

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

Esther Vayá Valcarce

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

Departamento de Econometría, Estadística y Economía Española

Barcelona, Septiembre de 1998.

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

5.6 Externalidades regionales en la ecuación de convergencia

Si en el anterior apartado se contrastó la presencia de externalidades regionales en la función de producción, en el presente apartado se tratará de analizar las consecuencias de la presencia de externalidades sobre la dinámica de transición de una región hacia el estado estacionario. Para ello, procederemos a estimar la ecuación de convergencia definida en el apartado 5.3.2 para el caso de las regiones de la Unión Europea. No obstante, dado que no se dispone de información estadística para la variable stock de capital físico, el modelo empírico que finalmente será estudiado difiere ligeramente del especificado en el apartado 5.3.2.

5.6.1 Modelo empírico

En el apartado 5.3.2, se pudo observar como la consideración de una externalidad regional en la función de producción llevaba a la aparición de dos nuevos elementos en la ecuación de convergencia- β habitual, esto es, la tasa de crecimiento del stock de capital por trabajador y el nivel inicial de k en las regiones vecinas a i :

$$(\ln y_{it} - \ln y_{i0}) = \xi - (1 - e^{-\beta t}) \ln y_{i0} + \gamma (\ln k_{pit} - \ln k_{pio}) + \gamma (1 - e^{-\beta t}) \ln k_{pio} \quad (5.22)$$

No obstante, tal y como hemos comentado anteriormente, la imposibilidad de disponer de información de dicho stock de capital para el caso de las regiones europeas, nos ha llevado a reespecificar levemente la expresión (5.22).

En concreto, y partiendo de la función de producción definida en (5.1) para la región i , es posible derivar dicha función de producción para el caso de las regiones vecinas a i como:

$$y_{pit} = A_{pit} k_{pit}^\alpha \quad (5.54)$$

donde y_{pit} es la productividad laboral media en las regiones vecinas a i , siendo k_{pit} el stock de capital por trabajador medio en dichas regiones.

Seguidamente, supondremos que en las regiones vecinas a i existe únicamente un efecto externo en el interior de las regiones mismas en la línea del descrito por Romer-Lucas, de manera que:

$$A_{pit} = \Delta k_{pit}^{\delta} \quad (5.55)$$

obteniendo la siguiente expresión para la función de producción de las regiones vecinas a i :

$$y_{pit} = \Delta k_{pit}^{\tau} \quad (5.56)$$

donde $\tau = \alpha + \delta$. Como se puede comprobar a partir de la expresión (5.56), se han impuesto dos supuestos básicos:

- primero, se ha considerado que el valor del rendimiento interno (α) y externo (δ) medio del capital por trabajador en el interior de las regiones vecinas a i es idéntico al alcanzado en la región i .
- segundo, se ha considerado que, si bien una economía regional i puede verse influida por lo que ocurre en sus regiones vecinas, no obstante, ésta es demasiado pequeña como para poder afectar a sus regiones vecinas (entendidas éstas como un grupo).⁷³ De esta forma, en la expresión (5.55) no se considera ninguna externalidad regional (entre i y sus vecinas).⁷⁴

⁷³ En este sentido, es necesario destacar que este supuesto es restrictivo y podría llevarnos a cometer un cierto error.

⁷⁴ No obstante, si sería posible que cada región j de forma aislada perteneciente al grupo de regiones vecinas a i se viese influida de forma individual por la región i .

Expresando la función (5.56) en logaritmos, podemos ver como:

$$\ln k_{pit} = \frac{\ln y_{pit} - \ln \Delta}{\tau} \quad (5.57)$$

Llegado este punto, es posible incorporar la expresión (5.57) en la ecuación de convergencia (5.22) derivada para la región i , obteniendo el siguiente resultado:

$$(\ln y_{it} - \ln y_{i0}) = \xi' - (1 - e^{-\beta t}) \ln y_{i0} + \frac{\gamma}{\tau} (\ln y_{pit} - \ln y_{pi0}) + \frac{\gamma}{\tau} (1 - e^{-\beta t}) \ln y_{pio} \quad (5.58)$$

donde

$$\xi' = (1 - e^{-\beta t}) \left[\frac{\tau^2 - \gamma^2 + \gamma^2(\tau + \gamma)}{\tau(\tau + \gamma)[1 - (\tau + \gamma)]} \ln \Delta + \frac{\tau}{1 - (\tau + \gamma)} \ln s_k - \frac{\tau}{1 - (\tau + \gamma)} \ln(n + d) \right] \quad (5.59)$$

Como se puede observar en la expresión (5.58), los supuestos establecidos en relación a la definición del estado de la tecnología en las regiones vecinas a i ha permitido expresar la ecuación de convergencia de la región i en función de la productividad laboral alcanzada por sus regiones vecinas (variable ésta última sobre la que sí se dispone de información estadística).

Nuevamente, y de forma similar a la ecuación de convergencia derivada directamente del modelo teórico, la tasa de crecimiento de la productividad en la región i se verá explicada, además de por el nivel inicial de productividad en i , por dos nuevos factores: el nivel inicial de productividad medio en dichas regiones vecinas y la tasa de crecimiento promedio de la productividad en dichas regiones.

En este sentido, si bien ambos factores surgen como consecuencia directa del supuesto de interdependencia tecnológica en la función de producción, es posible vincular ambos

elementos con los conceptos de externalidad de oferta y de demanda.⁷⁵ Así, por lo que hace referencia a la variable $\ln y_{pi0}$, cabría establecer un cierto paralelismo entre el nivel inicial de producto en las regiones vecinas a i y el primer concepto de externalidad mencionado. Concretamente, tras esta externalidad de oferta podrían esconderse dos tipos opuestos de fuerzas. Primero, la existencia de economías de aglomeración (externalidad pecuniaria) y de difusión tecnológica que llevarían a que el crecimiento de una región i estuviese positivamente correlacionado con el nivel inicial de producto en sus regiones vecinas. En segundo lugar, el factor $\ln y_{pi0}$ estaría vinculado con el mecanismo neoclásico de rendimientos decrecientes, de manera que el crecimiento en la región i estaría negativamente relacionado tanto con el nivel inicial de factores en la propia región como en sus regiones vecinas.

Por otra parte, la tasa de crecimiento media de la productividad en las regiones vecinas podría vincularse con el segundo concepto de externalidad mencionado. Así, una cierta cantidad de crecimiento experimentado por la región i podría ser ocasionado por un cierto *efecto contagio* que estaría reflejando un comportamiento pro-cíclico entre el crecimiento de la región i y el de sus vecinas. Esto llevaría a que el crecimiento de la región i fuese mayor (menor) cuando sus regiones vecinas presentasen elevadas (bajas) tasas de crecimiento, de manera que una región estaría fuertemente interesada en la buena evolución de sus vecinos. Nuevamente podríamos detectar al menos dos fuentes de dicha externalidad: una, derivada de la demanda por parte de las regiones vecinas a i de bienes y de *inputs* de dicha economía y, la otra, como consecuencia de la existencia de ciclos de negocios y shocks temporales comunes entre regiones próximas en el espacio.

5.6.2 Aspectos econométricos relevantes

Desde un punto de vista fundamentalmente econométrico, es necesario comentar cuatro aspectos relevantes en relación a la expresión obtenida en (5.58).

⁷⁵ Esta distinción está inspirada en la clasificación efectuada por Bartelsman *et al* (1994) entre *consumer and supplier-driven externalities*, siendo adaptada y discutida en Vayá *et al* (1998).

i) Efectos específicos regionales no observables

En primer lugar, si bien en la ecuación de convergencia se ha supuesto que las economías convergen hacia un mismo estado estacionario, siguiendo a Islam (1995) y en la línea de lo expuesto en el apartado 5.5.2 para la función de producción, cabría pensar que ξ^c pudiera diferir entre regiones (reflejando diferencias iniciales en tecnología, en las condiciones institucionales, climáticas, en la dotación de recursos, en las tasas de ahorro, etc). En este caso, y en la medida en la que la ecuación de convergencia descrita en (5.58) será estimada para un *pool* de datos, dichas diferencias en los niveles de equilibrio a largo plazo serán introducidas incluyendo *dummies* regionales, las cuales recogerán la existencia de efectos individuales no observables. Así, y como hicimos en el caso de la función de producción, seleccionaremos *a priori* un modelo de efectos fijos en lugar de aleatorios (en la línea de la literatura existente sobre convergencia con datos de panel), dada la inconsistencia que se obtendría con el segundo método dada la posible correlación entre los efectos no observables regionales y el resto de regresores de la ecuación. En este sentido, es importante recordar que la significación de dichas variables ficticias supondría la existencia de convergencia condicionada (no absoluta), es decir, convergencia de cada región hacia su propio estado estacionario.

ii) La Econometría Espacial en el ámbito de la ecuación de convergencia

El segundo aspecto que cabe destacar hace referencia a la posible reespecificación de la expresión (5.58) en términos de los modelos presentes en el entorno de la Econometría Espacial. Concretamente, dicha expresión podrá ser reespecificada como (incluyendo un término de error):

$$g_y = a + \phi \ln y + \gamma_1 Wg_y + \gamma_2 W \ln y + u \quad (5.60)$$

donde $\phi = -(1 - e^{-\beta})^{76}$ y donde \mathbf{g}_y denota la tasa de crecimiento entre el período t y $t-1$, reflejando los caracteres en negrita un vector de dimensiones $[N*(T-1)]*1$ con información para cada región ($n=1, \dots, N$) y cada período temporal ($t=2, \dots, T$ para \mathbf{g}_y y $t=1, \dots, T-1$ para $\ln y$). Asimismo, $W\mathbf{g}_y$ y $W\ln y$ son, respectivamente, los retardos espaciales de la tasa de crecimiento y del nivel inicial de productividad. Por último, la matriz W será nuevamente una matriz diagonal por bloques de dimensión $[N*(T-1)]*[N*(T-1)]$.

En relación a la expresión (5.60), la omisión de los retardos espaciales de las variables endógena y exógena (siendo éstos significativos) llevaría a la aparición de unos residuos correlacionados espacialmente (dependencia espacial sustantiva).

No obstante, nuevamente cabría la posibilidad de que la dependencia espacial estuviera únicamente presente en el término de perturbación (autocorrelación espacial como *nuisance*), afectando con ello a la validez del supuesto de externalidades regionales sostenido en el modelo teórico. En este segundo caso, la especificación correcta para la ecuación de convergencia sería la siguiente:

$$\begin{aligned} \mathbf{g}_y &= \mathbf{a} + \phi \ln y + \mathbf{e} & (5.61) \\ \mathbf{e} &= \lambda W\mathbf{e} + \mathbf{u} \\ \mathbf{u} &\sim N(0, \sigma^2 I) \end{aligned}$$

donde la interdependencia entre las regiones aparecería incorporada en la estructura autorregresiva del término de error, siendo λ el parámetro autorregresivo espacial que mediría la intensidad de dichas interdependencias. En relación a la interpretación económica que subyacería tras la expresión (5.61), y a diferencia del caso de dependencia espacial sustantiva presente en (5.60), el modelo con perturbaciones autorregresivas estaría considerando que el crecimiento de una región i no se ve afectado de forma sistemática por el crecimiento en sus regiones vecinas sino

⁷⁶ Al disponer de una muestra con datos anuales, $t=1$.

únicamente cuando éstas últimas muestran un crecimiento anómalo, es decir, un crecimiento que se desvía del esperado (relacionado con shocks aleatorios o anticipados en sus vecinos).

iii) Sesgo en la ecuación de convergencia- β tradicional

Un tercer aspecto que cabría destacar hace referencia a la existencia de un posible sesgo en la ecuación de convergencia tradicional como consecuencia de la omisión de variables relevantes. En el apartado 5.3.2 se obtuvo que, según el modelo teórico definido, la velocidad de convergencia de cada región hacia su estado estacionario no debería verse alterada por la presencia de externalidades regionales. Sin embargo, la omisión de lo que hemos denominado externalidades de oferta y/o de demanda, en caso de ser éstas significativas, sí tendría un efecto directo sobre el valor estimado de dicha velocidad de convergencia como consecuencia del sesgo por omisión de variables relevantes que aparecería al estimar la ecuación de convergencia habitual.

