

# Ensayos sobre el mercado de la vivienda en España: Precios hedónicos y regímenes de tenencia

José María Raya Vílchez

**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](http://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](http://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](http://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.

ENSAYOS SOBRE EL MERCADO DE LA VIVIENDA EN  
ESPAÑA: PRECIOS HEDÓNICOS Y REGÍMENES DE  
TENENCIA

JOSÉ MARÍA RAYA VILCHEZ

DIRECTOR: JAUME GARCIA VILLAR

*Departamento de Economía Política, Hacienda Pública y  
Derecho Financiero y Tributario/ Universidad de Barcelona*

**DEPARTAMENTO:** Economía Política, Hacienda Pública y Derecho Financiero y Tributario

**PROGRAMA:** Doctorado en Economía (especialidad Sector Público)

**BIENIO:** 1997-1999.

**TÍTULO:** Ensayos sobre el mercado de la vivienda: precios hedónicos y regímenes de tenencia.

DOCTOR EN UNIVERSIDAD DE BARCELONA

**DOCTORANDO:** José María Raya Vilchez

**TUTORA:** Nuria Bosch

**DIRECTOR:** Jaume García Villar

## INDICE

<i>Introducción</i> .....	6
<b><u>PARTE I: ANÁLISIS DE LOS DETERMINANTES DEL PRECIO DE LA VIVIENDA EN LA CIUDAD DE BARCELONA</u></b> .....	<b>13</b>
<i>Capítulo I: Estimación de un modelo de precios hedónicos para la vivienda en la ciudad de Barcelona</i> .....	16
<b>I.1 Marco teórico</b> .....	16
<b>I.2 Literatura sobre precios hedónicos</b> .....	20
<b>I.3 Modelo empírico</b> .....	29
<b>I.4 Resultados de la estimación</b> .....	33
Efecto de la superficie .....	33
Efecto del resto de características y de la localización .....	38
Capacidad predictiva.....	43
<b>I.5 Índice de precios ajustado por calidad</b> .....	46
<b>I.6 Estimación de una función de demanda para las características</b> .....	49
<b>I.7 Conclusiones</b> .....	56
<b>I.8 Anexo</b> .....	58
<i>Capítulo II: Efecto de las variables del entorno en el precio de la vivienda</i> .....	65
<b>II.1 Literatura económica de las variables del entorno</b> .....	65
<b>II.2 Modelo empírico</b> .....	71
<b>II.3 Resultados</b> .....	74
Modelos explicativos de las variaciones de los precios entre zonas (I) .....	74
Modelos explicativos de las variaciones de los precios entre zonas (II).....	81
<b>II.4 Conclusiones</b> .....	86
<b>II.5 Anexo</b> .....	87
<i>Capítulo III: Análisis de la desigualdad de los precios de la vivienda</i> .....	88
<b>III.1 Descomposición del índice de Gini</b> .....	90
<b>III.2 Modelo empírico</b> .....	93
<b>III.3 Resultados</b> .....	95
<b>III.4 Análisis de la descomposición del índice de Gini</b> .....	105
<b>III.5 Conclusiones</b> .....	109

**PARTE II: ANÁLISIS DE LOS DETERMINANTES DEL RÉGIMEN DE TENENCIA DE LA VIVIENDA EN ESPAÑA.....112**

***Capítulo IV: Análisis comparativo de distintas modelizaciones del régimen de tenencia de la vivienda. .... 118***

**IV.1 Revisión de la literatura ..... 119**  
Problemática econométrica ..... 123

**IV.2 Especificaciones empíricas para los diferentes modelos ..... 135**

**IV.3 Resultados..... 141**

Modelo clásico ..... 141

Modelo de Markov ..... 145

Modelos de “recent-movers” ..... 146

Modelo secuencial..... 148

Modelo de duración..... 152

Modelo “choice-based” ..... 153

**IV.4 Comparación de modelos ..... 154**

**IV.5 Conclusiones ..... 163**

**IV.6 Anexo ..... 165**

***Capítulo V: Efecto de la política fiscal sobre el régimen de tenencia de la vivienda167***

**V.1 Revisión de la literatura sobre fiscalidad en el ámbito de la vivienda ..... 168**

**V. 2 Efectos de la fiscalidad en la compra de vivienda principal..... 173**

Modelo empírico ..... 174

Resultados ..... 175

Simulación..... 176

**V. 3 Efectos de la fiscalidad en la compra de vivienda secundaria..... 180**

Modelo empírico ..... 180

Resultados ..... 185

Conclusiones ..... 192

**V. 4 Anexo ..... 194**

***Conclusiones..... 198***

***Bibliografía..... 206***

Me gustaría dar la gracias a Anna Matas, Daniel Montolio y Josep Lluís Raymond, por sus consejos, ayudas y comentarios en lo que se refiere a la primera parte del estudio; a Luís Díaz, Antonio Fernández Laborda, José García-Montalvo, Sergi Jiménez, Angel López y Miguel Angel López por sus ayudas y/o apreciaciones puntuales; a Núria Bosch y al departamento de Economía Política, Hacienda Pública y Derecho Financiero y Tributario de la Universidad de Barcelona por su apoyo; al Ayuntamiento de Barcelona, especialmente a Enric Puig, Guillem López, Joan Valls y M<sup>a</sup> Antonia Monés, actualmente Directora General de Programación de la Generalitat de Catalunya, por facilitar los datos de la primera parte y atender a mis consultas y, finalmente, mención especial, a mi director Jaume García por su continua labor de guía, ayuda y supervisión en todas las partes de este trabajo. Sin todos ellos este trabajo hubiera sido imposible y, evidentemente, los errores que permanezcan en el mismo únicamente son imputables al autor.

A mis padres, a Abel, y a todos mis amigos/as (a los que he nombrado más arriba y a los que no). Por vuestras ayudas, vuestro *stand by me*, y por soportar esas negativas y esos comportamientos diversos que he tenido y que os han salpicado cuyo embrión, muchas veces, ha sido la mezcla de lo que este documento ha representado con mi forma de ser. Así que sois partícipes del mismo. Gracias por aguantarme.

## Introducción

La vivienda constituye sin lugar a dudas un bien singular. Indivisible, espacialmente fijo, heterogéneo hasta el límite y en la frontera entre ser considerado un bien de consumo duradero, que genera una gran corriente de consumo, o como un bien de inversión, que tiene un peso importante en las carteras de las familias españolas, en concreto las familias destinan algo más del 60% de su renta disponible a la financiación de la compra de la vivienda (BBVA, 2005), y que, finalmente, ocupa un lugar central en la vida de los individuos por la necesidad que tienen los mismos de disfrutar de sus servicios. De forma adicional, nos encontramos con características como su mayor durabilidad, la práctica ausencia de mercados de futuros y seguros relevantes, las asimetrías en la información y la importancia del mercado de alquiler derivado del alto coste de la compra de una vivienda en propiedad y la complejidad de objetivizar todo lo que lo rodea dada su relevancia social y económica.

El mercado que subyace a la vivienda, el mercado de la construcción, tampoco escapa a la atención popular. Se trata de un mercado procíclico cuyo ciclo suele estar retardado unos seis meses en referencia al ciclo de la economía general, muy correlacionado con el mismo (Taltavull, 2005) y con un peso importante en la formación del VAB (Montalvo y Mas, 2000). En el caso español, el peso del VAB de la construcción en proporción al VAB total (media del periodo 1990-2000) supera el 8% del PIB, sólo superado por Japón, mientras que en el resto de los países de la UE, dicho porcentaje se sitúa entorno al 5%. Además, mientras en la mayoría de países europeos el sector de la construcción ha empezado a contribuir negativamente en el crecimiento económico, sólo España, Finlandia y el Reino Unido han sido una excepción. Por tanto, el sector de la construcción juega un papel muy importante en el desarrollo económico como generador de riqueza y ocupación (acumulando casi el 12% de la población activa en el 2003 según el INE). En concreto, esta cifra podría aumentar considerablemente si consideramos el peso de los sectores relacionados con la vivienda y las sinergias que entre todos ellos se producen.

Uno de los fenómenos acontecidos alrededor de este mercado que más comentarios ha suscitado en los últimos años, es el fuerte fenómeno inflacionista que ha tenido lugar en gran parte de los mercados de la vivienda estadounidenses y europeos (Meen, 2002, Meen, 2005, Stevenson, 2005), siendo un caso particular de gran magnitud el mercado español que incluso ha generado un debate sobre la posible existencia de una "burbuja inmobiliaria". Así, el informe del Banco Central Europeo

(BCE) de mayo del 2003 confirma dicha preocupación y coloca a España como el país de la Unión Europea de mayor incremento de precios reales con tasas interanuales del 10,9%. En la Tabla 1, se observa el crecimiento medio interanual en términos reales de la zona euro y los países que la componen durante el periodo 1998-2002. En ella se observa como, además de España, Grecia, Irlanda y los Países Bajos han experimentado las mayores tasas interanuales, tasas que oscilan entre el 7,6% y el 9,1%. No obstante, mientras en Irlanda y en los Países Bajos esta tendencia creciente se desaceleró en el 2002, en España y Grecia no fue así. En Bélgica, Francia, Italia, Luxemburgo y Finlandia, 2002 también fue un año de aceleración en los precios de la vivienda.

**Tabla 1: Crecimiento medio interanual en términos reales de la vivienda en la zona euro**

<i>Países</i>	<i>Crecimiento medio interanual</i>
Zona euro	4,5%
Bélgica	3,6%
Alemania	-0,6%
Grecia	8,6%
España	10,9%
Francia	6,5%
Irlanda	7,6%
Italia	5,4%
Luxemburgo	5,1%
Austria	-3,4%
Países Bajos	9,1%
Portugal	1,4%
Finlandia	3,0%

Fuente: informe del BCE de mayo del 2003

Centrándonos en el caso español, no es la primera vez que estamos ante un crecimiento de precios de la vivienda por encima de la inflación general, es decir, en un periodo de “boom inmobiliario”- no en vano durante el periodo 1985-1989 se produjo una situación similar-, pero las dimensiones que ha alcanzado dicho crecimiento en este periodo han sido muy superiores, si cabe, a las acontecidas en otras ocasiones, si tenemos en cuenta que ha coincidido con años de contención en la evolución del Índice de Precios al Consumo. Así, dado el diferencial creado entre la inflación de la vivienda (120%) y la de la economía general (21.6%) de casi cien puntos



porcentuales en los últimos 6 años y el excesivo endeudamiento de las familias españolas- sobre el que han alertado los informes del Banco de España- no es extraño el debate sobre la posibilidad de si en los próximos periodos el mercado inmobiliario corregirá estos elevados aumentos de precios. Las diversas posiciones difieren, no obstante, en si dicha corrección puede ser de mayor o menor magnitud y longitud temporal, existente o inexistente o más o menos lesiva para la economía (Ayuso, 2005, García-Montalvo, 2005, Taltavull, 2005) .

Así, en el periodo 1998-2001, según datos del Ministerio de Fomento, el precio por metro cuadrado de la vivienda en el estado español ha crecido un 55% para las viviendas nuevas y un 52% para las usadas. Este crecimiento ha sido especialmente intenso en las grandes ciudades y su área metropolitana, como es el caso de Barcelona (60%) y Madrid (47%). La Tabla 2 presenta el crecimiento de los precios por metro cuadrado en las ciudades españolas con más de 100.000 habitantes. Se observa que, aunque el crecimiento ha sido generalizado, éste ha sido especialmente significativo en ciudades como Palma de Mallorca (98%), San Sebastián (72%), Pamplona (69.3%), Mataró (66.1%), Logroño (65%), Bilbao (64.2%), Terrassa (63.1%), Baracaldo (61.6%), Málaga (61.4%) o Barcelona (60%). Además, observamos como, las ciudades más caras de España en cuanto a su precio por metro cuadrado son San Sebastián (2,442 €/m<sup>2</sup>), Barcelona (1,918 €/m<sup>2</sup>), Bilbao (1,869 €/m<sup>2</sup>) y Madrid (1,854 €/m<sup>2</sup>).

En síntesis, la (creciente) evolución del precio de la vivienda ha sido uno de los fenómenos económicos más remarcables en nuestro país en los últimos años. De todas formas, al ser la vivienda un bien heterogéneo parte de ese crecimiento puede ser atribuible a los cambios en las características del mismo. Por ello, a fin de medir el crecimiento real de los precios de la vivienda es necesario obtener un índice de precios de la vivienda descontando el efecto de las características físicas, siendo este uno de los objetivos de la primera parte de esta tesis. El conocimiento de los determinantes del precio de la vivienda, entendidos tanto como características físicas como elementos del entorno, permitirá estimar las ecuaciones de demanda de dichas características, obteniendo las correspondientes elasticidades precio y renta de dicha demanda.

**Tabla 2: Precio por metro cuadrado (€) en las ciudades españolas de más de 100.000 habitantes**

<i>Ciudades</i>	<i>1998</i>	<i>2001</i>	<i>%</i>	<i>Ciudades</i>	<i>1998</i>	<i>2001</i>	<i>%</i>
<b>Andalucía</b>				<b>Cataluña</b>			
Algeciras	503.0	605.2	20.30	Badalona	1000.1	1474.3	47.40
Almería	655.7	986.3	50.40	Barcelona	1202.0	1918.4	59.60
Cádiz	726.0	1045.2	44.00	Girona	701.4	1002.5	42.90
Jerez	474.8	622.6	31.10	Hospitalet	985.7	1518.8	54.10
Córdoba	597.4	832.4	39.30	Lleida	592.0	876.9	48.10
Granada	700.8	1031.9	47.30	Mataró	813.2	1351.1	66.10
Huelva	572.8	905.1	58.00	Sabadell	832.4	1262.1	51.60
Jaén	552.3	756.1	36.90	S. Coloma G.	914.1	1405.2	53.70
Málaga	597.4	964.6	61.50	Tarragona	647.3	947.2	46.30
Sevilla	684.6	1028.3	50.20	Terrasa	735.0	1199.0	63.10
<b>Aragón</b>				<b>C.Valenciana</b>			
Huesca	573.4	825.8	44.00	Alicante	557.7	855.2	53.30
Teruel	554.1	755.5	36.30	Castellón	574.6	825.2	43.60
Zaragoza	696.0	1101.7	58.30	Elche	540.9	799.3	47.80
<b>Asturias</b>				Valencia	636.5	873.9	37.30
Gijón	756.7	1115.5	47.40	<b>Extremadura</b>			
Oviedo	842.0	1179.8	40.10	Badajoz	492.2	660.5	34.20
<b>Baleares</b>				Cáceres	566.8	744.7	31.40
P. Mallorca	699.0	1381.1	97.60	<b>Galicia</b>			
<b>Canarias</b>				La Coruña	890.7	1075.8	20.80
La Laguna	676.1	997.7	47.60	Lugo	539.7	661.1	22.50
Las Palmas	801.1	1222.5	52.60	Orense	740.4	893.7	20.70
Sta. Cruz Tenerife	707.4	1060.8	50.00	Pontevedra	587.2	736.8	25.50
<b>Cantabria</b>				Santiago C.	911.7	1055.4	15.80
Santander	912.9	1318.6	44.40	Vigo	689.4	924.4	34.10
<b>Castilla-Mancha</b>				<b>Madrid</b>			
Albacete	567.4	762.7	34.40	Alcalá Hen.	776.5	1091.4	40.60
Ciudad R.	596.2	793.3	33.10	Alcorcón	893.7	1396.2	56.20
Cuenca	703.8	784.9	11.50	Fuenlabrada	736.8	1098.0	49.00
Guadalajara	664.1	872.1	31.30	Getafe	840.8	1180.4	40.40
Toledo	625.1	888.9	42.20	Leganés	874.5	1215.2	39.00
<b>Castilla León.</b>				Madrid	1256.7	1854.7	47.60
Ávila	775.9	941.2	21.30	Móstoles	757.9	1132.3	49.40
Burgos	1088.4	1551.8	42.60	<b>Murcia</b>			
León	795.1	1033.7	30.00	Cartagena	481.4	697.8	44.90
Palencia	775.3	958.0	23.60	Murcia	500.0	696.6	39.30
Salamanca	902.7	1319.8	46.20	<b>Navarra</b>			
Segovia	838.4	1074.0	28.10	Pamplona	977.2	1655.2	69.40
Soria	780.7	942.4	20.70	<b>País Vasco</b>			
Valladolid	830.0	1172.0	41.20	Baracaldo	897.3	1450.2	61.60
Zamora	634.7	837.2	31.90	Bilbao	1138.3	1869.7	64.30
<b>La Rioja</b>				San Sebastián	1419.6	2442.5	72.10
Logroño	715.2	1180.4	65.00	Vitoria	1194.8	1743.5	45.90

Fuente: Ministerio de Fomento.

Por otra parte, estos periodos de crecimiento en los precios de la vivienda, incorporan importantes consecuencias sociales por cuanto se complica el acceso a la primera vivienda de los jóvenes y cambian la distribución de la riqueza de las familias. El análisis pormenorizado de la evolución de la desigualdad del precio por metro cuadrado de la vivienda constituye también uno de los principales objetivos de esta primera parte de la tesis.

Asimismo, una vez analizados los determinantes del precio de la vivienda cuyo objetivo es medir con mayor precisión la magnitud del fenómeno inflacionista así como sus consecuencias sociales, otro de los aspectos más interesantes a estudiar del bien vivienda, e íntimamente relacionado con el anterior, es su régimen de tenencia. De hecho, si el aumento de los precios de la vivienda viene acompañado de un predominio del régimen de tenencia de propiedad hacen que difícilmente se puedan cubrir las necesidades de jóvenes y sectores populares en el mercado.

En el caso de la vivienda, la combinación de la necesidad del disfrute de los servicios de inmueble junto con el elevado coste de la propiedad hace del mercado de alquiler la única alternativa para muchos individuos. Esta decisión, constituye en sí misma una de las decisiones relevantes que ha tomar el individuo a lo largo de su ciclo vital. Además, el sector público interfiere en dicha decisión hasta el punto de vulnerar en muchas ocasiones el principio de neutralidad<sup>1</sup>. Desde este ámbito se confunde de forma reiterada la necesidad de garantizar el disfrute del ciudadano de los servicios de una vivienda con la necesidad de garantizar el disfrute de un ciudadano de una vivienda en propiedad<sup>2</sup>.

Respecto al régimen de tenencia, en España hay que destacar un mayor porcentaje de vivienda en propiedad que sus vecinos comunitarios. Así, en la Tabla 3, procedente de *Housing Statistics in the European Union (2002)*, informe

---

<sup>1</sup> Principio impositivo según el cual todas las formas de ahorro e inversión tienen que tener el mismo tratamiento fiscal para evitar efectos discriminatorios.

<sup>2</sup> Art. 47 de la Constitución española establece: "Todos los españoles tienen derecho a disfrutar de una vivienda digna y adecuada. Los poderes públicos promoverán las condiciones necesarias y establecerán las normas pertinentes para hacer efectivo este derecho, regulando el uso del suelo de acuerdo con el interés general para impedir la especulación. La comunidad participará de las plusvalías que genere la acción urbanística de los entes públicos".

estadístico con datos del año 2000 realizado por el *Department of Housing of the Direction General of Planning, Housing, and Heritage of the Walloon Region of Belgium*, observamos que en España el 83% de las viviendas lo son en propiedad mientras que los países más cercanos en Europa son Irlanda con un 79%, Bélgica y Grecia con un 74%. En la Tabla 3, observamos como muchos de los países de la Unión Europea presentan porcentajes más equilibrados. Es el caso de Dinamarca, Francia, Holanda, Alemania, Austria, Finlandia y Suecia. La baja rentabilidad del alquiler, junto con el tratamiento fiscal y legal que recibe este régimen de tenencia en relación con la propiedad aparecen como las explicaciones más citadas de dicho fenómeno de desequilibrio en nuestro país.

	<i>Alquiler</i>	<i>Propiedad</i>	<i>Otros</i>
Bélgica	23	74	3
Dinamarca	45	51	4
Alemania	57	43	0
Grecia	20	73	5
España	11	83	6
Francia	38	54	8
Irlanda	18	79	3
Italia	25	68	6
Luxemburgo	26	70	4
Holanda	48	52	0
Austria	41	56	3
Portugal	28	64	8
Finlandia	31	59	10
Suecia	44	39	17
Reino Unido	32	68	0

Fuente: Department of Housing of the Direction General Planning, Housing and Heritage of Walloon Region of Belgium.

De todas formas, un mayor conocimiento de esta singularidad del caso español en cuanto al régimen de tenencia de un bien de tal vital importancia para el funcionamiento de nuestra economía resulta fundamental. Este desequilibrio, sin olvidarnos de los efectos que tiene sobre el propio crecimiento de precios de la vivienda, tiene consecuencias que exceden el mercado de la vivienda. Por ejemplo, en ocasiones se aduce que un mayor porcentaje de arrendatarios aumentaría la predisposición a la movilidad del trabajador español o que gran parte de la demanda de vivienda en propiedad de los últimos años está generando una amplia oferta de turismo residencial en determinadas zonas geográficas. Sea cual sea la consecuencia citada, existe un debate sobre cuál debería de ser la actuación del

sector público en este ámbito. Si debe de mantener e incentivar dicho desequilibrio o debe de tratar de incentivar el régimen de alquiler. En este marco se instala la segunda parte del estudio cuyo objetivo es establecer los principales determinantes del régimen y la decisión de tenencia de los individuos así como ofrecer alguna evidencia sobre los efectos de determinadas actuaciones de tipo impositivo que realiza el sector público. Asimismo, y dada la distinta manera en cómo se ha abordado la estimación de estas ecuaciones de régimen de tenencia en la literatura, se procede a comparar las estimaciones basadas en distintos planteamientos y/o distintas fuentes de datos.

La presente tesis está compuesta por diferentes ensayos que abordan algunos de los aspectos relativos al mercado de la vivienda mencionados anteriormente. En particular, trata de profundizar en el conocimiento de los determinantes del precio de la vivienda y de su régimen de tenencia. Así, la parte I versa sobre los determinantes del precio de la vivienda, distinguiendo entre características físicas y variables de localización o entorno, en el marco de los modelos de precios hedónicos. Se aprovechará el análisis para confeccionar un índice de precios ajustado por la calidad y estimar las funciones de demanda de las características referidas a la cantidad, calidad y localización de la vivienda. Por último, se realizará un análisis de la desigualdad en la distribución de la variable precio por metro cuadrado. En la parte II, el objetivo es profundizar en el conocimiento de los determinantes de la decisión del régimen de tenencia. Así, se ha realizado un estudio comparativo de los diversos modelos utilizados por la literatura económica como aproximación a la decisión de tenencia del individuo. En el marco del modelo más adecuado para este tipo de análisis, se aporta evidencia sobre la influencia que ha ejercido el sector público mediante las distintas leyes de Impuesto sobre la Renta de las Personas Físicas (IRPF) en relación con el régimen de tenencia de la vivienda principal, así como en relación con la compra de vivienda secundaria.

---

# **PARTE I: ANÁLISIS DE LOS DETERMINANTES DEL PRECIO DE LA VIVIENDA EN LA CIUDAD DE BARCELONA**

En la introducción de esta tesis se ha destacado la importancia del fenómeno inflacionista que ha tenido lugar en el mercado de la vivienda durante los últimos años. Como ya se mencionó, el precio de la vivienda en propiedad no se incluye como componente del IPC y los datos proporcionados por el Ministerio de Fomento no comparan unidades homogéneas al ser distinto el parque de viviendas de una ciudad de un año a otro. Así, uno de los principales objetivos de esta primera parte lo constituye el cálculo de un índice de precios ajustado por calidad para las viviendas de la ciudad de Barcelona. Este índice de precios sí mide la evolución real del precio de la vivienda. Para su obtención se procederá a estimar un modelo de precios hedónicos que permitirá cuantificar la importancia de los determinantes del precio, en particular, la localización, completándose del capítulo primero, con un análisis de la demanda de las diferentes características (cantidad, calidad y localización) de la vivienda.

Durante toda esta primera parte de la tesis, el marco va a ser la ciudad de Barcelona. En la Tabla I.1 se recoge la evolución de los precios de oferta, los precios solicitados por el vendedor del piso, para el periodo objeto de análisis (1998-2001). Se observa como el crecimiento de los precios de la vivienda durante el periodo ha sido de un 61%.

Evidentemente, ni la evolución ni el nivel de precios de la vivienda es homogéneo para las distintas zonas de la ciudad. En la Tabla I.2 se recoge la información referida al precio por metro cuadrado por distrito en el año 2001, destacando Sarrià-Sant Gervasi donde el precio por metro cuadrado es de 3078.22 €. Contrariamente, los distritos donde los precios por metro cuadrado son inferiores son Ciutat Vella y Nou Barris (2016.82€ y 2037.79€, respectivamente).

**Tabla I.2: Precio por m2 por distritos en el año 2001 (€)**

Ciutat Vella	2016.82
Eixample	2655.99
Sants-Montjuic	2215.90
Les Corts	2874.89
Sarrià-St. Gervasi	3078.22
Gràcia	2442.51
Horta-Guinardó	2179.07
Nou Barris	2037.79
Sant Andreu	2169.73
Sant Martí	2154.57

Fuente: *El mercat immobiliari de Barcelona*, Ayuntamiento de Barcelona

La información de la Tabla I.2, pone de manifiesto la importancia de la localización a la hora de explicar la variabilidad de los precios. En este sentido, la literatura ha centrado su atención en tratar de explicar los factores que subyacen a estas diferencias de precios entre zonas para viviendas de idénticas características. Así, la cuantificación de la importancia de los determinantes del precio de la vivienda a especificación y estimación del modelo de precios hedónicos constituye el objetivo principal del primer capítulo mientras que la obtención de índices de precios descontando el efecto de las características, así como la obtención de las ecuaciones de demanda de las características y localización de la vivienda, constituyen objetivos adicionales del mismo. En el segundo capítulo se aborda el estudio de los determinantes del efecto de la localización sobre el precio de la vivienda. El valor de una vivienda está fuertemente influenciado por el lugar donde se sitúa. Intuitivamente, el efecto de una determinada localización será mayor o menor en función de un conjunto de variables de entorno. Así, en este estudio se ha tratado de ver hasta qué punto las diferencias de precios entre zonas se explican por características de las mismas como pueden ser la accesibilidad a los medios de transporte, el nivel de seguridad, la disponibilidad de zonas verdes, la disponibilidad de determinados servicios (educativos, sanitarios...), el gasto público local o el tipo de residentes de la localización según el nivel educativo o de renta, constituyendo este el principal objetivo del segundo capítulo, que, asimismo,

analiza de forma tentativa el efecto potencial de las políticas del sector público local.

Por último, el tercer capítulo versa sobre la desigualdad. En este capítulo se realiza un análisis de la concentración de la distribución de la variable precio por metro cuadrado a partir de una medida clásica como es el índice de Gini. Dicha medida se descompone en la contribución de las distintas variables que lo explican, ya sean características físicas o de localización, descomposición que se realiza permitiendo tanto que las respuestas de los individuos sean homogéneas como permitiendo heterogeneidad individual, mediante las técnicas de regresión cuantílica.



## **Capítulo I: Estimación de un modelo de precios hedónicos para la vivienda en la ciudad de Barcelona**

En el capítulo que se presenta a continuación se realiza un análisis de precios hedónicos con el objetivo de encontrar los determinantes del precio por metro cuadrado de la ciudad de Barcelona así como una valoración de los mismos. Entre estos determinantes se encuentran tanto características físicas de las viviendas como la localización de las mismas. Una vez realizadas las estimaciones, se contrasta el modelo en términos de especificación y predicción para acabar calculando un índice de precios ajustado por la calidad de los determinantes del precio de la vivienda así como la estimación de la demanda de las características (cantidad, calidad y localización) de la vivienda.

El capítulo se estructura de la siguiente forma. En primer lugar se presentan los aspectos teóricos relativos al modelo de precios hedónicos. A continuación se procederá a la revisión de la literatura empírica sobre el tema prestando especial atención a los aspectos relacionados con la especificación del modelo, el cálculo de índices de precios y la determinación de las funciones de demanda de las diversas características. En la tercera sección se presentará el modelo empírico con especial énfasis en la especificación y en la descripción de los datos utilizados. En la cuarta sección se comentarán los principales resultados de la estimación del modelo en términos de efectos de las diversas características y capacidad predictiva. En la siguiente sección se comentarán los índices de precios ajustados por calidad a partir de las estimaciones del modelo. En la sexta sección se realizará una estimación de la demanda de las características. El capítulo acaba con un resumen de las principales conclusiones.

### ***1.1 Marco teórico***

Fue en el entorno del mercado automovilístico donde surgió la literatura económica de los precios hedónicos. En este marco se sitúa el trabajo clásico de *Griliches (1971)* que fue quien popularizó dichos modelos. En dicho trabajo, se estima el precio de los automóviles una vez controladas las características de los mismos que inciden en el precio, como la potencia o el consumo. Merece la pena notar, no obstante que no fue él quien “inventó” este tipo de modelos, ni siquiera quien acuñó por primera vez el término “hedónico”. Fue Andrew Court con su

trabajo a principios de los años cuarenta (*Court, 1941*). Dichos trabajos gozan incluso de cierta actualidad al interrogarse ya sobre la forma funcional de dichos modelos.<sup>3</sup>

Una vez popularizada la técnica en los años cincuenta (*Tinbergen 1951*), se tardó algo más de una década en dotarla de un fundamento teórico. En este caso la obra clásica pertenece a *Rosen (1974)*<sup>4</sup>. En ella se muestra como los productos heterogéneos están compuestos de diferentes características y que el precio marginal implícito de las mismas puede ser conocido a partir de la estimación de un modelo (modelo de precios hedónicos) que explica el precio de un producto a partir de las características del mismo. Evidentemente, la vivienda es un bien que encaja perfectamente en el marco de los modelos de precios hedónicos.

La vivienda es un bien singular, es decir, cada vivienda se diferencia en algún aspecto del resto de viviendas. Entre sus características nos encontramos con la necesidad, mayor durabilidad, su carácter espacialmente fijo, la indivisibilidad, la práctica ausencia de mercados de futuros y seguros relevantes, las asimetrías en la información, la importancia del mercado de alquiler procedente su elevado coste y, sobretodo, la heterogeneidad multidimensional que justifica plenamente la utilización de la técnica hedónica.

