

**LOCALIZACIÓN, CRECIMIENTO Y EXTERNALIDADES
REGIONALES. UNA PROPUESTA BASADA EN LA
ECONOMETRÍA ESPACIAL**

Esther Vayá Valcarce

Tesis dirigida por el Dr. Jordi Suriñach
en el marco del programa de doctorado
“Economía i Territori” de la Universidad de Barcelona

Departamento de Econometría, Estadística y Economía Española

Barcelona, Septiembre de 1998.

B.U.B. Secció d'Econòmiques
Diagonal, 690, 08034 Barcelona
Tel. 402 19 66

bajo nivel salarial (ver López-Bazo *et al.*, 1997, 1998b para una discusión más detallada).¹²⁸

Asimismo, es preciso tener en cuenta que, en la medida en que no son únicamente las condiciones económicas sino también las condiciones sociales, políticas y culturales las que determinan la localización en el espacio, la situación de inestabilidad presente en algunas regiones de la UE podría acabar consolidando la situación de desigualdad actual.

Por lo tanto, y considerando la relación en forma de U entre integración y bienestar de la periferia (no concentración de la actividad) defendida por Krugman y por Brülhart y Torstensson (ver capítulo 2), un desmantelamiento incompleto de las barreras entre los estados y, por consiguiente, entre las regiones europeas podría acabar por presentar como insuficientes las ventajas de una periferia escasamente comunicada respecto al centro, contribuyendo así a reforzar la desigualdad (si bien, Krugman 1991b considera que actualmente Europa se encontraría en la parte favorable de la curva). De esta forma, aun cuando como consecuencia del mercado único la periferia ganase atractivo locacional respecto al resto del mundo (fruto del mejor acceso al mercado único), perdería competitividad respecto al centro ya que la disminución de los costes de comercio exacerbarían las ventajas de localización del país con un mayor mercado local, con los subsiguientes efectos perversos sobre la periferia. De esta forma, podría producirse como consecuencia de la integración una mayor especialización regional y, en palabras de Krugman (1991b), una “Mezzogiornificación” del Sur de Europa, de manera que las industrias más dinámicas emigrarían hacia el centro. Por otra parte, se debería recordar que si la integración lleva asociada una mayor especialización regional y una mayor concentración industrial, los países/regiones podrían verse afectados de forma importante por perturbaciones asimétricas de naturaleza sectorial sin poder recurrir, como consecuencia de la unión monetaria, al tipo de cambio como mecanismo automático de defensa.

¹²⁸ Asimismo, es necesario tener en cuenta que las industrias que concentran las nuevas actividades basadas en *high-tech*, básicamente intensivas en capital y con un elevado ratio capital/trabajo, tendrán en el futuro escasos incentivos para extenderse en el espacio (siguiendo el razonamiento contrario al de Puga y Venables 1996a).

Asimismo, es necesario tener en cuenta las posibles consecuencias adversas que puede tener la integración en términos no únicamente de perpetuar un esquema centro-periferia, sino también de incrementar la heterogeneidad y dualidad dentro de los propios estados miembros.¹²⁹ Así, aun cuando a nivel de países se pudiera conseguir una mayor convergencia, ésta podría estar escondiendo un comportamiento totalmente diferenciado entre aquellas regiones más ricas y avanzadas de los estados más pobres, capaces de aprovechar determinadas ventajas comparativas y de acercarse al centro, respecto a aquellas regiones más pobres y atrasadas de los mismos que podrían dirigirse hacia una situación de estancamiento, de la que difícilmente podrían llegar a salir (trampa de la pobreza).

A su vez, y en relación a los posibles efectos perversos de la integración, cabría notar que una mayor movilidad de la mano de obra podría llevar a un traslado importante de parte de la fuerza de trabajo cualificada desde los países más atrasados hacia aquellos más avanzados y con mayores dotaciones e inversiones en I+D, con consecuencias negativas sobre la convergencia regional (en este sentido, tal y como expone Begg, 1995, una alternativa a la movilidad interregional podría encontrarse en el movimiento de las empresas hacia las regiones pobres europeas).

Asimismo, es necesario tener en cuenta que una posible mayor accesibilidad debido a la mejora de las redes de transporte en la UE podría incrementar la centralización de la producción y de los servicios de distribución, empeorando la situación de la periferia europea (Button y Pentecost, 1995).

Por otra parte, se podría pensar que la creciente importancia del sector servicios en la distribución final del producto podría mitigar este proceso (como consecuencia de los efectos beneficiosos del mismo sobre el crecimiento regional del empleo). Sin embargo, tal y como señala Rodríguez Pose (1995), el mantenimiento de un sistema centro-periferia, ya existente con anterioridad a la década de los cincuenta, es compatible con una

¹²⁹En este sentido, una posible explicación al diferente comportamiento observado por las regiones dentro de un mismo estado aparecería en los conceptos de *inversión regional* de Suárez-Villa y Cuadrado (1993) y en el modelo de crecimiento regional tipo-mosaico de Illeris (1993).

terciarización importante de la economía. Así, como se puede observar en la Europa de los ochenta, al igual que en España, se ha producido una concentración muy elevada de dicho sector pero selectiva, dada la enorme heterogeneidad que envuelve a las actividades incluidas en él. De esta forma, como citamos anteriormente, el nuevo centro ha concentrado las actividades decisionales, de gestión y financieras, altamente dinámicas y productivas,¹³⁰ mientras que un sector terciario precario y caracterizado por la baja cualificación y temporalidad de sus trabajadores se ha concentrado principalmente en las regiones de la periferia.

Por último, y en relación al posible comportamiento diferencial entre producto y productividad anteriormente comentado, un avance y consolidación en el proceso de integración económica podría suponer una igualación de la productividad entre firmas (y entre regiones) fruto del intento de alcanzar determinados niveles de competitividad pero a costa de provocar la salida del mercado de todas aquellas firmas que no cumplan determinados estándares. Asimismo, y en la medida en la que posiblemente un elevado porcentaje de estas últimas empresas se encuentre situado en las regiones más pobres de la Comunidad, ello ocasionaría un ajuste importante en sus mercados laborales que difícilmente podrían superar dada la débil movilidad laboral existente y la escasa capacidad de atracción por parte de estas regiones de nuevas inversiones del exterior. Así, una mayor convergencia en términos de productividad fruto de una mayor integración podría suponer un coste elevado en términos de producto y empleo en determinados países y regiones europeas.

Como señalan Fluvia y Gual (1993), todavía la evidencia empírica no ha permitido concluir en relación a los verdaderos ganadores o perdedores de la UE. En este sentido, el resultado final dependerá de qué fuerzas acaben por dominar, si las centrífugas hacia la igualdad o las centrípetas hacia la concentración de la actividad descrita en el capítulo 2. En el primer caso, si la realidad económica se acercara más a la visión neoclásica, la

¹³⁰ Aun cuando puedan contratar mano de obra cualificada de otras regiones no centrales pero sin trasladar sus firmas a dichas regiones, tal y como ocurre actualmente a nivel internacional con empresas de software que se hallan situadas en EUA, Europa, etc, y que contratan trabajadores especializados de los países asiáticos como Corea o Filipinas, sin trasladarse a los mismos.

convergencia final será alcanzada con independencia del esfuerzo redistributivo interregional llevado a cabo. En este caso, una política regional activa carecería de sentido, restándole a ésta únicamente la posibilidad de llevar a cabo medidas redistributivas *ex post* con el propósito de mitigar las diferencias de renta disponible alcanzadas. Si, en cambio, el futuro de las regiones europeas como consecuencia de la integración se acercara más hacia la segunda postura definida, se consolidaría la imagen de una Europa a dos o más velocidades con la posible aparición o consolidación de *clubs* de convergencia en el seno de la UE. No obstante, es en esta situación donde cobran mayor sentido la definición de unas políticas comunitarias activas de carácter básicamente económico e inspiradas en las nuevas teorías sobre desarrollo basadas en modelos de crecimiento endógeno, que traten de reducir las desventajas presentes en las regiones periféricas en términos de dotación de infraestructuras (aumentando la accesibilidad de dichas regiones hacia los grandes mercados centrales y reduciendo los costes de transporte),¹³¹ de capital humano y nivel tecnológico, que impulsen las ventajas comparativas y las potencialidades que ofrecen dichas regiones.¹³² En este sentido, la nueva teoría inductiva (Illeris, 1993) enfatiza la necesidad de mejorar las condiciones locales de cada región (instituciones políticas, asistencia política regional, infraestructuras, mano de obra cualificada, factor de precios, densidad de población, etc) con tal de contribuir a su desarrollo económico local, adquiriendo especial protagonismo los gobiernos regionales y locales que poseen una información directa y completa sobre los problemas y deficiencias particulares del área sobre la que actúan.

¹³¹ Para una discusión detallada acerca de la idoneidad de potenciar en mayor medida las infraestructuras domésticas o internacionales y sus repercusiones sobre la relocalización industrial y la convergencia regional ver Martin y Rogers (1995). Sin embargo, es necesario tener en cuenta a su vez los posibles efectos perversos para la periferia europea de dicha medida de política económica en términos de una posible mayor centralización de la actividad económica señalados por Button y Pentecost (1995).

¹³² Sin embargo, cabe recordar en este sentido la necesidad de favorecer un tejido productivo diversificado que estimule el crecimiento regional.

CAPÍTULO 4:

**CONTRASTES DE AUTOCORRELACIÓN ESPACIAL EN EL ANÁLISIS DE
LA LOCALIZACIÓN DE LA ACTIVIDAD Y DE LA DESIGUALDAD
REGIONAL**

“The first law in Geography is that everything is related with everything else, but near things are more related than distant things“ Tobler (1979)

4.1 Introducción

Tal y como se ha podido constatar en el capítulo 2, en los últimos años y como consecuencia, entre otros factores, de la popularidad de la Geografía Económica (o Nueva Geografía Económica), ha resurgido con fuerza el interés sobre tópicos relacionados con la localización de la actividad en el espacio y con su principal rasgo característico, la concentración de la misma. Dejando atrás los factores tradicionales de localización, vimos como los modelos incluidos en la Geografía Económica explican de forma endógena la ubicación final de la industria como resultado de una lucha entre fuerzas centrípetas (economías de escala internas y efectos externos) y fuerzas centrífugas (competencia en productos y factores, costes de congestión, deseconomías de escala). Asimismo, y de forma generalizada, diversos modelos han establecido una relación en forma de U-invertida entre el nivel de integración (costes de transporte) y la concentración de la actividad.

En relación a este último aspecto, el proceso de integración económica europea se ha convertido en el punto de mira de diversos trabajos centrados en el análisis de la localización industrial y la desigualdad regional. En este sentido, además de la profundización de la integración económica, las economías europeas han sido espectadoras de otros cambios que podrían tener repercusiones notables sobre la distribución espacial de la actividad. Entre ellos destacarían los cambios habidos en el sistema de producción y en el ciclo de vida de los productos, la continua desintegración vertical y terciarización del empleo o el incremento en la globalización de las economías. Así, por ejemplo, cabría pensar que tanto la desintegración vertical como la profundización de la integración podrían desencadenar un proceso de difusión de las actividades manufactureras desde el centro europeo hasta las regiones periféricas, erosionando el esquema tradicional de centro-periferia existente y tendiendo a una distribución más aleatoria de la actividad en el espacio. Por el contrario, cabría también

la posibilidad de que la mayor integración reforzase las ventajas locacionales del centro, incrementando la desigualdad regional y la especialización de las regiones periféricas (centrales) en actividades con bajo valor añadido (actividades de *high-tech*).¹

Teniendo ello en cuenta, como se vio en los apartados 2.4 y 3.6 de los dos capítulos previos, a nivel empírico, un número abundante de estudios han sido elaborados con el objetivo de analizar las consecuencias que han tenido los anteriores factores sobre la localización/concentración de la industria y sobre el nivel de disparidades regionales. En ellos es habitual encontrar el cálculo de diversos índices de concentración geográfica como el índice de Gini o el coeficiente de localización sectorial, el coeficiente de especialización regional o, por ejemplo, medidas de localización como el cociente de localización regional. Asimismo, índices de desigualdad como el de Theil, de Atkinson (con y sin aversión a la pobreza), de Gini o la σ -convergencia son obtenidos usualmente para diferentes períodos temporales con el objetivo de conocer la evolución del nivel de desigualdad regional (ver anexo 4.A).

No obstante, los citados índices de localización y de desigualdad regional presentan una importante limitación: son aespaciales, en la medida en la que no consideran el espacio en el cual están localizadas las regiones, es decir, la posición (absoluta o relativa) en el espacio de las unidades de observación. En este sentido, si bien el índice de Gini informa acerca del grado de concentración en la distribución del empleo en un sector j determinado, sin embargo, a partir de éste no es posible conocer si aquellas regiones en las cuales se concentra el empleo de dicho sector están situadas próximas en el espacio o no. A su vez, aun cuando el coeficiente de especialización o el cociente de localización regional describen la situación, en términos de estructura productiva, presente en una región i determinada, no obstante, no consideran la localización espacial de la misma, tratando a cada unidad de la muestra como una unidad aislada dentro de un territorio mayor, ajena a la situación mostrada por sus regiones vecinas.

¹ Ver López-Bazo *et al* (1997, 1998b) para un desarrollo más exhaustivo.

De igual forma, y a pesar de que la desigualdad es un fenómeno altamente espacial, los índices de desigualdad desestiman por completo el espacio. Así, dichos índices informan acerca del grado de dispersión de la renta, suministrando un único valor para toda la muestra en su conjunto y considerando como aleatoria la ubicación específica en el territorio de las observaciones muestrales analizadas. Sin embargo, un mismo valor de los citados índices es compatible con distribuciones espaciales de renta altamente diferentes, no pudiendo detectar, por ejemplo, una situación caracterizada por una relocalización espacial de las regiones más dinámicas (si este hecho no se ve acompañado de una alteración en el grado de dispersión global de la muestra).

De esta forma, ninguno de los dos grupos de índices antes mencionados, al no relacionar cada valor observado de empleo o de producto con su ubicación en el espacio, no pueden informar acerca de la existencia de una tendencia generalizada y significativa hacia la agrupación en el espacio de valores similares o disímiles de las variables antes mencionadas o acerca de la presencia de posibles no uniformidades espaciales.

Teniendo esto en cuenta, en el presente capítulo se abordará el primero de los objetivos de la tesis descrito en el capítulo 1, proponiendo la aplicación de un enfoque esencialmente espacial como una vía para subsanar las limitaciones detectadas en los índices de localización y desigualdad antes citados. Concretamente, el enfoque propuesto está basado en la utilización de una batería de estadísticos de asociación y autocorrelación espacial a nivel univariante existentes en el ámbito de la Econometría Espacial y que, hasta donde conocemos, no habían sido aplicados con un objetivo similar. En este sentido, los citados estadísticos contestarán, entre otras, a las siguientes preguntas:

- ¿está la actividad aleatoriamente distribuida en el espacio o, por el contrario, existe una tendencia significativa a la agrupación de valores similares (o disímiles) en zonas próximas en el territorio?. En este último caso, ¿es la agrupación de valores elevados o bajos de actividad en regiones vecinas la tendencia predominante?

- ¿está la actividad distribuida de forma uniforme a lo largo del espacio analizado o, en su lugar, existen bolsas o *clusters* de regiones con concentraciones de actividad significativamente más elevadas o bajas de lo que cabría esperar en caso de existir una distribución homogénea?
- ¿es posible que, aun cuando se detectase una tendencia generalizada a la agrupación de valores similares de actividad en el espacio, aparezcan algunas regiones con niveles de actividad significativamente diferentes a los mostrados por sus regiones vecinas?; y si es posible, ¿cómo detectarlas?
- ¿es posible obtener información acerca de la existencia de procesos de difusión de la actividad en la línea de los trabajos de Puga y Venables (descritos en el capítulo 2)?

No obstante, llegado este punto, se podría restar importancia a las limitaciones de los índices de localización y desigualdad mencionadas previamente argumentando que la solución a algunas de las cuestiones antes planteadas pasaría por algo tan sencillo como la visión de un mapa que representase la distribución de la variable en el espacio. En este sentido, ciertamente la observación de un mapa podría ofrecernos una idea intuitiva acerca de, por ejemplo, la correlación entre regiones vecinas o la presencia de algunas regiones próximas con valores elevados o bajos de la citada variable. Sin embargo, la información así obtenida, aunque útil, es subjetiva y altamente dependiente, entre otras cosas, del número de intervalos seleccionados para representar a la variable. Por el contrario, el análisis que se propone, basado en la implementación de un conjunto de estadísticos de dependencia espacial, suministra criterios objetivos y estadísticamente contrastables para responder a las cuestiones antes planteadas.

El presente capítulo está organizado como sigue. En el apartado 4.2 se describe brevemente el concepto de autocorrelación espacial así como los diferentes estadísticos espaciales que serán utilizados posteriormente. En el apartado 4.3 se realiza un pequeño ejercicio de simulación que tendrá como objetivo principal el estudiar el comportamiento de los diferentes estadísticos espaciales ante diferentes distribuciones espaciales de la

actividad. Seguidamente, en el apartado 4.4 se aplica el análisis propuesto al caso del producto p.c., de la productividad laboral y del empleo industrial para dos ámbitos geográficos diferentes, las regiones europeas y las provincias españolas, con el objetivo de analizar la distribución espacial de las mismas así como su evolución en las últimas décadas.

4.2 Contrastes de dependencia espacial

La dependencia o autocorrelación espacial,² objetivo principal de la Econometría Espacial ya desde sus comienzos, aparece como consecuencia de la existencia de una relación funcional entre lo que ocurre en un punto determinado del espacio y lo que ocurre en otro lugar (Cliff y Ord, 1973; Paelink y Klaassen, 1979; Anselin, 1988a). Es decir, cuando el valor que toma una variable en un lugar del espacio no viene explicado únicamente por condicionantes internos sino también por el valor de las observaciones de esa misma variable en otros “puntos vecinos”,

$$x_i = f(x_1, x_2, x_3, \dots, x_N)$$

podremos acabar con el supuesto de independencia entre las observaciones muestrales.³ Esta dependencia espacial, estrechamente vinculada con la proximidad geográfica tal y como defiende Tobler (aunque no únicamente), puede también ser expresada en términos topológicos de vecindad. Supongamos por un momento que una variable x es observada en N unidades espaciales de un sistema, y supongamos a su vez que el valor de x en una unidad espacial i , una región⁴ por ejemplo, está influida por sus valores en otras regiones vecinas. A partir de aquí, podremos definir el conjunto de vecinos J de la región i como aquél formado por todas aquellas regiones que cumplan que:

² En un sentido estricto, los conceptos de dependencia y autocorrelación espacial no son sinónimos, siendo la autocorrelación espacial una expresión más débil de la dependencia espacial, relativa únicamente a los primeros momentos de la distribución conjunta de una variable. Sin embargo, a partir de ahora, ambos conceptos serán utilizados indistintamente.

³ La existencia de autocorrelación espacial implica que la muestra contiene menos información que la presente en otra muestra cuyas observaciones son independientes (Anselin y Rey, 1997).

⁴ A partir de ahora se utilizará el término de región como unidad espacial genérica.

$$P[x_i/x] = P[x_i / x_j]$$

es decir, que la probabilidad de que la variable x en la región i tome un valor determinado es el resultado de calcular su probabilidad condicionada al valor de la variable x en sus J regiones vecinas. La misma idea puede ser expresada en términos de covarianzas, es decir:

$$\text{Cov}(x_i, x_j) = E(x_i, x_j) - E(x_i)E(x_j) \neq 0 \quad \forall i \neq j, j \in J$$

De esta forma, la existencia de dependencia espacial no hace posible cambiar la localización de los valores de una variable sin afectar a la información contenida en la muestra.

Respecto a los factores que pueden llevar a la aparición de dependencia espacial cabe resaltar que, aunque en el ámbito de la ciencia regional es posible encontrar auténticas relaciones de interdependencia entre unidades espaciales, la escasa correspondencia entre el ámbito espacial del fenómeno estudiado y las delimitaciones existentes de las unidades espaciales para las cuales se suministra información estadística (basadas en criterios administrativos) pueden llevar a la existencia de un esquema de autocorrelación espacial espuria.

La autocorrelación espacial puede ser positiva o negativa. Si la presencia de un fenómeno determinado en una región lleva a que se extienda ese mismo fenómeno hacia el resto de regiones que la rodean, favoreciendo así la concentración del mismo, nos hallaremos ante un caso de autocorrelación positiva. Por el contrario, existirá autocorrelación negativa cuando la presencia de un fenómeno en una región impida o dificulte su aparición en las regiones circundantes o contiguas a ella (como ocurre con la disposición de las casillas blancas y negras en un tablero de ajedrez), es decir, cuando unidades geográficas cercanas sean netamente más disímiles entre ellas que entre regiones alejadas en el espacio. Por último, cuando la variable analizada esté distribuida de forma aleatoria, no existirá autocorrelación espacial.

Tras la definición anterior, es posible detectar una cierta similitud entre los conceptos de autocorrelación espacial y temporal en la medida en que, en ambos casos, se produce un incumplimiento de la hipótesis de independencia entre las observaciones muestrales, se hallen éstas referidas a unidades de corte transversal o a series temporales. Sin embargo, una importante diferencia aparece entre ellas: la dependencia temporal es únicamente unidireccional (el pasado explica el presente), mientras que la dependencia espacial es multidireccional (una región puede no sólo estar afectada por otra región contigua a ella sino por otras muchas que la rodean, al igual que ella puede influir sobre aquéllas⁵). Este hecho imposibilitará la utilización del concepto, presente en el contexto temporal, de operador retardo L , $L^p x = x_{t-p}$, el cual recoge únicamente una relación unidireccional. La solución en el contexto espacial pasa por la definición de la denominada Matriz de contactos, de retardos o de pesos espaciales W :

$$W = \begin{bmatrix} 0 & w_{12} & \cdot & w_{1N} \\ w_{21} & 0 & \cdot & w_{2N} \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ w_{N1} & w_{N2} & \cdot & 0 \end{bmatrix} \quad (4.1)$$

una matriz cuadrada no estocástica cuyos elementos w_{ij} reflejan la intensidad de la interdependencia existente entre cada par de regiones i y j . Respecto a cómo asignar valores a los pesos de la matriz W , cabe destacar que no existe una única vía para hacerlo, tal y como lo demuestra la controversia existente en la literatura en torno a este tema, no existiendo por tanto una definición de W unánimemente aceptada.⁶ No obstante, de forma habitual se recurre al concepto de contigüidad física de primer orden, utilizado inicialmente por Moran (1948) y Geary (1954), donde w_{ij} es igual a 1 si las regiones i y j son físicamente adyacentes o a 0 en caso contrario (se asume por definición que $w_{ii}=0$). Sin embargo, dicha matriz de contigüidad muestra dos limitaciones principales: primero,

⁵ Uno de los problemas que surge en el contexto espacial es el llamado efecto frontera o *edge effect*, el cual aparece como consecuencia de que la dependencia espacial no se limita a las regiones incluidas dentro de la muestra sino que se extiende a unidades espaciales para las cuales no se dispone de información (Griffith 1985, Anselin 1988a). Tal y como señala Florax (1992), no existe una solución única y comúnmente aceptada a dicho problema.

⁶ Tal y como apunta Anselin (1988a), la definición de la matriz W tendría que depender del objeto de estudio.

se muestra excesivamente restrictiva debido a su carácter simétrico (no es posible incorporar influencias no recíprocas) y, segundo, considera la adyacencia física como único determinante de las interdependencias regionales. Con el propósito de subsanar dichas limitaciones, han sido definidas diversas especificaciones alternativas, algunas de las cuales aparecen resumidas en el cuadro 4.1.

Por último, cabe destacar que de forma habitual se recurre a la estandarización de la matriz W , dividiendo cada elemento w_{ij} por la suma total de la fila a la que pertenece, de forma que la suma de cada fila sea igual a la unidad. Si bien no existe una razón contundente que justifique este hecho, la posibilidad de ponderar por igual la influencia total que recibe cada región de sus vecinas, con independencia del número total de vecinos de cada una de ellas, explicaría dicha transformación.⁷

4.2.1 Contrastes de autocorrelación espacial global

Una vez analizado el concepto de autocorrelación en el contexto *cross-section*, el siguiente paso es estudiar cómo contrastar la presencia o ausencia de un esquema de dependencia en una variable determinada. Para ello, han sido propuestos por la literatura un conjunto de estadísticos de dependencia espacial, entre los que merece destacar la I de Moran, la C de Geary y la $G(d)$ de Getis y Ord.⁸

⁷ No obstante, tal y como expone Anselin (1988a), la estandarización de W no siempre es adecuada, especialmente cuando ésta se basa en un concepto de distancia dado que, en este caso, la matriz estandarizada carecería de significado.

⁸ Dacey (1968) desarrolló un estadístico de dependencia espacial similar a la I de Moran y a la C de Geary. Sin embargo, dada la imposibilidad de derivar su distribución teórica y, en consecuencia, dada su difícil interpretación, se ha preferido no incluirlo en el presente análisis, remitiéndonos a su autor para un estudio específico del mismo.

Cuadro 4.1 Diversas especificaciones de la Matriz de Contactos, W

W	Autores	Características
Matriz <i>Boolean</i> o de contigüidad de primer orden: $w_{ij} = 1$ si las regiones i y j son físicamente adyacentes 0 en caso contrario	Moran (1948) Geary (1954)	Matriz binaria ampliamente utilizada en la mayoría de trabajos empíricos. Sin embargo, se muestra excesivamente restrictiva debido a su carácter simétrico (no posibilidad de influencias no recíprocas) y a la consideración del contacto físico como único elemento determinante de las interdependencias regionales.
$w_{ij} = \frac{1}{d_{ij}^\alpha}$ donde d_{ij} = distancia entre los centros de ambas regiones; $\alpha=2$	Anselin (1980)	Matriz simétrica basada en la teoría de la interacción espacial.
$w_{ij} = \delta_{ij}^{\alpha_1} \gamma_{ij}^{\alpha_2} \alpha_i$ donde δ_{ij} =factor de contigüidad binaria; γ_{ij} =longitud relativa de la frontera común entre i y j en relación al perímetro de i ; α_i =área de la región i en relación al área total del sistema.	Dacey (1968)	Matriz asimétrica (posibilidad de influencias no recíprocas). Sin embargo, mantiene el concepto de contacto físico como determinante de las dependencias mutuas.
$w_{ij} = [d_{ij}]^a * [r_{ij}]^b$ donde d_{ij} = distancia entre los centros de ambas regiones; γ_{ij} =longitud relativa de la frontera común entre i y j en relación al perímetro de i .	Cliff y Ord (1973, 1981)	Matriz asimétrica (posibilidad de influencias no recíprocas). Sin embargo, mantiene el concepto de contacto físico como determinante de las dependencias mutuas.
$w_{ij} = \frac{a}{\sum_{p=1}^m k_p (1 + b e^{-c_j d_{ij}})}$ k_p =importancia relativa de m medios de transporte que comunican i con j ; $a=1$; b y c parámetros seleccionados <i>a priori</i> .	Bodson y Peeters (1975)	Matriz asimétrica basada en el concepto de accesibilidad (resultado de la existencia de diferentes medios de comunicación), no de contigüidad, superando las limitaciones de las anteriores especificaciones.
$w_{ij} = \frac{1}{ x_i - x_j }$ donde x_i, y, x_j son observaciones de carácter socioeconómico	Case <i>et al</i> (1993)	Matriz simétrica basada en un concepto de distancia económica.
$w_{ij} = \frac{E_j e^{-\rho d_{ij}}}{\sum_{k \neq i} E_k e^{-\rho d_{ik}}}$ E =empleo; d_{ij} =distancia entre centros de i y j ; ρ =parámetro fijado.	Molho (1995)	Matriz utilizada para el análisis del desempleo en el Reino Unido, útil para recoger los efectos <i>spillover</i> entre regiones y la atracción de un gran mercado sobre el resto en términos de empleo. No extensible a cualquier otro análisis empírico.

I de Moran

El contraste I de Moran, especificado por Moran (1948) tiene la siguiente expresión:

$$I = \frac{N}{S_0} \frac{\sum_{ij} w_{ij} (x_i - \bar{x})(x_j - \bar{x})}{\sum_{i=1}^N (x_i - \bar{x})^2} \quad i \neq j \quad (4.2)$$

donde x_i es la observación correspondiente a la región i de la variable cuantitativa⁹ x , \bar{x} es la media muestral, w_{ij} son los pesos de la matriz W , N es el tamaño muestral y

$$S_0 = \sum_i \sum_j w_{ij} \quad .^{10}$$

Respecto a la distribución del estadístico, según Cliff y Ord (1981), cuando el tamaño muestral es suficientemente grande, la I de Moran estandarizada sigue una distribución asintótica¹¹ normal:

$$Z(I) = \frac{I - E(I)}{[V(I)]^{1/2}} \sim N(0,1) \quad (4.3)$$

En este caso, un valor no significativo del contraste I de Moran estandarizado llevará a no rechazar la hipótesis nula de no autocorrelación espacial, mientras que un valor significativo positivo (negativo) del mismo informará acerca de la presencia de un esquema de autocorrelación espacial positiva (negativa).

En relación a los momentos de primer y segundo orden, su definición variará según la hipótesis de muestreo adoptada respecto a la variable x . Así, si se considera que las observaciones de x son realizaciones aleatorias independientes entre sí de una

⁹ Para un análisis detallado sobre la problemática espacial en torno a las variables cualitativas ver Cliff y Ord (1973, 1981), Anselin (1988a), McMillen (1992, 1995), Dubin (1995) o Ferguson y Kanaroglou (1995).

¹⁰ Según Jong, Sprenger y Venn (1984), el estadístico I de Moran se encuentra acotado entre $\lambda_{\min} \leq S_0 I / N \leq \lambda_{\max}$, donde λ_{\max} y λ_{\min} son respectivamente la mayor y la menor de las raíces características de PWP, donde $P=I-C$, I es la matriz de identidad y $C=(ii)/N$ (i vector de unos).

¹¹ Al tener propiedades asintóticas, dicho contraste puede presentar problemas en muestras finitas.

distribución normal, los momentos de primer y segundo orden serán, según Cliff y Ord (1981):

$$E_N(I) = \frac{-1}{N-1} \tag{4.4}$$

$$E_N(I^2) = \frac{3S_0^2 + N^2S_1 - NS_2}{(N^2 - 1)S_0^2} \tag{4.5}$$

donde $S_1 = \frac{1}{2} \sum_i \sum_j (w_{ij} + w_{ji})^2$, $S_2 = \sum_i \sum_j (w_i + w_j)^2$ y $w_i = \sum_{j=1}^N w_{ij}$.