En concreto, el sesgo producido en la estimación de un parámetro derivado de la omisión de una variable relevante depende básicamente del signo de la correlación entre la variable incluida en la regresión y la variable omitida. Así, en un primer momento, podremos cuantificar el sesgo en el parámetro ϕ derivado de la omisión, por una parte, del retardo espacial de la variable endógena y, por la otra, del retardo espacial de la variable exógena. Así, el sesgo de ϕ derivado de la omisión del retardo de la variable endógena será igual a (bajo el supuesto de que las variables se expresaran en desviaciones):

$$\hat{\phi} - \phi = \gamma_1 \frac{\text{Cov}(\ln y, Wg_y)}{\text{Var}(\ln y)} \quad (5.62a)$$

donde $\hat{\phi}$ es el parámetro estimado de ϕ y γ_1 el parámetro asociado al retardo espacial de la variable endógena obtenido tras estimar la ecuación de convergencia habitual

incluyendo a la variable Wg_y . Por otra parte, el sesgo en la estimación de ϕ derivado de la omisión de un retardo espacial de la variable exógena será igual a:

$$\hat{\phi} - \phi = \gamma_2 \frac{\text{Cov}(\ln y, W\ln y)}{\text{Var}(\ln y)} \quad (5.62b)$$

donde γ_2 es el parámetro asociado a la variable $W\ln y$. En este caso, y bajo el supuesto de que, primero, la covarianza entre los niveles iniciales de productividad en la región i y en sus vecinas muestra un signo positivo y, segundo, la covarianza entre el nivel inicial de productividad en la región i y la tasa de crecimiento de dicha variable en sus regiones vecinas es negativa,⁷⁷ se puede deducir las posibles direcciones del sesgo en cada caso (ver tabla 5.7).

Tabla 5.7. Dirección del sesgo por omisión de variables relevantes

	Signo del coeficiente de la variable omitida	Dirección del sesgo
Omisión del retardo espacial de la variable endógena Wg_y	$\gamma_1 > 0$	$ \hat{\phi} > \phi$
	$\gamma_1 < 0$	$ \hat{\phi} < \phi$
Omisión del retardo espacial de la variable exógena $W\ln y$	$\gamma_2 > 0$	$ \hat{\phi} < \phi$
	$\gamma_2 < 0$	$ \hat{\phi} > \phi$

Por último, el efecto neto sobre el sesgo de ϕ como consecuencia de la omisión de ambos retardos espaciales podrá ser obtenido a partir de la siguiente expresión (nuevamente, bajo el supuesto de que las variables se expresaran en desviaciones):

$$\hat{\phi} - \phi = \gamma_1 \frac{\text{Cov}(\ln y, Wg_y)}{\text{Var}(\ln y)} + \gamma_2 \frac{\text{Cov}(\ln y, W\ln y)}{\text{Var}(\ln y)} \quad (5.63)$$

⁷⁷ El signo positivo de la covarianza entre el nivel inicial de productividad en la región i y en sus vecinas se encuentra justificado por la autocorrelación espacial positiva que presenta dicha variable y que fue contrastada en el capítulo 4 de la presente tesis. A su vez, dado que es de esperar un signo negativo para el coeficiente ϕ , dicha relación negativa puede extrapolarse al caso de la tasa de crecimiento de la productividad en las regiones vecinas y del nivel inicial de productividad en i .

iv) Restricciones en la ecuación de convergencia

En relación a la estrategia que será seguida para contrastar la significación de lo que hemos denominado externalidades de oferta y de demanda en la ecuación de convergencia, ésta será similar a la esbozada en el apartado 5.5.2 para el caso de la función de producción.

Por último, es preciso destacar que, en la medida en la que la ecuación (5.58) incorporaba no linealidades y restricciones en sus parámetros, la expresión asociada con la ecuación de convergencia con externalidades regionales que será finalmente estimada tendrá que tener en cuenta dichas restricciones. Por ello, en caso de que tras analizar el resultado de los contrastes de autocorrelación espacial, se viese necesario introducir un esquema de dependencia espacial sustantiva, la ecuación con restricciones que debería de ser estimada sería la siguiente⁷⁸:

$$g_y = a + (1 - e^{-\beta}) \ln y + \gamma_1 W g_y + \gamma_1 (1 - e^{-\beta}) W \ln y + u \quad (5.64)$$

donde se incluye asimismo la relación entre el parámetro ϕ y la velocidad de convergencia β .

5.6.3 Evidencia empírica

Una vez descrito el modelo empírico a estimar, procederemos a estimar la ecuación de convergencia estimada para el caso de las regiones europeas.

La ecuación de convergencia ha sido estimada para una muestra de 108 regiones de la Unión Europea (idéntica que la utilizada en el capítulo 4) y para el período 1975-1992 (datos anuales). La base de datos utilizada ha sido la REGIO-EUROSTAT, la cual ha tenido que ser complementada con fuentes estadísticas nacionales. La variable de interés es la productividad laboral, la cual ha sido obtenida a partir de los datos del producto y

⁷⁸ La estimación de la expresión (5.60) no incorpora ninguna restricción.

de la población empleada. La magnitud en cada región ha sido relativizada al nivel de la variable en el total de la Unión Europea.⁷⁹

Respecto a las variables retardadas espacialmente, se han utilizado dos definiciones diferentes de la matriz de contactos: una matriz de contigüidad física y una matriz basada en la inversa de la distancia al cuadrado entre cada par de regiones, similares ambas a las definidas para el caso de la función de producción estimada en el apartado anterior. La imposibilidad de disponer de información estadística sobre transacciones comerciales entre las regiones europeas, ha hecho imposible establecer el supuesto de mayor interdependencia entre socios comerciales.

5.6.3.1 Externalidades regionales en las regiones europeas

i) Difusión tecnológica entre regiones colindantes

Los resultados obtenidos para el caso de una matriz de contactos basada en el criterio de contigüidad física aparecen resumidos en las columnas de la 1 a la 3 de la tabla 5.8.⁸⁰

La estimación mínimo cuadrática de la ecuación de convergencia habitual sin externalidades regionales para el *pool* de datos aparece en la columna (1) de la tabla. En este caso, se detecta la existencia de convergencia absoluta (hacia un mismo nivel de equilibrio), aunque a una velocidad muy lenta y ligeramente superior al 2% tradicional (2.9%). Cuando se introduce el supuesto de un estado estacionario diferente para cada región y se estima el modelo con efectos fijos regionales y temporales (columna 2), los resultados de la estimación mínimo-cuadrática están en la línea de los obtenidos por Islam (1995), Canova y Marcet (1995) y de la Fuente (1996a). En este caso, la velocidad de convergencia incrementa hasta un 12.3% anual. El modelo con efectos fijos, regionales y temporales, es preferido a aquél estimado en la columna 1 como lo muestra

⁷⁹ Al relativizar los datos regionales a la media de la UE se está eliminando el comportamiento cíclico común a todas las regiones europeas de la muestra. De esta forma, la externalidad de demanda recogerá, en parte, comportamientos diferenciales respecto de la media europea comunes entre regiones vecinas.

⁸⁰ Parte de los resultados han sido obtenidos mediante la versión para datos de panel del programa Space Stat cedida por L. Anselin.

el test de Razón de Verosimilitud de significación conjunta de las *dummies* regionales y temporales.⁸¹ Asimismo, el test de Hausman lleva a seleccionar claramente el modelo de efectos fijos sobre el de efectos aleatorios. Tras seleccionar el modelo con efectos fijos regionales y temporales como el mejor, el siguiente paso es analizar la presencia de dependencia espacial en la ecuación de convergencia.

Como se puede observar en la columna (2), tanto el contraste de autocorrelación espacial sustantiva como residual son altamente significativos. En este caso, si bien de los contrastes no es posible encontrar un criterio que nos lleve a discriminar claramente en favor del modelo con dependencia espacial sustantiva sobre el modelo con un término de perturbación autorregresivo, hemos preferido decantarnos por la primera opción y estimar la ecuación (5.60). En este sentido, y dado que el objetivo máximo es el de contrastar la presencia de externalidades regionales en la ecuación de convergencia, hemos preferido analizar la ecuación de convergencia con dependencia espacial sustantiva, incluyendo simultáneamente un retardo espacial de ambas variables (endógena y exógena) en la medida en la que ésta es la expresión que se deriva del modelo empírico descrito.

En la columna (3) de la tabla 5.8 aparecen los resultados de la estimación máximo verosímil. En este caso, y con el propósito de ser fieles al modelo empírico especificado, se presentan las estimaciones máximo-verosímiles imponiendo las restricciones descritas en la expresión (5.64).⁸² Como se puede observar, el retardo espacial de la variable endógena es altamente significativo, hecho que se ve confirmado por el contraste LR-LAG. Tras este resultado, y teniendo en cuenta que una estimación no restringida de la expresión (5.60) confirmaría la significación del retardo espacial de la variable exógena (logaritmo del nivel inicial de productividad), se puede concluir a

⁸¹ En la tabla 5.8, a diferencia de las tablas que resumían los resultados para la función de producción, no se incluye la estimación de la ecuación de convergencia habitual con efectos regionales únicamente sino la más general que incorpora efectos fijos regionales y temporales. Ello se debe a que, al contrario de lo ocurrido con la función de producción, en la estimación con externalidades regionales se mantendrán ambos tipos de efectos. En cualquier caso, la estimación mínimo cuadrática únicamente con efectos fijos regionales fue realizada, aceptándose finalmente la significación conjunta de las *dummies* regionales y temporales por medio de un contraste de significación conjunta.

⁸² Ver anexo 5.B.

favor de la relevancia de los dos tipos de externalidades regionales definidos como externalidad de demanda y de oferta.

Tabla 5.8. Ecuación de convergencia con externalidades regionales

	Matriz W de contigüidad física			Matriz W inversa de distancias		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
β	0.029 (0.003)	0.123 (0.012)	0.208 (0.0142)	0.029 (0.003)	0.123 (0.012)	0.172 (0.013)
γ_1			0.700 (0.014)			0.800 (0.021)
$\gamma_2=(1-e^{-\beta})\gamma_1$			0.131			0.126
<i>dummies</i> regionales	NO	SI	SI	NO	SI	SI
<i>dummies</i> temporales	NO	SI	SI	NO	SI	SI
Test de Hausman		25.230 (p:0.000)		25.230 (p:0.000)		
Test de la Razón de Verosimilitud		182.72 (p:0.000)		182.72 (p:0.000)		
lnL	2753.01	2844.37	3411.53	2753.01	2844.37	3112.304
LM-ERR	1179.24 (p:0.000)	1176.68 (p:0.000)		919.440 (p:0.000)	3.810 (p:0.051)	
LM-LAG	1164.71 (p:0.000)	1120.27 (p:0.000)		893.861 (0.000)	3.256 (p:0.071)	
LR-LAG ⁽¹⁾			1115.11 (p:0.000)			535.9056 (p:0.000)

⁽¹⁾LR-LAG es un test basado en la Razón de Verosimilitud para la contrastación de la significación del retardo espacial de la variable endógena (Anselin, 1980). Errores estándar entre paréntesis. (p:) valor de la probabilidad.

En relación al valor estimado de los parámetros de las citadas externalidades, se observa como un incremento de un 10% en la productividad laboral en las regiones vecinas de i causa un incremento de un 1.3% en la tasa de crecimiento de la región i ,⁸³ mientras que la externalidad de demanda parece tener un efecto mayor (un incremento en un 10% en

⁸³ El valor del parámetro γ_2 ha sido obtenido tras multiplicar el valor estimado de los parámetros ϕ ($\phi=1-e^{-\beta}$) y γ_1 .

la tasa de crecimiento ponderada de las regiones vecinas causa aproximadamente un incremento de un 7% en la tasa de crecimiento de la región *i*). En este sentido, la mayor relevancia de la externalidad de demanda podría verse explicada en la medida en la que estaríamos explotando básicamente la varianza temporal del panel (estimador intragrupos). En este sentido, Bartelsman *et al* (1994) han señalado el predominio de este tipo de efecto externo en este caso (relacionado con el corto plazo), mientras que el estimador intergrupos⁸⁴ pondría un mayor énfasis en el papel de las externalidades de oferta, más vinculadas con el largo plazo.⁸⁵

ii) Fricción espacial en la difusión tecnológica

El anterior análisis ha sido replicado para una matriz de pesos basada en la inversa de la distancia al cuadrado entre cada par de regiones. Los resultados obtenidos aparecen resumidos en las columnas 4 a la 6 de la tabla 5.8.

