

# El estudio econométrico de la concentración espacial de la industria: Ejemplo de aplicación en Madrid, Toledo y Guadalajara

Simón SÁNCHEZ MORAL

Analista del Área de Economía Aplicada y Territorial de Consultores de las Administraciones Públicas  
(Grupo Analistas)

Recibido: 22 de junio de 2004.

Aceptado: 30 de septiembre de 2004.

## RESUMEN

El interés por la cuestión espacial ha forzado la renovación de las técnicas econométricas convencionales, consolidando el papel de la Econometría Espacial en relación con una «Nueva Geografía Económica», atenta a la huella dejada por las interacciones espaciales como los efectos por vecindad (imitación, *spillovers*, externalidades, contagio...). Se propone un primer ensayo con los métodos globales y locales de análisis de autocorrelación espacial, aplicados a las nuevas industrias creadas entre 1981 y 1995, en Madrid, Toledo y Guadalajara (España). Los resultados obtenidos confirman el potencial de la metodología de cara a detectar *clusters* de alta natalidad industrial en la región, procesos de difusión y crecimientos endógenos.

**Palabras clave:** Econometría Espacial. Nuevas Industrias. Madrid, Toledo, Guadalajara.

## The econometrical study of industrial land concentration. Application samples in Madrid, Toledo and Guadalajara

### ABSTRACT

The interest for the spatial matters has accelerated the renewal of conventional econometric techniques, consolidating the role of Spatial Econometrics, in relation with a «New Economic Geography», which is focused on spatial interactions like neighbour effects (imitation, *spillovers*, externalities, contagion...). Initial experience with global and local methods of spatial auto-correlation analysis are applied at this time to new industrial births occurred between 1981 and 1995 in Madrid, Toledo, and Guadalajara (Spain). The results confirm the capacity of proposed methods in order to identify regional clusters of high industrial birth-rates, diffusion process and endogenous growth.

**Keywords:** Spatial Econometrics. New Industry. Madrid. Toledo. Guadalajara.

### RESUMÉ

L'intérêt pour les questions liées à l'espace a accéléré la rénovation des techniques économétriques conventionnelles vers une consolidation du rôle de l'Économétrie Spatiale comme «Nouvelle Géographie Économique», soucieuse des traces laissées par les interactions spatiales, comme les effets de débordements (imitation, *spillovers*, externalités, contagion, etc). L'auteur propose ici un premier essai sur l'application des méthodes globales et locales d'analyse d'autocorrélation spatiale aux nouvelles industries créées entre 1981 et 1995 à Madrid, Tolède et Guadalajara (Espagne). Les résultats obtenus confirment le potentiel de la méthodologie proposée pour la détection de *clusters* de natalité industrielle élevée dans la région, processus de diffusion et croissance endogène.

**Mots clé:** Économétrie Spatiale. Nouvelles industries. Madrid. Toledo, Guadalajara.

**SUMARIO:** 1. Introducción: la Nueva Geografía Económica y la Econometría Espacial. 2. El relanzado interés por la concentración de las actividades industriales: los clusters territoriales de alta fertilidad empresarial. 3. Modelización del proceso estocástico espacial en el ámbito de estudio. 4. El estudio global de la concentración espacial en el área de estudio. 5. Enfoque local. 6. Conclusiones. 7. Referencias bibliográficas.

## 1. INTRODUCCIÓN: LA NUEVA GEOGRAFÍA ECONÓMICA Y LA ECONOMETRÍA ESPACIAL

El proceso de convergencia entre Economía y Geografía, donde siempre han existido fenómenos de expansión, fragmentación e hibridación interdisciplinar (Méndez, R. 1997, 3), evidencia que por encima de la tradicional reivindicación de aquellos contenidos que se consideran propios (Chisholm, M., 1966, 11; Lloyd, P. E.-Dicken, P., 1977, 7; Claval, P., 1980, 14), se impone hoy un nuevo significado del área de solapamiento existente entre ambas disciplinas, en relación con la necesidad de hablar ya de «*ciencias sociales espacialmente integradas*» (Anselin, L. 1999, 67). La irrupción del espacio como denominador común a la reflexión científica de colegas geógrafos, pero también de un número creciente de economistas, dibuja hoy un nuevo cuadro de amenazas y oportunidades para nuestra disciplina.

En ese sentido, el economista Paul Krugman hace casi una década acertaba a reconocer la existencia de algo en la Economía Espacial que la convierte en un terreno inherentemente hostil para la clase de modelización que saben hacer la mayor parte de los economistas. Entre las cuestiones que directamente entran en conflicto con la teoría económica clásica, se aludía entonces al problema de la estructura de mercado ante la existencia de rendimientos crecientes, lo que significa aceptar, entre otras cosas, la competencia imperfecta, la ausencia de una llanura homogénea que minimiza la importancia de los costes de transporte, o la aparición de externalidades (Krugman, P., 1997, 34). La cuestión es que frente al relativo inmovilismo de los geógrafos, quienes según el mismo autor hemos retrocedido posiciones dentro de este área de solapamiento (fundamentalmente por las dificultades para expresar nuestro trabajo en el lenguaje lógico-matemático, dominante dentro de la misma), hoy son evidentes los esfuerzos realizados desde la Economía hasta lograr hacer efectiva la integración de la dimensión espacial.

En el frente teórico, uno de los caminos de aproximación más claramente trazados en los últimos años, se concreta en la propuesta de una nueva «Nueva Geografía Económica» (Krugman, P., 1999, 93; Glaeser, E., et al. 1992, 1127), atenta a la huella dejada por las interacciones espaciales en los procesos económicos. En este nuevo marco teórico, la atención se centra ahora en modelos que capturen la interacción directa entre los agentes, plasmada en normas sociales, efectos por vecindad como la imitación, spillovers, externalidades, contagio, etc., y arrojen, al mismo tiempo, luz acerca de cómo las interacciones individuales pueden dar lugar de forma agregada a comportamientos colectivos donde son reconocibles patrones comunes (Anselin, L., 1999, 69).

Ahora bien, para lograr todos estos objetivos ha sido necesario desarrollar las herramientas de análisis apropiadas, lo que conlleva un importante esfuerzo metodológico

sobre los modelos econométricos tradicionales. Surge de esta manera la nueva Econometría Espacial, que fija al menos cuatro focos de interés; la evaluación del efecto de la autocorrelación espacial en los modelos econométricos, la estimación de modelos que incorporen su efecto, la creación de test y herramientas de diagnóstico para reconocer su presencia, y la predicción espacial. Todos estos nuevos desarrollos econométricos han alcanzado la órbita de la geografía cuantitativa anglosajona, destacando en este sentido el papel del *National Center for Geographic Information and Analysis (NCGIA)*<sup>1</sup>, considerado hoy por hoy el más prestigioso centro de investigación y desarrollo en el campo de la información geográfica (Gutiérrez Puebla, J.-Gould, M., 1994, 217).

Nos encontramos por tanto ante un campo de estudio novedoso, que despierta el interés creciente de especialistas extranjeros y nacionales. Sin embargo, y como prueba del todavía incipiente grado de desarrollo alcanzado en nuestro país, cabe señalar ahora la organización de los primeros foros de discusión siempre en el marco de las *Reuniones de Estudios Regionales*, concretamente en la celebrada en 2001 en Madrid (Mur, J.-Trívez, F. J.-Angulo, A. 2002, 165), la publicación reciente del único manual en castellano de Econometría Espacial: R. Moreno-E. Vayá (2000); y, por supuesto, el aún escaso número de trabajos empíricos publicados: E. Vayá (1998), R. Moreno-E. Vayá (2002), o E. Viladecans Marsal (2002). Si a todo ello sumamos la escasa aportación de los geógrafos en estos primeros momentos, resulta evidente la necesidad de situar trabajos realizados desde nuestra disciplina dentro de una intersección disciplinar en la que a todas luces se abordan cuestiones eminentemente geográficas.

El objetivo de este trabajo es por tanto presentar un primer ensayo de los nuevos métodos econométricos, aplicados en esta ocasión a la cuestión de la concentración espacial de las nuevas industrias, y evaluar con ello las capacidades de los métodos propuestos. Como argumentaremos a continuación, la elección del tema dista de ser casual; de una forma teórica y práctica la concentración/ difusión de la actividad ha tenido un protagonismo absoluto en los estudios sobre localización industrial, siendo hoy uno de los puntos neurálgicos de la ciencia regional (Vázquez Barquero, A. 1986, 88).