Siguiendo a *Rosen (1974)*, y procediendo a la caracterización que realiza en su trabajo del mercado de bienes heterogéneos, el problema se reduce por el lado de la demanda a la maximización de la utilidad de un consumidor sujeta a una restricción presupuestaria exógena. La oferta de atributos es importante para la determinación del precio hedónico, pero es exógena para un consumidor dado. Un consumidor de un bien heterogéneo, como la vivienda, con un vector de características socioeconómicas  $\alpha$  que lo caracteriza, obtiene utilidad de un vector

---

<sup>3</sup> Para un análisis detallado del trabajo de Andrew Court y las razones por las cuales se olvidó su técnica durante más de dos décadas véase *Goodman (1998)*.

<sup>4</sup> La técnica hedónica se apoya en la teoría moderna de la elección del consumidor según la cual éste extrae utilidad no directamente del bien sino de sus características. Véase *Lancaster (1966)*.

de  $n$  características<sup>5</sup> objetivamente medibles  $z = (z_1, \dots, z_n)$  y de un bien numerario no-vivienda,  $x$ . Por tanto, la función de utilidad:

$$U = U(z_1, \dots, z_n, x, \alpha) \quad (1.1)$$

se maximiza sujeta a la restricción presupuestaria:

$$y = x + p(z_1, \dots, z_n) \quad (1.2)$$

donde  $y$  es la renta y  $p(z) = p(z_1, \dots, z_n)$  es la función que relaciona los precios y los atributos revelados a partir de los mercados implícitos de los productos. La función de probabilidad conjunta de  $y$  y  $\alpha$  para la población de consumidores es  $F(y, \alpha)$  y los consumidores son precio-aceptantes, tomando la forma funcional  $p(z)$  como dada.

La maximización de la utilidad sujeta a la restricción presupuestaria da a lugar al vector de  $n$  funciones de demanda para las características:

$$p_z = \frac{U_z(z, y - p(z); \alpha)}{U_x(z, y - p(z); \alpha)} = h(z, y - p(z); \alpha) \quad (1.3)$$

en donde  $p_z$  es el vector de las primeras derivadas de la función de precios hedónicos respecto a sus argumentos y  $U_z$  y  $U_x$  son las utilidades marginales de los bienes  $z$  y  $x$  respectivamente.

Por otra parte, los productores hacen frente a una función de costes  $C(N, z; \beta)$  donde  $N$  es el número de unidades de productos con características  $z$  que la empresa produce y  $\beta$  es un vector que caracteriza al productor individual. La función de distribución para  $\beta$  es  $G(\beta)$ . Los productores son también precio-aceptantes en su maximización de beneficios ( $B$ ):

---

<sup>5</sup> Como veremos más adelante, en ocasiones se incluyen también variables socioeconómicas con el fin de controlar la heterogeneidad del consumidor o variables fiscales con el fin de comprobar alguna hipótesis de intervención pública.

$$B = p(z)N - C(N, z; \beta) \quad (1.4)$$

Observamos que los productores toman la función  $p(z)$  como dada al tomar sus decisiones de producción. En el largo plazo, las condiciones de primer orden de maximización de beneficio son:

$$p_z = \frac{C_z(N, z; \beta)}{N} \quad (1.5a)$$

$$p(z) = C_N(N, z; \beta) \quad (1.5b)$$

La distribución de la cantidad ofrecida como función de  $z$ , se deriva usando  $G$  y las ecuaciones (1.5a) y (1.5b), mientras que la distribución de las cantidades demandadas se deriva utilizando  $F$  y la ecuación (1.3).

El equilibrio requiere que la cantidad demandada del producto con los atributos  $z$  sea igual a la ofrecida para todo  $z$ .

Centrándonos en las funciones de demanda, *Rosen (1974)* propone un método de estimación en dos fases:

- En la primera fase se realiza la estimación hedónica, es decir, aquella que relaciona los precios de las viviendas con sus características, para posteriormente computar un conjunto de precios marginales implícitos por derivación, los precios hedónicos,  $p_i(z)$

$$\frac{\partial p(z)}{\partial z_i} = p_i(z) \quad (1.6)$$

- En la segunda fase se estiman las ecuaciones de demanda para cada una de las características de la vivienda utilizando las estimaciones de los precios hedónicos de la etapa anterior. De forma adicional, se suele incluir un vector de variables sociodemográficas  $\alpha$  de la familia, así como su nivel de renta  $y$ .

$$z_i = D(p_1(z_1), \dots, p_n(z_n), y, \alpha) \quad (1.7)$$

El objetivo último de esta segunda fase es obtener las elasticidades-precio y renta de las distintas características de la vivienda. Por lo que hace referencia al cálculo de elasticidades-precio y renta para los atributos hedónicos conviene citar también la aportación de *Wilhelmsson (2002)*<sup>6</sup> en la que combina metodológicamente la función hedónica con un completo sistema lineal del gasto que subyace en una función de utilidad aditiva para la que sus parámetros varían con el tamaño familiar.

La aplicación de los modelos de precios hedónicos al mercado de la vivienda ha sido muy extendida, habiéndose centrado el interés de dichos estudios en diferentes aspectos. En la siguiente sección se realiza una presentación de esta literatura empírica en el caso del mercado de la vivienda.

## **1.2 Literatura sobre precios hedónicos**

La estimación de modelos de precios hedónicos para el precio de la vivienda, que fue realizada por primera vez de forma casi contemporánea, aunque con objetivos distintos por *Nelson (1978)*, *Harrison y Rubinfeld (1978)* y *Erekson, et al (1979)*, no está exenta de dificultades. La mayoría de estas dificultades están ligadas a la estimación de la función de demanda de características. Con el objetivo de ver como la literatura ha solucionado estas dificultades, trataremos, en

---

<sup>6</sup> *Kim (1992)* también combina la metodología de precios hedónicos y las ecuaciones de demanda, aunque dicho trabajo se encuadra en otro tipo de literatura: la literatura de los modelos de búsqueda. Dichos modelos surgen con el objetivo de entender la dinámica del mercado de la vivienda. En ellos el comportamiento del vendedor se describe con una distribución de ofertas que llegan en forma de secuencia temporal. Si se recibe una oferta, el vendedor debe decidir si aceptar dicha oferta o rechazar y continuar buscando. Se trata de una elección estratégica en un entorno de incertidumbre donde el vendedor puede, incluso, no volver a recibir una oferta. El objetivo es, obviamente, obtener el mayor precio de venta posible. Por parte del comprador, en cada periodo, se supone que la familia buscará una vivienda más apropiada que la que disfruta y tiene una cierta probabilidad en encontrarla. Ello le supone unos costes de búsqueda así como unos costes de transacción en el caso de moverse. La aportación de *Zuelke y Rasmussen (1986)* también se encuadraría en este contexto.

primer lugar, la literatura que hace referencia a la utilización de los modelos de precios hedónicos como primera fase para estimar las funciones de demanda.

La primera de ellas es la no-linealidad de la función de precios hedónicos, que hace que los precios marginales que se obtienen de la ecuación (1.6) no sean constantes. Es decir, el consumidor puede influir en el precio pagado, variando la cantidad de características compradas, aunque no puede influir en la estructura de precios total (los precios para cada cantidad de características consumidas sí vienen dados por el mercado). Por tanto, la noción de precio-aceptante en un mercado de un bien heterogéneo difiere de la noción en el mercado homogéneo. Así, el precio marginal al que se enfrenta el consumidor depende de las cantidades elegidas y está correlacionado con el término de error de la ecuación de demanda de la característica en cuestión, de forma que la estimación por mínimos cuadrados ordinarios (MCO) produce resultados sesgados. Este hecho ya se analiza en el estudio más clásico y ampliamente citado de aplicación de la metodología hedónica al mercado de la vivienda, (*Palmquist, 1984*). Partiendo del marco de Rosen, el autor asegura que la estimación hedónica revela poca información de las ofertas y demandas subyacentes con la única excepción de que todos los consumidores sean iguales. Se trata de incorporar variabilidad entre individuos mediante características socioeconómicas de los mismos. Así, como hemos mencionado, para obtener la función de demanda compensada, además de linealizar el presupuesto subyace un problema y es el hecho de que el precio de las características es una variable endógena ya que depende de la cantidad de características consumidas. Para ello se encuentran instrumentos de dichos precios que no son más que las variables socioeconómicas, lo que permite estimaciones consistentes. *Goodman y Kawai (1982)* muestran como para estimar correctamente las elasticidades-precio y renta de la demanda es conveniente utilizar variables instrumentales (VI) que aproximen tanto la renta permanente como la transitoria.

En una línea similar, los trabajos de *Mendelsohn (1984)*, *Bartik (1987)* y *Epple (1987)* demuestran que la estimación por MCO no es consistente debido a la correlación entre las variables no observables y las observables, se ofrece una especificación para esos componentes aleatorios y se aportan soluciones en términos de utilización de variables instrumentales, tal y como realizó *Palmquist*, o de utilización de datos de varios mercados. *Linneman y Voith (1989)* examinan el problema de las estimaciones consistentes de las capitalizaciones mediante un

modelo de precios hedónicos donde se combinan muestras de propietarios y arrendatarios, mostrando que una muestra que incluye únicamente viviendas procedentes de uno de los regímenes de tenencia presenta un sesgo de selección<sup>7</sup>.

Un segundo problema es el de la identificación entre la función de precios y de la función de demanda. En ausencia de restricciones adicionales, la estimación de la segunda etapa puede que sólo reproduzca, la información ya proporcionada por la primera. El problema, analizado por *Brown y Rosen (1982)* y *McConelly y Phipps (1987)*, se evita sólo si los coeficientes de la función de precios marginales para  $z_i$ , no pueden ser expresados como una combinación exacta de los coeficientes de las funciones de demanda. La solución consiste, por tanto, en especificar la función del precio de tal forma que un factor exógeno se introduzca en el precio marginal posibilitando la identificación de las funciones de demanda. Así, la literatura empírica soluciona el problema utilizando datos de varios mercados en el espacio o en el tiempo, calculándose así una función hedónica en cada mercado y una sola demanda para todos los mercados. Así, en la práctica, son necesarios varios mercados para la estimación de una única ecuación de demanda.

Ya centrándonos en la función de precios hedónicos propiamente dicha, existe un conjunto de autores que se plantean la problemática de la forma funcional más adecuada. De entre ellos, *Anglin y Gençay (1996)* y *Gençay y Yang (1996)* muestran la bondad de una especificación semiparamétrica (si las no linealidades no se pueden solucionar mediante términos de interacción) frente a especificaciones paramétricas, lineales, logarítmicas, o semilogarítmicas, dados los menores errores de predicción de aquella. En cambio, *Goodman (1978)*, *Linneman (1980)*, *Bender et al (1980)* y *Quigley (1982)* destacan la bondad de usar la transformación Box-Cox, que presenta, en cambio, los inconvenientes de su difícil

---

<sup>7</sup> De forma paralela a este tipo de literatura se encuentra el trabajo de *Blackley y Ondrich (1988)* en el que muestran como el tradicional logit multinomial utilizado para elecciones discretas de características de la vivienda no es válido cuando la función de utilidad presenta variables continuas y discretas a la vez.

interpretación, así como la inconsistencia que se genera en el caso en el caso de que la transformación no siga una distribución normal<sup>8</sup>.

Otro aspecto interesante es el análisis de la curvatura de la misma función hedónica. Así, *Anderson (1985)* realiza un sencillo test de convexidad para distintas formas funcionales, dicha convexidad resulta necesaria para la determinación del equilibrio hedónico teórico. El test se basa en el valor de los valores propios de las segundas derivadas de una función de precios hedónicos cuya forma funcional es la Box-Cox. De hecho, unos valores propios positivos son suficientes para que la matriz de las segundas derivadas parciales sea definida positiva, y, por tanto, para que la función de precios hedónicos sea convexa. El resultado del test confirma dicha convexidad. *Burgess y Harmon (1991)*, sugieren la utilización de varios tests diferentes de especificación de Hausman con el objetivo de aislar las fuentes de subespecificación. Los autores concluyen que datos nacionales no son adecuados para estimar los modelos de precios hedónicos. Para obtener una variación exógena en el precio con el objetivo de identificar una ecuación de preferencias para cada característica de interés es necesario un buen número de observaciones procedentes de unos pocos mercados bien separados. Los resultados de estimaciones con estos datos son rechazables a partir de la utilización de tests de especificación. Por otra parte, *Peña y Ruiz-Castillo (1984)*, utilizan la estimación de un modelo de precios de la vivienda alquilada en Madrid para valorar y corregir de forma robusta la presencia de outliers en términos de la elección de la forma funcional.

En cuanto a la especificación de la función de precios hedónicos, un último aspecto a comentar procede del trabajo de *Clapp y Giacotto (1998)*. En este trabajo se deja constancia, en primer lugar, de la estrecha dependencia que tienen el resto de coeficientes del coeficiente de la edad de la vivienda de la especificación hedónica. Sirvan como ejemplo las asociaciones de la localización y la calidad con la edad. La primera asociación se hace evidente en cuanto constatamos que las viviendas se construyen en grupos, concentrados en zonas que se edifican por primera vez o se rehabilitan. La segunda asociación es también inmediata: salvo escasas excepciones las viviendas más contemporáneas resultan de mayor calidad. Por tanto, no es lo mismo controlar por alguno de estos aspectos

---

<sup>8</sup> *Bender y Hwang (1985)* utilizan la transformación Box-Cox para comprobar la validez del modelo urbanístico monocéntrico en el que se supone que el precio de la vivienda varía inversamente respecto a la distancia al centro neurálgico.



que no hacerlo. Los autores concluyen que es necesaria una especificación cuidadosa para separar la depreciación de otros efectos relacionados con la edad. Asimismo, ofrecen un marco teórico para el coeficiente de la edad en los modelos hedónicos basado en la teoría de las expectativas racionales. El coeficiente de la edad se puede dividir en dos partes: el componente de sección cruzada puro (depreciación) y un componente por el lado de la demanda asociado con cambios en la demanda para viviendas de distinta edad. Dicho componente cambia a través del tiempo lo que hace necesario un análisis de series temporales. El trabajo muestra también como es posible lograr índices de precios de calidad constante (cuya literatura analizaremos algo más adelante) con una muestra de ventas repetidas<sup>9</sup> que contenga el año de construcción.

Por último, *Ihlanfeldt y Martínez-Vazquez (1986)* discuten acerca de cuál debe de ser el valor de la vivienda a utilizar como variable dependiente en las técnicas hedónicas. La forma de medir el precio de la vivienda no es única. Una primera aproximación correspondería al precio por el cual se ha llevado a cabo la transacción y que, en general, debería corresponderse con el precio escriturado. Este precio es el resultado de un proceso de negociación, para el cual hay dos precios de partida: el precio de oferta de las viviendas, es decir, el precio al cual el vendedor está dispuesto a vender su inmueble y que sería el precio inicial de la negociación, y el precio que está dispuesto a pagar el comprador, información esta última, difícilmente disponible. Asimismo, los precios de la vivienda se pueden medir como precios de tasación. En este caso, el procedimiento de cálculo del valor de la vivienda se realiza, a partir de expresiones elaboradas por las sociedades de tasación, donde se utilizan parámetros como el valor del suelo, el valor de la construcción, la antigüedad, y la depreciación del inmueble, así como cierta información aportada por el propio tasador. Es evidente que los diferentes precios comentados no son coincidentes y aunque tienen elementos determinantes comunes responden a procesos de formación de los mismos distintos. Así, *Ihlanfeldt y Martínez-Vazquez (1986)* estudian la importancia de las limitaciones de las tres medidas más utilizadas: las estimaciones del propietario, el valor catastral y el precio de oferta. En general, las dos primeras presentan errores de medida

---

<sup>9</sup> Dicha literatura, aunque está ampliamente ligada a la literatura de precios hedónicos, coexiste con ella. Su cometido es predecir el precio de las viviendas a partir de muestras de sucesivas ventas de una misma unidad. Con este tipo de información se consigue controlar por las características de las viviendas sin incorporarlas como variables explicativas, ya que, si no ha habido reforma, la vivienda cuya evolución del precio se compara en sucesivas ventas es exactamente la misma.

mientras que el precio de oferta presenta sesgo de selección. El resultado de mayor relevancia del estudio radica en la constatación de que las estimaciones de los propietarios causan sesgos de relativa importancia en las estimaciones de gran parte de los coeficientes de las variables independientes.

Una de las aplicaciones derivadas de la estimación de modelos de precios hedónicos es la estimación de índices de precios de la vivienda de calidad constante. La información deseable para calcular estos índices de precios sería la correspondiente a una muestra de ventas repetidas de una misma vivienda representativa de la población. Este tipo de muestras, así como muestras de promociones de viviendas con idénticas características, permiten obtener la evolución de los precios de unas viviendas homogéneas. No obstante, y dada la dificultad práctica de obtener datos de este tipo, los modelos de precios hedónicos aparecen como una alternativa para el cálculo de índices de precios de la vivienda. *Mills y Simenauer (1996)* estiman modelos de precios hedónicos que permiten la comparación de los índices de precios de la vivienda, a través de los siete años de la muestra y entre regiones. Los resultados muestran que más de la mitad de los crecimientos en los precios durante el período son procedentes de mejoras en los inmuebles. Por su parte, *Bover y Velilla (2001)* abordan la estimación de precios hedónicos de multiunidades de vivienda (conjunto de viviendas individuales de una misma zona en una misma fase de construcción por parte de una misma constructora) que hace innecesaria la inclusión en las estimaciones de la mayoría de las características de la vivienda, ya que dentro de una multiunidad las viviendas individuales comparten la mayoría de las características. De esta forma se presenta la estimación de un modelo hedónico tradicional y se compara con un modelo de efectos aditivos y con el modelo multiplicativo en el que se permite que algunas de las características de la multiunidad puedan influenciar la elasticidad de la superficie. Todos estos estudios llegan a la misma conclusión, los índices de precios habituales sobrevaloran los aumentos de los precios de la vivienda al no tener en cuenta los cambios en calidad<sup>10</sup>.

Para el caso español, merecen ser mencionados, además del trabajo de *Peña y Ruiz-Castillo (1984)* ya comentado, los trabajos de *Bengoechea (2000)*,

---

<sup>10</sup> Véanse, *Englund, et al (1999)* y *Chun, et al (1998)*, como ejemplos de otros estudios de este tipo, entre otros.

*Bilbao (2000), Bover y Velilla (2001) y Branas-Garza, et al (2002)*<sup>11</sup>. *Bengoechea (2000)* estudia la relación de los precios de la vivienda y la disponibilidad de zonas verdes con datos de la ciudad de Castellón, mientras que *Bilbao (2000)* tiene como objetivo estimar una función de demanda de vivienda teniendo en cuenta que la vivienda es un bien heterogéneo. Para dicho objetivo *Bilbao (2000)* utiliza datos de las principales poblaciones de la zona central del Principado de Asturias. Por otra parte, *Bover y Velilla (2001)* tienen como objetivo construir un índice de precios de la vivienda nueva en España ajustado por calidad. Por último, *Branas-Garza, et al (2002)* en un trabajo que se sitúa en el marco de la economía urbana estudian la validez del modelo monocéntrico con datos para la ciudad de Córdoba.

La Tabla I.3 resume la información comentada durante este repaso a la literatura de precios hedónicos, incluyendo referencias a otros trabajos empíricos. Se destacan los siguientes aspectos para cada uno de los trabajos incluidos en la lista: objetivo del trabajo, zona geográfica en la cual se ubica y que tipo de forma funcional, método de estimación y precio se utiliza en el mismo.

---

<sup>11</sup> También merece la pena resaltar, para el caso español, el trabajo de *García-Montalvo y Mas (2000)* como modelo de crecimiento de precios de tipo macroeconómico con estimaciones MCO, efectos fijos y variables instrumentales para la misma especificación, en la línea de los trabajos de *Bover (1993)* y *Poterba (1991)*.

Tabla I.3 Modelo empíricos de precios de precios hedónicos

<i>Artículo</i>	<i>Zona geográfica</i>	<i>Forma funcional</i>	<i>Método de Estimación</i>	<i>Tipo de precio</i>
Erekson et al (1979)	North Carolina	Lineal	MCO	Estimación propietario
Linneman (1980)	EEUU	Box-Cox	MV	Estimación propietario
Goodman y Kawai (1982)	New Haven	Lineal, log.	VI	Estimación propietario
Mendelsohn (1984)	EEUU	Lineal, log, semilog	VI, MCO	Estimación propietario
Palmquist (1984)	EEUU (7 areas)	Log, semilog	VI, MCO	Precio de venta
Peña y Ruiz-Castillo (1984)	Madrid	Log	MCO	Alquiler
Bender y Hwang (1985)	Chicago	Box-Cox	MV	Precio de venta
Ihlanfeldt y Martínez-Vázquez (1986)	Atlanta	Log	MCO	Estimación propietario y precio de venta
Bartik (1987)	Phoenix	Semilog	VI, MCO	Precio de venta
Linneman y Voith (1989)	Philadelphia	Log	MCO	Estimación propietario
Burgess y Harmon (1991)	EEUU	Lineal	MCO	Estimación propietario
Kim (1992)	Sacramento	Lineal	MCO, MV	Alquiler
Anglin y Gençay (1996)	Windsor y Essex	Semiparamétrica	MCO	Precio de venta
Gençay y Yang (1996)	Essex	Semiparamétrica, Box-Cox	MCO	Precio de venta
Mills y Simenauer (1996)	EEUU	Log	MCG	Precios de venta
Englund et al (1999)	Stockholm	Log	MCO	Precios de venta
Bengochea (2000)	Castellón	Lineal, log, semilog,	MCO	Precios de oferta

Bilbao (2000)	Asturias	Lineal	MCO	Precios de venta
Bengoechea (2000)	Castellón	Lineal, log, semilog,	MCO	Precios de oferta
Bover y Velilla (2001)	España	Log	MCO y MCG	Precios de oferta
Branas-Garza, et al (2002)	Córdoba	Log	MCO y SURE	Precios de venta
Wilhelmsson (2002)	Stockholm	Lineal, log, semilog, Box-Cox	MCO	Precio de venta
Zabel (2004)	EEUU	Log	MCO, VI	Precio de venta

Notas: *Log*:logarítmica, *semilog*: semilogarítmica, *VI*: Variables Instrumentales, *MI*: Máxima Verosimilitud, *MCG*: Mínimos Cuadrados Generalizados, *SURE*: Sistema de Ecuaciones Aparentemente no Relacionadas

### 1.3 Modelo empírico

Siguiendo las dos fases del planteamiento teórico anteriormente mencionado, dividiremos el enfoque metodológico, en dos partes: la modelización de la regresión de precios hedónicos y la modelización de la ecuación de demanda.

Por lo que respecta a la modelización del efecto de las características y la zona sobre el precio, el tipo de especificación considerada es:

$$p_i = \sum_k p_{H,k} H_{i,k} + \sum_j p_{L,j} L_{i,j} + u_i \quad (1.8)$$

donde  $p_i$  es el precio (o una transformación del mismo) de la vivienda  $i$ ,  $H_{i,k}$  es la  $k$ -ésima característica física de la vivienda  $i$ ,  $L_{i,j}$  la  $j$ -ésima característica referida a la zona a la que pertenece la vivienda  $i$ , mientras que  $p_{H,k}$  y  $p_{L,j}$  son los precios de las  $k$  características y de la zona respectivamente y,  $u_i$  es un término de error.

Si sólo tenemos un identificador de zona ( $D$ ) y no un conjunto de características de zona ( $L$ ), la ecuación (1.8) se transforma en:

$$p_i = \sum_k p_{H,k} H_{i,k} + \sum_j \alpha_j D_i^j + u_i \quad (1.9)$$

donde  $D_i^j$  es el identificador (variable ficticia) de la zona  $j$  en la que se ubica la vivienda  $i$  y  $\alpha_j$  la valoración de dicha ubicación.

Si suponemos, como será el caso, que tenemos un conjunto de muestras de sección cruzada para varios años de viviendas distintas aparecen las siguientes alternativas:

- a. Si el horizonte temporal es suficientemente corto, podemos entender que las características del entorno permanecen invariables en  $t$ :

$$p_{it} = \sum_k p_{H,k} H_{i,k} + \sum_j \alpha_j D_{i,t}^j + \tau_t + u_{ijt} \quad (I.10a)$$

donde, respecto a la anterior especificación (I.9) incorporamos el subíndice  $t$  en todos los elementos a excepción del precio de la zona  $j$ , que no varía al no variar las características de la misma y  $\tau_t$  es, dada la especificación logarítmica, la inflación anual de la vivienda que se puede estimar como un coeficiente de una variable ficticia temporal (donde un coeficiente de una de las variables ficticias temporales está restringido a cero si en “j” están incluidas todas las zonas).

- b. Por el contrario, si entendemos que alguna de las características de la zona varía en el horizonte temporal  $t$ :

$$p_{it} = \sum_k p_{H,k} H_{i,k,t} + \sum_j \alpha_{j,t} D_{i,t}^j + u_{ijt} \quad (I.10b)$$

donde ahora el subíndice  $t$  aparece incorporado en todos los términos y, por tanto, la valoración de una zona  $j$  será distinta dependiendo del momento temporal en el cual se realice.

En cuanto a la segunda fase, siguiendo a *Bilbao (2000)*, se trata de estimar un sistema de ecuaciones de demanda de características de la vivienda. Para ello se elige un sistema de ecuaciones de demanda marshallianas del tipo AIDM expresadas en forma de proporción de presupuesto:

$$w_k = \alpha_k + \sum_j \gamma_{kj} \log p_j + \beta_k \log(x/p) \quad (I.11)$$

donde  $w_k$  es la proporción del gasto total que se destina a la característica  $k$  ( $w_k = p_k z_k / x$  siendo  $z_k$  la cantidad demandada de la característica  $k$ ),  $\alpha_k$ ,  $\gamma_{kj}$  y  $\beta_k$  son parámetros,  $p_j$  es el precio de la característica  $j$ ,  $x$  es el gasto total dedicado a características de la vivienda y  $p$  es un índice de precios cuyo logaritmo se define así:

$$\log p = \alpha_0 + \sum_k \alpha_k \log p_k + \frac{1}{2} \sum_k \sum_j \gamma_{kj} \log p_k \log p_j \quad (I.12)$$

En el AIDM se imponen las restricciones de agregación homogeneidad y simetría:

- Agregación:  $\sum_{k=1}^n \alpha_{kj} = 0 \quad \sum_{k=1}^n \gamma_{kj} = 0 \quad \sum_{k=1}^n \beta_{kj} = 0$
- Homogeneidad:  $\sum_j \gamma_{kj} = 0$
- Simetría:  $\gamma_{kj} = \gamma_{jk}$  (I.13)

Así, la ecuación (I.11) junto con las restricciones (I.13) representan un sistema de ecuaciones de demanda donde la suma total de las proporciones de gasto es igual a la unidad ( $\sum w_{ki} = 1$ ), son homogéneas de grado 0 en precios y satisfacen las condiciones de simetría. El parámetro  $\beta_k$  junto con las proporciones de gasto que se destinan a cada característica definen la existencia de diferentes tipos de bienes. Mientras que los cambios en los precios relativos se recogen en  $\gamma_{kj}$ .

El sistema AIDM se elige por su flexibilidad, al no imponer ninguna restricción ni en el signo ni en los valores de los parámetros (los bienes pueden ser de lujo, necesarios, inferiores, sustitutivos o complementarios), y por presentar una característica muy interesante desde el punto de vista econométrico: a excepción del término que se refiere al logaritmo del índice de precios, las ecuaciones son lineales. En las aplicaciones donde los precios son relativamente colineales, dicho término se aproxima por un índice de precios fijado previamente como el propuesto por Stone:  $\log p = \sum w_k \log p_k$ , donde  $p_k$  son los precios de las características.

La muestra utilizada en el presente trabajo consta de 9297 observaciones de viviendas de la ciudad de Barcelona referidas al periodo 1998-2001. Por tanto, la muestra tiene una cierta dimensión temporal pero sin ser en ningún caso un panel de datos ya que las viviendas de cada submuestra anual son distintas.

Los datos, debidamente depurados, proceden de una muestra<sup>12</sup> representativa anual que realiza la Sociedad de Tasación TINSA que contienen una gran variedad de

---

<sup>12</sup> Cabe destacar que la muestra utilizada es una muestra seleccionada, es decir, una muestra de viviendas potencialmente transaccionadas, de hecho, ese es el motivo por el que han sido tasados. En este estudio no se ha tenido en cuenta este hecho a la hora de estimar el modelo de precios hedónicos.



características físicas de la vivienda, así como información acerca de la zona de la ciudad a la cual pertenece la vivienda. Los precios son, por tanto, precios de tasación (ya comentados en la sección 1.2). En concreto, valoraciones realizadas con el mismo criterio que las valoraciones oficiales según la ORDEN ECO/805/2003 (valor de mercado) para ser utilizadas para determinadas finalidades financieras.

En cuanto a la definición de las variables utilizadas, es la siguiente:

**Precio por metro cuadrado:** valor total de la vivienda dividido por la superficie construida (logaritmo).

**Superficie:** metros cuadrados de superficie construida incluyendo la parte proporcional de las zonas comunes. La forma funcional utilizada se analizará más adelante.

**Año:** variables ficticias según el año al cual pertenece cada observación

**Edad:** siete variables ficticias en orden ascendente según los siguientes tramos: viviendas nuevas, con antigüedad entre 1 y 5 años, entre 6 y 10, entre 11 y 20, entre 21 y 30, entre 31 y 50 y, finalmente, con antigüedad superior a los 50 años.

**Ascensor:** variable ficticia con valor 1 o 0 según que la vivienda disponga o no de ascensor.

**Planta:** se han definido cuatro categorías con sus variables ficticias correspondientes según si se trata de una planta baja o subterráneo, primera planta, segunda planta, y finalmente, tercera planta o superior.

**Ático:** variable ficticia que toma el valor 1 si la vivienda tiene la condición de ático y 0 en caso contrario.

**Exterior:** variable ficticia que toma el valor 1 si el inmueble tiene la condición de exterior y 0 si es interior.

---

La evidencia aportada por *Jud y Seaks (1998)* pone de manifiesto la escasa incidencia, en este caso particular, del problema de selección de la muestra en los resultados estimados.

