

Concentración versus dispersión: Un análisis espacial de la localización de la actividad económica en la U.E.*

José M. Albert
Universitat Jaume I
Department of Economics
albert@eco.uji.es

Jorge Mateu
Universitat Jaume I
Department of Mathematics
mateu@mat.uji.es

Vicente Orts
Universitat Jaume I
Department of Economics
orts@eco.uji.es

23 de noviembre de 2004

Resumen

En este trabajo se efectúa una propuesta para incorporar la dimensión espacial a variables económicas, transformándolas en datos espaciales. Sobre esta base, se estima una función de distribución espacial que nos permitirá caracterizar el patrón espacial de la actividad económica regional de varios países europeos en el periodo 1980-2000. Nuestros resultados ponen de relieve la fuerte concentración de la renta en Europa, con importantes diferencias en el grado de dispersión de la actividad económica por países, así como un relativo estancamiento del grado de concentración espacial de la renta a lo largo del periodo considerado.

Keywords: distribución de la renta, economía espacial, estadística espacial, ICS, localización, auto-Poisson.

JEL Classification: C15, C16, C21, D33.

1. Introducción

Casi desde los mismos inicios del proceso de integración económica en Europa, la cuestión del impacto regional del proceso ha sido uno de los debates permanentes en el seno de los países europeos. Esta preocupación se ha agudizado en las últimas décadas fruto del importante impulso que ha recibido la integración económica y monetaria en Europa, incluyendo la entrada en vigor del Acta Única Europea, del Tratado de Maastricht, la introducción del Euro y, por último, el inminente proceso de ampliación hacia los países del Este de Europa. Sin embargo, a pesar de la preocupación y de las políticas regionales articuladas desde la Comisión, la realidad es que el ritmo de convergencia regional en

*Los autores desean agradecer el apoyo financiero del Ministerio de Educación y Ciencia (CICYT:SEC2002-03915), de la Generalitat Valenciana (GV99-63-1-08) y del Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas (IVIE 04I132).

Europa entre 1950 y 1990 ha sido relativamente bajo, inferior al 2% al año¹, y lo que resulta más preocupante, se ha reducido considerablemente desde mediados de los años 80, con tasas que se sitúan entre el 0,2 y el 0,5% anual². Es un hecho que en la actualidad (y por lo tanto antes de la ampliación a los países del Este), en Europa subsisten grandes disparidades regionales en renta per cápita y en productividad por trabajador.

Así, según estudios recientes cerca de 25% de la población de la Unión Europea (UE) vive en regiones cuya renta per cápita no alcanza el 75% de la renta media de la Unión. El dato adquiere mayor relevancia si se compara con sólo el 2% de la población de Estados Unidos que se encontraría en similar situación³. Simultáneamente, estas discrepancias en distribución regional de la renta, van acompañadas de una distribución de la actividad económica, sobre todo industrial, mucho más diversificada geográficamente en Europa que en Estados Unidos⁴, de modo que la segmentación de mercados introducida por la existencia de Estados independientes en Europa, ha propiciado una menor especialización de las economías de los diferentes países europeos frente a la mayor especialización de las regiones de tamaño equivalente en Estados Unidos.

Estos datos, con ser suficientemente elocuentes de la situación, ocultan una realidad bastante más compleja y divergente, cuando nos fijamos no tanto en los niveles de renta per cápita como en los niveles de actividad de las distintas regiones de la UE. Cuando existe movilidad de factores productivos, la renta per cápita y la localización de la actividad económica pueden presentar pautas divergentes.

La idea central es que la aglomeración o dispersión de la actividad económica, la mayor especialización o diversificación de un área concreta, es consecuencia de la confrontación espacial de fuerzas centrífugas y fuerzas centrípetas. Al margen de la existencia de externalidades "puras" que afectan a ambas fuerzas, la naturaleza y causas del comercio de bienes y servicios entre diferentes áreas, los costes de transporte entre ellas y la mayor o menor movilidad de los factores productivos, conforman la base para que la población, la especialización productiva y la dinámica económica discurren de una forma diferenciada en cada localización.

Afortunadamente, estas cuestiones no son nuevas dentro del análisis económico. Los efectos que tiene la apertura comercial o los procesos de integración económica regionales sobre la especialización y el bienestar de los distintos países o regiones implicadas, o los efectos del crecimiento económico sobre la convergencia de las diferentes economías y de sus niveles de renta per cápita, han sido un lugar común en nuestra disciplina casi desde sus orígenes. Lo que sí que tiene una mayor novedad es el interés de unir a esas mismas cuestiones su dimensión y sus determinantes genuinamente espaciales, esto es, el papel que juega en la dinámica espacial de la actividad económica la interacción entre distintos núcleos de actividad económica (regiones) y de su localización relativa en el espacio. La importancia de este extremo para Europa era puesto de manifiesto recientemente por Quah (1996) [32], cuando afirmaba que las regiones europeas no podían considerarse co-

¹Ver, por ejemplo, Barro and Sala-i-Martin (1995)[8]

²Martin (2001)[26], pág. 64. Aunque Barro and Sala-i-Martin (1995) encuentran ritmos de convergencia para el conjunto del periodo 1950-90 del orden del 1,9% anual, ritmo que se reduce al 1% cuando consideran sólo la década de los 80, en una revisión reciente y actualizada de estas estimaciones, Martin (2001) encuentra tasas de convergencia de entre el 0,7 al 1% entre 1975-86, mientras que los parámetros de convergencia para el periodo 1986-98 no resultan ser significativamente distintos de cero.

³Ver Puga (2002) [31]

⁴Ver Venables (1995) [35] o Midelfart-Knarvik, Overman, Redding and Venables (2000) [28]

mo islas, por el contrario, en la explicación de las diferencias económicas entre regiones europeas resultaba más relevante la información relativa al funcionamiento económico de las regiones vecinas que la del país al que pertenecía: "... así, para explicar la dinámica de la distribución regional, son más relevantes la localización física y los desbordamientos (*spillovers*) geográficos que los factores macroeconómicos nacionales"⁵.

Buena parte del análisis económico tradicional al pensar en los problemas de crecimiento o de especialización productiva y comercial, haciendo un uso probablemente apropiado, en el contexto histórico en que se producen sus desarrollos centrales, de la necesaria abstracción y simplificación de la realidad, había venido tratando el espacio como un elemento homogéneo y neutral, de modo que implícitamente se suponía que la distancia, la interacción y co-dependencia entre las distintas localizaciones era irrelevante. Hoy nos resulta evidente que la respuesta a muchos problemas económicos pasa por incorporar adecuadamente la dimensión espacial en nuestro análisis. Sin embargo, frente a los importantes avances logrados en este campo por los desarrollos teóricos⁶, los alcanzados en el campo empírico han sido claramente menores y esto a pesar de la existencia de una literatura específica dentro del análisis econométrico enfocada al tratamiento de datos espaciales o de una larga tradición de uso de la estadística en el análisis regional.

¿Dónde ha estado la dificultad? Probablemente en dos frentes diferentes, el primero, común a toda la estadística aplicada, refleja la dificultad hasta fechas recientes de hacer computacionalmente operativos los métodos de estadística espacial, y el segundo, específico de esta rama de la estadística, la carencia de información estadística con la dimensión adecuada, esto es, de datos espaciales.

Desde que Paelinck acuñó el término "econometría espacial" en los años setenta para referirse al conjunto de métodos que intentaban tratar explícitamente el espacio en modelos multiregionales, se ha recorrido un largo camino. Pronto se obtuvieron resultados en economía regional, por ejemplo Hordijk y Nijkamp (1977)[21], Paelinck y Klaassen (1979)[30], Blommestein (1983)[13]. Pero a pesar de estos importantes desarrollos metodológicos, sería una exageración sugerir que la econometría espacial se había convertido en una práctica generalmente aceptada en la investigación habitual en ciencia regional y en economía regional. La poco alentadora situación que se desprendía de las revisiones de literatura de Anselin y Griffith (1988)[6] y Anselin y Hudak (1992)[7] comenzó a cambiar a principio de los años noventa, ya que se evidencia una conciencia cada vez mayor de la importancia del espacio en trabajos empíricos sobre temas fundamentales en economía. Podemos citar como ejemplo la utilización de modelos espaciales en el estudio de "spillovers" fiscales en Case *et al* (1993)[14], el análisis de los efectos de la productividad del capital del sector público en Holtz-Eakin (1994)[20], y la valoración de la volatilidad de los precios del suelo en Benirschka y Binkley (1994)[9], entre otros, pero, sobre todo, la aportación teórica de Krugman (1991)[24][23].

