

Econometría Espacial: más luces que sombras

PAELINCK, JEAN (*), MUR, JESÚS (**), Y TRÍVEZ, JAVIER (***)

Departamento de Análisis Económico. Universidad de Zaragoza

Gran Vía, 2-4. (50005). Zaragoza Telf.: 976-761815. E-mail: (*) j.paelinck@planet.nl (**) jmur@unizar.es (***) fjtrivez@unizar.es

RESUMEN

La Econometría espacial es una disciplina joven, con apenas 25 años de experiencia, aunque se ha beneficiado de un desarrollo muy intenso. Los fundamentos metodológicos parecen plenamente consolidados y los rendimientos de la investigación son crecientes. Probablemente como consecuencia de la rapidez con la que se han producido los acontecimientos, persisten ciertos vicios entre los especialistas (incluidos los arriba firmantes) que conviene poner de manifiesto, y corregir, para lograr una homologación plena de los usos y métodos de esta disciplina con los de la corriente mayoritaria en Econometría. Continuando con este ejercicio de reflexión, en la segunda parte del trabajo se presentan los ejes fundamentales sobre los que, de acuerdo con los autores, debería evolucionar el programa de investigación futuro en Econometría espacial.

Palabras clave: Econometría; Espacio; Metodología

Spatial Econometrics: More lights than shadows

ABSTRACT

Spatial Econometrics is a young discipline, about 25 years old, although it has had a very intense development. Its methodological principles appear to be firmly rooted and research efforts in the area still produce increasing returns. There are still some bad habits among the specialists (including the authors), probably due to the rapid pace of change in the field, which are important to underline, and to correct, in order to reach a full standardisation between the methods employed in the discipline and those that dominate mainstream Econometrics. Extending our reflections, in the second part of the paper we present the main points around which, in our view, the future research programme in Spatial Econometrics must evolve.

Keywords: Econometrics, Space; Methodology

Clasificación JEL: C21, C50, R15.

Artículo disponible en versión electrónica en la página www.revista-eea.net, ref.: E-22316.

1. INTRODUCCIÓN

En el año 2004 se cumple el vigesimoquinto aniversario de la publicación de "*Spatial Econometrics*" (Paelinck y Klassen, 1979) y creemos que es un buen momento para proponer una pequeña reflexión sobre esta parcela del método econométrico dedicada a tratar con las singularidades del espacio. Tal es la motivación que inspira el presente trabajo.

Aunque se trata de una disciplina relativamente joven, la evolución de lo que hoy denominamos Econometría espacial ha sido muy rápida, y no admite muchos parangones. En 1979 se publicaba, como se ha dicho, la primera referencia explícita sobre el tema; apenas 10 años después Anselin (1988) cimienta la estructura metodológica básica, la cual dará paso a sucesivas publicaciones con pretensiones cada vez más ambiciosas (la colección de artículos editada por Anselin y Florax, 1995, es un buen ejemplo). En el año 2004 se han publicado dos volúmenes específicos (Anselin et al, 2004a, y Getis et al, 2004), continuación del monográfico dedicado por International Regional Science Review en 2003 al tiempo que se anuncia otro monográfico en Journal of Econometrics para 2005. El intenso crecimiento de esta literatura condujo al Journal of Economic Literature a crear el apartado JEL C21 dedicado específicamente a este tipo de trabajos (Econometric Methods, Cross-Sectional Models; Spatial Models). La presión por el uso de esta metodología ha alcanzado también a los creadores de software, de forma que productos como Stata, S-PLUS, Mat-Lab ó TSP ya incorporan rutinas que facilitan el análisis de datos de corte transversal, a los que se suma el cada vez más numeroso software específico del área (SpaceStat, Geoda, R, PySpace). Si nos atenemos al caso español, la evolución todavía ha sido más intensa puesto que todo el recorrido se ha consumado en apenas una década. El análisis bibliográfico de Suriñach et al (2002) es testigo de esa progresión, importante tanto en cantidad como calidad de las publicaciones alcanzadas. En definitiva, no parece muy arriesgado afirmar que el estado actual de la Econometría espacial es saludable, y que las perspectivas futuras son todavía mejores.

El optimismo que subyace en la declaración anterior no es gratuito. Un nuevo indicador que queremos aportar es la pérdida de peso registrada por las sesiones dedicadas a técnicas de análisis cuantitativo, habitualmente incluidas en los congresos de temática regional. Parte de esos papeles de tipo metodológico se diluye en el resto del programa y otra parte, cada vez más significativa, se dirige directamente a congresos econométricos de carácter general. Ambas circunstancias ratifican la práctica regularización de este tipo de trabajos, tanto en el campo de la Econometría, monopolizada por el enfoque de series temporales, como de la Economía regional cuyo discurso es, a menudo, demasiado normativo.

Conviene recordar, sin embargo, que esta situación no ha sido la dominante. En este sentido, afirmaciones como la de Fingleton (recogida en Waldorf, 2004, p.78) no son de gran ayuda: '*Spatial econometrics stands apart from mainstream*

econometrics because of the special nature of spatial effects (...). Los efectos espaciales existen y revisten una gran importancia para modelizar conductas y reacciones sobre el espacio, aunque nos parece más ajustada la observación de Paelinck (2004): ‘(...) *volviendo nuevamente sobre los problemas de la política regional practicada a mediados de los años sesenta, empezamos a tener la intuición de que la modelización de las economías regionales iba a necesitar de una base más substancial. Esta sensación supuso el germen de lo que posteriormente definimos como Econometría espacial. En efecto, había observado que, muchas veces, los modelos que se autodenominan ‘espaciales’ descansaban en la práctica de una Econometría estándar en la que no se incorporaban elementos clave para el análisis y la política regional, con lo que se convertían en poco apropiados*’. La clave de la distinción radica en la ausencia de elementos espaciales explícitos en el método econométrico estándar lo cual es, evidentemente, una carencia que debe subsanarse mediante su desarrollo dando carta de naturaleza a la disciplina conocida como Econometría espacial. Es decir, entendemos que el acento debe colocarse en la homogeneidad del método econométrico y no tanto en las peculiaridades, aunque existan.

En la sección segunda vamos centrar la discusión en una serie de puntos relevantes en la problemática actual de la disciplina, que nosotros concretamos en los de raíces unitarias y en la especificación de la matriz de contactos. En la sección tercera presentamos lo que puede entenderse como un programa de investigación no estándar en Econometría espacial. Allí recogemos una serie de resultados, provisionales en estos momentos, sobre los que pretendemos profundizar en el futuro. El trabajo finaliza con una sección de conclusiones y observaciones finales.