Como se puede observar en la columna (5), la consideración de efectos fijos regionales y temporales lleva a que, a diferencia de lo ocurrido con la matriz de contigüidad física y en la línea de los resultados obtenidos con una matriz de distancias similar en el caso de la función de producción, la significación de los contrastes de autocorrelación espacial residual y sustantiva se vea afectada. Una posible explicación se encontraría en el hecho de que, nuevamente, las *dummies* temporales estarían recogiendo comportamientos cíclicos comunes entre todas las regiones, absorbiendo con ello las interdependencias regionales recogidas en la matriz de contactos.

No obstante, en la medida en la que ambos contrastes de autocorrelación espacial mantienen su significación al 10 %, se ha procedido a estimar por máxima-verosimilitud restringida la expresión (5.64) con efectos fijos regionales y temporales (columna 6). En este caso, de nuevo el retardo espacial de la variable endógena es altamente

⁸⁴ El estimador intergrupos sería resultado de estimar una ecuación *cross-section* donde se regresa el promedio temporal de cada región.

⁸⁵ Como citan Bartelsman *et al* (1994), en el largo plazo los vínculos derivados de los bienes intermedios juegan un papel principal. En este sentido, los citados autores relacionan el papel de los bienes intermedios con la incorporación directa de conocimiento o con una especialización/calidad no valorada.

significativo,⁸⁶ resultado que se ve confirmado por el contraste LR-LAG. En relación al valor de los parámetros, no se aprecian diferencias notables en comparación con aquéllos obtenidos para una matriz de contigüidad. Únicamente, cabría destacar que en este caso el efecto de la externalidad de demanda se revela como más intenso (0.80) (resultado que cabría esperar en la medida que la variable endógena retardada representa la tasa de crecimiento promedio de todo el resto de regiones, ponderada por la distancia que separa a cada par de regiones). Asimismo, la velocidad de convergencia es ligeramente inferior.

Por último, cabe destacar que tras comparar las columnas 3 y 6 de la tabla 5.8, la estimación de la ecuación de convergencia basada en una matriz de contigüidad de primer orden tienen asociado un valor de la función de verosimilitud ligeramente superior al obtenido cuando se utiliza una matriz de distancias (resultado que podría llevarnos a considerar a la estimación derivada de la matriz de contigüidad como mejor en términos relativos).

5.6.3.2 Sesgo en la estimación de la velocidad de convergencia

Tal y como comentamos en el apartado 5.6.2, la omisión de los retardos espaciales de las variables endógena y exógena, en caso de ser estas significativas y estar correlacionadas con la productividad inicial, llevaría a que la estimación de la velocidad de convergencia en una ecuación de convergencia habitual sin externalidades estuviese sesgada.

Concretamente, como se observa en la tabla 5.8, la velocidad de convergencia al considerar ambos tipos de externalidades regionales incrementa de forma notable, pasando de un 12.3% a un 20% en el caso de una matriz de contigüidad y al 17% en el caso de la matriz inversa de distancias.

⁸⁶ Asimismo, la estimación no restringida de la expresión (5.60) confirma la significación del retardo espacial de la variable exógena.

En este sentido, y con el propósito de cuantificar el sesgo producido por la omisión de cada tipo de externalidad, se ha procedido a reestimar la ecuación de convergencia habitual incluyendo únicamente la tasa de crecimiento de la productividad en las regiones vecinas (columnas 2 y 5 tabla 5.9) o únicamente el nivel inicial de productividad en dichas regiones vecinas (columnas 3 y 6 tabla 5.9).

En este caso, las columnas (2) y (5) han sido estimadas por máxima-verosimilitud (dado que incorpora un retardo espacial de la variable endógena), mientras que la estimación mínimo-cuadrática ha sido utilizada en el caso de las columnas (3) y (6).⁸⁷

Tabla 5.9. Sesgo en la estimación de la velocidad de convergencia

	(1)	Matriz de contigüidad			Matriz de distancias		
		(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
β	0.123 (0.012)	0.074 (0.010)	0.216 (0.022)	0.208 (0.014)	0.123 (0.011)	0.184 (0.016)	0.172 (0.013)
γ_1	-	0.665 (0.016)	-	0.700 (0.014)	-0.10 ⁽¹⁾ (0.07)	-	0.8 (0.021)
$\gamma_2=(1-e^{-\beta})\gamma_1$	-	-	0.106 (0.026)	0.131	-	0.139 (0.031)	0.126

⁽¹⁾Variable no significativa al 5%.

En este caso, la tasa de crecimiento en las regiones vecinas (columna 2) es altamente significativa,⁸⁸ causando un descenso relevante en la velocidad de convergencia hasta un 7,4%. Es decir, cuando se condiciona por el “efecto contagio” de crecimiento entre regiones vecinas, la velocidad de convergencia debida a efectos exclusivamente internos decrementa de forma significativa. Este resultado sería coherente con la tabla (5.7) a partir de la cual se deduce que si el parámetro γ_1 es positivo, la omisión de la variable

⁸⁷ La estimación mínimo-cuadrática mantiene sus propiedades en presencia de un retardo espacial de las variables exógenas.

⁸⁸ En este sentido, es importante recordar que el retardo espacial de la variable endógena podría estar capturando desviaciones del crecimiento a largo plazo debido a ciclos de negocios o a shocks temporales comunes entre regiones vecinas.

endógena retardada estaría sesgando al alza al parámetro ϕ (bajo el supuesto ya comentado de que la covarianza entre el nivel inicial de productividad en la región i y la tasa de crecimiento en las regiones vecinas es negativa). Por el contrario, como se observa en la columna 5, cuando se utiliza una matriz de distancias, la variable endógena retardada no es significativa, no alterando por tanto el valor de la velocidad de convergencia.

Por el contrario, la columna 3 (columna 6) muestra como cuando la ecuación de convergencia se controla por medio de la inclusión del nivel inicial de productividad en las regiones vecinas a i ,⁸⁹ el valor estimado de β incrementa de forma notable, pasando de un valor de 12.3% a un 21.6% (18.4%). Nuevamente, el resultado obtenido sería coherente con la tabla (5.7), dado que al tener $\hat{\gamma}_2$ un signo positivo, la omisión del retardo espacial de la variable exógena llevaría a sesgar a la baja la estimación de la velocidad de convergencia en valor absoluto.

En relación a la dirección del sesgo, se puede observar como la omisión de un retardo espacial de la variable endógena y un retardo de la variable exógena muestran un efecto contrario sobre dicho sesgo. No obstante, como se puede observar en las columnas (4) y (7), el efecto neto de la omisión de ambos tipos de externalidades lleva a subestimar el valor de la velocidad de convergencia.

5.6.3.3 ¿Está la estimación de la ecuación de convergencia con efectos fijos sesgada al alza? Contrastación de la crítica de Shioji en la velocidad de convergencia y en la intensidad de las externalidades regionales

En la tabla 5.8 se ha podido comprobar como el valor de β incrementa de forma notable cuando se incorporan en la ecuación de convergencia efectos no observables, ya sean regionales o temporales. En este sentido, como mencionamos en el capítulo 3, Shioji (1997a) ha criticado la estimación de la ecuación de convergencia con datos de panel y efectos fijos por considerar que en dicha estimación, además del sesgo positivo derivado

⁸⁹ Resultado en la línea de lo obtenido por Ravallion y Jalan (1996).

del pequeño tamaño de la muestra, es posible que esté presente un segundo tipo de sesgo, también positivo, asociado con la existencia de errores de medida. En este sentido, Shioji, a diferencia de otros autores, es de la opinión que este segundo tipo de sesgo puede ser importante, especialmente cuando en el *pool* se utilizan datos anuales. Ello se debe a que, según Shioji, la ecuación de convergencia derivada del modelo de Solow-Swan está pensada para estimar una tendencia a largo plazo en la economía y no para explicar un comportamiento anual en el producto p.c.. Por ello, al utilizar datos anuales, el *output* p.c. (o la productividad laboral) no podrá ser interpretado como un *output* de largo plazo, sino que incorporará componentes del corto plazo (como ciclos de negocios, shocks temporales, etc) que deberían de ser considerados también como errores de medida.

Para comprobarlo, dicho autor propone una estimación *skipping*, la cual supone no estimar la ecuación de convergencia utilizando tasas de crecimiento anuales sino tasas de crecimiento entre períodos más largos. En este sentido, Shioji concluye que cuando los errores de medida son poco importantes, la estimación *skipping* agranda el sesgo en β como consecuencia del mayor sesgo derivado del pequeño tamaño temporal de la muestra. En cambio, cuando los errores de medida sí son relevantes, la utilización de datos no anuales disminuye el sesgo existente en la estimación de β , consiguiendo una velocidad de convergencia más próxima a la obtenida en las estimaciones *cross-section* habituales.

Con el propósito de analizar si en la estimación realizada en el apartado 5.6.3.1 el sesgo derivado de errores de medida es importante y si, por tanto, la utilización de un *pool* con datos para cada año está amplificando todavía más el sesgo en el valor de la velocidad de convergencia, hemos llevado a cabo una estimación *skipping*. Para ello, se ha estimado la ecuación de convergencia con externalidades para tres valores diferentes de m : $m=2, 3$ y 4 , siendo m el intervalo de tiempo escogido entre observaciones.

En la tabla 5.10 se presentan los resultados obtenidos tras la estimación mínimo-cuadrática con efectos fijos regionales y temporales de la ecuación de convergencia sin externalidades. Como se puede observar, los resultados obtenidos no se corresponden

con lo que cabría esperar según el trabajo de Shioji. Así, en lugar de disminuir, la velocidad de convergencia estimada incrementa a medida que m es mayor (es decir, a medida que el intervalo de tiempo entre observaciones aumenta). Una posible explicación a este resultado se encontraría, siguiendo el argumento expuesto por Shioji, en la mayor importancia, en nuestro caso, del sesgo derivado del pequeño tamaño temporal de la muestra en relación al sesgo derivado de los errores de medida. De esta forma, al incrementar m , estaríamos reduciendo el número de observaciones temporales de la muestra, acentuando aun más el sesgo derivado del tamaño de la muestra.

Tabla 5.10. Estimación sin externalidades

	m=1	m=2	m=3	m=4
β	0.123	0.204	0.266	0.253
	(0.012)	(0.028)	(0.043)	(0.052)

Nota: e.s. entre paréntesis

Con el propósito de analizar si la significación e intensidad de las externalidades regionales dependen de m , hemos replicado el ejercicio anterior pero incorporando un retardo de las variables endógena y exógena (tabla 5.11). En este sentido, este análisis se hace especialmente interesante para analizar si las externalidades definidas como de demanda y de oferta pierden o no importancia en el largo plazo (recordar que la estimación intragrupos anteriormente realizada, donde $m=1$, estaría explotando básicamente la varianza temporal del panel).

Tabla 5.11 Estimación con externalidades

	W contigüidad				W de distancias			
	m=1	m=2	m=3	m=4	m=1	m=2	m=3	m=4
β	0.208	0.213	0.306	0.321	0.172	0.29	0.331	0.344
	(0.0142)	(0.030)	(0.042)	(0.047)	(0.013)	(0.028)	(0.040)	(0.047)
γ_1	0.70	0.74	0.78	0.81	0.80	0.83	0.89	0.92
	(0.014)	(0.018)	(0.020)	(0.021)	(0.021)	(0.027)	(0.025)	(0.022)
γ_2	0.131	0.35	0.46	0.585	0.126	0.365	0.56	0.687

Nota: e.s. entre paréntesis

Como se puede observar en la tabla 5.11, y con independencia de la matriz de contactos utilizada, la conclusión es similar a la derivada de la tabla 5.11: la velocidad de convergencia aumenta cuando m también lo hace. Por otra parte, y en relación a los dos tipos de externalidades definidos, se puede observar como la significación de ambas externalidades se mantiene para todos los valores de m . Este resultado estaría confirmando la relevancia de las externalidades regionales, las cuales no estarían reflejando únicamente comportamientos cíclicos comunes entre regiones vecinas sino una relación más sistemática o estructural entre ellas. Asimismo, la intensidad de ambos tipos de externalidades no decrece con m sino que incrementa ligeramente.