Sin embargo, cuando la hipótesis de normalidad de la variable x no es satisfecha, especialmente en muestras pequeñas, la segunda posibilidad consiste en adoptar una hipótesis de muestreo aleatorizado,¹² de manera que:

$$E_A(I) = \frac{-1}{N-1} \tag{4.6}$$

$$E_A(I^2) = \frac{N[(N^2 - 3N + 3)S_1 - NS_2 + 3S_0^2] - b_2[(N^2 - N)S_1 - 2NS_2 + 6S_0^2]}{(N-1)(N-2)(N-3)S_0^2} \tag{4.7}$$

siendo $b_2 = \frac{m_4}{m_2^2}$, $m_4 = \frac{\sum_{j=1}^N (x_j - \bar{x})^4}{N}$ y $m_2 = \frac{\sum_{j=1}^N (x_j - \bar{x})^2}{N}$.

C de Geary

El contraste C , especificado por Geary en 1954, tiene la siguiente expresión¹³:

$$C = \frac{N-1}{2S_0} \frac{\sum_{ij} w_{ij} (x_i - x_j)}{\sum_{i=1}^N (x_i - \bar{x})^2} \quad i \neq j \tag{4.8}$$

¹² No obstante, y dado que no siempre la aproximación asintótica es adecuada, Anselin propone el criterio de permutación basado en la obtención de la distribución empírica del contraste, obteniendo en este caso pseudo-niveles de significación que serán utilizados para contrastar la hipótesis nula de no autocorrelación espacial.

¹³ Tanto la I de Moran como la C de Geary pueden considerarse como un ejemplo concreto del estadístico de productos cruzados r (Cliff y Ord, 1973, 1981).

donde el significado de sus elementos es equivalente al definido para la I de Moran.

Respecto a la distribución del estadístico, nuevamente a nivel asintótico se puede asumir que, tras su estandarización ($Z(C)$), se distribuye según una distribución normal $N(0,1)$. Asimismo, bajo la hipótesis de normalidad de la variable x , los momentos de primer y segundo orden de la C de Geary serán:

$$E_N(C) = 1 \quad (4.9)$$

$$E_N(C^2) = \frac{(2S_1 + S_2)(N-1) - 4S_0^2}{2(N+1)S_0^2} \quad (4.10)$$

y bajo la hipótesis de muestreo aleatorizado¹⁴:

$$E_A(C) = 1 \quad (4.11)$$

$$E_A(C^2) = \frac{(N-1)S_1[N^2 - 3N + 3 - (N-1)b_2] - 1/4(N-1)S_2[N^2 + 3N - 6 - (N^2 - N + 2)b_2] + S_0^2[N^2 - 3 - (N-1)b_2^2]}{N(N-2)(N-3)S_0^2} \quad (4.12)$$

Al igual que en el caso del anterior contraste, la hipótesis nula del estadístico C de Geary es la inexistencia de autocorrelación espacial frente a la hipótesis alternativa de presencia de un esquema de dependencia espacial. Sin embargo en este caso, al contrario de lo ocurrido con la I de Moran, un valor negativo (positivo) y significativo de la C de Geary estandarizada indicará la existencia de un esquema de dependencia espacial positiva (negativa).¹⁵

La G(d) de Getis y Ord

Si bien tanto la I de Moran como la C de Geary son básicamente contrastes de autocorrelación espacial, el estadístico G(d) fue construido por Getis y Ord (1992) como

¹⁴ Nuevamente, y al igual que en el caso de la I de Moran, es posible contrastar la significación del test siguiendo un criterio de permutación basado en la obtención de la distribución empírica del citado contraste.

¹⁵ Hordijk (1974) mostró que, siempre que se cumpla que $\sum_i w_{ij} = \sum_j w_{ij}$ (para $i \neq j$), entonces $C \approx 1 - I$. Así, en ausencia de autocorrelación espacial ($I=0$), la C-Geary tomará valor 1. En cambio, si existe autocorrelación positiva (negativa) de manera que $I > 0$ ($I < 0$), la C será menor (mayor) que 1.

una medida de la concentración (o escasez de concentración) espacial de una variable x determinada. Su expresión es la siguiente:

$$G(d) = \frac{\sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N w_{ij}(d) x_i x_j}{\sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N x_i x_j} \quad i \neq j \quad (4.13)$$

donde dos pares de regiones i y j son considerados vecinos siempre que se encuentren dentro de una distancia d determinada (tomando en este caso $w_{ij}(d)$ un valor igual a 1 o 0 en caso contrario¹⁶).

De forma similar a los dos estadísticos anteriores, la $G(d)$ estandarizada se distribuirá a nivel asintótico según una normal $N(0,1)$. La expresión de los momentos de primer y segundo orden del estadístico $G(d)$, siguiendo una hipótesis de muestreo aleatorio, son respectivamente:

$$E_A[G] = \frac{S_0}{N(N-1)} \quad (4.14)$$

$$E_A[G^2] = \frac{1}{(m_1^2 - m_2)^2 N^{(4)}} [B_0 m_2^2 + B_1 m_4 + B_2 m_1^2 m_2 + B_3 m_1 m_3 + B_4 m_1^4] \quad (4.15)$$

siendo $m_j = \sum_{i=1}^N x_i^j$, $N^{(r)} = N(N-1)(N-2)...(N-r+1)$ y donde

$$\begin{aligned} B_0 &= (N^2 - 3N + 3)S_1 - NS_2 + 3W^2 \\ B_1 &= -[(N^2 - N)S_1 - 2NS_2 + 3W^2] \\ B_2 &= -[2NS_1 - (N + 3)S_2 + 6W^2] \\ B_3 &= 4(N-1)S_1 - 2(N+1)S_2 + 8W^2 \\ B_4 &= S_1 - S_2 + W^2 \end{aligned}$$

¹⁶ Por definición $w_{ii}(d)=0$. Asimismo, cabe destacar que en un primer momento el estadístico de Getis y Ord, al igual que los estadísticos locales G_i y G_i^* que serán analizados en el siguiente apartado, únicamente eran computables para matrices de contactos binarias. Sin embargo, Ord y Getis (1995) reespecifican dichos contrastes para permitir la utilización de matrices no binarias.

En este caso, la hipótesis nula asociada al estadístico $Z(G)$ es la ausencia de asociación espacial, mientras que un valor positivo (negativo) y significativo de $Z(G)$ informará acerca de la tendencia a una concentración de valores elevados (bajos) de x en el espacio analizado.

Tras analizar los tres estadísticos anteriores, cabe resaltar cuatro aspectos relevantes.¹⁷ Primero, el cálculo de la I de Moran o de la C de Geary no excluye el estudio de la $G(d)$ de Getis y Ord en la medida en la que todos ellos, de forma conjunta, suministran información complementaria. Ello se debe básicamente a la distinta transformación efectuada sobre la variable x y al diferente significado que cabe derivarse del signo de dichos estadísticos. De esta forma, la I de Moran puede considerarse como una medida de la correlación de cada x_i con el resto de regiones con las que se encuentra vinculada, dado que en dicho contraste las variables son introducidas en desviaciones (similar a un análisis de covarianzas¹⁸). En cambio, la $G(d)$ se basa en una suma de productos de la variable no normalizada, siendo por tanto utilizada como una medida del grado de asociación o concentración de la variable en el espacio. Por otra parte, cabe destacar que un valor positivo (negativo) de la I de Moran indicará la presencia de una asociación entre valores similares (disímiles),¹⁹ mientras que un valor positivo (negativo) de la $G(d)$ informará sobre la existencia de una concentración de valores similares elevados (bajos) de x .

Segundo, cabe destacar que en todos los tests especificados puede incluirse cualquier definición de la matriz de contactos W , siendo habitual proceder previamente a la estandarización de dicha matriz. Sin embargo, los resultados obtenidos por los diferentes contrastes pueden variar, a veces dramáticamente, en función de la matriz W especificada (para un estudio de las consecuencias derivadas de una sub o

¹⁷ Brett y Pinkse (1997) han propuesto un nuevo test de dependencia espacial desde una perspectiva semiparamétrica basado en el uso de una función característica, derivando formalmente las propiedades del citado estadístico. Si bien los propios autores aconsejan su cálculo juntamente con otros estadísticos de autocorrelación espacial como la I de Moran, sin embargo, éste presenta una ventaja adicional en la medida en la que es especialmente apropiado para detectar estructuras de asociación espacial no lineales que no son detectadas por los tests de autocorrelación espacial habituales.

¹⁸ En cambio, la C de Geary puede ser considerada como un análisis de la varianza.

¹⁹ Por tanto, la I de Moran no es capaz de discriminar entre esquemas de dependencia en los que domina la concentración de valores elevados o bajos de la variable analizada.

sobreespecificación de la matriz de contactos, ver Florax y Rey, 1995). Asimismo, es habitual calcular los estadísticos I de Moran y C de Geary para matrices de contigüidad de órdenes superiores,²⁰ con tal de contrastar si el esquema de autocorrelación espacial detectado entre regiones vecinas es extensible a regiones alejadas en el espacio.²¹

En tercer lugar, cabe notar que los tres estadísticos anteriores son sensibles a las transformaciones realizadas sobre la variable original, especialmente en el caso del contraste G(d), el cual únicamente es aplicable al caso de variables positivas y naturales (no aplicable, por tanto, al caso de los residuos de una regresión).

Por último, cabe destacar que las medidas de autocorrelación espacial se ven afectadas por el denominado “*modifiable areal unit problem*”, asociado con la forma en la que se encuentran organizadas las unidades espaciales y, especialmente, con el nivel de agregación escogido.²² En concreto, para el caso de la I de Moran, Yue Hong Chou (1991) demuestra como dicho estadístico se ve influido por los denominados efectos escala (*scale effects*) asociados con cambios tanto en el tamaño de la área de estudio como en el nivel de resolución del mapa. En relación a este último aspecto, Chou muestra como a medida que incrementa el nivel de desagregación de las unidades espaciales, comienza a dominar un esquema de autocorrelación espacial positiva.²³

4.2.2 Contrastes de autocorrelación espacial local

Uno de los rasgos que caracterizan a los estadísticos de asociación anteriormente descritos es que éstos son válidos para contrastar la presencia de un esquema de autocorrelación espacial global, en la medida en la que analizan todas las regiones de la muestra de forma conjunta. Sin embargo, no son sensibles a situaciones donde predomina una importante

²⁰ Diremos que las regiones i y j son contiguas de segundo orden si ambas están separadas por una tercera región h que es contigua de primer orden a ambas. La misma idea es extensible para órdenes de contigüidad superiores.

²¹ Los denominados correlogramas espaciales (variogramas espaciales) consisten en la representación del valor de la I de Moran (C de Geary) estandarizada para matrices de diferentes órdenes de contigüidad.

²² Dicho problema surge como consecuencia de la no homogeneidad del proceso espacial estudiado.

²³ Asimismo, Chou obtiene que la función que mejor se ajusta a la relación existente entre el valor de la I de Moran y el nivel de resolución (RL) del mapa estudiado es una función logarítmica, de manera que:

$$I = \beta_0 + \beta_1 \log_2 RL.$$

inestabilidad en la distribución espacial de la variable objeto de estudio (procesos no estacionarios espacialmente²⁴), existiendo *hotspots* o *clusters* de regiones localizados en áreas específicas del territorio (*local spatial clusters*) que concentran valores más elevados o bajos de lo que cabría esperar en caso de encontrarnos ante una distribución homogénea, mientras que la aleatoriedad domina en el resto del territorio analizado. Es decir, no contemplan la posibilidad de que el esquema de dependencia detectado a nivel global (por ejemplo, ausencia de autocorrelación espacial) pueda no mantenerse en todas las unidades del espacio analizado.

Dicha limitación es fácilmente superable por medio del cálculo de los denominados contrastes de asociación espacial local entre los que se encuentran el estadístico Local de Moran, I_i , basado en el test tradicional de la I de Moran, y dos estadísticos derivados de la $G(d)$ de Getis y Ord: la $G_i(d)$ y la $G_i^*(d)$. En este caso, como se verá a continuación, será obtenido un valor de dichos estadísticos para cada región de la muestra, pudiendo así analizar la situación de cada unidad espacial por separado.

El estadístico Local de Moran (I_i)

El estadístico de autocorrelación espacial local I_i de Moran (Anselin, 1995a), tiene la siguiente expresión:

$$I_i = \frac{z_i}{\sum_i z_i^2 / N} \sum_{j \in J_i} w_{ij} z_j \quad (4.16)$$

donde z_i es el valor correspondiente a la región i de la variable normalizada y J_i el conjunto de regiones vecinas a i .

²⁴ La estacionariedad de un proceso espacial implica que sus propiedades estadísticas no cambian a través del espacio. Asimismo, según Arbia (1989), diremos que un proceso es estacionario en sentido estricto si la función de distribución de probabilidad conjunta de cualquier subconjunto de variables aleatorias permanece sin cambios ante un salto a través del espacio del subconjunto bajo consideración. Por el contrario, diremos que un proceso es estacionario en sentido débil cuando dicho proceso sea estacionario únicamente hasta un momento de orden determinado (el segundo habitualmente). No obstante, según Aznar *et al* (1996), tanto la heterogeneidad existente en el contexto regional, como la presencia de notables interdependencias asimétricas entre regiones y la existencia de regiones *outliers* o atípicas dificultan el cumplimiento de la hipótesis de estacionariedad espacial.

Siguiendo una hipótesis de distribución aleatoria, la esperanza del citado estadístico es:

$$E_A(I_i) = -\frac{W_i}{N-1} \tag{4.17}$$

donde W_i es la suma de todos los elementos de la fila correspondiente a la región i , $\sum_j w_{ij}$. Asimismo, su varianza será igual a:

$$\text{Var}_A(I_i) = \frac{W_{i(2)}(N-b_2)}{(N-1)} + \frac{2W_{i(kh)}(2b_2-N)}{(N-1)(N-2)} - \frac{W_i^2}{(N-1)^2} \tag{4.18}$$

donde $b_2 = \frac{m_4}{m_2^2}$, $m_4 = \frac{\sum_i z_i^4}{N}$, $W_{i(2)} = \sum_{j \neq i} w_{ij}^2$ y $2W_{i(kh)} = \sum_{k \neq i} \sum_{h \neq i} w_{ik} w_{ih}$.

De forma similar a los estadísticos anteriores, se puede asumir la hipótesis de que la I_i estandarizada se distribuye según una normal $N(0,1)$.²⁵ Tras su estandarización, un valor positivo (negativo) del contraste I_i indicará la existencia de un *cluster* de valores similares (disímiles) de la variable analizada alrededor de la región i .

La $G_i(d)$ y $G_i^(d)$*

El segundo de los estadísticos de asociación espacial local es la $G_i(d)$ de Getis y Ord (1992), cuya expresión es igual a :

$$G_i(d) = \frac{\sum_{j=1}^N w_{ij}(d)x_j}{\sum_{j=1}^N x_j} \quad j \neq i \tag{4.19}$$

²⁵ Si bien es habitual asumir en el límite una distribución normal para el estadístico, Anselin (1995a) cuestiona dicha distribución en la medida en la que no siempre la aproximación asintótica es válida y, segundo, porque los momentos de primer y segundo orden utilizados para la estandarización del estadístico son obtenidos bajo una hipótesis nula de no autocorrelación espacial que no siempre se cumple. Por ello, Anselin propone la obtención de unos pseudo-niveles de significación obtenidos de una distribución empírica derivada siguiendo un criterio de aleatoriedad condicional o de permutación.

donde x es la variable de interés (no normalizada) y $w_{ij}(d)$ son los elementos de la matriz de contactos W para una distancia d dada.

Bajo la hipótesis nula de no asociación espacial entre la región i y las regiones vecinas situadas a una distancia no superior a d , y siguiendo una hipótesis de muestreo aleatorio para la variable x , la esperanza y varianza del estadístico $G_i(d)$ serán respectivamente:

$$E_A(G_i) = \frac{W_i}{N-1} \quad (4.20)$$

$$\text{Var}_A(G_i) = \frac{W_i(N-1-W_i)Y_{i2}}{(N-1)^2(N-2)Y_{ii}^2} \quad (4.21)$$

$$\text{donde } Y_{ii} = \frac{\sum_j x_j}{(N-1)} \quad \text{y} \quad Y_{i2} = \frac{\sum_j x_j^2}{(N-1)} - Y_{ii}^2 \quad \text{para } j \neq i.$$

Por otra parte, Getis y Ord construyeron un estadístico similar al anterior, el contraste $G_i^*(d)$, pero con la diferencia de que en este segundo caso incluyen la observación para la cual se calcula el valor del estadístico, es decir, no incorporan la restricción presente en el estadístico $G_i(d)$ anterior de $j \neq i$, permitiendo a su vez que w_{ii} sea diferente de 0. Así,

$$G_i^*(d) = \frac{\sum_{j=1}^N w_{ij}(d)x_j}{\sum_{j=1}^N x_j} \quad (4.22)$$

siendo su esperanza y varianza iguales a:

$$E_A(G_i^*) = \frac{W_i^*}{N} \quad (4.23)$$

$$\text{Var}_A(G_i^*) = \frac{W_i^*(N-W_i^*)Y_{i2}^*}{N^2(N-1)(Y_{ii}^*)^2} \quad (4.24)$$

$$\text{donde } W_i^* = W_i + w_{ii} \quad Y_{ii}^* = \frac{\sum_j x_j}{N} \quad \text{y} \quad Y_{i2}^* = \frac{\sum_{ij} (x_i x_j)^2}{N} - (Y_{ii}^*)^2.$$

No obstante, los estadísticos locales contruidos por Getis y Ord (1992) en un principio únicamente podían ser aplicados al caso de variables naturales y para matrices de contactos simétricas (binarias o de distancias). Para solucionar dichas limitaciones, Ord y Getis (1995) reespecifican ligeramente los estadísticos anteriores, obteniendo los denominados New- G_i y New- G_i^* , cuyas expresiones generales son las siguientes (expresiones ya estandarizadas):

$$\text{New} - G_i = \frac{\sum_{j=1}^N w_{ij}x_j - W_j\bar{x}(i)}{s(i)\{[(N-1)S_{ii}] - W_i^2\} / (N-2)}^{1/2} \quad (4.25)$$

$$\text{New} - G_i^* = \frac{\sum_{j=1}^N w_{ij}x_j - W_j^*\bar{x}}{s\{[(NS_{ii}^* - W_i^{*2})] / (N-1)\}^{1/2}} \quad (4.26)$$

donde

$$s(i)^2 = \frac{1}{N-1} \sum_j (x_j - \bar{x}_{(i)})^2, \quad \bar{x}_i = \frac{1}{N-1} \sum_j x_j \quad j \neq i, \quad S_{ii} = \sum_j w_{ij}^2 (j \neq i), \quad S_{ii}^* = \sum_j w_{ij}^2.$$

Con independencia de la expresión final utilizada, tras la estandarización de los estadísticos locales de Getis y Ord (distribuyéndose en todos los casos asintóticamente según una normal²⁶ $N(0,1)$), un valor significativo y positivo (negativo) de los mismos indicará la existencia de un *cluster* alrededor de la región i de valores similares elevados (bajos) de la variable x .²⁷

De nuevo, es necesario resaltar el imprescindible cálculo del estadístico Local de Moran junto a la G_i y G_i^* de Getis y Ord en la medida en la que ambos tipos de contrastes suministran información complementaria derivada del diferente significado de sus signos.

²⁶ Nuevamente, al igual que en el caso del estadístico Local de Moran, en lugar de asumir *a priori* una distribución normal para los contrastes G_i y la G_i^* , cabría la posibilidad de derivar unos pseudo-niveles de significación a partir de una distribución empírica de los citados contrastes.

²⁷ La información suministrada por los estadísticos locales es útil para detectar la presencia de regímenes espaciales.

Por último, cabe destacar tres aspectos relevantes en relación a los anteriores contrastes de autocorrelación local. Primero, si bien los estadísticos $G_i(d)$ y $G_i^*(d)$ informan acerca de si los *clusters* de valores similares detectados por el estadístico I_i concentran valores elevados o bajos de la variable analizada, no son útiles para conocer si las agrupaciones detectadas de valores disímiles (signo negativo de la I_i estandarizada) se hallan ocasionadas por un esquema donde la región i muestra valores significativamente elevados de x mientras que sus regiones vecinas presentan valores significativamente bajos de la misma, o si, por el contrario, son las regiones vecinas a i las que muestran valores muy elevados en comparación al observado en i .

En este sentido, una vía útil para subsanar este problema es el estudio del denominado *Moran Scatterplot*, un eje de coordenadas donde se representa cada región y que permite conocer la naturaleza de la concentración detectada entre valores disímiles. Así, en el eje de abscisas del *Moran Scatterplot* aparece la variable x normalizada, mientras que en el eje de ordenadas figura esa misma variable retardada espacialmente²⁸ y en desviaciones, Wx . A partir de aquí, y tomando como referencia el origen de coordenadas (0,0), supongamos que la región i se encuentra situada a la izquierda de dicho origen como consecuencia de presentar un valor de x inferior a la media. Supongamos a su vez que la suma ponderada²⁹ de x en las regiones vecinas a i muestra un valor positivo, superior a la media. En tal caso, el par $(x_i, \sum_j w_{ij}x_j)$ se situará en el segundo cuadrante del *Moran Scatterplot*, indicando por tanto la existencia de un *cluster* (si el estadístico I_i era significativo y negativo) donde i mostrará valores de x significativamente inferiores a sus regiones colindantes. De forma similar, si el par $(x_i, \sum_j w_{ij}x_j)$ se situara en el cuarto cuadrante, un cierto esquema centro-periferia parecería ser el más adecuado para explicar la estructura del *cluster* detectado.

En segundo lugar, cabe destacar que, por medio de algunos estadísticos espaciales locales, es posible conocer la contribución exacta que presenta cada región al valor del

²⁸ El retardo espacial de una variable x se obtiene multiplicando la matriz de contactos W al vector de observaciones de x , obteniendo un nuevo vector donde cada observación es una combinación lineal ponderada del valor alcanzado por la variable x en las regiones vecinas a cada región.

²⁹ Para ello se deberá de especificar una matriz de contactos W estandarizada.

estadístico global de dependencia, pudiendo de esta forma detectar observaciones *outliers*, es decir, con una contribución excepcional al mismo. Para poder analizar este aspecto, sería necesario que el estadístico de dependencia espacial global pudiera ser descompuesto para conocer, de este modo, la importancia de cada región sobre el mismo. En este sentido, únicamente la I_i es de utilidad, convirtiéndose así en un indicador LISA (*Local Indicator of Spatial Association*),³⁰ en la medida en que únicamente la I de Moran puede ser descompuesta como la suma de las diferentes I_i multiplicadas por un factor de proporcionalidad γ :

$$I = \sum_i I_i \gamma = \sum_i I_i [S_0 (\sum_i (x_i - \bar{x})^2 / N)]^{-1} \quad (4.27)$$

A partir de este supuesto, si bien son numerosas las posibles vías para la detección de *outliers*, las más ampliamente utilizadas consisten en la representación de un gráfico *box-plot* y en la aplicación de la regla basada en el doble de la desviación típica del estadístico. En el primer caso, si el valor de la I_i (no de su valor estandarizado) sobrepasa el intervalo definido por 3 veces el rango intercuartílico (o, de forma menos restrictiva, 1.5 veces dicho rango) se considerará a i como una región que muestra una concentración *outlier* o atípica de x , con las subsiguientes implicaciones en términos de inestabilidad de la muestra. Consideración similar tendrán aquellas regiones que muestren un valor de I_i alejado del intervalo constituido por la media de I_i más (menos) dos veces su desviación típica. Asimismo, el *Moran Scatterplot* también puede ser considerado como un instrumento válido en el análisis de *outliers*. Así, todas las regiones que se encuentren representadas por pares de coordenadas que se sitúen más allá de dos unidades (positivas o negativas) respecto del origen, serán consideradas como atípicas.³¹

³⁰ Cualquier estadístico local será un LISA siempre que cumpla dos condiciones: primero, que el valor del estadístico obtenido para cada observación suministre información acerca de la relevancia de una agrupación espacial de valores similares alrededor de la misma y, segundo, siempre que la suma del valor del estadístico para todas las observaciones sea proporcional a un indicador global de asociación espacial.

³¹ Asimismo, en la medida en la que en el *Moran Scatterplot* no es sino la representación gráfica de una regresión donde Wx se expresa en función de x (ambas normalizadas) y cuya pendiente es igual al valor de la I de Moran global, es posible detectar observaciones *outliers* (entendidas como puntos que son extremos en relación a la tendencia reflejada por la pendiente) por medio de los métodos habituales de detección de *outliers* y observaciones *leverage* en una regresión (como, por ejemplo, vía un análisis de los residuos normalizados, del cálculo de la distancia de Cook o del estudio de la matriz HAT).

Por último, un tercer aspecto que cabría destacar hace referencia al nivel de significación de los estadísticos locales. En este caso, tal y como apuntan Ord y Getis (1995) y Anselin (1995a), la interpretación usual de la significación no sería correcta en la medida que los estadísticos locales (al compartir vecinos) para cada observación tenderían a estar correlacionados, existiendo un problema asociado de comparación múltiple. En su lugar, los citados autores proponen el cálculo de unos niveles de significación individuales (α_i) siguiendo, por ejemplo, el criterio de Bonferroni, de manera que $\alpha_i = \alpha/m$ donde α sería el nivel de significación global escogido y m el número de comparaciones (frecuentemente asimilado con el tamaño de la muestra). Sin embargo, tal y como apuntan Getis y Ord (1992), la utilización del criterio de Bonferroni para el caso de comparaciones múltiples podría llegar a ser excesivamente conservador, subrechazando la hipótesis nula de los estadísticos locales, especialmente en el caso de muestras pequeñas con un reducido número de vecinos comunes entre regiones.

4.3 Ejercicio de simulación

Teniendo en cuenta lo expuesto en el anterior apartado y tomando, por ejemplo, como variable de interés el nivel de actividad, los contrastes de dependencia espacial definidos como globales nos informarán acerca de la posible existencia de una tendencia hacia una agrupación significativa en el espacio de niveles similares (o disímiles) de actividad entre regiones vecinas,³² pudiendo conocer a su vez si predomina una agrupación de valores elevados o bajos de dicha actividad. Por otra parte, los contrastes de autocorrelación espacial local serán útiles para detectar situaciones donde existan bolsas de regiones vecinas con concentraciones de actividad significativamente más bajas o elevadas de lo que cabría esperar en caso de existir una distribución homogénea de la actividad, pudiendo a su vez detectar esquemas centro-periferia en determinadas regiones³³ así como posibles inestabilidades en la distribución espacial de la actividad (ver cuadro 4.2).

³² A lo largo de la presente tesis, hablaremos de regiones “vecinas”. Sin embargo, el significado de vecindad al que nos referimos no se encuentra estrictamente limitado al concepto de contigüidad física. En este sentido, entendemos por regiones “vecinas” a i a todas aquellas regiones con las que la región i está vinculada.

³³ Es decir, la existencia de una región i con niveles de actividad muy elevados, presentando sus regiones vecinas la situación contraria.

Cuadro 4.2. Información proporcionada por los contrastes de autocorrelación espacial

Contrastes de Autocorrelación Global		Características de la distribución	
z(I-Moran)	No rechazo H_0 H_0 : no autocorrelación espacial	No existencia de autocorrelación espacial (distribución aleatoria)	
	Rechazo H_0 H_0 : no autocorrelación espacial	$z(I-Moran) > 0$	Existencia de autocorrelación espacial positiva. Tendencia agrupación de valores similares y elevados de la variable x.
		$z(C-Geary) < 0$	Existencia de autocorrelación espacial positiva. Tendencia agrupación de valores similares y bajos de la variable x.
	$z(I-Moran) < 0$ $z(C-Geary) > 0$	-	Existencia de autocorrelación espacial negativa. Tendencia agrupación de valores disímiles.
Contrastes de Autocorrelación Local		Características de la distribución	
z(Local Moran, I_i)	No rechazo H_0 H_0 : no autocorrelación espacial	No existencia de autocorrelación espacial	
	Rechazo H_0 H_0 : no autocorrelación espacial	$z(I_i) > 0$	Existencia de un <i>cluster</i> alrededor de la región i donde se concentran valores similares y elevados de la variable x. Existencia de un <i>cluster</i> alrededor de la región i donde se concentran valores similares y bajos de la variable x.
	$z(I_i) < 0$	El par (x_i, Wx_i) se sitúa en el segundo cuadrante del <i>Moran Scatterplot</i> El par (x_i, Wx_i) se sitúa en el cuarto cuadrante del <i>Moran Scatterplot</i>	Existencia de un <i>cluster</i> de valores disímiles de la variable x, donde la región i concentra valores bajos de x mientras que sus regiones vecinas muestran la situación contraria. Existencia de un <i>cluster</i> de valores disímiles de la variable x, donde la región i concentra valores elevados de x mientras que sus regiones vecinas muestran la situación contraria.

No obstante, ¿hasta qué punto los contrastes de asociación espacial son sensibles a la distribución espacial de la variable de interés?, ¿cuando será posible detectar niveles superiores de autocorrelación espacial?, ¿cómo responderán los estadísticos espaciales ante procesos de difusión desde regiones que inicialmente concentraban niveles elevados de actividad hacia regiones próximas en el espacio? Con el propósito de responder a estas cuestiones, en el presente apartado se lleva a cabo un ejercicio de simulación que constará de dos pasos concretos: generación de diversas muestras que incorporan distintos supuestos en relación a la distribución espacial del nivel de actividad, los cuales se encuentran vinculados con diferentes escenarios esperados por los modelos de Geografía Económica durante un proceso de integración; y, segundo, el cálculo de los contrastes de dependencia espacial global y local para cada una de las muestras generadas. Asimismo, con el ejercicio de simulación siguiente trataremos de analizar en qué medida el análisis espacial propuesto puede complementar la información derivada de los índices habituales de concentración y desigualdad regionales.

4.3.1 Generación de las series

Partiendo de una variable genérica denominada “nivel de actividad”³⁴, se han definido cuatro situaciones correspondientes a cuatro distribuciones espaciales extremas de la actividad económica: (1) distribución homogénea, (2) distribución Centro-Periferia, (3) distribución monocéntrica y, por último, (4) distribución policéntrica (un resumen de las características básicas de cada una de las citadas distribuciones espaciales aparece en el anexo 4.B). No obstante, antes de describir cada una de las distribuciones generadas, es necesario resaltar que el territorio europeo (la Unión Europea formada por 12 Estados) ha sido escogido como referencia para identificar cada una de las muestras simuladas con un territorio real. En concreto, se ha seleccionado la clasificación NUTS II para Portugal (5 regiones), España (17), Francia (21), Italia (20), Grecia (13) y NUTS I para Reino Unido (11), Bélgica (3), Holanda (4) y Alemania (11). Por último, Dinamarca, Irlanda y

³⁴ Dicha variable podría asimilarse tanto al nivel de renta como al nivel de actividad específicamente industrial medido, por ejemplo, en términos de empleo industrial.