Anselin (1988, p. 7)[4] define la econometría espacial como "el conjunto de técnicas que tratan con las peculiaridades causadas por el espacio en el análisis estadístico de los modelos de ciencia regional". Posteriormente, Anselin y Florax (1995, p. 4-5)[5] se refieren a los modelos de ciencia regional como "aquellas especificaciones que de forma explícita incorporan regiones, localización e interacción espacial y/o se basan en datos geo-referenciados para su estimación estadística y validación", afirman que la importancia y relevancia de

⁵Quah (1996), pág. 954

⁶Una revisión actualizada de esa literatura se puede encontrar en Fujita *et al* (1999)[19]

los métodos que permiten tratar los efectos espaciales en modelos econométricos se está incrementando, siendo esto debido a tres razones fundamentales: El renovado interés por el papel del espacio y de la interacción espacial en la teoría de las ciencias sociales, que en el núcleo de la teoría económica se ve reflejado en el interés por lo que se ha dado en llamar la "nueva geografía económica" en la terminología de Krugman (1991,1993)[24][25]; la cada vez mayor disponibilidad de conjuntos de datos con observaciones geo-referenciadas; y el desarrollo de una tecnología computacional eficiente y de bajo coste capaz de manejar observaciones espacialmente referenciadas.

Así por ejemplo, disponer de datos de renta per cápita y de su distribución entre diferentes áreas (por ejemplo regiones) no siempre es suficiente para disponer del input informativo necesario para estudiar su patrón espacial en ese espacio económico. La información ideal necesaria sería la que nos indicase la magnitud de la renta per cápita existente en cada punto concreto del espacio económico objeto de análisis. Sólo de esta forma sería posible ofrecer junto a la magnitud de la renta per cápita media en distintas áreas su grado de dispersión o concentración. Evidentemente buena parte del problema es sencillamente que no se dispone de la información suficiente y con el detalle requerido para efectuar este tipo de análisis, lo que obliga en muchas ocasiones a obviar en el análisis empírico una parte significativa de la dimensión espacial a la que nos venimos refiriendo.

Nuestro trabajo se inscribe pues en la línea de ir superando alguna de las dificultades empíricas mencionadas, desde la perspectiva de avanzar en el análisis empírico de problemas económicos con una dimensión espacial relevante. En concreto, el objetivo de este artículo es doble, por un lado vamos a efectuar una primera propuesta de un método que permita incorporar la dimensión espacial a variables económicas habituales, transformándolas en datos espaciales, lo que a su vez nos permitirá el uso de técnicas de estadística espacial, y por otro, presentar los primeros resultados de aplicar la metodología propuesta por Besag(1977[11] y 1982 [12]) para estimar una función de distribución espacial que sea consistente con el proceso generador de los datos observados y que nos permita caracterizar el patrón espacial y obtener indicadores del grado de intensidad y dispersión regional de la actividad económica en Europa.

Es evidente que el patrón espacial de la actividad económica en Europa está determinado por numerosos procesos que actúan de manera simultánea (el proceso de integración económica, con la consiguiente y progresiva liberalización de los movimientos de bienes, servicios y factores productivos, los procesos de crecimiento económico y las mismas políticas económicas nacionales o comunitarias), habiéndose convertido en una de las principales preocupaciones de políticos, geógrafos y economistas, establecer el papel que estos procesos tienen en la configuración de los patrones espaciales de la actividad económica. Como es bien sabido, el análisis espacial por si mismo, no permite determinar el proceso o procesos que están originando una determinada distribución o dinámica espacial de cualquier fenómeno económico, sin embargo puede proporcionar información valiosa relativa a los posibles factores causales y puede contribuir a generar hipótesis sobre los procesos que han sido importantes en su génesis. De esta forma esperamos que el análisis espacial de la actividad económica que vamos a desarrollar permita arrojar algo de luz y contribuir al debate sobre la situación actual y perspectivas futuras de la convergencia regional en Europa.

El resto del artículo se ha organizado de la siguiente forma. En el apartado 2 se expone la metodología básica que hemos seguido, mientras que en el apartado 3 desarrollamos

la aplicación práctica del método, y por último, en el apartado 4 se efectúan algunas consideraciones finales .

2. Algunos métodos estadísticos para el análisis de datos espaciales

La singularidad de los datos espaciales, desde una perspectiva estadística, es la necesaria ubicación en un espacio acotado. Así un **patrón de puntos espacial** es un conjunto de localizaciones definidas por sus coordenadas $\{(r_i, s_i), i = 1, \dots, p\}$ que determina p localizaciones en un plano. Cada patrón de puntos espacial es una determinada realización de un proceso de puntos espacial (Cox & Isham, 1980[15]). Un proceso de puntos espacial es un modelo estocástico que determina la localización de sucesos en un espacio que nosotros supondremos acotado. En la literatura sobre patrones de puntos espaciales se asocian las localizaciones de los puntos (dadas por sus coordenadas planas), a sucesos en la región de observación, a la que se denominará A . La primera clasificación para distinguir entre patrones de puntos consiste en determinar si la distribución de los sucesos que dichos puntos representan siguen un patrón aleatorio, un patrón regular o un patrón de agrupamiento. Para realizar esta clasificación, la estrategia habitual ha consistido en establecer las condiciones que debe cumplir un patrón de puntos para ser calificado de aleatorio o, más estrictamente, para que podamos considerar que presenta aleatoriedad espacial completa (complete spatial randomness, CSR), y por referencia a él, definir a los otros dos. En concreto, diremos que un patrón de puntos espacial presenta CSR si: 1) cada uno de los p sucesos tiene la misma probabilidad de ocurrir en cualquier punto de A ; 2) los p sucesos están localizados independientemente uno del otro. Las condiciones de CSR para los patrones de puntos espaciales, se identifican con las de un proceso de Poisson en un espacio de dos dimensiones ⁷, lo que permite utilizar una importante propiedad de dicho proceso en la caracterización de los patrones de puntos espaciales; a saber, que el parámetro que permite caracterizar una distribución de Poisson es igual a la media y a la varianza de la misma.

En la figura 1 se muestran gráficamente distintos patrones de puntos espaciales con cien puntos cada uno ($p = 100$) y que exhiben un comportamiento regular (arriba-derecha), aleatorio (arriba-izquierda) o diferentes niveles de agrupamiento o concentración (abajo) ; resulta bastante intuitivo e inmediato identificar la representación gráfica de dichos patrones con nubes de puntos en un plano acotado. La razón fundamental de la diferencia entre esos patrones se basa en la distinta distribución espacial (localización) de los cien puntos en cada uno de ellos, de modo que, la distribución espacial de los puntos se puede asociar a una característica básica: la distancia entre ellos.