ANEXO 5.A. DERIVACIÓN DE LA ECUACIÓN DE CONVERGENCIA

Partiendo de la siguiente función de producción:

$$y_{it} = A_{it} k_{it}^{\alpha} \quad (1.a)$$

y bajo el supuesto de que:

$$A_{it} = \Delta k_{it}^{\delta} k_{pit}^{\gamma} \quad (2.a)$$

se obtiene el siguiente modelo final:

$$y_{it} = \Delta k_{it}^{\delta} k_{pit}^{\gamma} \quad (3.a)$$

donde todas las variables están expresadas en términos de población ocupada. A partir de aquí, y bajo el supuesto de una tasa de ahorro exógena, podemos expresar la tasa de crecimiento de k_i como:

$$\frac{\dot{k}_i}{k_i} = s \Delta k_i^{-(1-\tau)} k_{pi}^{\gamma} - (n + d) \quad (4.a)$$

donde s es la tasa de ahorro exógena. A partir de esta expresión, y suponiendo que en el estado estacionario la tasa de crecimiento del capital es 0 y que en el equilibrio el ratio de capital por trabajador se iguala entre regiones (de manera que $k_i^* = k_{pi}^* = k^*$), el stock de capital por trabajador en el equilibrio será:

$$k^* = \left(\frac{s \Delta}{n + d} \right)^{\frac{1}{1-(\tau+\gamma)}} \quad (5.a)$$

y la productividad en el equilibrio:

$$y^* = \Delta^{\frac{1}{1-(\tau+\gamma)}} \left(\frac{s}{n+d} \right)^{\frac{\tau+\gamma}{1-(\tau+\gamma)}} \quad (6.a)$$

A partir de la expresión (4.a) podemos log-linealizar la tasa de crecimiento de k_i de manera que:

$$\frac{\partial \ln k_{it}}{\partial t} = s \Delta e^{-(1-\tau) \ln k_{it}} e^{\gamma \ln k_{it}} - (n+d) \quad (7.a)$$

Seguidamente, realizamos una expansión de Taylor de la expresión anterior, evaluándola posteriormente en el estado estacionario:

$$\frac{\partial \ln k_{it}}{\partial t} = -(1-\tau) s \Delta e^{-(1-\tau) \ln k_i^*} e^{\gamma \ln k_i^*} (\ln k_{it} - \ln k^*) \quad (8.a)$$

Asimismo, dado que en el estado estacionario la expresión (4.a) se iguala a 0, podemos reescribir (8.a) como:

$$\frac{\partial \ln k_{it}}{\partial t} = -(1-\tau)(n+d)(\ln k_{it} - \ln k^*) \quad (9.a)$$

Llegado este punto, deberemos solucionar la ecuación diferencial que aparece en (9.a). Para ello, establecemos que $a = -(1-\tau)(n+d)$, expresión que sustituimos en (9.a), obteniendo:

$$\dot{\ln k}_{it} = \frac{\partial \ln k_{it}}{\partial t} = a \ln k_{it} - a \ln k^* \quad (10.a)$$

Seguidamente, si integramos ambos lados de la igualdad y multiplicamos cada uno de ellos por el factor e^{-at} tendremos,

$$\int e^{-at} (\dot{\ln k}_{it} - a \ln k_{it}) dt = - \int a e^{-at} \ln k^* dt \quad (11.a)$$

La solución de la ecuación diferencial anterior será:

$$e^{-at} \ln k_{it} = e^{-at} \ln k^* + cte \quad (12.a)$$

Multiplicando por e^{at} tendremos:

$$\ln k_{it} = \ln k^* + e^{at} cte \quad (13.a)$$

Para encontrar el valor de la constante, evaluaremos la expresión anterior para $t=0$, obteniendo que:

$$cte = \ln k_{i0} - \ln k^* \quad (14.a)$$

Si ahora sustituimos la expresión (14.a) en (13.a) y restamos a cada lado de la igualdad el elemento $\ln k_{i0}$ tendremos:

$$(\ln k_{it} - \ln k_{i0}) = (1 - e^{at})(\ln k^* - \ln k_{i0}) \quad (15.a)$$

Considerando que:

$$\begin{aligned} \ln k_{it} &= \frac{\ln y_{it} - \ln \Delta - \gamma \ln k_{pit}}{\tau} \\ \ln k^* &= \frac{\ln y^* - \ln \Delta}{\tau + \gamma} \end{aligned} \quad (16.a)$$

podemos reescribir la expresión (15.a) como:

$$(\ln y_{it} - \ln y_{i0}) = \xi - (1 - e^{at}) \ln y_{i0} + \gamma (\ln k_{pit} - \ln k_{pio}) + \gamma (1 - e^{at}) \ln k_{pio} \quad (17.a)$$

donde

$$\xi = (1 - e^{at}) \left[\frac{1 - \gamma}{1 - (\tau + \gamma)} \ln \Delta + \frac{\tau}{1 - (\tau + \gamma)} \ln s_k - \frac{\tau}{1 - (\tau + \gamma)} \ln(n + d) \right] \quad (18.a)$$

ANEXO 5.B. ESTIMACIÓN MÁXIMO-VEROSÍMIL NO LINEAL CON RESTRICCIONES

Como mencionamos en el apartado 5.4, la estimación máximo-verosímil es el método de estimación mayoritariamente utilizado en presencia de dependencia espacial, el cual se basa en la maximización del logaritmo de la función de verosimilitud asociada al modelo especificado. En concreto, para un modelo general como el siguiente (expresión (5.47)):

$$\begin{aligned} y &= \rho W_1 y + X\beta_1 + \varepsilon \\ \varepsilon &= \lambda W_2 \varepsilon + \mu \\ \mu &\sim N(0, \Omega); \quad \Omega_{ii} = h_i(Z\alpha) \quad h_i > 0 \end{aligned} \quad (1.b)$$

el logaritmo de la función de verosimilitud que debería de ser maximizado sería:

$$\ln L(\theta) = -\frac{N}{2} \ln 2\pi - \frac{1}{2} \ln |\Omega| + \ln |B| + \ln |A| - \frac{1}{2} v'v \quad (2.b)$$

donde $\theta = [\rho, \beta', \lambda, \sigma^2, \alpha']$, siendo N el tamaño muestral, $A = (I - \rho W)$, $B = (I - \lambda W)$, Ω la matriz de varianzas y covarianzas del término de perturbación y $v'v$ una expresión igual a $v'v = (Ay - X\beta)' B' \Omega^{-1} B (Ay - X\beta)$. A partir de la expresión (2.b), los estimadores MV podrían ser obtenidos igualando a 0 el vector de derivadas parciales de (2.b) respecto a θ . En este caso, el sistema resultante de primeras derivadas sería altamente no lineal. Para solucionarlo, sería preciso recurrir a métodos numéricos dada la imposibilidad de disponer de una solución analítica válida.

No obstante, como ya comentamos en el apartado 5.4.6, si el modelo a estimar incorpora únicamente un tipo de dependencia espacial, de manera que sea necesario estimar ρ o λ , se podría construir una función de verosimilitud concentrada que fuese no lineal tan sólo respecto a un parámetro.

En concreto, supongamos que el modelo a estimar incorpora únicamente un retardo espacial de la variable endógena, mientras que el término de perturbación es un ruido blanco homoscedástico:

$$\begin{aligned} y &= \rho W_1 y + X\beta_1 + \mu \\ \mu &\sim N(0, \sigma^2 I) \end{aligned} \quad (3.b)$$

En este caso, el logaritmo de la función de verosimilitud sería:

$$\ln L(\rho, \beta', \sigma^2) = -\frac{N}{2} \ln 2\pi - \frac{N}{2} \ln \sigma^2 + \ln |A| - \frac{1}{2\sigma^2} (Ay - X\beta)' (Ay - X\beta) \quad (4.b)$$

Tras derivar (4.b) respecto a β e igualar a 0, es posible obtener la expresión del estimador máximo-verosímil de β (b_{MV}):

$$b_{MV} = (X'X)^{-1} X' Ay = (X'X)^{-1} X' y - \rho (X'X)^{-1} X' W_1 y = b_0 - \rho b_L \quad (5.b)$$

donde b_0 y b_L son los estimadores MCO obtenidos de las regresiones de X sobre y y de X sobre $W_1 y$ respectivamente.¹ De esta forma se observa como el estimador máximo-verosímil del modelo en (3.b) puede ser obtenido directamente una vez conocido el valor del parámetro autorregresivo ρ .

Asimismo, es posible expresar la estimación de la varianza del error como:

$$\sigma^2 = \frac{1}{N} (e_0 - \rho e_L)' (e_0 - \rho e_L) \quad (6.b)$$

¹ A partir de la expresión 5.b se puede observar como, en presencia de dependencia espacial positiva de la variable endógena, el estimador MV asociado a la variable exógena será siempre inferior al estimador MCO correspondiente en la ecuación sin considerar el retardo de la variable endógena. Este hecho es coherente con la menor velocidad de convergencia observada tras considerar un retardo espacial de la variable endógena en la tabla 5.9.

donde e_0 y e_L son los residuos MCO correspondientes a las regresiones:

$$\begin{aligned} y &= Xb_0 + e_0 \\ Wy &= Xb_L + e_L \end{aligned} \quad (7.b)$$

de manera que nuevamente la estimación de la varianza del error dependerá únicamente del valor de ρ .

Teniendo en cuenta todo lo anterior, es posible derivar la expresión del logaritmo de la función de verosimilitud concentrada como:

$$\text{Ln } L_C = -\frac{N}{2} \ln 2\pi - \frac{N}{2} - \frac{N}{2} \ln \left[\frac{1}{N} (e_0 - \rho e_L)' (e_0 - \rho e_L) \right] + \ln |I - \rho W| \quad (8.b)$$

la cual es función únicamente de ρ , pudiendo así ser maximizada mediante métodos numéricos. Por tanto, para resumir, los pasos necesarios para obtener la estimación máximo-verosimil del modelo (3.b) serían los siguientes:

- 1°) llevar a cabo la estimación MCO de la regresión de X sobre y y obtener el valor de b_0
- 2°) llevar a cabo la estimación MCO de la regresión de X sobre Wy y obtener el valor de b_L
- 3°) calcular los residuos e_0 y e_L
- 4°) obtener el valor de ρ que maximiza a $\text{Ln } L_C$
- 5°) a partir del valor de ρ obtener b_0 y b_L y, finalmente, b_{MV}

En este sentido, como se puede observar, tanto la función de producción con externalidades descrita en la expresión (5.50)

$$\ln y = \ln \Delta + (\theta_k + \delta_k) \ln k + (\theta_h + \delta_h) \ln h + \gamma W \ln y - \theta_k \gamma W \ln k - \theta_h \gamma W \ln h + u \quad (9.b)$$

como la ecuación de convergencia con externalidades de la expresión (5.64)

$$\mathbf{g}_y = \mathbf{a} + \phi \ln y + \gamma W \mathbf{g}_y + \gamma \phi W \ln y + \mathbf{u} \quad (10.b)$$

incorporan como único esquema de dependencia espacial un retardo espacial de la variable endógena. Por ello, la estimación máximo-verosímil de los parámetros de dichas expresiones podrían ser obtenidos siguiendo el procedimiento explicado anteriormente.

No obstante, es preciso destacar que la expresión (10.b) incorpora una restricción: el coeficiente de la variable exógena retardada es igual al producto de los coeficientes de la variable endógena retardada y del nivel inicial de productividad. Por ello, hemos procedido a programar mediante GAUSS la estimación máximo-verosímil restringida la expresión (10.b). Para ello, hemos seguido los siguientes pasos:

1º) Reespecificar la expresión en (10.b) como:

$$\mathbf{g}_y^* = \gamma W \mathbf{g}_y^* + \phi (\ln y^* + \gamma W \ln y^*) + \mathbf{u} \quad (11.b)$$

donde el asterisco indica que las variables se hallan en desviaciones respecto a la media regional y temporal²

2º) Para una malla de valores de γ pertenecientes al intervalo $\gamma \in [0,1]^3$ se ha procedido a:

(i) Estimar por MCO las regresiones:

$$\begin{aligned} \mathbf{g}_y^* &= \phi_0 (\ln y^* + \gamma W \ln y^*) + \mathbf{e}_0 \\ W \mathbf{g}_y^* &= \phi_L (\ln y^* + \gamma W \ln y^*) + \mathbf{e}_L \end{aligned} \quad (12.b)$$

² Las variables se han expresado en desviaciones para evitar la introducción de las *dummies* regionales y temporales.