## **2. EL RELANZADO INTERÉS POR LA CONCENTRACIÓN DE LAS ACTIVIDADES INDUSTRIALES: LOS CLUSTERS TERRITORIALES DE ALTA FERTILIDAD EMPRESARIAL**

Como consecuencia del cambio en la lógica espacial de la industria que inaugura la reestructuración productiva (Storper, M.-Walker, R. 1989, 6), al tradicional interés

<sup>1</sup> Este artículo se integra dentro del proyecto de Tesis Doctoral dirigido por los doctores Juan Córdoba Ordóñez y Ricardo Méndez de la Universidad Complutense de Madrid. Las salidas al extranjero previstas dentro del programa FPI de la Comunidad de Madrid, nos permitieron asistir al programa avanzado «Spatial Data Analysis», organizado por el NCGIA y Center for Spatially Integrated Social Science, e impartido por el profesor Luc Anselin. Este es el origen del software y del material de apoyo empleado en este artículo: Anselin, Luc (1995). SpaceStat, A Software Program for the Analysis of Spatial Data. Versión 1.91 R10-03/27/01. Copyright © 1990-2001 Luc Anselin.

por evaluar el grado de concentración o dispersión de la actividad (en relación con la aparente ralentización de las fuerzas concentradoras dominantes en otras fases del Capitalismo), hay que sumar los esfuerzos actuales que desde una *perspectiva ecológica* se hacen para explicar por qué determinados territorios y sociedades, a partir de sus particularidades geográficas, sociales, culturales, etc., presentan un dinamismo empresarial destacado, convirtiéndose así en auténticos semilleros para la creación de nuevas iniciativas industriales (Nunes de Almeida, A.-Ferrão, J.-Sobral, J. M. 1994, 57). Sin entrar ahora en la naturaleza de las estrategias empresariales que subyacen a este dinamismo industrial (algo imposible de verificar únicamente desde la aproximación estadística), lo cierto es que todas las evidencias empíricas apuntan a que la concentración espacial de las nuevas industrias, y asociado a ello la aparición de campos de externalidades para la actividad industrial, ocurre sobre un sustrato territorial a medio camino entre el municipio y la provincia, y en cuya configuración intervienen principios como la proximidad, la vecindad, etc.

Si a este hecho sumamos que la tendencia al agrupamiento de la industria tiene lugar bajo la lógica de una división espacial del trabajo, que reasignar actividades y funciones según las ventajas comparativas de cada territorio, lo que parece acentuar las tendencias hacia la especialización territorial en un sistema progresivamente integrado, se comprende el éxito de una de las líneas de investigación más populares hoy en día dentro de la demografía industrial; la identificación de los *clusters* empresariales-territoriales (Paci, R.-Usai, S. 2000, 2; Callejón, M.-Costa, M. T. 1996, 41).

En ese sentido, si de un lado comprobaremos la posible aportación econométrica a la primera fase en la metodología de estudio sobre *medios innovadores*, esto es, la identificación de espacios industriales dinámicos, que parecen responder de forma positiva al reto impuesto por el nuevo contexto tecno-económico y regulatorio, lo que permitirá establecer una preselección de candidatos además de otras consideraciones de interés que puedan derivarse de las nuevas tendencias de localización industrial (Alonso Santos, J. L.-Méndez, R. eds., 2000, 49); de otro la extensión sectorial del análisis aquí esbozado, representa un medio de identificación sistemático de aglomeraciones de sectores industriales, entendido como sistemático aquella metodología que no se sostiene en una información o conocimiento a priori de las localizaciones (Feser, E. J.-Sweeney, S. H.-Renski, H. C. 2001, 2).

Pero si la temática industrial del trabajo no es casual, mucho menos lo es el ámbito espacial del estudio. Porque ante la prioridad de dirigir los primeros esfuerzos a comprender la naturaleza y valorar las posibilidades de las técnicas econométricas, el ensayo se efectuará en un ámbito geográfico seleccionado *ex profeso* (Madrid y dos provincias limítrofes, Guadalajara y Toledo), clarificador del impacto de las interacciones espaciales y su reflejo en patrones territoriales contrastados. Así, si la ciudad de Madrid y las coronas metropolitanas resultan ser paradigmáticas en cuanto que aglomeración industrial, la provincia de Toledo nos revela una estructura territorial difusa y compleja, con superposición de un patrón espacial resultado de la descentralización desde el foco madrileño por un lado, y un modelo de base endógena del que sobresalen lo que *a priori* identificamos como algunos *clusters* espaciales, reforzados según qué casos por ambos procesos. Por su parte, Guadalajara representa un buen ejemplo de industrialización periférica con fuertes contrastes territoriales, visi-

bles en los amplios vacíos dominantes en buena parte de la provincia y algunas zonas de máxima concentración en torno al Corredor del Henares. El dinamismo de estas últimas de nuevo debe ser relacionado con la propagación del tejido fabril madrileño más allá del borde provincial (*efecto frontera*), y, por tanto, con una de esas formas de interacción espacial que tanto interesan a la Nueva Geografía Económica.

En resumen en nuestro trabajo, que ya advertimos tiene un claro sesgo hacia las cuestiones metodológicas, se ensayan las medidas econométricas de concentración espacial a la cuestión de las nuevas industrias aparecidas en Madrid, Toledo y Guadalajara entre 1981 y 1995. Para ello, se propone la modelización econométrica del fenómeno a partir del principio de autocorrelación espacial; se repasan las principales medidas globales de concentración y los desarrollos más recientes desde el llamado enfoque local; se propone, finalmente, una amplia bibliografía de referencia para profundizar en esta novedosa materia.

### 3. MODELIZACIÓN DEL PROCESO ESTOCÁSTICO ESPACIAL EN EL ÁMBITO DE ESTUDIO

Empezando por el principio mismo de la cuestión, cualquier estudio econométrico de la concentración espacial se fundamenta en la *Teoría de los Procesos Estocásticos* espaciales, los cuales plantean, como veremos, algunas particularidades respecto de los modelos temporales (Anselin, L. 1999, 70):

$$\{Z(s): s \in D\} \quad (1)$$

siendo:

$s \in R^d$ : localizaciones genéricas (vector de coordenadas).

$D \subset R^d$ : subconjunto de localizaciones potenciales.

$Z(s)$ : variable aleatoria en  $s$ , con realización  $z(s)$ .

Desde este punto de vista, el valor de la variable en las unidades espaciales que componen un mapa dado, constituye sólo una de las infinitas realizaciones posibles de un proceso general, que según la naturaleza de los datos espaciales de partida hará referencia al patrón de puntos finitos (*«Point patterns»*), a un continuo infinito de valores que forman la superficie observada (*«Geostatistical data»*) o, como en nuestro caso, a las unidades discretas de análisis que conforman el área de estudio (*«Lattice or regional data»*). En cualquiera de estos casos, fruto de la realización del proceso pueden aparecer dos efectos espaciales del máximo interés:

De la misma forma que en modelado de series temporales retrasamos la variable en el tiempo para plantear a continuación la regresión de la serie original sobre esta nueva variable desplazada  $k$  retardos, ahora cada observación (municipio) presenta con las restantes una relación de dependencia cuya naturaleza es la principal diferencia del modelo. Así, en los procesos espaciales ésta es bidimensional y multidireccional, ya que en cualquier dirección geográfica pueden aparecer entidades territoriales vecinas; además, resumida bajo el principio «yo soy el vecino de mis vecinos»,

la dependencia espacial no tiene una única dirección como en las series de tiempo (pasado-presente), en la medida que todas las observaciones están *a priori* influidas por todas (feedback).

Este es el origen de un problema, el de la existencia de *autocorrelación espacial*, tan familiar para la Geografía que ha hecho de ello su «primera ley», y cuyo enunciado nos recuerda que todas las cosas dependen de algo más pero las que están más cerca dependen más (Tobler, W. 1979, 379). Más formalmente, la presencia de autocorrelación espacial, definida por tanto como la coincidencia de valores similares en similares localizaciones, puede ser verificada si:

$$\text{Cov}[y_i, y_j] = E[y_i y_j] - E[y_i] * E[y_j] \neq 0, \text{ para } i \neq j \quad (2)$$

siendo:

$i, j$ : los individuos espaciales.