Luxemburgo se han considerado como una única región.³⁵ De esta forma, un total de 108 regiones europeas componen la muestra seleccionada (una lista completa con las regiones utilizadas aparece en el anexo 4.C)

Caso 1) Distribución homogénea

En este caso, se introduce el supuesto de que la actividad se encuentra distribuida de forma relativamente homogénea en el espacio analizado. Entre los posibles factores que podrían conducir a dicha situación cabría destacar la existencia de dotaciones similares en términos de factores productivos entre las diferentes regiones de la muestra, la existencia de unos muy elevados costes de transporte (por ejemplo, en los primeros momentos de un proceso de integración) que obstaculicen el desencadenamiento del proceso de concentración descrito en el capítulo 2 o, por ejemplo, el predominio de una situación de autarquía.

Caso 2) Esquema Centro-Periferia con una clara división Norte-Sur

El esquema tradicional Centro-Periferia con una clara polarización geográfica ha sido considerado en este segundo caso. Para ello, se ha supuesto que la mayor parte de la actividad está concentrada en las regiones del Norte del territorio (todas las regiones de Francia, Reino Unido, Alemania, Holanda, Suecia y Bélgica, así como las regiones del Norte de Italia), posiblemente como consecuencia, entre otros factores, de sus ventajas en términos de mayores dotaciones de factores (capital físico y humano), superior nivel tecnológico, mejores infraestructuras y posibles economías externas que refuerzan las ventajas iniciales. Por otra parte, el mayor peso de las fuerzas centrípetas sobre las centrífugas, llevaría a que las regiones del Sur (regiones de los Estados tradicionalmente pobres de España, Portugal, Grecia, Irlanda y del Sur de Italia) fuesen consideradas como periféricas, presentando bajos niveles de actividad (regiones altamente desindustrializadas o con niveles de renta inferiores). En este caso, es necesario resaltar que, si bien se han seleccionado las regiones del Norte europeo como destino del centro, no son de esperar

³⁵ La razón que justifica la no utilización de una misma clasificación territorial para las regiones de todos los países ha sido el intento de minimizar la heterogeneidad existente en términos de superficie, población y competencias administrativas entre las regiones de una misma clasificación.

resultados cualitativamente diferentes si, en su lugar, se hubiera escogido el Sur europeo para acoger al *core* definido.³⁶

Caso 3) Distribución monocéntrica

En un tercer caso, se ha procedido a generar una distribución monocéntrica donde, de forma similar al anterior, la actividad se encuentra altamente concentrada, aunque esta vez en un grupo reducido de regiones (denominado *monocentro*), sin que exista una división geográfica tan nítida como en la anterior situación. Asimismo, se han distinguido tres posibilidades. Primero, se ha supuesto la existencia de un monocentro que concentra la mayor parte de la actividad como consecuencia, entre otras posibles razones, de sus ventajas en términos de una mayor intensidad de las economías internas y/o externas y de una mejor dotación de factores, encontrándose dicha variable distribuida de forma aleatoria en el resto del territorio. En segundo lugar, y siguiendo a Puga (1996b) y a Puga y Venables (1996b), se ha supuesto la existencia de un proceso de difusión de la actividad desde el monocentro hacia sus regiones próximas en el espacio. Así, en un primer momento, las regiones colindantes al monocentro presentarán también unos niveles de actividad elevados (si bien no en la misma intensidad que en el centro) como consecuencia de la proximidad al mismo, encontrándose aleatoriamente distribuida la actividad en las regiones restantes. Seguidamente, se ha introducido el supuesto de que la difusión también afecta a las regiones vecinas de segundo orden, apareciendo por tanto una distribución jerárquica de manera que las regiones contiguas de segundo orden al centro también presentan valores notables de actividad (renta o empleo industrial), aunque siempre menores a los mostrados por las regiones vecinas al centro y, por tanto, menores a los mostrados por el monocentro definido inicialmente (distribución aleatoria en el resto del territorio).

En relación a la ubicación del monocentro, y con la intención de analizar hasta qué punto son sensibles los contrastes de dependencia espacial a dicha ubicación del monocentro y al número de vecinos incluidos en el mismo, se han distinguido tres posibles localizaciones del monocentro. En el primer caso, (3.a), el monocentro estará formado por un total de 16

³⁶ Es preciso destacar que aunque la distribución generada se asemeje a la existente en la realidad de la UE, ésta no es más que un supuesto del ejercicio.

regiones localizadas en el Sur de Alemania, el Norte de Italia y el Este de Francia. En el segundo caso, (3.b), se ha relocalizado el monocentro situándolo por entero en Francia (formado nuevamente por 16 regiones). Por último, en el caso definido como (3.c), dicho monocentro se ha situado en un extremo de Europa, en concreto, ocupando todo Portugal y la mayor parte de España (con la excepción de las regiones de Cataluña, Aragón, Comunidad Valenciana y Navarra). A diferencia de (3.a), el monocentro en (3.b) se encuentra totalmente rodeado por regiones que pertenecen a la muestra, teniendo por tanto un número ligeramente superior de regiones contiguas para órdenes elevados.³⁷ Por otra parte, en el caso (3.c) se introduce un rasgo diferencial respecto de los dos anteriores: el muy reducido número de regiones vecinas de primer y segundo orden al monocentro, hecho que implica que el proceso de difusión de la actividad afectará a un número muy reducido de regiones.³⁸

Caso 4) Distribución policéntrica

En esta última situación se ha considerado, primero, que la actividad se encuentra altamente concentrada pero únicamente en algunas regiones (denominadas *policentros*), las cuales se encuentran dispersas de forma aleatoria a lo largo del territorio. En un segundo caso, se ha introducido el supuesto de que la atracción de cada región-centro es muy elevada, de manera que sus regiones colindantes muestran bajos niveles de actividad en relación al centro, apareciendo múltiples esquemas centro-periferia a lo largo del territorio (no obstante, dicha atracción decrece con la distancia de manera que las regiones alejadas de los policentros presentan niveles de actividad superiores a los existentes en las regiones colindantes a los mismos).

Por último, cabe destacar que con el propósito de analizar la sensibilidad de los contrastes de autocorrelación espacial al grado de desviación estándar de la variable seleccionada, a la hora de generar las muestras se han tenido en cuenta diversos supuestos en torno a lo que hemos denominado como *desviación intragrupos* (desviación existente, por ejemplo,

³⁷ Mientras que el monocentro definido en (3.a) tiene un total de 15, 17, 13 y 8 regiones contiguas de primer hasta cuarto orden respectivamente, en (3.b) el número de vecinos es de 15, 17, 22 y 12.

³⁸ En este caso, el monocentro únicamente presenta un total de 4 regiones contiguas de primer orden y 4 de segundo.

entre las regiones del Norte de Europa entre sí o las regiones del Sur entre sí en el caso 2)³⁹ y *desviación intergrupos* (desviación presente entre las regiones incluidas en el Norte y en el Sur del caso anterior).

Asimismo, cabe destacar que para cada una de las distribuciones regionales descritas se ha procedido a generar, siguiendo una distribución normal, 100 muestras, obteniéndose finalmente un total de 470 muestras con 108 observaciones cada una.

4.3.2 Breve descripción de las series simuladas desde una óptica aespacial

Como se ha comentado anteriormente, si bien la variable generada ha recibido el nombre genérico de “nivel de actividad”, sin embargo, dicha variable podría relacionarse con el empleo en el sector industrial o, por ejemplo, con el nivel de producto. En este último caso, el cálculo de los índices habituales de desigualdad nos informaría acerca del grado de dispersión de la variable analizada. En este sentido, y con tal de observar como puede ser complementada la información suministrada por dichos índices con la obtenida por los contrastes de dependencia espacial, se ha procedido a analizar algunas de las herramientas aespaciales utilizadas en el entorno de los análisis de desigualdad.

En primer lugar, se ha graficado la función de densidad para cada una de las distribuciones espaciales definidas con la intención de obtener una “fotografía” de la forma externa de cada una de ellas (figuras 4.1 a 4.47). Dicha función de densidad ofrece una visión rápida de la dispersión existente en la distribución (a mayor concentración de la probabilidad, menor desigualdad).⁴⁰ Asimismo, la comparación de dichas funciones de densidad para distintos períodos permite tener una idea acerca de la evolución de las disparidades en el seno de la distribución, es decir, si ha existido o no convergencia (aumento de la concentración de la probabilidad supone convergencia y dispersión de la misma

³⁹ En el supuesto del caso 1, la consideración de diferentes grados de desviación lleva a que si bien el supuesto definido como 1.1 está asociado a una distribución homogénea de la actividad, en cambio, el supuesto 1.3 refleja una situación caracterizada por una elevada desigualdad, pero donde no se incorpora ningún patrón espacial específico para la localización de los valores de la variable.

⁴⁰ Asimismo, la presencia de dos modas en la función supone la existencia de polarización en la distribución de la variable.

divergencia).⁴¹ Por otra parte, se han calculado los índices de Gini y de Theil para cada distribución⁴² (los valores obtenidos por los citados índices se incluyen en las figuras 4.1 a 4.47).

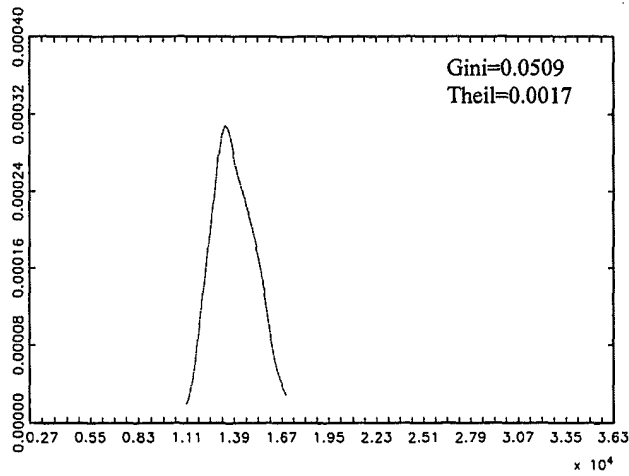
Por lo que respecta a la forma externa de la distribución, se observa como la función de densidad para el caso definido como 1.1 (ver anexo 4.B), correspondiente a una distribución homogénea de la actividad con una pequeña desviación interna, presenta una única moda concentrando una masa de probabilidad elevada, indicando la existencia de un reducido grado de desigualdad (figura 4.1). Por el contrario, cuando el nivel de desviación interna incrementa de forma notable (figura 4.3 asociada al caso definido como 1.3), la probabilidad se diluye entre un rango muy elevado de valores de la variable analizada, evidenciándose con ello la elevada desigualdad presente en dicha distribución.

Totalmente diferente es la función de densidad observada para el caso de una distribución Centro-Periferia (caso 2). Tanto en la figura 4.4 como 4.6 (ambas bajo el supuesto de una desviación intragrupos reducida) se observa una clara bimodalidad (con una ligera mayor concentración de la probabilidad en la moda situada a la derecha del gráfico) mostrando la existencia de una elevada heterogeneidad y polarización en la distribución. Este resultado estaría informando acerca de la existencia de dos grandes grupos de regiones, uno formado por regiones con valores elevados de actividad y otro con bajos niveles, derivándose por tanto una notable desigualdad en la variable analizada. Asimismo, cabe destacar que cuando se incrementa la desviación intragrupos existente (figuras 4.5 y 4.7), la bimodalidad detectada anteriormente tiende a desaparecer, ampliándose el rango de valores alcanzados por el nivel de actividad (incremento de la desigualdad).

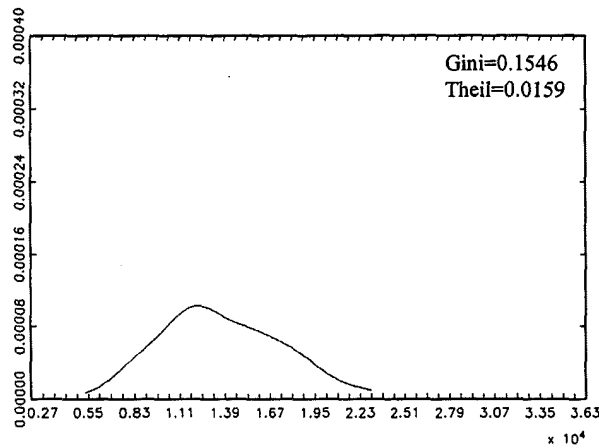
⁴¹ En nuestro caso, se estima la función de densidad con un kernel gaussiano y h según Silverman (1986), ecuación 331. Calculado mediante el programa GAUSS para PC a partir del código base de G.King.

⁴² En caso de asimilar la variable nivel de actividad con el empleo industrial hubiera sido interesante computar los coeficientes de concentración sectorial y de localización regional habituales. Sin embargo, para dicho cálculo hubiera sido necesario disponer del empleo en el resto de sectores industriales, información no disponible bajo los supuestos en los que se han generado las muestras.

**Figura 4.1 Función de densidad asociada al caso 1.1 (anexo 4.B):
Homogeneidad con desviación reducida**



**Figura 4.2 Función de densidad asociada al caso 1.2 (anexo 4.B):
Homogeneidad con desviación media**



**Figura 4.3 Función de densidad asociada al caso 1.3 (anexo 4.B):
Homogeneidad con desviación elevada**

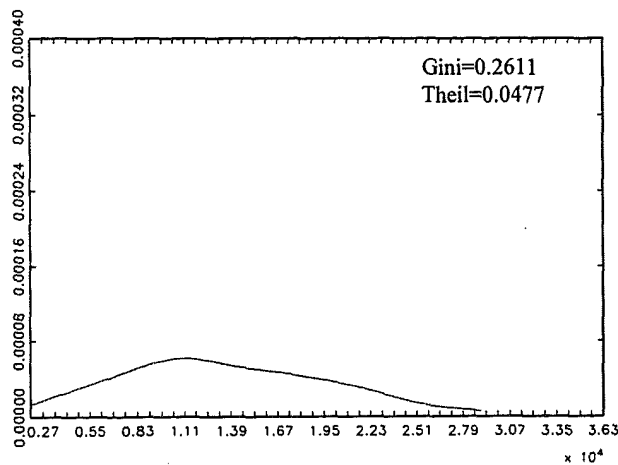


Figura 4.4. Función de densidad asociada al caso 2.1 (anexo 4.B): Centro-Periferia, desviación inter e intragrupos reducida

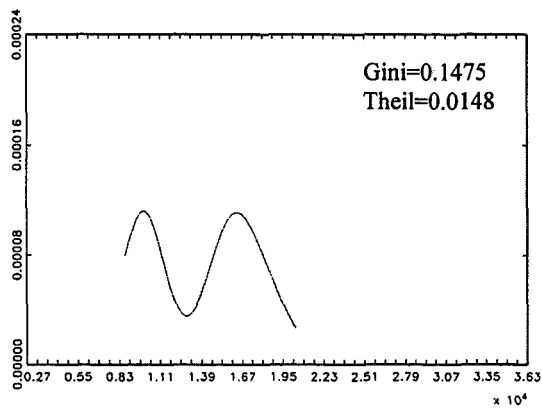


Figura 4.5. Función de densidad asociada al caso 2.2 (anexo 4.B): Centro-Periferia, desviación intergrupos reducida e intragrupos media

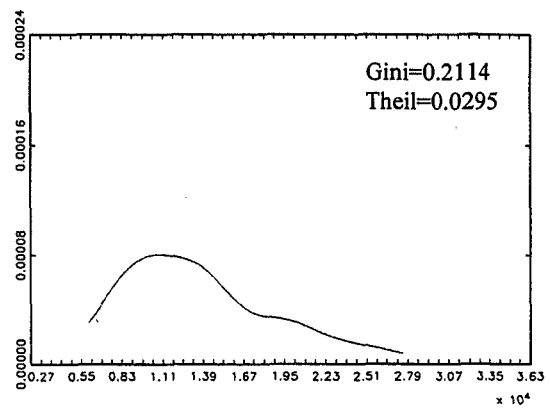


Figura 4.6. Función de densidad asociada al caso 2.3 (anexo 4.B): Centro-Periferia, desviación intergrupos media e intragrupos reducida

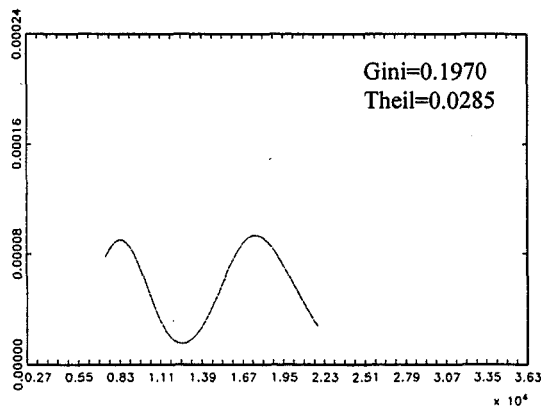
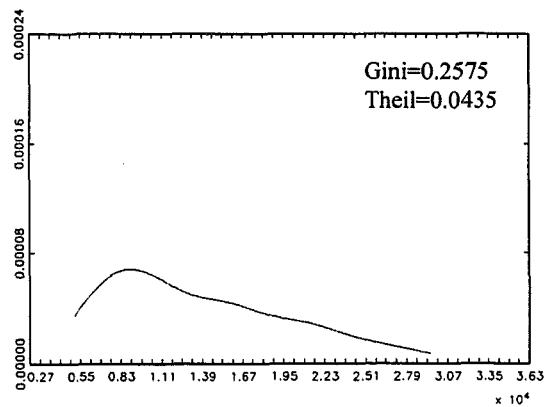


Figura 4.7. Función de densidad asociada al caso 2.4 (anexo 4.B): Centro-Periferia, desviación inter e intragrupos media



Cuando se analizan los resultados correspondientes a las distribuciones que incorporan el supuesto de la existencia de un monocentro (3.a)⁴³ sin y con distribución jerárquica (figuras 4.8 a 4.19) se pueden derivar dos conclusiones básicas. Primero, cuando no existe una distribución escalonada de la actividad alrededor del monocentro, se detecta una cierta bimodalidad (si bien no tan evidente como en el caso anterior), observándose una mayor concentración de probabilidad en el caso de la moda situada en la parte izquierda de la gráfica (debido a la contribución de las regiones no situadas en el monocentro). Segundo, se puede observar como a medida que la distribución de la actividad se jerarquiza, como consecuencia del proceso de difusión de la actividad desde el monocentro hacia sus regiones vecinas de primer y segundo orden (figuras 4.12 a 4.19), la bimodalidad parecer diluirse (si bien permanece una destacada cola derecha que recogería la situación presente en las regiones donde se concentra la mayor parte de la actividad). Respecto a este último punto, cabe decir que, si bien este resultado podría ser extensible al caso 3.b⁴⁴ (figuras 4.20 a 4.31, cuando el monocentro se localiza en las regiones portuguesas y españolas (figuras 4.32 a 4.43) no parece extinguirse la cola derecha pronunciada existente (hecho que se podría ver explicado por el escaso número de regiones vecinas al centro).

Por último, cuando se analiza el caso 4.1, la función de densidad asociada a la distribución que incorpora el supuesto de la existencia de diversos policentros esparcidos a lo largo del espacio (figura 4.44), se puede observar una elevada masa de probabilidad concentrada en torno al valor promedio de la variable, indicando la presencia de un escaso nivel de desigualdad (si bien se detecta una cola derecha que recoge la situación de las regiones-centro). En cambio, cuando se introduce el supuesto de que las regiones vecinas a los policentros muestran unos muy bajos niveles de actividad (figura 4.46), además de mantenerse una cola derecha destacada, aparece una cola izquierda pronunciada que recogería el comportamiento de las regiones vecinas a los policentros definidos.

⁴³ Correspondiente al caso de un monocentro situado en las regiones del Sur de Alemania, Norte de Italia y Este de Francia.

⁴⁴ Monocentro situado enteramente en Francia.

Figura 4.8. Función de densidad asociada al caso 3.a.1.1 (anexo 4.B): Monocentro (3a) sin jerarquía. Desviación inter e intragrupos reducida

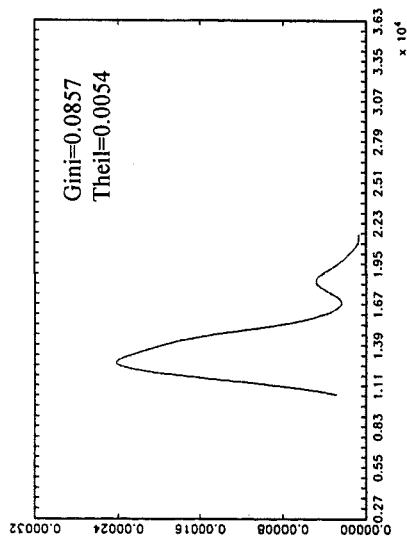


Figura 4.9. Función de densidad asociada al caso 3.a.1.2 (anexo 4.B): Monocentro (3a) sin jerarquía. Desviación intragrupos media e intergrupos reducida

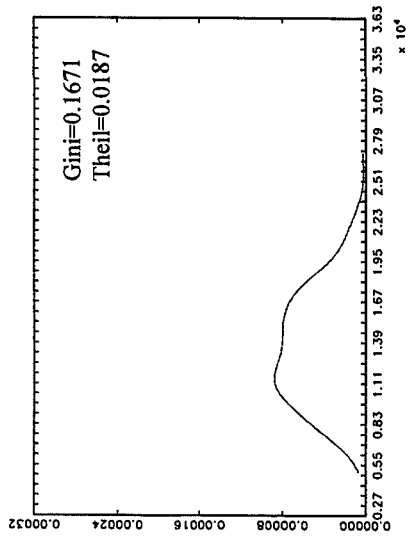


Figura 4.10. Función de densidad asociada al caso 3.a.1.3 (anexo 4.B): Monocentro (3a) sin jerarquía. Desviación intergrupos media e intragrupos reducida

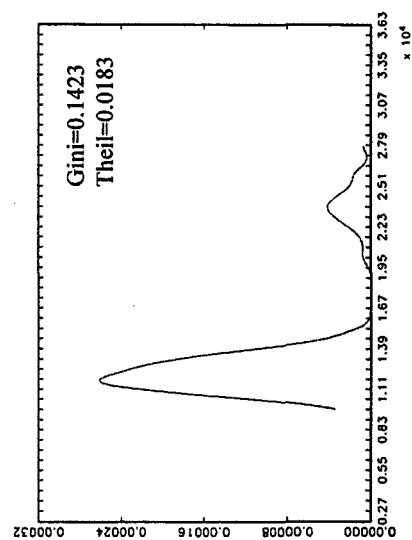


Figura 4.11. Función de densidad asociada al caso 3.a.1.4 (anexo 4.B): Monocentro (3a) sin jerarquía. Desviación inter e intragrupos media

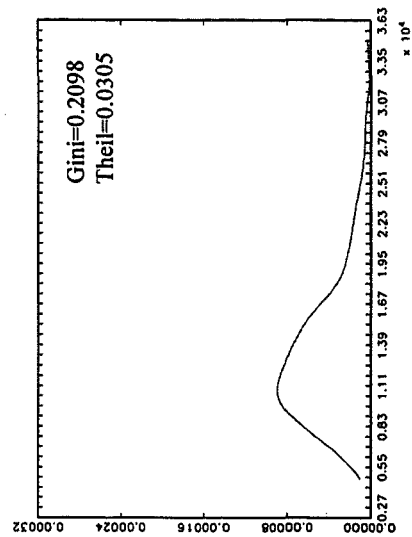


Figura 4.12. Función de densidad asociada al caso 3.a.2.1 (anexo 4.B): Monocentro (3a) con jerarquía de primer orden. Desviación inter e intragrupos reducida

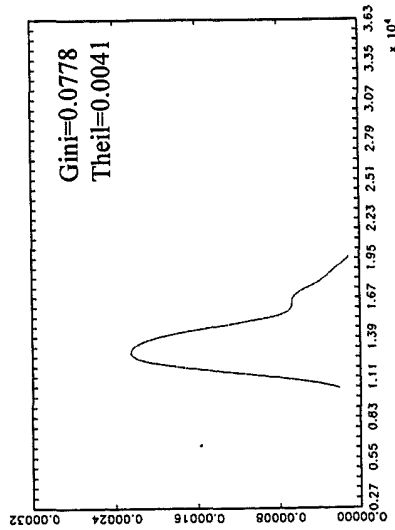


Figura 4.14. Función de densidad asociada al caso 3.a.2.3 (anexo 4.B): Monocentro (3a) con jerarquía de primer orden. Desviación intragrupos reducida e intergrupos media

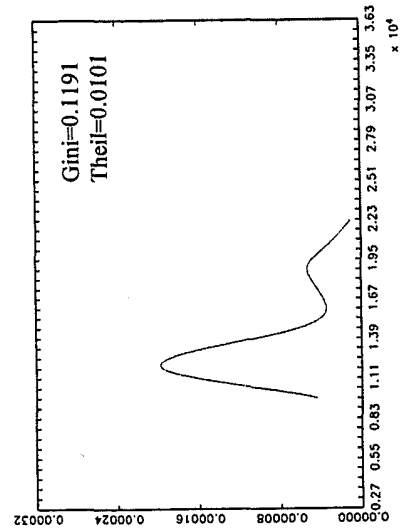


Figura 4.13. Función de densidad asociada al caso 3.a.2.2 (anexo 4.B): Monocentro (3a) con jerarquía de primer orden. Desviación intragrupos media e intergrupos reducida

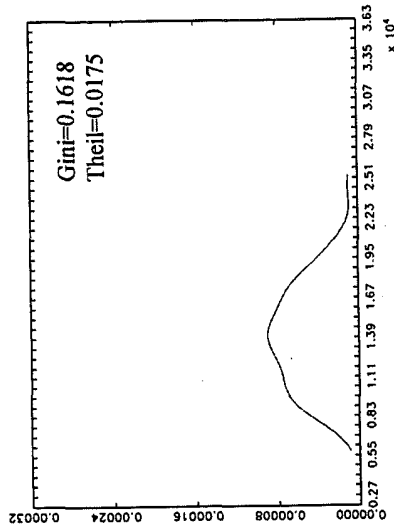


Figura 4.15. Función de densidad asociada al caso 3.a.2.4 (anexo 4.B): Monocentro (3a) con jerarquía de primer orden. Desviación inter e intragrupos media

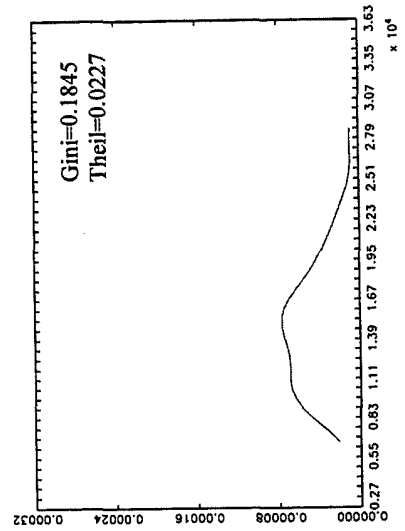


Figura 4.16. Función de densidad asociada al caso 3.a.3.1 (anexo 4.B): Monocentro (3a) con jerarquía de primer y segundo orden. Desviación inter e intragrupos reducida

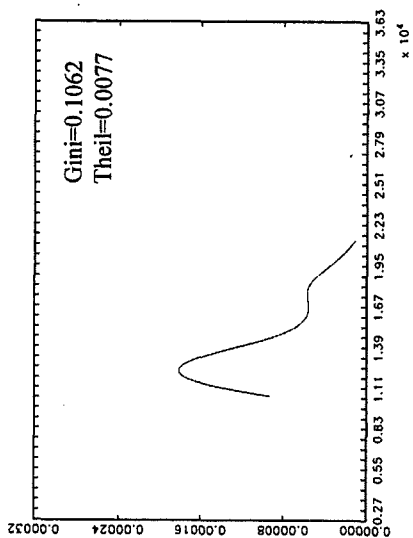


Figura 4.18. Función de densidad asociada al caso 3.a.3.3 (anexo 4.B): Monocentro (3a) con jerarquía de primer y segundo orden. Desviación intergrupos media e intragrupos reducida

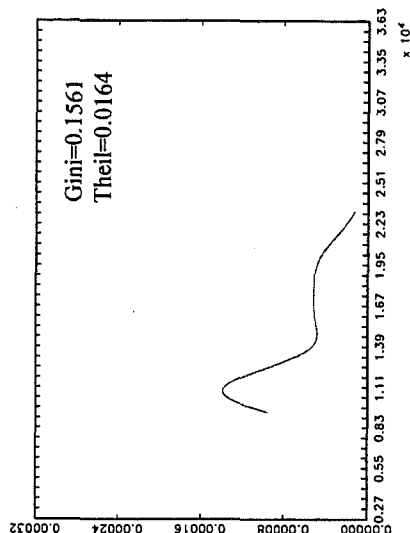


Figura 4.17. Función de densidad asociada al caso 3.a.3.2 (anexo 4.B): Monocentro (3a) con jerarquía de primer y segundo orden. Desviación intergrupos reducida e intragrupos media

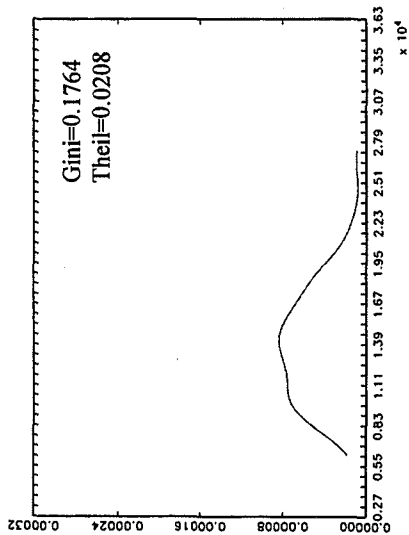


Figura 4.19. Función de densidad asociada al caso 3.a.3.4 (anexo 4.B): Monocentro (3a) con jerarquía de primer y segundo orden. Desviación inter e intragrupos media

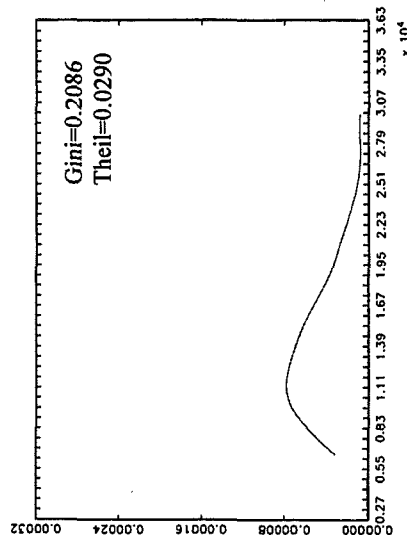


Figura 4.21. Función de densidad asociada al caso 3.b.1.2 (anexo 4.B): Monocentro (3b) sin jerarquía. Desviación intragrupos media e intergrupos reducida

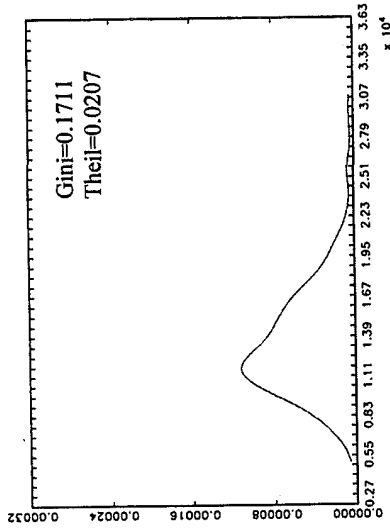


Figura 4.23. Función de densidad asociada al caso 3.b.1.4 (anexo 4.B): Monocentro (3b) sin jerarquía. Desviación inter e intragrupos media