³ De esta forma se asegura el cumplimiento de las condiciones de regularidad necesarias en la estimación máximo-verosímil.

para cada uno de los valores diferentes dados a γ , obteniendo los correspondientes residuos e_0 y e_L

(ii) Calcular el logaritmo de la función de verosimilitud asociado al modelo (11.b) para cada valor de γ :

$$\begin{aligned} \text{Ln } L_C = & -\frac{N(T-1)}{2} \ln 2\pi - \frac{N(T-1)}{2} - \frac{N(T-1)}{2} \ln \left[\frac{1}{N(T-1)} (e_0 - \gamma e_L)' (e_0 - \gamma e_L) \right] \\ & + \ln |I - \gamma W| \end{aligned} \quad (13.b)$$

(iii) Seleccionar el valor de γ que haga máximo el logaritmo de la función de verosimilitud (13.b).

3°) Para el valor de γ seleccionado en el apartado anterior, se han retenido los valores definitivos de ϕ_0 , ϕ_L , e_0 y e_L .

4°) A partir de los resultados en 3°), hemos obtenido la estimación máximo-verosímil de ϕ como $\phi = \phi_0 - \gamma \phi_L$, así como el coeficiente asociado a la variable exógena retardada (igual a $\phi\gamma$). Asimismo, se ha calculado el valor de σ^2 como

$$\sigma^2 = \frac{1}{N(T-1)} (e_0 - \gamma e_L)' (e_0 - \gamma e_L) \quad (14.b)$$

Posteriormente, se ha obtenido la matriz de información asociada al modelo (11.b) y los errores estándar de γ y ϕ (ver Anselin, 1988a).

Por último, cabe destacar que si bien en el caso de la función de producción con externalidades (9.b) no existen *a priori* restricciones sobre los parámetros, no obstante, sí que aparecen relaciones no lineales entre los mismos. Por ello, hemos procedido nuevamente a programar en GAUSS la estimación MV no lineal de la expresión (9.b). En

este caso, el proceso seguido ha sido similar al expuesto para el caso de la ecuación de convergencia. Así,

1º Hemos reespecificado la expresión (9.b) como:

$$\ln y^* = \gamma W \ln y^* + a \ln k^* + b \ln h^* - c(\gamma W \ln k^*) - d(\gamma W \ln h^*) + u \quad (15.b)$$

donde el asterisco indica que las variables se hallan en desviaciones respecto a la media y donde $a=(\theta_k + \delta_k)$, $b=(\theta_h + \delta_h)$, $c=\theta_k$ y $d=\delta_h$.

2º Para una malla de valores diferentes de γ pertenecientes al intervalo $\gamma \in (0,1)^4$ hemos procedido a:

(i) Estimar por MCO las regresiones para cada uno de los valores de γ :

$$\begin{aligned} \ln y^* &= a_0 \ln k^* + b_0 \ln h^* + c_0(\gamma W \ln k^*) + d_0(\gamma W \ln h^*) + e_0 \\ W \ln y^* &= a_L \ln k^* + b_L \ln h^* + c_L(\gamma W \ln k^*) + d_L(\gamma W \ln h^*) + e_L \end{aligned} \quad (16.b)$$

obteniendo los correspondientes residuos e_0 y e_L .

(ii) Calcular el logaritmo de la función de verosimilitud asociado al modelo (15.b) para cada valor de γ :

$$\ln L_c = -\frac{NT}{2} \ln 2\pi - \frac{NT}{2} - \frac{NT}{2} \ln \left[\frac{1}{NT} (e_0 - \gamma e_L)' (e_0 - \gamma e_L) \right] + \ln |I - \gamma W| \quad (17.b)$$

⁴ En este caso, no hemos incluido el valor de $\gamma=0$ ya que en este caso existiría multicolinealidad perfecta en la expresión (16.b) dado que los dos retardos espaciales de las dos variables exógenas serían iguales a 0.

(iii) Seleccionar el valor de γ que haga máximo el logaritmo de la función de verosimilitud (17.b).

3º) Para el valor de γ seleccionado en el apartado anterior, se han retenido los valores definitivos de a_0 , b_0 , c_0 , d_0 , a_L , b_L , c_L , d_L , e_0 y e_L .

4º) A partir de los resultados en 3º), hemos obtenido la estimación máximo-verosímil de a , b , c y d . Asimismo, se ha calculado el valor de σ^2 como

$$\sigma^2 = \frac{1}{NT} (e_0 - \gamma e_L)' (e_0 - \gamma e_L) \quad (18.b)$$

Posteriormente, se ha obtenido la matriz de información asociada al modelo (15.b) y los errores estándar de a , b , c , d y γ .⁵

⁵ En este sentido, cabe destacar que en caso de no significación del efecto externo asociado al capital físico, se cumpliría que $a=c$. De forma similar, la no significación del efecto externo asociado al capital humano llevaría a que $b=d$.

CAPÍTULO 6:

CONCLUSIONES Y FUTURAS LÍNEAS DE TRABAJO

6.1 Principales conclusiones

Como indicamos en la introducción, la presente tesis ha perseguido como principal objetivo la reivindicación de la consideración explícita del espacio en el análisis regional, apostando por la Econometría Espacial como herramienta básica para ello.

En el capítulo 2, se llevó a cabo una breve revisión tanto de la literatura existente en torno a las teorías de la localización como de la evidencia empírica relativa a la concentración de la actividad en el ámbito de las regiones españolas y europeas.

En el capítulo 3, se realizó una rápida descripción de las teorías de crecimiento, desde el modelo neoclásico de Solow-Swan hasta los modelos de crecimiento endógeno desarrollados en los últimos años, analizando los supuestos básicos sobre los que se fundamenta cada uno de ellos, así como sus implicaciones tanto para el crecimiento a largo plazo como para la convergencia regional. Asimismo, se llevó a cabo un breve repaso de la evidencia empírica existente sobre la evolución de la desigualdad y la convergencia regional, tanto para las regiones europeas como españolas.

Tras dichos capítulos previos, se pudieron extraer dos conclusiones básicas:

- Primero, de los capítulos 2 y 3 se pudo observar como los índices tradicionales de localización/concentración de la actividad y de desigualdad regional presentan una característica en común: ninguno de ellos tiene en cuenta ni la localización específica en el espacio de una región ni la situación de dicha región en relación a sus vecinas. Este hecho haría posible que distribuciones espaciales de la actividad muy diferentes mostrasen valores similares de dichos índices, siempre que a nivel global de toda la muestra el nivel de concentración/desigualdad fuera parecido.
- Si bien el concepto de externalidades entre las firmas pertenecientes a una misma economía ha sido utilizado de forma notable en los modelos de crecimiento, muy escasos han sido los trabajos que, de forma explícita, hayan analizado la posible existencia de *spillovers* entre economías regionales.

Teniendo en cuenta ambos aspectos, la presente tesis se planteó dos objetivos específicos, cuyo desarrollo ha dado lugar a los capítulos 4 y 5.

El primer objetivo (desarrollado en el capítulo 4) consistió básicamente en despertar el interés sobre una de las principales limitaciones mostradas por los índices habitualmente utilizados en los estudios de localización y desigualdad regional: su aespacialidad. La solución a dicha limitación se encontró en la Econometría Espacial, proponiéndose en este caso la utilización de una amplia batería de estadísticos de dependencia o autocorrelación espacial existentes a nivel univariante y no aplicados con anterioridad a un objetivo similar. En este sentido, dichos contrastes de dependencia, a diferencia de los índices tradicionales de concentración industrial o de desigualdad, utilizan la información derivada no únicamente de una región sino también de sus regiones vecinas de forma simultánea. En cualquier caso, como mencionamos en el citado capítulo, el análisis espacial aquí propuesto no se planteó como un sustituto del análisis más ortodoxo de tópicos como la concentración industrial o la desigualdad regional sino, por el contrario, como un análisis complementario a aquél.

Teniendo ello en cuenta, el capítulo 4 se dividió básicamente en dos partes: una, basada en la realización de un ejercicio de simulación y una segunda, donde se recoge la evidencia empírica obtenida tras la aplicación del análisis espacial propuesto.

Respecto al ejercicio de simulación, se procedió a generar un total de 100 muestras para cuatro distribuciones espaciales teóricas y extremas de una variable genérica denominada "nivel de actividad" (distribución homogénea, distribución centro-periferia, distribución monocéntrica y distribución policéntrica), utilizando como territorio de referencia una muestra formada por 108 regiones de la Europa de los 12. Posteriormente, y tras realizar un análisis aespacial de dichas distribuciones, basado en la construcción de la función de densidad asociada a cada distribución y en el cómputo de los índices de desigualdad de Gini y de Theil, se procedió a aplicar una batería de contrastes de dependencia espacial. De esta forma, se pretendió, por una parte, mostrar en que medida el análisis espacial propuesto podía complementar un análisis más tradicional de dicha variable, y por la otra, derivar ciertas pautas de comportamiento de

los contrastes de dependencia espacial computados para las citadas distribuciones espaciales. Asimismo, y teniendo en cuenta que dichas distribuciones se correspondían con escenarios extremos esperados por los modelos de Geografía Económica durante un proceso de integración, se trató de describir cuál debería de ser el comportamiento esperado por dichos contrastes a lo largo de un proceso de integración.

Respecto al ejercicio empírico, se procedió a aplicar el análisis espacial propuesto, por una parte, al caso de las variables producto p.c., productividad laboral y a sus respectivas tasas de crecimiento y, por la otra, a un índice de concentración de empleo industrial. El estudio anterior fue replicado tanto para el caso de las regiones europeas (período comprendido básicamente entre 1975-1992) como para las provincias españolas (entre 1955-1991/93 para el caso de las variables productividad laboral y producto p.c. respectivamente, y para el período 1975-1991 en el caso del empleo industrial).

Entre las principales conclusiones derivadas del ejercicio de simulación, cabría destacar que se ha observado que cuanto más jerarquizada es la distribución en el espacio de la variable de interés, más homogéneas son las regiones cercanas y mayor es la diferenciación entre grupos de regiones entre sí, mayor es la probabilidad de que la hipótesis de no dependencia espacial sea rechazada. Asimismo, se ha podido comprobar que:

- situaciones caracterizadas o bien por la existencia de una notable homogeneidad en la distribución de la variable analizada o por la existencia de una elevada dispersión (pero donde no existe una pauta específica en la distribución espacial de la misma), estarán asociadas con:
 - ◊ correlogramas espaciales en los que no se rechaza la ausencia de dependencia espacial para todos los órdenes de contigüidad.
 - ◊ ausencia de un número significativo de regiones con valores significativos de los estadísticos espaciales locales.

- situaciones caracterizadas por la existencia de una notable heterogeneidad espacial en la distribución de la variable analizada, con una clara división geográfica (Norte-Sur, Este-Oeste) estarán asociados con:
 - ◊ correlogramas espaciales que muestran dependencia espacial positiva entre regiones cercanas y negativa entre regiones alejadas en el espacio, no disminuyendo la intensidad de la autocorrelación espacial negativa con la distancia.
 - ◊ una probable presencia de regiones con valores significativos de los estadísticos espaciales locales, mostrando la existencia de *clusters* con valores significativamente más bajos o elevados de lo que cabría esperar en caso de existir una distribución homogénea.

- situaciones caracterizadas por una elevada concentración de la variable analizada en, al menos, un grupo de regiones próximas en el espacio (*monocentro*), sin estar éste situado en un extremo geográfico del territorio analizado, estarán asociados con:
 - ◊ correlogramas espaciales con una marcada forma convexa, donde la dependencia espacial positiva domina entre regiones cercanas y la negativa entre regiones alejadas en el espacio, si bien sería de esperar que la intensidad de ésta última decreciese con la distancia.
 - ◊ probable presencia de regiones con valores positivos y significativos de los estadísticos espaciales locales, especialmente localizados en las regiones que conforman el monocentro, mostrando la existencia de *clusters* con valores significativamente más elevados de lo que cabría esperar en caso de existir una distribución homogénea.