2. ECONOMETRÍA PARA DATOS ESPACIALES: TÓPICOS ABIERTOS

Existen muchos tópicos interesantes, y prometedores, en la agenda de investigación actual en Econometría espacial. Desde una perspectiva estrictamente metodológica, y por citar solo unos cuantos, nos gustaría aludir al desarrollo de contrastes basados en el concepto de σ -álgebra (Brett y Pinkse, 1997) y en el método de los momentos (Saavedra, 2003), más comprensivos que los tradicionales. Los métodos de estimación bayesiana (Lesage, 1997), semiparamétrica (Chen y Conley, 2001) o GMM (Kelejian y Prucha, 1999) son ya alternativas competitivas, preferibles en muchos casos, al hasta ahora omnipresente enfoque máximo verosímil. La generalización de los modelos de elección discreta al caso espacial ha motivado una literatura especializada compleja y abundante (bien resumida en Fleming, 2004, por ejemplo); lo mismo puede decirse de la introducción explícita del factor espacio en los modelos panel (Elhorst, 2003). En todas esas áreas se han registrado avances sustantivos durante los últimos años y, probablemente, continuarán dominando el programa de investigación futuro en Econometría espacial.

En este trabajo, nosotros queremos referirnos, aunque sea brevemente, a dos tópicos con un gran poder de atracción, aunque en situación muy diferente. El primero, la búsqueda de raíces unitarias en datos espaciales, se ha empezado a discutir solo de forma muy reciente mientras que el segundo, la especificación de la matriz de contactos, es tan antiguo como la propia disciplina.

En el primer caso, Anselin et al. (2004b, p. 7) se muestran relativamente optimistas: ‘standard concerns from the time series literature pertaining to unit root and cointegration in models with lagged variables (or lagged error terms) are only starting to receive some attention in spatial econometrics’ y entienden que esta es una de las líneas de desarrollo futuras. Parece razonable fundamentar tal expectativa en la debilidad con que esta cuestión se ha discutido, hasta ahora, en el ámbito de la Econometría espacial (solo son capaces de citar dos referencias: Fingleton, 1999, y Mur y Trivez, 2003), ante la profundidad del debate producido en un contexto de series temporales. Nuestra posición, sin embargo, es mucho más escéptica.

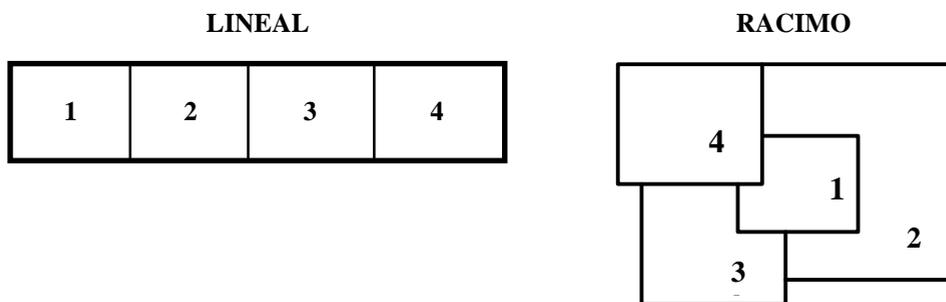
La aparente falta de interés que ha suscitado este tópico en la literatura especializada en cuestiones de Econometría espacial puede atribuirse a diversos factores. En primer lugar debe recordarse que el concepto de raíz unitaria se desarrolla en el contexto del análisis univariante de series temporales. Por el contrario, en el caso espacial domina un enfoque multivariante en el que no es posible distinguir, por ejemplo, entre pasado, presente y futuro. Obviamente, los datos no están ordenados de forma natural y es preciso recurrir a operadores relativos, como la matriz de contactos o de pesos espaciales. Las dificultades conceptuales que se derivan de la naturaleza de los datos han colocado al análisis de series espaciales (y al problema de las raíces unitarias en particular) en una posición secundaria.

Otra limitación es que el mecanismo que genera series integradas en el eje del tiempo es muy intuitivo y cuenta con una traducción gráfica inmediata. En ese caso, integración significa acumulación de todos los shocks previos en torno a unas condiciones iniciales o a determinados elementos tendenciales. Trasladar ese planteamiento a la dimensión espacio no es obvio. Por ejemplo, implícitamente se supone que el corte transversal se ha generado de forma simultánea mientras que en el temporal los shocks se generan de forma secuencial. El concepto de proceso de *Wiener* tampoco es aplicable en la dimensión espacio por, al menos, dos razones. En primer lugar, un proceso de *Wiener*, $V(t)$, debe contar con un punto de arranque bien definido en el que se cumpla que $\Pr\{V(0)=0\}=1$. En segundo lugar, como indican Banerjee et al. (1993, p. 22), ‘ $V(t)$ has independent increments’. El problema con la primera condición es que el espacio es bidimensional por lo que discutir dónde se encuentra el punto cero es un ejercicio baldío. Aún suponiendo que fuera posible identificar ese punto, la segunda condición, simplemente, no se da: las relaciones de dependencia en el espacio son multidireccionales por naturaleza.

Para fijar ideas, un proceso *Wiener* puede hacerse corresponder con un camino aleatorio sin deriva:

$$y_t = y_{t-1} + u_t = y_0 + \sum_{s=1}^t u_s + u_t = S_{t-1} + u_t \Rightarrow S_t = S_{t-1} + u_t \quad [2.1]$$

Como se ha dicho, reproducir este tipo de mecanismos en la dimensión espacio no es tan simple como aparenta. Supongamos que R es igual a 4 y que disponemos de dos sistema regionales, uno lineal y otro en racimo:



El primero muestra una situación de mínima conexión entre las regiones y el segundo se aproxima a la de máxima interacción potencial. Supongamos igualmente que la matriz de contactos se especifica de tipo binario:

LINEAL

$$W = \begin{bmatrix} 0 & 1 & 0 & 0 \\ 1 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 1 \\ 0 & 0 & 1 & 0 \end{bmatrix}$$

RACIMO

$$W = \begin{bmatrix} 0 & 1 & 1 & 1 \\ 1 & 0 & 1 & 1 \\ 1 & 1 & 0 & 1 \\ 1 & 1 & 1 & 0 \end{bmatrix}$$

La ecuación análoga a la de (2.1) en el caso espacial será:

$$y = \rho W y + u \quad [2.2]$$

con $\rho=1$. La solución que obtenemos es:

LINEAL	RACIMO
$y_1 = u_1 - (u_3 + u_4)$	$\left. \begin{aligned} y_1 &= \frac{1}{4} [u_1 - (u_2 + u_3 + u_4)] \\ y_2 &= \frac{1}{4} [u_2 - (u_1 + u_3 + u_4)] \\ y_3 &= \frac{1}{4} [u_3 - (u_1 + u_2 + u_4)] \\ y_4 &= \frac{1}{4} [u_4 - (u_1 + u_2 + u_3)] \end{aligned} \right\}$
$y_2 = -(u_3 + u_4)$	
$y_3 = -(u_1 + u_2)$	
$y_4 = u_4 - (u_1 + u_2)$	

En ambos casos se alcanza una solución numérica estable y única, la cual no tiene ninguna relación con el tipo de estructuras vinculadas a procesos de *Wiener*. Para aproximarnos a este tipo de procesos es necesario utilizar matrices de pesos peculiares y fuertemente a-espaciales como son, por ejemplo, las siguientes:

TRIANGULAR	TEMPORAL
$W = \begin{bmatrix} 0 & 0 & 0 & 0 \\ 1 & 0 & 0 & 0 \\ 1 & 1 & 0 & 0 \\ 1 & 1 & 1 & 0 \end{bmatrix}$	$W = \begin{bmatrix} 0 & 0 & 0 & 0 \\ 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 \end{bmatrix}$

cuyas soluciones son:

TRIANGULAR	TEMPORAL
$y_1 = u_1$	$\left. \begin{aligned} y_1 &= u_1 \\ y_2 &= u_1 + u_2 = y_1 + u_2 \\ y_3 &= u_1 + u_2 + u_3 = y_2 + u_3 \\ y_4 &= u_1 + u_2 + u_3 + u_4 = y_3 + u_4 \end{aligned} \right\}$
$y_2 = u_1 + u_2 = y_1 + u_2$	
$y_3 = 2u_1 + u_2 + u_3 = y_1 + y_2 + u_3$	
$y_4 = 4u_1 + 2u_2 + u_3 + u_4 = y_1 + y_2 + y_3 + u_4$	

En realidad el hecho de que el parámetro ρ tome valor 1 en (2.2) únicamente supone un problema cuando la matriz W se ha tipificado previamente por filas. En tal situación, la matriz de difusión, $[I-\rho W]$ con ρ igual a 1, será singular y el sistema carecerá de solución única. Sin embargo, el problema es puramente algebraico. La solución que propone Fingleton (1999) no es demasiado intuitiva ya que consiste en introducir lo que denomina ‘an unconnected central cell’, esto es, una región que no recibe influencias de sus vecinas (con ceros en la fila correspondiente de W) aunque sí las ejerce (en la columna asociada habrá ciertos valores no cero). Desde un punto de vista matricial, el recurso a la inversa de Moore-Penrose parece una alternativa más sencilla si lo que desea es aproximar una solución para (2.1). Otra, quizá más radical, consiste en discutir la relevancia del tópico de las tendencias estocásticas en un contexto espacial. Mur y Trávez (2003) siguen este camino para acabar centrando la cuestión en la incidencia de las tendencias determinísticas.

El último argumento que queremos proponer en esta línea lo tomamos de Arellano (2003, p.114): ‘*Sometimes the presence or absence of unit roots is a central feature of the economic model of interest so that unit root testing is not warranted. Unit roots are not properties of the data, but properties of models that may or may not be of interest depending on the objectives of the research*’. En definitiva, y sobre todo teniendo en cuenta los problemas de interpretación que ya hemos mencionado, parece claro que no se trata solo de desarrollar mecanismos de generación de series espaciales que admitan la posibilidad de contrastar la existencia de una raíz unitaria. Este ejercicio, si es meramente estadístico, será estéril. Entendemos que, en primer lugar, es necesario justificar la relevancia de este tópico para interpretar relaciones económicas en el espacio. Una vez que se compruebe su pertinencia, deberá examinarse hasta qué punto se trata de un problema generalizado en cuestiones de aplicación, al igual que hicieron Nelson y Plosser (1982) en el caso del análisis de series temporales. Solo cuando se haya conseguido demostrar ambos aspectos, pertinencia y gravedad, tendrá sentido acometer el problema estadístico final de dónde y cómo contrastarlo.

El segundo tema que queríamos tratar en esta sección es el de la especificación de la matriz de contactos. Esta matriz desempeña un papel esencial en la especificación de estructuras de dependencia espacial, por lo que resulta aconsejable abordar su elaboración con cierta cautela (Griffith, 2003, para una discusión). Parece claro que si se cometen errores de especificación en la matriz, esos errores se transmitirán al resto de elementos con consecuencias severas para el conjunto de la aplicación. Florax y Rey, (1995) y Griffith y Lagona (1998) estudian el impacto de tales errores en modelos con autocorrelación residual y detectan pérdida de potencia en los contrastes y sesgos en la estimación GLS. Hay que suponer que si estos errores se producen en un modelo con autocorrelación sustantiva las consecuencias serán todavía peores, aunque ese ejercicio todavía debe realizarse.

Sin embargo, y a pesar de su importancia, en la actualidad parece haber una acusada falta de preocupación por las cuestiones relativas a esta matriz. El argumento dominante podría sintetizarse en que, dado que su composición responde a criterios propios del investigador, cualquier decisión que respete los requisitos básicos es aceptable. Esta posición tampoco plantea mayores problemas siempre que se asuma el relativismo con el que deberán interpretarse las conclusiones alcanzadas. Giacomini y Granger (2004) lo expresan de forma cruda: *'The overwhelming majority of the spatial econometric literature assumes the spatial weight matrix to be known in advance. As a consequence (...), any inference conducted with a spatial model will be sensitive to the problem of misspecification of the weight matrix, with possible resulting inconsistency of the parameter estimates and misleading assesment of forecast performance'* (p. 11).

No pretendemos avanzar más en esta cuestión, cuyo tratamiento requiere de mucho más espacio del aquí disponible. Únicamente queremos poner de manifiesto la contradicción que supone el hecho de que la especificación de la matriz de contactos es, casi, un tema cerrado en el ámbito de la Econometría espacial, al mismo tiempo que empieza a discutirse abiertamente en un contexto de series temporales.

El trasfondo de esta discusión se corresponde con el del análisis de raíces unitarias en datos panel. O'Connell (1998), en un trabajo dedicado a la hipótesis de la paridad en poder de compra (PPP), plantea el problema con claridad cuando dice que *'While it may seem obvious that real exchange rates are cross-sectionally dependent, this fact has been overlooked in all of the extant panel studies of PPP (...)'* (p.3). O'Connell se pregunta cómo puede asumirse independencia en, por ejemplo, los tipos de cambio del marco y del franco (ya desaparecidos como tales) cuando ambas economías se encuentran fuertemente interrelacionadas. La respuesta es que de ninguna manera, lo cual tiene graves consecuencias tanto teóricas: *'... panel tests of PPP that presume i.i.d. disturbances suffer from severe size biases. The reason is that with cross-sectional dependence, distributions for tabulated under the i.i.d. assumption are incorrect. More seriously, even if the correct distribution is available, the power to reject the unit-root null can be greatly diminished'* (p. 7), como prácticas: *'Assuming independence across real exchange rates, it is possible to find evidence in favour or PPP in a variety of real exchange rate panels. However, this evidence is extremely fragile: once cross-sectional dependence is controlled for, no such evidence can be found'* (p.13). En esta misma línea coinciden otros especialistas como Papell (1997) o Smith et al. (2004). Los últimos indican, por ejemplo que: *'Spurious rejections of the null hypothesis (de raíz unitaria en el panel) can arise when individual panel series are generated by cross-sectionally correlated innovations'* (p. 167).

O'Connell propone controlar la dependencia transversal utilizando estimadores FGLS (*Feasible Generalized Least Squares*). La segunda etapa consiste en estimar la matriz de correlaciones cruzadas entre las unidades transversales, utilizando los residuos de una estimación no restringida inicial. Esa matriz se convierte en el elemento clave para la estimación FGLS de la ecuación de contraste. La propuesta supone una clara mejoría con respecto a otros trabajos similares (Levin y Lin, 1992, por ejemplo), en los que se introduce un efecto fijo temporal con el objeto de neutralizar las consecuencias, indeseadas, de la correlación transversal.