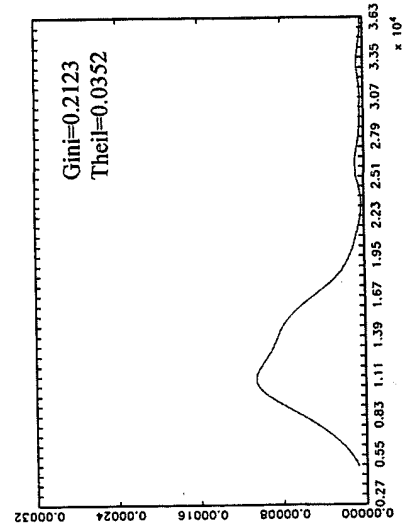


Figura 4.20. Función de densidad asociada al caso 3.b.1.1 (anexo 4.B): Monocentro (3b) sin jerarquía. Desviación inter e intragrupos reducida

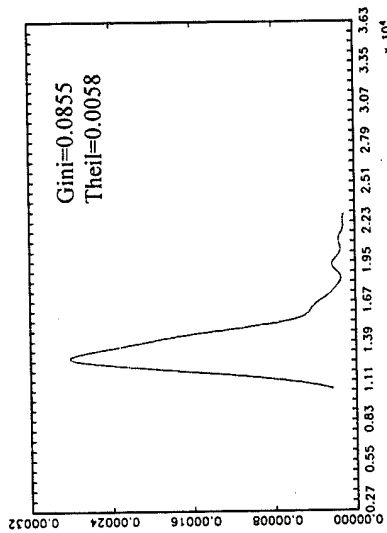


Figura 4.22. Función de densidad asociada al caso 3.b.1.3 (anexo 4.B): Monocentro (3b) sin jerarquía. Desviación intergrupos media e intragrupos reducida

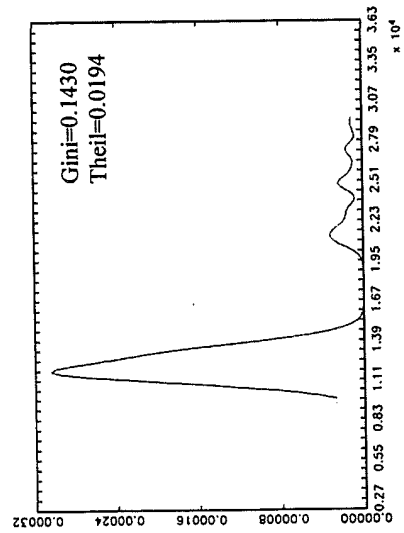


Figura 4.24. Función de densidad asociada al caso 3.b.2.1 (anexo 4.B): Monocentro (3b) con jerarquía de primer orden. Desviación inter e intragrupos reducida

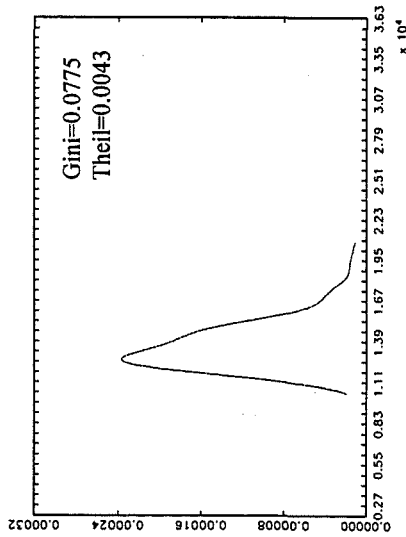


Figura 4.26. Función de densidad asociada al caso 3.b.2.3 (anexo 4.B): Monocentro (3b) con jerarquía de primer orden. Desviación intragrupos reducida e intergrupos media

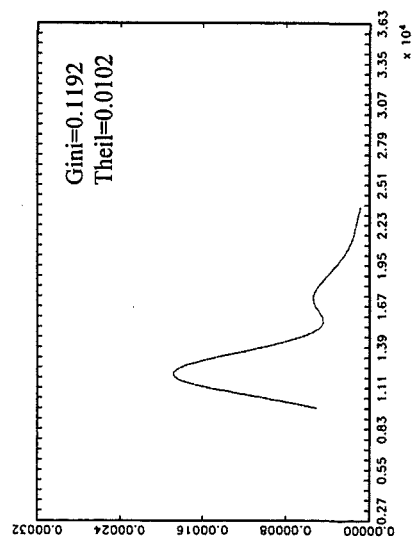


Figura 4.25. Función de densidad asociada al caso 3.b.2.2 (anexo 4.B): Monocentro (3b) con jerarquía de primer orden. Desviación intragrupos media e intergrupos reducida

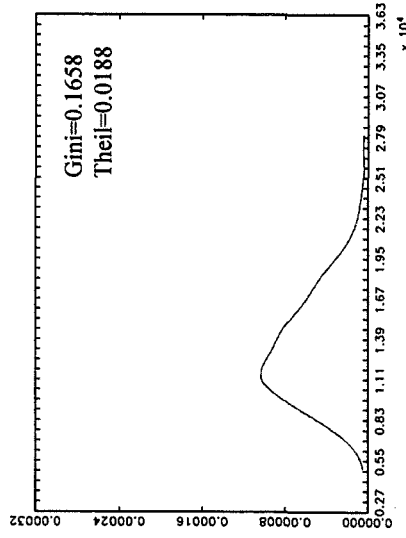


Figura 4.27. Función de densidad asociada al caso 3.b.2.4 (anexo 4.B): Monocentro (3b) con jerarquía de primer orden. Desviación inter e intragrupos media

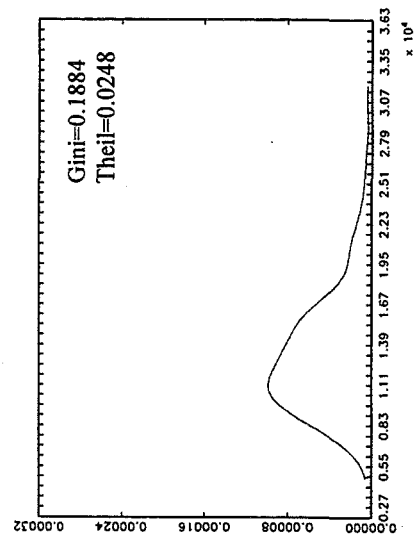


Figura 4.28. Función de densidad asociada al caso 3.b.3.1 (anexo 4.B): Monocentro (3b) con jerarquía de primer y segundo orden. Desviación inter e intragrupos reducida

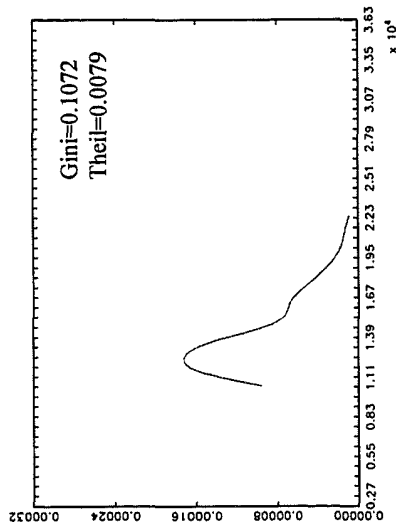


Figura 4.30. Función de densidad asociada al caso 3.b.3.3 (anexo 4.B): Monocentro (3b) con jerarquía de primer y segundo orden. Desviación intergrupos media e intragrupos reducida

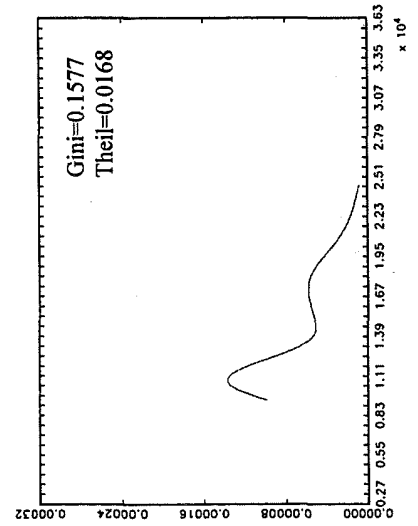


Figura 4.29. Función de densidad asociada al caso 3.b.3.2 (anexo 4.B): Monocentro (3b) con jerarquía de primer y segundo orden. Desviación intergrupos reducida e intragrupos media

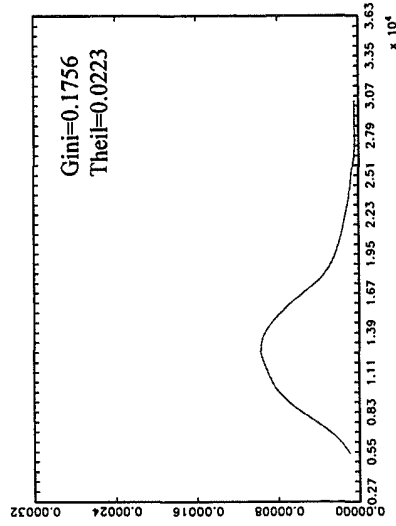


Figura 4.31. Función de densidad asociada al caso 3.b.3.4 (anexo 4.B): Monocentro (3b) con jerarquía de primer y segundo orden. Desviación inter e intragrupos media

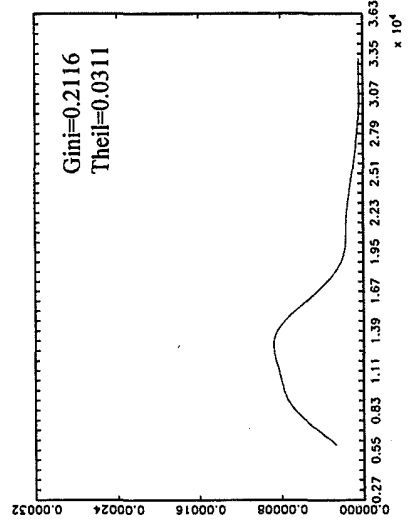


Figura 4.32. Función de densidad asociada al caso 3.c.1.1 (anexo 4.B): Monocentro (3c) sin jerarquía. Desviación inter e intragrupos reducida

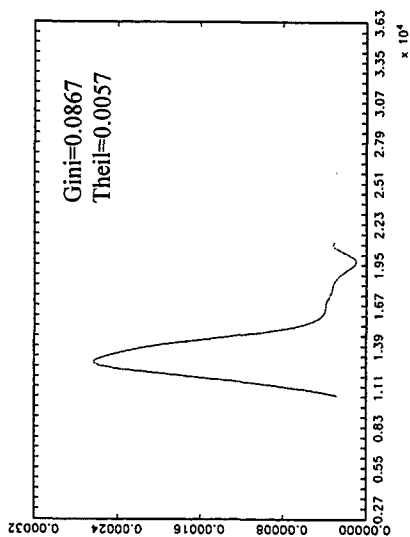


Figura 4.33 Función de densidad asociada al caso 3.c.1.2 (anexo 4.B): Monocentro (3c) sin jerarquía. Desviación intragrupos media e intergrupos reducida

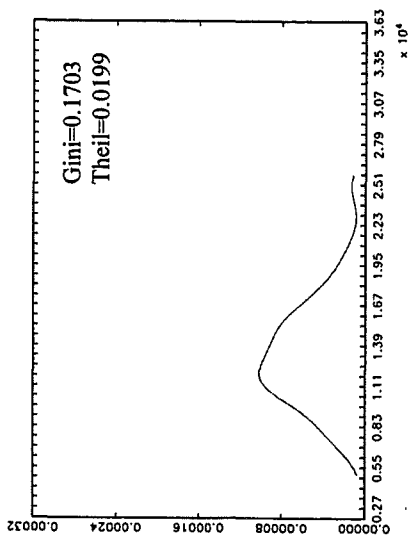


Figura 4.34. Función de densidad asociada al caso 3.c.1.3 (anexo 4.B): Monocentro (3c) sin jerarquía. Desviación intergrupos media e intragrupos reducida

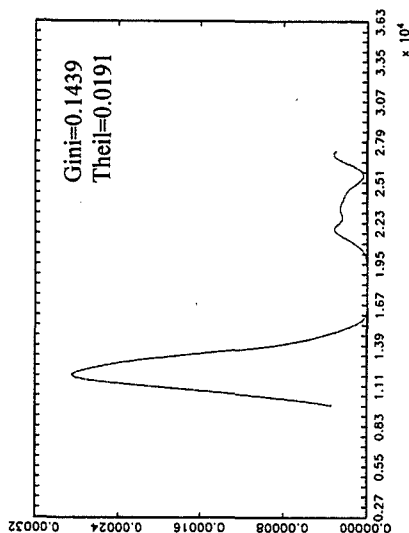


Figura 4.35. Función de densidad asociada al caso 3.c.1.4 (anexo 4.B): Monocentro (3c) sin jerarquía. Desviación inter e intragrupos media

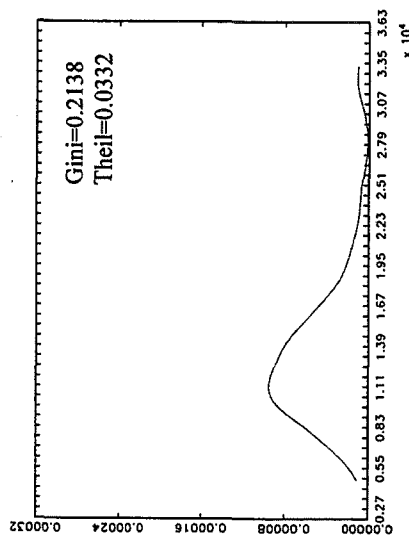


Figura 4.36. Función de densidad asociada al caso 3.c.2.1 (anexo 4.B): Monocentro (3c) con jerarquía de primer orden. Desviación inter e intragrupos reducida

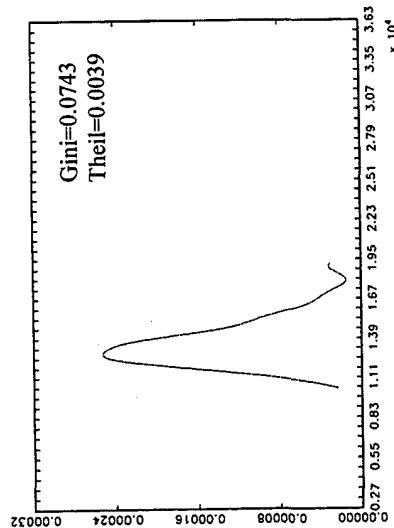


Figura 4.38. Función de densidad asociada al caso 3.c.2.3 (anexo 4.B): Monocentro (3c) con jerarquía de primer orden. Desviación intragrupos reducida e intergrupos media

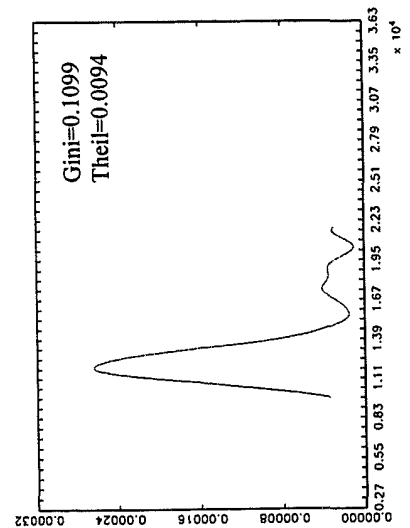


Figura 4.37. Función de densidad asociada al caso 3.c.2.2 (anexo 4.B): Monocentro (3c) con jerarquía de primer orden. Desviación intragrupos media e intergrupos reducida

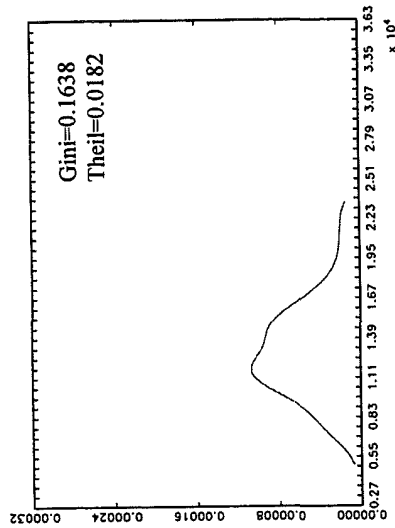


Figura 4.39. Función de densidad asociada al caso 3.c.2.4 (anexo 4.B): Monocentro (3c) con jerarquía de primer orden. Desviación inter e intragrupos media

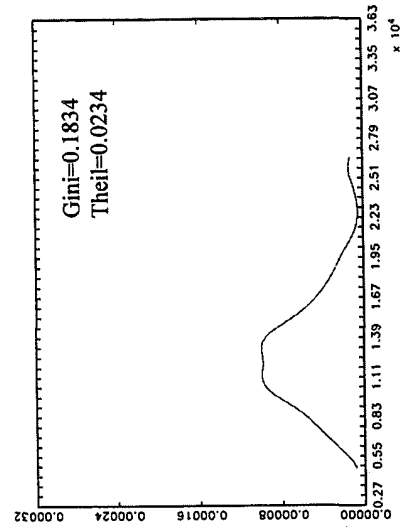


Figura 4.40. Función de densidad asociada al caso 3.c.3.1 (anexo 4.B): Monocentro (3c) con jerarquía de primer y segundo orden. Desviación inter e intragrupos reducida

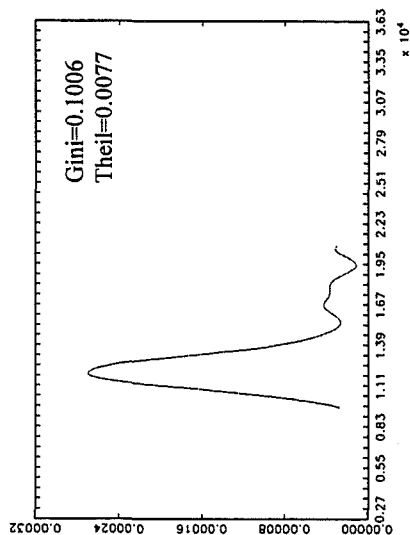


Figura 4.42. Función de densidad asociada al caso 3.c.3.3 (anexo 4.B): Monocentro (3c) con jerarquía de primer y segundo orden. Desviación intergrupos media e intragrupos reducida

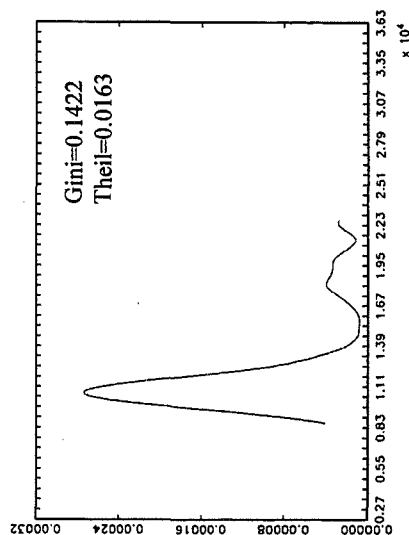


Figura 4.41. Función de densidad asociada al caso 3.c.3.2 (anexo 4.B): Monocentro (3c) con jerarquía de primer y segundo orden. Desviación intergrupos reducida e intragrupos media

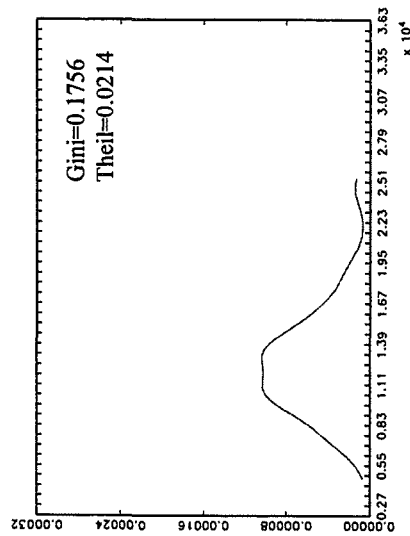


Figura 4.43. Función de densidad asociada al caso 3.c.3.4 (anexo 4.B): Monocentro (3c) con jerarquía de primer y segundo orden. Desviación inter e intragrupos media

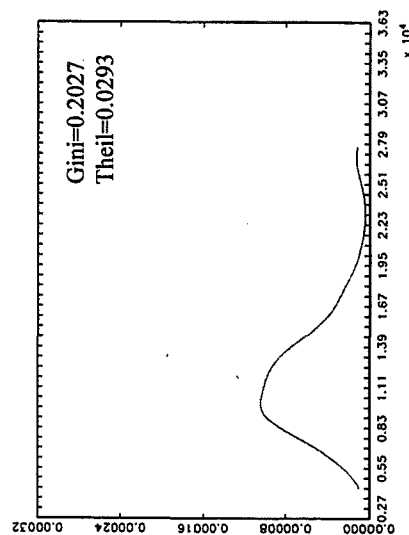


Figura 4.44. Función de densidad asociada al caso 4.1.1 (anexo 4.B): Policentros sin jerarquía. Desviación intergrupos reducida

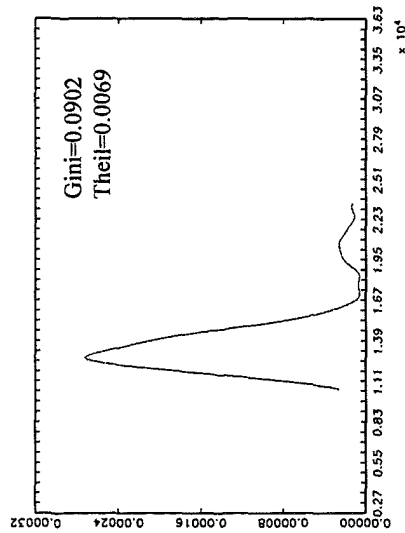


Figura 4.46. Función de densidad asociada al caso 4.2.1 (anexo 4.B): Policentros con jerarquía. Desviación intergrupos reducida

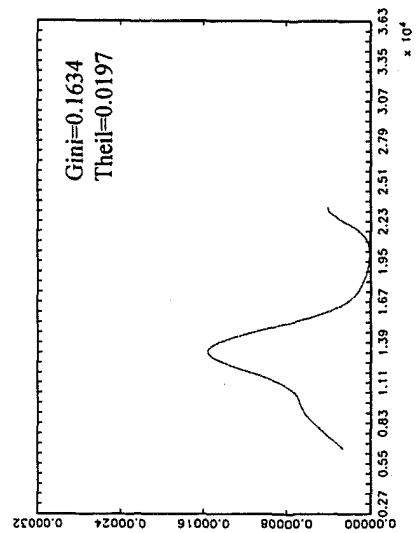


Figura 4.45. Función de densidad asociada al caso 4.1.2 (anexo 4.B): Policentros sin jerarquía. Desviación intragrupos media

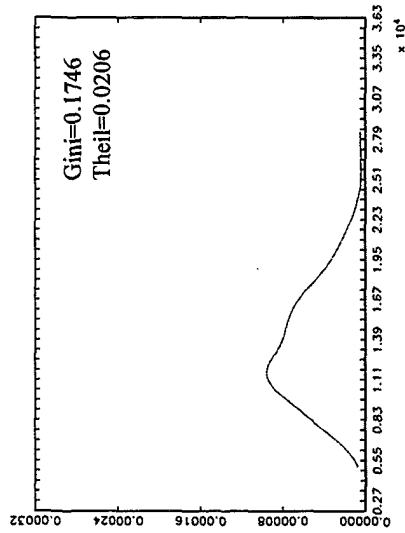
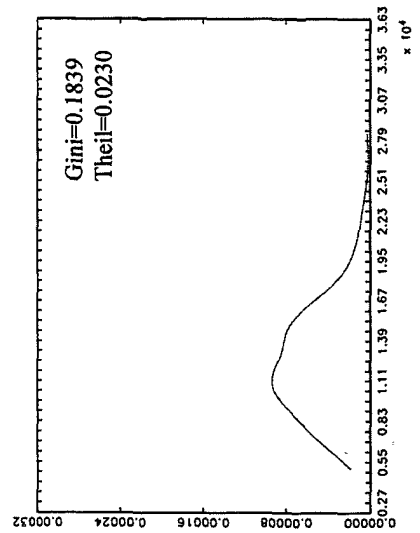


Figura 4.47. Función de densidad asociada al caso 4.2.2 (anexo 4.B): Policentros con jerarquía. Desviación intragrupos media



Por lo que hace referencia a los resultados de los índices de desigualdad, se puede observar como la situación definida en el caso 1.1 (distribución homogénea) presenta el menor nivel de desigualdad para ambos índices de forma generalizada. Por otra parte, las distribuciones que presentan un monocentro, con y sin distribución jerárquica entre sus regiones vecinas, muestran niveles bajos de desigualdad (siempre bajo los supuestos de una desviación inter e intragrupos reducida). En este sentido, cabe destacar que los valores obtenidos por los índices de desigualdad para los tres supuestos establecidos en relación a la ubicación del monocentro (3.a, 3.b y 3.c) son prácticamente iguales. Resultados similares son obtenidos para el caso (4.1.1), es decir, presencia de policentros dispersos a lo largo del territorio y sin distribución jerárquica de sus regiones vecinas de primer orden.

Por el contrario, la situación descrita como caso (1.3), se sitúa en el extremo opuesto, mostrando los mayores niveles de desigualdad. De forma similar, las distribuciones que incorporan un esquema centro-periferia, especialmente cuando existe una elevada desviación intergrupos (e intragrupos) muestran niveles elevados de los índices calculados. El resto de distribuciones (asociadas con la existencia de un monocentro y de policentros con elevada dispersión interna) alcanzan niveles relativamente elevados de desigualdad, aunque siempre inferiores a los mostrados en 1.3.

No obstante, tal y como se comentó en la introducción del presente capítulo, los índices antes calculados y las funciones de densidad representadas, si bien estudian el grado de desigualdad presente en la distribución, no suministran ninguna información acerca de la distribución espacial de los valores de la variable analizada. Así, por ejemplo, en relación a la bimodalidad detectada en algunos casos por medio del estudio de las funciones de densidad, se puede únicamente derivar la existencia de una importante polarización y heterogeneidad pero no conocer si dicha polarización responde a un claro esquema de heterogeneidad espacial, donde cada una de las modas agrupa a regiones próximas en el espacio. Este hecho sería extensible, por ejemplo, al caso de la marcada cola derecha detectada bajo el supuesto de la existencia de un monocentro. Asimismo, aun cuando las distribuciones espaciales asociadas a los casos 3.a, 3.b y 3.c definidos en el anexo 4.B son marcadamente diferentes, los índices de desigualdad obtenidos no parecen mostrar diferencias notables entre ellas. Una situación similar aparece cuando se comparan los

casos definidos en el anexo 4.B como 3.a.1 y 4.2.1 donde, a pesar de la similitud existente en el valor de los índices de desigualdad correspondientes, la localización de la actividad en cada caso responde a criterios totalmente diferentes: un grupo de regiones vecinas que concentran la mayor parte de la actividad en el caso 3.a.1 y algunas regiones, esparcidas a lo largo del territorio, concentrando la mayor parte de la actividad y atrayendo la actividad de sus regiones contiguas en el caso 4.2.1. Este resultado es especialmente importante si consideramos las diferentes consecuencias que sobre las regiones cercanas podría ocasionar una mejoría en la situación mostrada, por una parte, por una región localizada en el monocentro en 3.a.1 y, por la otra, por una región-centro en el caso 4.2.1. Por todo ello, se hace necesario un estudio desde una óptica espacial de dicha variable, analizando los resultados obtenidos por los contrastes de dependencia espacial global y local.

4.3.3 Cálculo de los contrastes de dependencia espacial global

4.3.3.1 Dependencia espacial global entre regiones vecinas

En un primer momento se ha procedido a calcular⁴⁵ el valor del contraste I de Moran⁴⁶ para cada una de las situaciones definidas en el anexo 4.B utilizando para ello una matriz binaria de primer orden de contigüidad.⁴⁷ La tabla 4.1 recoge un breve resumen de los resultados obtenidos, incluyendo el porcentaje de casos (sobre los 100 obtenidos para cada distribución teórica) que han mostrado un valor de la I de Moran significativo para un nivel de significación del 5%, así como el valor promedio de dicho contraste para las 100 muestras generadas. Asimismo, estos resultados son complementados por medio de la representación de las funciones de densidad de la I de Moran (figuras 4.48 a 4.59) que recogen, para cada una de las distribuciones definidas, los valores obtenidos por el contraste I de Moran para las 100 muestras generadas en cada caso.

⁴⁵ Los contrastes utilizados en el presente capítulo 4 han sido programados en GAUSS para PC.

⁴⁶ Se ha optado por analizar únicamente el contraste de autocorrelación espacial I de Moran, sin extender el análisis también al contraste C de Geary ya que, teniendo en cuenta que ambos suministran una información similar, el primero de ellos es más ampliamente conocido. En cambio, sí se ha procedido a calcular la $G(d)$ de Getis y Ord dada la información complementaria que ésta suministra (utilizando también una matriz de contigüidad física).

⁴⁷ Es decir, cada peso w_{ij} de la matriz de contactos tendrá valor 1 si las regiones i y j son físicamente adyacentes o 0 en caso contrario.