- situaciones donde predominen los esquemas centro-periferia entre una región central y sus regiones vecinas (*policentros*) estarán asociados con:
 - ◊ correlogramas espaciales donde probablemente predomine un esquema de dependencia espacial negativa entre regiones cercanas.
 - ◊ probable presencia de regiones (*policentros*) con valores negativos y significativos de los estadísticos espaciales locales, reflejando la existencia de *clusters* con valores significativamente disímiles entre dichas regiones y sus vecinas.

Entre las principales conclusiones derivadas del ejercicio empírico realizado, cabría destacar las siguientes. Primero, para el caso de las regiones europeas, tras el estudio espacial de las variables producto p.c. y productividad laboral (tanto en niveles como en tasas de crecimiento) y del índice de concentración de empleo industrial se ha observado que:

- de forma generalizada, para todas las variables analizadas se ha detectado la existencia de dependencia espacial de signo positivo entre regiones contiguas de primer orden, mostrando por tanto una tendencia significativa a la agrupación de valores similares de las mismas entre regiones vecinas.
- en la mayor parte de los casos, los correlogramas espaciales han revelado el predominio de dependencia espacial positiva y significativa para los primeros órdenes de contigüidad y negativa para los órdenes superiores. Asimismo, tras el análisis espacial local efectuado, se ha podido detectar la existencia de dos grandes *clusters* de valores significativos, uno de valores elevados de producto p.c. y productividad, principalmente en las regiones del Norte de la UE, y otro de valores bajos localizados en las regiones del Sur. Ambos resultados (el correlograma y los contrastes locales) nos alertaron sobre la presencia de una posible diferenciación o heterogeneidad espacial en la distribución de ambas variables entre las regiones europeas, hipótesis que fue

aceptada de forma generalizada tras estimar diferentes regresiones *Spatial Anova*. Asimismo, dicha heterogeneidad fue también encontrada dentro de determinados estados miembros como es el caso de España y, en especial, de Italia, donde cohabitan un Norte altamente dinámico con unas regiones del Sur marcadamente atrasadas.

- en el caso del empleo industrial, el análisis espacial local ha reflejado la existencia de un importante número de *clusters* con muy bajos niveles de concentración de empleo industrial localizados básicamente en la periferia europea, frente a un número reducido de *clusters* de elevados niveles.
- se ha detectado en cada una de las variables escogidas una notable persistencia en su distribución espacial durante el período analizado. No obstante, cabría destacar un cierto desplazamiento del núcleo más dinámico de la UE en términos de producto per capita. Así, mientras que al principio del período, dicho núcleo se localizaba básicamente en el Norte de Francia, en algunas regiones contiguas del Norte de Italia, en algunas regiones belgas, holandesas y del Noroeste y Oeste de Alemania, al final del período las regiones más dinámicas se relocalizaron hacia el Norte de Italia y el Sur de Alemania (perdiendo sus posiciones relativas las regiones del Norte de temprana industrialización). En cambio, persisten a lo largo de todo el período *clusters* de valores bajos básicamente en las regiones portuguesas, griegas, en el Sur de Italia y en el Oeste y Sur de España, evidenciando con ello las dificultades que las regiones más atrasadas de los Estados pobres tienen para superar sus peores posiciones relativas. Asimismo, este resultado podría estar reflejando la existencia de una cierta trampa de pobreza relacionada con la ubicación geográfica de las regiones (descrita en el capítulo 5).
- por último, se han detectado concentraciones de elevadas tasas de crecimiento de productividad en regiones del Sur de la UE que mostraban valores bajos de la misma al principio del período, confirmando la presencia de un más evidente proceso de convergencia continuado en dicha variable.

Segundo, en relación al estudio espacial para el caso de las provincias españolas de las variables producto p.c., productividad laboral y de sus tasas de crecimiento, se ha observado que:

- existe una tendencia muy significativa hacia la agrupación de valores similares de las anteriores variables en regiones vecinas.
- los correlogramas espaciales asociados con el producto p.c. han mostrado la existencia de dependencia espacial positiva para los órdenes iniciales y negativa para el quinto orden de contigüidad durante todo el período, reflejando la presencia de heterogeneidad espacial (la cual ha sido contrastada y aceptada por medio de un análisis *Spatial Anova*). Por el contrario, en el caso de la productividad laboral, parece existir únicamente un esquema significativo de dependencia espacial positiva entre regiones vecinas, no pareciendo predominar la autocorrelación espacial negativa entre regiones alejadas.
- el estudio de los contrastes de dependencia espacial locales muestra como, en el caso del producto p.c., al final del período existen dos claros grupos de *clusters* situados en dos extremos opuestos del territorio español (evidente heterogeneidad espacial Norte-Sur). En cambio, en el caso de la productividad, se detectó la presencia de un *cluster* con valores elevados en el cuadrante Noreste (provincias catalanas y vascas al principio del período, juntamente con Aragón al final del mismo) y otro, de valores bajos, situado en el Noroeste español (provincias de Galicia al principio del período, junto a Asturias y provincias de Castilla-León al final del mismo). De esta forma, parece que la diferenciación espacial Norte-Sur es más evidente en términos producto p.c., mientras que una división Noroeste-Noreste parece predominar en términos de productividad.
- por último, y de forma similar a lo ocurrido en el caso de las regiones europeas, se han detectado *clusters* de tasas de crecimiento elevadas de ambas variables en las provincias de Andalucía y Castilla La Mancha, mientras que las

provincias vascas y sus colindantes se revelan como *clusters* de tasas bajas. Este hecho estaría reflejando, en parte, el proceso de convergencia observado en dichas variables cuando se analiza el período completo (1955-1991/3).

Llegado este punto, una conclusión general que parece extraerse de la evidencia empírica obtenida en el capítulo 4 es la existencia de una clara tendencia a la agrupación de valores similares de las variables producto p.c. y productividad laboral entre regiones vecinas, tanto en el marco de las regiones europeas como de las provincias españolas. En este sentido, sería posible que, además de por factores exógenos e históricos, la autocorrelación espacial en el producto podría verse explicada por la aparición de economías externas de tipo pecuniario y/o tecnológico (descritas en los capítulos 2 y 3) que sobrepasan las fronteras regionales. Por tanto, y en relación al segundo tipo de externalidad, cabría pensar en la posibilidad de que parte de la autocorrelación espacial detectada en el producto se explicara por la existencia de autocorrelación espacial en el nivel de tecnología, derivada de la existencia de difusión de ideas e innovaciones entre regiones “vecinas”, con notables consecuencias sobre la evolución seguida por las economías regionales.

Teniendo ello en cuenta, el capítulo 5 persiguió un objetivo doble: primero, analizar a nivel teórico las implicaciones de la posible existencia de externalidades inter-regionales, en forma de *spillovers* tecnológicos, sobre el crecimiento y la convergencia regional; y, segundo, contrastar la presencia de externalidades regionales y estimar su intensidad en el ámbito de las regiones españolas y europeas. Respecto a este último punto, cabe destacar que se apostó nuevamente por la Econometría Espacial, esta vez por considerarla como la vía natural para tratar explícitamente con las externalidades regionales. En este caso, se hizo uso de diversas técnicas econométricas de especificación, contrastación y estimación de dependencia espacial en un modelo de regresión desarrolladas en el marco de dicha subdisciplina.

En relación al primer objetivo mencionado, en el capítulo 5 se describió un modelo sencillo de crecimiento donde se incorporaron dos supuestos básicos: primero, y siguiendo a Romer-Lucas, se consideró que la acumulación de capital privado da lugar a

un conjunto de nuevas ideas que no pueden ser apropiadas por completo por el agente inversor, beneficiándose de dicha inversión el resto de firmas ubicadas en dicha región; y, segundo, se impuso la existencia de interdependencia tecnológica entre regiones, es decir, se supuso que las nuevas ideas e innovaciones traspasan las fronteras regionales, beneficiándose por tanto una región del esfuerzo inversor de sus vecinas.

Entre las principales conclusiones derivadas del modelo teórico de crecimiento con externalidades, cabría destacar que:

- la consideración de interdependencia tecnológica a nivel teórico lleva a que la tasa de crecimiento de una región sea una función del stock de capital en sus regiones vecinas, de manera que cada región deseará estar rodeada de “buenos vecinos”, es decir, de vecinos con un ratio capital/trabajo elevado. De esta forma, dependiendo de la intensidad de dichas externalidades regionales, es posible obtener crecimiento endógeno aun en presencia de rendimientos decrecientes a nivel interno de cada región.
- como consecuencia de la externalidad, la solución de mercado resulta ser sub-óptima. Así, cada región realizaría un esfuerzo inversor inferior al que sería óptimo para el conjunto de regiones vecinas, dado que consideraría únicamente el rendimiento de su propia inversión. Este resultado podría justificar la existencia de agencias supra-regionales destinadas a internalizar la externalidad tecnológica presente.
- fruto de la existencia de externalidades regionales, parte de los efectos de las medidas de política regional destinadas a contribuir al crecimiento regional en las regiones menos desarrolladas tendrán efectos desbordamiento, al menos, sobre regiones “vecinas” a aquéllas.
- se ha observado como las externalidades regionales pueden llegar a explicar la presencia de *clusters* de regiones próximas en el espacio con bajos niveles de desarrollo, es decir, la presencia de trampas de pobreza relacionadas con la

ubicación geográfica de las regiones (resultado que cabría relacionarlo tanto con la persistencia en la distribución espacial del producto como con la heterogeneidad espacial del mismo detectadas en el capítulo 4). Este hecho podría llevar a que la acción individualizada de una única región para salir de la citada trampa fuese escasamente fructífera. Por el contrario, la acción simultánea y coordinada de un grupo de regiones “vecinas” y pobres podría favorecer la huida. En cualquier caso, es importante destacar la necesidad de activar medidas destinadas a mejorar la capacidad de las regiones más atrasadas para aprovechar los posibles *spillovers* tecnológicos, incidiendo en especial en su dotación de capital humano y de infraestructuras (en un sentido amplio).

Asimismo, se derivó la ecuación de convergencia en presencia de externalidades regionales, obteniéndose las tres conclusiones siguientes:

- la consideración de la difusión tecnológica afecta positivamente al estado estacionario de la productividad regional.
- la inclusión de externalidades regionales no tiene un efecto directo sobre la velocidad de convergencia regional β , manteniendo ésta su interpretación habitual en términos de los parámetros estructurales.
- el supuesto de externalidades regionales tiene como consecuencia la aparición en la ecuación de convergencia de dos nuevas variables: la tasa de crecimiento del ratio capital por trabajador y el nivel inicial de dicho ratio en las regiones vecinas, contribuyendo ambas variables positivamente sobre la tasa de crecimiento de la productividad de la región (así, el estar rodeado de regiones con éxito en términos de crecimiento contribuirá al crecimiento sostenido de cada región). En este sentido, se ha vinculado la tasa de crecimiento de las regiones vecinas con una externalidad de demanda, mientras que el nivel inicial en las regiones vecinas se ha asimilado con una externalidad de oferta.

En relación a la evidencia empírica encontrada acerca de la relevancia e intensidad de las interdependencias regionales, podemos destacar como principales conclusiones las siguientes. Primero, en relación a la función de producción estimada para las regiones españolas:

- la hipótesis de interdependencia tecnológica sostenida en el modelo empírico es confirmada por las estimaciones efectuadas.
- la intensidad de la difusión tecnológica alcanza un valor entre 0.41 a 0.53 en función de la matriz de contactos definida. Así, un incremento de un 10% en el nivel de productividad total de los factores en las regiones vecinas lleva a incrementar el nivel de tecnología en una región entre un 4% y un 5.3%.
- el efecto externo dentro de la propia región asociado al capital físico ha resultado ser no significativo, a diferencia de lo ocurrido con el capital humano.

Segundo, en relación a la ecuación de convergencia con externalidades regionales estimada para las regiones europeas:

- se han detectado externalidades regionales significativas y positivas, si bien las externalidades definidas como de demanda se han revelado como más importantes que las externalidades de oferta. En este sentido, la inclusión de la tasa de crecimiento de las regiones vecinas como variable explicativa de la tasa de crecimiento de una región supone la existencia de un posible efecto contagio y de una posible transmisión de shocks entre regiones interdependientes.