**Calefacción:** variable ficticia que toma el valor 1 si la vivienda dispone de calefacción y 0 en caso contrario

**Estado:** estado de conservación de la vivienda. Cinco variables ficticias correspondientes a cada una de las cinco valoraciones del estado de la vivienda (muy malo, malo, normal, bueno y muy bueno).

**Reforma:** tiempo transcurrido desde la última reforma. Cuatro variables ficticias correspondientes a los cuatro intervalos para los que está definida esta variable: si la vivienda se ha reformado en el año de la muestra o en los cinco anteriores, si se reformó hace entre 6 y 10 años, entre 11 y 20 o más de 20.

**Zonas:** zona donde está ubicada la vivienda (distrito, barrio, zona estadística), definiéndose variables ficticias para cada uno de los distritos (10), o para cada uno de los barrios (38), o para cada una de las zonas estadísticas (248).

En la Tabla I.4 aparece el valor medio de las características (a excepción de la zona) para cada uno de los años de la muestra. Es fácil observar que se trata de una muestra de viviendas mayoritariamente usadas, reformadas recientemente y con tamaño entorno a los 85 metros cuadrados.

#### ***1.4 Resultados de la estimación***

En esta sección, se realizará un análisis pormenorizado de los resultados del modelo seleccionado en relación con los efectos de las diferentes variables explicativas así como destacando aspectos econométricos del modelo, como su especificación, y evaluando la capacidad predictiva del mismo.

##### ***Efecto de la superficie***

Debe destacarse que la especificación de la forma funcional centra su atención, básicamente en la relación entre el precio y la superficie. Las formas funcionales analizadas presentan la misma transformación de la variable endógena (logaritmo) y son:

**Tabla I.4: Media de las características en el periodo 1998-2001**

	1998	1999	2000	2001
Superficie	86,02	83,97	84,42	85,86
Calefacción	0,326	0,353	0,351	0,625
Exterior	0,829	0,855	0,846	0,827
Ascensor	0,642	0,605	0,590	0,590
<i>Edad</i>				
Nuevo	0,032	0,030	0,043	0,034
Entre 1 y 6 años	0,026	0,016	0,020	0,026
Entre 6 y 10 años	0,020	0,016	0,023	0,013
Entre 11 y 20 años	0,171	0,126	0,087	0,073
Entre 21 y 30 años	0,327	0,316	0,292	0,260
Entre 31 y 50 años	0,208	0,246	0,279	0,294
Mayor de 50 años	0,215	0,249	0,256	0,298
<i>Estado</i>				
Muy malo	0,002	0,170	0,003	0,023
Malo	0,040	0,297	0,052	0,068
Normal	0,613	0,367	0,639	0,614
Bueno	0,315	0,119	0,276	0,231
Muy bueno	0,030	0,047	0,031	0,061
<i>Reforma</i>				
Hace entre 0 y 5 años	0,455	0,433	0,415	0,448
Hace entre 6 y 10 años	0,167	0,176	0,173	0,162
Hace entre 11 y 20 años	0,165	0,167	0,173	0,159
Hace más de 20 años	0,180	0,194	0,196	0,188
<i>Planta</i>				
Baja	0,046	0,051	0,061	0,070
Primera	0,133	0,167	0,136	0,147
Segunda	0,157	0,174	0,177	0,180
Tercera o mayor	0,607	0,497	0,508	0,545
Ático	0,055	0,109	0,115	0,055

1. Modelo 1: forma funcional semilogarítmica.

$$\log p = \alpha + \beta S \quad (I.14)$$

donde  $p$  es el precio por metro cuadrado,  $S$  es la superficie y  $\alpha$  y  $\beta$  son parámetros a estimar.

2. Modelo 2: forma funcional logarítmica o de elasticidad constante

$$\log p = \log \alpha + \beta \log S \quad (I.15)$$

3. Modelo 3: forma funcional cuadrática:

$$\log p = \log \alpha + \beta_1 \log S + \beta_2 \log S^2 \quad (I.16)$$

4. Modelo 4: modelo de elasticidad no-constante.

$$\log(p) = \alpha + \beta \cdot \ln \frac{S}{1 + S^\theta} \quad (I.17)$$

donde  $\theta$  es un parámetro a estimar.

En esta especificación, la elasticidad del precio respecto de la superficie es:

$$\varepsilon = \frac{dp/p}{dS/S} = \beta \cdot \frac{1 + S^\theta \cdot (1 - \theta)}{1 + S^\theta} \quad (I.18)$$

Cabe destacar que si  $\theta=0$ , la elasticidad es el parámetro estimado y, por tanto, estaríamos ante el modelo logarítmico (elasticidad constante). En cambio, para cualquier otro valor positivo (negativo) de  $\theta$ , estamos ante un modelo con elasticidad decreciente (creciente) respecto de la superficie a medida que esta aumenta. De hecho cuando  $S$  tiende a infinito, la elasticidad tiende a cero.

En nuestro caso, se ha fijado  $\theta=1$ , dado que el valor estimado por máxima verosimilitud era prácticamente unitario y que ello facilita la interpretación ya que, en este caso:

$$\varepsilon = \frac{dp/p}{dS/S} = \beta \cdot \frac{1}{1+S} \approx \frac{\beta}{S} \quad (I.19)$$

Los resultados de las estimaciones aparecen en la Tabla I.5. En este punto realizaremos una breve interpretación del parámetro que afecta a la superficie en cada uno de los modelos para decidir, a continuación, la especificación con la que nos quedamos. Obsérvese, en primer lugar, que en todas las especificaciones el signo es negativo<sup>13</sup>, mostrando que, una vez tenido en cuenta el efecto del resto de características, la relación entre precio y superficie es negativa.

---

<sup>13</sup> De hecho, en ausencia del control por la zona el signo es positivo. Sugiriendo que las zonas con mayor precio por metro cuadrado son precisamente las zonas con viviendas mayores.

**Tabla I.5 : Resultados de la estimación del modelo de precios hedónicos.**

	Modelo 1		Modelo 2		Modelo 3		Modelo 4 <sup>14</sup>	
	<i>Coficiente</i>	<i>Estad.t</i>	<i>Coficiente</i>	<i>Estad. t</i>	<i>Coficiente</i>	<i>Estad.t</i>	<i>Coficiente</i>	<i>Estad.t</i>
Superficie	-0.0004	-8.17	-0.061	-11.75	-0.480	-7.61	-5.024	-10.79
Superficie <sup>2</sup>					0.047	6.67		
Calefacción	0.022	5.91	0.023	6.45	0.023	6.37	0.023	6.44
Exterior	0.018	4.43	0.020	5.02	0.020	4.93	0.019	5.16
Ascensor	0.072	17.22	0.076	18.18	0.076	18.38	0.076	17.63
<i>Año (ref: 1998)</i>								
1999	0.249	57.4	0.249	57.56	0.249	57.69	0.248	56.47
2000	0.426	102.07	0.426	102.54	0.426	102.79	0.425	102.65
2001	0.584	138.22	0.584	138.7	0.584	138.96	0.583	137.37
<i>Edad (ref: &gt;50 años)</i>								
Nuevos	0.248	21.46	0.252	21.89	0.255	22.18	0.253	21.33
Entre 1 y 6	0.141	12.27	0.147	12.78	0.148	12.96	0.147	13.17
Entre 6 y 10	0.103	8.46	0.109	9.01	0.112	9.23	0.110	9.00
Entre 11 y 20	0.076	11.86	0.081	12.54	0.084	13.05	0.082	13.24
Entre 21 y 30	0.059	11.08	0.062	11.64	0.065	12.28	0.063	11.87
Entre 31 y 50	0.021	4.20	0.022	4.51	0.024	4.90	0.023	4.53
<i>Estado (ref: muy mal)</i>								
Malo	0.092	11.54	0.091	11.49	0.091	11.53	0.091	9.67
Normal	0.170	21.57	0.169	21.52	0.170	21.64	0.169	18.48
Bueno	0.234	26.92	0.233	26.94	0.233	27.02	0.233	23.54
Muy bueno	0.271	22.42	0.270	22.48	0.271	22.59	0.270	19.55
<i>Planta (Ref: planta 0)</i>								
Primera	0.031	4.24	0.032	4.42	0.034	4.66	0.033	3.90
Segunda	0.036	5.01	0.038	5.29	0.040	5.57	0.039	4.69
Tercera o >	0.044	6.70	0.046	6.92	0.048	7.24	0.047	5.98
Ático	0.058	5.80	0.057	5.76	0.057	5.75	0.057	5.01
Ascensor*ático	0.032	2.97	0.032	2.97	0.032	2.97	0.032	2.87
<i>Reforma (Ref: &gt;20)</i>								
Hace 0-5 años	0.075	17.06	0.074	16.93	0.074	16.87	0.073	15.82
Hace 6-10	0.060	11.66	0.060	11.72	0.059	11.70	0.059	11.71
Hace 11-20	0.039	7.54	0.039	7.57	0.038	7.45	0.038	7.34
Constante	11.628	739.3	11.841	471.64	12.751	91.87	11.497	565.38
Control zona	Polígonos (89)		Polígonos (89)		Polígonos (89)		Polígonos (89)	
R <sup>2</sup>	0.808		0.810		0.811		0.811	
σ	0.137		0.136		0.136		0.136	
N	9297		9297		9297		9297	

La especificación semilogarítmica nos muestra que al aumentar en un metro cuadrado la superficie el precio por metro cuadrado disminuye en un 0.04%. La especificación logarítmica obtiene una elasticidad precio por metro cuadrado-superficie de -0.06%, cercana a la elasticidad precio-superficie casi unitaria obtenida

<sup>14</sup> Para comprobar la constancia de la varianza del término de perturbación del modelo se han realizado un test de heterocedasticidad. En primer lugar, se ha realizado el contraste de Breusch-Pagan para el modelo con el que se rechaza la hipótesis nula homocedasticidad al obtener un valor de la F de 21.49 y una probabilidad de aceptación de la hipótesis nula de homocedasticidad de 0. A la misma conclusión se llega con el test de White cuyo estadístico es 930.17 mientras que el valor en tablas de la  $\chi^2$  es de 70.92. Concluimos, por tanto, que se rechaza la hipótesis nula de homocedasticidad.

en otros trabajos, como en *Bengoechea (2000)*, que apuntaba hacia unos precios de la vivienda que aumentaban en la misma proporción que la superficie. En la especificación cuadrática se observa que el efecto de la superficie sobre el precio por metro cuadrado es decreciente hasta llegar al tamaño de 162 metros cuadrados donde encontramos el efecto mínimo. A partir de ese punto el efecto comienza a ser creciente. Dado que más del 95% de las viviendas de la muestra tienen un tamaño inferior a 162 metros cuadrados, este hecho podría justificar la utilización de un modelo de elasticidad decreciente, como es el caso del modelo 4 con  $\theta=1$ . Por último, el modelo de elasticidad no-constante (modelo 4), en consonancia con lo observado para el modelo de la forma funcional cuadrática, nos muestra que la sensibilidad del precio por metro cuadrado de la vivienda a la superficie de la misma disminuye en valores absolutos a medida que aumenta la superficie. Es decir, a pesar de que un aumento en la superficie hace disminuir el precio por metro cuadrado de la vivienda, este efecto es inferior para viviendas más grandes. En particular, y dado que el valor estimado de  $\beta$  es de  $-5.024$ , para una vivienda de 50 metros cuadrados la elasticidad precio por metro cuadrado-superficie sería de  $-0.10048$  mientras que para una vivienda de 100 metros la elasticidad precio por metro cuadrado-superficie sería de  $-0.05024$ .

Los resultados están en consonancia con la evidencia empírica disponible para otras zonas geográficas (véase, por ejemplo *Bengoechea (2000)* para la ciudad de Castellón o *Gençay y Yang (1996)*) donde se pone de manifiesto que la relación entre el precio de la vivienda, medida como el precio por metro cuadrado, y la superficie del mismo no es lineal.

Por otra parte, los resultados en términos de bondad del ajuste o desviación estándar son muy similares para todos los modelos ( $R^2=0.81$ ). La ganancia en cuanto a bondad del ajuste correspondiente a una forma funcional distinta es muy marginal. Ello ha conducido en muchas ocasiones a que, a pesar de constatar la no-linealidad en la relación precio-superficie, algunos autores se decantaran por el modelo lineal o a lo sumo logarítmico, debido a la mayor facilidad con la que se interpretan los parámetros en estos modelos respecto a otras especificaciones.

En este estudio nos hemos decantado por una forma funcional más flexible, como es la del modelo 4, que permite captar esta relación no lineal (e incluyendo como caso particular la relación lineal en logaritmos) y cuya interpretación, además de no

excesivamente compleja, parece adecuada a la realidad del mercado inmobiliario<sup>15</sup>. El contraste de modelos no anidados<sup>16</sup> resulta en que el modelo 4 engloba al 2 (al 5% de significación que no al 10%), mientras que el 2 no engloba al 4.

### *Efecto del resto de características y de la localización*

Centrándonos ya en el modelo 4 de la Tabla I.5, observamos que el modelo explica un 81.2% de la variabilidad de los precios por metro cuadrado de la vivienda con una desviación estándar del 13.6%, aproximadamente. Una simple inspección de dicha tabla, basada en el valor de los estadísticos “t” para los coeficientes estimados, muestra como gran parte de la variabilidad de la variable dependiente queda recogida por las variables temporales que captan la marcada evolución creciente de los precios de la vivienda durante este periodo. Por otro lado, para un periodo concreto, resulta de interés cuantificar qué parte de la variabilidad de los precios de las viviendas está explicada por las distintas características, qué parte por la localización (zona) y qué parte no se consigue explicar mediante los diferentes factores explicativos.

Para realizar este análisis se ha estimado (Tabla A.I.1 del Anexo) para el año 2001, un modelo con la misma especificación del modelo 4 de la Tabla I.5, aunque evidentemente sin las variables ficticias temporales:

$$\log(p_i) = \sum_k \beta_k H_{i,k} + \sum_j \alpha_j D_i^j + e_i \quad (1.20)$$

---

<sup>15</sup> De hecho, en el propio trabajo de *Bengoechea (2000)* se describe otra forma funcional de características similares, aunque de menor flexibilidad. Se trata de la forma funcional recíproca :  $p = \alpha + \beta(1/S)$ . Si  $\alpha > 0$  y  $\beta < 0$ , entonces se puede interpretar  $\alpha$  como el precio máximo al que tiende la vivienda y  $(-\beta/\alpha)$  como la superficie mínima de la vivienda.

<sup>16</sup> Se trata del contraste J de Davidson y Mackinnon. El resultado es un estadístico t de la única variable de 2 que no está presente en 4, el logaritmo de la superficie, de 1.82, mientras que el estadístico t de la única variable en de 4 que no está presente en 2 la superficie en la forma funcional más flexible, es de -5.92.

donde  $H_{i,k}$  es la k-ésima característica de la vivienda,  $\beta_k$  es el coeficiente estimado de la misma  $D_i^j$  es la variable ficticia correspondiente a la zona  $j$ ,  $\alpha_j$  es el coeficiente estimado de dicha variable ficticia y  $e_i$  es el error correspondiente.

La varianza muestral de la variable dependiente se puede descomponer de la siguiente forma:

$$\text{var}(\log(p_i)) = \text{var}\left(\sum_k \beta_k H_{i,k}\right) + \text{var}\left(\sum_j \alpha_j D_i^j\right) + \text{var}(e_i) + [\text{interacciones}] \quad (1.21)$$

donde el último término corresponde a las covarianzas muestrales entre los dos sumatorios de la expresión (1.20), que a priori se espera que tengan un peso relativamente pequeño, y donde  $\text{var}(e_i)$  representa la parte de la varianza de la variable dependiente que no explica el modelo.

Los resultados de esta descomposición se muestran en la Tabla I.6. Así, para el año 2001 y extensible al resto de años de la muestra, el componente con mayor capacidad explicativa es la localización. La localización explica algo más de un 35% (más de la mitad de la variabilidad explicada) de la variabilidad de los precios por metro cuadrado mientras que el resto de características explican algo más del 30%. Destacar, por último, el escaso peso relativo que corresponde a los términos de interacción. Si no tenemos en cuenta esta componente algo más de la tercera parte de la variabilidad de la variable dependiente no es explicada por el modelo<sup>17</sup>.

<i>Variable</i>	<i>Varianza</i>	<i>% sobre el total</i>	<i>% sobre parte explicada</i>
Características	0.015	30.65	46.42
Localización	0.017	35.39	53.58
No explicado	0.018	37.79	
Interacciones	-0.002	-3.84	
Total	0.049	100.00	

<sup>17</sup> El peso de la parte no explicada hace que el coeficiente de determinación del modelo estimado para el año 2001 sea 0.638, claramente inferior al del modelo 4 de la Tabla I.2 (0.811). Esto es debido a que aquél modelo fue estimado con datos de cuatro años, por tanto, con una variabilidad de precios mayor, debida al proceso inflacionario en los precios de la vivienda, la cual se ha recogido mediante variables ficticias. La estimación del modelo se presenta en la Tabla A.1.2 del Anexo.



Por lo que hace referencia a los signos de las variables explicativas, éstos se corresponden con lo esperado. En cuanto a la antigüedad, a medida que un piso es más nuevo aumenta su precio por metro cuadrado. En particular, un piso nuevo tiene un precio por metro cuadrado un 28.78% ( $e^{0.253} - 1$ ) superior en relación con un piso de más de 50 años, manteniendo el resto de características constantes. Por otro lado, la tasa de depreciación no es constante. La tasa de depreciación anual es del orden del 4% para los primeros 5 años de vida del inmueble, del 1.6% para una edad comprendida entre 6 y 10 años, 0.5% para una edad comprendida entre 11 y 20 años y 0.4% para edades superiores a 20 años. Estas magnitudes se han calculado a partir de la expresión:

$$\rho = \left( \frac{P_T}{P_0} \right)^{\frac{1}{T}} - 1 \quad (1.22)$$

donde  $\rho$  es la tasa de depreciación,  $T$  el periodo temporal contemplado,  $P_0$  el valor inicial de la vivienda y  $P_T$  el valor final. El periodo temporal  $T$  se ha fijado igual a la media del periodo. Es decir, en el caso de piso nuevo a piso en edad entre 1 y 5 años, se ha considerado  $T = 2.5$  años.

Igualmente, un mejor estado de conservación aumenta el precio por metro cuadrado. Así, el precio por metro cuadrado de la vivienda aumentaría un 31% si pasara de un estado muy malo a uno muy bueno. El efecto de la calidad de la vivienda sobre el precio es positivo, pero decreciente a medida que mejora el estado del mismo. Partiendo de un estado muy malo el incremento del precio que se observa para cada una de las categorías hasta llegar al estado muy bueno es, respectivamente, 9.5%, 8.3%, 6.5% i 3.7%.

De forma similar, si ha transcurrido menos tiempo desde la última reforma, el precio por metro cuadrado aumenta. En concreto, el precio por metro cuadrado, en relación a una vivienda donde no se ha realizado ninguna reforma en los últimos 20 años, aumenta un 3.9%, un 6.2% y un 7.6% cuando las reformas se han efectuado, respectivamente, hace entre 11 y 20 años, hace entre 6 y 10 años y hace menos de 5 años.

La disponibilidad calefacción y la condición de exterior hacen aumentar el precio por metro cuadrado respecto a un piso que no dispone de estos servicios o condiciones. Así, una vivienda exterior ve aumentar su precio por metro cuadrado en un 1.9% respecto a una interior. El efecto de la calefacción sobre el precio por metro cuadrado es de 2.3%.

Por último, una planta superior también aumenta el valor de la vivienda con respecto al valor de una planta baja. La condición de ático hace aumentar el precio por metro cuadrado del piso. En particular, un piso situado en la planta bajo tiene un valor inferior en un 3%, 4%, 4.8% y 6% respecto a un piso situado en la planta primera, segunda, tercera o superior y ático respectivamente. Asimismo, una de las características que afectan al precio de la vivienda es la disponibilidad de ascensor. Es previsible que el ascensor estará más valorado si el individuo vive en un ático. En particular, el efecto del ascensor sobre el precio por metro cuadrado aumenta de un 8% a un 11% cuando el individuo vive en un ático.

La estimación de la ecuación de precios hedónicos ha puesto de manifiesto que la localización de la vivienda es una característica básica en la determinación de su precio. A partir de los resultados de estimar un modelo con las 248 zonas se procedió a una agrupación por proximidad estadísticamente contrastada de las 248 zonas estadísticas de Barcelona en 89 zonas homogéneas (polígonos), manteniendo el criterio de que todas las zonas estadísticas pertenecientes a un polígono, pertenezcan al mismo barrio. No se rechaza la hipótesis nula correspondiente a la agrupación efectuada. En concreto, el estadístico F correspondiente a dicha hipótesis nula muestra un valor de 0.039 inferior a 1.22 que es el valor crítico para un nivel de significación del 5%.

Para representar las diferencias de precios entre zonas fijadas las características de la vivienda, se ha calculado la diferencia en el precio de cada zona respecto a la media de la ciudad<sup>18</sup>. El gráfico 1.1 muestra la diferencia de precio de cada zona respecto a la media en términos porcentuales. Las zonas de los distritos de Ciutat Vella, Sants-Montjuïc, Horta-Guinardó, Nou Barris, Sant Andreu y Sant Martí se

---

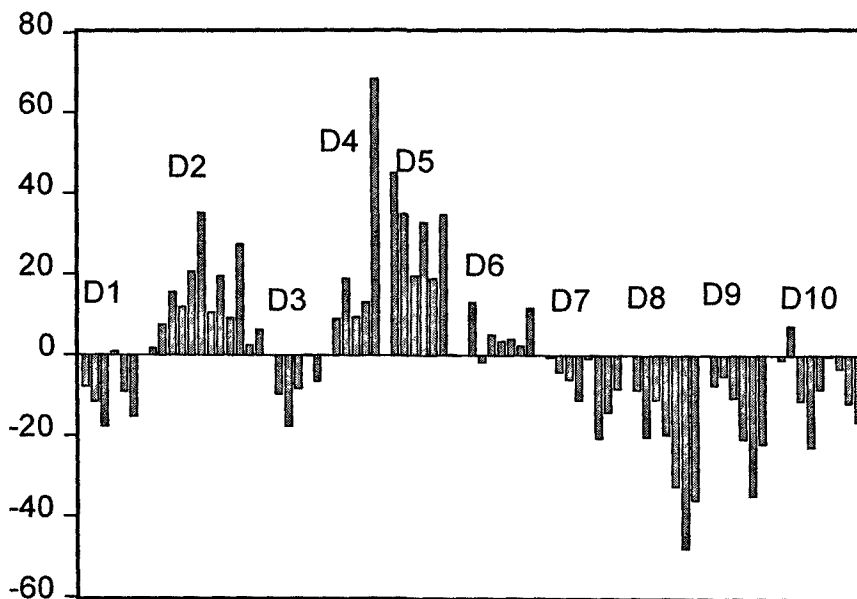
<sup>18</sup> Para ello se ha reestimado el modelo reescribiendo la restricción a imponer en los coeficientes de las variables ficticias correspondientes a las zonas. En concreto, la restricción impuesta es:

$$w_1\alpha_1 + w_2\alpha_2 + \dots + w_J\alpha_J = 0$$

en donde  $J$  es el número de zonas,  $w_j$  es la proporción de viviendas en la zona  $j$  y  $\alpha_j$  es el coeficiente de la variable ficticia correspondiente a la  $j$ -ésima zona.

sitúan mayoritariamente por debajo de la media. El polígono con menor precio relativo (perteneciente al distrito de Nou Barris) se sitúa un 46.5% por debajo de la media. Por el contrario, Sarriá-Sant Gervasi es el distrito que tiene en media unos precios más altos. En el distrito de Les Corts, donde se observa una gran dispersión, se encuentra la zona con un precio relativo más alto de toda Barcelona que es Palau Reial (67% por encima de la media). El distrito de Eixample, en conjunto, presenta unos precios elevados, que, en alguna zona supera en un 30% la media. Por último, en el distrito de Gracia, los precios se encuentran entorno al valor medio.

**Gráfico I.1: Relación entre la localización (polígono) y el precio por metro cuadrado**



D1: Ciutat Vella; D2: Eixample; D3: Sants-Montjuïc; D4: Les Corts  
D5: Sarriá-Sant Gervasi; D6: Gràcia; D7: Horta-Guinardó; D8: Nou Barris  
D9: Sant Andreu; D10: Sant Martí

Finalmente, en las Tablas A.1.2a y A.1.2b del Anexo se presenta la estimación del modelo 4 de la Tabla I.5 para la muestra de viviendas nuevas de 2000 y 2001. Las únicas características utilizadas han sido la superficie, la disponibilidad de calefacción, la disponibilidad de ascensor y las otras variables referidas a la zona. Otras características como la edad, el estado o la reforma no se han incorporado en el modelo debido a la ausencia de variabilidad de las mismas para una muestra de viviendas nuevas. Respecto a los coeficientes estimados cabe destacar que el

coeficiente de la superficie es más del doble que el obtenido con la muestra de viviendas de segunda mano (-12.366 y -5.025 respectivamente para el 2000) y (-12.335 y -5.025 para el 2001). El coeficiente que afecta a la calefacción no resulta significativo mientras que el que afecta al ascensor aparece como positivo y significativo.

### *Capacidad predictiva*

Por último, se pretende analizar la capacidad predictiva del modelo estimado, dado que una de las posibles utilidades de este tipo de modelos es la de permitir actualizar los valores catastrales a partir de estas estimaciones<sup>19</sup>.

Dado que nuestro interés es predecir  $p$  y recordando que el modelo utilizado tomaba logaritmos de la variable dependiente, la expresión para el modelo es:

$$p = \exp\{X' \beta + \varepsilon\} \quad (1.23)$$

Adicionalmente, bajo la hipótesis de normalidad del término de error se demuestra que se verifica:

$$E(p) = \exp\left\{X' \beta + \frac{1}{2} \sigma_{\varepsilon}^2\right\} \quad (1.24)$$

donde  $\sigma_{\varepsilon}^2$  es la varianza de la perturbación aleatoria. Esta ha sido la fórmula utilizada para realizar predicciones, después de comprobar la robustez de la corrección aplicada con respecto a la forma de la distribución de la perturbación aleatoria a través del criterio consistente en los siguientes pasos:

---

<sup>19</sup> La discusión que vimos sobre la forma funcional adquiere su máximo sentido en el terreno predictivo. En relación a ello cabe destacar la creciente utilización de métodos semiparamétricos a la hora de realizar predicciones de los precios de las viviendas (Gençay y Yang, 1996; Nguyen y Cripps, 2001) en la medida en la que permiten captar posibles relaciones no lineales de forma precisa. En nuestro caso, recordemos que se ha mantenido el marco del modelo de regresión aunque permitiendo un carácter no lineal de la relación a analizar, pero permitiendo una interpretación mucho más sencilla.

- 1) Para la totalidad de la muestra, calcular el predictor:  $\bar{p} = \exp\{X' \hat{\beta}\}$  donde  $\hat{\beta}$  es el estimador de los parámetros poblacionales del modelo.
- 2) Comprobar que se verifica la igualdad siguiente:

$$\frac{\sum_1^N p_i}{\sum_1^N \bar{p}_i} \approx \exp\left\{\frac{1}{2} \sigma_\varepsilon^2\right\} \quad (1.25)$$

donde el sumatorio se realiza para la totalidad de la muestra o para un conjunto de  $N$  observaciones. Si se verifica esta condición donde  $p$  representa el valor observado del precio, el resultado indica que las perturbaciones aleatorias se pueden aproximar por la distribución normal, o bien, que a pesar de la potencial ausencia de normalidad de las perturbaciones aleatorias, a efectos de predecir un agregado de precios, la corrección empleada es adecuada.

Es conocido que en el modelo semilogarítmico  $\sigma_\varepsilon$  permite aproximar la desviación del error de predicción para las predicciones individuales de precios. Ésta es una aproximación por defecto ya que no computa la varianza de los coeficientes estimados si bien se utiliza con frecuencia. En nuestro caso este valor es del orden del 13% de la variable dependiente. Es decir, aproximadamente, con una probabilidad del 95% el precio de un piso puede oscilar alrededor de un 26% por encima o por debajo del valor predicho. A título ilustrativo, para un piso valorado en 30 millones, su valor real, con una probabilidad del 95% puede oscilar entre 22 y 38 millones.

No obstante, estos amplios intervalos se reducen claramente cuando nuestro interés no es una predicción individual sino una media de un conjunto de pisos. Por ejemplo, el conjunto de pisos de un polígono (o zona). Efectivamente, si contemplamos un conjunto de  $M$  pisos, se verifica:

$$\log(\bar{p}) = \frac{1}{M} \sum_1^M \{X' \beta + \varepsilon\} = X'_M \beta + \bar{\varepsilon} \quad (1.26)$$

Donde  $\bar{\log(p)}$  y  $\bar{\varepsilon}$  indican la media de la variable dependiente y la perturbación aleatoria respectivamente. La nueva perturbación aleatoria es  $\bar{\varepsilon}$  con un error estándar de  $\frac{\sigma_{\varepsilon}}{\sqrt{M}}$ , de donde se deduce que al aumentar  $M$  el error de predicción se reducirá. Como ejemplo, si estamos interesados en predecir el valor medio de la vivienda de una zona que tiene 100 viviendas el error estándar cometido será de sólo un 1.3%. Esto significa que si el precio medio predicho es de 30 millones de pesetas, con una probabilidad del 95% este valor oscilará entre 29.2 y 30.8 millones de pesetas.

Para realizar la predicción individual del precio de la vivienda se ha procedido, primero, a excluir aproximadamente un 10% de observaciones de la muestra, para estimado el modelo con las observaciones restantes. De acuerdo con la ecuación estimada se ha predicho el valor de la vivienda para cada una de las observaciones excluidas (911 observaciones).