Existen muchos campos del conocimiento científico en los que el recurso a los patrones de puntos espaciales puede resultar útil como técnica adecuada para representar distintos fenómenos que se desea analizar. Por ejemplo, si los puntos representan una determinada concentración de renta, personas ocupadas (o desocupadas), o empresas pertenecientes a una determinada industria, estaremos ante nubes de puntos que representan la distribución espacial de variables relevantes para la Economía y cuyo conocimiento nos informa de la presencia e intensidad de fenómenos de aglomeración o despoblación, de la presen-

⁷Diggle (1983)[17]

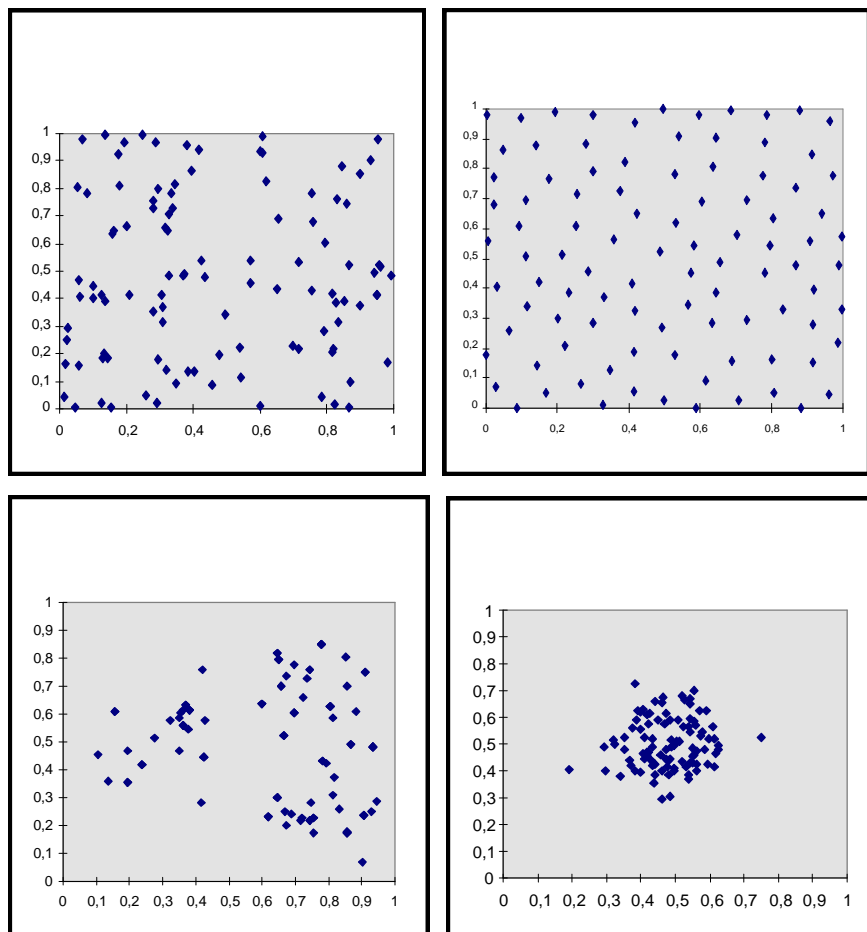


Figura 1: Distintos patrones de puntos espaciales

cia e intensidad de clusters o de diferencias en el tamaño del mercado potencial de una localización concreta.

Una característica destacable de los patrones de puntos consiste en que, eligiendo la escala adecuada, se pueden superar gran parte de los problemas asociados al tamaño del fenómeno a estudiar.

Para conseguir información sobre las características del patrón de puntos objeto de análisis, es habitual utilizar técnicas de recuento de puntos (sucesos) localizados en diferentes subconjuntos de la región de estudio. Las técnicas de recuento se basan en la existencia de algún tipo de relación entre los sucesos contabilizados en esos diferentes subconjuntos de la región de estudio. Tradicionalmente, los subconjuntos considerados son rectangulares (de ahí que reciba el nombre de cuadrados), no obstante es posible cualquier forma. Los cuadrados pueden situarse diseminados aleatoriamente en la región objeto de estudio (tal y como se ilustra a la izquierda en la fig. 2), o bien uno junto a otro, de forma contigua (cuadrados contiguos, a la derecha en fig. 2), ocupando en este caso todo el espacio considerado.

Cuando se utilice la técnica de los **cuadrados contiguos**, se denominará “orden de la

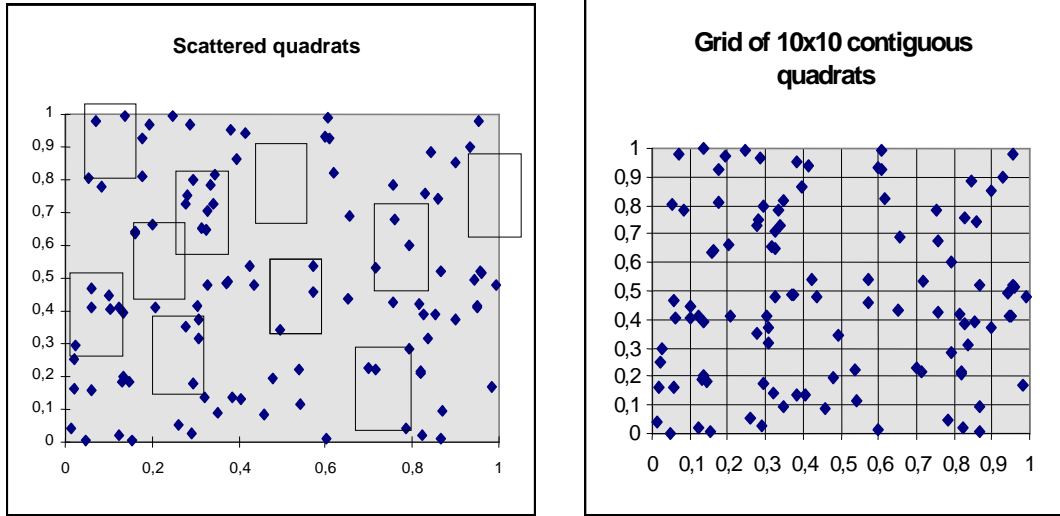


Figura 2: Cuadrados diseminados aleatoriamente y cuadrados contíguos

cuadrícula” (n) al número total de subconjuntos en que queda dividido el plano acotado que constituirá el área de estudio, siendo $n = m_f \times m_c$, donde m_f = filas o tramos en que se divide el eje de ordenadas, y m_c = columnas o tramos en que se divide el eje de abscisas.

Si $m_f = m_c = m \rightarrow n = m^2$.

La cantidad de sucesos que existe en los diferentes subconjuntos es la base del análisis estadístico que posteriormente se realizará para diferenciar y caracterizar los distintos patrones de puntos. Para obtener el número de sucesos que ocurren dentro de cada subconjunto realizamos recuentos de puntos, los cuales pueden ser de orden 0, de orden 1, de orden 2, etc. Si denominamos $x_{r,s}^j$ al número de puntos obtenido al hacer el recuento de orden j en el subconjunto con coordenadas r, s tendremos:

Recuentos de orden cero sobre la celda (r, s)

$$x_{r,s}^0 = x_{r,s} = \text{puntos dentro de la celda } (r, s)$$

Recuentos de primer orden (Fig. 3a)

$$x_{r,s}^1 = x_{r-1,s} + x_{r+1,s} + x_{r,s-1} + x_{r,s+1}$$

Nótese que en los recuentos de primer orden (al igual que en recuentos de orden superior) ya no se incluyen los puntos dentro de la celda (r, s).

Recuentos de segundo orden (Fig. 3b)

$$x_{r,s}^2 = x_{r,s}^1 + x_{r-1,s-1} + x_{r+1,s+1} + x_{r-1,s+1} + x_{r+1,s-1}$$

Continuando así se pueden obtener recuentos del orden que interese (en la Fig. 3c el área sombreada indica las celdas que hay que considerar para un esquema de tercer orden sobre la celda (r, s).

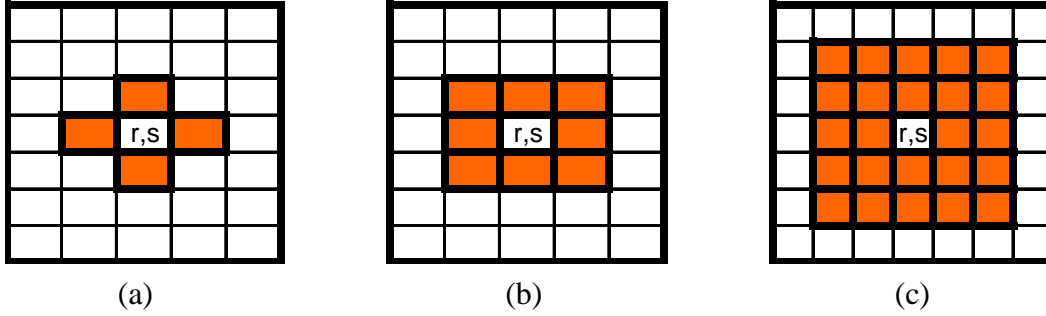


Figura 3: Ejemplos de recuentos de primer, segundo y tercer orden

El sistema de recuentos a partir de la técnica de los cuadrados contiguos permite utilizar la información relativa a su localización y combinar la información de diferentes cuadrados (celdas) para establecer el área de influencia que se desea tener en cuenta.