En esta línea, aunque con unos objetivos totalmente diferentes, nos parece muy relevante el trabajo ya citado de Giacomini y Granger (2004). El problema que se proponen analizar los autores es como puede predecirse de forma eficiente una variable agregada, en cuyo proceso de generación coexisten estructuras dinámicas temporales y espaciales. Las conclusiones son claras en el sentido de que los resultados empeoran sensiblemente a medida que se utilizan modelos cada vez más agregados. De esta forma, si los parámetros son conocidos, el modelo que mejor funciona, en términos de capacidad predictiva, es el VAR sin estructura espacial. Sin embargo, cuando esos parámetros también tienen que estimarse, resulta preferible el modelo con dinámica espacio-temporal. Debe recordarse que, a lo largo del ejercicio, Giacomini y Granger suponen conocida la estructura de dependencia transversal lo cual, como reconocen ellos mismos, limita en alguna medida las conclusiones. De cualquier forma, este estudio reviste una gran importancia por cuanto se comprueba que la consideración explícita del factor espacio ayuda a mejorar la capacidad predictiva de los modelos econométricos habitualmente empleados en un contexto de series temporales. En consonancia con todo lo que se ha expuesto en la presente sección, nuestra posición puede resumirse en dos términos: regularización y normalización. Es muy importante que los métodos y técnicas propios de la Econometría espacial se homologuen con el del resto de disciplinas econométricas. Un buen indicador de esta tendencia es la aparición de artículos dedicados a los problemas del espacio en revistas con temática simplemente econométrica. Por otro lado, parece claro que ambas disciplinas (la que trata con series temporales y la que utiliza series espaciales) pueden obtener beneficios de la cooperación. Existen problemas, como el de la especificación de la matriz de contactos, difíciles de resolver desde una perspectiva estrictamente espacial, y también parece claro que el factor espacio debe introducirse de forma explícita en el método econométrico tradicional, y no solo en un contexto panel como se ha supuesto hasta ahora.

3. HACIA UNA ECONOMETRÍA ESPACIAL NO-ESTÁNDAR

En esta sección queremos discutir ciertos problemas que subyacen en el programa de investigación actual en Econometría espacial y que deberían determinar la senda de evolución en el futuro. La relación concreta es la siguiente (Paelinck 2000, 2001, 2002, 2003a y 2003b, para los detalles):

(a)- El sesgo intrínseco de los datos regionales, resultado de cierta agregación espacial previa. El método de *parámetros compuestos* es una solución, aunque deben considerarse también otras alternativas.

(b)- Habitualmente, la especificación de modelos espaciales es demasiado *clásica*. De nuevo, existen diversas alternativas y deberán ser exploradas.

(c)- La naturaleza del espacio sigue planteando problemas econométricos. Es necesario desarrollar estimadores pertinentes que se adapten a diferentes situaciones de interés.

En cualquier caso, los tres aspectos antes mencionados son manifestaciones particulares de un problema más global como es el de la *complejidad* inherente al propio espacio. A continuación pasamos a comentar brevemente cada uno de ellos.

3.1. El sesgo espacial

Un problema estudiado con cierto detenimiento por especialistas en cuestiones de estadística espacial es el denominado MAUP (*Modifiable Areal Unit Problem*); esto es, el uso de unidades territoriales de tamaño y forma diferente. Desde un punto de vista econométrico, ese problema puede tratarse como uno de agregación de los datos básicos, resultando en dificultades específicas para el analista que trata con cuestiones espaciales.

Una de ellas es la siguiente: *'The important result is that in general econometric aggregation, if only one macro-aggregate is considered, just one parameter bias is present in the macro-model; in meso-aggregation (...) every meso-area has its own specific aggregation bias, which leads to parameter variability between meso-areas, and this might result in econometric estimation, in some sort of (biased) average value, depending on the characteristics of the sample being investigated and the particular spatial aggregation specification'* (Paelinck, 2000, p. 159).

Evidentemente, en modelos más amplios, el sesgo implícito será más complejo. Además, los términos de error acusarán, en general, problemas de heteroscedasticidad y autocorrelación. Esta situación exige el uso de estimadores específicos, adaptados al problema particular. Como se ha dicho, una técnica interesante es la de los parámetros compuestos –si los grados de libertad lo permiten– con el objetivo de tratar adecuadamente el *sesgo específico* inherente a cada unidad meso-económica incluida en el análisis transversal (Ancot et al, 1971).

Un tratamiento diferente podría ser el que desarrollamos a continuación. Consideremos el modelo:

$$y = ax \quad [3.1]$$

$$a = a_1 | x \leq x^* \quad [3.2]$$

$$a = a_2 | x \geq x^* \quad [3.3]$$

el cual puede reespecificarse para cada observación i :

$$y_i = a_1 u_i x_i + a_2 (1 - u_i) x_i + \varepsilon_i \quad [3.4]$$

$$(u_i - \eta)(x_i - x^*) \geq 0, 0 < \eta < 1 \quad [3.5]$$

$$u_i = u_i^2 \quad [3.6]$$

La estimación del modelo puede resolverse por MCO. Si se desea reemplazar (3.2) ó (3.3) por una desigualdad estricta, la condición de (3.5) se convierte en:

$$(u_i - \eta)(x_i - x^* - \theta) \geq 0, 0 < \eta < 1 \quad [3.7]$$

donde θ es un infinitésimo positivo, que deberá determinarse de acuerdo con los objetivos de la investigación. Si $x_i - x^* > \theta$, entonces $u_i = 1$; si $x_i - x^* = \theta$, u_i podría ser igual a 0 ó a 1 (la estimación final será indiferente a la decisión que se tome); si $x_i - x^* < \theta$, entonces $u_i = 0$. En (3.5) y (3.6) esa especificación (por efecto del parámetro φ) impide que u_i valga cero si el factor que lo acompaña ($x_i - x^*$) es diferente de cero (positivo o negativo, en función del caso). Paelinck (2003) utiliza esta especificación en el denominado 'modelo de atracción' (Paelinck y Klaassen, 1979), confirmando el carácter operativo del enfoque para resolver el problema de la selección de los regímenes de parámetros.

El caso que acabamos de presentar es típico dentro de la clase de estimadores no estándar, muchos de los cuales serán necesarios en el futuro. De hecho, son compañeros indispensables del tipo de especificaciones, también no estándar, que la disciplina requiere. Otro aspecto a subrayar es que en el planteamiento anterior se reivindica una mayor atención a otro tipo de técnicas de estimación no estrictamente estadísticas, tales como la programación matemática, que pueden ser útiles en determinadas circunstancias.