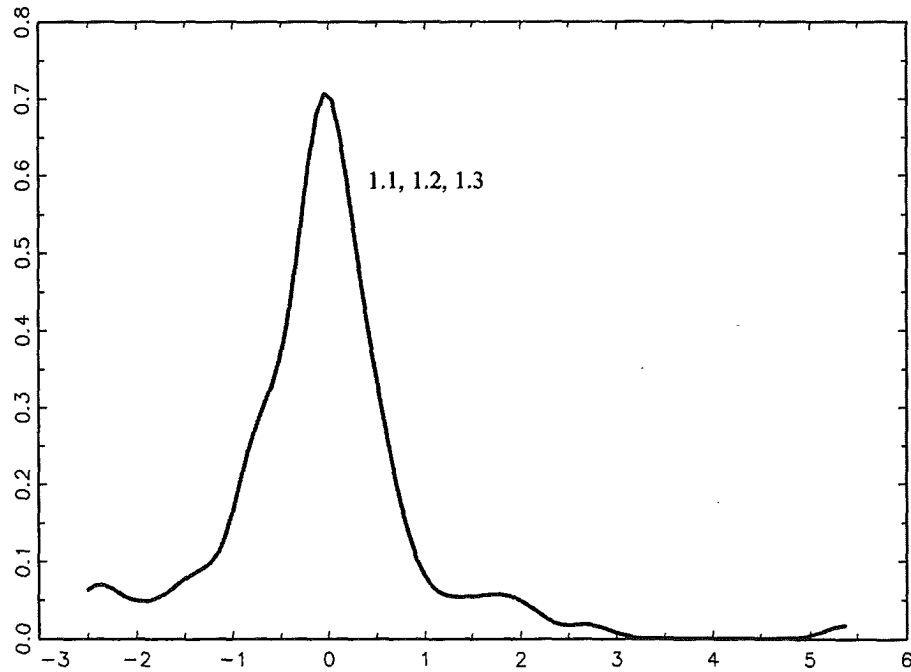
Tabla 4.1 Resultados del cálculo de la I de Moran para una matriz de contigüidad de primer orden

Distribución	Descripción	% casos Z(I-Moran) significativa			Z(I de Moran) promedio		
<i>Caso 1</i>	<i>Homogeneidad</i>						
1.1	Desviación reducida	5%			0.25*		
1.2	Desviación media	5%			0.25*		
1.3	Desviación elevada	5%			0.25*		
<i>Caso 2</i>	<i>Centro-Periferia</i>						
2.1	Desviación intra e intergrupos reducida	100%			11.05		
2.2	Desviación intragrupos media e intergrupos reducida	100%			4.9		
2.3	Desviación intragrupos reducida e intergrupos media	100%			11.94		
2.4	Desviación intra e intergrupos media	100%			6.97		
<i>Caso 3</i>	<i>Monocentro</i>	3.a ⁽¹⁾	3.b ⁽²⁾	3.c ⁽³⁾	3.a ⁽¹⁾	3.b ⁽²⁾	3.c ⁽³⁾
	Monocentro sin jerarquía						
3.1.1	Desviación intra e intergrupos reducida	100%	100%	100%	6.08	8.80	9.31
3.1.2	Desviación intragrupos media e intergrupos reducida	40%	58%	66%	1.82*	2.45	2.69
3.1.3	Desviación intragrupos reducida e intergrupos media	100%	100%	100%	8.16	12.04	12.61
3.1.4	Desviación intra e intergrupos media	97%	100%	99%	4.51	6.49	6.89
	Monocentro jerarquía 1º orden						
3.2.1	Desviación intra e intergrupos reducida	100%	100%	100%	7.35	8.7	8.28
3.2.2	Desviación intragrupos media e intergrupos reducida	41%	49%	50%	1.8*	2.01	1.99
3.2.3	Desviación intragrupos reducida e intergrupos media	100%	100%	100%	10	12.27	12.10
3.2.4	Desviación intra e intergrupos media	97%	96%	91%	4.24	4.79	4.64
	Monocentro jerarquía 1º y 2º orden						
3.3.1	Desviación intra e intergrupos reducida	100%	100%	100%	10.07	11.51	11.81
3.3.2	Desviación intragrupos media e intergrupos reducida	87%	88%	87%	3.61	3.88	4.11
3.3.3	Desviación intragrupos reducida e intergrupos media	100%	100%	100%	12.32	12.73	13.74
3.3.4	Desviación intra e intergrupos media	99%	100%	99%	6.12	6.32	7.08
<i>Caso 4</i>	<i>Policentros</i>						
	Policentros sin jerarquía						
4.1.1	Desviación intragrupos reducida	12%			-1.29*		
4.1.2	Desviación intragrupos media	5%			-0.16*		
	Policentros con jerarquía de 1º orden						
4.2.1	Desviación intragrupos reducida	100%			-4.78		
4.2.2	Desviación intragrupos media	53%			-2.18		

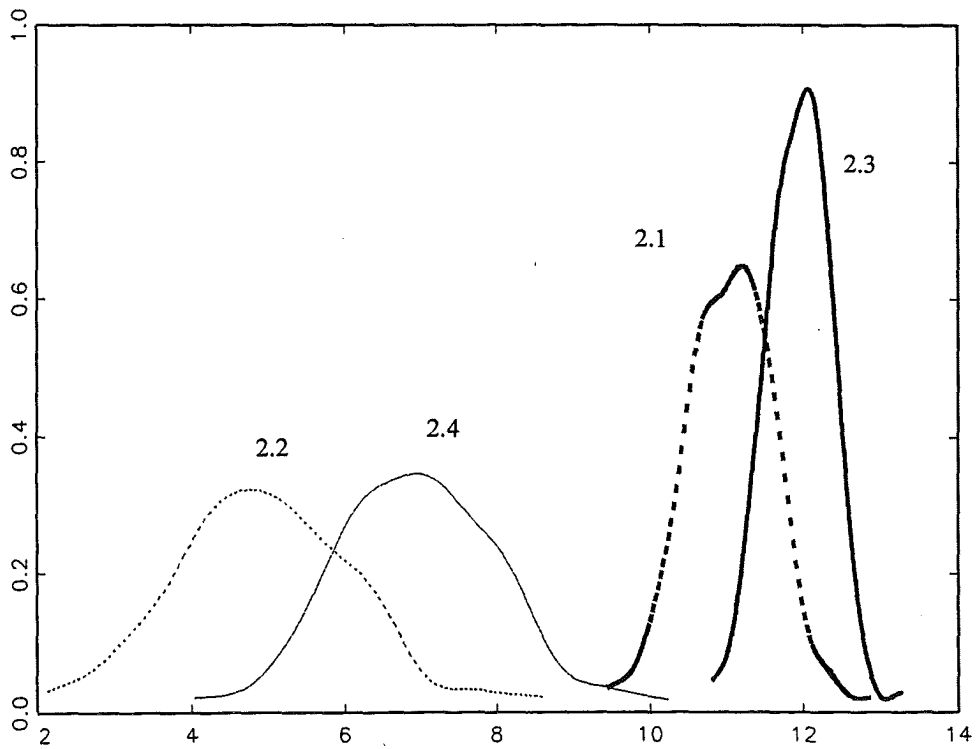
⁽¹⁾Caso 3.a: Monocentro ubicado en las regiones alemanas, francesas e italianas. ⁽²⁾ Caso 3.b. Monocentro ubicado en las regiones francesas. ⁽³⁾ Caso 3.c: Monocentro ubicado en Portugal y España.

*No significativos al 5%

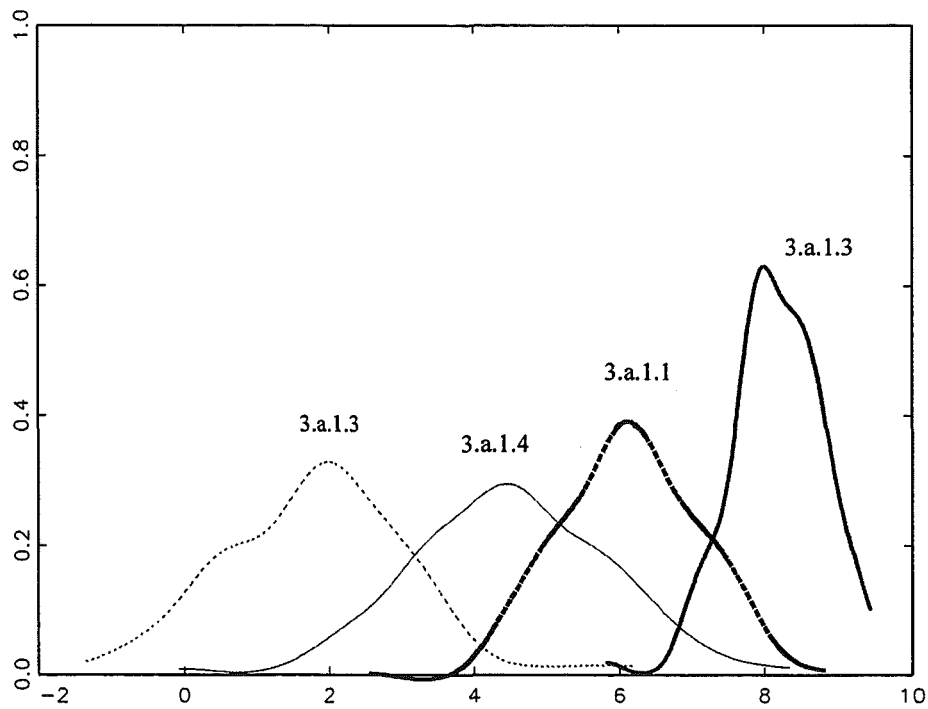
**Figura 4.48. Función de densidad asociada a los casos 1.1 a 1.3 (anexo 4.B):
Homogeneidad con desviación reducida, media y elevada**



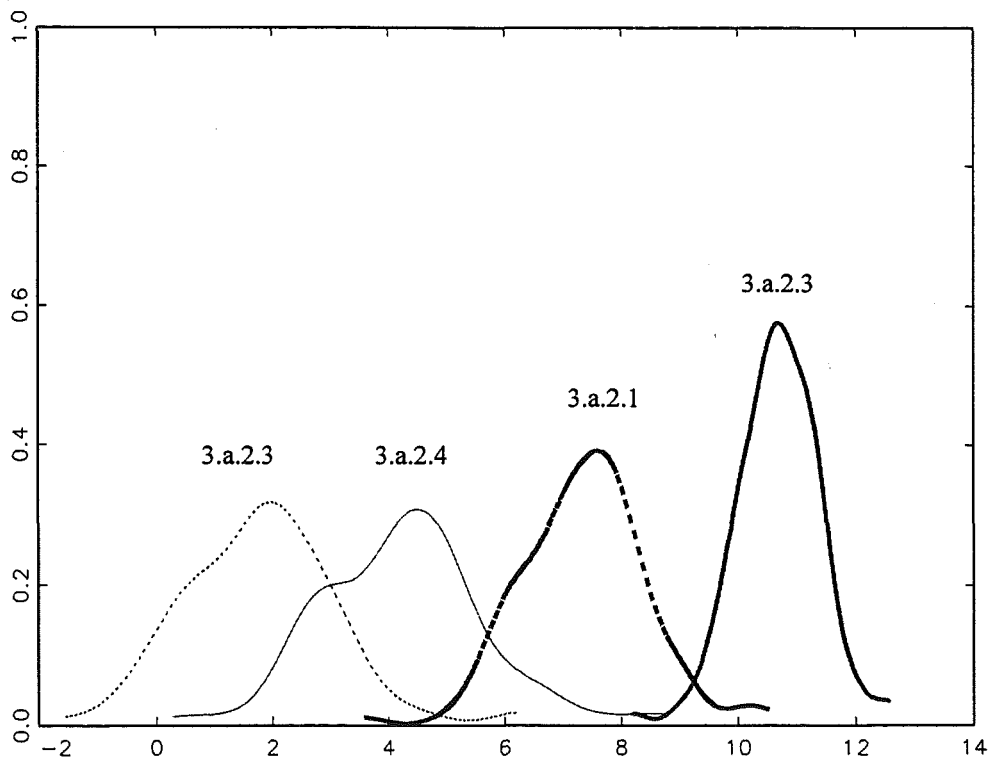
**Figura 4.49. Función de densidad asociada al caso 2 (anexo 4.B):
Distribución Centro-Periferia**



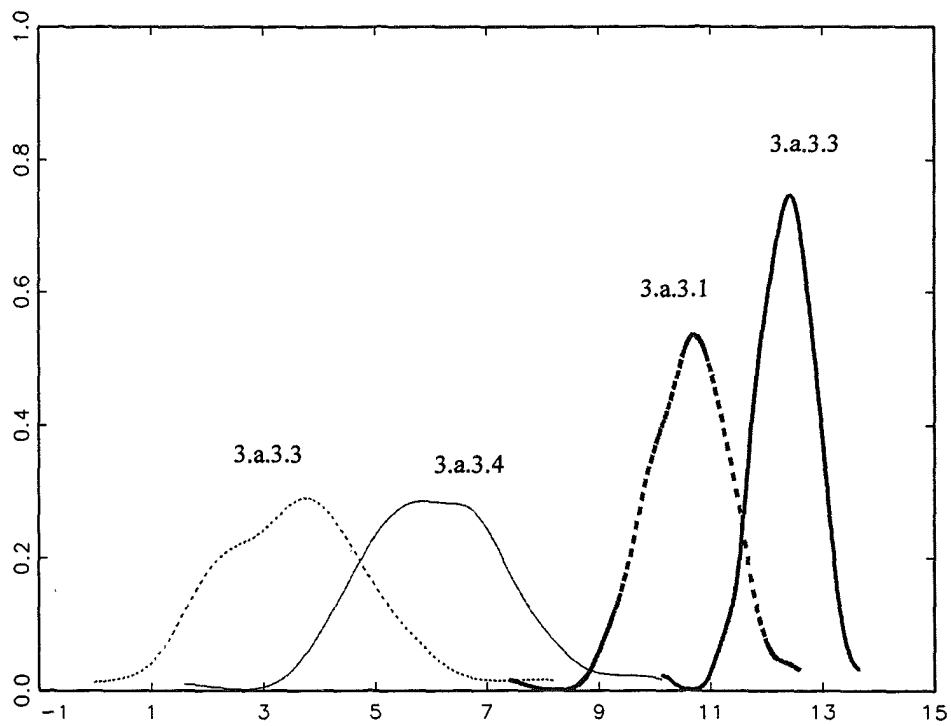
**Figura 4.50. Función de densidad asociada al caso 3.a (anexo 4.B):
Monocentro sin jerarquía (regiones alemanas, francesas e italianas).**



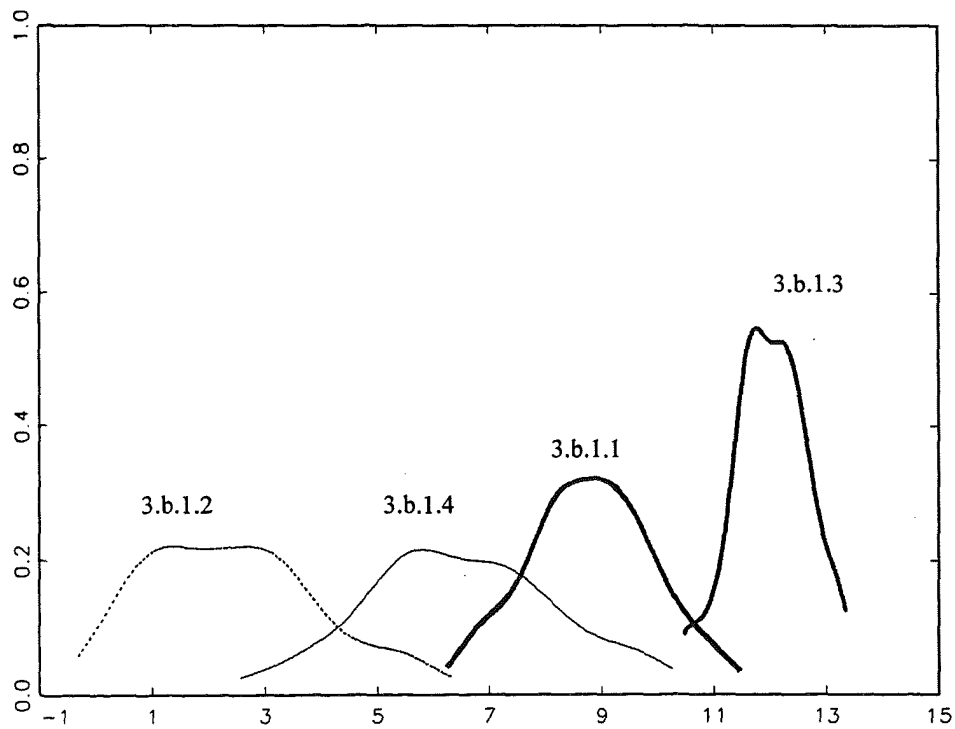
**Figura 4.51. Función de densidad asociada al caso 3.a (anexo 4.B):
Monocentro (regiones alemanas, francesas e italianas) con jerarquía de primer orden**



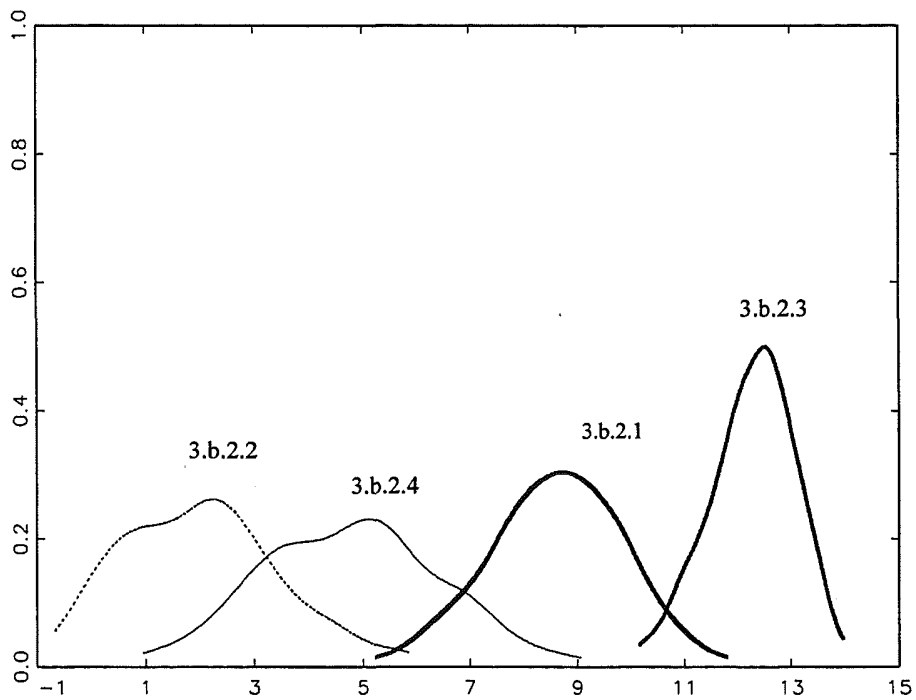
**Figura 4.52. Función de densidad asociada al caso 3.a (anexo 4.B):
Monocentro (regiones alemanas, francesas e italianas) con jerarquía de primer y segundo orden**



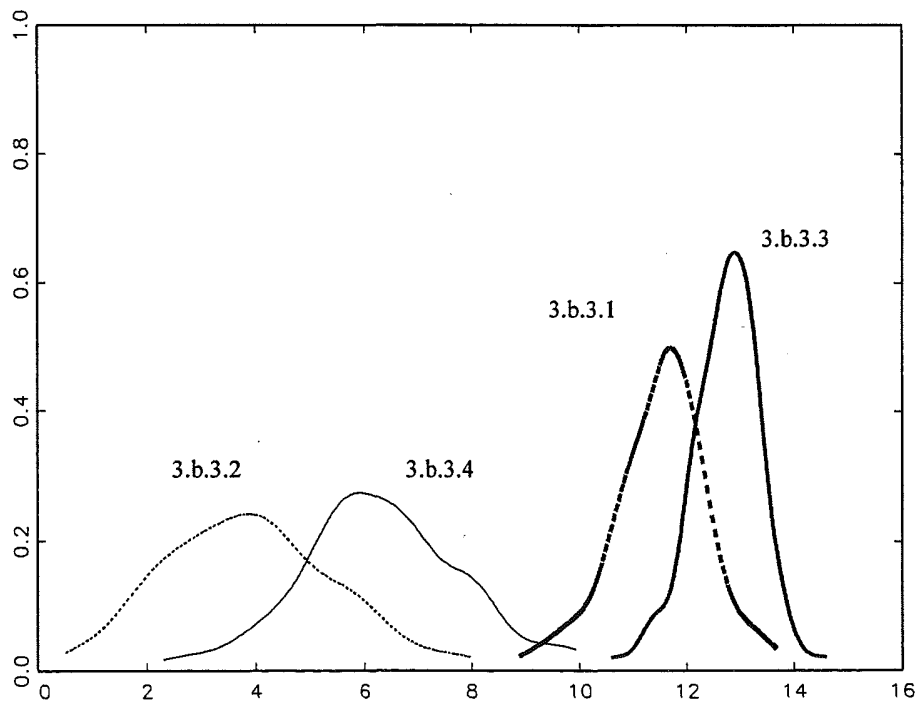
**Figura 4.53. Función de densidad asociada al caso 3.b (anexo 4.B):
Monocentro sin jerarquía (regiones francesas).**



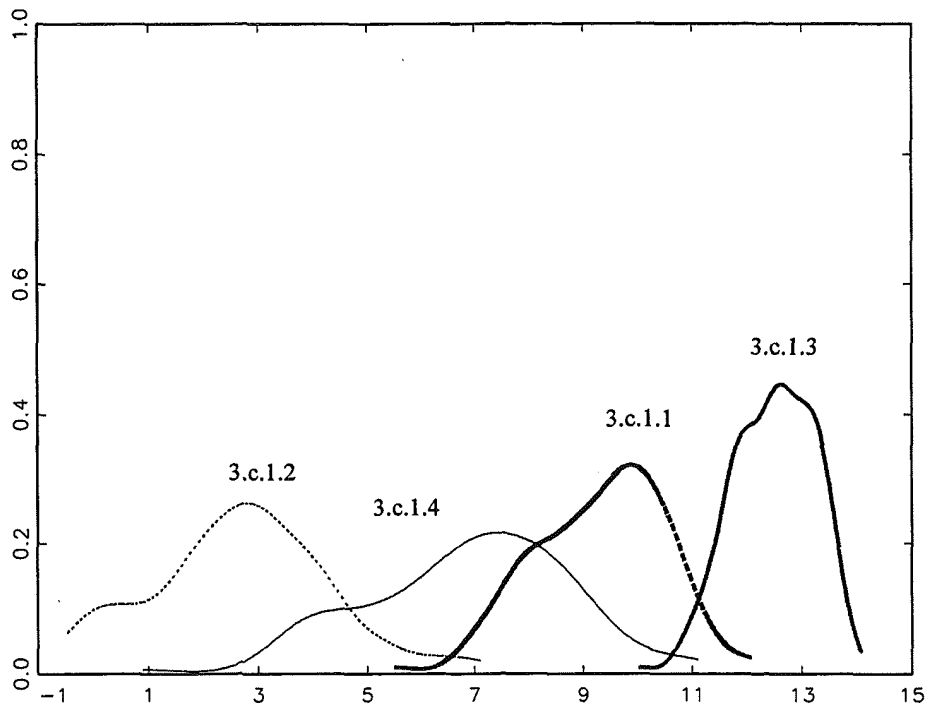
**Figura 4.54. Función de densidad asociada al caso 3.b (anexo 4.B):
Monocentro (regiones francesas) con jerarquía de primer orden.**



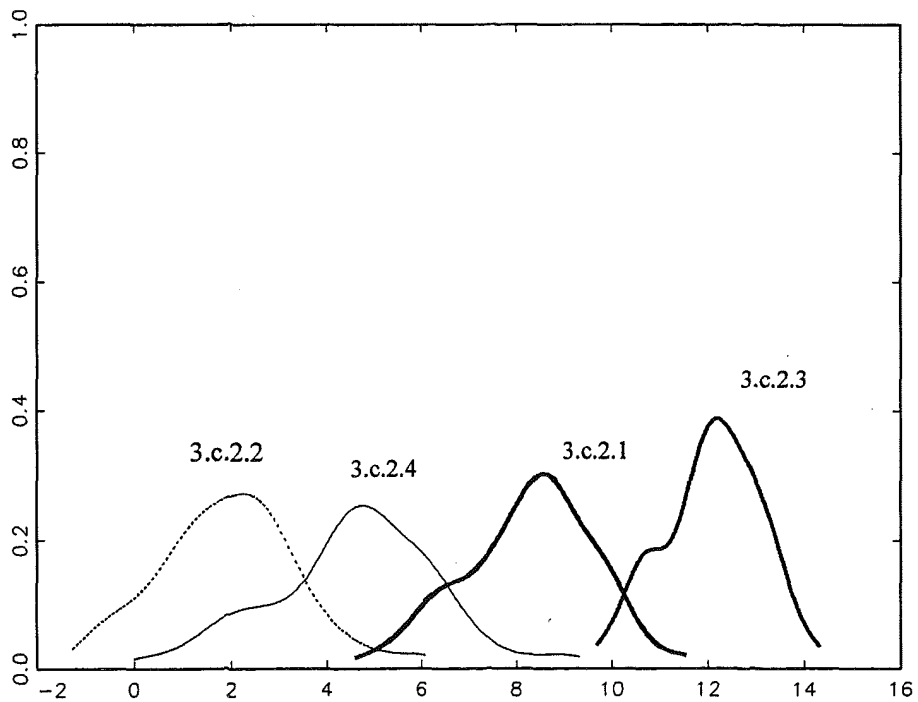
**Figura 4.55. Función de densidad asociada al caso 3.b (anexo 4.B):
Monocentro (regiones francesas) con jerarquía de primer y segundo orden.**



**Figura 4.56. Función de densidad asociada al caso 3.c (anexo 4.B):
Monocentro (regiones portuguesas y españolas) sin jerarquía**



**Figura 4.57. Función de densidad asociada al caso 3.c (anexo 4.B):
Monocentro (regiones portuguesas y españolas) con jerarquía de primer orden**



**Figura 4.58. Función de densidad asociada al caso 3.c (anexo 4.B):
Monocentro (regiones portuguesas y españolas) con jerarquía de primer y segundo orden**

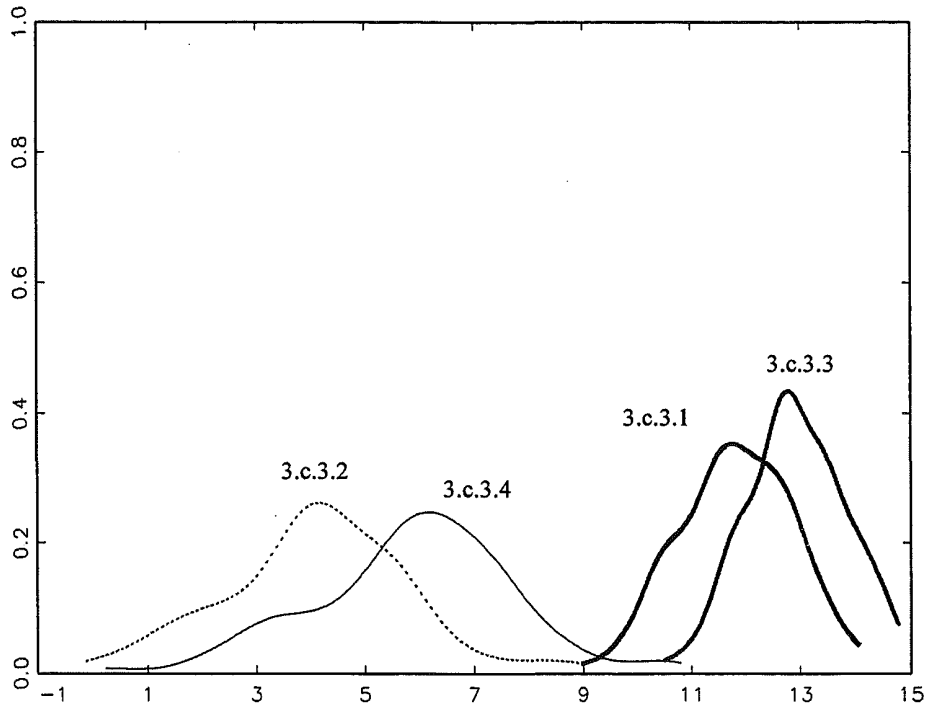
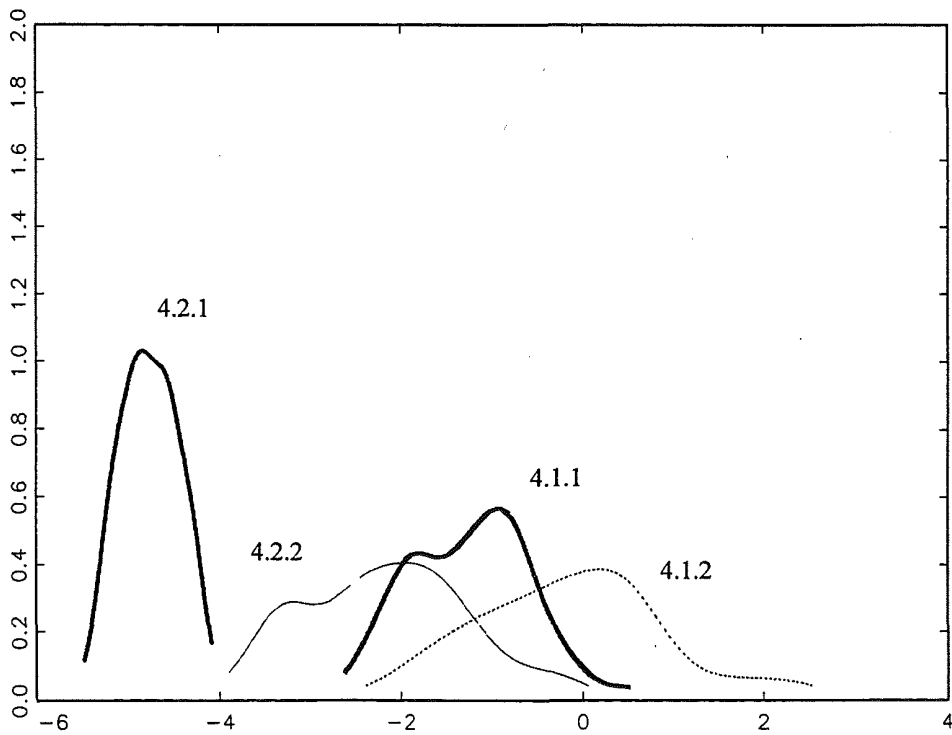


Figura 4.59. Función de densidad asociada al caso 4 (anexo 4.B): Policentros sin y con jerarquía.



Dichas funciones de densidad informarán acerca de la probabilidad asociada a los valores obtenidos por el citado contraste en cada caso. Por otra parte, se ha calculado el contraste $G(d)$ definido en el apartado 4.2. con la intención de conocer si las agrupaciones de valores similares se corresponden con una agrupación de valores elevados o bajos de actividad.

Como se puede observar en la tabla 4.1, para una distribución homogénea con una desviación estándar reducida (caso 1.1), el número de casos con un valor de la I de Moran significativo (de entre las 100 muestras construidas bajo este supuesto) es prácticamente despreciable, obteniendo un valor promedio de dicho contraste muy cercano a cero. Este resultado llevaría a no rechazar la hipótesis nula de no autocorrelación espacial, aceptándose que la variable analizada presenta una distribución aleatoria. En este caso, si la variable que hemos definido genéricamente como “nivel de actividad” se refiriera al nivel de renta, la situación descrita en el caso 1.1 sería compatible con una distribución igualitaria de la renta entre las regiones europeas, no obteniéndose valores elevados de los índices habituales de desigualdad (como se ha observado en el apartado 4.3.2).⁴⁸

Por otra parte, si bien los resultados obtenidos para el caso 1.3 no difieren de los derivados para el caso 1.1 ni por lo que se refiere al porcentaje de casos para los cuales la I de Moran es significativa ni por lo que hace referencia al nivel medio de dicho contraste, la interpretación de ambos casos (1.1 y 1.3) es diferente. Así, en el caso 1.1 la no existencia de autocorrelación espacial se explicaría por la elevada homogeneidad de la variable. En cambio, en el caso 1.3, el cual muestra un grado de desigualdad notable en comparación al mostrado en 1.1, la no dependencia espacial se vería explicada como consecuencia de la no existencia de una tendencia significativa a la agrupación de valores similares en el espacio. De esta forma se observa como, en este caso, el contraste I de Moran no se vería afectado por el nivel de dispersión de la variable en la medida en la que el supuesto de distribución aleatoria de sus valores en el espacio se mantiene inalterada (dado que no se ha impuesto ningún criterio específicamente espacial para la ubicación de los valores de la

⁴⁸ Por otra parte, en caso de que la variable estuviera asociada al empleo industrial, esta situación supondría la existencia de una industria dispersa en el territorio y de forma relativamente homogénea, no siendo probable obtener tampoco valores elevados del coeficiente regional de localización sectorial para el sector industrial.

serie). Así, el cálculo de los índices de desigualdad se haría necesario para poder discernir entre ambas situaciones (homogeneidad o desigualdad notable). Por último, la función de densidad asociada a los valores obtenidos de la I de Moran (figura 4.48) corrobora la no significación del esquema de dependencia espacial dada la elevada probabilidad concentrada en torno a un valor 0.