2.1. El índice del tamaño del agrupamiento (ICS)

El método de recuento descrito ha sido utilizado por diferentes técnicas de análisis espacial con el objetivo de caracterizar los patrones de puntos observados

David y Moore [16] sugirieron como indicador del tamaño del agrupamiento el siguiente índice

$$ICS = \left(\frac{S^2}{\bar{X}} \right) - 1 \quad (1)$$

siendo S^2 y \bar{X} la varianza y media muestral respectivamente, obtenidas después de superponer una cuadrícula de cuadrados contiguos sobre un patrón de puntos y obtener los recuentos de orden cero. Los recuentos de observaciones generadas por un proceso de Poisson, cuando los subconjuntos en que se divide la región de estudio son cuadrados de igual tamaño, seguirán una distribución de Poisson, con la media igual a la varianza. Si el modelo es más regular que uno de Poisson, los recuentos de los cuadrados serán más uniformes en tamaño, y por lo tanto, tendrán una varianza relativamente pequeña (cuando la comparamos con el tamaño de la media). Por otra parte, si hay agrupamiento, algunos cuadrados tendrán recuentos grandes, mientras que en otros no existirán sucesos, por lo que la varianza de los recuentos será relativamente grande respecto a la media. Por lo tanto al examinar la relación entre la media muestral y la varianza muestral tendremos un contraste natural de la distribución de Poisson y podremos clasificar los patrones en aleatorios ($\bar{X} = S^2$), regulares ($\bar{X} > S^2$), y con agrupación ($\bar{X} < S^2$).

En los patrones de puntos espaciales con comportamiento aleatorio, el ICS presenta un valor de 0 que es independiente del tamaño del cuadrado (se trata del único patrón de comportamiento para el que ocurre esto). Una interpretación para los valores positivos del ICS es la existencia de otros sucesos íntimamente asociados con un suceso elegido aleatoriamente (presencia de agrupamiento de puntos). Un valor negativo para el ICS indica cierta regularidad en el posicionamiento de los sucesos. Al calcular el ICS sobre la base de los cuadrados contiguos se obtiene una magnitud que es muy sensible al nivel de agrupamiento de los puntos del patrón analizado, pero también al número de puntos,

aumentando la magnitud de dicho índice tanto con el nivel de agrupamiento como con el número total de puntos del patrón⁸.

2.2. La función auto-Poisson

Besag (1977) [11] resumió algunas de las últimas investigaciones sobre la formulación y el análisis estadístico de los procesos de puntos espaciales. Entre ellas describió el particular proceso de puntos de Markov propuesto por Strauss (1975)[34], y destacó la propuesta de Ripley (1977) [33] de ajustar un proceso de Strauss (mediante la estimación empírica a través de prueba y error de sus dos parámetros) a un proceso de puntos espaciales observado. En los procesos de Strauss, que tienen una expresión exponencial como la recogida en (2), uno de sus parámetros (λ) indica la intensidad del proceso, mientras que el otro (ρ) indica el grado de agrupamiento o concentración,

$$f(x) \propto \lambda^{\eta(x)} \rho^{s(x)} \quad (2)$$

donde $\eta(x)$ es una función del total de puntos, mientras que $s(x)$ es una función del número de puntos que se pueden encontrar dentro de una determinada distancia, alrededor de cada punto individualmente considerado. En la expresión (2), $\rho = 1$ define un proceso de Strauss plano y homogéneo, mientras que $\rho < 1$ define un proceso simple de inhibición (regular). Strauss originalmente propuso la expresión (2) con $\rho > 1$ como un modelo para patrones con agrupamiento. No obstante, en este tipo de procesos, cuando existe agrupamiento ($\rho > 1$), Kelly y Ripley (1976)[22] demostraron que no se puede garantizar la integrabilidad de la función.

Besag (1977)[11] aplicando los resultados de su trabajo de 1974[10], presentó un procedimiento de estimación de los parámetros del proceso de Strauss ajustando a un proceso de puntos espacial una función auto-Poisson mediante la técnica de los cuadrados contiguos, y en 1982[12] demostró que cualquier proceso de puntos de interacción entre pares inhibitorio puro puede obtenerse como límite de una adecuada sucesión de configuraciones en cuadrícula sobre una función auto-Poisson.

En concreto, Besag (1974)[10] propuso considerar una región finita A en un plano la cual recubrimos con una rejilla de pequeñas celdas cuadradas, con superficie idéntica y positiva A_i , y denotamos cada celda por $A_{r,s}$, donde r y s son las correspondientes coordenadas cartesianas. Si suponemos que el recuento de puntos sobre todas las celdas en que $A_i > 0$ sigue una distribución auto-Poisson (3), entonces, la probabilidad condicional de observar $x_{r,s}$ puntos en la celda (r, s) con superficie A_i , dados todos los demás recuentos, será

$$P(x_{r,s}^0 | x_{r,s}^j) = \frac{e^{-\mu_{r,s}(\cdot)} [\mu_{r,s}(\cdot)]^{x_{r,s}^0}}{x_{r,s}^0!} \quad (3)$$

donde

$$\mu_{r,s}(\cdot) = A_i \lambda \rho^{x_{r,s}^j}$$

y el orden del esquema auto-Poisson coincide con el de los recuentos considerados.

Para $\lambda > 0$ y $0 \leq \rho \leq 1$, esto produce una única y válida distribución de probabilidad sobre las celdas; el caso $\rho = 0$ requiere una relajación trivial de la condición de positividad;

⁸Albert *et al* (2000)[2]

mientras que $\rho > 1$ es indicador de un proceso de agrupamiento aunque define una función de probabilidad no integrable⁹. Disminuyendo la superficie de A_i hasta conseguir que en cada celda sólo podamos encontrar uno o ningún punto (límite teórico), el proceso auto-Poisson converge a un proceso de Strauss.

Siguiendo a Besag[11] obtenemos un procedimiento simple para la estimación de λ y ρ . Sobreponemos una cuadrícula fina que cumpla con la condición de límite teórico sobre el patrón de puntos, obtenemos los valores del correspondiente recuento de celdas y ajustamos el esquema Auto-Poisson. En principio, podríamos utilizar la máxima verosimilitud en la estimación de los parámetros, sin embargo, la distribución conjunta implica una constante normalizadora extremadamente incómoda, lo cual excluye la utilización de la máxima verosimilitud. Como alternativa, podemos usar en la estimación, el método de la pseudo-verosimilitud. Con carácter general, dada la especificación de probabilidad condicionada de un sistema espacial, el método asigna a los parámetros aquellos valores que maximizan la función de pseudo-verosimilitud (PL).

$$PL = \prod_{r,s} P(x_{r,s}^0 | x_{r,s}^j)$$

Maximizamos el $\ln(PL)$ utilizando la siguiente expresión

$$\begin{aligned} \ln(PL) = & -\lambda A_i \sum_{(r,s) \in C} \rho^{x_{r,s}^j} + \left(\sum_{(r,s) \in C} x_{r,s}^0 \right) (\ln A_i + \ln \lambda) \\ & + \left(\sum_{(r,s) \in C} x_{r,s}^j x_{r,s}^0 \right) \ln \rho - \ln \left(\prod_{(r,s) \in C} x_{r,s}^0! \right) \end{aligned} \quad (4)$$

en la que C representa el conjunto de coordenadas que determina la localización de todas las celdas de la cuadrícula, λ nos informa sobre la intensidad del proceso, y ρ nos informa del agrupamiento del mismo.