3.2. Especificación

La especificación de modelos espaciales - regionales o urbanos- debe reproducir lo más fielmente posible el funcionamiento de las economías sobre el espacio. Tomemos, por ejemplo, el problema de la convergencia multiregional en términos de ingresos *per capita*. Una especificación muy útil en este contexto es la del denominado

modelo de ‘*Lotka-Volterra*’, dado su carácter no lineal y la facilidad con la que se adapta al caso espacial (Arbia y Paelinck, 2003a). La especificación básica del modelo es la siguiente:

$$\Delta'y = Ay + u \quad [3.8]$$

donde y es un vector de rentas per cápita y A una matriz que resume todas las interdependencias espaciales pertinentes al caso. El aspecto más interesante de este modelo, con respecto a los puramente tendenciales, es que permite contrastar la presencia de convergencia *matemática* (en términos de los valores propios de una matriz A ; Paelinck, 1992). En general, se producirá el último resultado si existe un punto singular estable, el cual no debería diferir significativamente del vector unitario para que se produzca también *convergencia económica*. En Arbia y Paelinck (2003b) se aplica este método a un conjunto de 119 regiones de la UE, detectándose convergencia matemática al obtener 119 valores propios con los signos y los valores requeridos (a esta circunstancia le corresponde a una probabilidad de $p=2^{-119}$). Sin embargo, el modelo presentaba divergencia en sentido económico.

Otro problema importante tiene que ver con la estructura algebraica del modelo. En un trabajo reciente de Paelinck (2002) se analizan las posibles ventajas de una especificación basada en la denominada ‘*menos-álgebra*’. En esta álgebra se generaliza la especificación del modelo europeo FLEUR (Ancot y Paelinck, 1983), el cual descansa en el concepto de los *umbrales de crecimiento*. En una *menos-álgebra*, uno (o más) factores explicativos (esto es, variables con sus coeficientes de reacción) de valor mínimo determinan el valor de la variable endógena (una o varias). Por ejemplo, el desarrollo de una región podría verse limitado por carencias en ciertos factores con características estratégicas, tal como suficiente mano de obra tecnológicamente cualificada. De esta forma, en lugar de considerar una única combinación de variables en sus diferentes tipologías (endógenas, exógenas o predeterminadas), se utilizará solo una (o un número limitado de) variables explicativa en cada ecuación.

En términos matemáticos, la proposición anterior puede desarrollarse mediante una ecuación simple como:

$$y_i = \min (a_{i1}y_1+c_{i1}, \dots, a_{in}y_n+c_{in}; b_{i1}x_1+d_{i1}, \dots, b_{im}x_m+d_{im}) \quad [3.9]$$

donde las y_i son variables endógenas y los x_j son instrumentos de política económica (esto es, *variables exógenas o de control*).

Para ilustrar el sentido práctico de la anterior especificación puede considerarse el problema de la efectividad de los instrumentos de política regional. Como se ha dicho antes, a menudo tales instrumentos se han revelado ineficaces debido a que el desarrollo queda bloqueado por las carencias de ciertos factores protagonistas. Este razonamiento nos remite, a su vez, a la teoría del crecimiento regional endógeno. En efecto, es posible que alguno de los factores claves del desarrollo regional (iniciativa

empresarial, mano de obra cualificada, factores culturales) no se encuentren lo suficientemente presentes en la región. En consecuencia, para promover el desarrollo del territorio será necesario favorecer la expansión previa de los factores restrictivos, en lugar de aplicar formulas *clásicas* como estímulos financieros y fiscales, u otras más recientes como la creación de *tecnópolis*.

En tales condiciones, una mala especificación del instrumento de diagnosis tiene consecuencias dramáticas cuando esos mecanismos de análisis se utilizan también para seleccionar las medidas de política regional. La lógica misma de la álgebra elegida puede producir soluciones con un numero de variables de decisión no-cero mayor que el número de restricciones existentes en un programa lineal (el cual producirá, en general, exactamente ese número de variables de decisión no cero bajo una álgebra ordinaria).

Otra especificación simple en la que estamos interesados es en la del *autómato* finito (véase Linz 1996, p.2), cuyo planteamiento puede entenderse de tipo condicional:

$$y: \text{if}(\alpha x_i + \beta < \gamma z_i + \delta; \alpha x_i + \beta; \gamma z_i + \delta) \quad [3.10]$$

traducido como: ‘*si $\alpha x_i + \beta < \gamma z_i + \delta$, se producirá la primera cláusula, en caso contrario se producirá la segunda*’. Comparando (3.9) y (3.10) es evidente que ambas especificaciones son isomórficas, lo que significa que los dos tipos de problemas pueden ser tratados por métodos análogos.

En Paelinck (1973) se somete a contraste el modelo del autómato finito, utilizando datos sobre el producto regional bruto de los Países Bajos. El territorio se dividió en dos macro-regiones: la denominada *Rimcity* incluía las provincias occidentales y la otra comprendía el resto del país. El resultado más interesante es que se comprobó que las tasas de crecimiento de la región resto del país seguían miméticamente los movimientos de las tasas de la *Rimcity*, cualquiera que fuera su estado y dotación de factores de crecimiento. Tal resultado ratifica el argumento tradicional de que la *Rimcity* es el motor de la economía holandesa e impone su ritmo de crecimiento al resto del país.

Debe hacerse notar que las especificaciones presentadas son generalizables a tres o más alternativas (regiones, contrastes). El ejemplo siguiente muestra como se pueden combinar las ponencias ‘y’ y ‘o’ en el *autómato finito*:

$$y_i: \text{if}\{(cz_i + d < ax_i + b) \text{ and } (eu_i + f < ax_i + b); (cz_i + d) \text{ or } (eu_i + f); ax_i + b\} \quad [3.11]$$

Por último, también queremos hacer alusión a la especificación de los retardos espaciales, tanto en las variables endógenas como en las exógenas; esto es, al problema de la matriz de pesos W . Sobre la misma cuestión ya se ha discutido en la segunda sección, insistiendo en la incertidumbre que envuelve la decisión. En este sentido, la mayor parte de las propuestas realizadas en la literatura son puramente mecánicas. Sin embargo, dado que la Econometría espacial trata de la economía en el espacio pre-geográfico, se impone un cierto grado de análisis económico. Una posibilidad para avanzar en esta línea es el uso de funciones de *potencial flexible* (Ancot y Paelinck, 1983).

3.3. Estimadores

La estructura esencial de los modelos espaciales invita al desarrollo de estimadores específicos, adaptados a situaciones peculiares en este ámbito. Sin embargo, el software disponible no siempre permite actuar en esta dirección. Paelinck (1990) propone varios estimadores especialmente diseñados para tratar con situaciones concretas de interés.

El primer ejemplo es el del estimador por mínimos cuadrados simultáneos, adecuado para la estimación de modelos del tipo *Lotka-Volterra*; en definitiva, de modelos que incluyen simultáneamente interdependencias espaciales y temporales. La lógica de la estimación es la de producir estimadores que minimicen una norma entre los valores observados de las variables endógenas y los obtenidos endógenamente. El estimador es consistente y el límite probabilístico de su matriz de varianzas y covarianzas es conocido (de hecho, coincide con la de los MCO). En trabajos posteriores, el método se ha endogeneizado de modo que los parámetros y las variables endógenas estimadas se obtienen de forma simultánea.

