

XXIX REUNIÓN DE ESTUDIOS REGIONALES

Competitividad regional en la UE ampliada

Análisis de la dependencia espacial y la convergencia en el Principado de Asturias

Matías Mayor Fernández (mmayorf@correo.uniovi.es)

Ana Jesús López Menéndez (anaj@correo.uniovi.es)

Departamento de Economía Aplicada

Universidad de Oviedo

Resumen

Las peculiaridades de los datos de corte transversal, manifestadas a través de los llamados efectos espaciales, asociados a la dependencia y heterogeneidad espacial han dado lugar a un importante desarrollo de las técnicas de econometría espacial.

La existencia de dependencia espacial debe ser incorporada en los estudios de convergencia y otros análisis de economía regional en los que carecería de sentido estudiar cada unidad geográfica como un ente independiente que no interactúa con sus regiones fronterizas.

En este trabajo estudiamos la situación del Principado de Asturias, contrastando la presencia de autocorrelación espacial entre las distintas unidades espaciales que la integran, previa definición de las correspondientes matrices de pesos espaciales. A continuación se analizan los datos espaciales desde el punto de vista de la modelización -análisis confirmatorio- estimándose la velocidad de convergencia para las unidades de corte transversal consideradas y comparando estos resultados con los obtenidos bajo especificaciones sin corrección espacial.

Introducción

Los análisis de la convergencia en renta y en productividad forman parte de los temas de estudio más habituales en los últimos años, como muestra la abundancia de investigaciones tanto teóricas como empíricas referidas a este ámbito.

En el caso de que estos análisis vayan referidos a unidades entre las que existe algún tipo de relación espacial, carecerá de sentido estudiar cada unidad geográfica como un ente independiente, ignorando los posibles efectos asociados a la presencia de dependencia y heterogeneidad espacial.

En este trabajo estudiamos la situación del Principado de Asturias, contrastando la presencia de autocorrelación espacial y analizando los procesos de convergencia entre las distintas unidades espaciales que lo integran. Para ello, en el primer apartado describimos los conceptos de convergencia y en el segundo analizamos los procedimientos para la detección de la autocorrelación espacial.

El análisis de la convergencia entre los municipios asturianos, abordado en el tercer apartado, exige la previa definición de las correspondientes matrices de pesos espaciales. Posteriormente se analizan los datos espaciales desde el punto de vista de la modelización -análisis confirmatorio- estimándose la velocidad de convergencia y comparando estos resultados con los obtenidos bajo especificaciones sin corrección espacial.

1. Modelos de convergencia

La década de los ochenta marcó el inicio de una gran cantidad de estudios relativos a la convergencia en renta, destacando entre ellos los referidos a los Estados Unidos y a las regiones europeas, inmersas en el proceso de unión económica y monetaria. También en el ámbito nacional son numerosas las investigaciones recientes¹ encaminadas a estudiar los procesos de convergencia o divergencia entre regiones.

Cabe distinguir dos líneas claramente diferenciadas en lo que se refiere al análisis del crecimiento regional y de la convergencia. Según De la Fuente (1996), *“el interés de los macroeconomistas por la convergencia tiene su origen en una controversia de carácter teórico entre los defensores de dos familias de modelos*

¹ Cabe citar entre otros los trabajos de Dolado (1994), De la Fuente (1996, 1998, 2002), Cuadrado et. al. (1998), Cuadrado y Parellada (2002), Villaverde (1998, 2001), Pulido (1999), López y Delgado (2001), y Chasco (2000).

de crecimiento". En la misma idea, Sala-i-Martin (1996) justifica el renacer en la literatura económica de estos temas debido a la utilización de la hipótesis de convergencia como argumento para diferenciar las dos familias existentes de modelos de crecimiento.

La primera de estas líneas se sustenta en las teorías neoclásicas sobre los trabajos de Solow (1956) y Baumol (1986), donde la existencia de rendimientos decrecientes en los factores acumulables hace que las inversiones en los países o regiones menos desarrolladas presenten unos rendimientos superiores a las de los países más desarrollados. Además, existe otro mecanismo para la convergencia derivado del desplazamiento de trabajadores, ya que estas aproximaciones consideran economías donde existe perfecta movilidad de factores, competencia perfecta y funciones de producción regionales idénticas.

Frente a estos modelos basados en factores exógenos, los modelos de crecimiento endógeno rompen con los supuestos del modelo neoclásico. Así Romer (1986) y Rebelo (1991) afirman que la ausencia de convergencia entre los países supone una evidencia en contra del modelo neoclásico y a favor de las teorías endógenas. Bajo la consideración de rendimientos constantes o crecientes basados en la existencia de avance tecnológico, las brechas existentes lejos de disminuir se incrementarían gracias al capital humano y las nuevas tecnologías.

Los estudios de convergencia basados en el modelo neoclásico de Solow (1956) parten de los trabajos de Baumol (1986) a los que se unen contribuciones más formales como las de Barro (1991), Barro y Sala-i-Martin (1992) y Sala-i-Martin (1994a, 1994b y 1996).

Estos trabajos distinguen entre los conceptos de convergencia sigma (σ) y beta (β). El concepto denominado σ -convergencia², se basa en la reducción de la dispersión del logaritmo de la renta per cápita entre las distintas unidades analizadas, utilizando para ello la desviación estándar o el coeficiente de variación.

² Esta terminología fue acuñada por Sala-i-Martin en su tesis doctoral no publicada de 1990. El índice utilizado se define de la siguiente forma:

$$\sigma_t = \sqrt{\frac{\sum_i (\ln y_{i,t} - \ln y_t)^2}{n}}$$

donde $y_{i,t}$ recoge la renta per cápita en cada región e y_t refleja la renta per cápita de la nación en su conjunto.

