS DE PINO CARRASCO. Unpublished Grado, Universitat Politècnica de València, Valencia.

Lafuente Ibáñez, C., & Marín Egoscozábal, A. (2008). Metodologías de la investigación en las ciencias sociales: Fases, fuentes y selección de técnicasJF - Revista Escuela de Administración de Negocios. - *5-18*.

Lanjouw, J. O., Pakes, A., & Putnam, J. (1998). How to Count Patents and Value Intellectual Property: The Uses of Patent Renewal and Application Data. *The Journal of Industrial Economics, 46*(4), 405-432.

Lanjouw, J. O., & Schankerman, M. (2004). Patent quality and research productivity: Measuring innovation with multiple indicators*. *The Economic Journal, 114*(495), 441-465.

Lanza, A., Manera, M., & Giovannini, M. (2005). Modeling and forecasting cointegrated relationships among heavy oil and product prices. *Energy Economics, 27*(6), 831-848.

Lee, I. H., & Lee, J. (1998). A Theory of Economic Obsolescence. *The Journal of Industrial Economics, 46*(3), 383-401.

Lee, S., Yoon, B., & Park, Y. (2009). An approach to discovering new technology opportunities: Keyword-based patent map approach. *Technovation, 29*(6–7), 481-497.

Lee, T. (2012). A note on Jarque-Bera normality test for ARMA-GARCH innovations. *Journal of the Korean Statistical Society, 41*(1), 37-48.

Lehmann, D. R., & Weinberg, C. B. (2000). Sales through sequential distribution channels: An application to movies and videos. *The Journal of Marketing*, 18-33.

Leonenko, N., & Seleznjev, O. (2010). Statistical inference for the [epsilon]-entropy and the quadratic Rényi entropy. *Journal of Multivariate Analysis, 101*(9), 1981-1994.

Lerner, J. (2002). *Patent protection and innovation over 150 years*: National Bureau of Economic Research.

Li, W., & Wei, Y. (2012). Technology Transfer, Adaptation & Assimilation and Indigenous Invention Patent Output: Evidence from Chinese High-Tech Industries. *Procedia Engineering, 29*(0), 1392-1398.

Licht, G., & Zoz, K. (2000). Patents and R&D An Econometric Investigation Using Applications for German, European and US Patents by German Companies: Springer.

Liu, D., & Loethrer, J. (2007). Multi-protocol game engine.

Ljung, G. M., & Box, G. E. P. (1978). On a Measure of Lack of Fit in Time Series Models. *Biometrika, 65*(2), 297-303.

Loftus, D. (2011). International patent protection: Time for a fully EU functioning supra-national patent mechanism. *Journal of International Commercial Law and Technology, 6*(3), 176-186.

Luan, C., & Zhang, T. (2011). Innovation in China: a patentometric perspective (1985-2009). *Journal of Knowledge Based Innovation in China, 3*(3), 184-197.

Malcolm, M. (2001). Patently Unsatisfactory?: Community Legislative Competence and the ECJ Biotech Decision. *German Law Journal, 2*(18), 9--9-.

Maletic, J. I., & Marcus, A. (2010). Data Cleansing: A Prelude to Knowledge Discovery

Data Mining and Knowledge Discovery Handbook. In O. Maimon & L. Rokach (Eds.), (pp. 19-32): Springer US.

Marchand, A., & Hennig-Thurau, T. (2013). Value Creation in the Video Game Industry: Industry Economics, Consumer Benefits, and Research Opportunities. *Journal of Interactive Marketing, 27*(3), 141-157.

Margolis, J. L., Nussbaum, M., Rodriguez, P., & Rosas, R. (2006). Methodology for evaluating a novel education technology: a case study of handheld video games in Chile. *Computers & Education, 46*(2), 174-191.

Marmont Lobo, R. F., & de Sousa, M. R. (2014). A macro-physics model of depreciation rate in economic exchange. *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications, 395*(C), 269-274.

Martin, V. S. (2008). Online videogames in an online history class.