En segundo lugar, debe mencionarse el hecho de que la mayoría de los modelos espaciales son esencialmente no lineales y necesitan de instrumentos adecuados. Un ejemplo para avanzar en esta línea es el método general de estimación en transformaciones Box-Cox (Paelinck y van Gastel, 1995; Griffith, Paelinck y van Gastel, 1998), cuyo resultado se concreta en el cálculo de las elasticidades (parciales) de la función transformada.

En otros casos se necesita la estimación por métodos semi-paramétricos de determinadas expansiones diferenciales de segundo orden (procedentes de una expansión de MacLaurin previa):

$$df(x,y) = f_x dx + f_y dy + f_{xx} x dx + f_{yy} y dy + f_{xy} (y dx + x dy) \quad [3.12]$$

Los coeficientes de los términos lineales difieren por la inclusión de términos cuadráticos en la función especificada (por ejemplo, en un contexto de funciones de producción, estos términos expresan cambios en las productividades marginales). Como es conocido, la técnica se desarrolló inicialmente en el campo del análisis de series temporales, y su adecuación a un ámbito espacial se enfrenta a diversos problemas. Entre ellos sobresale la ausencia de una dirección definida en la evolución del proceso dado que los datos espaciales son, por naturaleza, multidimensionales y adireccionales. En Paelinck (2001) se aporta una solución a esta carencia, en la que no se privilegia ninguna dirección específica y que permite la existencia de diferencias, positivas y negativas, en los parámetros de reacción de regiones separadas por distancias idénticas.

Por último, en coherencia con nuestra propia exposición, también deberán estimarse los parámetros procedentes de *menos-álgebras* y de *autómatos finitos*, lo cual permitirá contrastar la especificación (Paelinck, 2003a). El apartado que continúa completa este análisis.

3.4. Complejidad en la modelización espacial

Para obtener una primera idea acerca de la pertinencia de una u otra especificación se puede estudiar inicialmente la dificultad inherente al problema; es decir, la *complejidad computacional* de la serie estadística a explicar (Wolfram, 2002). Esa complejidad, que denominaremos *complejidad condicional* -debido a la presencia de variables exógenas- puede ser evaluada mediante el número de parámetros necesario para expresar la variable endógena con un polinomio de las exógenas. Un indicador construido en escala [0,1] es el siguiente (Getis y Paelinck, 2004):

$$c = (n_p - 1)/(n_{pm} - 1) \quad [3.13]$$

donde n_p es el número de parámetros diferentes de cero, y n_{pm} su número potencial máximo (igual a la dimensión de la variable endógena, es decir, al tamaño de la muestra). Por hipótesis, se supone que las variables utilizadas en el problema, tanto la endógena como las exógenas, no tienen problemas de errores de medida.

Para desarrollar esta idea, vamos a utilizar los datos de las variables y , x y z situados en la parte izquierda de la Tabla 3.1.

Tabla 3.1: Datos para un ejercicio de estimación y de contraste

Relación No Exacta			Relación Exacta		
y_i	x_i	z_i	y_i	x_i	z_i
2	1	2	1	1	0
4	3	1	8	2	3
5	3	2	5	3	1
7	4	3	6	4	1
6	4	2	5	5	0
8	6	5	20	6	7
10	7	5	15	7	4
9	7	4	12	8	2
11	8	6	11	9	1
12	8	8	12	10	1

Con estas series se obtuvo que $c = 1$, lo que quiere decir que van a ser necesarios 10 parámetros para satisfacer una ecuación cúbica del tipo:

$$y_i = c_0 + a'm_i + m_i'Am_i + m_i'B'm_i m_i'Bm_i \quad [3.14]$$

siendo m_i es el vector de la i -ésima observación de las variables exógenas, $m_i' = [x_i, z_i]$. Si ese mismo contraste se aplica a las series de la parte derecha de la tabla (generadas mediante la ecuación $y_i = x_i + 2z_i$) solo son necesarios dos parámetros, resultando que $c = 0.11$. En este ejemplo, el indicador de complejidad señala que la primera batería de valores es mucho más compleja que la segunda. La Tabla 3.2 presenta los valores correspondientes a la ecuación de (3.14) para ambos casos.

Tabla 3.2: Parámetros estimados en la ecuación cúbica

Parámetros asociados a:	Valores	
	Relación No Exacta	Relación Exacta
<i>Constante</i>	-15.3939	0
x	15.5288	1
z	-4.9045	2
x^2	-1.7288	0
z^2	-3.8371	0
xz	4.5326	0
x^3	-0.9061	0
z^3	4.5326	0
x^2z	-5.7258	0
xz^2	2.2432	0

Para poder acotar mejor los resultados relativos a la primera batería de datos, vamos a especificar a continuación el siguiente modelo:

$$y_i = \theta(ax_i + bz_i + c) + (1 - \theta)\varnothing(\alpha x_i + \beta; \gamma z_i + \delta) + \varepsilon_i \quad [3.15]$$

con θ binario y, como criterio de selección, la minimización de la varianza: $\varphi = \text{Min } \sum_i \varepsilon_i^2$ (Theil, 1971; Aznar, 1989). La Tabla 3.3 reproduce los resultados obtenidos.

Tabla 3.3: Valores estimados para los parámetros

Parámetros	Valores
α	1.2801
β	0.9831
γ	5.2934
δ	-1.2935
θ	0
φ	2.8562

Lógicamente, el modelo *menos-algebraico* debe ser seleccionado con preferencia al modelo lineal clásico. El mismo procedimiento puede ser utilizado caso de considerar más de dos modelos alternativos.

La auténtica razón de ser de la especificación (3.15) es que constituye un punto de partida simple para nuevas generalizaciones, que proporcionen mayor flexibilidad. En primer lugar, se puede relajar la condición binaria sobre θ al caso continuo: $0 \leq \theta \leq 1$ (caso débil 1); a continuación, se puede tratar la distinción simple de regímenes menos (caso débil 2). La Tabla 3.4 reproduce los resultados de ambas propuestas.

Tabla 3.4: Valores estimados. Especificaciones débiles

Parámetros	Caso débil 1	Caso débil 2
a	1.7210	2.4032
b	-1.7651	-1.1880
c	1.7398	0.5634
α	1.5274	2.2860
β	0.9210	0.6320
γ	1.8276	1.2762
δ	2.1749	0.9010
θ	0.1749	0.3945
φ	1.4805	≈ 0

Es interesante comparar los valores deducidos para los parámetros de la restricción menos ($\alpha_i + \beta < \gamma z_i + \delta$) en los casos binario (Tabla 3.3) y flojo (Tabla 3.4), resumidos en la Tabla 3.5.

Tabla 3.5: Valores estimados para θ .

Observación	Caso binario	Caso débil 1	Caso débil 2
1	1	1	0.9993
2	0	0	0.0260
3	1	1	0.3191
4	1	1	0.5000
5	1	0	0.2172
6	1	1	0.0055
7	1	0	0.1899
8	1	0	0.0589
9	1	1	0.2906
10	1	1	0.1071

Como puede observarse, no hay una correspondencia completa entre los tres casos, aunque algunos de los resultados obtenidos son muy interesantes (por ejemplo los correspondientes a las observaciones 1, 2 y 8).