El Gráfico I.2, muestra un elevado grado de ajuste entre el valor predicho ( $vtot_{hatm}$ ) y el valor original ( $vtot_m$ ) del precio de la vivienda. Tal como visualmente se observa, un término constante cercano a 0 y la pendiente unitaria de la recta de regresión son resultados indicativos de la ausencia de sesgo en la predicción. La Tabla I.7 presenta los resultados de la predicción individual en términos de la media y la desviación estándar. Tal y como se ha postulado anteriormente, los resultados ponen de manifiesto que la media del error de predicción es cercana a 0 y que la desviación estándar del error de predicción respecto al precio por metro cuadrado (13.9%) es muy similar al error estándar del modelo. Adicionalmente, se ha calculado el porcentaje medio de error de la predicción a partir del valor absoluto de los errores individuales de predicción, y se ha obtenido una magnitud del 9.5%.

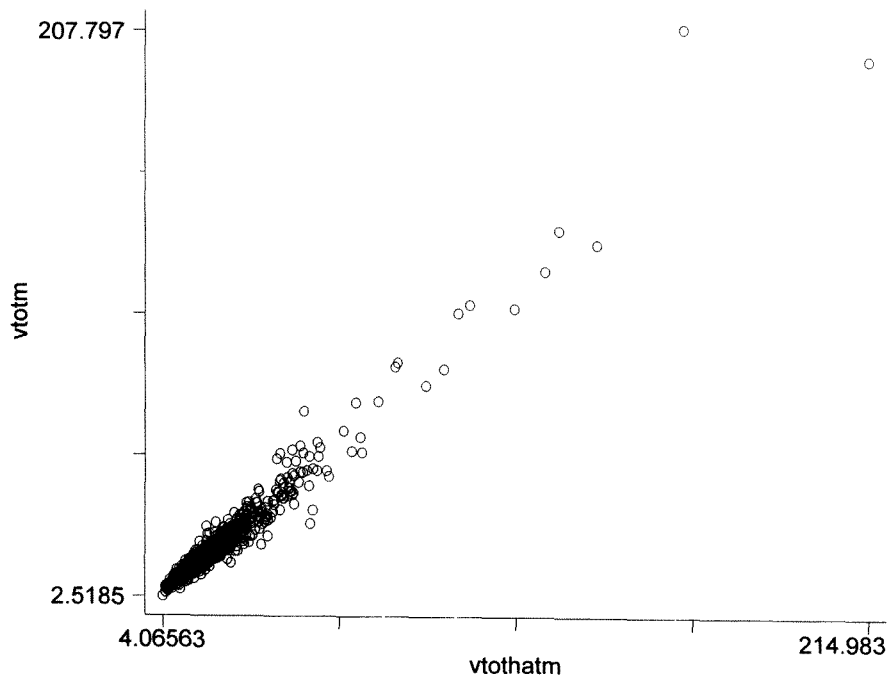
<b>Tabla I.7: Predicción individual del precio por metro cuadrado (911 observaciones)</b>				
	<i>pm2</i>	<i>Predicción</i>	<i>Error</i>	<i>Valor abs. Error</i>
Media	223722.30	223776.70	-54.32	22732.65
Desv.Std	72859.76	66879.18	31193.76	21347.42
% $\sigma_{error}/pm2$			13.94	9.54

<sup>1</sup>Nota: pesetas

<b>Tabla I.8: Predicción por polígonos del precio por metro cuadrado</b>				
	<i>pm2</i>	<i>Predicción</i> <sup>1</sup>	<i>Error</i>	<i>Valor abs. error</i>
Media	230218.00	229659.70	558.35	2149.85
Desv.Std	44963.28	44384.03	3248.50	2488.71
% $\sigma_{\text{error}}/\text{pm2}$			1.40	1.12

<sup>1</sup>Nota: pesetas

**Gráfico I.2: Capacidad predictiva del modelo 4 de la Tabla I.5**



Si se centra el interés en predecir el precio medio de una vivienda en los diferentes polígonos homogéneos y para los que se dispone de un número suficiente de observaciones, los resultados de la Tabla I.8 confirman que cuando la predicción del precio se realiza para la media de las viviendas de una misma área, el error de predicción se reduce sustancialmente. Así, para el conjunto de las 9297 observaciones, la desviación estándar del error de predicción respecto al precio por metro cuadrado ha disminuido hasta un 1.4%.

### **1.5 Índice de precios ajustado por calidad**

En la Tabla I.9 se presenta una comparación de la evolución del crecimiento de la media de los precios de la vivienda en el periodo 1998-2001. En la segunda

columna figura el crecimiento del precio por metro cuadrado que ha sido del 73% en 2001 respecto al año 1998 (base 100 para todos los índices)<sup>20</sup>.

La tercera columna muestra el crecimiento de los precios ajustados por la calidad. El crecimiento de estos precios se puede definir como el crecimiento de los precios una vez descontado el efecto que la variación de las características de las viviendas tiene sobre el mismo y constituyen el índice de precios ajustado por calidad. Las tasas que figuran en esa columna han sido calculadas a partir de la exponencial del coeficiente de la variable ficticia del año correspondiente del modelo 3 de la Tabla I.5. Dichas tasas de crecimiento muestran como esperaríamos que cambie el precio de una vivienda con unas mismas características observables durante el periodo. Así, se concluye que para el 2001, el crecimiento de los precios ajustados por calidad ha sido de un 79%, valor más alto que el crecimiento de los precios sin ajustar. La interpretación a este hecho es que las viviendas presentes en la muestra del 2001 presentaban unas características (calidad) de inferior nivel a las de 1998, aunque las diferencias son poco relevantes.

**Tabla I.9: Índice de precios ajustado por calidad (IPAC)**

	<i>Pm2</i>	<i>IPAC</i>
1998	100	100
1999	119	128
2000	147	153
2001	173	179

Para contrastar esta última observación, podemos utilizar la información de la Tabla I.1 donde se mostraban la media de las características de la muestra. El hecho más destacable es la presencia de viviendas más antiguas, en concreto mayores de 30 años para las muestras más recientes. Asimismo, se detecta la presencia de un mayor porcentaje de inmuebles en estado malo o muy malo para las observaciones de 2001 respecto a las de 1998 y viviendas reformadas hace más de 11 años en las observaciones más recientes. El único aspecto que podría contrarrestar estos otros más negativos para las muestras más recientes es la mayor presencia de inmuebles con calefacción en la muestra de 2001. Respecto a la variable planta, si bien se observa una menor proporción de inmuebles de planta baja y una mayor proporción

<sup>20</sup> Este crecimiento del 73% de los datos de tasación se diferencia del crecimiento del 61% observado en la Tabla I.1 correspondiente a datos de oferta.



de plantas tercera o más alta en las observaciones de 1998, también se detecta una menor presencia de áticos en estas observaciones.

El impacto que el cambio en las características de las viviendas tiene en el periodo 1998-2001 se puede cuantificar a partir de la estimación del modelo 4 presentado en la Tabla I.5. Dada la especificación en logaritmos del precio por metro cuadrado ( $p$ ), este se puede expresar como:

$$p = e^{Z'\beta} \quad (1.27)$$

Si queremos medir el efecto que el cambio en las características medias de las viviendas entre 1998 y 2001 ha tenido sobre la evolución del precio de la vivienda, compararemos el valor de la expresión (1.27) para los años 1998 y 2001

$$\frac{P_{2001}}{P_{1998}} = e^{0.584 + (Z_{2001}^c - Z_{1998}^c)\beta} \quad (1.28)$$

donde 0.584 es el coeficiente estimado de la variable ficticia correspondiente al año 2001 y  $Z_t^c$  es el vector de las medias de las variables explicativas (excepto el año) para los dos años considerados.

Por tanto, la tasa de crecimiento de los precios atribuible a cambios en las características se puede calcular como:

$$\left[ e^{(Z_{2001}^c - Z_{1998}^c)\beta} - 1 \right] * 100 \quad (1.29)$$

Es decir, la tasa de crecimiento de los precios por metro cuadrado durante este periodo, se desglosa en dos partes. El primer factor es el cambio en los precios manteniendo las características constantes, que es la exponencial del coeficiente del año 2001 del modelo 3 de la Tabla I.5. El resultado del mismo es 1.79, es decir, el 79% presente en la tercera columna de la Tabla I.10. El segundo factor es fruto del impacto del diferencial de las características de los inmuebles presentes en la submuestra del 2001 respecto a los presentes en las submuestra de 1998. De acuerdo con lo anterior, el crecimiento de los precios como consecuencia de cambios en las características ha sido de un -3.23%. Esto comportaría un crecimiento total del

precio por metro cuadrado del 73.35%, ligeramente diferente del 73% observado debido a que los cálculos se han realizado con las medias de las características<sup>21</sup>.

<b>Tabla I.10: Descomposición de la variación de los precios observados</b>					
	<i>Precios observados</i>	<i>Impacto características</i>	<i>IPAC</i>	<i>Variación total</i>	<i>Error</i>
1998-2001	73,00	-3,23	79,14	73,35	0,35

## ***1.6 Estimación de una función de demanda para las características***

Uno de los objetivos de las estimaciones de precios hedónicos es la posterior utilización de los precios marginales obtenidos a partir de ellas para la estimación de la función de demanda de las características o atributos que componen al bien heterogéneo, en nuestro caso, la vivienda. En el apartado 2 de este primer capítulo describimos la metodología empleada para la estimación.

No obstante, y antes de comentar los resultados de la estimación, nos detendremos en las hipótesis que se toman para realizarla. En esencia se toman los supuestos de *Palmquist (1984)* y *Parsons (1986)* que son:

- Los parámetros de la función de precios hedónicos son iguales dentro de cada segmento del mercado y distintos entre cada uno de ellos. Entendemos por segmento de mercado, diferentes zonas geográficas o momentos temporales. Es decir, los mercados de la vivienda están segmentados espacial o temporalmente, de forma que variaciones en precios se deben a distintas distribuciones de las preferencias a lo largo de las zonas o los años y, por tanto, las variaciones en precios son exógenas a los consumidores.
- Los agentes del mercado no pueden influir en el precio del bien, sino que son precio-aceptantes al tratar el método hedónico sobre comportamientos individuales que no globales.
- Los parámetros de las funciones de demanda son idénticos en todas las zonas o años, mientras que los precios no. Se estima una función de

<sup>21</sup> Evidentemente, este crecimiento de los precios por metro cuadrado ajustados por calidad que en media ha sido de un 79%, varía si lo analizamos zona a zona (polígono a polígono).

precios hedónicos para cada zona o año y una sola demanda para todo el periodo o zonas.

- Las preferencias de las familias son débilmente separables en características de viviendas y otros bienes.
- La función de precios hedónicos es lineal, de forma que la recta de balance a la que hace frente la familia también lo es. Los motivos de esta elección son: las funciones de gasto y utilidad indirecta están bien definidas, se evitan los problemas de identificación y simultaneidad y proporciona una interpretación sencilla del AIDM. Cuando la literatura no se ha decantado por esta opción es porque el problema de endogeneidad que se genera al obtener precios marginales que dependen de la cantidad de características consumidas, se solucionaba mediante la utilización de variables sociodemográficas como instrumentos (*Palmquist, 1984*).

Además, si bien la introducción de formas funcionales más complejas mejora, como hemos visto, la predicción y precisión de variaciones de precios “intra” el mercado (es decir, la estimación de los parámetros en cada ciudad o zona), esto tiene poco interés cuando se trata de estimar las funciones de demanda de las características, ya que en este caso lo que se requiere son variaciones “entre” mercados, tal y como señala *Parsons (1986)*. Así, el aumento en la precisión de las estimaciones de los parámetros en cada ciudad o zona fruto de utilizar formas funcionales más complejas, apenas modifica la variabilidad de las estimaciones de un mismo parámetro entre las distintas ciudades o zonas, lo cual constituye el elemento de interés de cara a la estimación de funciones de demanda.

A simple vista, este supuesto podría crear problemas al eliminar la variabilidad de los precios de las características (que son constantes, es decir, ya no dependen de la cantidad de característica consumida) e imposibilitar la estimación de las funciones de demanda. La solución reside en suponer que el mercado está segmentado por zona geográfica o periodo de tiempo y que las familias con preferencias similares pueden ser observadas en mercados diferentes.

A partir de aquí y dado que aunque poseemos datos de una sola ciudad, Barcelona, sus distritos son suficientemente grandes como para segmentar

especialmente los datos, se estimarán diez ecuaciones hedónicas correspondientes a cada uno de los distritos de la ciudad de Barcelona consiguiendo la variación necesaria en los precios de las características para la estimación de las ecuaciones de demanda.

En la primera fase, se realiza la estimación de la función que relaciona los precios de las viviendas junto con sus características. Las variables explicativas serán básicamente las mismas que las utilizadas en el modelo 4 de la Tabla I.5 aunque la forma funcional será distinta. En particular, la forma funcional será lineal y la variable a explicar será el valor absoluto de la vivienda. Por otra parte, y para evitar obtener precios negativos así como para simplificar los resultados, se han substituido las variables ficticias que hacen referencia a la localización por la variable “nivel de estudios”. Dicha variable se especifica como el número de años de estudios que, en media, tiene el habitante de una zona. Siguiendo las teorías del capital humano y las evidencia empírica disponible, este tipo de variables aproximan la renta de la zona, variable que, como se verá en el próximo capítulo, capta el efecto de la localización casi en su totalidad. Es decir, la correlación entre las variables ficticias que hacen referencia a la localización y la variable “nivel de estudios” es del 90% aproximadamente denotando que una mejor localización está fuertemente asociada a un mejor nivel de estudios de sus habitantes.

Los datos empleados son los descritos en el apartado 3 de este capítulo y los coeficientes que acompañan a cada una de las características son los precios marginales (que coinciden con los precios medios de cada una de ellas). Como se puso de manifiesto con anterioridad, a pesar de que disponemos de datos únicamente para la ciudad de Barcelona, disponemos de suficientes observaciones para casi la totalidad de los distritos<sup>22</sup>- zonas geográficas suficientemente heterogéneas entre si- como para estimar sin problemas funciones de precios hedónicos por distritos, y obtener así la necesaria variabilidad de precios hedónicos para la estimación del sistema de ecuaciones de demanda. Cada ecuación se estima de forma separada por MCO y sus resultados se presentan en la Tabla A.I.3 del Anexo.

---

<sup>22</sup> Únicamente para el distrito 4 (Les Corts), el distrito menos representado en la muestra con diferencia (347 observaciones) se han eliminado las estimaciones hedónicas al dar a lugar a índices de precios de la calidad negativos.

La capacidad explicativa de los modelos estimados es similar, e incluso mayor, que los presentados en la Tabla I.5. De hecho, los  $R^2$  ajustados se sitúan entorno al 85%. Esto se debe en parte al hecho de que la variable dependiente es el precio total de la vivienda y no el precio por metro cuadrado, por lo que la variabilidad de la variable dependiente cambia (es mayor), pero al mismo tiempo la capacidad explicativa de la superficie es mucho mayor actuando a modo de tendencia, como en los modelos con datos temporales. La interpretación de los parámetros es de “en cuántas unidades monetarias varía el precio de la vivienda cuando aumenta en una unidad una determinada característica, manteniendo las demás constantes”. A título ilustrativo, un metro cuadrado adicional de superficie, aumenta el valor de la vivienda en 171.886 ptas. en el distrito 1, 252.602 ptas. en el distrito 2, 204.161 ptas. en el distrito 3, 351.652 ptas. en el distrito 4, 354.094 ptas. en el distrito 5, 215.047 en el distrito 6, 217.934 ptas. en el distrito 7, 282.434 ptas. en el distrito 9 y 158.047 ptas. en el distrito 10.

El término independiente (precio de la unidad de vivienda excluida las características) es significativo y negativo en todos los casos, lo que indica que el gasto total dedicado a características de vivienda supera al precio de mercado de la unidad de vivienda. La diferencia entre dos términos independientes de dos distritos, términos evidentemente constantes para todas las viviendas de cada distrito, nos muestra la distinta valoración que se da a comprar una vivienda en ambos distritos.

Una vez obtenidos los precios implícitos de cada una de las características de vivienda, se estiman las demandas de las características. Para ello se estima el sistema AIDM y una sola demanda para todos los mercados (distritos). Para realizar la estimación se necesitan:

- Los precios de las características de vivienda que se han calculado en la primera fase de la estimación y que se suponen exógenos en el sistema de demanda.
- La cantidad comprada de las características, que ya se utilizó en la etapa anterior.
- El gasto total en características de vivienda es la suma de los productos de los precios de las características por la cantidad comprada. Como ya

se ha mencionado, al ser el término independiente de las regresiones hedónicas negativo, dicho gasto es superior al precio de mercado.

Las ecuaciones de demanda de características se estiman sobre el total de la muestra (9297 observaciones) correspondientes a los cuatro años de estudio.

Las variables dependientes en el AIDM vienen definidas como las proporciones de gasto que cada familia destina a cada característica y se agrupan en las tres siguientes. Por tanto se estima un sistema de demanda con tres ecuaciones:

- Proporción del gasto en cantidad de vivienda ( $w_1$ ) se define como el número de metros cuadrados que posee una vivienda, por el precio por metro cuadrado en el año al cual pertenece la vivienda, dividido por el gasto total en características de la vivienda.
- Proporción del gasto en calidad de la vivienda ( $w_2$ ). En la definición de esta variable se emplea el método de *King (1976)* y *Ereckson et al (1979)* que consiste en agrupar las características relacionadas con la calidad de la vivienda. Así, el gasto en calidad es la suma de los productos del precio de cada una de las características relacionadas con la calidad (antigüedad, calefacción, ascensor, número de planta, condición de exterior, estado de conservación y tiempo transcurrido desde la última reforma) en cada mercado por el nivel que cada familia ha elegido de cada una de ellas<sup>23</sup>, dividiendo la suma de los productos anteriores por el gasto total. Con este tipo de agregaciones se evitan problemas de multicolinealidad entre precios.
- Proporción de gasto en localización ( $w_3$ ) se calcula como el producto del precio de esta característica en cada mercado por los años de estudios que tiene un individuo promedio perteneciente a una determinada zona, dividido por el gasto total.

Como variables explicativas de las ecuaciones de demanda debemos incluir índices de precios para las diferentes características de la vivienda, así como la renta

---

<sup>23</sup> En el caso de *Ereckson et al (1979)* el gasto en calidad se obtiene por diferencia entre el valor total predicho por la ecuación hedónica el gasto en superficie y el gasto en localización.

o gasto real con el objetivo de calcular las elasticidades-precio y renta correspondientes. A estos efectos, las variables explicativas incluidas en las ecuaciones son:

- Los precios hedónicos de superficie (Índice de precios de cantidad) y nivel de estudios (Índice de precios de localización) calculados en la fase anterior y en logaritmos naturales.
- El índice de precios de la calidad de la vivienda (Índice de precios de calidad) expresado en logaritmos naturales. Para definir este índice se toma una vivienda estándar que en nuestro caso es la vivienda media de la ciudad de Barcelona durante el periodo 1998-2001. Las características de dicha vivienda media se han calculado realizando una media de las características de las viviendas ponderada por su peso en la muestra. Finalmente, el índice de precios de la calidad para cada distrito es la suma de los productos de los precios hedónicos de cada una de las características que componen la calidad, por el nivel fijado como estándar.
- El gasto real total que se expresa como el cociente entre el presupuesto total y un índice de precios tipo Stone en logaritmos naturales. El logaritmo de este índice viene dado por  $\log p = \sum_{s=1}^3 w_s \log p_s$  (donde  $s$  es 1, 2 o 3 dependiendo de si se trata de cantidad, calidad o localización).

En *Bilbao (2000)*, además de la aproximación que aquí se presenta, donde no se realiza ninguna diferenciación entre el comportamiento de los individuos, se intenta diferenciar el comportamiento de los individuos mediante la incorporación de diversas variables sociodemográficas, como la edad, sexo o nivel de estudios del comprador, que se toman del Censo de Población y Vivienda de 1991 en lo que se denomina en el trabajo como el “modelo con características demográficas”. En nuestra muestra, sin embargo, se carece de estas variables.

El modelo se estima utilizando un procedimiento de Ecuaciones Aparentemente No Relacionadas (SURE), que presenta dos ventajas frente a la estimación MCO: se gana eficiencia al considerar la correlación contemporánea entre los errores de distintas ecuaciones y se pueden contrastar las hipótesis de simetría de los parámetros. En primer lugar, se estima el modelo no restringido (sin imponer

homogeneidad ni simetría, aunque la condición de agregación se cumple al estimar k-1 ecuaciones ya que si no obtendríamos una matriz singular). Luego se impone la condición de homogeneidad y se contrasta mediante el test de razón de verosimilitudes. Finalmente, se impone la simetría que de nuevo se contrasta con el mismo test (Labeaga y López, 1996).

En la Tabla I.11<sup>24</sup> se presentan las estimaciones de las ecuaciones de demanda imponiendo homogeneidad y simetría. La ecuación que se elimina para mantener la condición de agregación es la correspondiente al gasto de localización ( $w_3$ ). De todas formas, los coeficientes de la misma se calculan de forma inmediata a partir de las restricciones del sistema.

La bondad del ajuste es elevada (un 89 y un 65% respectivamente) y todas las variables son individualmente significativas al 1%. Los coeficientes cruzados de la estimación indican patrones de sustituibilidad entre cantidad y calidad (signo positivo) y de complementariedad entre calidad y localización, así como entre cantidad y localización.

Asimismo, la media de las proporciones de presupuesto dedicadas a cada característica es: cantidad (52.17%) y localización (35.73%) y calidad (12.09%). Los resultados son lógicos dada la gran influencia de la localización en el precio de la vivienda, tal y como hemos visto en secciones anteriores y dado que las viviendas de la muestra tienen una superficie media entorno a los 85 metros cuadrados.

<b>Tabla I.11: Ecuaciones de demanda. Modelo imponiendo homogeneidad y simetría</b>					
<i>Variables</i>	<i>w1</i>		<i>w2</i>		<i>w3</i>
	<i>Coficiente</i>	<i>Estad. t</i>	<i>Coficiente</i>	<i>Estad. t</i>	<i>Coficiente</i>
<i>Índice de precios</i>					
Cantidad	0.180	163.22	0.014	16.56	-0.194
Calidad	0.014	16.56	0.038	29.86	-0.053
Localización	-0.194	-177.65	-0.053	-43.04	0.247
Gasto real	0.148	122.44	-0.090	-58.41	-0.057
Constante	0.337	58.27	0.398	56.49	-0.735
R <sup>2</sup>	0.790		0.360		
$\sigma$	0.045		0.052		

<sup>24</sup> En el Anexo 4, se presentan las tablas correspondientes al modelo no restringido y al modelo en donde únicamente se impone la restricción de homogeneidad.



En la Tabla I.12 se reportan las elasticidades-renta, compensadas y no compensadas de la demanda de vivienda calculadas según:

$$\hat{\varepsilon}_r = \left[ \frac{\hat{\beta}_i}{w_i} \right] + 1 \quad (I.30)$$

$$\hat{\varepsilon}_p^* = \left[ \frac{\hat{\gamma}_{ii}}{w_i} \right] - 1 \quad (I.31)$$

$$\hat{\varepsilon}_p = \hat{\varepsilon}_p^* - \hat{\beta}_i - w_i \quad (I.32)$$

donde  $\hat{\varepsilon}_r$  es la elasticidad-renta,  $\hat{\varepsilon}_p^*$  es la elasticidad-precio compensada y  $\hat{\varepsilon}_p$  es la elasticidad-precio no compensada. Las elasticidades-renta clasifica a la cantidad como bien de lujo mientras que la calidad y la localización se consideran como bienes necesarios (aunque este último más cercano a la unidad). Para probar que la cantidad al principio es un bien necesario que se va haciendo de lujo a medida que aumenta el tamaño de la vivienda, se ha introducido en el modelo un término cuadrático para el gasto real. Los resultados de las estimaciones, que se pueden observar en el Anexo (Tabla A.I.5), corroboran nuevamente la afirmación al presentar el gasto real al cuadrado un signo contrario al gasto real en todas las estimaciones para la ecuación que hace referencia a la cantidad de vivienda, aunque, en esta ocasión, este hecho no se repite para la calidad y la localización.

**Tabla I. 14: Elasticidades de demanda**

<i>ELASTICIDAD</i>	<i>Cantidad</i>	<i>Calidad</i>	<i>Localización</i>
Elasticidad renta	1.283	0.254	0.839
Elasticidad compensada	-0.655	-0.685	-0.309
Elasticidad no compensada	-1.325	-0.716	-0.609

## **1.7 Conclusiones**

En el presente capítulo se ha analizado el efecto que las características físicas de la vivienda (tanto físicas como de localización) tienen sobre el precio de la misma

a través de la estimación de modelos de precios hedónicos ampliamente utilizados en la literatura. A lo largo del análisis, se ha realizado una discusión acerca de algunos aspectos técnicos como la forma funcional y la capacidad predictiva del modelo. A modo de resumen, se trata de un modelo para cuya estimación se ha adoptado una forma funcional flexible que relaciona el precio por metro cuadrado de la vivienda con la superficie de la misma. Dicha forma funcional resulta coherente con lo expuesto en la literatura económica anterior, así como con la relación decreciente que describen los propios datos mediante su estimación a través de una forma funcional cuadrática y nos permite mantenernos dentro del marco del modelo de regresión. Los resultados de las estimaciones en cuanto al efecto de las distintas características de la vivienda y la localización presentan los signos esperados y las predicciones por zonas son bastante precisas.

A partir del cálculo de un índice de precios ajustado por calidad se ha obtenido el resultado de que el aumento del precio de la vivienda descontando el efecto de las características ha sido superior al observado durante el periodo, aunque sólo de forma marginal.

Finalmente, se ha procedido a la obtención de las ecuaciones de demanda de los tres grandes bloques explicativos del modelo: superficie, características físicas (calidad) y localización. Para ello se han estimado ecuaciones hedónicas para cada uno de los distritos de la ciudad de Barcelona y una sola ecuación de demanda por bloque. Tanto los patrones de sustitubilidad (entre cantidad y calidad) y complementariedad (entre calidad y localización y entre cantidad y localización) como las elasticidades renta y precio (tanto compensada como no compensada) muestran resultados similares a los obtenidos en otros trabajos similares.