Mata, H. (2004a). Nociones Elementales de Cointegración Enfoque de Soren Johansen. Mérida, Venezuela: Universidad de los Andes (ULA).

Mata, H. (2004b). Nociones Elementales de Cointegración. Procedimiento de Engle-Granger. Mérida, Venezuela: Universidad de los Andes (ULA).

Mauricio Arias, J. A. (2007). Introducción al análisis de series temporales. Madrid: UCM.

Maurseth, P. B. (2005). Lovely but dangerous: The impact of patent citations on patent renewal. *Economics of Innovation and New Technology, 14*(5), 351-374.

Meller, P. (2005, 2005 Dec 10). Prison over patents? Proposed EU law unites foes. *International Herald Tribune,* p. 13.

Messinis, G. (2011). Triadic citations, country biases and patent value: the case of pharmaceuticals. *Scientometrics, 89*(3), 813-833.

Microsoft. (2002). *Microsoft Computer Dictionary*: Microsoft Press.

Misra, N., Singh, H., & Demchuk, E. (2005). Estimation of the entropy of a multivariate normal distribution. *Journal of Multivariate Analysis, 92*(2), 324-342.

Model provisions on the protection of computer software. (1978). Geneva: WIPO.

Montgomery, D. C., Peck, E. A., & Vining, G. G. (2012). *Introduction to linear regression analysis* (Vol. 821): John Wiley & Sons.

Moody, D. L., & Shanks, G. G. (1994). What Makes a Good Data Model? Evaluating the Quality of Entity Relationship Models.

Morgan, L. (1976). Desenvolvimiento del concepto de propiedad. In *Antropología y economía* (pp. 356). Barcelona, España: Anagrama.

Morganti, A. (2012). European versus USA and China trademark law. *Journal of Applied Cosmetology, 30*(1), 3-8.

Morrison, M. (2013). The Law of One Price and Virtual Worlds.

Moser, P. (2003). How do patent laws influence innovation? Evidence from nineteenth-century world fairs: National Bureau of Economic Research.

Murray, C. J. (2003). Cyclical Properties of Baxter-King Filtered Time Series. *The Review of Economics and Statistics, 85*(2), 472-476.

Na, J., Kim, E.-S., Kyoung, M., & Cho, W.-S. (2013). Google Search Index and Unemployment Forecasting via Error Correction Model.

Nagaoka, S. (2009). Does strong patent protection facilitate international technology transfer? Some evidence from licensing contracts of Japanese firms. *Journal of Technology Transfer, 34*(2), 128-144.

Nair, M. D. (2010). TRIPS, WTO and IPR - World Patents? *Journal of Intellectual Property Rights, 15*(2), 151-153.

Nakanishi, Y., & Yamada, S. (2008). Measuring the Rate of Obsolescence of Patents in Japanese Manufacturing Firms.

Nakata, M., Yamashita, Y., & Okamoto, H. (2006). Game system, puzzle game program, and storage medium having program stored therein. Japon.

Narin, F. (1994). Patent bibliometrics. *Scientometrics, 30*(1), 147-155.

Neumaier, A. (2004). Mathematical Model Building. In *Modeling Languages in Mathematical Optimization* (pp. 37).

Newey, W. K., & West, K. D. (1987). A Simple, Positive Semi-definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix. *Econometrica, 55*(3), 703-708.

Niklewicz-Pijaczynska, M. (2012). COMMUNITY PATENT TO A NEW DEVELOPMENT STRATEGY OBJECTIVES OF THE UNION. *Equilibrium, 7*(1), 47-57.

Novick, M. P., & Wallenstein, H. (1979). Algorithm and Computer Software Patentability: A Scientific View of a Legal Problem, The. *Rutgers Journal of Computers, Technology, and the Law, 7*, 313-313.

OECD. (2013). Exploring Data-Driven Innovation as a New Source of Growth: Mapping the Policy Issues Raised by "Big Data&quot: OECD Publishing.

OECD/Statistical Office of the European Communities, L. (2005). *Oslo Manual* (3th edition ed.).

Osborne, J. W. (2002). Notes on the use of data transformations. *Practical Assessment, Research & Evaluation*.