Por su parte, el concepto de β -convergencia recoge la hipótesis de que las regiones menos desarrolladas crecen más rápido que las más ricas, esperándose una igualación en términos de renta per cápita (estado estacionario). Bajo el supuesto de que las economías son estructuralmente idénticas, caracterizadas por el mismo estado estacionario y únicamente diferenciadas por las condiciones iniciales se define el concepto de *convergencia- β absoluta*, mientras la *convergencia- β condicional* se define cuando las economías presentan diferentes estados estacionarios en base a diferencias estructurales identificables.

Partiendo de una sencilla formulación de la ecuación de convergencia utilizada por De la Fuente (1998):

$$\Delta y_{i,t} = x_i - \beta y_{i,t} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

en el caso de convergencia- β condicional se cumple $0 < \beta < 1$ de forma que cada economía converge a su estado estacionario mientras que en el caso de convergencia- β absoluta, además de verificarse la condición anterior, el coeficiente x_i va a ser el mismo para todos los territorios, de forma que todas las economías converjan al mismo nivel de renta per cápita.

La especificación planteada por Sala-i-Martin (1994b) es la siguiente:

$$\ln(y_{i,t+k}) = \alpha + (1-\beta)\ln(y_{i,t}) + e_{i,t} \quad (2)$$

donde $y_{i,t}$ recoge la renta per cápita de la región i en el instante t y $e_{i,t}$ es el término de perturbación que se supone de media nula, varianza constante para todas las economías e independiente tanto en el espacio como en el tiempo³. La condición $\beta > 0$ implica convergencia porque la tasa de crecimiento está relacionada inversamente con $\ln(y_{i,t})$.

Resulta razonable que la convergencia absoluta no se produzca debido a que las economías regionales presentan estructuras económicas diferenciadas, siendo más adecuado el concepto de convergencia condicionada, donde los parámetros son distintos para cada región, disponiendo de suficientes variables para la determinación del estado estacionario.

³ Esta ecuación puede ser también expresada: $\ln\left(\frac{y_{i,t+k}}{y_{i,t}}\right) = \alpha + \beta \ln(y_{i,t}) + e_{i,t}$

La ecuación de convergencia- β *condicionada* planteada por Barro (1991) y Sala-i-Martín (1994b) es la siguiente:

$$\frac{1}{k} \ln \left(\frac{y_{i,t+k}}{y_{i,t}} \right) = \alpha - \ln y_{i,t} \left(\frac{1 - e^{\beta k}}{k} \right) + e_{it,t+k} \quad (3)$$

Para Sala-i-Martín (1996) tendremos convergencia condicional si existe correlación parcial negativa entre el crecimiento y el nivel de renta inicial. Es decir, si llevamos a cabo una regresión del crecimiento sobre la renta inicial, incluyendo en la regresión variables adicionales constantes, en el caso de que el coeficiente de la renta inicial sea negativo hablamos de convergencia condicional. Si el coeficiente de la renta inicial es negativo en una regresión univariante hablaremos de convergencia absoluta.

Las diferentes perspectivas teóricas de los estudios de convergencia conllevan la utilización de datos de corte transversal, series temporales o datos de panel. La utilización de datos de sección cruzada ha sufrido críticas como las de Levine y Renelt (1992) quienes advierten de que las estimaciones obtenidas por este método son muy sensibles a la información disponible.

Por su parte, Quah (1993) critica el énfasis en la convergencia- β afirmando que lo que interesa es saber si con el paso del tiempo disminuye o no la dispersión de las economías. Este autor pone también de manifiesto que con esta metodología no se localizan los fenómenos de polarización de la renta por habitante⁴ ni se tienen en cuenta las características dinámicas de las tasas de crecimiento, que se asumen constantes a lo largo del tiempo. Algunos autores como Bernard y Durlauf (1996) y Quah (1996) defienden la consideración de los clubes de convergencia o crecimiento polarizado.

En relación con los conceptos de convergencia, la aparición de distintos problemas econométricos (heterogeneidad, outliers, variables omitidas...) ha dado lugar a la aplicación de técnicas alternativas como datos de panel, series temporales o matrices de transición de probabilidad.

La presencia de efectos espaciales ha sido de escasa consideración en los estudios de convergencia- β debido a que la inclusión de estos efectos conlleva problemas inferenciales cuando se lleva a cabo la estimación por mínimos

⁴ Quah (1993) demuestra que una serie de datos que parece indicarnos convergencia puede encubrir en la realidad un proceso de polarización.

cuadrados ordinarios (MCO). Algunos trabajos recientes donde se toman en consideración los efectos espaciales son los de Rey y Montouri (1999), Chasco (2000), Moreno y Vaya (2000), Baumont, Ertur y Le Gallo (2002) entre otros.

2. Correlación espacial y su detección

El análisis econométrico con datos espaciales se caracteriza por la presencia de dependencia espacial y heterogeneidad espacial.

El concepto de *autocorrelación espacial*, atribuido a Cliff y Ord (1973), ha sido objeto de distintas definiciones⁵ y en un sentido genérico, implica la ausencia de independencia entre las observaciones, poniendo de manifiesto “la existencia de una relación funcional entre lo que ocurre en un punto en el espacio y lo que sucede en todo él”. Así pues, la existencia de autocorrelación espacial positiva origina que la muestra contenga menos información, lo cual debe ser incorporado a los procesos de estimación y a los diagnósticos de los contrastes realizados.

Formalmente, la autocorrelación espacial puede ser expresada mediante la condición:

$$\text{Cov}(y_i, y_j) = E(y_i y_j) - E(y_i) E(y_j) \neq 0 \quad (4)$$

que debería poder ser justificada en función de las relaciones geográficas o espaciales existentes entre las unidades espaciales consideradas.

En general, los estudios de convergencia anteriormente descritos consideran a la región o a la comarca como una unidad independiente que no interactúa con sus regiones fronterizas lo cual supone una gran simplificación. Reconociendo la existencia de estas formas de dependencia espacial *sustantiva* (*spill-overs* tecnológicos, por ejemplo) existen un número importante de modelos que pueden ser trasladados al estudio y análisis de la convergencia.