## I.8 Anexo

Tabla A.I.1: Estimación del Modelo 4 para 2001. Variable dependiente: pm2 (log)		
	<i>Coficiente</i>	<i>Estad. t</i>
Superficie	-6.510	-7.86
Calefacción	-0.044	-5.87
Exterior	-0.002	-0.21
Ascensor	0.090	9.79
<i>Edad (ref: &gt;50 años)</i>		
Nuevos	0.108	3.43
Entre 1 y 6	0.068	2.66
Entre 6 y 10	0.082	2.52
Entre 11 y 20	0.038	2.39
Entre 21 y 30	0.006	0.58
Entre 31 y 50	-0.018	-1.64
<i>Estado (ref: muy mal)</i>		
Malo	0.083	3.47
Normal	0.196	8.48
Bueno	0.242	9.92
Muy bueno	0.328	10.07
<i>Planta (Ref: planta 0)</i>		
Primera	0.014	0.98
Segunda	0.034	2.34
Tercera o >	0.046	3.48
Ático	0.045	1.78
Ascensor*ático	0.052	1.81
<i>Reforma (Ref: &gt;20 años)</i>		
Hace 0-5 años	0.046	4.54
Hace 6-10	0.026	2.18
Hace 11-20	0.003	0.28
Constante	12.182	316.99
Control zona		89
R <sup>2</sup>	0.638	
σ	0.133	
N	1851	

**Tabla A.I.2a: Estimación del modelo 4 para las viviendas nuevas del 2000**

<i>VARIABLE</i>	<i>Coficiente</i>	<i>Estad. t</i>
Superficie	-12.365	11.25
Calefacción	-0.029	0.88
Ascensor	0.265	7.12
Constante	12.298	250.25
$\sigma$	0.070	
N	725	

**Tabla A.I.2b: Estimación del modelo 4 para las viviendas nuevas del 2001**

<i>VARIABLE</i>	<i>Coficiente</i>	<i>Estad. t</i>
Superficie	-12.335	4.46
Calefacción	0.011	0.51
Ascensor	0.084	2.75
Constante	12.469	184.48
$\sigma$	0.101	
N	250	

**Tabla A.I.3a: Ecuaciones de demanda. Primera fase: estimación hedónica.**

**Variable dependiente: valor total (miles de pesetas)**

	<i>Distrito 1</i>		<i>Distrito 2</i>		<i>Distrito 3</i>	
	<i>Coeficiente</i>	<i>Estad. t</i>	<i>Coeficiente</i>	<i>Estad. t</i>	<i>Coeficiente</i>	<i>Estad. t</i>
Superficie	171.886	44.84	252.603	64.35	204.161	45.70
Calefacción	-1165.562	-2.53	-1341.735	-4.24	-769.524	-3.41
Exterior	251.015	0.65	194.549	0.61	-58.965	-0.28
Ascensor	4435.161	9.84	891.383	2.39	756.699	3.10
Nivel de estudios	522.269	3.24	1592.824	8.59	1616.255	10.14
<i>Año (ref: 1998)</i>						
1999	4091.520	9.94	5002.753	12.55	3613.113	14.60
2000	6628.232	18.01	9911.935	26.85	6618.141	27.61
2001	10200.000	20.41	15600.000	40.76	10300.000	40.01
<i>Edad (ref: &gt;50 años)</i>						
Nuevos	2238.769	1.80	5672.000	6.53	3615.199	5.23
Entre 1 y 6	-5605.665	-2.64	3534.826	3.49	1292.486	2.10
Entre 6 y 10	2830.088	1.55	4160.430	3.26	2619.627	4.00
Entre 11 y 20	-73.381	-0.06	2422.674	4.86	1184.554	3.49
Entre 21 y 30	-525.449	-0.70	1470.000	3.85	976.301	3.42
Entre 31 y 50	-275.871	-0.55	414.154	1.11	134.165	0.53
<i>Estado (ref: muy mal)</i>						
Malo	2238.411	4.55	2231.010	3.49	1262.934	2.56
Normal	2740.030	5.41	2953.962	4.63	2739.540	5.60
Bueno	4789.274	7.44	4643.294	6.53	4225.638	7.90
Muy bueno	6097.136	5.32	7893.650	8.40	6238.860	8.56
<i>Planta (Ref: planta 0)</i>						
Primera	645.441	0.77	1437.348	1.24	286.274	0.63
Segunda	815.931	1.01	1315.631	1.15	361.986	0.82
Tercera o >	948.425	1.22	2217.115	2.00	812.423	1.94
Ático	1524.882	1.62	3330.744	1.93	328.061	0.44
Ascensor*ático	-2348.977	-1.82	430.793	0.29	778.534	1.06
<i>Reforma (Ref: &gt;20)</i>						
Hace 0-5 años	1350.676	3.74	1796.286	4.69	837.504	3.20
Hace 6-10	341.356	0.77	1169.184	2.57	311.371	1.04
Hace 11-20	476.999	1.16	314.122	0.74	209.781	0.70
Constante	-12630.790	-8.03	-31051.503	-13.65	-22976.745	-14.40
R <sup>2</sup>	0.85		0.85		0.84	
σ	3427.31		4942.02		2832.60	
N	772		1513		1225	

**Tabla A.I.3b: Ecuaciones de demanda. Primera fase: estimación hedónica.**  
**Variable dependiente: valor total (miles de pesetas)**

	<i>Distrito 5</i>		<i>Distrito 6</i>		<i>Distrito 7</i>	
	<i>Coficiente</i>	<i>Estad. t</i>	<i>Coficiente</i>	<i>Estad. t</i>	<i>Coficiente</i>	<i>Estad. t</i>
Superficie	354.094	45.80	215.047	43.32	217.934	43.86
Calefacción	-5645.905	-4.92	-600.818	-1.84	-1012.371	-4.20
Exterior	599.081	0.42	614.065	1.61	328.699	1.25
Ascensor	-2602.420	-1.55	1146.298	3.24	1359.137	5.48
Nivel de estudios	4445.196	3.36	1466.180	5.74	798.518	6.91
<i>Año (ref: 1998)</i>						
1999	5166.853	3.95	4389.706	10.84	3402.840	12.20
2000	14300.000	10.77	8967.127	21.98	6505.146	24.79
2001	20600.000	15.40	12200.000	32.80	10200.000	36.37
<i>Edad (ref: &gt;50 años)</i>						
Nuevos	5994.255	1.82	6732.056	6.23	5557.746	6.20
Entre 1 y 6	11900.000	2.20	5173.430	3.93	3427.072	3.93
Entre 6 y 10	7351.061	1.96	1680.589	1.39	2420.215	2.82
Entre 11 y 20	6376.177	3.57	1392.665	2.72	891.115	1.42
Entre 21 y 30	2921.177	1.88	556.552	1.34	618.171	1.08
Entre 31 y 50	276.497	0.18	509.117	1.34	-22.037	-0.04
<i>Estado (ref: muy mal)</i>						
Malo	3782.458	1.42	970.165	1.46	765.640	1.15
Normal	3480.870	1.31	2575.256	3.88	2157.720	3.32
Bueno	5584.694	1.96	3804.982	5.15	3190.188	4.61
Muy bueno	15200.000	4.32	5795.305	4.87	4247.627	4.83
<i>Planta (Ref: planta 0)</i>						
Primera	755.623	0.38	1270.284	2.16	-738.479	-2.04
Segunda	296.257	0.15	1620.718	2.80	-311.536	-0.86
Tercera o >	1227.443	0.68	2032.384	3.75	-179.431	-0.55
Ático	-1817.010	-0.45	2030.574	1.98	213.769	0.48
Ascensor*ático	5040.622	1.24	652.123	0.53	-251.422	-0.44
<i>Reforma (Ref: &gt;20)</i>						
Hace 0-5 años	1102.523	0.91	678.571	1.74	1220.127	4.27
Hace 6-10	3950.741	2.66	371.461	0.78	1110.451	3.38
Hace 11-20	965.452	0.68	230.868	0.52	607.759	1.74
Constante	-73360.121	-4.33	-25386.482	-9.17	-15647.484	-11.58
R <sup>2</sup>	0.86		0.86		0.85	
σ	10287.03		3513.61		2929.80	
N	589		727		1055	

**Tabla A.I.3c: Ecuaciones de demanda. Primera fase: estimación hedónica.**

**Variable dependiente: valor total (miles de pesetas)**

	<i>Distrito 8</i>		<i>Distrito 9</i>		<i>Distrito 10</i>	
	<i>Coefficiente</i>	<i>Estad. t</i>	<i>Coefficiente</i>	<i>Estad. t</i>	<i>Coefficiente</i>	<i>Estad. t</i>
Superficie	282.434	60.76	158.047	31.76	210.158	44.17
Calefacción	-505.454	-1.81	-554.135	-2.12	-1192.648	-6.06
Exterior	-580.384	-2.14	466.989	1.68	120.768	0.55
Ascensor	-163.578	-0.66	736.980	2.48	467.661	2.09
Nivel de estudios	667.186	4.67	1424.949	10.50	1284.772	16.15
<i>Año (ref: 1998)</i>						
1999	3131.207	10.01	3419.648	11.89	3321.926	14.76
2000	5199.531	18.16	6858.125	23.88	7045.091	31.76
2001	8383.654	26.62	10600.000	35.13	11000.000	48.93
<i>Edad (ref: &gt;50 años)</i>						
Nuevos	-673.448	-0.47	5621.797	5.27	7069.498	12.66
Entre 1 y 6	-4071.978	-2.98	6267.636	7.17	3882.486	8.13
Entre 6 y 10	-5884.541	-4.53	3202.449	3.85	5332.452	9.08
Entre 11 y 20	-4803.769	-4.87	2581.656	3.93	1621.013	4.80
Entre 21 y 30	-4377.451	-4.76	2203.299	3.71	1077.931	3.92
Entre 31 y 50	-4612.639	-5.04	1320.880	2.32	391.988	1.51
<i>Estado (ref: muy mal)</i>						
Malo	1212.932	1.95	1679.779	2.49	776.911	1.65
Normal	2392.498	3.86	2688.540	3.98	1562.501	3.43
Bueno	3557.396	5.27	4015.293	5.57	2489.520	5.11
Muy bueno	4432.226	4.04	4989.901	4.64	3011.791	4.86
<i>Planta (Ref: planta 0)</i>						
Primera	1325.292	3.24	809.510	1.64	-583.990	-1.41
Segunda	1524.338	3.83	921.480	1.91	-483.519	-1.21
Tercera o >	1347.060	3.89	1013.375	2.26	-530.787	-1.44
Ático	1752.412	3.83	1008.554	1.50	-884.418	-1.26
Ascensor*ático	602.145	0.92	1518.768	2.15	1870.352	2.53
<i>Reforma (Ref: &gt;20)</i>						
Hace 0-5 años	1244.303	3.99	550.320	1.82	968.574	3.80
Hace 6-10	1009.288	2.89	683.919	1.95	944.923	3.25
Hace 11-20	856.420	2.35	547.144	1.37	202.612	0.67
Constante	-14763.721	-9.14	-20113.300	-13.39	-18703.044	-19.99
R <sup>2</sup>	0.87		0.86		0.88	
σ	3002.20		2615.52		2785.13	
N	957		730		1382	

**Tabla A.I.4a: Ecuaciones de demanda. Modelo no restringido**

<i>Variables</i>	<i>w1</i>		<i>w2</i>		<i>w3</i>	
	<i>Coficiente</i>	<i>Estad. t</i>	<i>Coficiente</i>	<i>Estad. t</i>	<i>Coficiente</i>	<i>Estad. t</i>
<i>Índice de precios</i>						
Cantidad	0.112	34.42	-0.072	-18.88	-0.040	-10.13
Calidad	0.032	28.31	0.033	25.48	-0.065	-47.96
Localización	-0.211	-162.66	-0.013	-8.85	0.224	142.64
Gasto real	0.177	136.07	-0.079	-51.53	-0.099	-62.38
Constante	1.051	28.25	0.948	21.72	-1.000	-22.13
R <sup>2</sup>	0.900		0.690		0.780	
$\sigma$	0.042		0.049		0.050	

**Tabla A.I.4b: Ecuaciones de demanda. Modelo imponiendo homogeneidad**

<i>Variables</i>	<i>w1</i>		<i>w2</i>		<i>w3</i>
	<i>Coficiente</i>	<i>Estad. t</i>	<i>Coficiente</i>	<i>Estad. t</i>	<i>Coficiente</i>
<i>Índice de precios</i>					
Cantidad	0.180	170.69	-0.019	-15.52	-0.161
Calidad	0.040	37.48	0.040	32.26	-0.080
Localización	-0.221	-176.09	-0.021	-14.51	0.241
Gasto real	0.171	130.86	-0.084	-55.35	-0.088
Constante	0.232	37.40	0.316	44.23	-0.548
R <sup>2</sup>	0.900		0.670		
$\sigma$	0.043		0.050		



**Tabla A.I.5a: Ecuaciones de demanda. Modelo no restringido**

Variables	w1		w2		w3	
	Coefficiente	Estad. t	Coefficiente	Estad. t	Coefficiente	Estad. t
<i>Índice de precios</i>						
Cantidad	0.076	24.49	-0.082	-20.78	0.006	1.67
Calidad	0.025	24.47	0.031	23.97	-0.057	-45.88
Localización	-0.172	-114.04	-0.003	-1.32	0.174	96.47
Gasto real	-0.050	-9.01	-0.143	-20.02	0.193	28.79
Gasto real al cuadrado	0.037	41.72	0.010	9.18	-0.047	-44.54
Constante	1.357	38.95	1.033	23.26	-1.391	-33.28
R <sup>2</sup>	0.920		0.690		0.810	
σ	0.038		0.049		0.046	

**Tabla A.I.5b: Ecuaciones de demanda. Modelo imponiendo homogeneidad**

Variables	w1		w2		w3
	Coefficiente	Estad. t	Coefficiente	Estad. t	Coefficiente
<i>Índice de precios</i>					
Cantidad	0.148	117.41	-0.028	-17.51	-0.121
Calidad	0.034	34.42	0.038	30.78	-0.073
Localización	-0.183	-122.18	-0.011	-5.76	0.194
Gasto real	-0.053	-9.11	-0.144	-20.03	0.197
Gasto real al cuadrado	0.036	39.56	0.010	8.63	-0.046
Constante	0.491	56.46	0.387	35.72	-0.877
R <sup>2</sup>	0.910		0.680		
σ	0.040		0.050		

**Tabla A.I.5c: Ecuaciones de demanda. Modelo imponiendo homogeneidad y simetría**

Variables	w1		w2		w3
	Coefficiente	Estad. t	Coefficiente	Estad. t	Coefficiente
<i>Índice de precios</i>					
Cantidad	0.138	109.10	0.017	19.42	-0.155
Calidad	0.017	19.42	0.042	32.57	-0.059
Localización	-0.155	-119.64	-0.059	-47.23	0.214
Gasto real	-0.121	-21.68	-0.009	-1.44	0.130
Gasto real al cuadrado	0.045	49.77	-0.013	-13.27	-0.032
Constante	0.613	75.17	0.282	26.28	-0.895
R <sup>2</sup>	0.900		0.650		
σ	0.041		0.052		

## **Capítulo II: Efecto de las variables del entorno en el precio de la vivienda**

De la modelización de los determinantes de los precios de las viviendas contenida en el primer capítulo de esta primera parte, observamos que uno de los principales factores explicativos del precio de las viviendas es la localización de las mismas. En concreto, recordemos que la localización era el componente con mayor capacidad explicativa siendo responsable de un 35% de la variabilidad de los precios por metro cuadrado de las viviendas para el año 2001. Por lo tanto, el estudio de cuáles son los principales factores explicativos detrás del importante efecto de la localización sobre el precio de la vivienda constituye uno de los objetivos inmediatos de este análisis de los determinantes del precio de las viviendas que estamos realizando en la parte que nos ocupa. A partir de este momento llamaremos a este conjunto de variables explicativas de la localización, variables de entorno.

De una forma análoga al primer capítulo, este segundo capítulo se estructura de la forma siguiente. En primer lugar, se presenta la literatura relacionada con los principales aspectos del entorno que han sido considerados como potenciales factores explicativos del efecto de la localización. En segundo lugar, se presenta el modelo empírico y los datos empleados a lo largo del capítulo. En tercer lugar, se procede al comentario de los resultados distinguiendo los mismos para dos modelos distintos. En el primero de esos modelos se considerará el efecto de la localización invariante en el tiempo, mientras en el segundo modelo el efecto de cada localización varía en  $t$ . Finalmente, se presenta un resumen de las principales.

### ***II.1 Literatura económica de las variables del entorno***

Respecto a los efectos del entorno en los precios de las viviendas, la literatura se ha concentrado mayoritariamente en la medición de los siguientes aspectos: la proximidad a los medios de transporte, la disponibilidad de escuelas, el nivel de delincuencia y aquellos aspectos relacionados con el medio ambiente. En particular, los dos primeros, son los que más atención han recibido. Concluiremos con una mención a los trabajos que estudian en este marco el impacto de políticas públicas. De todas formas, se puede avanzar que la dispersión de los resultados obtenidos es considerable y depende del tipo de datos utilizado, así como de la metodología empleada.

Existen diversos estudios que intentan cuantificar cuál es el efecto que la accesibilidad al transporte público tiene sobre el precio de la vivienda. Los análisis de precios hedónicos parten de la hipótesis de que la accesibilidad al transporte público aumenta el precio del inmueble. De todas formas, la experiencia disponible no permite aportar resultados concluyentes respecto a la citada hipótesis y mucho menos respecto a la magnitud del impacto<sup>25</sup>. La relación negativa entre accesibilidad al transporte público y precio del inmueble puede explicarse por la existencia de externalidades negativas cuando la accesibilidad se mide respecto a estaciones de ferrocarril que comportan ruidos y otros impactos no deseados. Asimismo, cabe recordar que el transporte público se contempla como una forma “inferior” de movilidad para las personas de renta alta y, por tanto, no necesariamente tendrá un efecto positivo sobre el precio.

En relación con los trabajos que centran su atención en el transporte y su accesibilidad, *Haider y Miller (2000)*, en el marco de los modelos espaciales autorregresivos, ponen especial énfasis en el efecto de los elementos de localización en el precio de la vivienda. De todas formas, en el estudio, con datos de 27400 viviendas vendidas en 1995 en Toronto, se deja patente como, ante la presencia de variables como la renta de la zona o las características físicas del inmueble, las variables que hacen referencia al transporte, no aparecen como determinantes claves del precio del inmueble. Tampoco aparecen como significativas en *Cheshire y Sheppard (1995)*, mientras que en *Nelson (1992)* depende de la renta de la zona. En zonas de renta alta la accesibilidad a los medios de transporte tiene un impacto negativo y en zonas de renta bajo tiene un impacto positivo. En estudios como los de *Voith (1993)*, *Weinberger (2001)* o *Cervero-Duncan (2002)* el efecto estimado es positivo y significativo, mientras que *Forrest et al, (1996)* obtienen un efecto negativo. Este último trabajo, alerta sobre un posible problema de endogeneidad en la metodología de precios hedónicos ya que las inversiones en transporte público, van dirigidas en muchas ocasiones a las zonas con una demanda más intensa de viviendas. Por otro lado, *Bowes y Ihlanfeldt (2001)* estudian el impacto de la proximidad de una estación de trenes en los valores de la propiedad. La hipótesis es

---

<sup>25</sup> Las diferencias en los resultados se explican por las características de los mercados de vivienda local pero también reflejan diferencias metodológicas, de medida y de diseño de la investigación, así como diferentes limitaciones de los datos. En este sentido, juega un papel clave disponer de datos con variabilidad a nivel individual, en lugar de a nivel de zona, y de variables de accesibilidad en términos de distancia o, idealmente, tiempo.

que estas estaciones reducen los costes de transporte y aumentan la actividad comercial. La información es relativa a ventas de viviendas unifamiliares de la región de Atlanta desde 1991 a 1994. Además de una medida de la distancia de cada vivienda a una estación de trenes, se incluyen variables que hacen referencia a la actividad económica y la delincuencia. Se encuentra un efecto significativo de estos aspectos, variando con la distancia respecto a un centro económico y la renta media del vecindario.

El segundo de los aspectos a considerar son las infraestructuras dedicadas a la educación. Dentro de esta literatura, *Haurin y Brasington (1996)* muestran que la capitalización de las diferencias de la calidad escolar en el precio de la vivienda tiene lugar por unidad de vivienda y no por metro cuadrado. Utilizan datos de transacciones de viviendas durante 1991 de 134 jurisdicciones o distritos escolares que pertenecen a seis áreas metropolitanas de Ohio. La variable que mide la calidad escolar es el resultado medio de los alumnos de una escuela en varios tests que evalúan capacidades diversas- comprensión lectora y matemáticas, básicamente-, incluyendo adicionalmente como variables de entorno un índice de accesibilidad y la distancia al centro. Por su parte, *Bogart y Cromwell (2000)* intentan medir el efecto que supone para el valor de una vivienda una reasignación de las escuelas entre distritos. Para ello, con precios de venta de regiones del área de Cleveland, cuyos precios y servicios a las viviendas son uniformes, y manteniendo como base la metodología hedónica clásica, se realiza una estimación en diferencias con una muestra de ventas repetidas y sin realizar ningún control por la renta de la zona aunque sí por otras variables como características del vecindario, sobretodo raciales. Paralelamente, separan las viviendas en dos grupos, las viviendas que han perdido las escuelas en la reasignación (grupo a tratar) y las que mantienen el distrito escolar (grupo de control), todo ello separando las ventas igualmente entre las que se produjeron antes de la reasignación y las que se produjeron con posterioridad. La reasignación de las escuelas se hace a nivel de calle. El efecto que tienen dichas reasignaciones en el valor de la vivienda es cercano al 10%.

En este marco se sitúa también la aportación de *Downes y Zabel (2002)* que persigue varios objetivos. Por un lado, encontrar la medida de "calidad escolar" que los propietarios consideran relevante como para situarse cerca de las escuelas que las poseen. En este sentido, obtienen que los propietarios son más sensibles a los outputs (como resultados en los tests) que a los inputs (como el gasto por estudiante). Este resultado se obtiene a través de una muestra de viviendas para Chicago (1987-

1991) que fusiona varias fuentes de datos. Así, se asigna a cada vivienda el nivel de escolaridad de la escuela más cercana, observando que los datos a nivel de escuela ajustan mejor que los datos a nivel de distrito. La localización de cada vivienda se conoce a nivel de zonas de entre 2500 y 8000 viviendas. Los autores justifican que las medidas de inputs y outputs escolares son endógenas y que, por tanto, que los modelos que las utilizan se tienen que estimar utilizando variables instrumentales. Como última aportación señalan que la correlación entre las variables escolares y las variables de vecindario es elevada y que la exclusión, como ocurre en un número elevado de estudios, de estas últimas proporciona estimaciones sesgadas de las primeras. En las estimaciones se controla por la renta y tanto la medida de escolaridad comentada como la medida medioambiental y la distancia al centro resultan significativas.

Por último, *Gibbons y Machin (2003)*, con datos de unos 7000 códigos postales analizan cuanto cambian los precios de las viviendas de un vecindario a otro, y a través del tiempo, a medida que la actuación de las escuelas cambia. Los resultados muestran unos pagos de las familias de entre 3,1 y 8,8% del valor de la vivienda para cada diez puntos porcentuales de mejora de dichas escuelas primarias. Eso sí, los autores dejan constancia de una posible causalidad inversa y endogeneidad de la educación, incidiendo así en la dificultad de captar efectos de entorno al realizar un control por variables como la renta del vecindario y las características físicas de las viviendas.

En este sentido, uno de los resultados más recurrentes de esta literatura es el hecho de que las familias están dispuestas a pagar un precio más elevado por viviendas en las zonas en donde sus habitantes tienen un nivel de educación superior. Esta mayor disposición a pagar se puede explicar porque el nivel educativo está correlacionado con otras características de la zona y puede dejar sin efectos sobre el precio de la vivienda otras variables de entorno. Esta idea de reparto de las áreas metropolitanas según la clase social o el porcentaje de señorío que la habita está recogida en diversos trabajos de economía regional entorno a la discusión de modelos más o menos descentralizados de población (tanto desde el punto de vista cuantitativo como del de tipología) bajo el término "*gentrification*" (*Leven (1986)*, *Smith (1982)* y *Bridge (1995)*). Por último, desde un punto de vista metodológico, merece la pena resaltar la creciente aplicación de la econometría espacial, en particular de los modelos autorregresivos espaciales, en el marco de la estimación de modelos de precios hedónicos. En particular, *Tse (2002)* introduce la idea de autocorrelación

espacial, relevante en este ámbito dado el tipo de datos utilizados en un estudio cuyo objetivo vuelve a ser la valoración del vecindario.

Aunque tenida en cuenta en muchos estudios, la medición de la capitalización de la delincuencia en el precio de la vivienda, es el objetivo específico del trabajo que realiza *Gibbons (2002)* para Londres. El autor tiene datos del número de crímenes (para una serie de tipologías de los mismos) cometidos en un radio de 250 metros alrededor de cada propiedad. Así, realiza una evaluación de los efectos que tiene la criminalidad (medida en robos) sobre el vecindario. Esta variable pierde importancia al aumentar el número de controles de vecindario y/o características físicas de la vivienda. Asimismo, en este mismo estudio otras variables de entorno como la distancia al metro o a la zona verde más próxima no tienen efectos significativos.

Respecto a los aspectos medioambientales, *Kerry y Huang (1995)* analizan los resultados de estudios anteriores sobre la disposición a pagar por reducciones en la polución del aire (*meta-análisis*). Los resultados sugieren que hay una relación consistente entre las medidas obtenidas y el nivel de polución. Se encuentra también relación entre el nivel de polución y el nivel de renta de los residentes o las variables explicativas incluidas en los modelos. Asimismo, valoraciones de la calidad del aire se presentan en algunas de las primeras aproximaciones hedónicas, *Nelson (1978)*, *Harrison y Rubinfeld (1978)* y *Bender, et al (1980)*. Resaltamos en este apartado dos trabajos del entorno español ya citados anteriormente. En primer lugar, *Bengoechea (2000)* estudia la relación entre los precios de la vivienda y la disponibilidad de zonas verdes. En el entorno de un modelo de precios hedónicos clásico incorpora tres variables medioambientales: la existencia de vistas a un parque o jardín, la distancia que separa a la vivienda de la zona verde más próxima y la extensión de la misma. La conclusión es que la política pública tiene que prestar más atención al cuidado de aspectos medioambientales en lo que hace referencia a la presencia de zonas verdes cercanas (que no su superficie) ya que este es un aspecto valorado por la sociedad. En segundo lugar, *Bilbao (2000)*, en el marco de un estudio realizado para 364 viviendas del Principado de Asturias donde intenta medir el exceso de gravamen de los preceptores de subvenciones condicionadas específicas<sup>26</sup>, encuentra que una mayor diferencia entre la cantidad de SO<sub>2</sub> en el barrio y la máxima para toda la población hace aumentar el precio de la vivienda.

---

<sup>26</sup> Es decir, aquellas subvenciones que reciben los individuos por comprar algunos bienes con ciertas características específicas que no tienen por qué corresponderse con sus gustos.

Para finalizar este apartado comentaremos algunos trabajos cuyo objetivo es cuantificar el impacto de las políticas públicas. El sector público se enfrenta a la tarea de prevenir la especulación, así como de adoptar medidas que aseguren el derecho del disfrute de los servicios de una vivienda. De hecho, observamos como los gobiernos adoptan impuestos sobre la propiedad, leyes del suelo o planes urbanísticos que pueden afectar directamente la evolución del mercado de la vivienda en diferentes aspectos. En esta línea, *Man y Bell (1996)*, en base al modelo teórico de *Bruekner (1979)*, comprueban que los impuestos locales sobre ventas también se capitalizan en el precio de la vivienda al igual que los impuestos sobre la propiedad. Por tanto, la sustitución de impuestos sobre propiedad por impuestos sobre ventas realizada por los gobiernos locales americanos representa pocos efectos reales. Asimismo, *Cummings, et al. (2002)* examinan a un conjunto de individuos de renta media y baja que se convierten en propietarios por primera vez ayudados por subsidios públicos que permiten el acceso a construcciones nuevas a bajo coste. Los nuevos propietarios perciben una mejora en la estructura de sus viviendas pero no mejoran sus características comunitarias (respecto a cuando vivían de alquiler) al tiempo que sí lo hace la actividad económica próxima aunque sin grandes evidencias de efectos “spillover”. Los datos permiten examinar el progreso en características de vivienda y de vecindario percibidas por el propietario una vez realizada la transición.

Los precios de las viviendas también pueden verse afectados por otro tipo de políticas públicas, especialmente, aquellas políticas locales destinadas a mejorar la calidad de vida de sus habitantes. *Haughwout (1997)* examina los efectos de la provisión de infraestructuras en capitales combinando 1989 microdatos de los precios de las viviendas de 30 áreas metropolitanas de EEUU. El autor concluye que cuanto mayor es el stock de capital en las capitales de las áreas metropolitanas, mayor es el valor de suelo en las mismas<sup>27</sup>.

En la Tabla II.1 se presenta un resumen de los principales trabajos de la literatura que examina los efectos de las variables de entorno en los precios de la vivienda. Los aspectos que se destacan son: variables que tratan, localización del estudio, tipos de datos y si se incluye en la regresión alguna variable que mida la renta de la familia o del vecindario.

---

<sup>27</sup> En dicho artículo también se examina el efecto de las políticas fiscales locales.

<b>Tabla II.1: Resumen de la literatura de variables de entorno</b>				
<i>Autor</i>	<i>Aspecto</i>	<i>Zona Geográfica</i>	<i>Datos</i>	<i>Control renta</i>
Bajic (1983)	Transporte	Toronto	Individuales	Sí
Nelson (1992)	Transporte	Atlanta	Individuales	Sí
Voith (1993)	Transporte	Filadelfia	Individuales	No
Cheshire y Sheppard (1995)	Transporte	Reading	Individuales	No
Smith y Huang (1995)	Medio ambiente	EEUU	Individuales	Sí
Forrest, Glen y Ward (1996)	Transporte	Manchester	Individuales	No
Haurin y Brasington (1996)	Infraestructuras educativas	Ohio	Individuales	Sí
Man y Bell (1996)	Políticas públicas	EEUU	Individuales	No
Haughwout (1997)	Políticas públicas	EEUU	Individuales	No
Haider y Miller (1999)	Transporte	Toronto	Individuales	Sí
Arguea y Hsiao (2000)	Vecindario	Sud-est EEUU	Individuales	No
Bengoechea (2000)	Medio ambiente	Castellón	Individuales	No
Bilbao (2000)	Medio ambiente	Asturias	Individuales	No
Bogart y Cromwell (2000)	Infraestructuras educativas	Cleveland	Individuales	No
Bowes y Ihlandfeldt (2001)	Transporte	Atlanta	Individuales	Sí
Gibbons y Machin (2001)	Infraestructuras educativas	Londres	7000 códigos postales	Sí
Weinberger (2001)	Transporte	Santa Clara	Individuales	No
Cervero-Duncan (2002)	Transporte	Santa Clara	Individuales	Sí
Downes y Zabel (2002)	Infraestructuras educativas	Chicago	1000 zonas	Sí
Gibbons (2002)	Criminalidad	Londres	Individuales	No
Tsé (2002)	Vecindario	Hong-Kong	Individuales	Sí

## **II.2 Modelo empírico**

Una vez revisada la literatura que analiza los efectos de las variables del entorno en el precio de las viviendas, procedemos a la presentación del modelo empírico que nos permitirá captar dichos efectos en nuestro estudio. Para la definición del modelo se ha utilizado información proporcionada por el Ayuntamiento de Barcelona<sup>28</sup> asociada a cada una de las 248 zonas, además de las estimaciones del efecto de la localización procedentes del modelo de precios hedónicos estimado en el capítulo I.

<sup>28</sup> La base datos referida a las características del entorno contenía información sobre mercados, centros de salud, centros deportivos y otros centros de ocio, entre otras variables. Para estas variables se han estimado modelos similares a los que se comentarán más adelante en esta sección sin obtener resultados que merezcan ser destacados.



El objetivo es modelizar los determinantes de los efectos “localización” ( $\alpha_j$ ) estimados en el capítulo anterior en base a factores que caracterizan dicha localización. Según si consideramos los efectos de la localización invariantes en el tiempo o no, se presentan dos posibilidades en relación con la especificación:

$$\alpha_j = \alpha + \delta E_j + \eta_j \quad (II.1a)$$

$$\alpha_{j,t} = \alpha + E'_j \delta + \gamma K_{j,t} + \tau_t + \eta_{j,t} \quad (II.1b)$$

donde en la especificación (II.1a), el efecto ( $\alpha_j$ ) de cada localización se ha considerado invariable en el tiempo y depende de un conjunto de características del entorno  $E'_j$ . Evidentemente,  $\delta$ , es la valoración de dichas características y  $\eta_j$  es un término de perturbación aleatorio. En la especificación (II.1b), el efecto ( $\alpha_{j,t}$ ) de cada localización varía en  $t$ , debido a que una de sus características,  $K_{j,t}$ , varía en  $t$ . Por el mismo motivo, se han introducido las dummies temporales.

La definición de las variables de entorno a utilizar en las estimaciones referidas al nivel de renta de la zona es la siguiente:

**Índice de capacidad económica familiar:** indicador sintético de renta por zona construido mediante el análisis de componentes principales, a partir de los diferentes indicadores referentes a cada zona: categoría socio-económica, potencia media de los turismos, edad media de los turismos y los valores catastrales del suelo, construcción y servicios de la vivienda (*Ajuntament de Barcelona, 1999*).

**Nivel de estudios:** definida de dos formas, bien como las proporciones de población sin estudios, con estudios no universitarios y con estudios universitarios, bien como el número de años de estudios que en media tiene un habitante de una zona<sup>29</sup>. En

---

<sup>29</sup> El número de años de estudios asignados para cada uno de los niveles de educativos disponible en la base de datos es: cero para los analfabetos, 3 para los individuos sin estudios, 6 para los que su máximo nivel de estudios acabado es la enseñanza primaria, 10 para los que han acabado EGB, el bachillerato elemental o la formación profesional (FP) de grado uno, 13 para los individuos con BUP/COU o bachillerato LOGSE, 16 para los que han acabado FP de grado dos o otras titulaciones similares, 16 para los que han acabado estudios universitarios de primer ciclo y 18 para los que han acabado estudios universitarios de segundo ciclo.

ambos casos se pretende aproximar la renta a partir del nivel de estudios siguiendo las teorías del capital humano y la evidencia empírica disponible.