Finalmente, cuando se aplica el método al caso exacto (columnas de datos situadas en la parte derecha de la Tabla 3.1), se obtiene $\theta=1$ y la ecuación se hace exacta, con $\varphi=1.96 \times 10^{-13}$. Otros resultados de Econometría espacial débil puede consultarse en Paelinck y Klaassen (1979).

4. CONCLUSIONES

La Econometría espacial es una disciplina que ha evolucionado de forma muy rápida a lo largo de las últimas décadas. En estos momentos, cuando se cumple el 25 aniversario de la publicación de 'Spatial Econometrics', puede decirse que la fundamentación metodológica de la misma parece bastante sólida. El interés por estas técnicas se ha generalizado lo cual ha ayudado a regularizar y normalizar los usos y costumbres propios de la disciplina.

Las declaraciones de singularidad de la Econometría espacial, habituales hace unos años, creemos que no ayudan en esta tendencia hacia la homologación de los métodos. Es cierto que el espacio es singular con respecto al tiempo y que necesita de instrumentos posiblemente más flexibles y comprensivos que los actuales. También parece evidente que si estos instrumentos pueden desarrollarse en combinación con otros ya consolidados en un contexto estándar de series temporales, la potencia de ambos mejorará.

Esta tendencia, inevitable, a la confluencia de los métodos se producirá sin perjuicio de las peculiaridades derivadas de un marco de razonamiento complejo, el espacio, que a menudo demanda soluciones poco ortodoxas. La agenda futura de investigación en cuestiones de Econometría espacial deberá reflejar también esta circunstancia. Por ejemplo, los usuarios especializados deberán aprender a trabajar más sistemáticamente con datos espaciales sesgados. Este sesgo es el principal responsable de los problemas de heterogeneidad y asimetría, así como de la presencia de patrones residuales complejos, evidentes en la mayoría de las aplicaciones.

Otra conclusión se refiere a la importancia de formular especificaciones pre-econométricas, especialmente si los modelos deben de ser empleados en un contexto no meramente exploratorio: predicción, análisis de políticas regionales y similares. La especificación de un modelo econométrico es una tarea dirigida por la teoría (*theory-laden*, como indica Aznar, 1989, p.10), lo que significa que el análisis espacial teórico es la guía indispensable que debe dirigir todo ejercicio de modelización econométrica sobre el espacio.

Con respecto a la complejidad, solamente hemos presentado unas cuantas ideas introductorias, las cuales deberán ser desarrolladas con mayor profundidad en el futuro. Es necesario reconocer la riqueza del espacio pre-geográfico y asumir la complejidad de su modelización. Aparte de problemas topológicos y de otros vinculados a la naturaleza no-direccional de las relaciones sobre el espacio, el econométra dedicado a cuestiones espaciales encuentra tópicos tales como allotopía, asimetría, economías de escala y de diversidad, externalidades, no-convexidades, no-linealidades, precios con definiciones diferentes (cif, fob, etc.) e interdependencias espaciales. Cada uno juega un papel importante en la especificación espacial. El problema es darle entrada de forma correcta.

Dada la complejidad inherente a todo paisaje económico, la Econometría, aplicada en el espacio tienen que tener una perspectiva necesariamente multidisciplinar. Por ejemplo, utilizando una aproximación puramente geográfica es bastante inmediato llegar a la conclusión de que la concentración, antes que la dispersión, es el patrón dominante sobre el espacio. Es la dispersión la que necesita de una explicación, y no al revés.

Esta multidisciplinariedad es la que defiende Paelinck (2004), de forma muy cálida: ‘*(..) me gustaría dirigirme a los jóvenes investigadores en este campo. Tienen que aceptar un desafío importante y pesado: saber escoger entre investigación estándar y no-estándar, o en términos kuhnesianos, no-normal. La primera dirección es como un río ancho, tranquilo y pacífico; la investigación aquí tiene grandes méritos, y ha conducido a resultados extremadamente interesantes. El pequeño río, al contrario, se encuentra plagado de turbulencias, meandros, pendientes, rocas y troncos; se necesita tener una naturaleza atrevida para navegar en él, pero qué alegría cuando se descubren nuevos horizontes*

inaccesibles desde el río principal. Únanse a mí para recorrer mi querido pequeño río turbulento. Tal vez yo podría enseñarles como navegarlo sin peligro’.

Agradecimientos y reconocimientos

Este artículo se ha beneficiado de los comentarios y críticas realizadas a una versión preliminar por los participantes en el primer Seminario JEAN PAELINCK sobre Modelización Espacial, que tuvo lugar en Zaragoza los días 22 y 23 de octubre de 2004. La Universidad de Zaragoza y la Asociación Aragonesa de Ciencia Regional fueron las instituciones que se implicaron más a fondo con esa convocatoria. Vaya para todos ellos nuestro reconocimiento personal. Además, los tres firmantes del artículo cooperan en el proyecto SEC2002-02350 del Ministerio de Educación del Reino de España. Los autores agradecen sinceramente su generosidad.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- ANCOT, J., CHEVALLER, J., PAELINCK, J., SMIT, H Y H. STIJNEN, (1971): Parameter Component Models in Spatial Econometrics. En *The Econometrics of Panel Data* (pp. 83-98). Paris: Annales de l'INSEE, 30-4/31.
- ANCOT, J. Y J. PAELINCK, (1983): The Spatial Econometrics of the European FLEUR-Model. En D.A. Griffith y A. Lea (eds): *Evolving Geographical Structures* (pp. 220-246). La Haya: Martinus Nijhoff Publishers.
- ANSELIN, L. (1988): *Spatial Econometrics: Methods and Models*. Dordrech: Kluwer Academic Publishers.
- ANSELIN, L. Y R.. FLORAX, (eds.), (1995): *New Directions in Spatial Econometrics*. Berlin: Springer-Verlag.
- ANSELIN, L., R.. FLORAX Y S. REY (eds.), (2004a): *Advances in Spatial Econometrics*. Berlin: Springer-Verlag.
- ANSELIN, L., R.. FLORAX Y S. REY (2004b): *Econometrics for Spatial Models: Recent Advances*. En Anselin, L., R.. Florax y S. Rey (eds.): *Advances in Spatial Econometrics* (pp. 1-25). Berlin: Springer-Verlag.
- ARBIA, G. Y PAELINCK, J. (2003a): Economic convergence or divergence? Modelling the interregional dynamics of European regions, 1985-1999. *Journal of Geographical Systems*, 5, pp. 291-314.
- ARBIA, G. Y PAELINCK, J. (2003b): Spatial Econometric Modelling of Regional Convergence in Continuous Time. *International Regional Science Review*, 26, pp. 342-362..
- ARELLANO, M. (2003): *Panel Data Econometrics*. Oxford: Oxford University Press.
- AZNAR, A. (1989): *Econometric Model Selection: A New Approach*. Dordrecht: Kluwer.