$y_i, y_j$ : valor de la variable aleatoria en dicha localización.

Pero existe otro efecto, bajo determinadas circunstancias considerado el opuesto, cuya importancia es también fundamental; la heterogeneidad espacial o inestabilidad estructural de los datos geográficos se traduce en una forma de *heterocedasticidad espacial*, con dos implicaciones fundamentales. La primera de ellas, que los métodos tradicionales de regresión, como los mínimos cuadrados, en presencia de autocorrelación espacial pueden llevar a estimaciones sesgadas e inconsistentes, inflando notablemente la significación estadística de los parámetros de la regresión (Unwin, D. J.-Hepple, L. W. 1975, 219). Por otro lado, la mencionada falta de estacionariedad tiene carácter geográfico; es decir, la localización de estas observaciones que rompen la estabilidad de la tendencia y/o varianza no es ni mucho menos aleatoria, apareciendo con frecuencia subconjuntos dentro del mapa cuyo comportamiento ha de ser necesariamente diferente. Como veremos, en la práctica esto exige establecer áreas *a priori* homogéneas en cuanto al comportamiento del fenómeno; si en series temporales se plantea la hipótesis acerca de hasta qué retardo existe influencia, ahora debemos fijar el alcance potencial de la interacción espacial. En este sentido, en uno de los pocos ejemplos disponibles en nuestro país ya se sostiene la importancia de una meso-escala geográfica, a medio camino entre la provincia y el municipio, como expresión territorial del concepto de área económica (Viladecans Marsal, E., 2002, 3).

Aclarados los aspectos más teóricos, aportamos la figura 1 que sintetiza todas las decisiones adoptadas en nuestra modelización del problema, al tiempo que deja planteados algunos caminos alternativos. En este sentido, guiados por el principio básico de que *a priori* el mejor modelo es el más sencillo, descartamos aquellas soluciones que pese a acercar quizás un poco más el modelo a la realidad, complican nuestra propuesta en esta primera toma de contacto con los métodos econométricos.

Concretamente, la primera decisión importante se plantea a la hora de establecer qué entidades espaciales pueden ser consideradas vecinas de las otras; de ello depende el alcance teórico de la interacción espacial o de los efectos espaciales (en nuestro caso la propagación de la natalidad industrial entre los municipios). De todas las alternativas posibles, nuestro criterio será la existencia de contigüidad espacial o, lo

que es lo mismo, la consideración de vecinos para aquellos municipios que compartan una frontera.

En ese sentido, cabe recordar que se ha planteado la posibilidad de considerar conjuntamente la extensión de la frontera común y el tamaño total de la unidad espacial (lo que permitiría modular la intensidad de la interrelación entre vecinos), así como otras alternativas a partir de un criterio de vecindad basado en la distancia al centro de referencia (Getis, A.-Ord, J. K. 1992, 189). Además, de acuerdo con algunos conceptos teóricos claves hoy en día, como los de *economía en red* (Castells, M. 1996, 199) y *economía de archipiélago* (Veltz 1999, 10), nos enfrentamos al reto de poder formular la hipótesis de influencia incluso entre entidades territoriales que no satisfacen los criterios clásicos de vecindad. Volviendo a nuestro modelo, de entre todos los criterios de contigüidad posibles en una cuadrícula regular («*Bishop*», «*Rook*» o «*Queen*») emplearemos el tercero de ello.

A partir de todos estos criterios, la matriz  $W$  de conectividad o de pesos espaciales se encarga de capturar las relaciones dentro del área de estudio, asignando unos y ceros a los elementos de la matriz en función de la existencia o no de vecindad entre ellos (cero por convención al elemento  $w_{ii}$  de la diagonal principal). Esto nos permite construir la herramienta clave en el análisis de los procesos estocásticos espaciales, esto es, el *operador de retardos espaciales* o «*Spatial Lag Operator*», que permite observar la variable en los municipios vecinos de la forma (Anselin, L. 1999, 71):

$$[Wy]_i = \sum_{j=1, \dots, N} w_{ij} * y_j \quad (3)$$

siendo:

$y_j$  = observación de la variable aleatoria en las  $j$  localizaciones.

$w_{ij}$  = elemento  $ij$  de la matriz  $W$  ( $N*N$ , simétrica y positiva).

con:

$w_{ij} = 1$  para  $i$  y  $j$  vecinos.

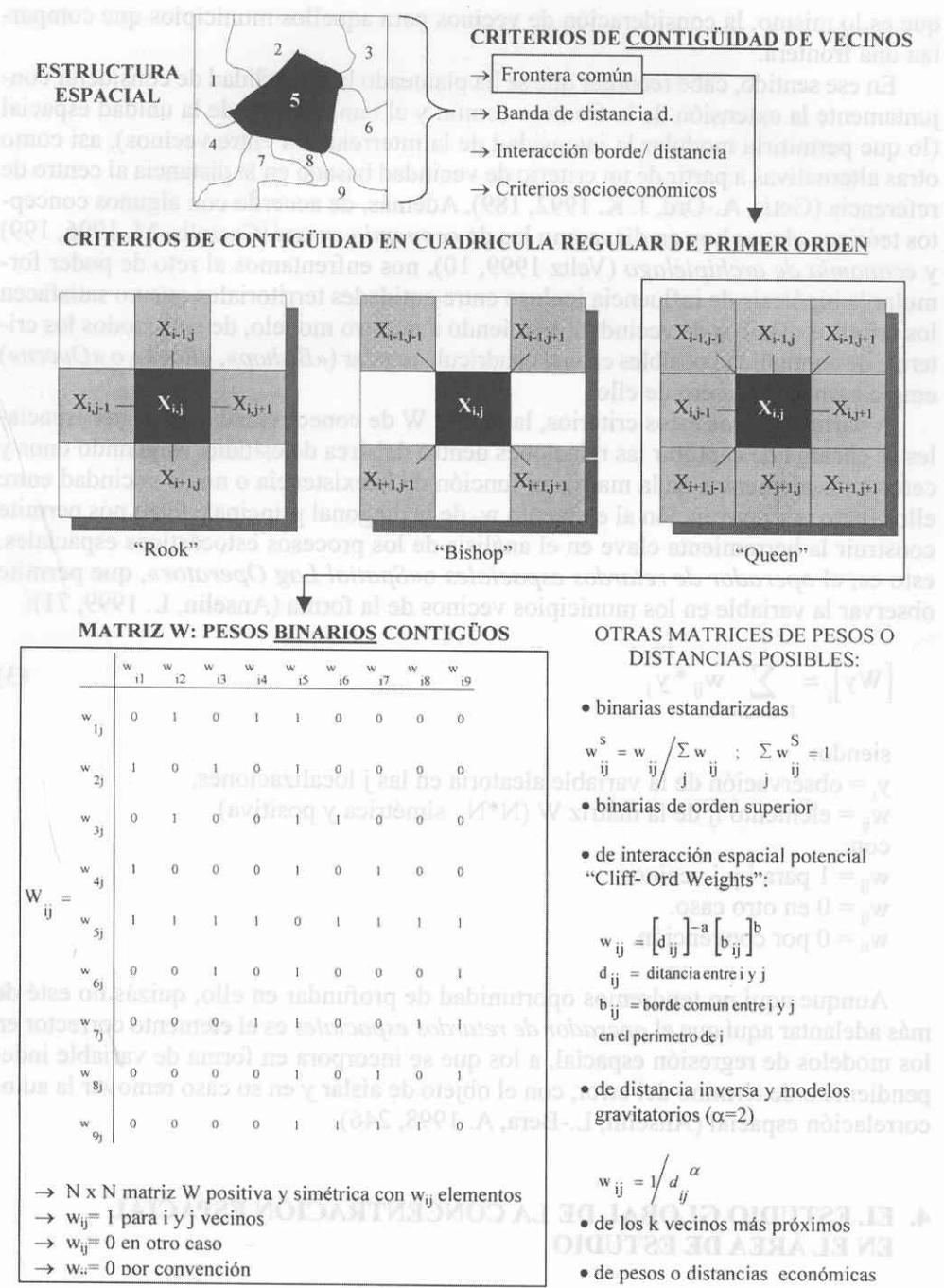
$w_{ij} = 0$  en otro caso.

$w_{ii} = 0$  por convención.