**Número de expedientes de IAE:** número de empresas o profesionales dados de alta en el Impuesto de Actividades Económicas (IAE) en cada zona. Esta variable trata de captar el efecto de la actividad económica.

Con el objetivo de medir el efecto de la accesibilidad (definida en sentido amplio) a los medios de transporte tiene sobre los precios de las viviendas, se han definido las siguientes variables: **número de bocas, estaciones y líneas de metro**, expresadas en relación con la superficie total de la zona, o ampliándose la idea de accesibilidad- en términos de bocas de metro- no únicamente a la zona donde se encuentra la vivienda también a las zonas limítrofes (**metrocorona**). Asimismo, se ha utilizado un indicador resumen de la accesibilidad (**factor**) definido como el componente principal del número de estaciones de metro y ferrocarril.

Otras variables relativas al entorno y utilizadas en este apartado son:

**Zonas verdes:** cociente entre la superficie destinada a parques y la superficie total de cada zona.

**Inseguridad:** variable de percepción del grado de inseguridad de una zona definida como número de citas de miedo que expresan haber sufrido los encuestados de la *Encuesta de victimización y opinión sobre la seguridad de Barcelona* que pregunta por los dos barrios más peligrosos de la ciudad.

**Infraestructuras educativas:** número de escuelas de educación infantil, primaria y secundaria por habitante en cada zona.

**Inversión pública:** inversiones reales presentes en el capítulo 6 del gasto del presupuesto local obtenidas a partir de la *Gasetta Municipal*<sup>30</sup>, expresada en términos por cápita.

---

<sup>30</sup> Publicación del Ayuntamiento de Barcelona que contiene información acerca del presupuesto local. Se tiene información para el periodo 1997-2001. Esta información está dividida en nueve capítulos: personal, compras de bienes y servicios, pago de intereses, transferencias corrientes, inversión real, transferencias de capital, variaciones de activos de activos financieros y variaciones de la deuda. La inversión real constituye los recursos utilizados en programas considerados como "productivos" para la zona. La

**Capital público:** obtenido como la acumulación de la variable anterior para el periodo considerado.

### ***II.3 Resultados***

En el análisis del modelo de precios hedónicos realizado en el capítulo anterior, se obtuvo que las variables ficticias referidas a la zona explican casi un 22% de la variabilidad de los precios unitarios (Modelo 4, Tabla I.5). En esta sección se pretende analizar hasta qué punto se puede explicar el efecto diferencial de la zona mediante variables de entorno relativas a las mismas y comunes a todas las viviendas de una misma zona. Siguiendo la línea metodológica iniciada en la sección anterior, la sección se dividirá en dos grandes partes. En la primera parte, se partirá de la expresión (II.1a) para estudiar la variabilidad de los precios entre zonas cuando se consideran que dichos precios y las variables que lo explican son invariantes en el tiempo. En la segunda parte, se partirá de la expresión (II.1b) para explicar la variabilidad de los precios entre zonas si se considera que dichos precios presentan variabilidad temporal al igual que alguna de las características del entorno que los explican.

#### ***Modelos explicativos de las variaciones de los precios entre zonas (I)***

En la Tabla II.2 se presentan los resultados de la estimación de diferentes modelos que tienen como objetivo explicar las diferencias en la valoración de las distintas localizaciones en un cierto momento del tiempo, a partir de ciertas características de las mismas que se suponen permanecen constantes durante un periodo corto de tiempo como la disponibilidad de zonas verdes, la seguridad, las infraestructuras de educativas o la accesibilidad a las infraestructuras de transporte (ecuación II.1a).

---

información se proporciona a nivel de distritos. Las partidas que se detallan a nivel de calle se han asignado a la zona correspondiente mientras que las partidas genéricas se han asignado entre las distintas zonas atendiendo al principio del beneficio cogiendo la población de cada zona como el indicador que mejor representa a los beneficiarios de cada zona.

Tabla II.2: Modelos explicativos de las variaciones de precios entre zonas (II.1a). Variable dependiente:  $\alpha_j$

	modelo I		modelo II		modelo III		modelo IV		modelo V		modelo VI		modelo VII		modelo VIII	
	Coefs	Estad. t	Coefs	Estad. t	Coefs	Estad. t	Coefs	Estad. t	Coefs	Estad. t	Coefs	Estad. t	Coefs	Estad. t	Coefs	Estad. t
Índice de capacidad económica	0.005	24.28														
<i>Nivel de estudios:</i>																
Est. No Univ.		0.357		2.64												
Est. Univ.		1.542		21.74												
Número de años de estudios			0.090	32.89	0.076	12.15	0.089	32.05	0.089	32.14	0.089	32.02	0.089	32.13		
Zonas verdes							-0.081	-0.84	-0.129	-1.81	-0.074	-0.78	-0.129	-1.29		
Seguridad							0.125	0.79	0.153	0.91	0.164	0.94	0.148	0.94		
Bocas							-0.036	-0.73								
Estaciones								-0.068	-0.78							
Líneas											-0.040	-0.69				
Metrocorona													-0.028	-1.73		
Infraestructuras Educativas:																
Infantil							-29.068	-1.46	-21.702	-1.17	-29.430	-1.48	-29.180	-1.48		
Primaria							28.830	1.13	30.896	1.22	27.804	1.07	27.406	1.08		
Secundaria							-11.952	-0.87	-11.190	-0.81	-9.480	-0.62	-10.993	-0.82		
Constante	11.089	517.54	11.099	109.87	10.68	396.23	10.82	177.62	10.745	364.74	10.749	375.87	10.744	366.65	10.759	351.63
R <sup>2</sup>	0.71		0.83		0.82		0.80		0.84		0.85		0.85		0.85	
N	244		244		244		244		233		233		233		233	

En los cuatro primeros modelos de la Tabla II.2 sólo hay una única variable explicativa que hace referencia a la renta de la zona. En el Modelo I se trata del *índice de capacidad económica familiar*, en el Modelo II de la variable *nivel de estudios* expresada en términos de las proporciones de población con diversos niveles de estudio y, finalmente, en el Modelo III de la variable *nivel de estudios* expresada como número de años de escolarización. El Modelo IV tiene la misma especificación que el III pero se estima por variables instrumentales.

Para todos ellos se observa la significación del coeficiente de la variable que aproxima la renta y la enorme capacidad explicativa de la misma, superando el coeficiente de determinación en todos los casos el 0.7. Este resultado procede de la incorporación en estos modelos de las diversas aproximaciones a la renta y los estudios ya que esta variable capta gran parte de la variación del precio de la vivienda debida a la localización del mismo.

Tal y como se apuntó en el apartado de literatura económica esta mayor disponibilidad a pagar por zonas con nivel educativo mayor se explica porque un mayor nivel educativo puede estar correlacionado con otras características que el individuo valora. Adicionalmente, tal y como apuntan *Gibbons y Machin (2003)*, puede existir un efecto “spillover” en la generación de capital humano en los niños que residen en la zona. En este contexto, *Gibbons y Machin (2003)* argumentan que si la educación o la renta es la característica clave de interés de las familias a la hora de valorar la calidad de la zona donde se sitúa la vivienda, entonces nos ofrece una base para evaluar de manera preliminar los rendimientos sociales de la educación. Bajo esta hipótesis, el precio de la vivienda recoge la valoración que las familias asignan a la educación y la estimación de precios hedónicos nos permite encontrar este valor. *Gibbons y Machin (2003)* especifican una ecuación estándar de precios hedónicos para la vivienda que les permite estimar la disponibilidad al pago por un aumento marginal del nivel educativo en una zona. Los resultados de este análisis aportan evidencia respecto a que el nivel de educación queda reflejado en el precio de la vivienda y además la educación se valora como un bien local por otras razones que van más allá de su impacto en la renta.

Según los cálculos efectuados por *Gibbons y Machin (2003)*, el beneficio no pecuniario que aporta a la sociedad un aumento del grado de cualificación es superior al rendimiento medio en términos de renta. Así, siguiendo un planteamiento inspirado

en las teorías de capital humano, el punto de partida es considerar que el nivel educativo de la población que vive en una determinada zona aproxima características no observables que el mercado valora de forma positiva. En este contexto, la relación positiva observada entre los precios implícitos de cada zona ( $\alpha_j$ ) y el nivel educativo que vive en ella, medido según el número medio de años de estudio, se puede utilizar para cuantificar cuál es la valoración que el mercado otorga a la educación, a través del efecto estimado de la educación sobre el precio de la vivienda. Así, de acorde con el Modelo III de la Tabla II.2:

$$\alpha_j = \exp\{10.68 + 0.090 \cdot NIVELDEESTUDIOS\} \quad (II.2)$$

A efectos de determinar cuál es la valoración que el mercado asigna a la educación se puede partir de una vivienda estándar, modificando el término constante de la anterior ecuación estimada para que su valoración se aproxime a un precio por metro cuadrado que se consideró representativo del precio de la vivienda en el año 2001. Así:

$$\alpha_j = \exp\{11.71 + 0.090 \cdot NIVELDEESTUDIOS\} \quad (II.3)$$

A partir de esta ecuación, el efecto estimado de la educación sobre el precio queda reflejado en la Tabla II.3. Desde esta perspectiva, el precio medio por metro cuadrado de una determinada zona se estima en, por ejemplo, 662.000 pesetas si el nivel de educación de la población que reside en aquella zona es de 10 años. Si este nivel medio de educación aumenta se hasta 11 años, el precio medio por metro cuadrado sería de 725.000 ptas. Es decir, la valoración que el mercado aporta a un año adicional de educación es de 9.5% ( $\exp(0.09)$ ).

Este planteamiento, a efectos de valorar la educación desde la óptica del mercado incorpora, no obstante, un potencial problema de endogeneidad. La población, según su nivel de renta, escoge los lugares de residencia en función de los precios. Por otro lado, la renta dependerá de la escolaridad y de otras variables explicativas adicionales. En este contexto, es posible que la perturbación de la ecuación previamente estimada, esté correlacionada con el regresor, que es el nivel de escolaridad. Es posible, por tanto, llevar a cabo la estimación de la ecuación por variables instrumentales, seleccionando instrumentos correlacionados con el nivel educativo pero independientes de la perturbación aleatoria. Si se utiliza la

composición de la población por edades (proporción de población de 0 a 14 años, de 15 a 25 años, de 25 a 65 años y mayores de 65) como un posible instrumento, dado que la población más joven, al haber gozado de una oferta educativa más amplia, habrá tenido más posibilidades de formarse, los resultados que se desprenden corresponden al Modelo IV de la Tabla II.2. En este caso, el coeficiente de la escolaridad se reduce ligeramente, pero la estimación continúa mostrando un adecuado grado de ajuste y la variable explicativa continúa siendo muy significativa. Por otro lado, el efecto que cambios en la educación representan en términos del precio por metro cuadrado queda recogido en la Tabla II.4.

<b>Tabla II.3: efecto de la educación sobre el precio de la vivienda (I)</b>		
<i>NIVEL DE ESTUDIOS</i>	<i>Precio por m<sup>2</sup></i>	<i>Incremento marginal en P</i>
1	133163	-
2	145740	12576
3	159504	13764
4	174568	15064
5	191054	16487
6	209098	18044
7	228846	19748
8	250458	21613
9	274112	23654
10	300000	25888
11	328333	28333
12	359341	31009
13	393278	33937
14	430420	37142
15	471070	40650

El resto de modelos de la Tabla II.2, pretenden modelizar el efecto de la zona sobre el precio considerando conjuntamente: estudios (renta), infraestructuras de transporte (metro), zonas verdes, seguridad e infraestructuras de educación. A partir de los resultados de las mismas se observa como únicamente tiene un efecto significativo el número de años de estudios. De hecho esta, es la responsable del coeficiente de determinación entorno al 0.85<sup>31</sup>. Este resultado se da con independencia de la definición de las variables de entorno adoptada y es el único resultado consistente.

<sup>31</sup> Si hacemos un ranking de las 20 zonas de menor valor y las 20 de menor número de años de estudios, obtenemos 15 coincidentes, idéntico número resulta de repetir el ejercicio con las 20 zonas de mayor valor y mayor número de años de estudios

Tabla II.4: efecto de la educación sobre el precio de la vivienda (II)		
NIVEL DE ESTUDIOS	Precio por m <sup>2</sup>	Incremento marginal en P
1	131330	-
2	141754	10424
3	153006	11252
4	165150	12145
5	178259	13109
6	192408	14149
7	207680	15272
8	224165	16484
9	241957	17793
10	261162	19205
11	281892	20729
12	304267	22375
13	328417	24151
14	354485	26068
15	382622	28137

La explicación que se extrae, y que no por evidente deja de ser relevante, es que las zonas más caras, son aquellas donde vive la gente con más nivel de estudios. Es decir, que el aspecto que más valora la gente es el vecindario, entendiendo un mejor vecindario como uno con mayor nivel de renta. A partir de aquí, cualquier otro aspecto no tiene un efecto significativo.

Los Modelos V a VIII sólo se diferencian por la especificación de las infraestructuras de transporte en metro. En el Modelo V están especificadas según las bocas de metro, en el VI según las estaciones, en el VII según las líneas y en el VIII se contempla un ámbito espacial más grande que la zona. En concreto, en el Modelo VIII, se ha intentado incorporar el efecto de las infraestructuras de transporte de las zonas limítrofes, de acuerdo con los planteamientos de la econometría espacial. A tal efecto, se ha definido una variable que incluye, no sólo la accesibilidad al transporte de la propia zona, sino también de aquellas que son limítrofes (*metrocorona*). En los resultados se observa como la variable que hace referencia al metro, además de no ser significativa, aparece con un signo negativo en todos los casos. La accesibilidad al transporte público no parece recogerse de forma adecuada con la información agregada a nivel de zona y la ausencia, por tanto, de variabilidad individual. No obstante, recordemos que en algunos trabajos de la literatura se considera que el efecto de un aumento en la accesibilidad de transporte público sobre el precio de una zona puede ser negativo (*Forrest et al, 1996*) o dependiente de la renta de la zona (*Nelson (1992)*).



Para mostrar hasta qué punto el efecto de la zona hace desaparecer el efecto de las otras variables consideradas, para profundizar en el estudio de estos otros aspectos, en las especificaciones de los Modelos I a IV de la Tabla II.5 se ha sustituido la variable que recogía el número de años de escolaridad (Nivel de estudios) por el número de expedientes del impuesto sobre actividades económicas (IAE) por zona (Número de expedientes de IAE). Esta variable intenta captar en términos genéricos, el efecto de la actividad económica. La correlación de esta variable con el valor de las zonas es de 0.49, inferior a la correlación existente entre la variable dependiente y los años de estudios (0.9).

Comparando los resultados de los Modelos I a IV de la Tabla II.5, es fácil notar como el poder explicativo de las nuevas especificaciones es sensiblemente inferior, en concreto, el coeficiente de determinación no supera en ningún caso el 0.5. No obstante, al no controlar de forma directa por la renta, las otras variables aumentan su poder explicativo. Aunque con un poder explicativo menor que la variable años de estudio, la variable más significativa en todos los modelos es el número de expedientes de IAE por zona

Respecto a la seguridad y las infraestructuras de educación, se puede observar lo que será el patrón general. La delincuencia, presenta en todas ellas el signo negativo esperado, es decir, a mayor número de citas de miedo en la zona, menor valor de la misma. La influencia de las escuelas, muestra como un aumento de la proporción respecto a la población del número de centros de educación infantil y educación secundaria aumentan el valor de la zona, a diferencia de lo que pasa con un aumento de la proporción del número de centros de primaria. Por tanto, se valoran más, los centros de educación infantil y secundaria, dada su escasez en algunas zonas.

Respecto a la valoración de las zonas verdes a la hora de la localización de la vivienda, la variable presenta el signo positivo esperado y la significación de la proporción de parques deja patente la valoración positiva que el ciudadano hace de los mismos. Este resultado se ha obtenido eliminando del análisis las zonas donde la superficie de los parques era superior a un 20% de la superficie total de la zona<sup>32</sup>.

---

<sup>32</sup> Estas zonas son las zonas pertenecientes al barrio Sants-Montjuic.

De nuevo, estos patrones razonables que se han encontrado para la seguridad, las escuelas y las zonas verdes, han sido imposibles de encontrar para las infraestructuras de transporte. En la Tabla II.5 se observa como en el Modelo I no hay ninguna variable que haga referencia a éstas, en el Modelo II se incorpora la variable bocas de metro que aparece con un signo negativo. Idéntico resultado se hubiera obtenido haciendo servir las estaciones de metro, las líneas o la variable *metrocorona*. Sólo se ha encontrado un efecto positivo sobre el valor de la zona con la creación de un factor, mediante la técnica de componentes principales con las proporciones de estaciones de metro y de ferrocarriles catalanes para cada zona respecto a la superficie. Ahora bien, esta solución presentada en el Modelo III de la Tabla II.5, es algo ficticia. El motivo no es otro que el hecho de que nuevamente, mediante este factor, se está incorporando de forma indirecta el efecto renta. Al incorporar la proporción de ferrocarriles en cada zona estamos incorporando un medio de transporte que cubre, principalmente, la zona de mayor nivel de renta de la ciudad. Para corroborarlo, hemos sustituido la variable metro en cualquiera de sus especificaciones por la proporción de bocas de ferrocarriles catalanes respecto a la población (FCC), donde se comprueba la fuerte significación con signo positivo de la misma, recogiendo este “efecto renta” comentado.

Para finalizar, en los tres últimos modelos de la Tabla II.5, se ha eliminado la variable que hace referencia al número de expedientes de IAE para comprobar la sensibilidad de los resultados a su eliminación. Los resultados se mantienen respecto a la seguridad y las infraestructuras de educación. Las zonas verdes, en cambio, cambian de signo, y las variables que hacen referencia las infraestructuras de transporte, cuando se incorporan, Modelos VI y VII, mantienen su comportamiento habitual. Evidentemente los modelos pierden significación y queda patente la escasa robustez de los resultados para todo aquello que no sea el efecto de la renta.

### *Modelos explicativos de las variaciones de los precios entre zonas (II)*

Una vez detallados y valorados los distintos aspectos del entorno que afectan a cada localización en un momento dado, el siguiente ejercicio es realizar un análisis dinámico valorando aquellos aspectos del entorno que pueden afectar al precio de una localización aumentándolo o disminuyéndolo de un año a otro. Se trata de cuantificar el efecto de esas variables del entorno que consideramos que no son constantes en el tiempo y cuyo cambio modifica la valoración de una localización.

Tabla II.5: Modelos explicativos de las variaciones de precios entre zonas (II.1a) sin variable estudios o renta. Variable dependiente:  $\alpha_j$

	Modelo I		Modelo II		Modelo III		Modelo IV		Modelo V		Modelo VI		Modelo VII	
	Coefs	Estad. t	Coefs	Estad. t	Coefs	Estad. t	Coefs	Estad. t	Coefs	Estad. t	Coefs	Estad. t	Coefs	Estad. t
Numero de expedientes de IAE	0.529	10.42	0.542	10.63	0.500	9.91	0.486	10.03						
Zonas verdes	0.773	3.58	0.734	3.4	0.685	5.13	0.679	3.33	-0.447	-2.03	-0.459	-2.04	-0.441	-2.15
Inseguridad	-1.541	-5.36	-1.484	-5.16	-0.126	-4.43	-0.141	-5.2	-1.503	-4.31	-1.493	-4.25	-1.343	-4.12
<i>Infraestructuras. Educativas</i>														
Infantil	71.911	1.9	72.632	1.93	65.319	1.91	65.979	1.85	90.814	1.98	91.026	1.98	81.113	1.9
Primaria	-94.759	-1.97	-105.035	-2.18	-83.702	-2.27	-78.891	-1.74	-170.914	-2.96	-173.087	-2.97	-142.290	-2.64
Secundaria	79.489	3.23	91.568	3.6	75.153	3.95	72.088	3.1	116.386	3.93	118.708	3.84	102.890	3.71
Bocas de metro			-0.176	-1.82							-0.031	-0.27		
Factor					0.027	3.31								
FCC					0.024	5.39							0.032	5.93
Constante	11.356	358.25	11.365	356.06	11.391	376.13	11.367	379.38	11.623	512.71	11.626	465.72	11.609	545.99
R <sup>2</sup>	0.41		0.43		0.46		0.46		0.14		0.14		0.25	
N	233		233		233		233		233		233		233	

Así, la estimación que sirve de base para los modelos del presente apartado responde a la especificación 1b y se obtiene estimando un modelo como el Modelo 4 de la Tabla I.5 pero donde no se incorporan las dummies temporales y se incorpora una variable ficticia por zona y año. Los resultados de las estimaciones se muestran en el Anexo (Tabla A.II.1) y los coeficientes de las variables ficticias que hacen referencia a la zona ( $\alpha_{jt}$ ) sirven de base para la estimación de modelos bajo la especificación 1b, donde tanto la variable dependiente como alguna variable del entorno varía en t. Dado que se contempla un horizonte temporal corto de 4 años, se considera que las variables de entorno consideradas en el apartado anterior (zonas verdes, seguridad, infraestructuras de transporte...) son fijas durante el periodo y que la única variable explicativa con variación temporal es el gasto público local. Así, el efecto del resto de variables de entorno se puede incorporar a la constante, dando a lugar a la especificación II.1b':

$$\alpha_{j,t} = \alpha_j^* + \gamma K_{j,t} + \tau_t + \eta_{jt} \quad (\text{II.1b}')$$

donde cabe recordar que  $\tau_t$  son las dummies temporales y  $K_{jt}$  el capital público, única característica de la localización que no es invariante en t. Esta especificación puede contemplar una estructura dinámica en la medida en la que haya cierta inercia en la evolución de los precios de las zonas no explicada por el capital público. Ello comportaría una especificación que en un formato autorregresivo sería:

$$\alpha_{j,t} = \alpha_j^* + \alpha_{j,t-1} + \gamma K_{j,t} + \tau_t + \eta_{jt} \quad (\text{II.4})$$

Así si el objeto de interés no es explicar el efecto de la localización sino la dinámica del mismo, es decir, la variación en el tiempo de dicho efecto que ha causado, por ejemplo, una determinada política de inversión pública local, introducimos como regresor en (II.1b') el primer retardo de la variable dependiente, obteniendo, así, un modelo dinámico especificado mediante un modelo en primeras diferencias (II.4). Restando a ambos lados el primer retardo de cada una de las variables obtenemos la siguiente expresión en la que se ha tomado la primera diferencia<sup>33</sup>:

---

<sup>33</sup> Como se puede observar el modelo no incorpora término constante.

$$\Delta\alpha_{j,t} = \varphi\Delta\alpha_{j,t-1} + \gamma G_{j,t} + \tau^*_{j,t} + \eta_{j,t} \quad (II.5)$$

donde  $\Delta\alpha_{j,t}$  es la primera diferencia del precio de cada localización en cada momento  $t$ ,  $\Delta\alpha_{j,t-1}$  es el primer retardo de la misma,  $G_{j,t}$  es la inversión (o gasto) pública local en una zona  $j$  y en un periodo  $t$  y que se corresponde con la primera diferencia  $K_{j,t} - K_{j,t-1}$ , mientras que  $\tau^*_{j,t}$  y  $\eta^*_{j,t}$  se corresponden con las primeras diferencias,  $(\tau_t - \tau_{t-1})$  y  $(\eta_{jt} - \eta_{jt-1})$ , de las dummies temporales y la perturbación aleatoria o efecto no observable de la zona respectivamente. La estimación se presenta en el modelo 1 de la Tabla II.6. El coeficiente de determinación es de 0.77 y el número de observaciones se ha reducido a 454 debido a la incorporación de la primera diferencia del retardo como regresor. Los coeficientes de las variables ficticias temporales presentan valores similares a los ya observados en anteriores ocasiones y la variable endógena retardada aparece como claramente significativa. El parámetro que afecta al gasto público aparece con el signo adecuado, aunque, en esta ocasión, no aparece como significativo.

De todas formas, la estimación por MCO de (II.4) tal y como se ha llevado a cabo en el Modelo 1 de la Tabla II.6 no es consistente dado que el primer retardo está correlacionado con el término de perturbación de la regresión a través del efecto individual de la zona a través del efecto individual de la zona (*Nickell, 1981*). Para estimar de forma consistente se recurre al procedimiento de variables instrumentales, que se presenta como el Modelo 2 de la Tabla II.6 y en donde el instrumento utilizado ha sido el segundo retardo en niveles del precio de la localización ( $\alpha_{j,t-2}$ ). Esta variable cumple las dos condiciones de un buen instrumento: está incorrelacionada con el término de perturbación y correlacionada con la variable a la cual instrumenta, el primer retardo de la variable dependiente (*Anderson y Hsiao, 1981*). De la estimación consistente por variables instrumentales se llega a la conclusión de la no-significatividad del primer retardo con lo que se elimina de la regresión, quedando una especificación como la de la ecuación (II.1b').

En la Tabla II.7 se presenta la estimación de la especificación del modelo en niveles (II.1b'). Se observa como el coeficiente de determinación de 0.91 da cuenta del buen ajuste del modelo y como, en buena lógica, los coeficientes de las variables ficticias temporales son muy similares a los obtenidos en el Modelo 4 de la Tabla I.5.

Su interpretación es idéntica a la comentada entonces. En cuanto al coeficiente que afecta al capital público acumulado, se observa como es significativo, aunque su elasticidad es reducida. Así, un aumento de mil euros en el capital público per cápita acumulado en una determinada zona en el año t-1, conducirá a un incremento del precio del metro cuadrado en esa zona en el año t de 0.076%. Los coeficientes de las dummies que hacen referencia al año de la observación nos informan de una inflación de la vivienda durante el periodo 1998-2001 del 79% ( $\exp(0.58)$ ).

**Tabla II.6: estimaciones en diferencias. Variable dependiente: primera diferencia del  $\text{pm}^2$**

<i>Variables</i>	<i>Modelo 1</i>		<i>Modelo 2</i>	
	<i>Coeficiente</i>	<i>Estadístico t</i>	<i>Coeficiente</i>	<i>Estadístico t</i>
$\Delta\alpha_{j,t-1}$	-0.399	-9.39	0.064	0.44
$G_{j,t-1}$	0.0007	1.42	0.0001	0.13
<i>Año (ref: <math>\Delta 1999</math>)</i>				
$\Delta 2000$	0.277	21.81	0.164	4.49
$\Delta 2001$	0.509	24.07	0.318	5.17
$R^2$		0.77		-
N		454		454

**Tabla II.7: Modelo en niveles (II.1b'). Variable dependiente: precio por  $\text{m}^2$  de la zona**

<i>Variable</i>	<i>Coeficiente</i>	<i>Estadístico t</i>
<i>Año</i>		
1999	0.2469	32.12
2000	0.4255	49.31
2001	0.5806	58.03
<i>Capital público</i>		
$K_{j,t-1}$	0.0008	2.33
Constante	-0.2576	-46.56
$R^2$	0.91	
N	947	

Concluimos, por tanto, que parece existir evidencia acerca de que la intervención presupuestaria del sector público local en una determinada zona, se capitaliza en el precio por metro cuadrado de las viviendas de esa zona. Si bien esa capitalización no es muy importante, sí es estadísticamente significativa y nunca despreciable si se realiza un análisis en términos relativos y se atiende a los posibles efectos de una acumulación de políticas en la misma dirección. A primera vista, dos son las repercusiones inmediatas de este resultado. En primer lugar, el sector público local mediante sus acciones en cada una de las zonas es también responsable, en cierto modo, del crecimiento del precio de las viviendas y, en particular, del cambio en sus precios relativos. En segundo lugar, a partir del efecto en los precios de su vivienda

que se produce al aumentar la valoración de su localización, podemos obtener una primera medida de la disposición a pagar de los individuos por un aumento en el gasto público local (que se implementaría a partir de las figuras impositivas local correspondientes).

## ***II.4 Conclusiones***

Durante la exposición del primer capítulo se observó la gran capacidad explicativa de la localización en el citado modelo. Como una primera aproximación con vistas a explicar las variaciones de precios de las distintas zonas se han presentado dos alternativas.

En la primera de ellas los factores de entorno y el efecto de la localización en el precio de las viviendas de esas zonas no presentaban ninguna variabilidad temporal. En estos modelos, la renta (o el nivel de estudios de los residentes) en una zona es el factor que tiene una mayor (e importante) capacidad explicativa (más del 80%) con respecto a la variabilidad de precios entre zonas, una vez controlado el efecto de las características. Si se elimina esta variable como factor explicativo de las diferencias entre zonas, la capacidad explicativa se reduce a poco más del 14% y los efectos de las variables explicativas restantes son muy sensibles a la especificación utilizada.

Así, el único resultado robusto es que la renta de los habitantes de la zona es el factor del entorno que explica en mayor medida las diferencias de precios entre las zonas. Ello, además de certificar resultados ya conocidos en el ámbito de la literatura de la economía urbana puede apuntar a la ausencia de unos datos con variabilidad individual, es decir, datos en los cuales las variables de entorno estén definidas respecto a cada vivienda en lugar de estar definidas respecto a cada zona. Con estos datos, los modelos aquí estimados captarían con mayor probabilidad la capacidad explicativa de otras variables de entorno sobre la localización.

En la segunda alternativa se ha permitido variabilidad temporal en el precio de las zonas y una variable explicativa: la inversión pública local. En este sentido, se han obtenido unas primeras evidencias al respecto. El efecto positivo de dicha variable aparece como reducido aunque significativo.