3. Aplicación

Un problema habitual a la hora de representar magnitudes y fenómenos económicos en el espacio es que su localización exacta no siempre resulta sencilla, ni es ajena a la asunción de algunas hipótesis a la hora de su representación que, cuanto menos, se deben explicitar. Establecer una correspondencia entre cualquier fenómeno económico, por ejemplo, el nivel de PIB de un pueblo, ciudad, comarca o región y el número de puntos y coordenadas espaciales que lo representa, admite varias posibilidades.

El problema radica en que la representación escogida debe informar tanto de la magnitud de dicho PIB, como de su localización espacial, es decir, tanto de los lugares en que exista actividad económica y de su cantidad, como de la distancia entre los mismos, debido a que ambas dimensiones del problema son ahora imprescindibles a la hora de realizar modelizaciones de estadística espacial y tienen implicaciones económicas relevantes.

¿Cómo traducir la información habitualmente disponible sobre distribución de la actividad económica en un patrón de puntos espacial que pueda ser modelizado adecuadamente?

⁹La posibilidad de enfrentarse a situaciones en las que el agrupamiento sea un fenómeno relevante son habituales en economía. La no integrabilidad implica, cuando su presencia es perceptible, que la suma de las probabilidades es menor que la unidad

Un patrón de puntos espacial representará de forma adecuada la distribución espacial de la actividad económica en un determinado territorio si, tanto el número de puntos y su localización, como su concentración, son un fiel reflejo de la cantidad, localización y agrupación del PIB en dicho territorio. El problema es que no suele estar disponible simultáneamente información sobre la localización de las unidades territoriales relevantes y sobre su nivel de PIB.

En concreto, en este papel usaremos datos de nivel de actividad (PIB) de regiones europeas y de su localización espacial, medida por sus coordenadas centrales, y construiremos los patrones de puntos por medio de un método que hemos denominado "método normal", el cual está relacionada con un supuesto familiar en la literatura de economía urbana, el supuesto de que la función de densidad de una población presenta una pendiente exponencial negativa, conocido como el gradiente de Muth-Mills. Según este supuesto, donde más densidad de habitantes existe en una ciudad es en su distrito comercial central, y a partir de este centro la densidad va disminuyendo en forma exponencial en todas direcciones. Para aproximar esta forma de representar la localización se ha generado, para cada unidad territorial i , una nube de p_i puntos que presente un patrón de distribución normal alrededor de sus coordenadas centrales, con la misma varianza tanto sobre abcisas como sobre ordenadas (ver ilustración en figura 4) ¹⁰.

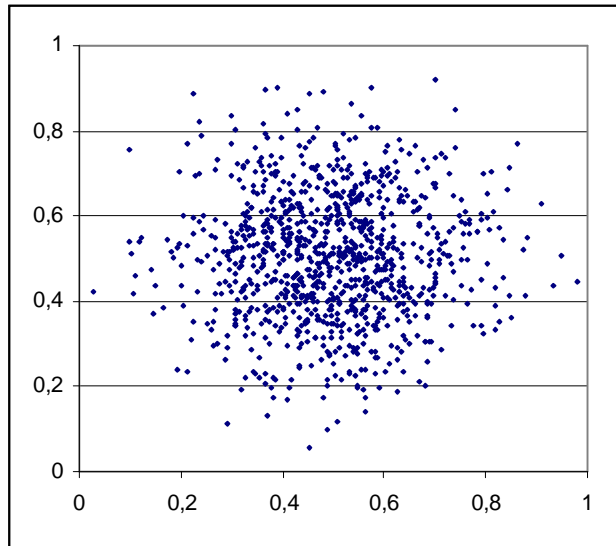


Figura 4: Ejemplo de nube de 1000 puntos con coordenadas centrales 0.5, 0.5 y varianza 0.02 sobre ambos ejes

A continuación se ha procedido a calcular el índice del tamaño del agrupamiento (ICS) y al ajuste de una función de distribución auto-Poisson para analizar la evolución de la distribución espacial de la actividad económica en algunos países de la Unión Europea entre los años 1980-2000. Los países que se han tenido en cuenta son: la antigua Alemania

¹⁰Para ejecutar ese proceso generador hemos utilizado una aplicación del software SPPA[1]. Este software se diseñó específicamente para hacer computacionalmente operativo el método de Besag, y su funcionamiento ha sido contrastado mediante simulaciones de Monte Carlo[2], [3]

Federal, Bélgica y Luxemburgo, España, Francia y Holanda¹¹. El estudio se ha efectuado a la vez sobre el conjunto de países citado y sobre cada país individualmente (hemos tratado a Bélgica y Luxemburgo conjuntamente).

3.1. Datos

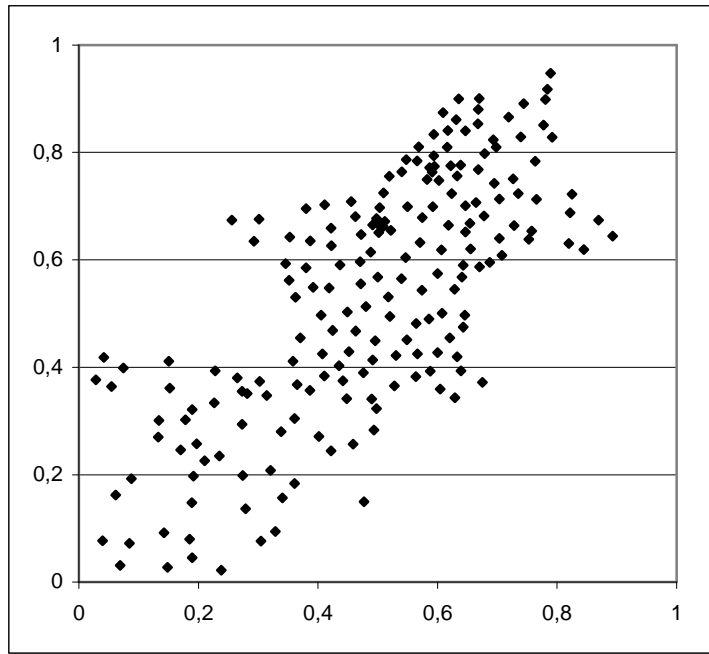
Los datos utilizados son el PIB en millones de paridad de poder de compra estándar, obtenidos de Datashop-Eurostat [18], con un nivel de desagregación regional NUT3 para España y Francia, y NUT2 para el resto de países¹². Las coordenadas centrales de cada una de las áreas territoriales consideradas se han conseguido transformando en coordenadas UTM las coordenadas geográficas (longitud y latitud) obtenidas del atlas universal electrónico Encarta 98[27] por medio del procedimiento ofrecido en Morton (2003) [29]. En la figura 5(a) se puede observar la localización de las coordenadas centrales utilizadas; mientras que en la figura 5(b) podemos ver un patrón de puntos que representa la distribución del PIB en la zona objeto de estudio en el año 1980. Para obtener este patrón de puntos se ha construido, siguiendo la técnica propuesta, una nube de puntos alrededor de cada coordenada central siguiendo una distribución aleatoria normal, con una desviación típica (la misma para cada eje) de 10 kilómetros. El número de puntos alrededor de cada coordenada central representa el PIB total de la correspondiente unidad territorial. Cada punto representa un PIB de 100 millones de unidades de paridad de poder de compra estándar en la Unión Europea, y suponemos que ocupa una superficie circular con un radio de 150 metros, lo que implica garantizar una distancia mínima entre cualquier par de puntos (inhibición) de 300 metros. Tanto la magnitud del ICS como las de la intensidad y el agrupamiento que se obtienen al analizar una nube de puntos son sensibles al número total de puntos, y, obviamente, el PIB total (número total de puntos) ha cambiado con el paso del tiempo en los países estudiados. En este papel estamos interesados en analizar la evolución temporal de la concentración espacial de la actividad económica, por lo tanto, para eliminar los efectos de los cambios en la cantidad del PIB sobre las magnitudes estimadas de su concentración, "normalizamos" las nubes de puntos construidas para los años 1991 y 2000 para hacerlas comparables a la de 1980. La normalización se consigue reescalando los valores del PIB de cada unidad territorial en 1991 y en 2000 para que el número de puntos total del espacio global considerado (compuesto de países o cada país considerado individualmente) sea el mismo que en 1980. Es decir, conseguimos que el PIB total sea el mismo los tres años y que los cambios se produzcan exclusivamente en la proporción de este PIB total que le corresponde cada año a cada unidad territorial, o sea, sólo vamos a considerar los cambios en la distribución espacial del PIB.