Aunque aquí no tendremos oportunidad de profundar en ello, quizás no esté de más adelantar aquí que el *operador de retardos espaciales* es el elemento corrector en los modelos de regresión espacial, a los que se incorpora en forma de variable independiente o de término del error, con el objeto de aislar y en su caso remover la autocorrelación espacial (Anselin, L.-Bera, A. 1998, 246).

#### 4. EL ESTUDIO GLOBAL DE LA CONCENTRACIÓN ESPACIAL EN EL ÁREA DE ESTUDIO

Vayamos por un momento a la imagen de partida que proyecta el número de expedientes de alta tramitados en el Registro Industrial entre 1981 y 1995 en las tres provincias seleccionadas (figura 2). Sobre el mapa no resulta difícil identificar los rasgos



Fuente: Elaboración propia.

Figura 1. Pasos en la modelización del proceso estocástico espacial.

básicos de la organización espacial de la industria; el enorme peso de la aglomeración urbano-industrial madrileña, que desborda los límites provinciales propagándose hacia La Sagra y el Corredor del Henares a través de las carreteras de primer orden; la presencia de un modelo espacial disperso en Toledo, pero en el que destacan algunos enclaves como Talavera de la Reina, Fuensalida, Torrijos o Sonseca; y el fuerte contraste entre el vacío industrial existente en la mayor parte de la provincia de Guadalajara, y la alta concentración al oeste de la misma.

Pero esta aproximación cartográfica-descriptiva a la cuestión (a la que como geógrafos estamos más que habituados), resulta insuficiente para dar respuesta a algunas cuestiones básicas que persigue el estudio econométrico de la concentración; ¿es éste un mapa concentrado o disperso?, ¿podría haber sido resultado simplemente del azar, o los patrones espaciales son significativos en términos estadísticos?, en el caso de las formas de autocorrelación espacial positiva de valores altos (clusters territoriales), ¿donde se localizan en el mapa?; finalmente, ¿qué parte del comportamiento dinámico de estos clusters de alta natalidad industrial es atribuible al efecto cruzado de municipios vecinos?...

Para dar respuesta a esas preguntas debemos iniciar el análisis a través del enfoque global, inspirado en el estudio clásico de la distribución de puntos sobre un sistema de cuadrícula regular (Point Pattern Analysis), que plantea la aparición de un continuo entre la concentración total de la variable en un único punto y el reparto uniforme por toda la superficie (Hagget, P.-Cliff, A. D.-Frey, A., 1977, 417). En términos estadísticos esto se describe como la transición desde una distribución de Poisson (patrón aleatorio), hacia los extremos donde la media es mayor que la varianza (patrón cluster) o la varianza mayor que la media (patrón regular).

La aparición de estas distribuciones espaciales de referencia puede ser comprobada mediante una serie de contrastes de hipótesis; los estadísticos popularizados como «medidas de autocorrelación espacial para variables ordinales y de intervalo». De entre todos ellos, aquí ensayaremos concretamente con el Coeficiente I de Moran (Moran's I) y el Coeficiente c de Geary (Geary's c):

$$\text{Moran's } I = \left( \frac{n}{S_0} \right) \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1, j \neq i}^n w_{ij} (x_i - \mu)(x_j - \mu)}{\sum_{i=1}^n (x_i - \mu)^2} \tag{4}$$

$$\text{Geary's } c = \left( \frac{n-1}{2S_0} \right) \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1, j \neq i}^n w_{ij} (x_i - x_j)^2}{\sum_{i=1}^n (x_i - \mu)^2} \tag{5}$$

siendo:

n = número de observaciones.

x<sub>i</sub> = observaciones en las localizaciones i (con media μ).

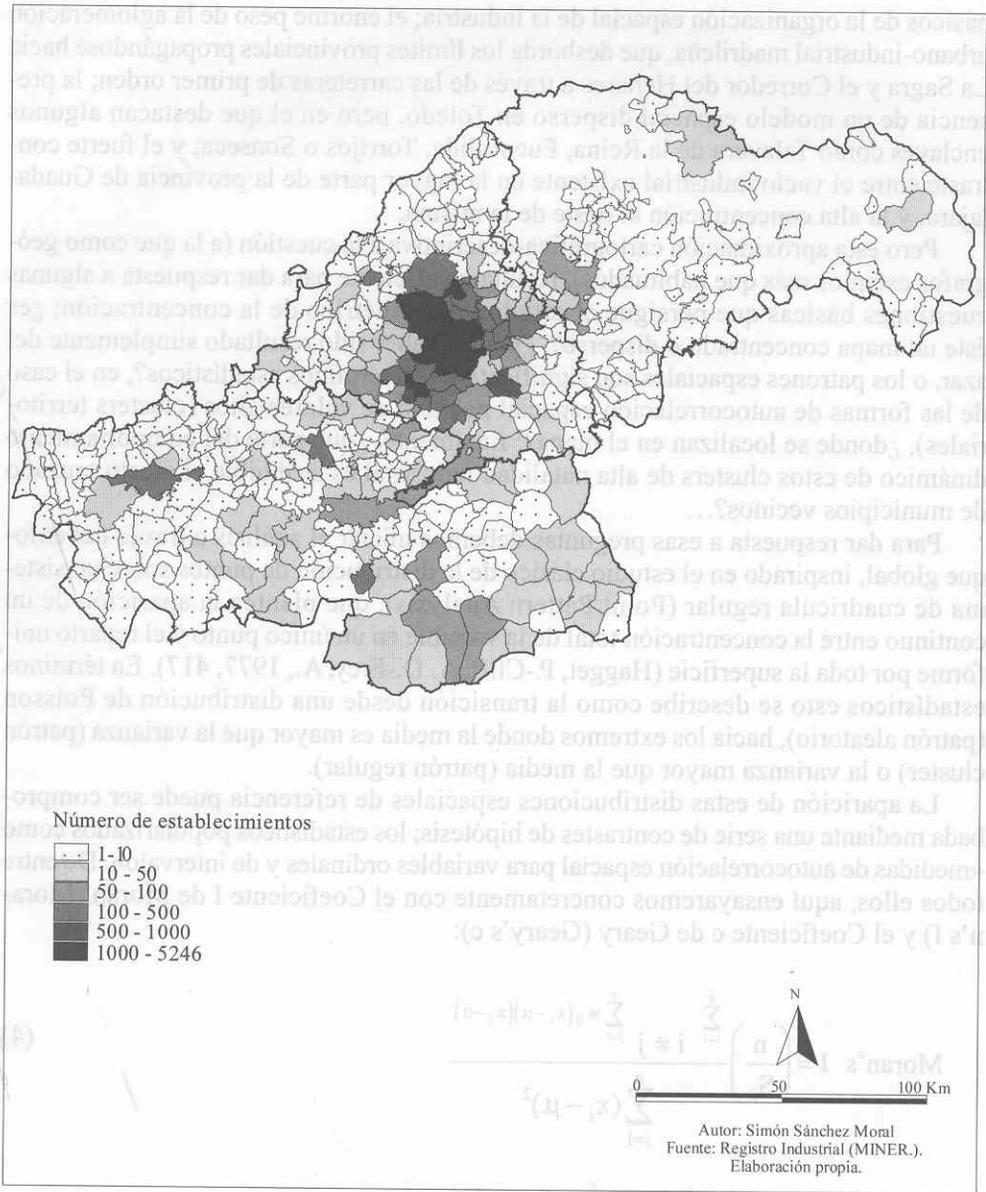


Figura 2. Nuevas industrias creadas en la zona de estudio entre 1981 y 1995.

$x_j$  = observaciones en las localizaciones  $j$  (con media  $\mu$ ).

$w_{ij}$  = elemento de la matriz espacial de pesos correspondiente al par de observación  $ij$ .

$$S_0 = \sum_i \sum_j w_{ij}$$

La inferencia estadística a partir de los coeficientes puede realizarse por tres caminos diferentes, todos ellos basados en la comparación entre los resultados teóricamente esperados y los observados. El primero de ellos, o «aproximación normal» (*normal approximation*), asume que las variables  $l$  y  $c$  estandarizadas siguen una ley normal (Cliff, A. D.-Ord, J. K. 1973, 21):

$$z_l = \frac{l - E[l]}{\sigma_l} \equiv N(0,1) \quad \text{y} \quad z_c = \frac{c - E[c]}{\sigma_c} \equiv N(0,1) \quad (3)$$

Por lo tanto, construido el contraste de la forma habitual, comenzando por definir la hipótesis nula «la probabilidad de que una región reciba un valor particular de la variable  $X$  es la misma para toda localización  $i$ , así como independiente de lo que suceda en el resto», frente a la hipótesis alternativa «la probabilidad no es la misma en todas las regiones  $y/$  o el nivel de  $X$  observado en  $i$  no es independiente de lo que ocurra en el resto», procedemos a evaluar  $l$  y  $c$ , o equivalentemente  $z_l$  y  $z_c$ .