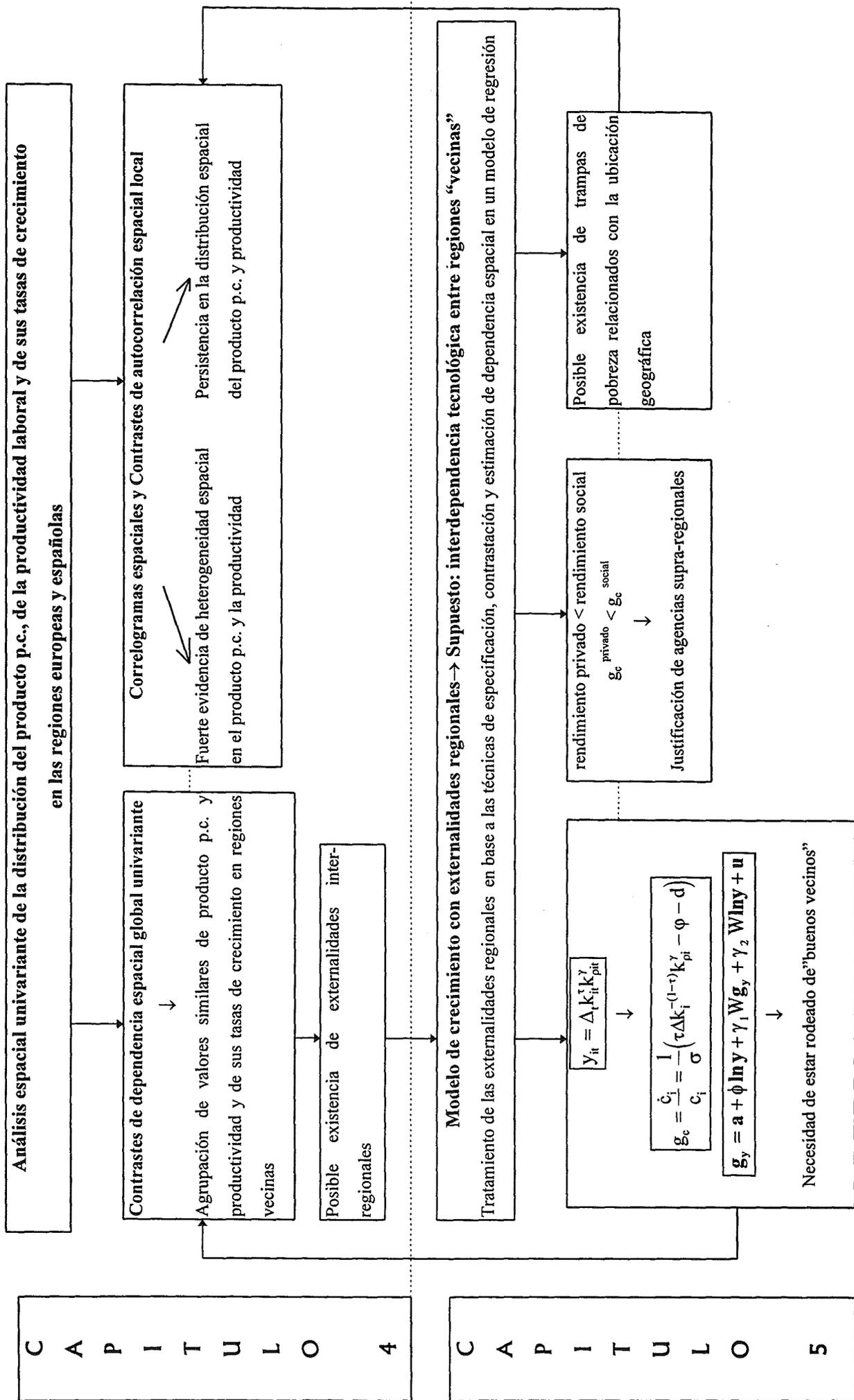
- la omisión de efectos externos entre regiones en la ecuación de convergencia habitual lleva a sesgar, en términos netos, a la baja a la velocidad a la que cada región tiende hacia su estado estacionario.
- la crítica de Shioji sobre la sesgidez al alza de la velocidad de convergencia cuando se estima la ecuación de convergencia con un panel de datos por efectos fijos ha sido contrastada y rechazada para el caso concreto aquí analizado. Asimismo, ni la significación ni la intensidad de las externalidades definidas como de demanda y de oferta se han visto afectadas al incrementar el intervalo temporal m .

Para finalizar cabría destacar como última conclusión, y no por ello menos importante, que la Econometría Espacial se ha revelado como una herramienta de gran utilidad para alcanzar los objetivos específicos propuestos en la presente tesis, resultado que nos lleva a incentivar su mayor difusión entre los investigadores centrados en tópicos relacionados con el análisis regional y, por extensión, con el análisis urbano (ver cuadro 6.1).

6.2. Líneas futuras de investigación

Llegado este punto es preciso notar que son varios los puntos que quedan por resolver y que inspiran las principales líneas de investigación futuras. Entre ellos, cabrían destacar dos grupos: uno formado por aspectos básicamente teóricos y económicos derivados de la investigación aquí realizada; y otro, donde se recogen aspectos de contenido marcadamente econométrico y que reflejan algunas de las limitaciones existentes en la actualidad en el ámbito de la Econometría Espacial.

Cuadro 6.1. Resumen de los vínculos encontrados entre los capítulos 4 y 5



En relación al primer grupo, cabrían destacar los siguientes puntos:

- *Definición de las interdependencias entre regiones: la matriz de contactos*

Como se ha podido observar, el criterio de proximidad física ha sido mayoritariamente utilizado en el capítulo 5 para definir los pesos de la matriz de contactos. Así, tanto para el caso de la función de producción para las regiones españolas como de la ecuación de convergencia estimada para las regiones europeas, se ha construido una primera matriz de pesos, basada en el concepto de contigüidad física de primer orden, y una segunda matriz, basada en la inversa de la distancia al cuadrado. De esta forma, parecería imponerse el criterio *a priori* de que la difusión tecnológica se produce estrictamente entre regiones próximas en el espacio. Sin embargo, este supuesto es excesivamente restrictivo, especialmente si consideramos la pérdida de peso de la distancia como factor determinante de las relaciones entre regiones en el marco de economías cada vez más globalizadas e interdependientes, bajo un proceso de integración profundo y de una continua mejora de las infraestructuras de transportes y comunicaciones (véase desarrollo de las redes de información).

Un primer paso en el intento de solucionar dicha restricción se encontró en la utilización de una tercera matriz de contactos, esta vez construida a partir de la información sobre intercambios comerciales (disponible únicamente para el caso de las regiones españolas). Ello nos permitió definir una matriz asimétrica y suponer que la difusión tecnológica se producía básicamente entre aquellas economías regionales que presentaban un mayor flujo de intercambio de bienes. Sin embargo, la imposibilidad de disponer de información de dicha variable para un período amplio de tiempo nos llevó a definir una matriz de contactos estática, es decir, única para todos los años considerados. Por ello, el siguiente paso sería tratar de definir nuevas especificaciones para la matriz de contactos, permitiendo que la interdependencia regional variase en el tiempo con el propósito de reflejar los cambios habidos en la dirección y sentido de las influencias mutuas entre regiones como consecuencia de una mayor integración económica entre las economías regionales analizadas.

- *Intensidad de la difusión tecnológica: un valor de γ común entre regiones*

Como ya mencionamos en el capítulo 5, el afán de simplificar al máximo la notación nos llevó a considerar que el valor del parámetro γ asociado con el nivel de tecnología en las regiones “vecinas” era idéntico para todas las regiones, es decir, que las ideas e innovaciones se difundían con igual intensidad entre todas ellas. No obstante, dicho supuesto es excesivamente restrictivo, sobre todo si suponemos que la capacidad que tiene una región determinada para adaptar e incorporar las innovaciones llevadas a cabo en otras regiones puede depender, de forma notable, de sus características socioeconómicas y culturales. Así, podríamos pensar que regiones con una elevada preparación de su factor trabajo o con una mayor dotación de infraestructuras podrían adaptar más rápida y fácilmente las nuevas tecnologías procedentes de otras regiones “vecinas”, esperando por tanto un mayor valor del parámetro γ . Por el contrario, apoyándonos en los modelos de crecimiento basados en la idea de un país líder y de un país seguidor, podríamos pensar que, aquellas regiones relativamente más atrasadas desde el punto de vista tecnológico, se verán más afectadas por la difusión de ideas e innovaciones. Ello podría deberse a que la mayor distancia o brecha tecnológica respecto a sus regiones “vecinas” las darían un mayor margen de maniobra para adaptar un número superior de nuevas ideas.

Teniendo lo anterior en cuenta, sería por tanto necesario relajar la hipótesis de igualdad del parámetro γ entre regiones. Para ello, una posibilidad pasaría por establecer un posible criterio en relación a qué regiones de la muestra podrían presentar un valor de dicho parámetro similar, estimando seguidamente el modelo de crecimiento descrito para subregímenes espaciales. Sin embargo, una segunda posibilidad pasaría por considerar que la intensidad de la interdependencia tecnológica varía a lo largo del espacio. En este segundo caso, el método de expansión de parámetros ideado por Casetti (1972) sería un firme candidato para considerar dicha variación espacial de γ , explicando la intensidad de dicha externalidad regional en función de determinadas variables control como el porcentaje de capital humano de la región, su nivel de producto p.c., etc.

- *Retardos en la difusión de la tecnología*

El modelo de crecimiento con externalidades descrito en el capítulo 5 introdujo una nueva restricción: la consideración de una difusión instantánea de nuevas ideas entre regiones. En este caso, si bien cabría suponer que la difusión es más rápida entre firmas pertenecientes a una misma región, es altamente probable que las nuevas ideas se difundan con retraso entre firmas localizadas en regiones diferentes. Por ello, sería necesario tratar de considerar una cierta dinamicidad en el modelo, incorporando retardos temporales en dicha transmisión de tecnología.

- *Heterogeneidad en la velocidad de convergencia*

La ecuación de convergencia con externalidades regionales desarrollada en el capítulo 5 ha sido estimada imponiendo el supuesto de existencia de heterogeneidad en el estado estacionario al que cada región converge en el largo plazo. Sin embargo, y siguiendo a Lee, Pesaran y Smith (1997), cabría extender la hipótesis de heterogeneidad también a las tasas de crecimiento en el equilibrio y a la velocidad a la cual cada economía converge hacia su estado estacionario, apoyándonos en el supuesto de la posible existencia de tasas de crecimiento de la tecnología diferentes entre economías.

- *Descenso a nivel sectorial*

En el capítulo 5 se ha analizado la presencia de externalidades en el seno de una función de producción estimada a nivel regional. Sin embargo, sería necesario un descenso a un nivel sectorial-regional para poder distinguir entre economías externas inter e intra-sectoriales y economías externas inter e intra-regionales.

Por último, la línea de investigación futura de contenido más econométrico hace referencia al binomio “Datos de Panel-Econometría Espacial”. En este sentido, como ya indicamos en el capítulo anterior, la mayor parte de los contrastes de dependencia espacial en el ámbito de modelos espacio-temporales son una extensión *ad-hoc* de los existentes en el contexto *cross-section*. Por ello, se hace necesario avanzar en la

contrastación y tratamiento en general de la autocorrelación espacio-temporal. De igual forma, se revela como necesario el estudio de la incorporación de los efectos espaciales en los modelos no lineales.

BIBLIOGRAFÍA

Abramovitz, M., 1979, "Rapid growth potential and its realization", en *Thinking about growth and other essays on economic growth and welfare*. Cambridge U.K.Press, 187-219.

Abramovitz, M., 1986, "Catching-up, forging ahead, and falling behind", *Journal of Economic History*, 36, 385-406.

Ades, A.F. y H.B. Chua, 1997, "Thy neighbor's curse: regional instability and economic growth", *Journal of Economic Growth*, 2, 279-304.

Aghion, P. y P. Howitt, 1992, "A model of growth through creative destruction", *Econometrica*, 60 (2), 323-351.

Alonso, W., 1964, *Location and land use*, Cambridge Mass. Harvard University Press.