## II.5 Anexo

**Tabla A.II.1: Estimación del modelo de precios hedónicos donde el efecto de la localización ( $\alpha_{jt}$ ) varía en el tiempo.**

<i>Variable</i>	<i>Coefficientes</i>	<i>Estad. t</i>
Superficie	-5.408	-13.36
Calefacción	0.021	5.42
Exterior	0.020	5.08
Ascensor	0.079	17.84
<i>Edad (ref: &gt;50 años)</i>		
Nueva	0.257	20.94
Entre 1 y 6 años	0.152	12.77
Entre 6 y 10 años	0.112	8.71
Entre 11 y 20 años	0.084	12.54
Entre 21 y 30 años	0.066	11.82
Entre 31 y 50 años	0.030	5.87
<i>Estado (ref: muy malo)</i>		
Malo	0.098	11.70
Normal	0.179	21.38
Bueno	0.241	26.36
Muy bueno	0.275	21.71
<i>Planta (Ref: Planta 0)</i>		
Primera	0.032	4.30
Segunda	0.037	5.07
Tercera o >	0.046	6.79
Ático	0.050	4.89
Ascensor*Ático	0.038	3.43
<i>Reforma (Ref: &gt;20 años)</i>		
Reforma entre 0 y 5 años	0.071	15.93
Reforma entre 6 y 10 años	0.058	11.00
Reforma entre 11 y 20 años	0.038	7.2
Constante	11.79	96.76
R <sup>2</sup>	0.381	
$\sigma$	0.133	
N	9297	



### Capítulo III: Análisis de la desigualdad de los precios de la vivienda

La distribución de la riqueza es, sin duda, uno de los aspectos de mayor interés en las economías modernas. En muchas ocasiones un mayor crecimiento va en detrimento de una mayor igualdad y alrevés. La literatura económica que rodea a las medidas de concentración y la desigualdad, que tiene como referencia básica a *Lambert (1993)*, se caracteriza por su diversidad y la ausencia de consenso sobre lo que es desigualdad y sobre la medida que realiza su medición de forma óptima.

Por otra parte, siendo la vivienda el bien que constituye la mayor parte del patrimonio de la mayoría de las familias, en muchas ocasiones se argumenta que unos elevados precios de la vivienda así como la ausencia de alternativas residenciales públicas para los colectivos con menos recursos, como los jóvenes, los hogares monoparentales o los inmigrantes, no contribuyen a una redistribución más justa de la renta (*Díaz, 2003*). El esfuerzo que supone para un hogar medio unos pagos hipotecarios que suponen algo más del 60% de la renta bruta disponible (*BBVA, 2005*) implica que, a pesar del alargamiento de los plazos de amortización de los préstamos hipotecarios, aumente el riesgo social de exclusión residencial. En este marco, resulta de evidente interés realizar un análisis de desigualdad en el entorno de la vivienda.

Sin embargo, escasa es la atención prestada por la literatura de la economía de la vivienda a temas de desigualdad. En el contexto español, *Arévalo (2003)* incorpora el gasto en vivienda como un factor más a la hora de analizar la desigualdad y la pobreza en Galicia (mediante los índices de concentración y desigualdad clásicos). Dicha dimensión no se había incorporado anteriormente en la variable gasto, a pesar de conocer la necesidad de realizarlo, debido a la restricción de datos existente y a la dificultad de asignar un gasto corriente a viviendas con distinto régimen de tenencia. Los resultados ponen de manifiesto la relevancia de la consideración de la vivienda en el análisis de desigualdad. En concreto, la vivienda hace más igualitaria la distribución del gasto de los hogares gallegos en tanto en cuanto las familias gallegas de menor renta poseen una mayor proporción de su renta dedicada a vivienda con lo que su riqueza, al considerar la vivienda, aumenta en mayor medida a lo que aumenta la riqueza de las familias de mayor renta. Por otra parte, *Bilbao (2002)*, analiza los efectos distributivos de las políticas de vivienda

directas que se aplican en el Principado de Asturias, mediante la utilización de diversas medidas de desigualdad.

En este sentido, podemos utilizar los datos con los que hemos trabajado en los capítulos anteriores y calcular dos índices de desigualdad o concentración habituales en la literatura, como son el índice de Gini y el de Theil. Ambos índices comparan la distribución de la variable objetivo con la de una distribución que se entiende como equitativa. La variable objetivo se define de dos formas: el precio por metro cuadrado observado para cada una de las viviendas de la muestra de cada año o el residuo de la regresión del Modelo 4 de la Tabla I.5, es decir, el precio por metro cuadrado observado una vez descontado el efecto de las características del precio por metro cuadrado. Con respecto a la distribución equitativa de comparación se consideran dos definiciones: una donde el peso que corresponde a cada vivienda es igual a la proporción que su superficie representa sobre la suma total de todas las superficies, y otra en la que todas viviendas de la muestra tienen el mismo peso. Los valores de ambos índices, Gini y Theil, tenderán cero en la medida en que la distribución correspondiente sea más equitativa.

En la Tabla III.1 se presentan los valores de los índices de desigualdad para los años 1998 y 2001 y para cada uno de los cuatro escenarios posibles según la variable objetivo y la distribución equitativa de comparación escogidas. La evidencia apunta a diferencias poco importantes entre los diferentes índices para los dos años considerados, aunque parece darse un cierto patrón de mayor desigualdad para ambos índices si utilizamos como distribución equitativa aquella basada en la superficie de las viviendas, que aparentemente es la más adecuada<sup>34</sup>.

<b>Tabla III.1: Evolución de la desigualdad de los precios de la vivienda (1998-2001)</b>				
	<i>Índice de Gini</i>		<i>Índice de Theil</i>	
	<i>1998</i>	<i>2001</i>	<i>1998</i>	<i>2001</i>
<i>Precio por metro cuadrado</i>				
Ponderado por superficie	0.127	0.123	0.030	0.031
Sin ponderar	0.134	0.134	0.027	0.025
<i>Residuos</i>				
Ponderados por superficie	0.072	0.078	0.008	0.010
Sin ponderar	0.072	0.075	0.008	0.009

<sup>34</sup> En García, et al. (2003) se encuentra un análisis de desigualdad donde se utiliza la metodología de los análisis de convergencia macroeconómicos para dar respuesta a si las diferencias entre los precios de las viviendas de las distintas zonas han aumentado o disminuido durante el periodo 1998-2001.

En otros campos económicos, no obstante, sí existe una mayor atención a la desigualdad. En particular, en la economía de la salud, *Wagstaff et al.(2002)* muestra como el modelo de regresión lineal puede ser utilizado para descomponer los índices de desigualdad en las contribuciones de las variables explicativas. Esta descomposición trata a las respuestas de los individuos como homogéneas. *Jones y López (2002)* muestran como dicha descomposición se puede extender para permitir heterogeneidad individual utilizando para ello la regresión cuantílica. Esta técnica se utiliza frecuentemente en situaciones donde la estimación de la media condicionada no es suficiente para capturar el patrón de asociaciones entre la variable dependiente y las variables explicativas a lo largo de toda la distribución de la primera. Así, además, se puede observar si el efecto de las variables explicativas varía de forma sistemática a lo largo de la distribución del precio por metro cuadrado de la vivienda.

La finalidad de nuestro estudio es profundizar en el análisis de la desigualdad en el entorno de la vivienda y de los modelos de precios hedónicos ya analizados en capítulos anteriores, incorporando las aportaciones de estos otros campos de la literatura económica. Así, se estudiará la desigualdad en la distribución de la variable precio por metro cuadrado y su descomposición en las distintas variables explicativas. Por otra parte, la correcta y detallada utilización de las técnicas anteriores requiere la estimación de regresiones cuantílicas.

La estructura del trabajo es la siguiente. En la sección III.1 se muestra cómo se puede descomponer el índice de Gini en las contribuciones de las distintas variables explicativas tanto si se tratan las respuestas individuales como homogéneas como heterogéneas, mientras que, en la sección III.2 se completa el análisis presentando el modelo empírico mediante la presentación las técnicas econométricas que permiten la obtención de dichas descomposiciones. La sección III.3 presenta los resultados y discute las estimaciones por MCO y las correspondientes a las regresiones cuantílicas a modo de comparación y la sección III.4 reporta el resultado del índice de Gini así como su descomposición en las distintas contribuciones utilizando las estimaciones anteriores. Por último, la sección III.5 resume las principales conclusiones del estudio.

### ***III.1 Descomposición del índice de Gini***

El aspecto clave de la metodología del presente trabajo es la descomposición de una medida de desigualdad, por ejemplo el índice de Gini para el precio por metro

cuadrado como medida del valor de la vivienda, en las contribuciones de las distintas variables explicativas mediante un modelo de regresión lineal. Siguiendo a *Jones y López (2002)*, consideramos  $p_i$  el precio por metro cuadrado de la vivienda de la familia  $i$  y  $R_i$  la proporción acumulada de viviendas ordenadas mediante  $p_i$  por encima de la vivienda  $i$  (rango relativo). Ignorando en la exposición la necesaria presencia de pesos muestrales el índice de Gini,  $G$ , para el precio por metro cuadrado:

$$G = \left( \frac{2}{p} \right) \text{cov}(p_i, R_i) \quad (\text{III.1})$$

Si  $p_i$  se modeliza a partir del siguiente modelo de regresión lineal:

$$p_i = \beta_1 + \sum_{k=2}^K \beta_k x_{ki} + \varepsilon_i \quad (\text{III.2})$$

Sustituyendo ello por  $p_i$ , el índice de Gini de  $p$  puede ser escrito (ver *Wagstaff et al., 2002*)

$$G = \sum_{k=2}^K \left( \beta_k \frac{\bar{x}_k}{p} \right) C_k + \left( \frac{2}{p} \right) \text{cov}(\varepsilon_i, R_i) \quad (\text{III.3})$$

donde el primer término entre paréntesis es la elasticidad de  $p$  respecto  $x_k$  evaluada en la media muestral y  $C_k$  es el índice de concentración de  $x_k$  en  $p$ :

$$C_k = \frac{2}{x_k} \text{cov}(x_{ik}, R_i) \quad (\text{III.4})$$

Este primer término de III.3 se puede entender como la parte explicada por la regresión ya que el segundo término entre paréntesis, la covarianza del término de los residuos respecto a la posición del individuo en la distribución de la variable de interés, se puede entender como la parte no explicada. La parte explicada puede descomponerse fácilmente en las contribuciones de las diferentes variables explicativas.

Respecto a la parte no explicada, ésta sería 0 si el modelo de regresión para el precio por metro cuadrado está especificado de tal forma tal que no existe variación sistemática en la heterogeneidad no observada en el precio por metro cuadrado de acuerdo con la posición del individuo en la distribución de la variable relevante. Es decir, no importa en qué parte de la distribución del precio estemos. La influencia de las variables explicativas en el precio de la vivienda es la misma independientemente del precio de la vivienda. Sin embargo, en algunos modelos econométricos con datos de sección cruzada se observa la presencia de dicha heterogeneidad inobservada, reflejada con coeficientes de determinación reducidos, lo que conduce a no trivializar la parte inobservada de la descomposición del índice de Gini.

En este punto es cuando *Jones y López (2002)* proponen un método que aborda esta heterogeneidad no observada, segundo término de la ecuación III.3, conservando la útil información proporcionada por el modelo de regresión convencional. La heterogeneidad individual se puede introducir de forma general en un modelo de regresión para el precio por metro cuadrado con parámetros heterogéneos. Así, el modelo de regresión puede ser modificado ofreciendo como resultado:

$$p_i = \beta_{i0} + \sum_{k=2}^K \beta_{ik} x_{ik} + \varepsilon_i = \beta_{i0} + \sum_{k=2}^K \beta_{ik} x_{ik} = X'_i \beta_i \quad (\text{III.5})$$

donde todos los parámetros del modelo son específicos del individuo. Merece la pena notar que la constante de este modelo  $\beta_{i0}$  comprende tanto el efecto inobservado sistemático individual como los errores puramente no sistemáticos o aleatorios.

Sustituyendo esta última expresión en (III.1) obtenemos la siguiente expresión del índice de Gini<sup>35</sup>

$$G = \sum_{k=2}^K \beta_k^{MCO} \frac{\bar{x}_k}{p} C_k + \left( \frac{2}{y} \right) \sum_{k=2}^K \sum_i x_{ik} (\beta_{ik} - \beta_k^{MCO}) (R_i - 1/2) + \left( \frac{2}{p} \right) \text{cov}(\beta_{i1}, R_i) \quad (\text{III.6})$$

El primer término de esta ecuación es exactamente el mismo que en (III.3) cuando el modelo (III.2) se estimaba por MCO. Ahora el segundo término de (III.3) está dividido en dos partes, que vienen a ser los dos siguientes términos de (III.6). El

---

<sup>35</sup> Véase *Jones y López (2002)* para su completa derivación

segundo término es la contribución a toda la inequidad de la covarianza de las pendientes con el rango relativo del precio por metro cuadrado debidamente ponderado. El tercero es simplemente la covarianza de los términos constantes con el rango relativo.

### **III.2 Modelo empírico**

Por otra parte, la descomposición del índice de Gini contemplada en (III.3) mediante la cual podemos obtener la contribución de cada variable al índice necesita el modelo de regresión lineal mediante la cual se caracteriza la distribución de la variable dependiente según su esperanza condicionada a las variables explicativas.

El modelo de regresión nos ofrece estimaciones de los parámetros homogéneas entre individuos y en el marco de la economía de la vivienda se justifica su aplicación mediante la teoría de los precios hedónicos. Como ya vimos en el capítulo primero de esta parte, bajo esta teoría se considera que los productos diferenciados están compuestos por diferentes características y que el precio marginal implícito de las mismas puede ser conocido a partir de un modelo de precios hedónicos que explica su precio en función de esas características.

No es difícil de intuir que también en el contexto de la vivienda las valoraciones que realicen los individuos de las características físicas de su vivienda o de la zona donde viven sean distintas según se trata de individuos con viviendas de precio por metro cuadrado elevado o reducido. Es decir, será de interés conocer el comportamiento de las variables explicativas a lo largo de la distribución del precio por metro cuadrado. Sobre esta idea subyace la descomposición introducida en (III.6) y para ella se necesitan estimadores de los parámetros específicos para los individuos ( $\beta_i$ ). Para ello se necesita un estimador que permita respuestas heterogéneas: el estimador procedente de la regresión cuantílica.

Denotemos  $\theta_i$  como la posición que el individuo  $i$  ocupa en la distribución del precio por metro cuadrado condicionado a  $X_i$ . Si  $F(P|X)$  es la función de distribución condicionada del precio por metro cuadrado en las características observadas

$$\theta_i = F(p_i | X = X_i) \tag{III.7}$$

entonces

$$p_i = Q_\theta(P | X = X_i) \quad (III.8)$$

donde  $Q_\theta(P|X)$  denota el  $\theta$  cuantil de la distribución de  $P$  condicionada a  $X$ . Si formulamos los supuestos de identificación siguientes:

$$\begin{aligned} \forall i, j \text{ si } \theta_i = \theta_j = \theta, \text{ entonces} \\ \exists Q_\theta(P | X) \text{ tal que} \\ p_i = Q_\theta(P | X = X_i) \text{ y} \\ p_j = Q_\theta(P | X = X_j) \end{aligned} \quad (III.9)$$

Si asumimos que las funciones cuantiles condicionales sean una combinación lineal de los regresores, entonces el vector  $\beta_i$  está identificado por los coeficientes de la función cuantílica  $\theta_i$  condicionada. O sea,

$$\begin{aligned} \forall i, j \text{ si } \theta_i = \theta_j = \theta \text{ y } Q_\theta(P | X) = X' \beta^\theta, \text{ entonces} \\ p_i = Q_\theta(P | X = X_i) = X_i' \beta^\theta = X_i' \beta_i \\ p_j = Q_\theta(P | X = X_j) = X_j' \beta^\theta = X_j' \beta_j \end{aligned} \quad (III.10)$$

Es importante notar que al hacer dicho supuesto estamos interpretando, como indicamos con anterioridad de forma intuitiva, la constante como heterogeneidad sistemática inobservada. Ello puede ser problemático en presencia de ruido puramente aleatorio pero con datos de sección cruzada resulta imposible separar ambas cosas. Se trata, por tanto, de una aproximación completamente opuesta a la estimación MCO, donde la totalidad del término de error se asume como no sistemático.

Para estimar las funciones cuantílicas condicionales, notar que para cada  $\theta$  podemos definir el residuo cuantílico para el individuo  $i$  como:

$$p_i - X_i' \beta^\theta = \omega_{i\theta} \quad (III.11)$$

y buscar los valores de  $\beta^\theta$  que minimizan algún criterio basado en alguna función de esos residuos. En particular de forma clásica, se suele utilizar el criterio de las Mínimas Desviaciones Absolutas mediante el algoritmo de *Koenker y Basset (1978)*.

Recapitulando, se puede estimar el modelo de parámetros heterogéneos que aquí se ha presentado en la expresión (III.5) y que es necesario para computar la descomposición del índice de Gini procedente de la expresión (III.6), computando  $\theta_i$  para cada individuo y estimando la función cuantílica condicionada para cada uno de los valores de  $\theta$  obtenidos en la primera fase. O, análogamente, escoger aleatoriamente un buen número- por ejemplo, los 99 percentiles- de valores de  $\theta$  del intervalo (0,1). Para cada uno de esos valores se estiman los parámetros de la función cuantílica condicionada y asignamos a cada individuo los coeficientes de la función cuantílica que, dadas sus características, minimizan la diferencia en valores absolutos entre el valor observado del precio por metro cuadrado y el valor predicho del precio por metro cuadrado. Formalmente,

$$\hat{\beta}_i = \hat{\beta}^\theta, \quad \theta = \arg \min_\theta | p_i - X_i' \hat{\beta}^\theta | \quad (III.12)$$

Con lo que se puede definir el modelo estimado de parámetros heterogéneos como:

$$p_i = X_i' \hat{\beta}_i + \zeta_i \quad (III.13)$$

donde  $\zeta_i$  es una estimación de los residuos.

Por último, comentar que tanto los datos como la especificación utilizada en las estimaciones se corresponden al modelo empírico presentado en el capítulo I.

### **III.3 Resultados**

En este apartado procedemos al comentario de la estimación de las 99 funciones cuantílicas condicionadas así como de la función esperanza condicionada estimada por MCO (Modelo 4 de la Tabla I.5). Con el objetivo de sintetizar toda la información, en la Tabla III.2a se presentan los coeficientes cuantílicos de dichas



variables para las cuantilas 10, 25, 50, 75 y 90. En ella se muestran las estimaciones procedentes de las regresiones cuantílicas y MCO de las variables explicativas del precio por metro cuadrado de la vivienda junto con las bandas superior e inferior del intervalo de confianza al 95% de esta última estimación.

Respecto a la superficie, se observa como su efecto (coeficiente) sobre el precio por metro cuadrado se va haciendo más negativo a medida que avanzamos hacia cuantilas superiores. Cabe recordar que, en base a la especificación utilizada, la elasticidad precio por metro cuadrado-superficie es  $\frac{\beta}{S}$ . Es decir, en el caso de la estimación MCO donde el coeficiente era constante y negativo ello implicaba que la sensibilidad del precio por metro cuadrado de la vivienda a la superficie de la misma disminuía en valores absolutos a medida que aumenta la superficie. Es decir, a pesar de que un aumento en la superficie hace disminuir el precio por metro cuadrado de la vivienda este efecto es inferior para viviendas más grandes.

En el caso de la regresión cuantílica observamos como los  $\beta$  dejan de ser constantes para ir disminuyendo desde  $-4.83$  hasta  $-6.48$ . Eso sí, exceptuando para percentiles iguales o superiores a 0.75 aproximadamente, esos valores se hallan dentro de las bandas de confianza de la estimación MCO. La interpretación de este resultado es que, a medida que avanzamos de percentiles y nos acercamos a viviendas de mayor precio por metro cuadrado, el efecto de una misma superficie es cada vez mayor, es decir, hace disminuir más el precio por metro cuadrado, aunque la elasticidad precio-superficie sea nuevamente decreciente.

Un ejemplo ilustrativo ayudará a entender este resultado. La elasticidad precio-superficie de una vivienda de 50 metros cuadrados en el percentil 1 es de  $-0.096$  mientras que la elasticidad precio por metro cuadrado-superficie de una vivienda de la misma superficie en el percentil 97 (donde se alcanza el mínimo valor de  $\beta$ ) es de  $-0.128$ . Ahora bien, la elasticidad precio por metro cuadrado-superficie para una vivienda de 100 metros cuadrados que se haya en el percentil 97 es de  $-0.064$ .

Si se tiene en cuenta la escala, el efecto de cada uno de los años respecto de 1998 -año de referencia- en el precio por metro cuadrado de la vivienda se mantiene constante con independencia del percentil. Dicho de otra forma, el aumento de los precios del mercado de la vivienda, una vez ajustados por calidad, ha afectado de la misma forma a las viviendas más caras y a las más baratas. De hecho, los valores de

las estimaciones cuantílicas se mantienen dentro de las bandas de confianza MCO, aunque, eso sí, casi siempre cerca de la banda inferior.

Tabla III.2a: coeficientes cuantílicos para los percentiles 10, 25, 50, 75 y 90.								
Percentil	10	25	50	75	90	MCO	Intervalo de confianza al 95%	
Superficie	-4.830	-4.781	-5.013	-5.966	-6.485	-5.024	-4.254	-5.794
Calefacción	0.029	0.022	0.016	0.018	0.024	0.023	0.031	0.016
Exterior	0.013	0.018	0.015	0.017	0.017	0.020	0.028	0.012
Ascensor	0.085	0.070	0.068	0.071	0.073	0.076	0.085	0.068
Año (ref: 1998)								
1999	0.250	0.246	0.238	0.234	0.239	0.249	0.257	0.240
2000	0.422	0.423	0.421	0.419	0.418	0.426	0.434	0.418
2001	0.583	0.582	0.580	0.575	0.576	0.584	0.592	0.575
Edad (ref: >50 años)								
Nuevos	0.299	0.268	0.264	0.257	0.223	0.253	0.276	0.230
Entre 1 y 6	0.174	0.147	0.153	0.161	0.141	0.147	0.170	0.124
Entre 6 y 10	0.133	0.123	0.115	0.126	0.117	0.110	0.134	0.086
Entre 11 y 20	0.101	0.088	0.089	0.080	0.067	0.082	0.095	0.070
Entre 21 y 30	0.083	0.069	0.068	0.060	0.041	0.064	0.074	0.053
Entre 31 y 50	0.036	0.027	0.027	0.023	0.013 <sup>1</sup>	0.024	0.033	0.014
Estado (ref: muy mal)								
Malo	0.076	0.094	0.089	0.078	0.098	0.091	0.107	0.075
Normal	0.155	0.166	0.160	0.154	0.166	0.169	0.185	0.154
Bueno	0.227	0.232	0.220	0.203	0.220	0.233	0.250	0.216
Muy bueno	0.222	0.256	0.251	0.244	0.261	0.271	0.295	0.247
Planta (Ref: planta 0)								
Primera	0.074	0.055	0.038	0.025	0.010 <sup>1</sup>	0.033	0.048	0.019
Segunda	0.089	0.059	0.042	0.028 <sup>2</sup>	0.008 <sup>1</sup>	0.039	0.054	0.025
Tercera o >	0.101	0.075	0.047	0.031	0.012 <sup>1</sup>	0.047	0.060	0.034
Ático	0.088	0.066	0.050	0.045	0.042	0.057	0.077	0.037
Ascensor*ático	0.044 <sup>2</sup>	0.043	0.036	0.027 <sup>2</sup>	0.019 <sup>1</sup>	0.032	0.053	0.011
Reforma (Ref: >20)								
Hace 0-5 años	0.081	0.075	0.061	0.071	0.066	0.074	0.082	0.065
Hace 6-10	0.069	0.059	0.048	0.053	0.045	0.060	0.070	0.049
Hace 11-20	0.051	0.041	0.027	0.025	0.021	0.038	0.048	0.028
Constante	11.275	11.396	11.509	11.601	11.760	11.497	11.533	11.462

Nota: <sup>1</sup>No significativo, <sup>2</sup>Significativo al 10%, el resto significativos al 5% de nivel de significación.

Por lo que respecta a la antigüedad las viviendas de entre 6 y 10 años de antigüedad muestran un efecto sobre el precio por metro cuadrado constante respecto a las viviendas de más de 50 años, manteniéndose siempre las estimaciones dentro del intervalo de confianza MCO. Un patrón similar parece observarse para los grupos de viviendas de entre 1 y 5 años de antigüedad y entre 6 y 10 años de antigüedad, aunque en estos casos las estimaciones cuantílicas de los percentiles más extremos se salen de las bandas de confianza MCO. El efecto de que una vivienda sea nueva, tenga entre 21 y 30 años y entre 31 y 50 años respecto a una vivienda de más de 50

años se muestra como claramente decreciente a medida que lo contemplamos para viviendas de percentiles superiores. De nuevo, las estimaciones cuantílicas no figuran dentro del intervalo de confianza de la estimación MCO durante para la primera y novena decila.

Los efectos de vivir en plantas superiores o incluso ático, respecto a vivir en una planta vivir en una planta baja también decrecen a medida que aumenta el percentil, es decir, a medida que evaluamos dichos efectos en viviendas de mayor precio. Los coeficientes cuantílicos figuran únicamente dentro del intervalo de confianza MCO durante el intervalo central que va del primer al tercer cuartil aproximadamente.

El efecto del ascensor se mantiene como constante durante la mayoría de percentiles a excepción de un decrecimiento en los 25 primeros. El hecho de vivir en un ático hace aumentar el efecto del ascensor sobre el precio por metro cuadrado de la vivienda. No obstante, dicho efecto vuelve a presentar un perfil decreciente a medida que contemplamos viviendas de precios mayores. Aunque, eso sí, permaneciendo prácticamente siempre las estimaciones cuantílicas de una y otra variable dentro del intervalo de confianza de las estimaciones por MCO.

La condición de exterior también presenta un efecto constante sobre el precio por metro cuadrado a medida que cambiamos de percentiles, es decir, es el mismo para las viviendas más caras y para las viviendas más baratas. Asimismo, el poseer calefacción presenta un efecto sobre el precio por metro cuadrado de la vivienda en forma de U a medida que avanzamos de percentil. Así hasta llegar al percentil 50 se observa un efecto decreciente de la calefacción que pasa a ser creciente a partir de este punto. Es decir, el efecto de la calefacción se hace menor a medida que lo evaluamos en viviendas más caras durante el tramo que va de las viviendas más baratas a las de precio mediano, en cambio, dicho efecto crece a medida que lo evaluamos en viviendas más caras durante el tramo que va de las viviendas de precio mediano a las de precio mayor. Nuevamente, las estimaciones de los coeficientes para los percentiles para la condición de exterior y la calefacción, permanecen dentro del intervalo de la estimación MCO.

Mejores estados de conservación de la vivienda evidentemente aumentan el precio por metro cuadrado de la misma pero casi de forma constante a través de los percentiles. En concreto, entre el primer y el tercer cuartil el efecto es ligeramente

decreciente, por el contrario, entre la primera decila y el primer cuartil y entre el tercer cuartil y la novena decila crece de forma ligera. Para los estados malo y normal las estimaciones cuantílicas figuran siempre dentro del intervalo MCO, mientras que para los estados bueno y muy bueno dichas estimaciones percentiles no figuran dentro del intervalo de las estimaciones MCO, básicamente, para percentiles entorno al tercer cuartil.

El efecto del número de años que hace que el inmueble ha sido reformado en el precio por metro cuadrado del mismo respecto al inmueble de referencia que es el reformado hace más de 20 años, decrece a medida que avanzamos de percentiles (excepto un ligero repunte creciente alrededor del tercer cuartil para el efecto de los inmuebles reformados hace menos de 10 años), es decir, a medida que medimos ese efecto en viviendas más caras. Las estimaciones cuantílicas no figuran en las bandas de confianza de las estimaciones MCO, básicamente, para percentiles por encima de la mediana.

Después de obtener las estimaciones de los coeficientes para las distintas variables de las cinco regresiones correspondientes a los percentiles 10, 25, 50, 75 y 90, se debe comprobar, como pone de relieve *Buchinsky (1997)*, si son estadísticamente diferentes entre ellos. Los resultados de una regresión cuantílica pertenecen a lo que se conoce como un *normal location model* si únicamente es estadísticamente distinta entre percentiles la estimación de la constante, la cual sería la responsable del desplazamiento entre percentiles. Si esto es así, por tanto, no existe heterocedasticidad en el modelo, es decir, la dispersión del precio por metro cuadrado es idéntica en todos los percentiles.

En la Tabla III.2b se presentan los contrastes estadísticos donde la hipótesis nula es la igualdad de las pendientes de los diferentes percentiles para cada una de las variables. Por ejemplo, se contrasta si el efecto de la superficie en el precio por metro cuadrado es estadísticamente igual (no se puede rechazar la hipótesis nula de que los coeficientes de los distintos percentiles son iguales) en los percentiles 10, 25, 50, 75 y 90. En ella se observa como únicamente se puede rechazar dicha hipótesis nula para el ascensor, la planta, la reforma, la calefacción y la mayoría de dummies que hacen referencia a la edad del inmueble (todas a excepción de las categorías que hacen referencia a las viviendas de entre 1 y 5 años y entre 31 y 50 años de antigüedad).

**Tabla III.2b: Contraste de igualdad de pendientes para las estimaciones de los percentiles 10, 25, 50, 75 y 90.**

	<i>F (3, 9183)</i>	<i>Prob &gt; F</i>
Superficie	1.24	0.29
Calefacción	2.43	0.04
Exterior	0.63	0.64
Ascensor	3.88	0.00
<i>Año (ref: 1998)</i>		
1999	1.52	0.19
2000	0.08	0.98
2001	0.39	0.81
<i>Edad (ref: &gt;50 años)</i>		
Nuevos	3.05	0.01
Entre 1 y 6	1.71	0.14
Entre 6 y 10	2.36	0.05
Entre 11 y 20	3.72	0.00
Entre 21 y 30	4.18	0.00
Entre 31 y 50	1.04	0.38
<i>Estado (ref: muy mal)</i>		
Malo	1.38	0.23
Normal	0.62	0.64
Bueno	1.64	0.16
Muy bueno	0.82	0.51
<i>Planta (Ref: planta 0)</i>		
Primera	3.91	0.00
Segunda	4.21	0.00
Tercera o >	10.27	0.00
Ático	1.51	0.19
Ascensor *ático	0.34	0.85
<i>Reforma (ref: &gt;20)</i>		
Hace 0-5 años	7.59	0.00
Hace 6-10	4.90	0.00
Hace 11-20	2.63	0.03

A modo de resumen, parece que las características físicas de las viviendas muestran efectos que o bien se pueden considerar estadísticamente constantes o decrecen a medida que evaluamos su efecto para viviendas de la parte superior de la distribución, para las viviendas más caras. Este decrecimiento viene compensado por la evolución de la constante. La constante (que estima los percentiles de la distribución del precio por metro cuadrado condicionada a las características del individuo de referencia) aumenta de valor a medida que aumentamos el percentil. Así, el precio por metro cuadrado mínimo de una vivienda del percentil 1 es de 59874 ptas. de 1998 mientras que el precio mínimo por metro cuadrado de una vivienda del percentil 99 es de 150241 ptas. de 1998.