En el segundo camino, denominado «aleatorización» (*randomization*) no hay asunción apriorística a cerca de la distribución de  $X$ , de tal forma que cada valor observado podría haber ocurrido por igual en todas las localizaciones. Es decir, la localización de los valores  $y$  su relación espacial es irrelevante. Se obtienen así diferentes valores de la desviación estándar de  $l$  y  $c$  (Cliff, A. D.-Ord, J. K. 1973, 12; Ebdon, D. 1982, 260)  $y$ , por lo tanto, nuevos  $z$ -valores deben ser evaluados.

Por último, con la aproximación por «permutación» la distribución de referencia para calcular la probabilidad de que la disposición espacial observada haya sido fruto del azar es obtenida empíricamente, permutando aleatoriamente todas los valores observados en el espacio  $y$  recalculando  $l$  y  $c$  en cada una de las sucesivas muestras. En este cálculo por simulación, en nuestro caso a partir de 999 réplicas, se habla de pseudo-significancia estadística de los coeficientes.

En síntesis, la interpretación de los coeficientes significativos (al 0,01 o 0,05 según el nivel de significación  $a$  fijado) permite extraer las siguientes conclusiones recogidas en la figura 3.

- $l > -1/(n-1)$  o  $z_l > 0 \Rightarrow$  Autocorrelación espacial positiva: cluster espacial de valores altos  $y/o$  bajos.
- $l < -1/(n-1)$  o  $z_l < 0 \Rightarrow$  Autocorrelación espacial negativa: cluster espacial de valores altos  $y$  bajos.
- $c > 1$  o  $z_c > 0 \Rightarrow$  Autocorrelación espacial positiva: cluster espacial de valores altos  $y/o$  bajos.
- $c < 1$  o  $z_c < 0 \Rightarrow$  Autocorrelación espacial negativa: dispersión espacial de valores altos  $y$  bajos.

Fuente: Elaboración propia.

**Figura 3.** Interpretación de la estadística global.

Al respecto, en el caso del coeficiente de Geary se hace necesaria la aclaración de que dado que bajo  $H_0$ ,  $c = 1$ , de cara a su interpretación habitualmente se invierte [ $c - E(c)$ ] por [ $E(c) - c$ ], de tal forma que valores  $z$  positivos correspondan a autocorrelación espacial positiva y valores negativos a autocorrelación espacial negativa (Cliff, A. D.-Ord, J. K. 1973, 21).

Aclaradas todas estas cuestiones, ya podemos proceder al estudio de la concentración espacial de los nuevos establecimientos por municipios. El test de Moran  $I$  construido por los tres procedimientos descritos permite rechazar, con un margen de confianza más que suficiente (valor de probabilidad inferior a 0.01), la hipótesis nula, esto es, que el valor de la variable en las unidades espaciales es independiente del nivel de creación de los respectivos vecinos. Además, el signo positivo de  $I$  confirma la tendencia a la localización conjunta de los valores altos y/ o bajos de natalidad industrial (figura 4).

**Tabla 1.** Test de Moran's  $I$  de autocorrelación espacial

	<b>I</b>	<b>MEAN</b>	<b>ST.DEV.</b>	<b>Z-VALUE</b>	<b>PROB</b>
<b>Normal approximation</b>	0.149211	-0.001	0.023292	6.465904	0.000000
<b>Randomization assumption</b>	0.149211	-0.001	0.010871	13.853420	0.000000
<b>Empirical pseudo-significance based on 999 random permutations</b>	0.149211	-0.001	0.011685		0.001000

*Fuente:* Registro Industrial (MINER). Elaboración propia a partir de salida original de *SpaceStat* (Copyright © 1990-2001 Luc Anselin).

**Tabla 2.** Test de Geary  $c$  de autocorrelación espacial

	<b>c</b>	<b>MEAN</b>	<b>ST.DEV.</b>	<b>Z-VALUE</b>	<b>PROB</b>
<b>Normal approximation</b>	1.769042	1.000	0.027501	27.963800	0.000000
<b>Randomization assumption</b>	1.769042	1.000	0.246348	3.121775	0.001798
<b>Empirical pseudo-significance based on 999 random permutations</b>	1.769042	0.991	0.241117		0.014000

*Fuente:* Registro Industrial (MINER). Elaboración propia a partir de salida original de *SpaceStat* (Copyright © 1990-2001 Luc Anselin).

Idénticas conclusiones se obtienen a partir de los resultados del coeficiente de Geary (figura 5), si bien éstos resultan ser algo menos significativos en los procedimientos de aleatorización y permutación. El valor de  $c$  señala, una vez más, que la probabilidad de que un municipio reciba un valor alto o bajo no es independiente de lo que les ocurra a sus vecinos; por el contrario, todo apunta a que la variable de nuevas industrias tiende a concentrarse en determinadas parcelas del territorio, y a dejar amplios espacios con un nivel de creación marginal, cuando no auténticos desiertos industriales.

Como ya intuimos, los coeficientes globales de Moran y Geary tienen un importante campo de aplicación a infinidad de problemas geográficos en los que la cuestión de la concentración ocupa un lugar central, minimizando además la subjetividad inherente a toda aproximación interpretativa de los patrones espaciales a partir de la cartografía temática (la principal herramienta de análisis propuesta por ese enfoque ecológico en demografía industrial). Sin embargo, y a pesar de representar un claro avance frente a otras medidas de concentración que ignoran la estructura territorial y, por tanto, las potenciales interacciones espaciales existentes entre vecinos (Czamanski, S.-Augusto de Q. Ablas 1978, 62; Viladecans Marsal, E. 2002, 6), no conviene perder de vista sus posibles limitaciones:

La primera deriva de la llamada «invarianza topológica». Definida la matriz  $W$  de contactos, el tamaño y la forma de los individuos espaciales, o la desigual intensidad de sus relaciones, son todos rasgos completamente ignorados por el modelo. Directamente relacionado con ello, sólo aumentando el orden de la matriz  $W$  (con el problema añadido de provocar un aumento exponencial del tamaño de la matriz), o lo que es lo mismo, sólo extendiendo el alcance espacial del proceso con sucesivas coronas de vecinos, podemos comprobar la validez de la hipótesis inicial relativa al alcance de la dependencia y la posible aparición de discontinuidades dentro del patrón espacial (visibles en la estructura del correlograma espacial). Finalmente, como hemos comprobado, los coeficientes globales nos indican la presencia de autocorrelación espacial significativa, pero no distingue si la concentración geográfica hace referencia a los valores bajos o a los altos de la variable, y tampoco donde se sitúan geográficamente los clusters locales significativos en términos estadísticos.

## 5. EL ENFOQUE LOCAL

Para superar las limitaciones de la estadística global contamos con los indicadores locales, dentro de los que estarían los llamados *LISA* (*Local Indicators of Spatial Association*). El concepto, de desarrollo muy reciente en la literatura científica (Anselin, L. 1995, 93), hace referencia al conjunto de aquellas medidas de autocorrelación espacial que: (i) indican los cluster espaciales significativos para cada localización; (ii) satisfacen la condición de que la suma de los valores de autocorrelación espacial en cada localización es proporcional al indicador de asociación espacial global. El indicador *LISA* más conocido es el llamado *Local Moran I*, calculado de la forma:

$$\text{Local Moran } I_i = \left( \frac{z_i}{\bar{m}_2} \right) \sum_j w_{ij} z_j$$

$$\text{con } m_2 = \sum_i z_i^2 \quad (8)$$

siendo:

$$z_i = (x_i - \bar{x})$$

$$z_j = (x_j - \bar{x})$$

$\sum_j w_{ij} z_j$  = suma en  $j$  únicamente de los valores de los vecinos de  $i$

Tal como siempre hacemos, una vez elegido el estadístico de contraste el siguiente paso es determinar su distribución. En este sentido, sirva como prueba de lo reciente de este nuevo desarrollo econométrico, el hecho de que la distribución exacta del estadístico es todavía desconocida. Por esta razón, para proceder a la inferencia bajo la hipótesis de ausencia de asociación espacial, la distribución normal sólo debe ser utilizada en una primera aproximación bruta; en la práctica se recomienda recurrir a procedimientos como los anteriormente descritos de aleatorización y permutación condicional (Anselín, L. 1995, 100).