Pakes, A., & Schankerman, M. (1979). The rate of obsolescence of knowledge, research gestation lags, and the private rate of return to research resources: National Bureau of Economic Research Cambridge, Mass., USA.

Pakes, A., & Schankerman, M. (1984). The rate of obsolescence of patents, research gestation lags, and the private rate of return to research resources. In *R & D, Patents, and Productivity* (pp. 73-88): University of Chicago Press.

Pantano, E., Iazzolino, G., & Migliano, G. (2013). Obsolescence risk in advanced technologies for retailing: A management perspective. *Journal of Retailing and Consumer Services, 20*(2), 225-233.

Park, H., Yoon, J., & Kim, K. (2013). Using function-based patent analysis to identify potential application areas of technology for technology transfer. *Expert Systems with Applications, 40*(13), 5260-5265.

Park, J. Y. (1990). Testing for Unit Roots and Cointegration by Variable Addition. *Advances in Econometrics, 8, Co-Integration, Spurious Regressions, and Unit Roots*, 107-133.

Park, Y., Lee, S., & Lee, S. (2012). Patent analysis for promoting technology transfer in multi-technology industries: the Korean aerospace industry case. *Journal of Technology Transfer, 37*(3), 355-374.

Patricio, S. G. J. (2005). Investigación y desarrollo: patentes. *Estadísticas históricas de España: siglo XIX-XX, 2*, 835-872.

Paul, M. T., Tang, Y. P., & Bhatt, M. (2014). A Study of the Relation between Inflation and Exchange Rates in the Fiji Islands: A Cointegration and Vector Error Correction Approach. *The Journal of Developing Areas, 48*(4), 1-20.

Pauler, D. (1998). The Schwarz criterion and related methods for normal linear models. *Biometrika, 85*(1), 13-27.

Pelaez, B. (2007). Tecnología hecha palabra, La importancia del videojuego como medio de comunicación.

Peña Sanchez de Rivera, D. (2005). *Análisis de series temporales*. Madrid: Alianza editorial, S.A.

Perspectives on Litigation Support. (2010).

Peter, C. B. P., & Sam, O. (1987). *Asymptotic Properties of Residual Based Tests for Cointegration*: Cowles Foundation for Research in Economics, Yale University.

Peter, H., & Sally, M. (1993). On the estimation of entropy. *Annals of the Institute of Statistical Mathematics, 45*(1), 69-88.

Pfaff, B. (2008). Analysis of Integrated and Cointegrated Time Series with R: Springer.

Phillips, P. C. B. (1987). Time Series Regression with a Unit Root. *Econometrica, 55*(2), 277-301.

Phillips, P. C. B. (1991). Optimal Inference in Cointegrated Systems. *Econometrica, 59*(2), 283-306.

Phillips, P. C. B., & Hansen, B. E. (1990). Statistical Inference in Instrumental Variables Regression with I(1) Processes. *The Review of Economic Studies, 57*(1), 99-125.

Phillips, P. C. B., & Ouliaris, S. (1990). Asymptotic Properties of Residual Based Tests for Cointegration. *Econometrica, 58*(1), 165-193.

Phillips, P. C. B., & Perron, P. (1988). Testing for a unit root in time series regression. *Biometrika, 75*(2), 335-346.

Piera, F. (2003). IPR Protection of Computer Programs and Computer Software in the Global Market. *Currents: International Trade Law Journal, 15*, 12.

Pila, J. (2011). SOFTWARE PATENTS, SEPARATION OF POWERS, AND FAILED SYLLOGISMS: A CORNUCOPIA FROM THE ENLARGED BOARD OF APPEAL OF THE EUROPEAN PATENT OFFICE. *The Cambridge Law Journal, 70*(1), 203-228.

Poveda, D., & Sánchez, J. J. (2010). Adolescents' out of school literacy practices and styles: A quantitative exploration of relationships between literacy, schooling and family background. *Las prácticas y estilos de literacidad de los adolescentes fuera de la escuela: Una exploración cuantitativa de las relaciones entre literacidad, escolarización y origen familiar, 4*(1), 85-114.