Además, las unidades objeto de estudio presentan una organización geográfica - en muchos casos derivada de razones políticas y/o administrativas- que da lugar a la aparición de un segundo tipo de autocorrelación espacial llamada *residual* que se reflejará en un término de error que presente autocorrelación espacial. Según Anselin (1988), ambas formas de dependencia espacial (sustantiva y residual), dan lugar a importantes errores de especificación en el modelo si son ignoradas.

⁵ Así, Anselin y Bera (1998) definen la autocorrelación espacial como “la coincidencia de valores similares con localizaciones similares” mientras que Vasiliev (1996) considera que se trata de “una sofisticada medida de resumen de las influencias que tienen las regiones vecinas en el espacio”.

A diferencia de la dependencia temporal unidireccional, en el caso de la dependencia espacial nos enfrentamos a la multidireccionalidad resumida mediante la construcción de la matriz de pesos espaciales, W^6 . Se trata de una matriz cuadrada no estocástica cuyos elementos w_{ij} recogen (en función de los criterios utilizados en su construcción) la existencia o la intensidad de interdependencia entre i y j .

$$W = \begin{bmatrix} 0 & w_{12} & \cdot & w_{1n} \\ w_{21} & 0 & \cdot & w_{2n} \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ w_{n1} & w_{n2} & \cdot & 0 \end{bmatrix} \quad (5)$$

Existen diversas formas para recoger estos efectos que, siguiendo a Anselin (1988) deberán ser necesariamente no negativos y finitos. Frecuentemente se utiliza la matriz Booleana, basada en el criterio de contigüidad física utilizado inicialmente por Moran (1948) y Geary (1954) donde $w_{ij}=1$ si i y j son localizaciones vecinas y $w_{ij}=0$ en otro caso⁷.

En función de la proximidad física, Cliff y Ord (1981) construyen la matriz (5) con:

$$w_{ij} = \frac{b_{ij}^{\beta}}{d_{ij}^{\alpha}}$$

donde b_{ij} recoge el porcentaje de frontera común entre i y j (para i) y d_{ij} la distancia entre las regiones i y j . Anselin (1988) propone una matriz W basada en la inversa de las distancias al cuadrado. En algunas aplicaciones económicas se acude a medidas de distancia “económica” como las utilizadas por Case et. al (1993) donde $w_{ij} = \frac{1}{|x_i - x_j|}$ siendo x_i y x_j la renta per cápita.

Un efecto espacial menos estudiado es el de la heterogeneidad espacial, asociada al hecho de que el comportamiento económico no sea estable en el espacio. Tal y como recogen Rey y Montoury (1999) y Carlino y Nills (1996) los estudios tradicionales de convergencia basados en información transversal asumen que todas las regiones o unidades de observación convergen a la misma tasa. Una

⁶ La multidireccionalidad propia de la dependencia espacial lleva a la imposibilidad de utilizar el operador de retardos propio del contexto temporal.

⁷ En base a la contigüidad física y existiendo una cuadrícula regular se podrían aplicar los criterios: lineal, *rook*, *bishop* o *queen*.

solución a los problemas de heterogeneidad espacial viene dada por la definición de los clubs de convergencia.

La heterogeneidad espacial surge cuando se trata con unidades espaciales heterogéneas entre sí, de forma que es el resultado directo de la organización geográfica. El origen de la heterogeneidad espacial puede ser, por tanto, doble: por una parte, un problema de inestabilidad estructural como consecuencia de la falta de estabilidad en el comportamiento de una variable en las distintas unidades espaciales, y por otra parte, la falta de homogeneidad entre las propias unidades objeto de estudio, que en general no presentan la misma población, no parten del mismo desarrollo tecnológico, etc..

La primera de estas cuestiones, la inestabilidad estructural, provoca que tanto las formas funcionales como los parámetros varíen en función de la localización definiéndose una forma funcional concreta para cada localización geográfica.

$$y_i = f_i(X_i\beta_i + e_i) \quad (6)$$

y el tratamiento de la variabilidad espacial además de ser complejo (puesto que tendremos problemas de ausencia de grados de libertad), puede afectar a los procesos inferenciales en función de cómo se especifique dicha variabilidad.

Por otra parte, el hecho de que las unidades objeto de estudio no sean homogéneas queda reflejado en el término de error, apareciendo perturbaciones heteroscedásticas $\text{Var}(e_i) = \sigma_i^2$.

El estudio de la dependencia y la heterogeneidad espacial es complejo ya que, como recoge Anselin (1988), ambos fenómenos suelen aparecer a la vez y en ocasiones sus manifestaciones son idénticas para el observador. En cualquiera de los casos, su presencia invalida las inferencias basadas en MCO.

En este trabajo nos centraremos en la autocorrelación espacial⁸, cuyo tratamiento puede ser efectuado mediante análisis exploratorio o bien análisis confirmatorio.

El *análisis exploratorio* de datos espaciales permite descubrir las distribuciones espaciales, identificar localizaciones inusuales que pueden influir en la estimación (*outliers* espaciales), definir esquemas de asociación espacial (*cluster* espaciales) y sugerir regímenes espaciales u otras formas de inestabilidad espacial.

En el análisis exploratorio de datos espaciales se distinguen por un lado, indicadores globales y por otro, indicadores locales de asociación espacial.

⁸ El tratamiento de la heterogeneidad espacial en las aplicaciones será realizado en base a técnicas econométricas estándar.

Cressie (1993) distingue dos tipos de modelos: aquéllos basados en datos puntuales o geoestadísticos y aquéllos donde los datos constituyen un conjunto fijo de localizaciones espaciales discretas, datos *lattice*. Estos últimos son los más utilizados en las ciencias sociales y en estadística espacial, siendo necesaria una ordenación de los datos mediante la matriz de pesos espaciales.

En este caso, la interacción espacial actúa como una función en etapas (*step-function*) que establece cómo una localización afecta a un grupo dado de vecinos. La interacción global de los datos observados se obtiene estableciendo un proceso estocástico espacial.