Un resultado completamente diferente es obtenido para el caso 2, donde predomina un esquema centro-periferia. En este caso, y para cualquiera de los supuestos establecidos en torno a la desviación inter e intragrupos, siempre es rechazada la hipótesis nula de no autocorrelación espacial, reflejando la presencia de una clara tendencia hacia una agrupación de valores similares de la actividad en el espacio (en todos los casos, la I de Moran presentaba un signo positivo). Asimismo, un signo positivo ha sido obtenido por el contraste $G(d)$, mostrando como la tendencia a la agrupación de valores similares de actividad se da básicamente en los niveles elevados de actividad. No obstante, sí parecen apreciarse diferencias notables en el nivel promedio de dicho contraste entre los cuatro supuestos definidos. Dos son las principales conclusiones que se derivan de la tabla 4.1. Primero, cuanto mayor es la heterogeneidad existente en el interior de cada grupo, menor es el valor del contraste de asociación espacial. Y, segundo, cuanto mayor es la desviación existente entre los dos grandes grupos definidos (las regiones del Norte de Europa por una parte y las regiones del Sur por la otra), mayor es el valor de la I de Moran. En este último caso, la elevada dependencia espacial positiva estaría informando que cada una de las dos modas detectadas anteriormente en las funciones de densidad correspondientes (figuras 4.4 y 4.6) podrían probablemente estar agrupando a regiones próximas entre sí.

Asimismo, a partir de la función de densidad representada en la figura 4.49 se puede observar como, cuanto mayor es la desviación entre grupos y menor la heterogeneidad dentro de cada grupo, más a la derecha se sitúa la función de densidad (indicando una muy significativa autocorrelación espacial) y mayor es, a su vez, la probabilidad de que los valores de la I de Moran para las 100 series simuladas se encuentren próximos al nivel promedio. En este sentido, se observa como la función de densidad asociada al caso 2.3 de el anexo 4.B es marcadamente leptocúrtica. Por el contrario, cuanto mayor sea la

desviación existente en el interior de cada grupo, mayor es el rango de valores posibles alcanzados por el citado contraste.

Por lo que hace referencia al caso 3, donde se impone la existencia de un monocentro con diferentes supuestos en torno a su localización y a los valores mostrados por sus regiones contiguas de primer y segundo orden, tres son las principales conclusiones que pueden ser extraídas (figuras 4.50 a 4.58). Primero, y a partir de la tabla 4.1, se observa que nuevamente, al igual que lo ocurrido en el caso anterior, cuando la desviación intragrupos es reducida la I de Moran siempre rechaza la hipótesis nula de no autocorrelación espacial (en todos los casos el signo de la $G(d)$ es positivo, indicando el predominio de la agrupación de valores similares y elevados de actividad). En cambio, cuando dicha desviación incrementa de forma considerable, en un número importante de casos la hipótesis nula no es rechazada. En concreto, bajo el primer supuesto establecido en relación a la ubicación del monocentro (3.a), se observa que el contraste no es significativo (en términos medios) cuando menos jerárquicamente se encuentra distribuida la variable (en los casos 3.a.1.2 y 3.a.2.2). Este resultado podría ser explicado en la medida en la que, dado que el monocentro únicamente incluiría un número reducido de regiones⁴⁹, un incremento de la desviación intragrupos haría altamente aleatoria la distribución del nivel de actividad (dado que la división entre los valores mostrados por las regiones centrales y sus contiguas de primer orden se desvanecería). No obstante, y de forma generalizada, se observa como el nivel de desviación intragrupos parece afectar en menor medida a la significación (aunque sí al valor promedio) del contraste de autocorrelación espacial cuanto más escalonadamente se encuentra distribuido el nivel de actividad en el espacio (comparar, por ejemplo, los resultados para los casos 3.1.2 y 3.3.2).

La segunda conclusión que cabe extraer de la tabla 4.1 es que cuanto mas jerárquicamente se encuentra distribuida la variable, mayor es el valor promedio de la I de Moran, como lo prueba el incremento constante mostrado por dicho contraste cuando se comparan los resultados obtenidos para los casos 3.a.1.1 ($z(I)=6.08$), 3.a.2.1 ($z(I)=7.35$) y 3.a.3.1 ($z(I)=10.07$) o, también, para los casos 3.a.1.3 ($z(I)=8.16$), 3.a.2.3 ($z(I)=10$) y 3.a.3.3

⁴⁹ Recordar que la actividad se encuentra distribuida de forma aleatoria en las regiones que no forman parte del monocentro ni son contiguas de primer o segundo orden al mismo.

($z(I)=12.32$). Un resultado similar es encontrado cuando el monocentro se localiza, por una parte, en las regiones francesas (caso 3.b) y, por la otra, en las regiones portuguesas y españolas (caso 3.c).⁵⁰

Por último, cabe destacar que, nuevamente y para los tres monocentros definidos, cuanto mayor es la diferencia intergrupos existente en la distribución espacial del nivel de actividad, mayor es el valor promedio de la I de Moran (por ejemplo, la I de Moran alcanza un valor igual a 6.08 en 3.a.1.1, incrementando hasta 8.16 en 3.a.1.3).

Resultados similares a los obtenidos para el caso 2 son derivados para este tercer caso en términos de funciones de densidad. Únicamente cabría resaltar como cuando la distribución espacial de la actividad está altamente escalonada (con un monocentro y una distribución jerárquica hasta el segundo orden de contigüidad) y mayor es la desviación intergrupos, la función de densidad del contraste I de Moran presenta una forma marcadamente leptocúrtica, mostrando una mayor masa de probabilidad en torno al valor promedio (especialmente en los casos 3.a.3.3. y 3.b.3.3)⁵¹.

Por último, dos son las conclusiones que cabe extraer de la tabla 4.1 para la última de las distribuciones teóricas construidas (distribución policéntrica). Primero, cabe resaltar que bajo el supuesto de la existencia de diversos policentros a lo largo del territorio con concentraciones elevadas de actividad, en la casi totalidad de las muestras generadas, la hipótesis nula de no autocorrelación espacial no es rechazada, indicando la existencia de una distribución aleatoria de la actividad. Por el contrario, el nivel de significación de la I de Moran incrementa de forma muy notable cuando se impone una distribución jerárquica que hace que las regiones contiguas de primer orden a las regiones-centro muestren unos valores netamente inferiores a los mostrados tanto por los policentros como por el resto de regiones alejadas de los mismos. La segunda conclusión hace referencia al signo obtenido por el contraste. En concreto, para los casos (4.2.1) y (4.2.2) el nivel promedio de la I de

⁵⁰ No obstante, el valor obtenido bajo el supuesto de distribución jerárquica de primer orden es ligeramente inferior al obtenido cuando no se establece una distribución escalonada de la actividad en las regiones vecinas).

⁵¹ Este resultado no es del todo extensible al caso 3.c.3.3. como consecuencia del escaso número de regiones contiguas de primer y segundo orden de contigüidad al monocentro y, por tanto, del leve escalonamiento de la actividad existente en el espacio.

Moran es negativo, indicando la existencia de una tendencia a la agrupación en el espacio de valores disímiles (dominando, por tanto, el efecto centro-periferia detectado alrededor de los centros definidos). Respecto a las funciones de densidad (figura 4.59), se puede observar que únicamente para el caso 4.2.1 (jerarquía de primer orden y desviación intragrupos reducida), la función de densidad presenta nuevamente una forma leptocúrtica, mientras que en el resto de los supuestos el rango de valores alcanzados por la I de Moran es muy elevado.⁵²

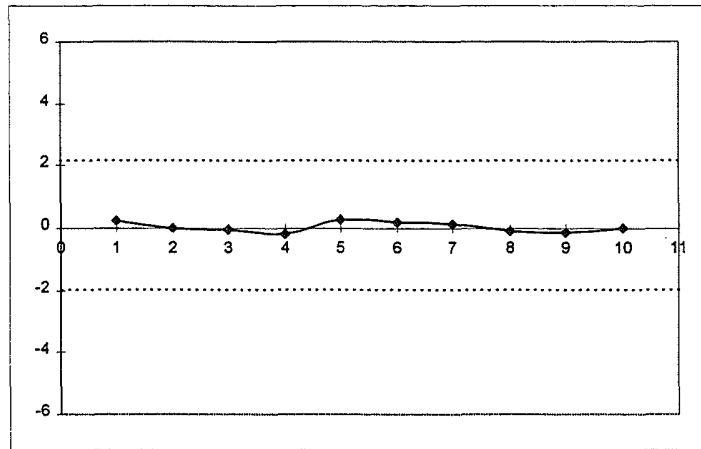
4.3.3.2 Correlogramas espaciales

No obstante, y con el propósito de analizar como varía el valor del contraste de la I de Moran con la distancia, se ha repetido el análisis para un total de 10 matrices de contactos correspondientes cada una de ellas a un orden de contigüidad superior. Los resultados obtenidos para las 10 matrices W aparecen resumidos en los correlogramas espaciales que se muestran en las figuras 4.60 a 4.71. Para cada orden de contigüidad analizado (eje de abscisas del correlograma), se incluye el valor promedio de la I de Moran estandarizada para las 100 series generadas en cada caso (eje de ordenadas). La hipótesis de no autocorrelación espacial será rechazada siempre que el valor promedio de $Z(I)$ se encuentre fuera de las bandas señaladas con dos líneas discontinuas.

En primer lugar, como se puede observar en la figura 4.60, el correlograma asociado con una distribución homogénea de la actividad (para cualquier nivel de desviación intragrupos) refleja la ausencia de dependencia espacial para todas las matrices de contacto especificadas (al no sobrepasar en ningún caso las bandas dibujadas con dos líneas discontinuas).

⁵²Dado que en este caso el signo de la I de Moran es negativo, mostrando la tendencia a la agrupación de valores disímiles, carece de sentido calcular el contraste $G(d)$.

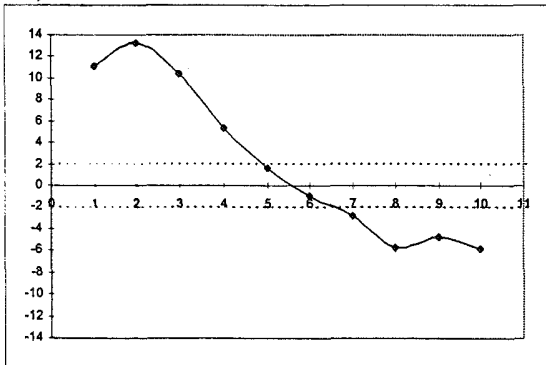
Figura 4.60. Correlograma espacial asociado a los casos 1.1 a 1.3 (anexo 4.B): Homogeneidad con desviación reducida, media y elevada



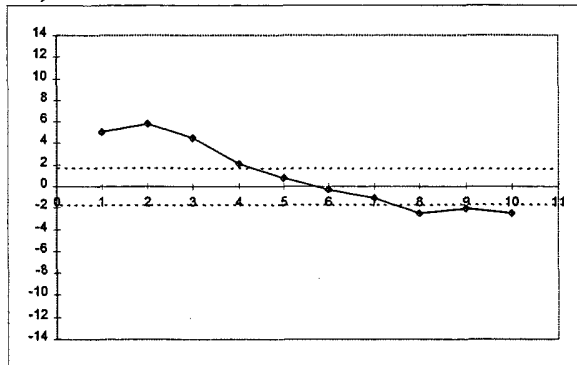
Por el contrario, para el caso de una distribución Centro-Periferia (figura 4.61), tanto los correlogramas obtenidos para el caso 2.1 como 2.3 muestran una forma totalmente diferente a la derivada para la distribución anterior.

Figura 4.61 Correlogramas espaciales asociados al caso 2 (anexo 4.B) Distribución Centro-Periferia

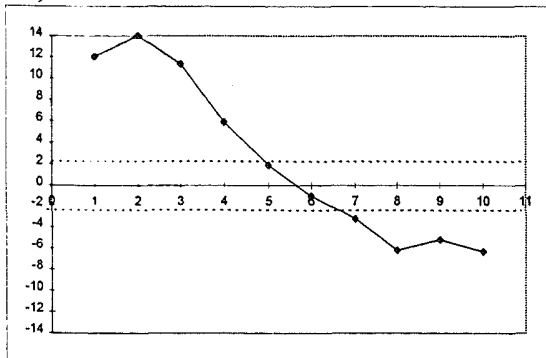
2.1)



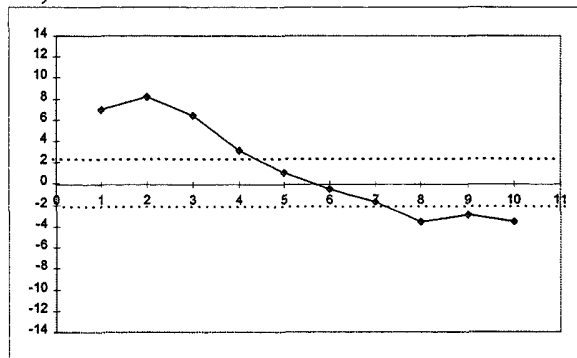
2.2)



2.3)



2.4)

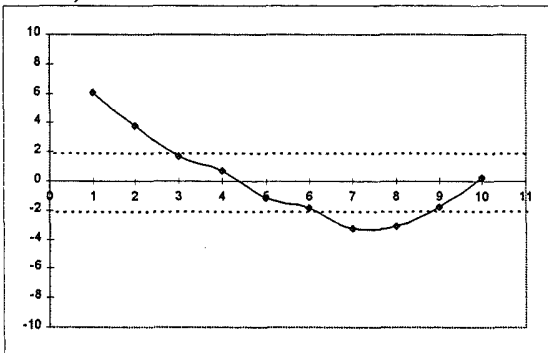


Así, se observa una elevada asociación espacial significativa en los órdenes de contigüidad inferiores (desde el orden 1 hasta el 4) y un claro esquema de asociación espacial negativa y significativa en los órdenes superiores (desde el orden 7 hasta el 10), sin cambios significativos en su tendencia decreciente. Este hecho estaría reflejando la existencia de una importante heterogeneidad o diferenciación espacial en la medida que del correlograma se derivaría la existencia de unas regiones cercanas con niveles significativamente similares y elevados de actividad pero que muestran importantes diferencias respecto a otro grupo de regiones, alejadas en el espacio, y que muestran valores bajos de actividad. Cuando la desviación intragrupos incrementa, los valores de la I de Moran descienden ligeramente para todas las matrices de contigüidad, situándose los valores del contraste en la frontera de no significación para los órdenes superiores (los esquemas de dependencia espacial negativa quedan así diluidos).

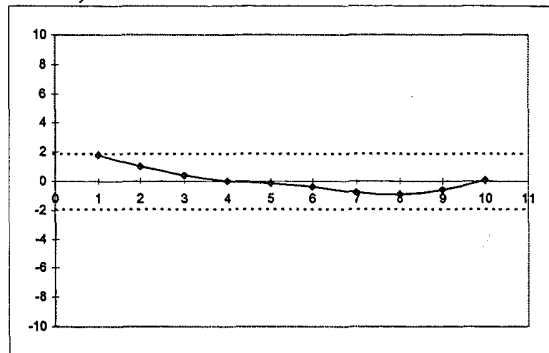
En las figuras 4.62, 4.63 y 4.64 se muestran los correlogramas asociados con la existencia de un monocentro definido en (3.a) sin y con distribución jerárquica de la actividad. Tras la comparación de los correlogramas obtenidos para dichas figuras, se pueden extraer tres conclusiones. Primero, y a diferencia de la distribución Centro-Periferia definida en el caso 2, la forma que presentan los correlogramas es marcadamente convexa. Esto es, mientras que los órdenes iniciales muestran un esquema claro de dependencia espacial positiva, la I de Moran alcanza un valor mínimo (máxima dependencia espacial negativa) en torno a los órdenes 7 y 8, para pasar posteriormente a reducirse dicho valor y llegar a niveles no significativos en el caso de la matriz de orden 10. De esta forma se observa como, cuando existía una clara división Norte-Sur en el nivel de actividad, la dependencia espacial negativa se reafirmaba con la distancia, mientras que no parece ocurrir lo mismo cuando dicha división no se produce. Así, la existencia de un monocentro (con o sin distribución jerárquica) situado aproximadamente en el centro europeo, rodeado de regiones vecinas que en su mayor parte se encuentran incorporadas en la muestra, lleva a que el esquema de dependencia espacial negativa tienda a desaparecer con la distancia, esperando que el esquema de agrupación de valores similares vuelva a darse entre regiones muy alejadas en el espacio.

**Figura 4.62. Correlogramas espaciales asociados al caso 3.a (anexo 4.B):
Monocentro sin jerarquía (regiones alemanas, francesas e italianas).**

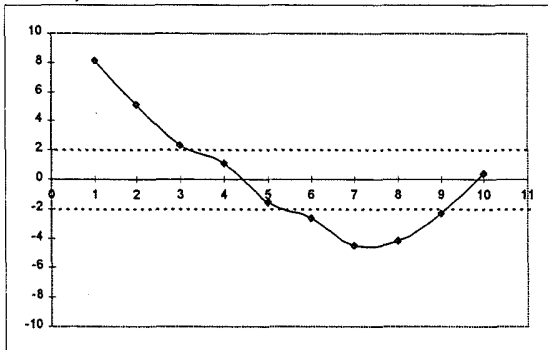
3.a.1.1)



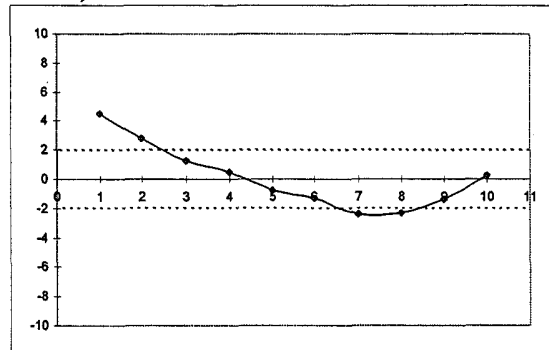
3.a.1.2)



3.a.1.3)

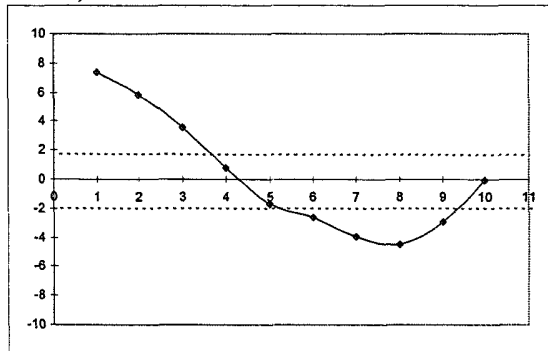


3.a.1.4)

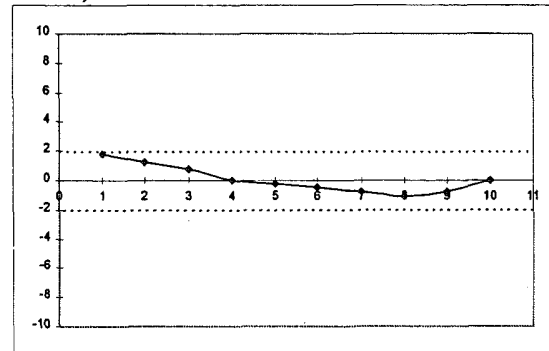


**Figura 4.63. Correlogramas espaciales asociados al caso 3.a (anexo 4.B):
Monocentro (regiones alemanas, francesas e italianas) con jerarquía de primer orden**

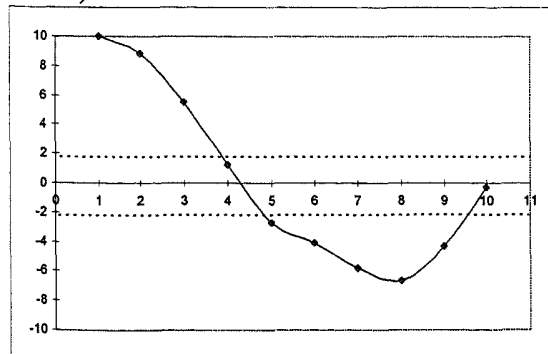
3.a.2.1)



3.a.2.2)



3.a.2.3)



3.a.2.4)

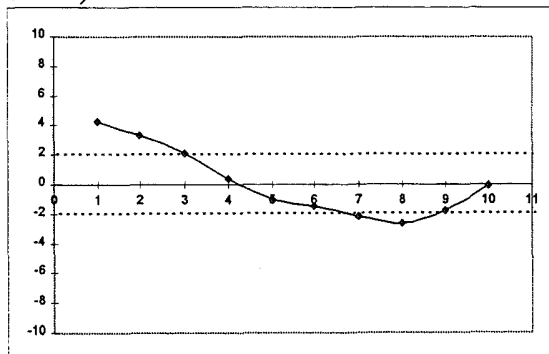
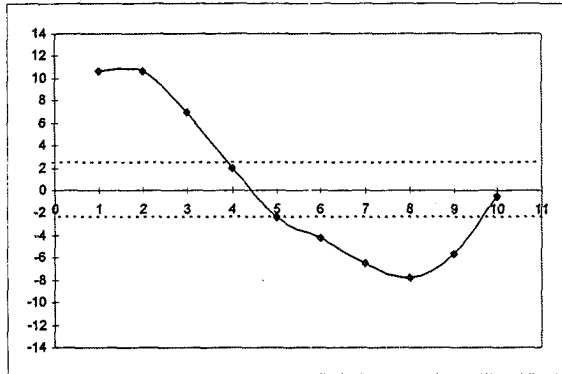
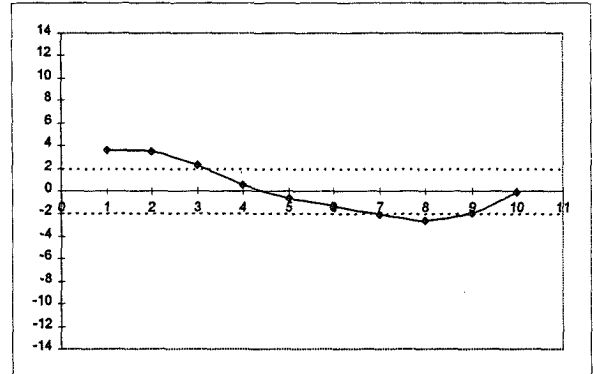


Figura 4.64. Correlogramas espaciales asociados al caso 3.a (anexo 4.B):
Monocentro (regiones alemanas, francesas e italianas) con jerarquía de primer y segundo orden

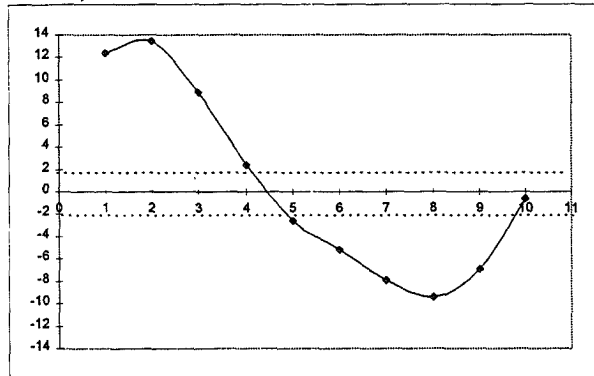
3.a.3.1)



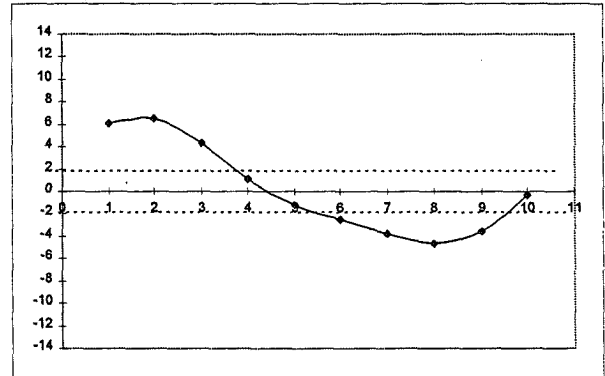
3.a.3.2)



3.a.3.3)



3.a.3.4)



En segundo lugar, cabe destacar como el incremento de la desviación intragrupos reduce de forma muy importante los valores de la I de Moran.

En tercer lugar, se puede observar como a medida que la distribución de la actividad se hace más escalonada, el número de órdenes de contigüidad para los cuales la autocorrelación espacial positiva es significativa incrementa: hasta el segundo orden en el caso 3.a.1.1. (figura 4.62), hasta el tercero para el caso 3.a.2.1 (figura 4.63) y hasta el cuarto para el caso 3.a.3.1. (figura 4.64). Este hecho estaría evidenciando la mayor similitud entre las regiones del monocentro y sus regiones vecinas de primer y segundo orden, como consecuencia del proceso de difusión definido. Simultáneamente, se observa que a medida que la distribución de la actividad se encuentra más jerarquizada, es menos necesaria una elevada distancia entre las regiones para que se haga significativo el esquema de dependencia espacial negativa.

Si bien las tres conclusiones anteriores serían en su mayor parte extensibles al caso en que el monocentro se sitúan por completo en las regiones francesas (figuras 4.65 a 4.67), existen algunas diferencias que cabría destacar. Primero, la forma convexa del correlograma espacial es más pronunciada que en el caso anterior, siendo la autocorrelación espacial negativa más acusada.⁵³ Asimismo, el esquema de dependencia espacial positiva y significativa detectado para los órdenes iniciales reaparece entre regiones contiguas de orden 10. Por otra parte, en la mayoría de los casos (y siempre bajo el supuesto de una desviación intragrupos reducida), no existen órdenes intermedios para los cuales la I de Moran no sea significativa, observándose cambios más bruscos y rápidos en el signo de la autocorrelación detectada (en muy pocos casos no se detecta dependencia espacial significativa entre regiones vecinas de cuarto orden). Este resultado podría deberse a que, al mostrar este segundo monocentro un número superior de regiones vecinas de ordenes superiores, el contraste entre regiones con niveles de actividad superiores y regiones con muy bajas concentraciones de la misma se hace evidente para un número superior de regiones.

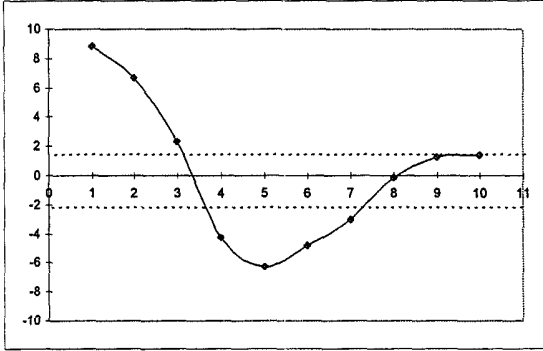
Por último, cuando el monocentro se desplaza hacia las regiones portuguesas y españolas (figuras 4.68 a 4.70), dos son las principales diferencias encontradas respecto a los dos casos anteriores. Primero, si bien en el caso 3.b, la forma convexa encontrada en 3.a se hacía más pronunciada, en cambio, el correlograma derivado para 3.c. se asemeja en mayor grado al detectado para el esquema Norte-Sur, esto es: dependencia espacial positiva y significativa para los órdenes iniciales y negativa para los órdenes superiores de contigüidad, con una desaparición muy lenta de dicho esquema de autocorrelación negativa. Este hecho se vería explicado por la ubicación del monocentro, el cual, al no estar totalmente rodeado por regiones vecinas incluidas en la muestra, incorpora una división geográfica notable (entre las regiones del suroeste europeo y el resto). La segunda de las diferencias a destacar es que dado el muy reducido número de regiones vecinas al monocentro de primer y segundo orden, la dependencia espacial significativa no parece extenderse claramente hacia órdenes superiores de contigüidad a medida que la distribución se hace más escalonada. Así, únicamente la autocorrelación espacial positiva

⁵³ La I de Moran presenta unos valores negativos ligeramente superiores en valor absoluto a los obtenidos para el caso 3.a.

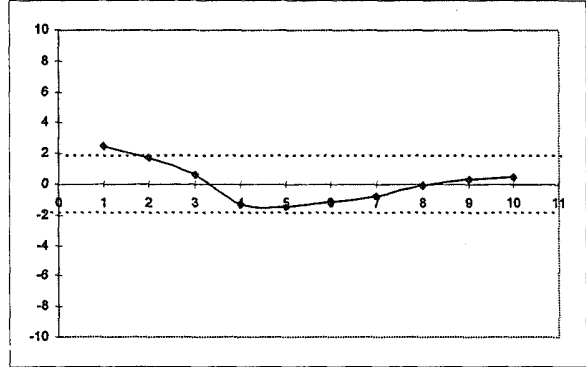
significativa se extiende hasta el cuarto orden cuando la actividad se difunde también hacia regiones vecinas de segundo orden (si bien este valor no es elevado).

Figura 4.65. Correlogramas espaciales asociados al caso 3.b (anexo 4.B):
Monocentro sin jerarquía (regiones francesas).

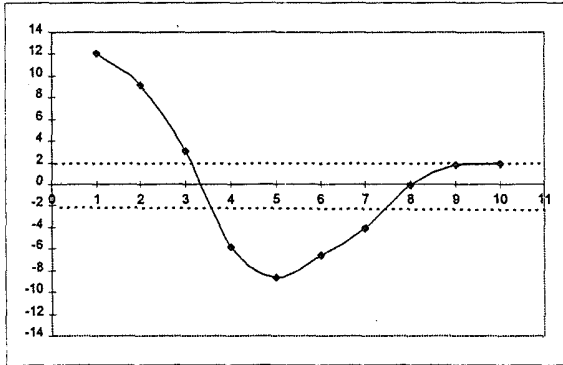
3.b.1.1)



3.b.1.2)



3.b.1.3)



3.b.1.4)

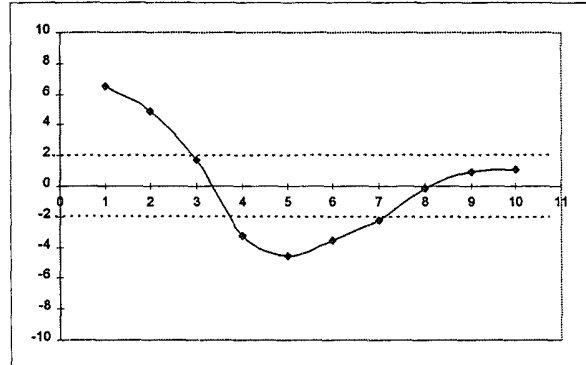
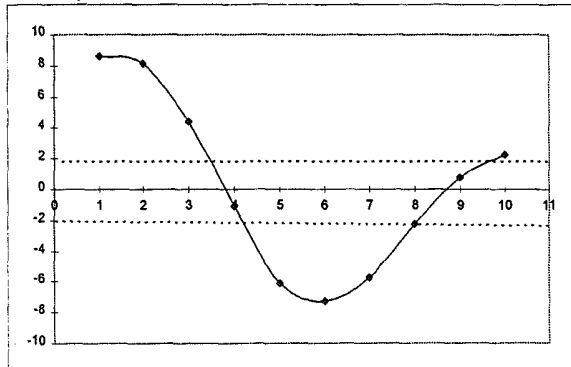


Figura 4.66. Correlogramas espaciales asociados al caso 3.b (anexo 4.B):
Monocentro (regiones francesas) con jerarquía de primer orden.