3.2. Resultados obtenidos

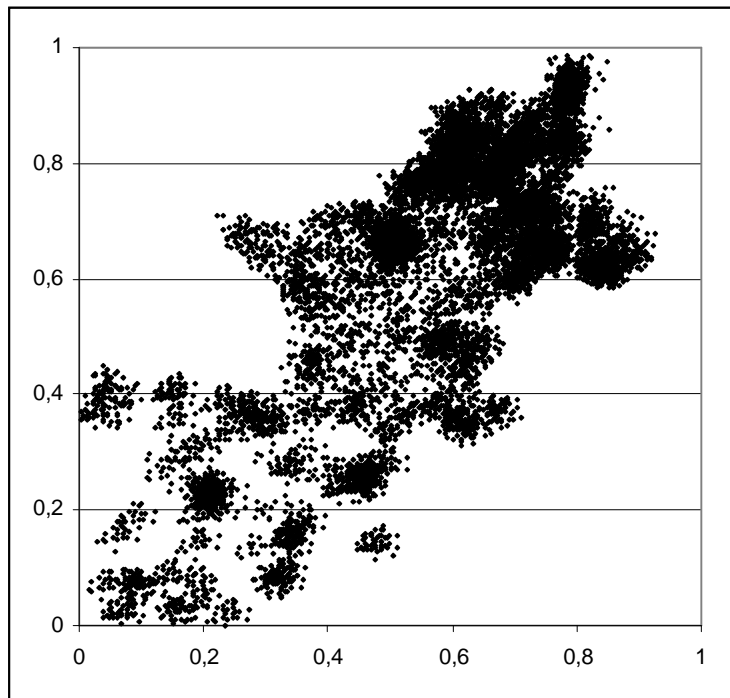
Para cada unidad territorial y cada año hemos construido sesenta patrones de puntos espaciales siguiendo el procedimiento anteriormente descrito. Sobre cada nube de puntos obtenida por este procedimiento de simulación se ha calculado el ICS y se ha ajustado una función auto-Poisson mediante la estimación de sus parámetros λ (intensidad) y ρ

¹¹La elección ha sido motivada por la disponibilidad directa de datos regionales de estos países para todo el periodo considerado.

¹²El uso de NUT2 y NUT3 simultáneamente responde al intento de partir de unidades territoriales más similares (en el caso de España las NUT3 se corresponden con las provincias).



(a)



(b)

Figura 5: (a)Localización de las coordenadas centrales. (b)Distribución espacial de la renta

(agrupamiento). En el cálculo del ICS sabemos que su magnitud depende del orden de cuadrícula utilizada, también sabemos que es aconsejable usar una cuadrícula con un número total de celdas que no supere el número de puntos de las respectivas nubes, pero la teoría no nos dice cuál es el número total de celdas que se debe utilizar. En este trabajo hemos decidido usar una cuadrícula de n^2 , siendo n la parte entera de \sqrt{p} , con p igual al número total de puntos de la nube. Sin embargo en la obtención del valor de los parámetros de una función auto-Poisson al ajustarla a una nube de puntos la teoría nos dice que hay que utilizar la cuadrícula correspondiente al límite teórico, y ésta es la que hemos utilizado en cada caso, obteniendo como resultado cuadrículas con celdas de mucha menor superficie en el ajuste auto-Poisson en comparación con las celdas utilizadas en el cálculo del ICS.

En el cuadro 1 presentamos los resultados obtenidos al analizar la evolución temporal de la concentración de la renta en el conjunto de países considerados de la Unión Europea. Los valores del estadístico ICS y de los parámetros λ y ρ que presentamos son medias de los valores obtenidos con las sesenta nubes de puntos generadas en cada caso, s es la desviación típica, mientras que los subíndices de los parámetros nos informan del orden de recuento que se ha utilizado. Para comprobar si las medias obtenidas son o no iguales, aplicamos contrastes de la diferencia de medias de variables aleatorias con distribución normal, tomando como hipótesis nula la igualdad de medias. En los cuadros se reportan estos contrastes en las columnas encabezadas por t . En cada columna, el primer valor se refiere al contraste para el intervalo 1980-1991, el valor inmediato inferior al intervalo 1991-2000, y el último valor de la columna se refiere al intervalo temporal completo (1980-2000). Por último, la cifra que encabeza la primera columna por la izquierda de cada cuadro nos informa del número total de puntos de cada nube.

Cuadro 1: Concentración versus dispersión de la actividad económica en la U.E.(6 países)

13, 260p	ICS	s	t	λ_1	ρ_1	s	t	λ_2	ρ_2	s	t
UE1980	8.09	0.22	5.13	13,200.4	5.783	1.42	1.05	13,110.3	6.923	1.28	0.66
UE1991	8.34	0.30	2.67	13,194.8	6.149	2.29	0.91	13,101.8	7.112	1.80	0.73
UE2000	8.21	0.24	2.71	13,200.6	5.840	1.29	0.23	13,112.5	6.925	0.83	0.01

El primer aspecto que llama la atención en el Cuadro 1 es que, tanto si nos fijamos en el ICS como en los valores de ρ_i , se detecta la existencia de un importante grado de agrupamiento o concentración de la actividad económica en Europa. La segunda cuestión que nos parece relevante es que en todos los casos se observa un ligero incremento en el grado de concentración espacial de la actividad económica a lo largo del periodo considerado, si bien con diferente nivel de significatividad y con un ritmo variable en el tiempo.

El ICS nos dice que entre 1980 y 2000, se ha incrementado la concentración espacial de la renta (de 8.09 a 8.21), pero este incremento global presenta dos fases distintas: entre 1980 y 1991 se ha incrementado la concentración de la renta (de 8.09 a 8.34), disminuyendo dicha concentración en el periodo 1991-2000 (de 8.34 a 8.21). Observando los correspondientes valores de t podemos afirmar que todas las diferencias señaladas son significativas.

Si centramos nuestra atención en los resultados obtenidos para el parámetro que mide el grado de agrupamiento o concentración al ajustar una función auto-Poisson (valores de ρ_1 y ρ_2), los resultados en medias son cualitativamente idénticos a los obtenidos con el ICS. Adicionalmente, aunque no se reportan los resultados, en estas estimaciones, al igual que en cada una de las efectuadas para los países considerados individualmente, se han

efectuado contrastes para comprobar si la magnitud obtenida para los valores de ρ en cada una de las nubes de puntos generada es distinta de cero (t de Student) y distinta de uno (tests de Wald, de los multiplicadores de Lagrange y del ratio de verosimilitudes), siendo prácticamente en todos los casos los valores obtenidos superiores a la unidad. La diferencia está en que aquí los resultados de comparar las estimaciones obtenidas para cada año considerado (valores de t) no permiten aceptar, en ningún caso, que las variaciones de ρ estimadas sean estadísticamente significativas. Así pues, si nos fijamos en este indicador, nuestras estimaciones no son lo suficientemente precisas como para asegurar tanto el aumento de la concentración estimada para el conjunto del periodo, como el aumento más pronunciado de la década de los ochenta y su descenso en los noventa. En síntesis, los valores estimados del grado de agrupamiento parecen indicar que las diferencias en el nivel de actividad regional en Europa, medidas por el PIB, no se han agudizado durante las dos últimas décadas, pero mucho menos se han reducido, lo que cuestiona cualquier signo de convergencia en los niveles de actividad de las regiones europeas. Este resultado añade un dato más a la hora de analizar la ralentización de la convergencia en renta per cápita regional en Europa para este mismo periodo.