Este procedimiento exige contrastar la presencia de autocorrelación espacial, para lo cual es posible utilizar los estadísticos I de Moran (1948), C de Geary o G(d) de Getis y Ord. El estadístico de Moran se expresa como:

$$I_t = \left(\frac{n}{S_0} \right) \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^m w_{ij,t} x_{i,t} x_{j,t}}{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n x_{i,t} x_{j,t}} \quad (7)$$

donde $w_{ij,t}$ es un elemento de la matriz W que, si ésta fuese definida de forma binaria, tomará valor 1 para unidades territoriales vecinas y valor nulo en caso contrario; $x_{i,t}$ recoge el logaritmo de la producción per cápita en la región i en el año t si bien expresada en desviaciones respecto a la media del año en consideración; n es el número de unidades espaciales estudiadas y $S_0 = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij}$.

Cuando el tamaño de muestra es suficientemente grande el estadístico I de Moran sigue una distribución normal.

Los contrastes anteriores sólo consideran la presencia de autocorrelación espacial global, dado que analizan todas las regiones de la muestra de forma conjunta. Como consecuencia, estos tests presentan problemas cuando trabajamos con procesos no estacionarios espacialmente⁹ y para solventar esta limitación, Anselin (1995) propone utilizar el estadístico local de Moran:

$$I_{i,t} = \left(\frac{x_i}{m_0} \right) \sum_{j=1}^n w_{ij} x_{j,t} \quad \text{donde} \quad m_0 = \sum_{i=1}^n x_{i,t}^2$$

⁹ La estacionariedad de un proceso espacial implica que sus propiedades estadísticas no cambien a través del espacio. Siguiendo a Anselin (1988), un proceso espacial es estacionario en sentido estricto cuando cualquier distribución conjunta de variables aleatorias sobre un subconjunto de puntos en el espacio depende únicamente de la posición relativa de las diferentes localizaciones.

En el *análisis confirmatorio* de datos espaciales, éstos se estudian desde el punto de vista de la modelización, es decir, se plantean las distintas especificaciones considerando los efectos espaciales, los contrastes de especificación, los métodos de estimación y todos los procedimientos necesarios para implementar modelos multivariantes con observaciones de corte transversal.

En este trabajo aplicaremos el análisis confirmatorio a un problema concreto como es la estimación de la velocidad de convergencia para datos transversales.

La ecuación de convergencia absoluta descrita anteriormente (2) puede ser completada con la presencia de dependencia espacial, alterando el supuesto de independencia entre los términos de error para diferentes localizaciones.

Si consideramos que la autocorrelación está presente únicamente en el término de error podríamos construir un modelo sencillo:

$$\ln\left(\frac{y_{i,t+k}}{y_{i,t}}\right) = \alpha + \beta \ln(y_{i,t}) + e_{i,t} \quad \begin{aligned} e_t &= \lambda W e_t + u_t \\ e_t &= (I - \lambda W)^{-1} u_t \end{aligned} \quad (8)$$

donde $u_t \approx N(0, \sigma^2 I)$, siendo λ el parámetro autorregresivo espacial que mide la intensidad de la interdependencia entre los residuos.

A este modelo se le conoce como *modelo con perturbaciones espaciales autorregresivas de primer orden* o también *modelo del error espacial*.

Una vez planteado el modelo, su estimación en presencia de dependencia espacial residual mediante MCO da lugar (al igual que en el contexto temporal) a estimaciones de los parámetros que son insesgadas pero ineficientes. En este caso, la matriz de varianzas-covarianzas del término de error no es esférica:

$$\begin{aligned} E[ee'] &= E\left[\left((I - \lambda W)^{-1} u\right)\left((I - \lambda W)^{-1} u\right)'\right] = E\left[(I - \lambda W)^{-1} u u' (I - \lambda W)^{-1}\right] = \\ &= \sigma^2 \left((I - \lambda W)' (I - \lambda W)\right)^{-1} \end{aligned} \quad (9)$$

y como consecuencia la aplicación de MCO conduce a una sobreestimación de la varianza de $\hat{\beta}$. Además la varianza residual será sesgada, generando sesgos en los test de significación t-Student, de heteroscedasticidad y de inestabilidad estructural como el de Chow. Estos rasgos nos llevan a emplear el método de máxima verosimilitud o el de los momentos cuando trabajamos con un modelo de error espacial sobre la ecuación de convergencia :

$$\ln\left(\frac{y_{t+k}}{y_t}\right) = \alpha + \beta \ln(y_t) + (I - \lambda W)^{-1} u_t \quad (10)$$

Observando esta expresión, la existencia de un *shock* aleatorio en una región no sólo va a afectar a dicha unidad, sino que se trasladará a otras localizaciones influyendo sobre sus tasas de crecimiento en función de la transformación espacial $(I - \lambda W)^{-1}$. Además, el *shock* producido en una región específica no solamente se traslada a las localizaciones vecinas en función de las relaciones establecidas en la matriz de pesos espaciales sino a todo el sistema como consecuencia de la transformación espacial anterior.

Además, puede existir una dependencia espacial sustantiva que es necesario considerar al contrastar la hipótesis convergencia. La ecuación resultante sería:

$$\ln\left(\frac{y_{t+k}}{y_t}\right) = \alpha + \beta \ln(y_t) + \rho W \ln\left(\frac{y_{t+k}}{y_t}\right) + \varepsilon_t \quad (11)$$

donde ρ es el parámetro espacial autorregresivo para las interdependencias existentes entre las observaciones muestrales.

Este modelo es el habitualmente conocido en términos de econometría espacial como *modelo mixto, regresivo-autorregresivo espacial de primer orden*. La

inclusión en el modelo del retardo espacial $W \ln\left(\frac{y_{t+k}}{y_t}\right)$ hace que la correlación con

el término de error sea distinta de cero lo cual lo diferencia del contexto de series temporales. En este caso, y_{t-1} no está correlacionado con e_t si no existe correlación serial en los errores.