En cuanto a la interpretación de la estadística local, ésta debe hacerse con cautela ya que la aparición de valores extremos de  $I_i$  no tiene porque significar necesariamente la presencia de clusters territoriales estadísticamente significativos (esto dependerá del valor de probabilidad obtenido con la simulación). La lectura debe hacerse por tanto en dos sentidos:

En primer lugar, el cálculo del coeficiente local en cada unidad nos permite confirmar el impacto de los efectos espaciales de autocorrelación espacial positiva (ya sea de valores altos o bajos) y la no-estacionariedad, en ambos casos determinando lo significativo de su aparición en términos estadísticos. Mientras lo primero nos remite de inmediato al estudio de lo que en la literatura científica se conoce como «hot spots», lo segundo puede ser síntoma de la existencia de los llamados «outliers», o puntos extremos que rompen la tendencia observada entre sus vecinos. Esto último puede ser explicado por la presencia de datos atípicos (en el sentido de la estadística descriptiva convencional), problemas en la estructura de la matriz  $W$  de contactos, o un auténtico cambio en el modelo autoregresivo de dependencia espacial (de ahí que en otro momento aludiéramos al necesario conocimiento previo de la expresión territorial del fenómeno en cuestión).

Pero la otra gran aportación del enfoque local reside en la obtención del valor  $I_i$  de forma individual para cada municipio. Resulta fácil comprender la importancia del resultado, ya que gracias al factor de proporcionalidad que pondera la relación centro/vecinos según lo observado en el conjunto del mapa, podemos medir la contribución de cada municipio a la concentración global (la media de los valores locales iguala el valor global), tanto desde el punto de vista de la intensidad, como del sentido de dicha participación.

Como ejemplos prácticos de ambos tipos de interpretación presentamos a continuación los denominados *LISA-Maps* (figuras 6 y 7), con los resultados pseudo-significativo al 95% después de 999 replicas en la simulación. A través del primero de los mapas, por primera vez podemos visualizar los tipos concretos de autocorrelación espacial positiva (de valores altos y de valores bajos) existentes en el ámbito de estudio, lo cual constituye una distinción inalcanzable para la estadística global. De esta forma, a ese valor global de Moran  $I$  obtenido anteriormente ( $I = 0,1492$ : autoco-

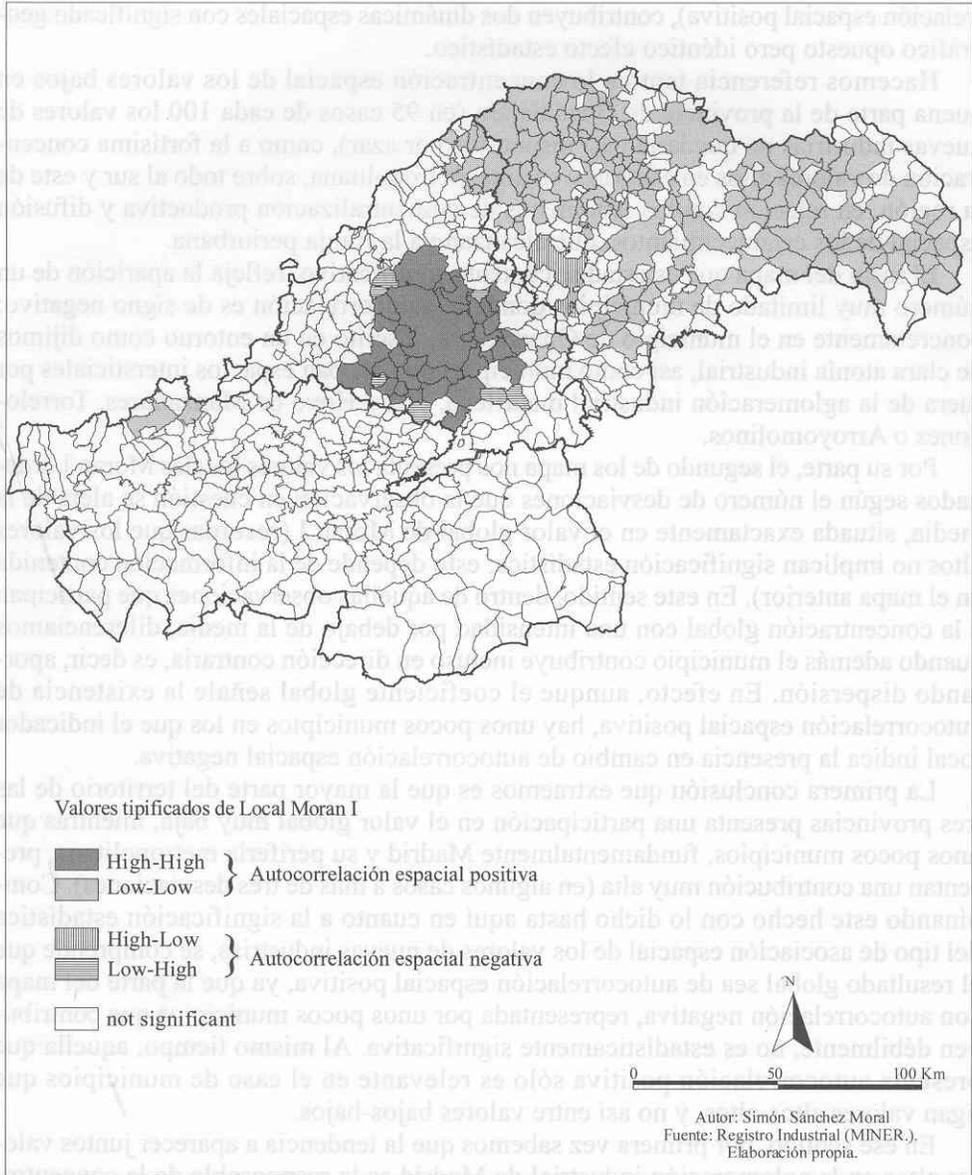


Figura 4. LISA local Moran Map (1) de las nuevas industrias creadas en la zona de estudio.

Finalmente, y aunque su comportamiento no en ningún caso el nivel de significación estadística, aparecen varios municipios que contribuyen débilmente al global pero con signo negativo. Son casos en los que el valor de  $I_i$ , por debajo del comentario umbral global ( $I > -1/(n-1)$ ), genera un mosaico espacial de valores de natalidad industrial altos y bajos. Lo interesante de la cuestión es que son elementos que

rrelación espacial positiva), contribuyen dos dinámicas espaciales con significado geográfico opuesto pero idéntico efecto estadístico.