- BANERJEE, A., J. DOLADO, J. GALBRAITH Y D. HENDRY (1993): Co-integration, Error-Correction, and the Econometric Analysis of Non-Stationary Data'. Oxford: Oxford University Press.
- BRETT, C. Y J. PINKSE (1997): Those Taxes Are All Over the Map! A Test for Spatial Independence of Municipal Tax Rates in Bristish Columbia. *International Regional Science Review*, 20, pp. 131-151.
- CHAITIN, G. (1975): Randomness and Mathematical Proof, *Scientific American*. 232, pp.47-52.
- CHEN, X. Y T. CONLEY (2001): A new semiparametric spatial model for panel time series. *Journal of Econometrics*, 105, pp. 59-83.
- ELHORST, P. (2003): Specification and estimation of spatial panel data models. *International Regional Science Review*, 26, pp. 244-268.
- FINGLETON, B. (1999): Spurious Spatial Regression: Some Monte Carlo Results with a Spatial Unit Root and Spatial Cointegration. *Journal of Regional Science*, 39, pp. 1-19.
- FLEMING, M. (2004): Techniques for Estimating Spatially dependent Discrete Choice Models. En Anselin, L., R. Florax y S. Rey (eds.): *Advances in Spatial Econometrics* (pp. 145-168). Berlin: Springer-Verlag.
- FLORAX, R. Y S. REY (1995): The Impacts of Misspecified Spatial Interaction in Linear Regression Models. En L. Anselin y R Florax (eds.): *New Directions in Spatial Econometrics* (pp. 111-135). Berlin: Springer-Verlag.
- GETIS, A. Y J. PAELINCK, (2004) An Analytical Description of Spatial Patterns. *L'Espace Géographique*, 2004/4, pp. 68-79.
- GETIS, A., J. MUR Y H. ZOLLER (eds.) (2004): *Spatial Econometrics and Spatial Statistics*. Londres: Palgrave.
- GIACOMINI, R., Y C. GRANGER, (2004): Aggregation of Space-Time Processes. *Journal of Econometrics*, 118, 7-26.
- GRIFFITH, D. (2003): *Spatial Autocorrelation and Spatial Filtering*. Berlin: Springer.
- GRIFFITH, D. Y F. LAGONA (1998): On the Quality of Likelihood-Based Estimators in Spatial Autoregressive Models when the Data Dependence Structure is Misspecified. *Journal of Statistical Planning and Inference*, 69, 153-174.
- GRIFFITH, D. PAELINCK, J. Y M. VAN GASTEL, (1998): The Box-Cox Transformation: New Computation and Interpretation Features of the Parameters. En D. Griffith, C. Amrhein y J.-M. Huriot (eds): *Econometric Advances in Spatial Modeling and Methodology* (pp. 45-58). Dordrecht: Kluwer.
- KELEJIAN, H. E I. PRUCHA (1999): A generalized moments estimator for the autoregressive parameter in a spatial model. *International Economic Review* 40, pp. 509-533.
- LESAGE, J. (1997): Bayesian estimation of spatial autoregressive models. *International Economic Review*, 20, pp. 113-129.

- LEVIN, A. Y C. LIN (1992): Unit Root Tests in Panel Data: Asymptotic and Finite Sample Properties. Discussion Paper, Department of Economics. University of California San Diego.
- LINZ, P. (1996): An Introduction to Formal Languages and Automata, 2ª ed.. Lexington: Heath and Company.
- MUR, J. Y J. TRÁVEZ (2003) Unit Roots and Deterministic Trends in Spatial Econometric Models. *International Regional Science Review*, 26, pp. 289-312.
- NELSON, C. Y C. PLOSSER (1982) Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series: Some Evidence and Implications. *Journal of Monetary Economics*, 10, pp. 139-162.
- O'CONNELL, P. (1998): The Overvaluation of Purchasing Power Parity. *Journal of International Economics*, 44, pp. 1-19.
- PAELINCK, J. (1973): Hoe doelmatig is regional en sectoraal beleid? (¿Cual es la eficacia de la política regional y sectorial?). Leiden: Stenfert Kroese.
- PAELINCK, J. (1990): Some New Estimators in Spatial Econometrics. En D. Griffith (ed.): *Spatial Statistics: Past, Present and Future* (pp. 163-181). Syracuse University, Institute of Mathematical Geography, Monograph nº 12.
- PAELINCK, J. (1992): De l'économétrie spatiale aux nouvelles dynamiques spatiales. En P.-H. Derycke (ed.): *Espace et dynamiques territoriales* (pp. 137-154). Paris: Economica.
- PAELINCK, J. (2000): On aggregation in spatial econometric modelling. *Journal of Geographical Systems*, 2, pp. 157-165.
- PAELINCK, J. (2001): Some Issues in Spatial Econometrics and Economic Geography. Ponencia presentada en el congreso anual de la WRSA, Monterrey, Febrero de 2002.
- PAELINCK, J. (2002): A Multiple Gap Approach to Spatial Econometrics. *The Annals of Regional Science*, 36, pp. 219-228.
- PAELINCK, J. (2003a): Min-algebraic and Finite Automata Modelling in Spatial Econometrics. Ponencia presentada en el congreso anual de la NARSA, Philadelphia, Noviembre de 2003.
- PAELINCK, J. (2003b): Selecting Spatial Regimes by Threshold Analysis. Ponencia presentada en el congreso anual de la WRSA, Maui, Febrero de 2004.
- PAELINCK, J. (2004): 25 años de Econometría espacial: experiencias y perspectivas. Ponencia presentada en I Seminario Jean Paelinck de Modelización regional, Zaragoza, Octubre de 2004.
- PAELINCK, J. Y M. VAN GASTEL. (1995): Computing Box-Cox Transform Parameters: A New Method and its Application to Spatial Econometrics. En L. Anselin y R. Florax (eds): *New Directions in Spatial Econometrics* (pp. 136-155). Berlin: Springer.
- PAELINCK, J. Y L. KLAASSEN. (1979): *Spatial Econometrics*. Farnborough: Saxon House.
- PAPELL, D. (1997): Searching for Stationarity: Purchasing Power Parity under the Current Float. *Journal of International Economics*, 43, pp. 313-332.

- SAAVEDRA, L. (2003): Tests for Spatial Lag Dependence based on Method of Moment Estimation. *Regional Science and Urban Economics*, 33, pp. 27-58
- SMITH, V., S. LEYBOURNE, T. KIM Y P. NEWBOLD (2004): More Powerful Panel Data Unit Root Tests with an Application to Mean Reversion in Real Exchange Rates. *Journal of Applied Econometrics*, 19, pp. 147-170.
- SURIÑACH, J., J. DUQUE, R. RAMOS Y V. ROYUELA. (2002): La investigación regional en España: un análisis bibliométrico. *Investigaciones Regionales*, 1, pp. 107-138.
- THEIL, H. (1971): *Principles of Econometrics*. Amsterdam: North Holland.
- WALDORF, B. (2004): Path-breaking books in regional science. *Papers in Regional Science*, 83, pp. 59-90.
- WOLFRAM, S. (2002): *A New Kind of Science*. Champaign: Wolfram Media Inc.