En el contexto espacial, la correlación estará presente con independencia de la estructura que presenten los errores. Más aún, el retardo espacial para una observación i no solamente está correlacionado con el término de error asociado a esa observación sino con todos los términos de error de las restantes localizaciones. Esto hace que no sea posible obtener estimadores consistentes para una especificación de este tipo aplicando MCO.

Desde el análisis de la hipótesis de convergencia la pregunta se centra en cómo la tasa de crecimiento de una región está relacionada con la evolución de las

localizaciones vecinas además de estar condicionada a los niveles de renta iniciales. Manipulando las expresiones anteriores se obtiene:

$$\ln\left(\frac{y_{t+k}}{y_t}\right) = \left[(I - \rho W)^{-1}(\alpha + \beta \ln(y_t))\right] + (I - \rho W)^{-1} \varepsilon_t \quad (12)$$

expresión que muestra cómo el valor esperado de la tasa de crecimiento de la renta de cada localización no solamente depende de los niveles iniciales de renta sino que está influido por el nivel de las otras localizaciones.

Analizando la matriz $(I - \rho W)^{-1}$ observamos que ésta no es triangular como en el

caso de las series temporales, de forma que $E\left[W \ln\left(\frac{y_{t+k}}{y_t}\right)_i \varepsilon_i\right] \neq 0$.

La covarianza entre las observaciones de distintas localizaciones viene dada por la expresión $(I - \rho W)^{-1} \Omega (I - \rho W')^{-1}$ donde Ω es la matriz de varianzas para el término de error siendo $W \neq W'$ como consecuencia del proceso de estandarización. Si asumimos $\Omega = \sigma^2 I$, la matriz de varianzas resultante es completa reflejando que cada localización está correlacionada con todas las demás si bien con un poder decreciente con el orden de contigüidad.

Bajo estas condiciones los estimadores MCO no son consistentes debido a la simultaneidad antes descrita, siendo necesario utilizar procedimientos alternativos basados en la utilización de variables instrumentales o máxima verosimilitud.

En cuanto al coeficiente espacial autorregresivo ρ , su interpretación puede encuadrarse en dos situaciones. En una primera, que recogería una dependencia espacial sustantiva exacta, se equiparan las unidades de observación del estudio y el origen de las mismas. En la segunda, que es la que más nos interesa desde la perspectiva de este trabajo, no se produce un emparejamiento claro entre la naturaleza espacial del fenómeno de estudio y la división espacial utilizada para su medida. Esto conlleva una pérdida de información de la muestra siendo necesario corregir la variable dependiente espacialmente:

$$(I - \rho W) \ln\left(\frac{y_{t+k}}{y_t}\right) = \ln(y_t) + u_t \quad (13)$$

3. Análisis de convergencia para los municipios asturianos

En este apartado presentamos de forma sintética las principales conclusiones obtenidas al analizar la convergencia en el ámbito del Principado de Asturias.

Con este objetivo, calculamos en primer lugar la velocidad de convergencia no condicionada para los 78 municipios asturianos, centrándonos en tres periodos: 1978-1998, 1986-1998 y 1978-1986 y considerando las variables Renta familiar disponible per cápita (RFDpc) y productividad aparente del trabajo o valor añadido bruto por ocupado (VABoc).

Los resultados obtenidos para ambas magnitudes RFDpc y VABoc aparecen recogidos en las tablas 1 y 2:

Tabla 1: Convergencia no condicionada RFDpc

	R^2	AIC	$\hat{\beta}$ (Nivel crítico)	VELOCIDAD
1978-1998	0,401	-2,711	0,187 (0,000)	0,011
1986-1998	0,731	-3,549	-0,404 (0,000)	0,025
1978-1986	0,648	-2,085	-0,449 (0,000)	0,061

Tabla 2: Convergencia no condicionada VABoc

	R^2	AIC	$\hat{\beta}$ (Nivel crítico)	VELOCIDAD
1978-1998	0,314	0,456	-0,424 (0,000)	0,027
1986-1998	0,379	0,353	-0,401 (0,000)	0,039
1978-1986	0,008	0,056	0,046 (0,434)	-----

En el caso de la RFDpc se obtienen unas tasas de convergencia de 1,1% para el periodo total y del 2,5% para el periodo 1986-1998. El resultado obtenido para los años 1978-1986 arroja una velocidad de convergencia más elevada, 6,1%, si bien en este caso se analizan únicamente 8 años.

Al utilizar el VABoc se evalúa la convergencia en productividad de los municipios asturianos obteniendo una mayor velocidad de convergencia para los periodos estudiados, especialmente elevada para el periodo más reciente.¹⁰ Adoptando como punto de partida los modelos anteriores, nuestro objetivo es justificar la necesidad de desarrollar modelos espaciales que los complementen, permitiendo alcanzar un conocimiento más exhaustivo de la realidad.

¹⁰ En lo que se refiere al periodo 1978-1986, es necesario considerar que 1978 fue el primer año en el que SADEI publicó La renta de los Municipios Asturianos, rasgo que podría justificar la obtención de resultados no significativos.

En primer lugar y siguiendo el esquema del análisis exploratorio de datos contrastamos la presencia de autocorrelación espacial a través del estadístico de Moran. Previamente a la realización de este test debemos definir la matriz de pesos espaciales que vamos a utilizar, para lo cual hemos contemplado varios criterios alternativos que describimos a continuación:

a) En primer lugar, hemos utilizado el criterio de contigüidad física asignando $w_{ij} = 1$ a aquellos municipios que comparten frontera y $w_{ij} = 0$ en caso contrario.

b) En segundo lugar se ha optado por la construcción de la matriz en base a la distancia económica obtenida como $w_{ij} = \frac{1}{|x_i - x_j|}$ siendo x_i la renta familiar

disponible per cápita o bien el valor añadido por ocupado, referidos al último período disponible¹¹. En este caso, hemos optado por no estandarizar la matriz puesto que –tal y como comenta Anselin (1988)- no disponemos de una explicación económica clara para ello.