Prieto, D. C., & Sáez, M. P. (2009, 2009/02//). *Modelos dinámicos en economía de la salud: un estudio comparado.* Paper presented at the XVI Encuentro de Economía Pública.

Rahm, E., & Do, H.-H. (2000). Data Cleaning: Problems and Current Approaches | Dokumentenserver. *IEEE Bulletin of the Technical Committee on Data Engineering, 23*(4), 11-11.

Rao, K., Xian-fei, M., & Piccaluga, A. (2012). The impact of government R&D investments on patent technology transfer activities of Chinese universities. *Journal of Knowledge Based Innovation in China, 4*(1), 4-17.

Reilly, R. F., & Schweihs, R. P. (1999). *Valuing intangible assets*: McGraw-Hill.

Rob, J. H., & Yeasmin, K. Automatic Time Series Forecasting: The forecast Package for R. *Journal of Statistical Software, 27*(i03).

Rob, J. H., & Yeasmin, K. (2007). *Automatic time series forecasting: the forecast package for R*: Monash University, Department of Econometrics and Business Statistics.

Roberto, H. S., Carlos, F. C., & Pilar, B. L. (1998). Metodología de la Investigación. *México DF 2da. Edición Edit. Mac Graw Hill*.

Rosas, R., Nussbaum, M., Cumsille, P., Marianov, V., Correa, M., Flores, P., *et al.* (2003). Beyond Nintendo: design and assessment of educational video games for first and second grade students. *Computers & Education, 40*(1), 71-94.

Rosen, E. (2012). *Interplay of usability and requirements engineering in facts analysis for patent disputes.* Paper presented at the 2012 1st International Workshop on Usability and Accessibility Focused Requirements Engineering, UsARE 2012 - Proceedings.

Rosini, J. E., Marsh, M. M., & Rupp, M. K. (2008, Feb 2008). Hot Licensing Issues in the Video Game Industry. *The Licensing Journal, 28,* 14-23.

Russell, S., & Norvig, P. (2002). Artificial Intelligence: A Modern Approach (2nd Edition): Prentice Hall.

Said, S. E. (1991). Unit-roots test for time-series data with a linear time trend. *Journal of Econometrics, 47*(2-3), 285-303.

SAID, S. E., & DICKEY, D. A. (1984). Testing for unit roots in autoregressive-moving average models of unknown order. *Biometrika, 71*(3), 599-607.

Sandborn, P. (2013). Design for Obsolescence Risk Management. *Procedia CIRP, 11*(0), 15-22.

Scafetta, N. (2001). *An entropic approach to the analysis of time series.* University of North Texas, Denton, Texas.

Scargle, J. D. (1989). Studies in astronomical time series analysis. III- Fourier transforms, autocorrelation functions, and cross-correlation functions of unevenly spaced data. *Astrophysical Journal, 343*(part 1), 874-887.

Schankerman, M. (1998). How valuable is patent protection? Estimates by technology field. *the RAND Journal of Economics*, 77-107.

Schankerman, M., & Pakes, A. (1987). Estimates of the Value of Patent Rights in European Countries During thePost-1950 Period: National Bureau of Economic Research Cambridge, Mass., USA.

Schlicht, E. (2004). Estimating the Smoothing Parameter in the So-Called Hodrick-Prescott Filter: University of Munich, Department of Economics.

Schwartz, E. S. (2004). Patents and R&D as real options. *Economic Notes, 33*(1), 23-54.

Shankar, V., & Bayus, B. L. (2003). Network effects and competition: an empirical analysis of the home video game industry. *Strategic Management Journal, 24*(4), 375-384.

Shumway, R. H., & Stoffer, D. S. (2010). Time Series Analysis and Its Applications With R Examples: Springer.

Si, X.-S., Wang, W., Hu, C.-H., & Zhou, D.-H. (2011). Remaining useful life estimation – A review on the statistical data driven approaches. *European Journal of Operational Research, 213*(1), 1-14.