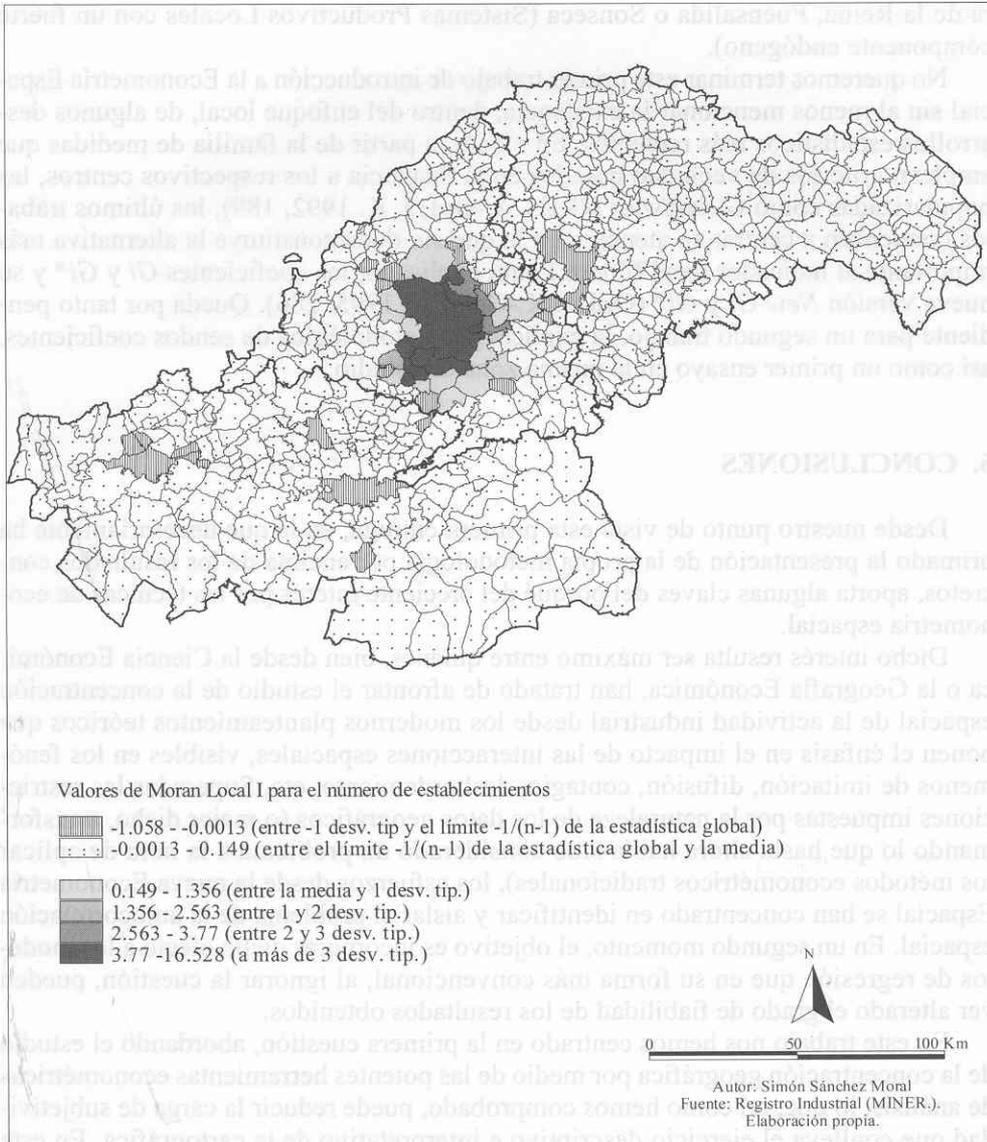
Hacemos referencia tanto a la concentración espacial de los valores bajos en buena parte de la provincia de Guadalajara (en 95 casos de cada 100 los valores de nuevas industrias no quedarían así dispuestos por azar), como a la fortísima concentración de valores altos en Madrid y su área metropolitana, sobre todo al sur y este de la región, en relación con los fenómenos de descentralización productiva y difusión espacial de los establecimientos, que alcanzan ya la franja periurbana.

El resto del mapa que es estadísticamente significativo, refleja la aparición de un número muy limitado de municipios donde la autocorrelación es de signo negativo; concretamente en el municipio de Guadalajara, inscrito en un entorno como dijimos de clara atonía industrial, así como municipios que ocupan espacios intersticiales por fuera de la aglomeración industrial madrileña, como Hoyo de Manzanares, Torrelozanes o Arroyomolinos.

Por su parte, el segundo de los mapas nos presenta los valores locales Moran I ordenados según el número de desviaciones que la observación en cuestión se aleja de la media, situada exactamente en el valor global de Moran I (recordar que los valores altos no implican significación estadística; esto depende de la información contenida en el mapa anterior). En este sentido, dentro de aquellas observaciones que participan a la concentración global con una intensidad por debajo de la media, diferenciamos cuando además el municipio contribuye incluso en dirección contraria, es decir, aportando dispersión. En efecto, aunque el coeficiente global señale la existencia de autocorrelación espacial positiva, hay unos pocos municipios en los que el indicador local indica la presencia en cambio de autocorrelación espacial negativa.

La primera conclusión que extraemos es que la mayor parte del territorio de las tres provincias presenta una participación en el valor global muy baja, mientras que unos pocos municipios, fundamentalmente Madrid y su periferia metropolitana, presentan una contribución muy alta (en algunos casos a más de tres desviaciones). Combinando este hecho con lo dicho hasta aquí en cuanto a la significación estadística del tipo de asociación espacial de los valores de nuevas industrias, se comprende que el resultado global sea de autocorrelación espacial positiva, ya que la parte del mapa con autocorrelación negativa, representada por unos pocos municipios que contribuyen débilmente, no es estadísticamente significativa. Al mismo tiempo, aquella que presenta autocorrelación positiva sólo es relevante en el caso de municipios que ligan valores altos-altos, y no así entre valores bajos-bajos.

En ese sentido, por primera vez sabemos que la tendencia a aparecer juntos valores altos en la aglomeración industrial de Madrid es la responsable de la concentración global, y no así la aparición de un vacío industrial en buena parte de Guadalajara (en términos estadísticos la concentración final viene causada tanto por el punto central que caracteriza el patrón espacial *clúster*, como por el espacio vacío alrededor del mismo). Pero más importante, en cuanto que *hotspot* de alta fertilidad industrial, la proximidad a Madrid dispara la probabilidad de creación de nuevas industrias entre los municipios vecinos (independientemente de su propia capacidad de creación), beneficiados por tanto de un desbordamiento que el análisis econométrico ha sido capaz de acotar y cuantificar espacialmente.



**Figura 5.** LISA local Moran Map (2) de las nuevas industrias creadas en la zona de estudio.

favorecen esta desconcentración del mapa industrial, tanto un anillo discontinuo de municipios externos a la concentración madrileña (su localización, en muchos casos cercana a las principales carreteras de salida, recomienda relacionar el resultado con los procesos de difusión por contagio), como las dos capitales provinciales de Guadalajara y Toledo (difusión jerárquica), sin olvidar algunos enclaves con significado industrial muy marcado en esta última provincia, como puedan ser Talave-

ra de la Reina, Fuensalida o Sonseca (Sistemas Productivos Locales con un fuerte componente endógeno).

No queremos terminar este primer trabajo de introducción a la Econometría Espacial sin al menos mencionar la existencia, dentro del enfoque local, de algunos desarrollos estadísticos más recientes. En efecto, a partir de la familia de medidas que emplean criterios de vecindad basados en la distancia a los respectivos centros, las popularizadas como *G Statistics* (Getis, A.-Ord, J. K. 1992, 189), los últimos trabajos comienzan a centrar su atención en lo que sin duda constituye la alternativa más importante al indicador local Moran I aquí explicado; los coeficientes  $G_i$  y  $G_i^*$  y su nueva versión *New Gi* y  $G_i^*$  (Ord, J. K.-Getis, A. 1995, 286). Queda por tanto pendiente para un segundo trabajo, la explicación metodológica de sendos coeficientes, así como un primer ensayo en la misma zona de estudio.

## 6. CONCLUSIONES

Desde nuestro punto de vista esta primera entrega, en la que necesariamente ha primado la presentación de la propia metodología por encima de los resultados concretos, aporta algunas claves del porqué del creciente interés por las técnicas de econometría espacial.

Dicho interés resulta ser máximo entre quienes, bien desde la Ciencia Económica o la Geografía Económica, han tratado de afrontar el estudio de la concentración espacial de la actividad industrial desde los modernos planteamientos teóricos que ponen el énfasis en el impacto de las interacciones espaciales, visibles en los fenómenos de imitación, difusión, contagio, desbordamiento, etc. Superadas las restricciones impuestas por la naturaleza de los datos geográficos (o mejor dicho, transformando lo que hasta ahora había sido considerado un problema a la hora de aplicar los métodos econométricos tradicionales), los esfuerzos desde la nueva Econometría Espacial se han concentrado en identificar y aislar el problema de la autocorrelación espacial. En un segundo momento, el objetivo es incorporar dicho efecto a los modelos de regresión que en su forma más convencional, al ignorar la cuestión, pueden ver alterado el grado de fiabilidad de los resultados obtenidos.