En el Cuadro 2 se presentan los resultados obtenidos al analizar la evolución individual de cada país. Nos parece interesante destacar un primer resultado: en todos los países considerados y tanto si nos fijamos en los ICS como en las estimaciones de ρ , existen signos evidentes de una distribución espacial de la actividad económica que exhibe importantes desigualdades. La concentración, el agrupamiento, es la norma en todos los países considerados, eso sí, el fenómeno no tiene la misma intensidad en todos los casos.

En segundo lugar, es evidente que, con independencia del indicador concreto de concentración utilizado, en todo el período considerado la mayor concentración espacial de la actividad económica se da en Francia, seguida en segundo lugar de España, en tercer lugar, y con unos indicadores de concentración mucho menores que en los casos anteriores (mayor dispersión espacial de la actividad económica) está Alemania, seguida de Bélgica-Luxemburgo y, finalmente, Holanda¹³.

En cuanto a la evolución de cada país, es fácil observar la existencia de algunas diferencias significativas. En Alemania observamos que tanto los ICS como las estimaciones de ρ , nos dicen que la concentración espacial de la actividad económica ha disminuido entre 1980 y 2000, pero esta disminución se ha concentrado toda entre 1980 y 1991. También en el caso de Bélgica y Luxemburgo, y con independencia del indicador utilizado, la concentración espacial de la actividad económica disminuyó entre 1980 y 2000 (aunque en el caso de los recuentos de primer orden las diferencias no son estadísticamente significativas). Sin embargo, mientras que las magnitudes del ICS nos dicen que la disminución de la concentración de la actividad económica se produjo en ambos sub-periodos, en el caso del ajuste con la función auto-Poisson, el incremento en la diversificación espacial de la actividad económica sólo es estadísticamente significativo en el primer sub-periodo y cuando consideramos recuentos de segundo orden.

¹³De hecho en los ajustes de la auto-Poisson a las nubes de puntos que representan la distribución espacial del PIB en Bélgica, y sobre todo en Holanda, cuando utilizamos recuentos de primer orden obtenemos en muchos casos como resultado la aleatoriedad del proceso. No obstante, al aumentar la información (recuentos de segundo orden) todos los resultados detectan agrupación.

Cuadro 2: Concentración versus dispersión de la actividad económica en cada país

(a) Alemania Federal

4,364p	ICS	s	t	λ_1	ρ_1	s	t	λ_2	ρ_2	s	t
AF1980	2.87	0.13	6.96	4,336.5	3.201	1.14	1.59	4,299.0	3.587	0.86	2.56
AF1991	2.71	0.12	0.63	4,340.2	2.889	1.01	0.48	4,308.9	3.189	0.84	0.42
AF2000	2.70	0.12	7.46	4,339.0	2.978	1.02	1.13	4,307.2	3.253	0.82	2.17

(b) Bélgica y Luxemburgo

4,364p	ICS	s	t	λ_1	ρ_1	s	t	λ_2	ρ_2	s	t
ByL1980	1.77	0.06	9.27	4,323.4	1.837	0.33	0.71	4,244.1	2.246	0.23	3.01
ByL1991	1.66	0.07	5.43	4,325.6	1.796	0.30	0.19	4,257.1	2.114	0.25	0.78
ByL2000	1.60	0.06	16.1	4,324.1	1.806	0.29	0.54	4,251.1	2.147	0.22	2.41

(c) España

4,364p	ICS	s	t	λ_1	ρ_1	s	t	λ_2	ρ_2	s	t
ES1980	4.32	0.19	9.94	4,338.8	4.589	1.63	0.52	4,306.4	5.040	1.51	1.25
ES1991	4.66	0.18	6.97	4,337.3	4.761	2.00	0.18	4,301.7	5.419	1.80	0.42
ES2000	4.95	0.26	14.0	4,338.4	4.823	1.68	0.77	4,305.0	5.284	1.68	0.84

(d) Francia

4,364p	ICS	s	t	λ_1	ρ_1	s	t	λ_2	ρ_2	s	t
FR1980	5.24	0.25	17.2	4,336.5	5.082	1.55	1.19	4,304.9	5.307	1.14	2.28
FR1991	6.15	0.32	1.35	4,334.5	5.420	1.56	1.38	4,298.8	5.803	1.24	0.23
FR2000	6.07	0.34	15.1	4,337.2	5.028	1.55	0.19	4,300.3	5.743	1.13	2.10

(e) Holanda

4,364p	ICS	s	t	λ_1	ρ_1	s	t	λ_2	ρ_2	s	t
HO1980	0.71	0.04	8.77	4,350.9	1.146	0.19	1.85	4,287.5	1.439	0.15	2.31
HO1991	0.78	0.05	4.06	4,345.5	1.210	0.20	0.29	4,279.1	1.498	0.13	0.35
HO2000	0.82	0.05	13.3	4,344.9	1.221	0.21	2.10	4,280.7	1.489	0.16	1.80

Los tres países restantes se alejan de las pautas señaladas para Alemania, Bélgica y Luxemburgo. Así, en España, si nos fijamos en el ICS se aprecia un incremento en la concentración espacial de la actividad económica, y tanto para todo el período considerado (1980-2000) como para los dos sub-períodos en que se ha dividido. Sin embargo, los resultados obtenidos mediante el ajuste de la auto-Poisson, aunque también detectan el incremento de la concentración, no resultan estadísticamente significativos. En Francia, según los valores del ICS y de la estimación de la función auto-poisson con recuentos de segundo orden, la concentración espacial de la actividad económica se incrementa en el primer sub-periodo y se mantiene constante en el segundo (los cambios en ρ_1 no resultan significativos en ningún caso). Finalmente, para el caso de Holanda, los valores del ICS nos indican que la concentración espacial de la actividad económica se ha incrementado en cada sub-periodo, y son todos estadísticamente significativos, mientras que al ajustar la función auto-Poisson, los valores obtenidos de ρ sólo permiten aceptar este incremento para el conjunto del período, concentrándose el aumento en el primer sub-período.

4. Consideraciones finales

En este trabajo se presentan diferentes técnicas de estadística espacial que permiten aproximar una de las dimensiones que habitualmente ha resultado más esquivada al análisis empírico. Además, el recurso a los recuentos de diferentes subconjuntos del área de estudio, permite incorporar algo más que la distancia entre sucesos, tomando en consideración también la interacción espacial entre ellos.

Para dotar a nuestros datos de la adecuada dimensión espacial, se ha procedido a combinar información sobre coordenadas planas de las distintas regiones en las que se divide el área de análisis, con hipótesis sobre la distribución espacial interna del nivel de actividad en cada una de ellas. Por último, hemos utilizado la información generada para analizar la evolución temporal de la concentración de la actividad económica en seis países de la Unión Europea, tanto considerados conjuntamente como país a país, utilizando índices de tamaño del agrupamiento (ICS) y estimaciones de funciones de distribución auto-Poisson.

En síntesis, podemos decir que existen bastantes indicios (más robustos cuando utilizamos el ICS que con las estimaciones de los parámetros de la función auto-Poisson) de que durante el período considerado se ha producido un aumento de la concentración en la distribución espacial de la actividad económica inter-regional en Europa. Este incremento en el grado de concentración se ha producido fundamentalmente en la década de los ochenta, de hecho incluso puede haber disminuido muy ligeramente en los noventa. Así pues, no parece existir evidencia consistente con una reducción significativa en los desequilibrios regionales en Europa durante las dos últimas décadas. Lo que pone de manifiesto que el conjunto de fuerzas centrífugas y centrípetas generado por el proceso de integración económica y las pautas de crecimiento económico de los distintos países y regiones europeas, junto a las políticas económicas adoptadas (incluidas las regionales), han tenido el efecto de reforzar, aunque de forma moderada, las disparidades regionales en el nivel de actividad entre las regiones europeas.