Para la realización de este test se ha tenido en cuenta que, cuando el tamaño muestral es suficientemente grande, el estadístico de Moran estandarizado se distribuye según una distribución normal estándar. En el caso de nuestro estudio, el nivel crítico para el periodo central 1986-1998 es de 0,003 por lo que rechazamos la hipótesis de no autocorrelación espacial.

En la siguiente fase, análisis confirmatorio, analizamos la presencia de autocorrelación espacial mediante una serie de contrastes sobre los residuos mínimo-cuadráticos, incluyendo el test de Moran y algunos otros basados en aproximaciones asintóticas de las estimaciones de máxima verosimilitud.

Si la conclusión de este test es la presencia de autocorrelación, el modelo adecuado será el modelo del error espacial. Además, según justifican Anselin y Rey (1991), el test basado en el estadístico de Moran es muy potente frente a cualquiera de las dos formas de autocorrelación espacial, si bien no es capaz de detectar cuál de ellas debe ser incluida en la especificación del modelo de convergencia condicionada:

$$I = \frac{N}{S_0} \left(\frac{\mathbf{e}'\mathbf{W}\mathbf{e}}{\mathbf{e}'\mathbf{e}} \right) \quad (14)$$

¹¹ Si bien los resultados no se incluyen en este trabajo, se han contemplado también los pesos basados en distintos instantes temporales, que no introducen grandes variaciones en los resultados obtenidos.

donde e es el vector de residuos mínimo-cuadráticos, W la matriz de pesos espaciales, N el número de observaciones y S_0 el factor de estandarización¹² obtenido como suma de los pesos espaciales $\sum_i \sum_j w_{ij}$.

Si bien el test de Moran (al igual que el de Kelejian-Robinson, que no hemos incluido en las aplicaciones) no hace explícita la hipótesis alternativa, se han diseñado otros contrastes que contemplan una hipótesis explícita como la presencia de dependencia espacial en los errores. Entre ellos se encuentra el test LM-ERR, incluido en nuestras aplicaciones, que se basa en el principio de los multiplicadores de Lagrange y viene dado por la expresión:

$$LM-ERR = \frac{\left[\frac{e'We}{s^2} \right]}{T_1} \quad (15)$$

donde e es el vector de residuos mínimo-cuadráticos de la regresión, $T_1 = \text{tr}(W'W + W^2)$ y s^2 es la estimación de la varianza residual de ese modelo y sigue una distribución χ_1^2 . Las hipótesis se formulan en este caso como sigue:

$$\begin{aligned} H_0 : \lambda &= 0 \\ H_1 : \lambda &\neq 0 \end{aligned} \quad (16)$$

permitiendo el test contrastar la existencia de dependencia residual.

El test LR y el test de Wald permiten contrastar la dependencia sustantiva; es decir, la hipótesis nula es $H_0 : \rho = 0$ requiriendo la maximización del logaritmo de la función de verosimilitud. La expresión del estadístico LR es:

$$LR = N \left[\ln s^2 - \ln \hat{\sigma}^2 \right] + 2 \sum_i \ln(1 - \hat{\rho} \omega_i) \quad (17)$$

siendo $\hat{\sigma}^2$ el estimador máximo-verosímil y ω_i los valores propios de la matriz de pesos espaciales. Por su parte, el test de Wald exige un cálculo más complicado puesto que es necesario estimar bajo la hipótesis alternativa.

Teniendo en cuenta que los valores de los distintos estadísticos asociados a los test de autocorrelación proporcionan resultados significativos, introducimos la

¹² Si trabajamos con una matriz W estandarizada por filas el valor del estadístico pasa a ser $I = \frac{e'We}{e'e}$ que, en un contexto asintótico y debidamente estandarizado, se distribuye según un modelo normal estándar.

dependencia espacial en la ecuación de convergencia estimando los dos modelos anteriormente descritos: el modelo del error espacial y el modelo regresivo-autorregresivo.

Como se observa en la tabla 4, la estimación de los modelos mejora como consecuencia de la introducción de los efectos espaciales y es el modelo del error espacial el que adopta los mejores resultados para todos los periodos. La introducción del parámetro espacial autorregresivo sólo resulta significativa en el periodo 1986-1998.

Tabla 3: Contrastes autocorrelación espacial: contigüidad y RFDpc ^(*)

	I Moran	LM error	LR	Wald
1978-1998	0,274 (0,0000)	13,39 (0,0002)	13,50 (0,0002)	24,04 (0,0000)
1986-1998	0,128 (0,0510)	2,925 (0,0872)	4,168 (0,0411)	6,186 (0,0128)
1978-1986	0,196 (0,0117)	6,887 (0,0086)	4,656 (0,0309)	2,473 (0,1157)

^(*) Los niveles críticos asociados a cada estadístico aparecen entre paréntesis

Tabla 4: Modelos con dependencia espacial: contigüidad y RFDpc ^(*)

Modelo	R ²	$\hat{\beta}$ (Nivel crítico)	C. espacial
1978-1998			
Error espacial	0,9317	-0,6609 (0,0000)	0,5285 (0,0000)
Mixto	0,9129	-0,6285 (0,0000)	0,0230 (0,7265)
1986-1998			
Error espacial	0,7505	-0,4524 (0,0000)	0,3519 (0,0096)
Mixto	0,7493	-0,4346 (0,0000)	-0,2626 (0,0175)
1978-1986			
Error espacial	0,6735	-0,4447 (0,0000)	0,2541 (0,0614)
Mixto	0,6486	-0,4489 (0,0000)	-0,0054 (0,7596)

^(*) Los niveles críticos asociados a cada estadístico aparecen entre paréntesis

Los resultados obtenidos utilizando la matriz W basada en la distancia económica para los test de autocorrelación son significativos en la mayoría de los casos. El estadístico I de Moran es significativo para los tres periodos siendo la potencia de este test frente a los dos tipos de autocorrelación espacial analizados muy elevada. Los resultados de la estimación de los modelos con corrección espacial que estamos considerando (tabla 6) son coherentes con los anteriores mejorando los resultados de la estimación en todos los casos. De nuevo los mejores resultados corresponden al modelo del error espacial.