Otra posible explicación de los efectos decrecientes de las características físicas a medida que evaluamos su efecto para viviendas de la parte superior de la distribución del precio por metro cuadrado, es que para las viviendas más caras el factor relevante no son ya las características físicas, porque seguramente todas tienen prestaciones muy considerables, sino su ubicación. Así, si incluimos la variable nivel de estudios para explicar el efecto de la zona el efecto de dicha variable es claramente creciente a medida que aumentamos de percentil, tal y como se observa en la Tabla III.2a. Los coeficientes cuantílicos figuran únicamente dentro del intervalo de confianza MCO en los percentiles próximos a la mediana. En la Tabla III.2b se observa que se rechaza la hipótesis nula de que los coeficientes de la variable años de educación de los distintos percentiles son iguales.

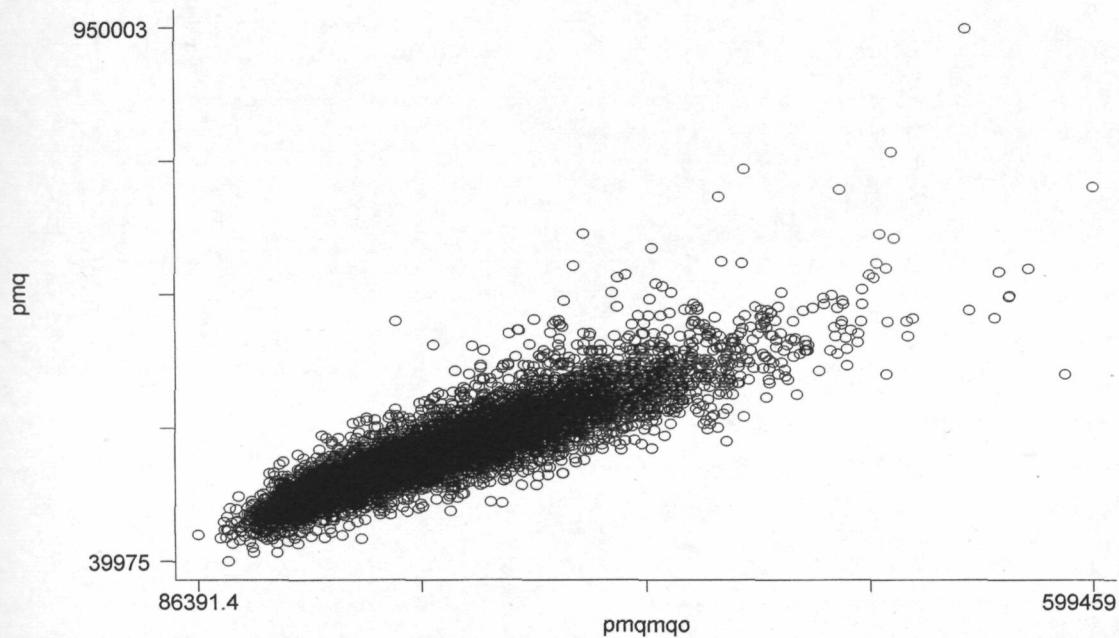
Antes de proceder al cálculo y descomposición de las medidas de desigualdad, es necesario asignar una función cuantílica condicional a cada individuo de acuerdo con la expresión (III.11). Para evaluar la bondad del procedimiento resulta útil evaluar las estimaciones cuantílicas en comparación con las MCO mediante las predicciones que realizan ambas.

Las Figuras III.1 y III.2 muestran la relación entre los valores observados y las predicciones para las estimaciones MCO y cuantílicas respectivamente, reportando también el valor del coeficiente de correlación entre dichas variables. Las predicciones cuantílicas se han calculado escogiendo para cada vivienda la predicción del percentil que genera un menor error de predicción, es decir, que genera una menor diferencia entre el valor observado y el predicho. Evidentemente, la comparación es favorable al modelo de parámetros heterogéneos. La correlación de los valores observados versus los predichos por el modelo es del 99% en el caso de las regresiones cuantílicas mientras que es del 89% en el caso del modelo MCO. Se observa igualmente en la Tabla III.3 que, en promedio, el modelo cuantílico se equivoca en 23 ptas casi insignificantes, mientras el modelo MCO se equivoca en 1932 ptas en promedio al predecir el precio por metro cuadrado de una vivienda. No obstante, el modelo MCO ya recoge gran parte de la heterogeneidad de los datos lo cual se detecta por  $R^2$  elevados entorno al 80% pudiendo parecer trivial la parte no observada. Este hecho es debido, seguramente, a la dimensión temporal de los datos y la idoneidad del procedimiento MCO en el marco de la metodología de precios hedónicos. Para tener claro hasta qué punto influencia la dimensión temporal de los datos, en las Figuras III.1a , III.2a, III.1b y III.2b se presentan las correlaciones de las predicciones respecto a los valores observados para las estimaciones MCO y cuantílicas de 1998 y 2001

respectivamente. Las correlaciones de los valores observados versus los predichos para el modelo oscilan entre el 81% y el 83% para el modelo MCO y el 97% para las regresiones cuantílicas. Así, aunque los  $R^2$  de las regresiones MCO se reducen al 66% y 69% para 1998 y 2001 continúan en niveles muy elevados constatando que el modelo MCO ya recoge gran parte de la heterogeneidad de los datos confirmando la bondad de la metodología hedónica.

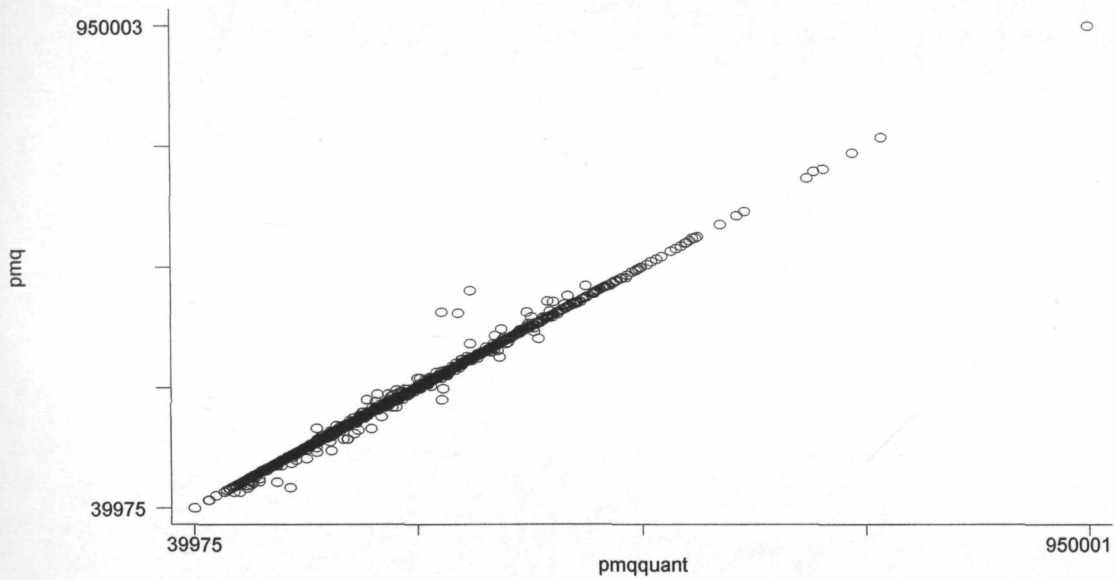
De cualquier manera, como hemos visto, la regresión cuantílica nos ayuda a captar toda la heterogeneidad no observada con  $R^2$  más elevados entorno al 99%. Además, nos muestra toda la distribución de los coeficientes, enriqueciendo así los comentarios realizados con anterioridad de los mismos.

**Figura III.1: Valores observados y predichos para el precio por metro cuadrado en la estimación MCO**



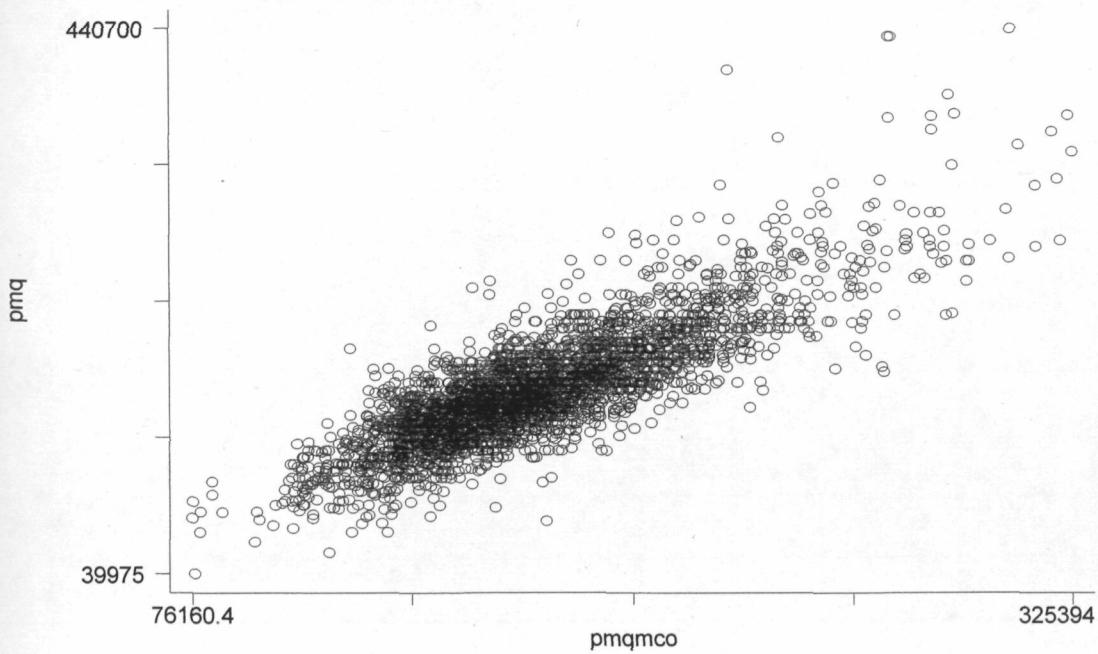
**correlación= 0.8979**

**Figura III.2: Valores observados y predichos para el precio por metro cuadrado en la estimación Cuantílica**



**correlación= 0.9992**

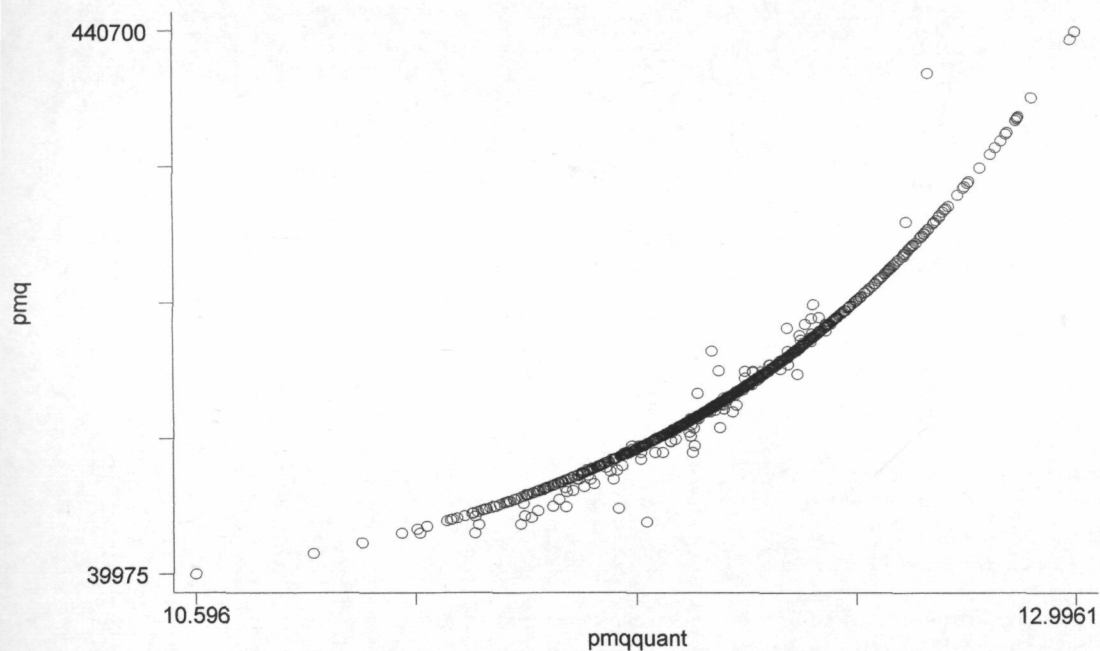
**Figura III.1a: Valores observados y predichos para el precio por metro cuadrado en la estimación MCO para 1998**



**correlación:0.8383**

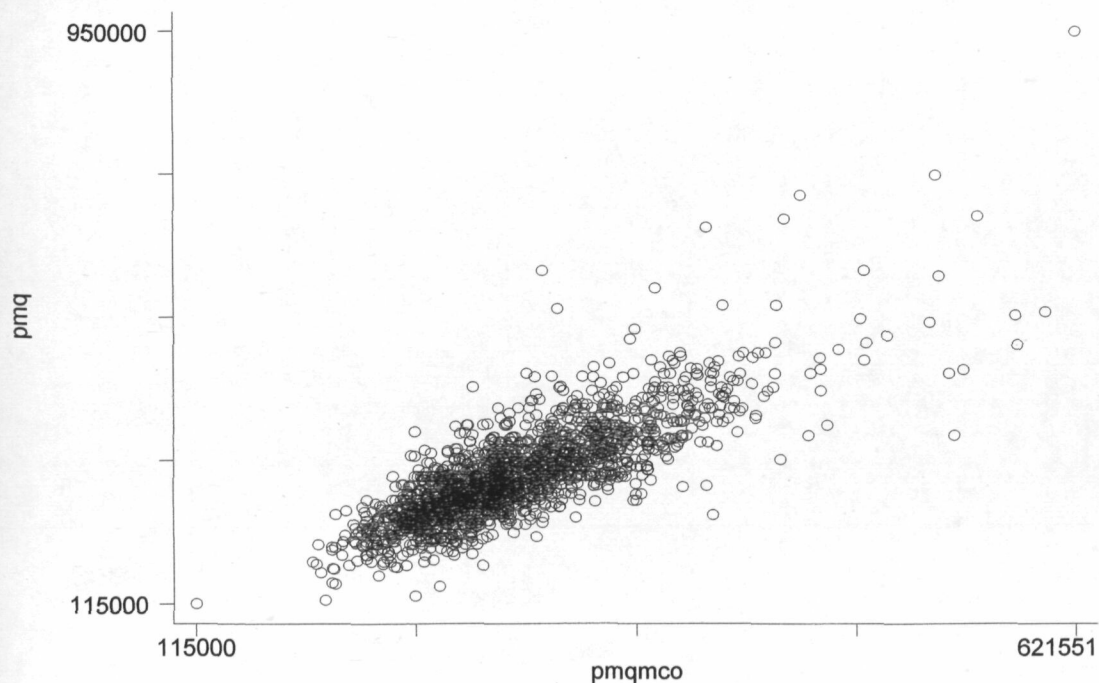


**Figura III.2a: Valores observados y predichos para el precio por metro cuadrado en la estimación Cuantílica para 1998**



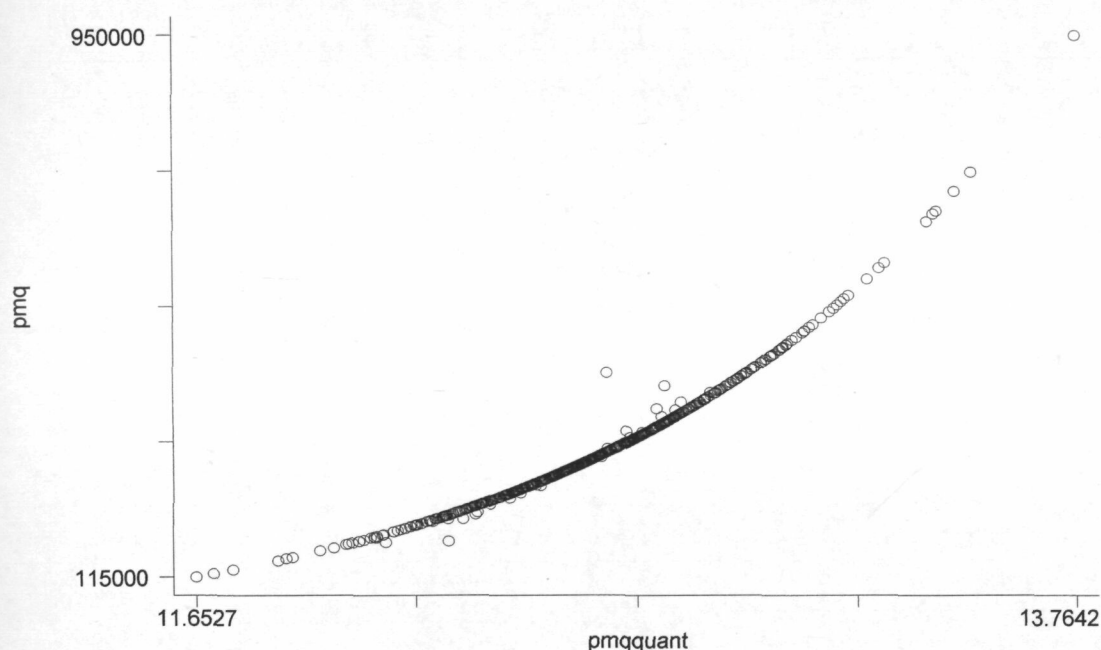
**correlación: 0.976**

**Figura III.1b: Valores observados y predichos para el precio por metro cuadrado en la estimación MCO para 2001**



**correlación: 0.8113**

**Figura III.2b: Valores observados y predichos para el precio por metro cuadrado en la estimación Cuantílica para 2001**



**correlación:0.9779**

**Tabla III.3 Comparación del error de predicción MCO y cuantílico**

<i>Variable</i>	<i>Media</i>	<i>Desviación estándar</i>
Precio por metro cuadrado	222525.25	72188.57
Error absoluto MCO	1932.22	31777.95
Error absoluto Cuantílico	23.21	2808.42

### **III.4 Análisis de la descomposición del índice de Gini**

Llegados a este punto utilizaremos los parámetros estimados en la sección previa para calcular y descomponer el índice de Gini. En particular, y con el objetivo de observar la evolución en la desigualdad, se realiza la descomposición del índice de Gini para el primer y último año de la muestra: 1998 y 2001. Los resultados se muestran en las Tablas III.4a y III.4b que presentan dicha descomposición tanto a partir de las estimaciones MCO (primera fila) como cuantílicas (segunda fila) en:

- a) La contribución del producto de las elasticidades MCO y los índices de concentración de las variables explicativas respecto al precio por metro cuadrado (primer término de las expresiones (III.3) y (III.6)).

- b) La contribución de la covarianza entre los coeficientes de las variables explicativas en la regresiones cuantílicas con el precio por metro cuadrado (segundo término de la expresión (III.6)).
- c) La contribución de la covarianza de las constantes en las regresiones cuantílicas respecto al precio por metro cuadrado (tercer término de la expresión (III.6)).
- d) Un residuo que corresponde con la covarianza de los errores de predicción (MCO y del modelo de parámetros heterogéneos) respecto del precio por metro cuadrado (segundo término de la expresión (III.3)).

Evidentemente, el valor del índice de Gini calculado a partir de la descomposición MCO -expresión (III.3)- tiene que ser el mismo que el calculado mediante la descomposición de pendientes heterogéneas -expresión (III.6)-. La descomposición por MCO trata las elasticidades como homogéneas entre individuos tal y como son tratadas en la estimación. En primer lugar, se observa como el índice de Gini sufre una pequeña disminución en ese periodo (de 0.012374 a 0.10037). Es decir, la distribución del precio por metro cuadrado se hace algo más igualitaria. La contribución de las pendientes MCO, las que tratan a los individuos como homogéneos, son del 60.35% y 64.86% para 1998 y 2001 respectivamente. Este porcentaje muy elevado en relación al obtenido por *Jones y López (2002)* en el marco de la economía de la salud (22%), es debido a la elevada bondad del ajuste que presentan los modelos estimados por MCO para explicar los determinantes del precio por metro cuadrado de la vivienda.

Esas contribuciones muestran como la variación en las variables explicativas influyen el índice de Gini, manteniendo los parámetros constantes. A pesar de su poder explicativo, el segundo término de la descomposición que utiliza el modelo de parámetros heterogéneos, muestra como la introducción de heterogeneidad en los coeficientes modifica la contribución de las variables explicativas conduciendo los resultados hacia un índice de Gini menor, es decir, más igualitario. En concreto, muestra como la introducción de heterogeneidad en las estimaciones de las pendientes del modelo mediante la regresión cuantílica, reduce el índice de Gini prácticamente en un -9.25% y -7.30% para 1998 y 2001 respectivamente.

En las Tablas III.5a y III.5b aparecen las contribuciones de cada una de las variables explicativas al índice de Gini para 1998 y 2001. Los resultados se presentan agrupando las variables por bloques. Así, comentando la contribución total al índice de Gini de cada una de las variables, la no consideración de la planta aumentaría el índice de Gini en un 17.04% para 1998 y un 7.72%, aproximadamente para 2001, mientras que la no consideración del estado de la vivienda aumentaría el índice de Gini en un 29.64% en 1998 y, sin embargo, en 2001 su no consideración aumentaría el índice de Gini en un 0.89%. Sin embargo, la variable que más contribuye a aumentar el índice de Gini es la variable zona (nivel de estudios), que aumenta el índice de Gini un 28.94% y un 36.28% respectivamente en 1998 y 2001. La variable ascensor aumenta el índice de Gini en un 4.83% en 1998 y en un 8.24% en 2001, mientras que la calefacción lo hace en un 3.45% y un 4.07% en 1998 y 2001 respectivamente. Por último, destacar para 1998 el aumento en el índice de Gini que provocan las variables superficie (4.78%) y edad (7.74%).

Sin embargo, la mayoría de las variables explicativas inducen a una reducción del índice de Gini ( es decir, a hacerlo menos desigual) en cuanto se introduce la heterogeneidad en los parámetros. De esta manera, y para 1998, salvo la superficie (que induce a un aumento del índice de Gini de un 7.29%), el resto de variables inducen a una reducción del índice de Gini al considerar su efecto varía a lo largo de la distribución del precio por metro cuadrado, resaltando especialmente los casos de estado (-37.85%), la planta (-17.38%) y la variable nivel de estudios (-4.86%). Para 2001, de nuevo todas a excepción de la superficie reducen el índice de Gini, resaltando de nuevo el estado (-9.71%) y la planta (-8.43%), además de la edad (-4.10%).

La contribución de la covarianza de las constantes heterogéneas respecto al precio por metro cuadrado se puede interpretar como el efecto de la heterogeneidad no observada. Si las variables explicativas no estuviesen relacionadas con el precio por metro cuadrado en las Tablas III.4a y III.4b observaríamos que el índice de Gini sería inferior al valor actual en prácticamente un 51.10% y el 57.56% para 1998 y 2001 respectivamente. Es decir, el índice de Gini procedería únicamente de la contribución de las constantes: un 49.50% y un 42.41% del valor actual para 1998 y 2001 respectivamente.

Por último, las contribuciones residuales para 1998 y 2001 al considerar los parámetros heterogéneos son prácticamente nulas. Evidentemente, cuando se utiliza

la descomposición MCO, al recoger los términos segundo y tercero en (III.6), dicha contribución aumenta considerablemente.

**Tabla III.4a: descomposiciones del índice de Gini para 1998**

Índice	MCO		Pendientes		Cuantílica		Residuos	
	Contrib	%	Contrib	%	Contrib	%	Contrib	%
Gini=0.012374	0.007468	60.35%					0.004906	39.65%
Gini=0.012374	0.007468	60.35%	-0.001145	-9.25%	0.006126	49.50%	-0.000075	-0.60%

**Tabla III.4b: descomposiciones del índice de Gini para 2001**

Índice	MCO		Pendientes		Cuantílica		Residuos	
	Contrib	%	Contrib	%	Contrib	%	Contrib	%
Gini=0.010037	0.006510	64.86%					0.003527	35.14%
Gini=0.010037	0.006510	64.86%	-0.000733	-7.30%	0.004257	42.41%	0.000002	0.02%

**Tabla III.5a: contribución de cada variable explicativa en la descomposición del índice de Gini de 1998**

Variable	Contrib MCO	%Contrib.	Contrib Cuant	%Contrib	Contrib Total	%Contrib
Superficie	-0.0003107	-2.51%	0.0009023	7.29%	0.0005916	4.78%
Edad	0.0010922	8.84%	-0.0001336	-1.09%	0.0009585	7.74%
Ascensor	0.0008155	6.59%	-0.0002174	-1.76%	0.0005981	4.83%
Planta	0.0000429	0.35%	-0.0021511	-17.38%	-0.0021082	-17.04%
Ascensor*ático	0.0000520	0.42%	0.0000246	0.20%	0.0000766	0.62%
Exterior	0.0000060	0.05%	0.0002675	2.16%	0.0002735	2.21%
Calefacción	0.0004521	3.65%	-0.0000249	-0.20%	0.0004272	3.45%
Estado	0.0010165	8.21%	-0.0046844	-37.85%	-0.0036679	-29.64%
Reforma	0.0001239	1.01%	-0.0002815	-2.27%	-0.0001576	-1.28%
Zonas	0.0041783	33.75%	-0.0005967	-4.86%	0.0035811	28.94%
Total pendientes	0.0074688	60.35%	-0.0011454	-9.26%	0.0063234	51.10%
Constante			0.0061264	49.50%	0.0061264	49.50%
Total parámetros					0.0124498	100.60%
Residuos					-0.0000749	-0.60%
Total					0.0123749	100.00%

**Tabla III.5b: contribución de cada variable explicativa en la descomposición del índice de Gini de 2001**

<i>Variable</i>	<i>Contrib MCO</i>	<i>%Contrib.</i>	<i>Contrib Quant</i>	<i>%Contrib</i>	<i>Contrib Total</i>	<i>%Contrib</i>
Superficie	-0.0003118	-3.11%	0.0002679	2.67%	-0.0000439	-0.44%
Edad	0.0004234	4.21%	-0.0004116	-4.10%	0.0000117	0.12%
Ascensor	0.0009757	9.72%	-0.0001487	-1.48%	0.0008270	8.24%
Planta	0.0000708	0.70%	-0.0008462	-8.43%	-0.0007754	-7.72%
Ascensor*ático	0.0000568	0.57%	-0.0000103	-0.10%	0.0000465	0.46%
Exterior	0.0000009	0.01%	-0.0000790	-0.79%	-0.0000781	-0.78%
Calefacción	0.0003669	3.66%	0.0000413	0.41%	0.0004082	4.07%
Estado	0.0010639	10.60%	-0.0009742	-9.71%	0.0000897	0.89%
Reforma	0.0000992	0.98%	-0.0000210	-0.21%	0.0000782	0.78%
Zonas	0.0037645	37.46%	-0.0001249	-1.25%	0.0036395	36.28%
Total pendientes	0.0065102	64.86%	-0.0007328	-7.30%	0.0057774	57.56%
Constante			0.0042574	42.41%	0.0042574	42.41%
Total parámetros					0.0100348	99.97%
Residuos					0.0000020	0.03%
Total					0.0100369	100.00%

## **II.5 Conclusiones**

En este capítulo se ha introducido el análisis de desigualdad aplicado en el marco de la economía de la salud por *Jones y López (2002)*, al mercado de la vivienda. En particular, se han aplicado métodos de descomposición del índice de Gini en la contribución de sus variables explicativas al precio por metro cuadrado en el marco de una regresión hedónica. Paralelamente, se ha aprovechado para realizar una estimación de parámetros heterogéneos utilizando la regresión cuantílica con dos finalidades: conocer el comportamiento del efecto de las variables explicativas sobre el precio por metro cuadrado a lo largo de toda la distribución y obtener la descomposición del índice de Gini incorporando esta heterogeneidad individual en las contribuciones de las variables explicativas.

En las estimaciones cuantílicas se observan pautas de comportamiento de algunas variables en relación a la distribución del precio por metro cuadrado, por lo general decreciendo a medida que evaluamos sus efectos para cuantiles superiores. De todas formas, sólo para la planta, el ascensor, el número de años transcurridos desde la última reforma, la calefacción, la edad y la variable que explica el efecto de la

zona (nivel de estudios) los efectos se pueden considerar estadísticamente no constantes entre cuantilas.

El índice de Gini se ha reducido durante el periodo 1998-2001, haciéndose, así, la distribución del precio por metro cuadrado más igualitaria. Desgregando por componentes, la contribución de las pendientes MCO aumenta del 60.35% al 64.86%, sugiriendo, así, un elevado grado de homogeneidad en la asociación del precio por metro cuadrado con las variables explicativas, el cual explica gran parte de la inequidad observada. Es decir, considerando el efecto de cada variable en el punto medio de la distribución tal y como hacemos en el modelo de parámetros constantes estimado por MCO, ya tenemos suficiente para explicar gran parte del índice de Gini. Esto es debido a que los modelos de precios hedónicos estimados por MCO presentan un poder explicativo muy elevado ( $R^2$  cercano al 70%), explicando así gran parte de la variabilidad del precio por metro cuadrado.

De todas formas, se puede introducir la consideración de la heterogeneidad en las estimaciones de las respuestas de la variable dependiente ante cambios en las variables explicativas, mediante las contribuciones de las pendientes regresiones cuantílicas (segundo componente de la descomposición del índice de Gini). Dicha contribución reduce el índice de Gini, es decir, la distribución del precio por metro cuadrado se hace más igualitaria. Y esa contribución a la reducción se manifiesta de forma importante, en relación a su contribución MCO, en variables como la planta o el estado.

Otras variables como la superficie contribuyen de igual forma al aumento del índice de Gini con su contribución MCO y con su contribución cuantílica, mientras que la zona es la variable que más aumenta el índice de Gini con su contribución total.