3.b.2.1)



3.b.2.2)

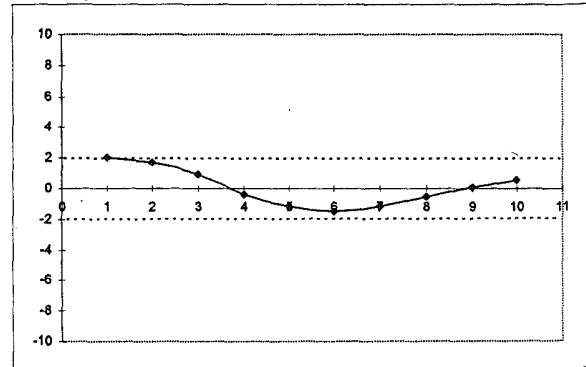
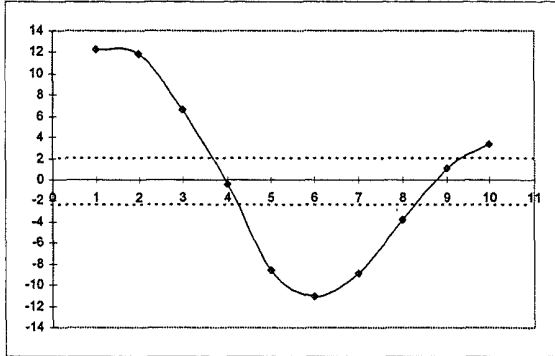


Figura 4.66 (continuación)

3.b.2.3)



3.b.2.4)

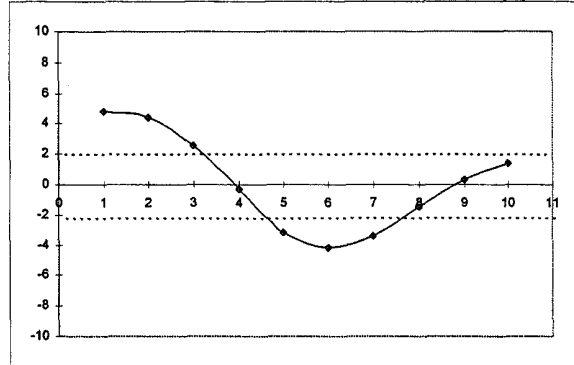
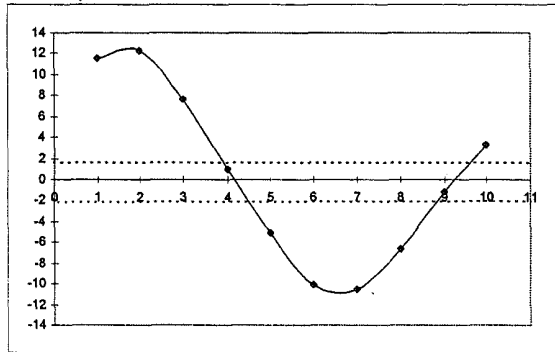
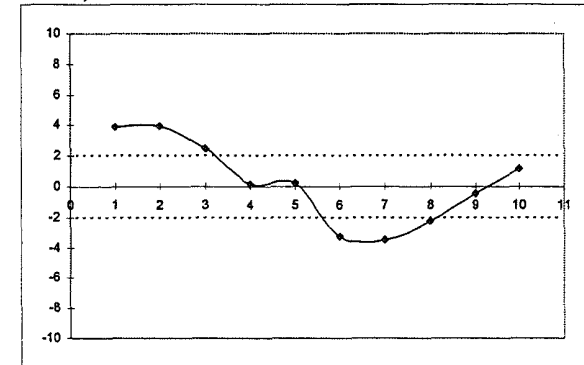


Figura 4.67. Correlogramas espaciales asociados al caso 3.b (anexo 4.B):
Monocentro (regiones francesas) con jerarquía de primer y segundo orden.

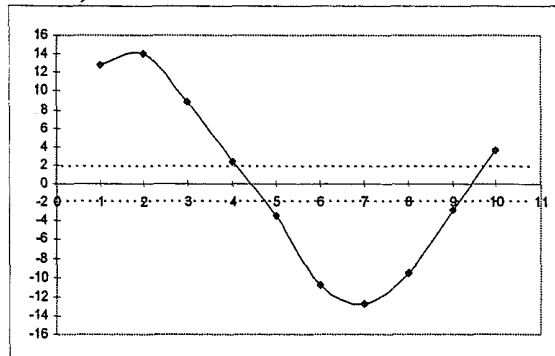
3.b.3.1)



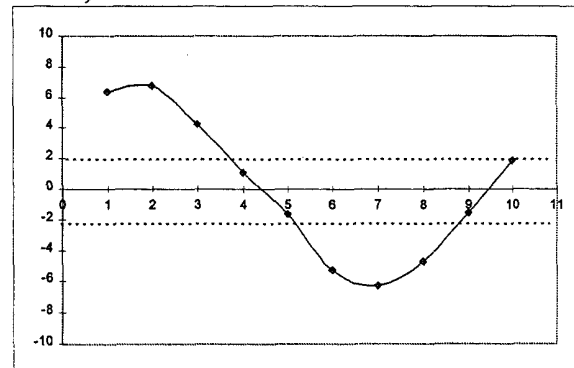
3.b.3.2)



3.b.3.3)

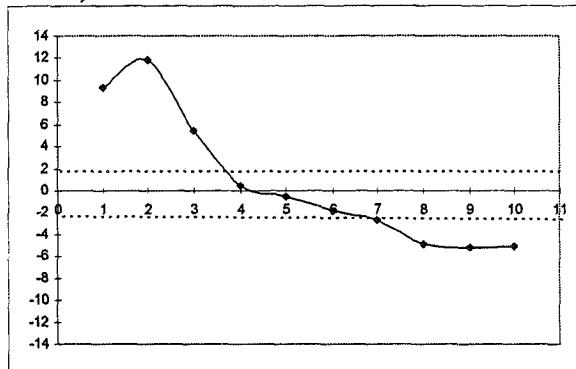


3.b.3.4)

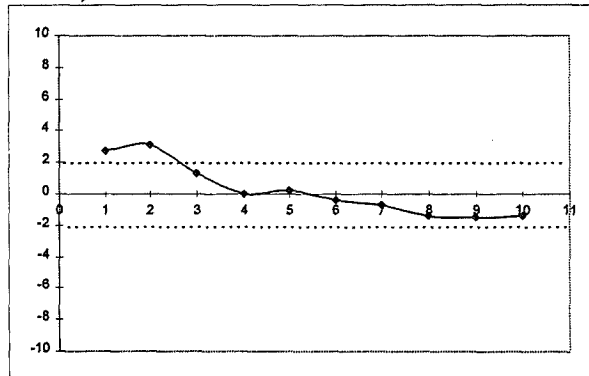


**Figura 4.68. Correlogramas espaciales asociados al caso 3.c (anexo 4.B):
Monocentro (regiones portuguesas y españolas) sin jerarquía**

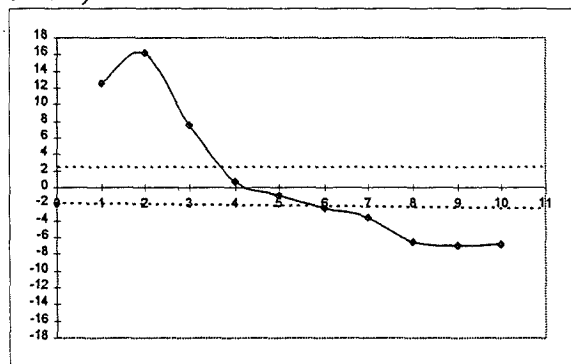
3.c.1.1)



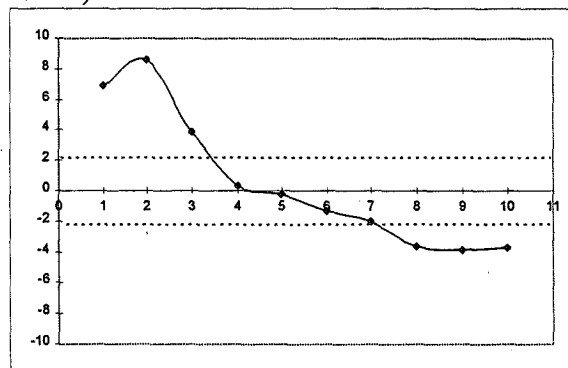
3.c.1.2)



3.c.3.3)

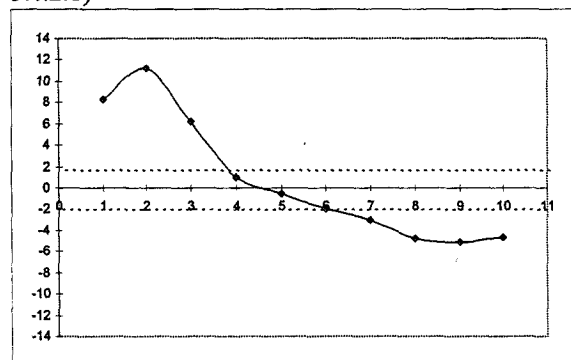


3.c.3.4)

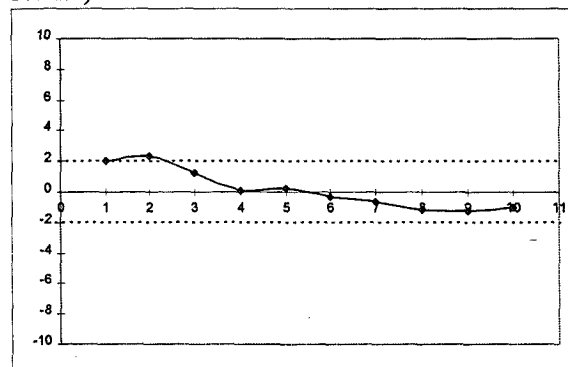


**Figura 4.69. Correlogramas espaciales asociados al caso 3.c (anexo 4.B):
Monocentro (regiones portuguesas y españolas) con jerarquía de primer orden**

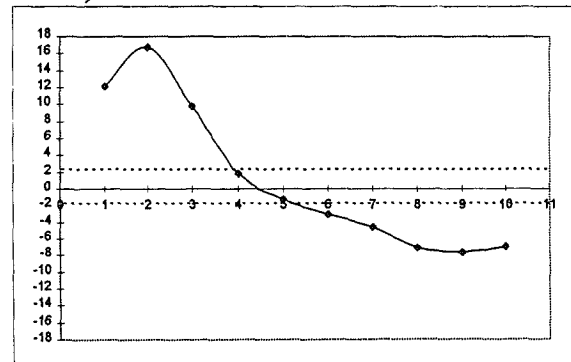
3.c.2.1)



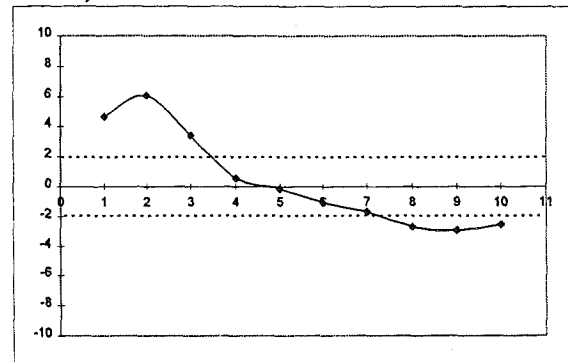
3.c.2.2)



3.c.2.3)

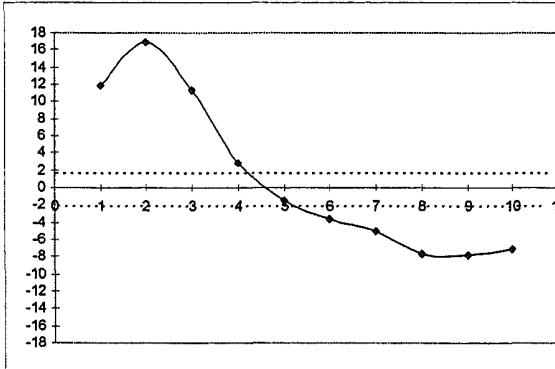


3.c.2.4)

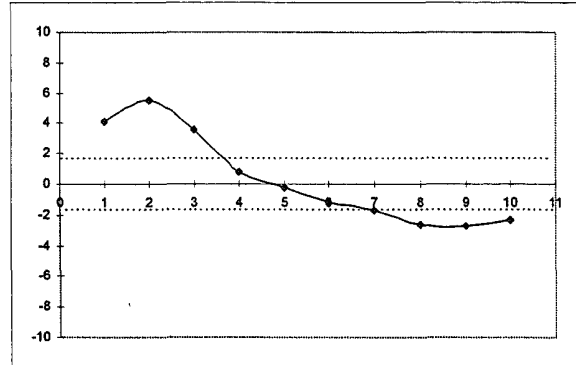


**Figura 4.70. Correlogramas espaciales asociados al caso 3.c (anexo 4.B):
Monocentro (regiones portuguesas y españolas) con jerarquía de primer y segundo orden**

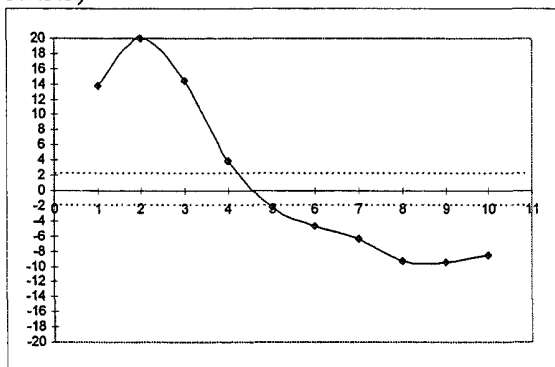
s.c.3.1)



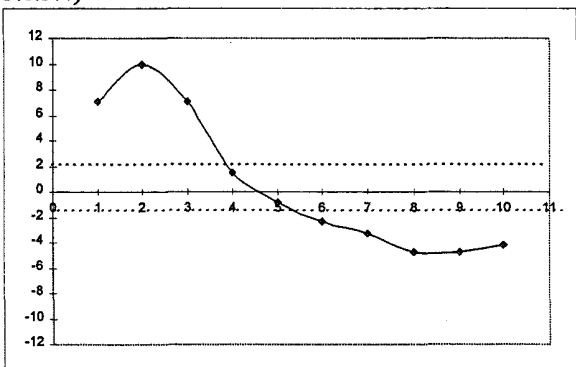
3.c.3.2)



3.c.3.3)



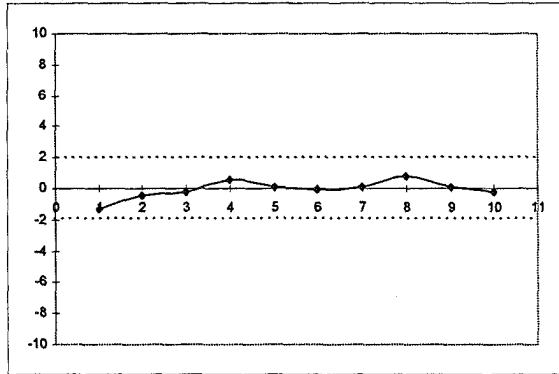
3.c.3.4)



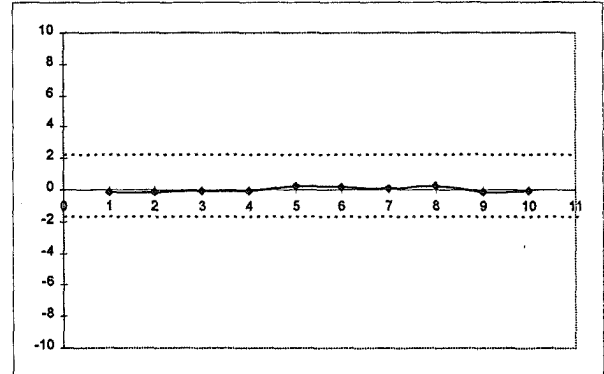
Finalmente, la figura 4.71 recoge los correlogramas para el caso 4. Ahora, la no dependencia espacial significativa detectada entre regiones vecinas para el caso 4.1.1, parecer repetirse entre regiones alejadas en el espacio. Por otra parte, la autocorrelación espacial negativa detectada en el caso de 4.2.1 (poli-centros con distribución jerárquica) no parece reproducirse para ninguno de los órdenes superiores. Así, la ausencia de dependencia espacial desde el segundo orden de contigüidad refleja la distribución aleatoria u homogénea de la actividad en el resto (la mayoría) de las regiones.

Figura 4.71. Correlogramas espaciales asociados al caso 4 (anexo 4.B):
Policentros sin y con jerarquía.

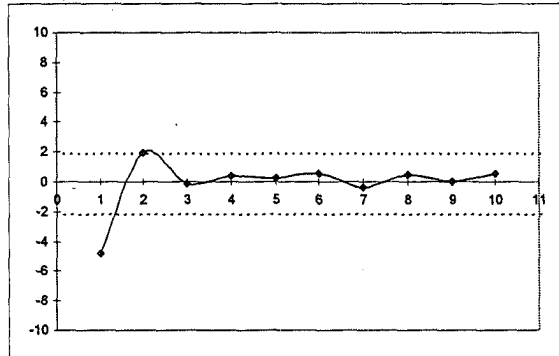
4.1.1)



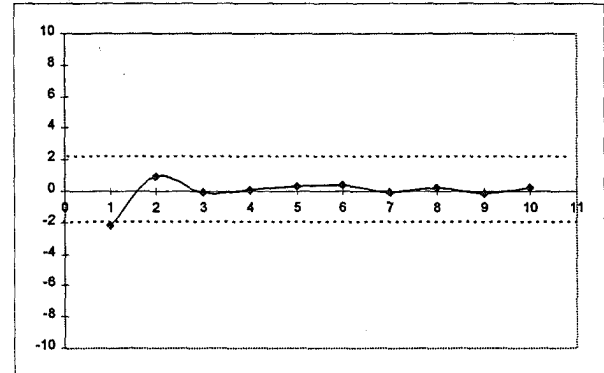
4.1.2)



4.2.1)



4.2.2)



Como resumen se podría destacar dos resultados importantes:

- Primero, como se ha podido observar, los contrastes de dependencia espacial global no rechazan la hipótesis nula de forma robusta ni cuando la variable se encuentra distribuida de forma totalmente homogénea ni cuando la dispersión de dicha variable es notable pero no existe ningún criterio espacial claro a la hora de distribuir los valores elevados y bajos de actividad a lo largo del territorio. En este caso, el cálculo de los índices tradicionales de desigualdad permitiría discernir entre ambas situaciones.
- Segundo, se puede observar como el esquema de autocorrelación espacial se hace marcadamente más significativo (con un valor promedio superior del contraste I de Moran) cuanto más jerárquicamente distribuida se encuentra la variable analizada (monocentro sin jerarquía frente a jerarquía de primer y

segundo orden), mayor es la homogeneidad dentro de cada grupo de regiones vecinas (menor desviación intragrupos) y mayor la diferencia entre dichos grupos de regiones vecinas (mayor desviación intergrupos).

4.3.4 Cálculo de los contrastes de asociación espacial local

Una vez calculado el valor del estadístico I de Moran y la $G(d)$ para todas las situaciones definidas, y con el propósito de contrastar si el esquema de dependencia espacial detectado a nivel global se reproduce también a nivel individual en cada región, en el presente apartado se procede a calcular los estadísticos Local de Moran y $G_i^*(d)$ para cada una de las observaciones de las muestras. Las figuras 4.a.72 a 4.a.95 incluyen un ejemplo de cada una de las distribuciones espaciales definidas. A su vez, en las figuras 4.b.72 a 4.b.95 aparecen los mapas que resumen los resultados obtenidos por los contrastes de asociación espacial local para dichas distribuciones. En este sentido, se ha procedido únicamente (con la excepción del caso 1.3) a representar y comentar los resultados para las situaciones que incorporan una desviación intragrupos reducida en la medida en la que, cuando ésta incrementa de forma notable (hasta un 30%), no se detecta, salvo excepciones, un valor significativo de los contrastes locales para ninguna de las regiones de la muestra. A su vez, únicamente se señalan aquellas regiones para las cuales ha sido detectado un valor positivo significativo del estadístico I_i como mínimo en un 75% de las muestras simuladas para cada distribución, distinguiendo entre *clusters* de valores similares elevados y bajos en función del signo obtenido para el estadístico $G_i^*(d)$.⁵⁴ De igual forma, se señalan aquellas regiones con un valor significativo y negativo del estadístico I_i , indicando una concentración de valores disímiles de la variable analizada entre dichas regiones y sus respectivas áreas vecinas.⁵⁵

Como se puede observar, en el caso de la figura 4.b.72, el esquema de no autocorrelación espacial detectado a nivel global se reproduce para todas las regiones de la muestra. De

⁵⁴ En este sentido, es preciso recordar que una región i mostrará un valor significativo y positivo de la I_i siempre que dicha región i y sus vecinas muestren unos valores significativamente más elevados o bajos de lo que cabría esperar en caso de que predominase una distribución homogénea.

⁵⁵ Es importante destacar que los resultados obtenidos por los contrastes locales para las distribuciones extremas aquí generadas no son totalmente extrapolables a cualquier otra situación.

esta forma se observa como cuanto más homogénea es la distribución de la actividad, menores son las posibilidades de detectar *clusters* de regiones con un valor significativamente más elevado o bajo de lo esperado. De igual forma, la figura 4.b.73, correspondiente al caso 1.3 del anexo 4.B (distribución aleatoria con elevada desviación interna), muestra como la no existencia de un criterio *a priori* para la distribución de la actividad lleva a que el esquema global se reproduzca nuevamente a escala local, no destacando ninguna región con un valor significativo de la I_i de Moran.

De las figuras 4.b.74 y 4.b.75 se observa como el esquema de autocorrelación espacial positiva global detectado en el caso 2 (donde prevalece una clara división Norte-Sur) únicamente es reproducido a nivel local para algunas regiones portuguesas, griegas y para la mayoría de las regiones españolas (con la excepción de las regiones limítrofes con Francia y aquéllas situadas más al Norte de España). Asimismo, y aun a pesar de que a nivel global el signo positivo encontrado para el estadístico $G(d)$ evidenciaba que la asociación espacial detectada se debía mayoritariamente a una asociación de valores elevados, todos los *clusters* resaltados en dichas figuras son de niveles bajos de actividad (presentan un signo negativo de la $G_i^*(d)$). Por el contrario, no ha sido detectado ningún *cluster* o *hotspot* que muestre niveles de actividad en una región y en sus vecinas significativamente más elevados que su valor esperado. A partir de estos resultados parece deducirse que la probabilidad de detectar *clusters* de regiones con niveles de actividad significativos es superior en regiones que se alejan en mayor medida de la tendencia general (es preciso recordar que, en la distribución analizada, un 60% de las regiones de la muestra han sido consideradas como regiones del Norte, predominando en la muestra la asociación espacial de valores elevados de actividad). Asimismo, se observa como un incremento en la desviación intergrupos, (haciéndose, por tanto, más evidente la agrupación de valores similares en el espacio), lleva a que el número de *clusters* de regiones con agrupaciones de bajos valores de actividad incremente (comparando las figuras 4.b.74 con 4.b.75 se observa como en el segundo caso aparecen nuevos *clusters* en las regiones del Centro-Sur de Italia, extendiéndose a su vez los *clusters* en España, Portugal y Grecia hacia regiones contiguas a los *hotspots* detectados en un principio).

Figura 4.a.72. Distribución espacial asociada al caso 1.1 (anexo 4.B)

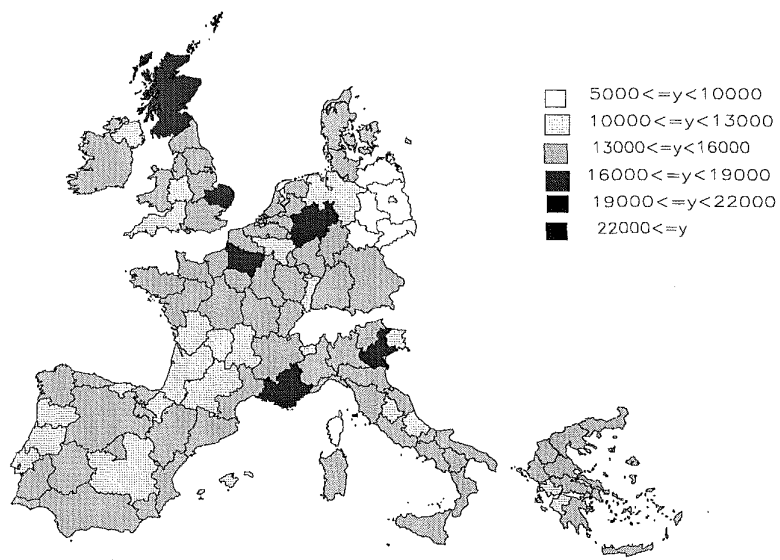


Figura 4.b.72. Resultados de los contrastes de dependencia espacial local asociados al caso 1.1 (anexo 4.B)

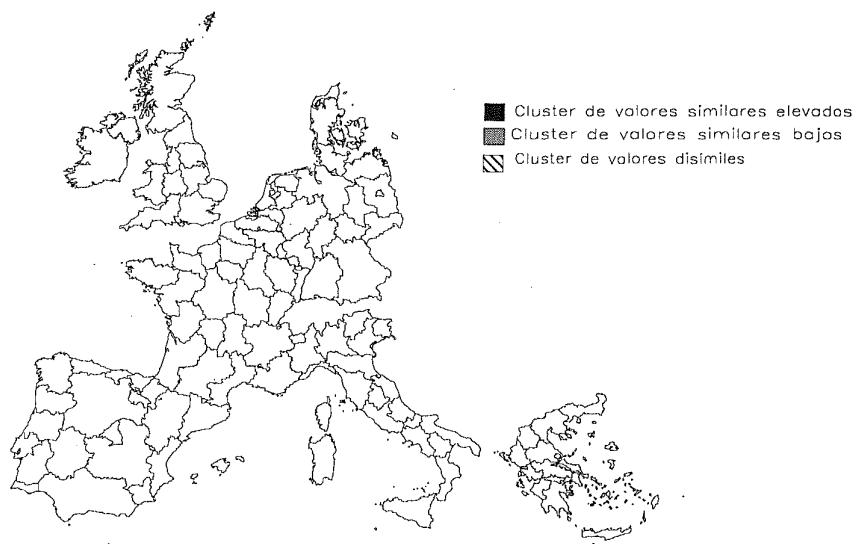


Figura 4.a.73. Distribución espacial asociada al caso 1.3 (anexo 4.B)

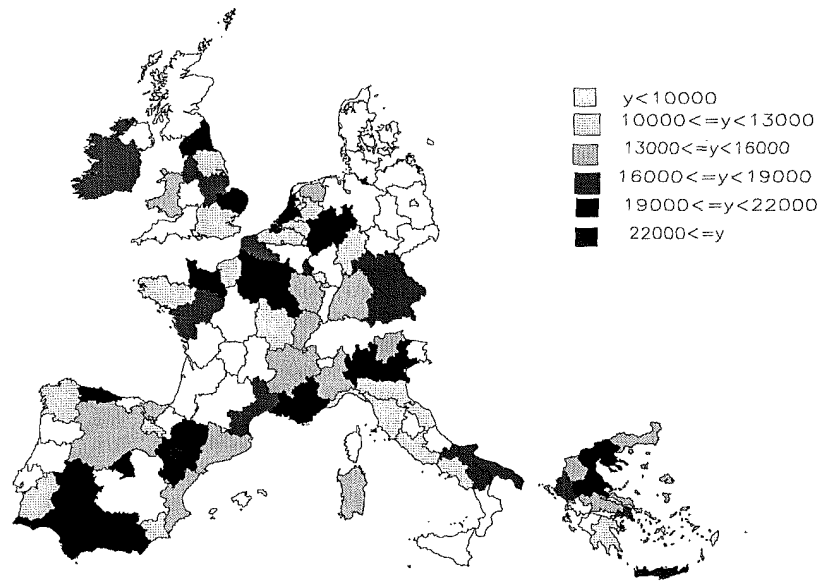


Figura 4.b.73. Resultados de los contrastes de dependencia espacial local asociados al caso 1.3 (anexo 4.B)

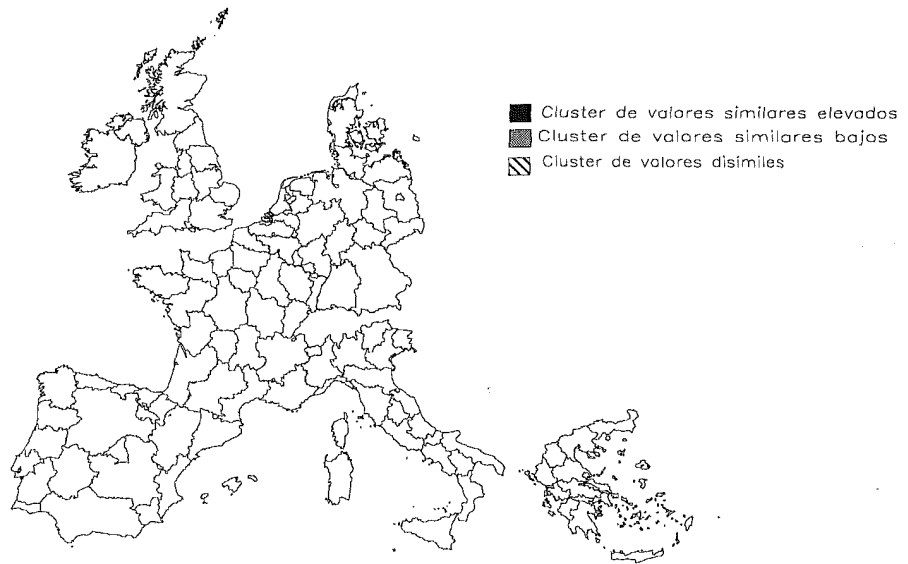


Figura 4.a.74. Distribución espacial asociada al caso 2.1 (anexo 4.B)