Sims, C., Stock, J. H., & Watson, M. W. (1990). Inference in Linear Time Series Models with Some Unit Roots. *Econometrica, 58*(1), 113-144.

Sirajuddin, D. (2008). Fresnel Integrals (pp. 4). Itcanbeshown.com.

Situmeang, F. B. I., Leenders, M. A. A. M., & Wijnberg, N. M. (2014). History matters: The impact of reviews and sales of earlier versions of a product on consumer and expert reviews of new editions. *European Management Journal, 32*(1), 73-83.

Spector, P. (2008). *Data Manipulation with R*: Springer.

Spencer, D. D. (1968). Game playing with computers. In S. Books (Ed.), *Game playing with computers* (pp. 441). New York, United States.

Spielberg, S. (2009). IEEE Specturm. In D. Kushner (Ed.): The Sandbox.

Spinak, E. (2001). Indicadores cienciométricos. In s. ACIMED vol.9 (Ed.), *Scielo*.

Squicciarini, M., Dernis, H., & Criscuolo, C. (2013). *Measuring Patent Quality: INDICATORS OF TECHNOLOGICAL AND ECONOMIC VALUE*. Paris: Organisation for Economic Cooperation and Development (OECD).

Sriplung, H. Integrated Computing Environment for R: Prince of Songkla University.

Srivastava, M. S. (1984). A measure of skewness and kurtosis and a graphical method for assessing multivariate normality. *Statistics & Probability Letters, 2*(5), 263-267.

Stahl, T. (2010). Timeline of Video Games, *The History of Computer Project*.

Sterchi, H. C., Ridgeway, E. A., & Dyack, D. P. (2005). Sanity system for video game. USA.

Stern, R. H. (1983). CAN SOFTWARE BE TIED TO HARDWARE? - 1. *IEEE Micro, 3*(1), 23-33.

Stock, J. H., & Watson, M. W. (1988). Testing for Common Trends. *Journal of the American Statistical Association, 83*(404), 1097-1107.

Tawadros, G. B. (2001). The predictive power of the monetary model of exchange rate determination. *Applied Financial Economics, 11*(3), 279-286.

Taylor, M. J., Baskett, M., Hughes, G. D., & Wade, S. J. (2007). Using soft systems methodology for computer game design. *Systems Research and Behavioral Science, 24*(3), 359–368.

Thomas, V. J., Sharma, S., & Jain, S. K. (2011). Using patents and publications to assess R&D efficiency in the states of the USA. *World Patent Information, 33*(1), 4-10.

Thorleuchter, D., den Poel, D. V., & Prinzie, A. (2010). A compared R&D-based and patent-based cross impact analysis for identifying relationships between technologies. *Technological Forecasting and Social Change, 77*(7), 1037-1050.

Tian, Z. (2012). An artificial neural network method for remaining useful life prediction of equipment subject to condition monitoring. *Journal of Intelligent Manufacturing, 23*(2), 227-237.

Tim, M. (2009). A Comparison of Statistical Significance Tests for Selecting Equating Functions. *Applied Psychological Measurement, 33*(4), 285-306.

Tóth, G., & Balogh, B. (2012). How to identify cross correlations: a statistical test with time lag and its application on air-pollutant time series. *Journal of Chemometrics, 26*(3-4), 125-133.

Tsay, R. S. (2010). *Analysis of Financial Time Series, 3rd Edition* (3rd Edition ed.): Wiley.

Tuğluk, M. N. (2010). Analysis of multi-user video games in teacher training. *Procedia - Social and Behavioral Sciences, 2*(2), 2514-2516.

Tukey, J. W. (1977). Exploratory data analysis. *Reading, Ma, 231*.

U.S.C. (2012). U.S. Code: Title 35, Part II, Chapter 10, Par. 102. Exclusive rights in copyrighted works, *35 USC § 102 - Conditions for patentability; novelty and loss of right to patent*. Cornell University Law School: Cornell University Law School.

Ulrich, W. (1998). *A Note on the Baxter-King Filter*: Business School - Economics, University of Glasgow.