En este trabajo nos hemos centrado en la primera cuestión, abordando el estudio de la concentración geográfica por medio de las potentes herramientas econométricas de análisis, lo que, tal como hemos comprobado, puede reducir la carga de subjetividad que conlleva el ejercicio descriptivo e interpretativo de la cartográfica. En este sentido, el ensayo sobre las provincias de Madrid, Toledo y Guadalajara de las medidas globales de autocorrelación espacial ha permitido, antes de nada, descartar la existencia aleatoriedad en la distribución espacial de las nuevas industrias creadas entre 1981 y 1995, indicando al mismo tiempo la fuerte tendencia hacia una configuración territorial de tipo *cluster* (frente a la dispersión).

Gracias a las medidas locales hemos podido afinar este primer análisis, identificando las formas de dependencia espacial positivas y negativas en el mapa de partida propuesto. Se confirma así la presencia de amplias parcelas del territorio donde el comportamiento industrial de los municipios (dinámico o de clara atonía según que

casos), condiciona a sus vecinos más inmediatos (ensayo con un proceso estocástico espacial de primer orden). En el caso contrario, mucho menos frecuente, encontramos algunos enclaves cuyo nivel de creación industrial es estadísticamente independiente del nivel alcanzado en la corona circundante.

Pero en lo que sin duda representa un resultado importante para la Geografía Industrial, la aplicación del indicador local nos ha permitido descomponer el valor global de concentración, en la contribución individual de cada municipio, teniendo en cuenta tanto la intensidad de la participación como el sentido de la misma. De esta forma, frente a aquellas formas estadísticamente significativas de autocorrelación espacial positiva de valores altos (los genuinos *clusters* territoriales), identificadas en la ciudad de Madrid y su área metropolitana, aparecen sobre el mapa un patrón espacial de competencia de valores altos y bajos (autocorrelación espacial negativa), que podemos relacionar con la aparición de focos de alta natalidad industrial que propagan el fenómeno en aquellas parcelas del territorio donde este era en principio más débil. Esto último ocurre en el caso de varios municipios en el límite externo de la aglomeración industrial madrileña en la transición periurbana, Toledo y Guadalajara capital, así como algunos núcleos toledanos, destacados por su dinamismo industrial reciente, como Talavera de la Reina, Soneso, Fuensalida, etc.

Con todo, queda confirmada la eficacia de las técnicas de Econometría Espacial de cara de detectar dinamismos industriales en relación con los procesos de difusión espacial de la industria (no en vano el germen de la metodología son los modelos de contagio y epidemiológicos clásicos dentro del Análisis Locacional), pero también crecimientos endógenos de base territorial. En el caso de estos últimos, el estudio del soporte físico compartido por un Sistema Productivo Local o sobre el que florece un *medio innovador*, en relación con la aparición de trayectorias industriales compartidas por comarcas enteras; la tendencia a la aparición de complejos industriales que suman a la concentración geográfica la empresarial (beneficiándose con ello de fuertes economías externas, tan difíciles de acotar y cuantificar en el territorio); son, entre otras, cuestiones habitualmente tratadas por la Geografía Económica actual, y en las que seguro veremos la creciente participación del enfoque econométrico espacial.

## 7. REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- ALONSO, J. L.; MÉNDEZ, R. coords. (2000): *Innovación, pequeña empresa y desarrollo local en España*. Civitas. Colección Tratados y Manuales. Madrid.
- ANSELIN, L. (1995): «Local Indicator of Spatial Association-LISA», *Geographical Analysis*, 27, 93-115.
- ANSELIN, L. (1999): «The Future of Spatial Analysis in the Social Sciences», *Geographic Information Sciences*, 5, 67-76.
- ANSELIN, L.; BERA, A. (1998): «Spatial dependence in linear regression models with an introduction to spatial econometrics», A Ullah and D. E. A. Giles, eds.: *Handbook of Applied Economic Statistics*, Marcel Dekker, New York, 237-289.
- CALLEJÓN, M.; COSTA, M. T. (1996): «Geografía de la producción. Incidencia de las externalidades en la localización de las actividades en España», *Información Comercial Española*, n.º 754, pp. 39-49.

- CASTELLS, M. (1996): La era de la información. Economía, sociedad y cultura. La sociedad red. Vol I. Alianza. Madrid.
- CLAVAL, P. (1980): «Éléments de géographie économique, Les Librairies Techniques, Paris (traducción española: Geografía Económica. Oikos-Tau, Barcelona, 1980).
- CLIFF, A. D.; ORD, J. K. (1973): *Spatial Autocorrelation*, J. W. Arrowsmith Limited, Bristol.
- CZAMANSKI, S.; AUGUSTO DE Q. ABLAS (1978): «Identification of Industrial Clusters and Complexes: a Comparison of Methods and Findings», *Urban Studies*, 16, 61-80.
- CHISHOLM, M. (1966): *Geography and economics*, Nueva York, Praeger.
- EBDON, D. (1982): *Estadística para geógrafos*, Oikos-Tau, Barcelona.
- FESER, E. J.; SWEENEY, S. H.; RENSKI, H. C. (2001): «A Descriptive Analysis of Discrete U. S. Industrial Complexes», *2001 Southern Regional Science Meetings*, Austin, Texas, 1-23.
- GETIS, A.; ORD, J. K. (1992): «The Analysis of Spatial Association by Use of Distance Statistics», *Geographical Analysis*, 24 –3, 189-206.
- GLAESER, E. et al. (1992): «Growth in cities», *Journal of Political Economy*, 100, 1126-1152.
- GUTIÉRREZ PUEBLA, J.; GOULD, M. (1994): *SIG: Sistemas de Información Geográfica*, Síntesis, Madrid.
- HAGGET, P.; CLIFF, A. D.; FREY, A. (1977): *Locational Methods*, John Wiley & Sons, New York.
- KRUGMAN, P. (1997): *Desarrollo. Geografía y teoría económica*, Antoni Bosch editor S.A., Barcelona.
- KRUGMAN, P. (1999): *The Role of Geography in Development*, Annual Bank Conference on Development Economics, 1998. The World Bank, Washington.
- LLOYDS, P.E.; DICKEN, P. (1977): *Location in space. A theoretical approach to economic geography*, Harper and Row, Londres.
- MORENO, R.; VAYÁ, E. (2000): *Técnicas Econométricas para el tratamiento de datos espaciales: La econometría espacial*. UB 44 manuals, Edicions Universitat de Barcelona, Barcelona.
- MORENO, R.; VAYÁ, E. (2002): «Econometría espacial: nuevas técnicas para el análisis regional. Una aplicación a las regiones europeas», *Investigaciones Regionales*, n.º 1, pp. 83-105.
- MUR, J.; TRÍVEZ, F. J.; ANGULO, A. (2002): «Una propuesta de investigación en Econometría espacial», *Investigaciones Regionales*, n.º 1, pp. 165-175.
- NUNES DE ALMEIDA, A.; FERRÃO, J.; SOBRAL, J. M. (1994): «Territórios, empresários e empresas: entender as condições sociais da empresarialidade». *Análise Social*, vol. XXIX (125-126), 55-79.
- ORD, J. K.; GETIS, A. (1995): «Local Spatial Autocorrelation Statistics: Distributional Issues and an Application», *Geographical Analysis*, Vol. 27, n.º 4, pp. 286-306.
- PACI, R.; USAI, S. (2000): «Externalities, Knowledge Spillovers and the Spatial Distribution of Innovation», *40<sup>th</sup> European Regional Science Association Congress*, Barcelona, 1-18.
- STORPER, M.; WALKER, R. (1989): *The capitalist imperative. Territory, technology and industrial growth*, Blackwell, New York-Oxford.
- TOBLER, W. (1979): «Cellular Geography», Gales, S.-Oloson, G. eds.: *Philosophy in Geography*, Dordrecht, Reidel, 379-386.

- UNWIN, D. J.; HEPPLER, L. W. (1975): «The Statistical Analysis of Spatial Series», *The Statistician*, VOL. 23-3/4, 211-227.
- VAYÁ, E. (1998): Localización, crecimiento y externalidades regionales. Una propuesta basada en la econometría espacial, Tesis Doctoral. Universidad de Barcelona.
- VILADECANS MARSAL, E. (2002): «La concentración territorial de las empresas industriales: un estudio sobre la unidad geográfica de análisis mediante técnicas de econometría espacial». Document de treball 2001/2. Institut d' economia de Barcelona, Barcelona.
- VELTZ, P. (1999): *Mundialización, ciudades y territorios*, Ariel, Barcelona.