Tabla 5: Contrastes de autocorrelación espacial

Distancia económica y RFDpc^(*)

	I Moran	LM error	LR	Wald
1978-1998	0,197 (0,0000)	1,579 (0,0006)	3,855 (0,0002)	24,042 (0,0495)
1986-1998	0,172 (0,0024)	1,667 (0,1966)	2,928 (0,0870)	5,444 (0,0196)
1978-1986	0,149 (0,0077)	0,861 (0,3532)	1,502 (0,2202)	2,388 (0,1222)

Distancia económica y VABoc^(*)

	I Moran	LM error	LR	Wald
1978-1998	0,176 (0,0027)	7,531 (0,0060)	19,774 (0,0000)	100,063 (0,0495)
1986-1998	0,156 (0,0072)	5,939 (0,0148)	14,856 (0,0001)	85,091 (0,0000)
1978-1986	-0,916 (0,2620)	1,288 (0,2562)	1,229 (0,2674)	0,957 (0,3277)

^(*) Los niveles críticos asociados a cada estadístico aparecen entre paréntesis

Tabla 6: Modelos con dependencia espacial

Distancia económica y RFDpc^(*)

Modelo	R ²	$\hat{\beta}$ (Nivel crítico)	C. espacial
1978-1998			
Error espacial	0,9205	-0,6731 (0,0000)	0,1100 (0,0000)
Mixto	0,9228	-0,6654 (0,0000)	-0,0056 (0,0016)
1986-1998			
Error espacial	0,7453	-0,4337 (0,0000)	0,0878 (0,0070)
Mixto	0,7569	-0,4432 (0,0000)	-0,0097 (0,0031)
1978-1986			
Error espacial	0,6600	-0,4740 (0,0000)	0,0702 (0,0655)
Mixto	0,6569	-0,4712 (0,0000)	-0,0079 (0,1691)

Distancia económica y VABoc^(*)

Modelo	R ²	$\hat{\beta}$ (Nivel crítico)	C. espacial
1978-1998			
Error espacial	0,5005	-0,6837 (0,0000)	0,8645 (0,0000)
Mixto	0,2460	-0,3827 (0,0000)	-0,1672 (0,3473)
1986-1998			
Error espacial	0,5625	-0,6360 (0,0000)	0,8441 (0,0000)
Mixto	0,3812	-0,4012 (0,0000)	-0,0774 (0,6673)
1978-1986			
Error espacial	0,6600	-0,4740 (0,0000)	0,0702 (0,0655)
Mixto	-----	-----	-----

^(*) Los niveles críticos asociados a cada estadístico aparecen entre paréntesis

A modo de conclusión, podemos señalar que el análisis de los modelos propuestos nos ha permitido contrastar la hipótesis de convergencia tanto en términos de productividad aparente como en términos de renta disponible, incorporando al estudio fenómenos de dependencia espacial.

Con el objetivo de contrastar la presencia de efectos espaciales entre los municipios asturianos hemos diseñado distintas opciones para la matriz de pesos espaciales, contrastando la hipótesis de no autocorrelación espacial. Los resultados de estos tests aconsejan la introducción de efectos espaciales en la ecuación de convergencia, cuya estimación arroja en este caso mejores indicadores de bondad y velocidades de convergencia ligeramente superiores a las obtenidas cuando no se consideran estos efectos.

Referencias bibliográficas

- Anselin, L. (1988): *Spatial Econometrics Methods and Models*. Kluwer, Dordrecht.
- Anselin, L. y Bera, A.K. (1998): "Spatial dependence in linear regression models, en Ullah, A. y Giles, D. Eds, *Handbook of Applied Economic Statistics*. Marcel Dekker, New York.
- Anselin, L. y Florax, R.J.G.M. Eds. (1995): *New directions in Spatial Econometrics*, Springer, Berlin.
- Anselin, L. y Rey, S. (1991): "Properties of Test for Spatial Dependence in Linear Regression Models", *Geographical Analysis*, vol.23, nº 2, págs. 112-131.
- Aroca, P. y Bosch, M. (2000): "Crecimiento, convergencia y espacio en las regiones chilenas: 1960-1998", *Estudios de Economía*, vol.27, nº 2, págs. 199-224.
- Barro, R.J. (1991): "Economic Growth in a cross-section of Countries", *Journal of Economics*, vol. 106, págs. 407-443.
- Barro, R.J. y Sala-i-Martin, X. (1992): "Convergence", *The Journal of Political Economy*, vol. 100, nº 2, págs. 223-251.
- Baumol, W. (1986): "Productivity growth, convergence and welfare: what the long run data show", *American Economic Review*, nº 76, págs. 1072-1085.
- Baumont, C., Ertur, C. y Le Gallo, J. (2002): "The European Convergence Process, 1980-1995: Do spatial regimes and spatial dependence matter?", *REAL Discussion Papers*, 02-T-10.
- Bernard, A.B. y Durlauf, S.N. (1996): "Interpreting tests of the convergence hypothesis", *Journal of Econometrics*, vol. 71, págs. 161-173.
- Carlino, G. y Mills, L (1996): "Convergence and the U.S. States: A time-series analysis", *Journal of regional Science*, vol. 36 nº 4, págs. 597-916.
- Case, A. C., Rosen, H.S., Hines, J.R. (1993): "Budget spillovers and fiscal policy interdependence: evidence from the states", *Journal of Public Economics*, vol. 52, págs. 285-307.
- Chasco, C. (2000): "EU-membership impacts in the Spanish province income convergence: a spatial autocorrelation perspective", *DT. I Jornadas de Economía Aplicada*, Instituto L.R.Klein, Madrid.