V. Nalimov, V., & M. Mulchenko, Z. (1971). Measurement of Science. Study of the Development of Science as an Information Process (R. D. Hill, Trans.). In F. T. D. W.-P. A. OHIO (Ed.), *Naukometriya, Izucheniye Razvitiya Nauki kak Informatsionnogo Protsessa* (pp. 210). Springfield, Virginia 22151 National Technical Information Service.

van Rooij, A. J., Schoenmakers, T. M., Vermulst, A. A., van den Eijnden, R., & van de Mheen, D. (2011). Online video game addiction: identification of addicted adolescent gamers. *Addiction, 106*(1), 205-212.

Varma, B. K. (2014). Intellectual Property Rights and the Technology Transfer Process. In *Treatise on Process Metallurgy* (Vol. 3, pp. 1249-1289).

Verbeek, A., Debackere, K., Luwel, M., & Zimmermann, E. (2002). Measuring progress and evolution in science and technology–I: The multiple uses of bibliometric indicators. *International Journal of Management Reviews, 4*(2), 179-211.

Villan Criado, I. (1992). ANALISIS DE REGLAS DE DEPURACION DE DATOS. *Estadística Española*.

W. S. Wei, W. (2005). Time Series Analysis: Univariate and Multivariate Methods: Addison Wesley.

Walton, B. (2013). *VGChartz*. Retrieved 2013-09-14, 2013, from http://www.vgchartz.com/

Warfield, B. (2010). Enterprise Irregulars, *The Problem with Software Patents*.

Watts, J. J. S., & Baigent, D. R. (2002). *Intellectual property, standards and competition law: Navigating a minefield.* Paper presented at the IEEE International Engineering Management Conference.

Whelan, K. (2002). Computers, obsolescence, and productivity. *Review of Economics and Statistics, 84*(3), 445-461.

White, M. (2008). Comparison of Free Patent Databases, *The Patent Librarian's Notebook*.

William, B. M. (1960). Chapter IV: Research Tools: Statistical Methods. *Review of Educational Research, 30*(5), 440-486.

Witek, R. (2005). Ethics and patentability in biotechnology. *Science and Engineering Ethics, 11*(1), 105-111.

Wolf, M. J., & Perron, B. (2005). Introducción a la teoría del videojuego. *FORMATS, Universitat Pompeu Fabra*, 27.

Wu, P., Zhu, L. X., & Fang, Y. (2012). Checking for normality in linear mixed models. *Science China-Mathematics, 55*(4), 787-804.

Xu, M., Cohlmia, K. B., Woodward, W. A., & Gray, H. L. (2012). G-Filtering Nonstationary Time Series. *Journal of Probability and Statistics, 2012*.

Yan, H. (2008). Game Is Not Over Yet: Software Patents and Their Impact on Video Game Industry in Europe. *The Influence of Rules, Norms and Standards on Knowledge Exchange*(43), 23.

Yap, B. W., & Sim, C. H. (2011). Comparisons of various types of normality tests. *Journal of Statistical Computation and Simulation, 81*(12), 2141-2155.

Yoshiko, O. (1997). Bibliometric Indicators and Analysis of Research Systems: Methods and Examples: OECD Publishing.

Yujin, J., & Byungun, Y. (2011). Technology roadmapping based On patent citation network considering technology life cycle. *Technology Management Conference (ITMC), 2011 IEEE International*, 731-738.

Zackariasson, P., & Wilson, T. L. (2010). Paradigm shifts in the video game industry. *Competitiveness Review, 20*(2), 139-151.

Zea, N. P., Sánchez, J. L. G., Gutiérrez, F. L., Cabrera, M. J., & Paderewski, P. (2009). Design of educational multiplayer videogames: A vision from collaborative learning. *Advances in Engineering Software, 40*(12), 1251-1260.

Zhang, S., Yuan, C.-C., Chang, K.-C., & Ken, Y. (2012). Exploring the nonlinear effects of patent H index, patent citations, and essential technological strength on corporate performance by using artificial neural network. *Journal of Informetrics, 6*(4), 485-495.