Por otra parte, de nuestro análisis por países se desprende que existen prácticamente dos bloques diferenciados en el conjunto de países de la Unión Europea considerados. Por un lado, en Alemania, Bélgica y Luxemburgo se observa un ligero aumento en la

dispersión espacial de la actividad económica, concentrada en la década de los 80 y que se estabiliza durante los 90, mientras que en el resto de países considerados, Holanda, Francia y España, la tendencia podría situarse entre el ligero aumento de la concentración espacial de la actividad y su estabilización.

Estos resultados son absolutamente consistentes con el estancamiento de la convergencia regional detectada para el conjunto de Europa desde mediados de los 80¹⁴ y, probablemente, nos proporcionan un dato relevante adicional al análisis de dicha ralentización, al poner de manifiesto que para explicar la dinámica observada en la renta per cápita, debemos hacer propuestas consistentes con el ligero incremento inicial y posterior estabilización del grado de concentración espacial de la actividad económica en Europa. Probablemente existen diversas explicaciones consistentes con estos hechos, pero si se frena la convergencia en renta per cápita y aumenta ligeramente la concentración espacial de la actividad económica, es necesario que dichas explicaciones incorporen y contrasten la existencia de una relativa estabilidad de la distribución espacial de la población en Europa en este período.

Por último, sólo señalar el hecho de que los incrementos en el grado de concentración de la actividad económica regional en Europa son mejor detectados por el ICS que por las estimaciones de los parámetros correspondientes de la función auto-Poisson. Sin embargo, este extremo no debería extrañarnos, si tenemos en cuenta que la superficie del territorio del que se toma la información básica para calcular el ICS (cuadrícula en la que se divide el espacio objeto de estudio) es muy superior a la utilizada para calcular los recuentos de primer y segundo orden en el ajuste de la función auto-Poisson (debido a que hay que llegar al límite teórico). Así, al ajustar una auto-Poisson se obtiene información de variaciones en la localización de puntos que pasaría totalmente desapercibida en el cálculo del ICS. Esta mayor capacidad para captar cambios en la localización cuando se lleva a cabo el ajuste de una función auto-Poisson, es posible que haya introducido cierta infravaloración en el grado de concentración de la actividad económica estimado con esta técnica, dado que la distribución intra-regional del PIB se ha efectuado suponiendo patrones aleatorios normales¹⁵.

¹⁴Ver Martin (2001)[26]

¹⁵En el análisis conjunto de los seis países considerados, la superficie de la unidad territorial básica utilizada para calcular el ICS es unas 1.000 veces superior a la correspondiente a la tenida en cuenta para obtener las estimaciones de la función auto-Poisson de primer orden y unas 500 veces superior que en las estimaciones con recuentos de segundo orden (esto es debido a que la superficie de las celdas individuales que forman la cuadrícula utilizada en el cálculo del ICS es más de 4.000 veces superior a la superficie de las celdas individuales de la cuadrícula utilizada en el ajuste auto-Poisson). Estos mismos resultados se reproducen en los análisis país a país, pero a una escala inferior.

Referencias

- [1] J. M. Albert, M. Albert, J. Mateu, and J. C. Pernías. Sppa, spatial point pattern analysis. Computer software developed by the authors, Universitat Jaume I, Castelló, 1997.
- [2] J. M. Albert, J. Mateu, and J. C. Pernías. Spatial structure analysis using planar indices. *Quaderns d'Estadística i Investigació Operativa (Qüestió)*, 24(1):27–51, 2000.
- [3] J. M. Albert, J. Mateu, and J. C. Pernías. Modelling of spatial point processes derived from a sequence of auto-poisson lattice schemes. *Environmental Modelling and Software*, 17(2):105–123, 2002.
- [4] L. Anselin. *Spatial Econometrics: Methods and Models*. Dordrecht: Kluwer Academic, 1988.
- [5] L. Anselin and R.J.G.M. Florax. *New Directions in Spatial Econometrics*. Advances in Spatial Science. Springer, Berlin-Heidelberg, 1995.
- [6] L. Anselin and D.A. Griffith. Do spatial effects really matter in regression analysis? *Papers of the Regional Science Association*, 65:11–34, 1988.
- [7] L. Anselin and S. Hudak. Spatial econometrics in practice, a review of software options. *Regional Science and Urban Economics*, 22:509–536, 1992.
- [8] R. Barro and X. Sala-i Martin. *Economic Growth*. McGraw-Hill. New York, 1995.
- [9] M. Benirschka and J.K. Binkley. Land price volatility in a geographically dispersed market. *American Journal of Agricultural Economics*, 76:185–195, 1994.
- [10] J. Besag. Spatial interaction and the statistical analysis of lattice systems (with discussion). *Journal of the Royal Statistical Society*, 36:192–236, 1974.
- [11] J. Besag. Some methods of statistical analysis for spatial data. *Bulletin of the International Statistical Institute*, 47:77–92, 1977.
- [12] J. Besag, R. Milne, and S. Zachary. Point process limits of lattice processes. *Journal of Applied Probability*, 19:210–216, 1982.
- [13] H. Blommestein. Specification and estimation of spatial econometric models: A discussion of alternative strategies for spatial economic modelling. *Regional Science and Urban Economics*, 13:250–271, 1983.
- [14] A.C. Case, H.S. Rosen, and J.R. Hines. Budget spillovers and fiscal policy interdependence: Evidence from the states. *Journal of Public Economics*, 52:285–307, 1993.
- [15] D.R. Cox and V. Isham. *Point processes*. Chapman & Hall, London, 1980.
- [16] F.N. David and P.G. Moore. Notes on contagious distributions in plant populations. *Annals of Botany of London*, 18:47–53, 1954.
- [17] P.J. Diggle. *Statistical Analysis of Spatial Point Patterns*. Academic Press, London, 1983.

- [18] Eurostat. New cronos: regio, econ-r, gdp (millions of ppp), esa79 and esa 95.,nut level 3. Electronic publication, Eurostat, 2003.
- [19] M. Fujita, P. Krugman, and A.J. Venables. *The Spatial Economy*. MIT Press, Cambridge, Massachusetts, 1999.
- [20] D. Holtz-Eakin. Public-sector capital and the productivity puzzle. *Review of Economics and Statistics*, 76:12–21, 1994.
- [21] L. Hordijk and P. Nijkamp. Dynamic models of spatial autocorrelation. *Environment and Planning*, A(9):505–519, 1977.
- [22] F.P. Kelly and B.D. Ripley. On struss model for clustering. *Biometrika*, 63:357–360, 1976.
- [23] P. Krugman. *Geography and trade*. MIT Press. Cambridge, 1991.
- [24] P. Krugman. Increasing returns and economic geography. *Journal of Political Economy*, 99:483–499, 1991.
- [25] P. Krugman. First nature, second nature, and metropolitan location. *Journal of Regional Science*, 33(2):129–144, 1993.
- [26] R. Martin. Emu versus the regions? regional convergence and divergence in euroland. *Journal of Economic Geography*, 1:51–80, 2001.
- [27] Microsoft. Atlas encarta 98. Electronic publication, Microsoft, 1998.
- [28] Overman H.G. Redding S.J. Midelfart-Knarvik, K.H. and A.J. Venables. The location of european industry. *Economic Papers*, 142, 2000.
- [29] Alan Morton. Tm_ll.xls workbook. Electronic publication, Distribution mapping software (DMAP), www.dmap.co.uk, 2003.
- [30] J Paelinck and Klaasen L. *Spatial Econometrics*. Farnborough: Saxon House, 1979.
- [31] D. Puga. European regional policies in light of recent location theories. *Journal of Economic Geography*, 2:373–406, 2002.
- [32] D.T. Quah. Regional convergence clusters across europe. *European Economic Review*, 40:951–958, 1996.
- [33] B.D. Ripley. Modelling spatial patterns (with discussion). *Journal of the Royal Statistical Society*, B 39:172–212, 1977.
- [34] D.J. Strauss. A model for clustering. *Biometrika*, 63:467–475, 1975.
- [35] A.J. Venables. Economic integration and the location of firms. *American Economic Review*, 85(2):296–300, 1995.