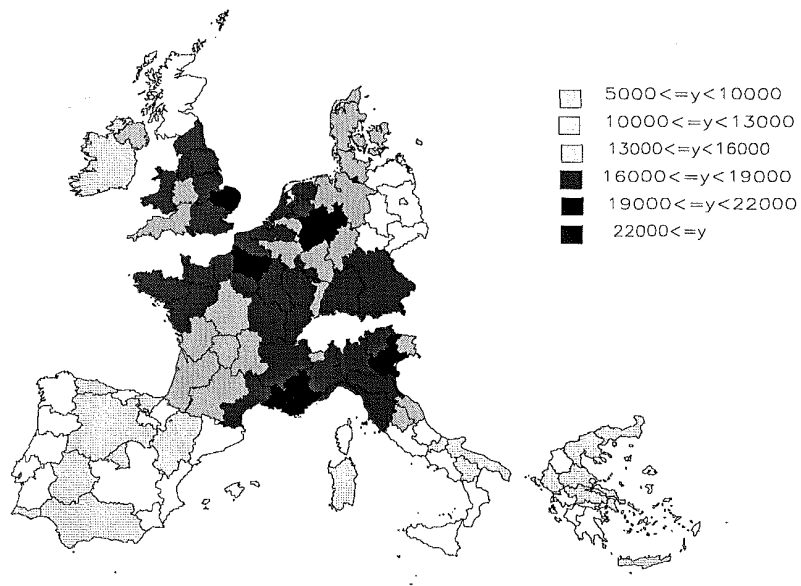


Figura 4.b.74. Resultados de los contrastes de dependencia espacial local asociados al caso 2.1 (anexo 4.B)

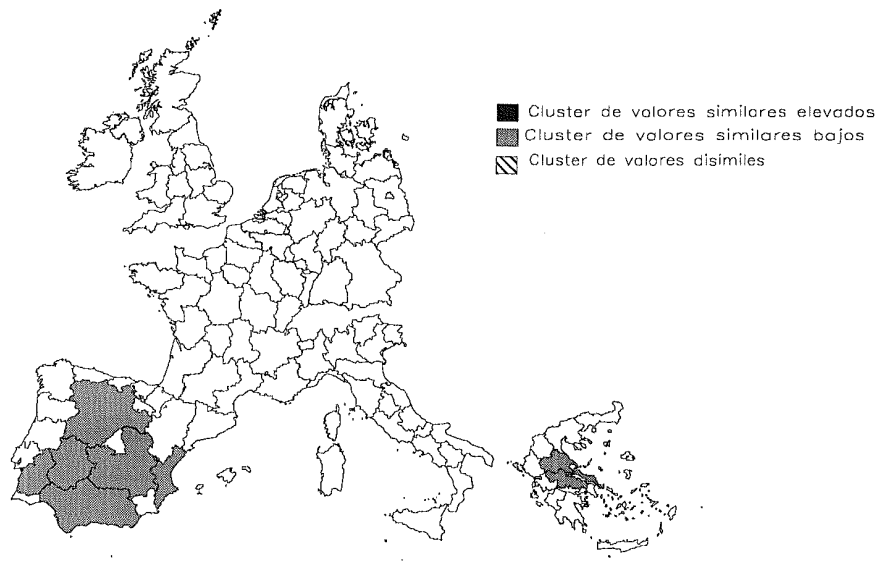


Figura 4.a.75. Distribución espacial asociada al caso 2.3 (anexo 4.B)

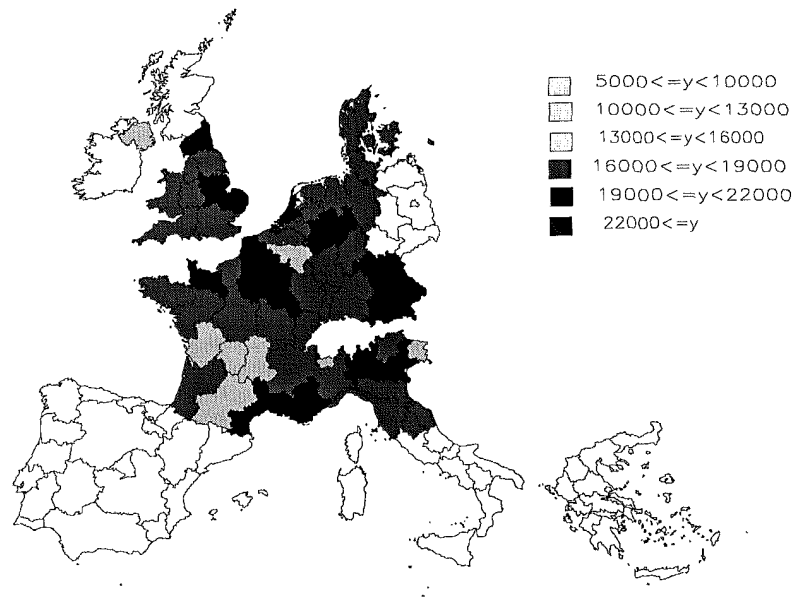
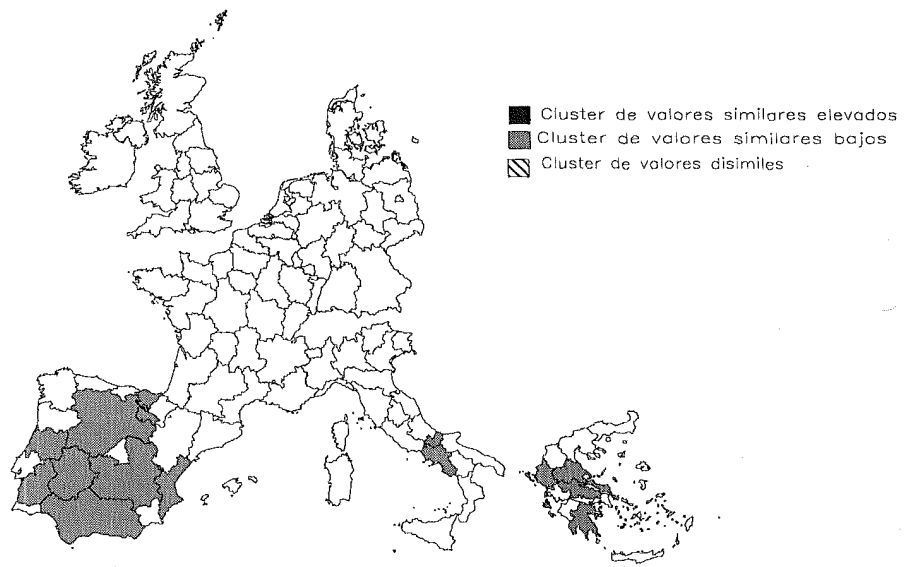


Figura 4.b.75. Resultados de los contrastes de dependencia espacial local asociados al caso 2.3 (anexo 4.B)



Tras analizar las figuras 4.b.76, 4.b.78 y 4.b.80 se observa como, a diferencia del caso anterior, únicamente se detectan *clusters* con concentraciones elevadas de actividad, situados en las regiones que conforman el monocentro europeo. De esta forma, nuevamente las regiones con diferencias notables respecto a la mayoría de las regiones muestran un valor significativo de los contrastes de asociación local (siempre que presenten una asociación espacial entre el valor de la variable observado en dicha región y el mostrado por sus regiones vecinas).

Asimismo, se observa que la extensión de los niveles elevados de actividad desde las regiones centrales hacia las regiones contiguas de primer y segundo orden lleva a que los *clusters* de niveles de actividad elevados detectados en las figuras 4.b.76 y 4.b.77 se mantengan e incluso se extiendan hacia el resto de regiones contiguas a los mismos.

Similares resultados son obtenidos tras comparar las figuras 4.b.77, 4.b.79 y 4.b.81 las cuales, a diferencia de las tres anteriores, presentan una desviación intergrupos superior. En este caso, los *clusters* detectados como significativos son de valores también elevados de actividad, ampliándose nuevamente el número de los mismos a medida que se escalona la distribución de la actividad. Asimismo se puede observar como la mayor desviación intergrupos tiene como consecuencia, además de hacer más significativa la autocorrelación espacial a nivel global, que el número de *clusters* detectados incrementa.

Figura 4.a.76. Distribución espacial asociada al caso 3.a.1.1 (anexo 4.B)

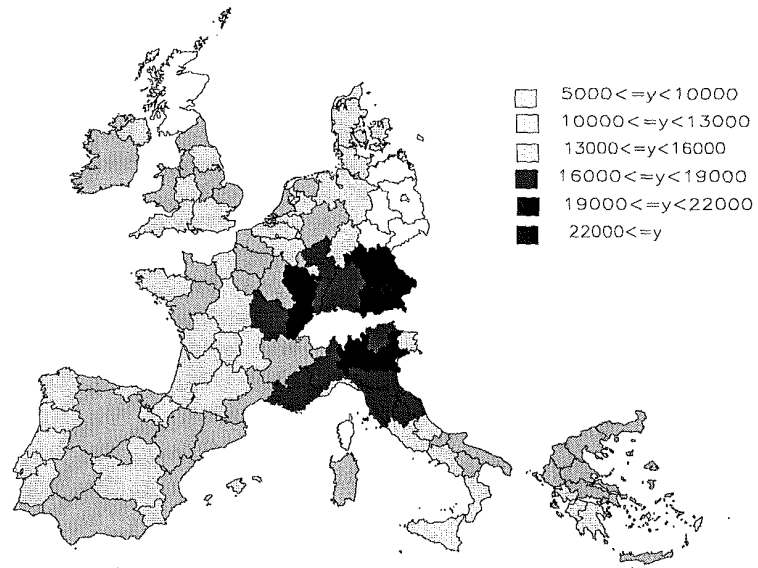


Figura 4.b.76. Resultados de los contrastes de dependencia espacial local asociados al caso 3.a.1.1 (anexo 4.B)

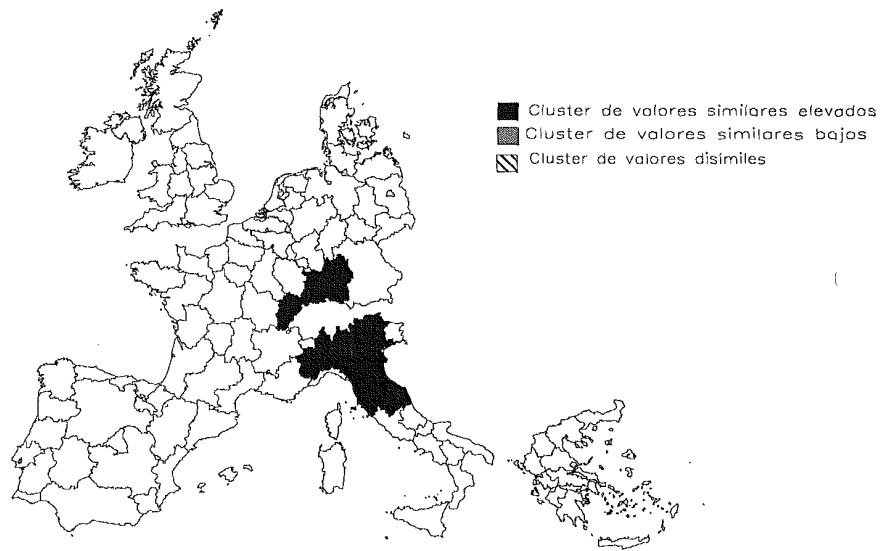


Figura 4.a.77. Distribución espacial asociada al caso 3.a.1.3 (anexo 4.B)

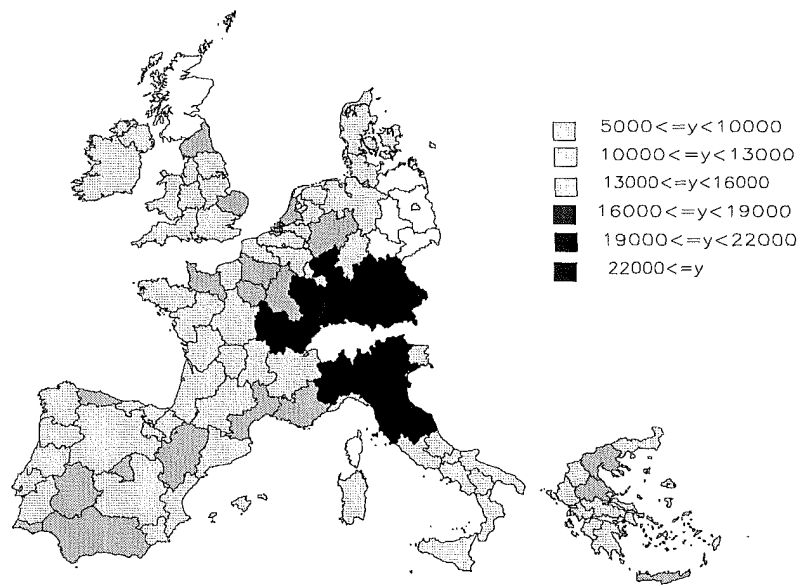


Figura 4.b.77. Resultados de los contrastes de dependencia espacial local asociados al caso 3.a.1.3 (anexo 4.B)

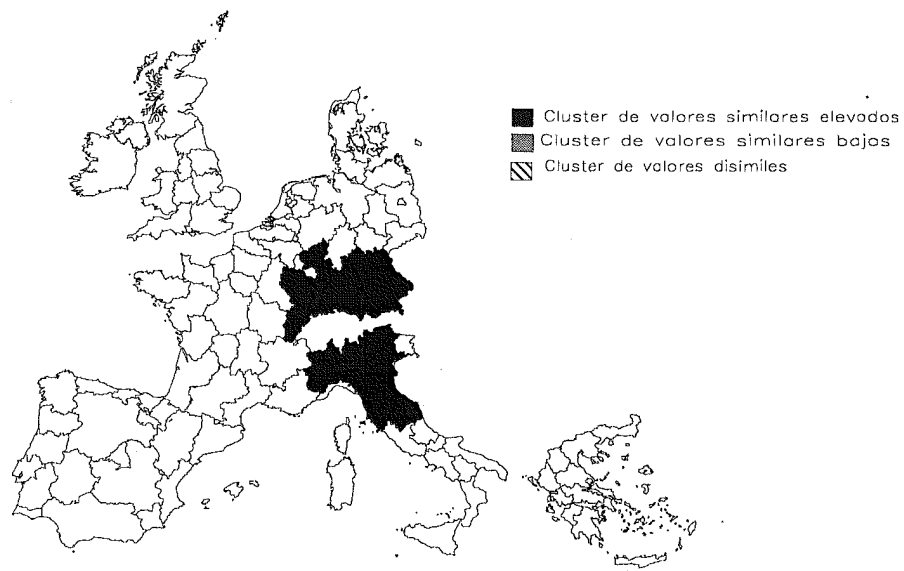


Figura 4.a.78. Distribución espacial asociada al caso 3.a.2.1 (anexo 4.B)

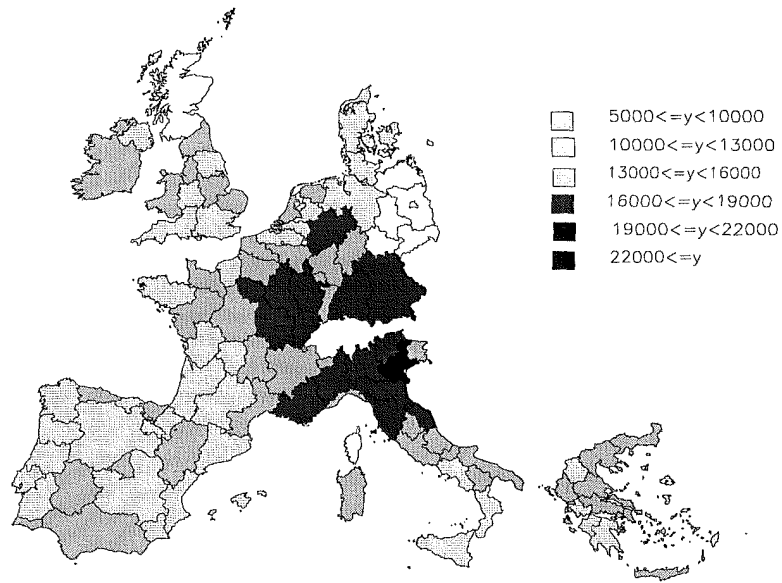


Figura 4.b.78. Resultados de los contrastes de dependencia espacial local asociados al caso 3.a.2.1 (anexo 4.B)

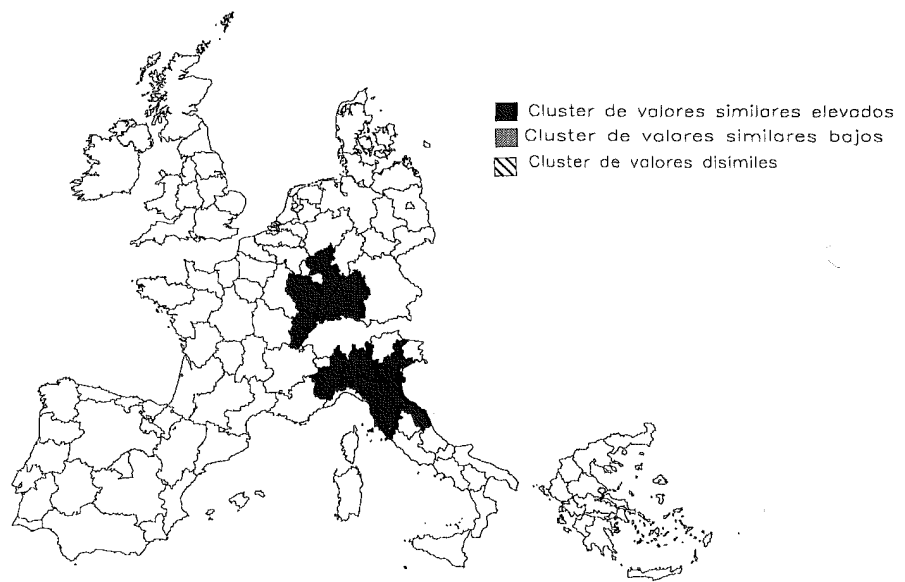


Figura 4.a.79. Distribución espacial asociada al caso 3.a.2.3 (anexo 4.B)

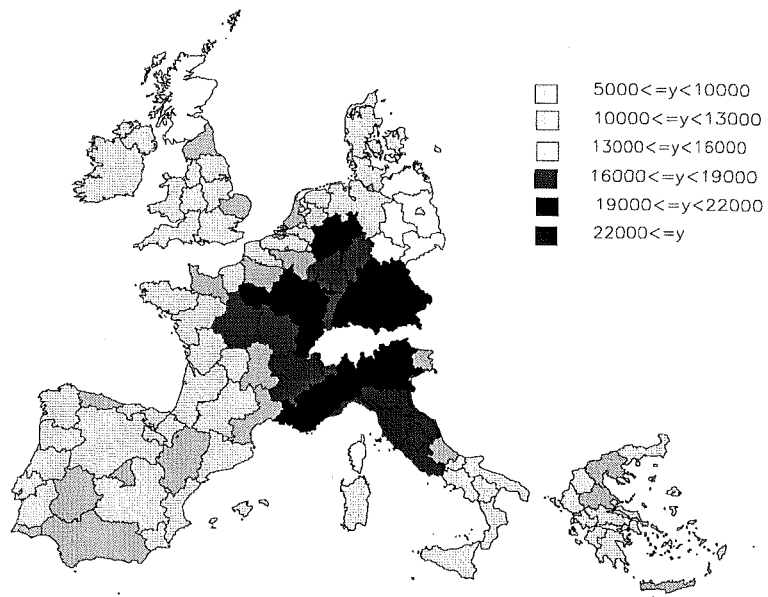


Figura 4.b.79. Resultados de los contrastes de dependencia espacial local asociados al caso 3.a.2.3 (anexo 4.B)

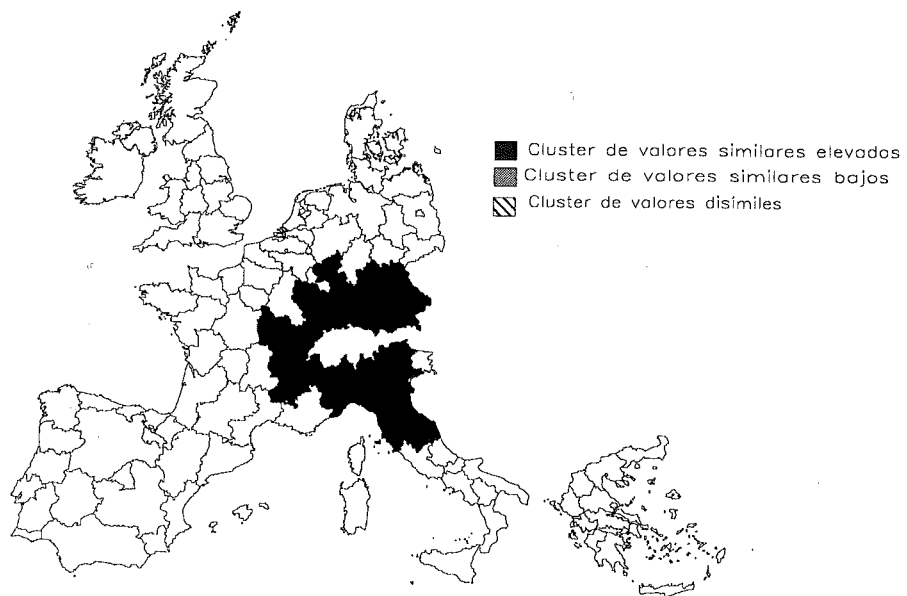


Figura 4.a.80. Distribución espacial asociada al caso 3.a.3.1 (anexo 4.B)

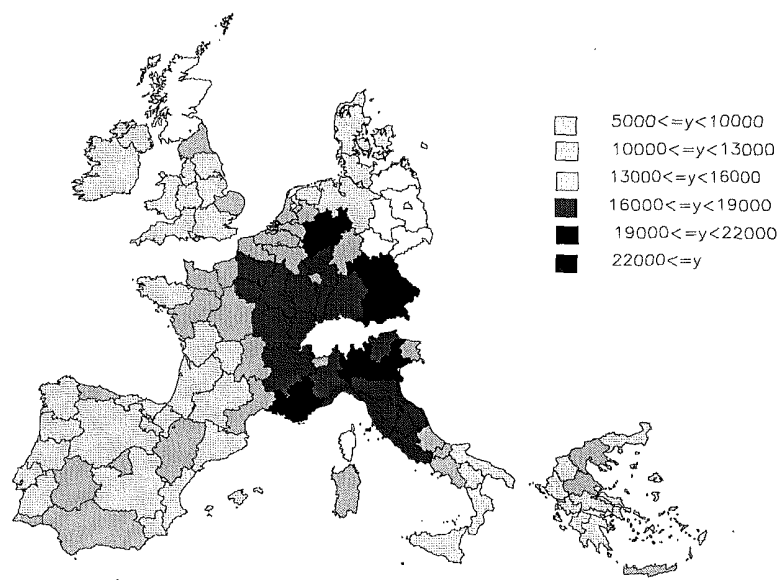


Figura 4.b.80. Resultados de los contrastes de dependencia espacial local asociados al caso 3.a.3.1 (anexo 4.B)

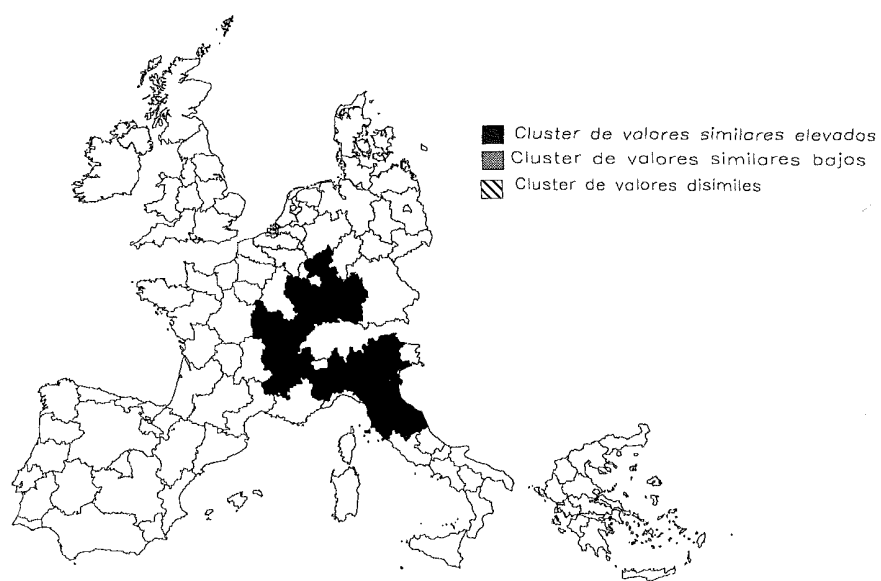


Figura 4.a.81. Distribución espacial asociada al caso 3.a.3.3 (anexo 4.B)

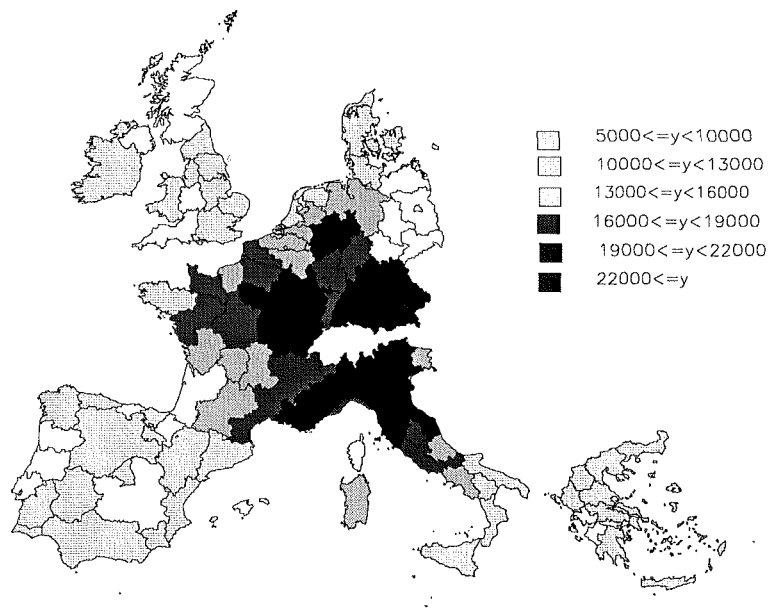
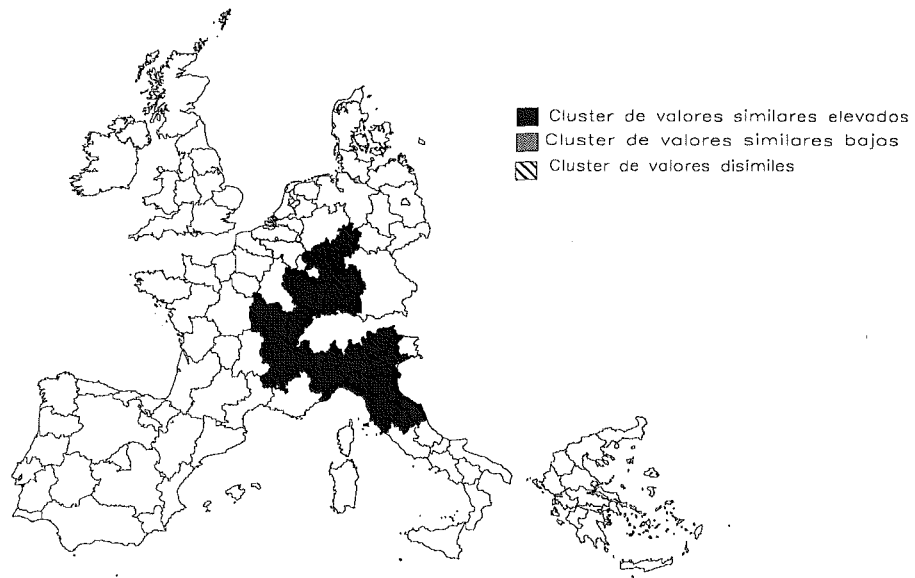


Figura 4.b.81. Resultados de los contrastes de dependencia espacial local asociados al caso 3.a.3.3 (anexo 4.B)



Resultados similares son obtenidos para las dos ubicaciones siguientes del monocentro (figuras 4.b.82 a 4.b.93). De esta forma se observa como aparecen *clusters* significativos con niveles elevados de concentraciones de actividad en la mayor parte de las regiones que conforman el monocentro en los casos 3.b y 3.c, de manera que la relocalización del monocentro se refleja en una relocalización similar de los *clusters* con concentraciones significativamente elevadas de actividad.¹ Sin embargo, cabe destacar que cuando el monocentro se sitúa en las regiones portuguesas y españolas (caso 3.c), el reducido número de regiones vecinas de primer y segundo orden de dicho monocentro lleva a que el incremento en el número de *clusters* significativos detectados cuando se desencadena el proceso de difusión sea inferior al observado en los dos casos anteriores (monocentros 3.a y 3.b).

Por último, tras comparar los resultados resumidos en las figuras 4.b.94 y 4.b.95 se observa como la existencia de policentros con niveles muy elevados de actividad no supone necesariamente la aparición de *clusters* significativos de valores disímiles. Esta conclusión es alcanzada tras observar la no existencia de ninguna región con un valor significativo de los contrastes de asociación espacial local en la figura 4.b.94. Por el contrario, en la figura 4.b.95 correspondiente a una distribución jerarquizada en dichos policentros, se observa la existencia de un total de 11 *clusters* con un valor significativo y negativo del estadístico Local de Moran, revelando la concentración de niveles de actividad muy elevados en dichas regiones en comparación a los niveles mostrados por sus regiones vecinas. En este último caso, la localización de dichas regiones en el cuarto cuadrante del *Moran Scatterplot* llevaría a concluir que los *clusters* de valores disímiles detectados en dichas regiones esconden unos niveles de actividad significativamente superiores a los mostrados por sus regiones vecinas.

¹ Como se puede observar, en los casos que se acaban de analizar, se observa que, por lo general, todas aquellas regiones que destacaban por sus elevados niveles de concentración de actividad (especialmente, en los casos de los monocentros definidos como 3.a, 3.b y 3.c) han sido también identificadas como *clusters* significativos por medio de los contrastes de asociación espacial local. No obstante, es preciso notar que este resultado se ha debido especialmente al hecho de que, a la hora de generar la variable, se ha impuesto el supuesto de que un grupo de regiones vecinas concentraban niveles de actividad marcadamente superiores al resto. Sin embargo, en caso de que dicho supuesto no se hubiese establecido, sería posible que, aun cuando una determinada región concentrase niveles de actividad ligeramente más elevados en términos relativos al resto de las regiones de la muestra, los contrastes de dependencia espacial no la detectasen como un *cluster* significativo de niveles elevados de actividad. Esto podría deberse al hecho de que sus regiones vecinas, de forma generalizada, no presentasen también niveles significativamente elevados de actividad.