- Cliff, A.D. y Ord, J. (1981): "Testing for spatial autocorrelation among regression residuals", *Geographical Analysis*, vol.4, págs. 267-284.
- Cliff, A.D. y Ord, J. (1981): *Spatial Processes, Models and Applications*, London. Ed. Pion.
- Cressie (1993): *Statistics for spatial data*. New York, Wiley.
- Cuadrado-Roura, J. R. (dir), Mancha, T., Garrido, R. (1998): *Convergencia Regional en España: Hechos, tendencias y perspectivas*, Fundación Argentaria.
- Cuadrado-Roura, J.R. y Parellada, M (2002): *Regional Convergence in the European Union. Facts, Prospects and Policies*. Springer Verlag.
- De la Fuente, A. (1996): "Economía Regional desde una perspectiva neoclásica. De convergencia y otras historias". *Revista de Economía Aplicada* 10, (vol IV) págs. 5- 63.
- De la Fuente, A. (1998): "Convergencia real? España en la OCDE". *Moneda y crédito* nº 207, págs. 11-55.
- De la Fuente, A. (2002): "On the sources of convergence: A close look at the Spanish regions", *European Economic Review*, vol. 46, págs. 569-599.
- Dolado, J.J., González-Páramo, J.M. y Roldán, J.M.^a (1994): "Convergencia económica entre las provincias españolas: Evidencia empírica (1955-1989)", *Moneda y Crédito*, págs. 81-119.
- Fingleton, B. (1999): "Estimates of time to economic convergence: an analysis of regions of the European Union", *International regional Science Review*, vol.22, nº 1, págs. 5-34.
- Geary, R. C. (1954): "The contiguity ratio and statistical mapping", *The incorporates statistician*, 5, págs. 115-145.
- Getis, A. y Ord, J. K. (1992): "The analysis of spatial association by use of distance statistics", *Geographycal Analysis*, vol.24, págs. 189-206.
- Hispalink (varios años): *Base de datos HISPADAT*, www.hispalink.org
- LeSage, J.P. (1999): *Spatial Econometrics*, <http://www.econ.utoledo.edu>.
- Levine, R y Renelt, O. (1992): "A Sensitivity analysis of cross-country growth regressions", *American Economic Review*, vol.82, nº 4, págs.942-963.
- López, A.J. y Delgado, F.J.: (2001): "Dinámica regional en España. Desigualdad y convergencia" en *Análisis regional. El proyecto HISPALINK*, págs. 113-127. Ed. B. Cabrer, Valencia.
- López-Bazo, E.; Vayá, E.; Mora, A.J. y Suriñach, J. (1999): "Regional economic dynamics and convergence in the European Union", *The Annals of Regional Science*, vol. 33, págs. 343-370.
- Moran, P. (1948): "The interpretation of statistical maps", *Journal of the Royal Statistical Society B*, nº 10, págs. 243-251.
- Moreno, R. y Vayá, E. (2000): *Técnicas econométricas para el tratamiento de datos espaciales: La econometría espacial*, Edicions Universitat de Barcelona.

- Pena, B. (2000): "Crecimiento y convergencia regional: una visión" en *Análisis regional. El proyecto HISPALINK*, págs.99-111. Ed. B. Cabrer, Valencia.
- Pérez, R. (1994): "Distribución de la renta en Asturias. Una aproximación espacial y sectorial", en *Economía y Empresa en Asturias*, Ed. Civitas, p. 239-264.
- Pérez, R. y Delgado, F.J. (2000): "Análisis espacial del crecimiento regional. El Proyecto Atlas Económico-Digital de Asturias", *Documento de Trabajo HISPALINK-Asturias 1/2000*.
- Pulido, A. (1999): "¿Por que crecen las economías de unos países y regiones más que otras?: una revisión de experiencias, *Lección inaugural del curso académico 1999-2000*, Universidad Autónoma de Madrid.
- Quah, D. (1993): "Empirical cross-section dynamics in economic growth" *European Economic Review* vol.37, págs., 426-434.
- Quah, D. (1996): "Empirical for economic growth and convergence", *European Economic Review*, 40, págs. 1353-1375.
- Rebelo, S. (1991): "Long-Run Policy Analysis and Long-Run Growth", *Journal of Political Economy*, vol.99, nº 3, págs.500-521.
- Rey, S. J. y Montouri, B.D. (1999): "US Regional Income Convergence: A Spatial Econometric Perspective", *Regional Studies*, vol. 33, nº 2, págs. 143-156.
- Romer, P. M. (1986): "Increasing returns and long run growth", *Journal of Political Economic*, vol.94, nº 5, págs.1002-1037.
- SADEI (varios años): *La Renta de los Municipios Asturianos*.
- Sala-i-Martin, X (1994a): "Cross-sectional regressions and the empirics of economic growth". *European Economic Review*, vol. 38, págs 739-747.
- Sala-i-Martin, X. (1994b): "La riqueza de las regiones. Evidencia y teoría sobre crecimiento regional y convergencia", *Moneda y crédito* nº 198
- Sala-i-Martin, X. (1996): "Regional Cohesion: evidence and theories of regional growth and convergence". *European Economic Review*, vol.40, págs. 1325-1352.
- Solow, R.M. (1956): "A contribution to the theory of economic growth", *Quarterly Journal of Economics*, nº 70, págs.65-94.
- Vasiliev, I. (1996): "Visualization of spatial dependence: an elementary view of spatial autocorrelation" in *Practical Handbook of Spatial Statistics*, Ed. S.L.Arlinghaus: CRC Press.
- Villaverde, J. (1998): *Disparidades regionales y Unión Monetaria Europea: el caso español*, Pirámide-Economía.
- Villaverde, J. (2001) La distribución espacial de la renta en España:1980-1995. Papeles de Economía Española, nº 88, pp. 166-181.