Amiti, M., 1997, "Specialisation patterns in Europe", CEP Discussion Paper N° 363, LSE.

Andrés, J. y R. Doménech, 1995, "La convergencia real en Europa", Documento de Trabajo de la Dirección General de Planificación, n°. D-95010.

Andrés, J., R. Doménech. y C. Molinas, 1996, "Growth and convergence in OECD countries: a closer look", en *Quantitative aspects of post-war European economic growth*. Ed. Bart van Ark and Crafts. CEPR. Cambridge, 347-387.

Anselin, L., 1980, "Estimation methods for spatial autoregressive structures" Ithaca NY: Cornell University, *Regional Science Dissertation and Monograph Series #8*.

Anselin, L., 1982, "A note on small sample properties of estimators in a first-order spatial autoregressive model", *Environment and Planning A*, 14, 1023-30.

Anselin, L., 1987, "Spatial dependence and spatial heterogeneity, a closer look at alternative approaches", Working Paper, Department of Geography, University of California, Santa Barbara.

Anselin, L., 1988a, *Spatial Econometrics: Methods and Models*. Kluwer Academic Publishers, The Netherlands.

Anselin, L., 1988b, "Lagrange multiplier test diagnostic for spatial dependence and spatial heterogeneity", *Geographical Analysis*, 20(1), 1-17.

Anselin, L., 1990, "Spatial dependence and spatial structural instability in applied regression analysis", *Journal of Regional Science*, 30(2), 185-207.

Anselin, L., 1994, "Testing for spatial dependence in linear regression models: A review", *Regional Research Institute Research Paper*. West Virginia University, Morgantown.

Anselin, L., 1995, "Local indicators of spatial association-LISA", *Geographical Analysis*, 27, 93-115.

Anselin, L., 1997, "Rao's score in spatial econometrics", Trabajo presentado en el Brazilian Economic and Econometric Association Meetings, Recife, PE.

Anselin, L. y D.A. Griffith, 1988, "Do spatial effects really matter in regression analysis?", *Papers Regional Science Association*, 65, 11-34.

Anselin, L. y S. Rey, 1991, "Properties of tests for spatial dependence in linear regression models", *Geographical Analysis*, 23, 112-131.

Anselin, L. y S. Rey, 1997, "Introduction to the special Issue on Spatial Econometrics", *Special Issue on Spatial Econometrics International Regional Science Review*, 20 (1, 2), 1-8.

Anselin, L. y R. Florax, 1995a, *New directions in spatial econometrics*, Springer-Verlag, Berlin.

Anselin, L. y R. Florax, 1995b, "Small sample properties of tests for spatial dependence in regression models: some further results", *New Directions in Spatial Econometrics*, 21-74. Ed: Springer. Berlin.

Anselin, L., A. Bera, R. Florax y M.J. Yoon, 1996, "Simple diagnostic for spatial dependence", *Regional Science and Urban Economics*, 26, 77-104.

Aquino, A., 1978, "Intra-industry trade and inter-industry specialization as concurrent sources of international trade in manufactures", *Weltwirtschaftliches Archiv*, 114, 275-96.

Arbia, G., 1989, *Spatial data configuration in statistical analysis of regional economic and related problems*. Dordrecht: Kluwer.

Armstrong, H.W, 1995, "Cross-sectional analysis of the regional growth process", En Armstrong y Vickerman (eds). *Convergence and Divergence Among European Regions*, 40-65. Pion Ltd London.

Arora, S. y M. Brown, 1977, "Alternative approaches to spatial autocorrelation: an improvement over current practice", *International Regional Science Review*, 2, 67-78.

Arrow, K., 1962, "The economic implications of learning by doing", *Review of Economic Studies*, 29, 155-173.

Aschauer, D.A., 1989, "Is public Expenditure productive?", *Journal of Monetary Economics*, 23, 177-200.

Aten, B., 1996, "Evidence of spatial autocorrelation in international prices", *Review of Income and Wealth*, 42, 149-163.

Aten, B., 1997, "Does space matter? International comparisons of the prices of tradables and nontradables", Special issue on Spatial Econometrics, *International Regional Science Review*, 20 (1,2), 35-52.

Azariadis, C. y A. Drazen, 1990, "Threshold externalities in economic development", *Quarterly Journal of Economics*, 105(2), 501-526.

Aznar, A., J. Mur y F. Trivez, 1996, "Métodos econométricos en el análisis regional", Ponencia presentada en la XXII Reunión de Estudios Regionales, Pamplona.

Bajo, O., 1991, *Teorías de comercio internacional*, Antoni Bosch editor, Barcelona.

Bajo, O., 1996, "Integración regional, crecimiento y convergencia", Ponencia presentada en XXII Reunión de Estudios Regionales, Pamplona.

Baltagi, B.H., 1995, *Econometric analysis of panel data*, John-Wiley&Sons.

Barro, R., 1984, *Macroeconomics*, Primer edición, New York, Wiley.

Barro, R., 1990, "Government bonds net wealth?" *Journal of Political Economy*, 98(5), parte II, S103-S125.

Barro, R., 1991, "Economic growth in a cross section of countries", *Quarterly Journal of Economics*, 106 (2), 407-443.

Barro, R. y X. Sala-i-Martin, 1991, "Convergence across states and regions", *Brookings Papers on Economic Activity*, 1, 107-82.

Barro, R. y X. Sala-i-Martin, 1992a, "Convergence", *Journal of Political Economy*, 100, 223-251.

Barro, R. y X. Sala-i-Martin, 1992b, "Regional growth and migration: a Japan-United States comparison" *Journal of the Japanese and International Economies*, 6, 312-346.

Barro, R. y X. Sala-i-Martin, 1995, *Economic Growth*, McGraw-Hill, New York.

Barro, R., N.G. Mankiw y X. Sala-i-Martin, 1992, "Capital mobility in neoclassical models of growth", NBER Working Paper n° 4206.

Bartels, C.P.A y L. Hordijk, 1977, "On the power of the generalized Moran contiguity coefficient in testing for spatial autocorrelation among regression disturbances", *Regional Science and Urban Economics*, 7, 83-101.

Bartelsman, E.J, R. Caballero y R.K. Lyons, 1994, "Customer- and supplier-driven externalities", *American Economic Review*, 84, 1075-1085.

Baumol, W.J., 1986, "Productivity growth, convergence and welfare: what the long run data show", *American Economic Review*, 76(5), 1072-1085.

Baumol, W.J. y E. Wolff, 1988, "Productivity growth, convergence and welfare: reply", *American Economic Review*, 78, 1155-1159.

BBV (varios años) "Renta Nacional de España y su distribución provincial".

Becker, G.S., M.M. Murphy y R. Tamura, 1990, "Human capital, fertility and economic growth", *Journal of Political Economy*, 98(5), parte II, S12-S37.

Beckmann, M.J, 1976, "Spatial equilibrium in the dispersed city", en Y.Y. Papageorgiou (ed.) *Mathematical land use theory* (Lexington (Mass), Lexington Books, 1117-125.

Begg, I., 1995, "Factor mobility and regional disparities in the European Union", *Oxford Review of Economic Policy*, 11(2), 96-112.

Bellandi, M., 1995, *Economie di scala e organizzazione industriale*, Franco Angeli, Milano.

Ben-David, D., 1994, "Convergence clubs and diverging economies", CEPR Discussion Paper Series n°922.

Ben-David, D., 1995, "Trade and convergence among countries", CEP Discussion Paper n°1126, London.

Bera, A.K. y M.J. Yoon., 1992, "Simple diagnostic tests for spatial dependence", University of Illinois. Department of Economics (mimeo). Champaign, IL: Department of Economics, University of Illinois.

Bernard, A., 1991, "Empirical implications of the convergence hypothesis", CEPR, Stanford University, Working Paper n° 239.

Bernard, A. y S.N. Durlauf, 1991, "Convergence of international output movements", NBER Working Paper n°3717.

Bernard, A. y S.N. Durlauf, 1995, "Convergence in international output", *Journal of Applied Econometrics*, 10(2), 97-108.

Bernard, A. y S.N. Durlauf, 1996, "Interpreting tests of the convergence hypothesis", *Journal of Econometrics*, 71 (1-2), 161-173.

Bernat, G.A., 1996, "Does manufacturing matter? A spatial econometric view of Kaldor's laws", *Journal of Regional Science*, 36, 463-477.

Bernstein, J.I. y X. Yan, 1997, "International R&D spillovers between Canadian and Japanese industries", *Canadian Journal of Economics*, XXX(2), 276-294.

Biehl, D., 1986, "The contribution of infrastructure to regional development", Office for Official Publications of the European Communities, Luxemburg (2 volúmenes).

Bivand, R.S., 1984, "Regression modeling with spatial dependence: an application of some class selection and estimation methods", *Geographical Analysis*, 16(1), 25-37.

Blanchard, O. y L. F. Katz, 1992, "Regional evolutions", *Brookings Papers on Economic Activity*, nº1, 1-56.

Bodson, P. y D. Peeters, 1975, "Estimation of the coefficients of a linear regression in the presence of spatial autocorrelation. An application to a Belgian labour-demand function", *Environment and Planning A*, 7, 455-472.

Brandsman, A. y R. Ketellapper, 1979, "Further Evidence on Alternative Procedures for Testing of Spatial Autocorrelation Among Regression Disturbances", In *Exploratory and Explanatory Analysis In Spatial Data*, 111-36. Edited by C. Bartels and R. Ketellapper. Boston.

Brett, C. y J. Pinkse, 1997, "Those taxes are all over the map! A test for spatial independence of municipal tax rates in British Columbia", *International Regional Science Review*, 20(1,2), 131-152.

Bröcker, J., 1996, "Economic integration and the space economy: lessons from new theory" en *Regional growth and regional policy within the framework of European integration*. Karin Peschel. Ed Physica-Verlog, Heidelberg.

Brülhart, M. y J. Torstensson, 1996, "Regional integration, scale economies and industry location", CEPR Discussion Paper nº. 1435.

Burnside, C., 1996, "Production function regressions, returns to scale and externalities", *Journal of Monetary Economics*, 37(2), 177-205.

Burridge, P., 1980, "On the Cliff-Ord test for spatial correlation", *Journal of the Royal Statistical Society B*, 42, 107-108.

Button, K.J. y E.J. Pentecost, 1995, "Testing for convergence of the EU regional economies", *Economic Inquiry*, 33, 664-671.

Caballero, R. y R. Lyons, 1990, "Internal versus external economies in European industry", *European Economic Review*, 34, 805-830.

Callejón, M. y M.T. Costa, 1995, "Economías externas y localización de las actividades industriales", *Economía Industrial*, nº305.

Can, A., H. Rosen y J. Hines, 1993, "Budget spillovers and fiscal policy interdependence: Evidence from the states", *Journal of Public Economics*, 52, 285-307.

Can, A. y I. Megbolugbe, 1997, "Spatial dependence and house price index construction", *Journal of Real Estate Finance and Economics*, 14, 203-222.

Canova, F. y A. Marcet, 1995, "The poor stay poor: non-convergence across countries and regions", CEPR Discussion Paper nº 1265.

Carlino, G.A. y L. Mills, 1993, "Are U.S. Regional incomes converging? A time series analysis" *Journal of Monetary Economics*, 32, 335-336.

Carlino, G.A. y R. DeFina, 1995, "Regional income dynamics", *Journal of Urban Economics*, 38(2), 88-106.

Case, A., H. Rosen y J. Hines, 1993, "Budget spillovers and fiscal policy interdependence: evidence from the states", *Journal of Public Economics*, 52, 285-307.

Casetti, E., 1972, "Generating models by the expansion method: applications to geographical research", *Geographical Analysis*, 4, 81-91.

Casetti, E., 1997, "The expansion method, mathematical modeling, and Spatial Econometrics", Special issue on Spatial Econometrics, *International Regional Science Review*, 20 (1,2), 9-34.

Casetti, E. y J.P. Jones III, 1987, "Spatial applications of the expansion method paradigm," en C. Dufournaud y Dudycha (eds.), *Quantitative Analysis in Geography*, University of Waterloo, Waterloo, Ontario, Canada.

Casetti, E. y J. Poon, 1995, "Econometric models and spatial parametric instability: relevant concepts and an instability index", *New Directions in Spatial Econometrics*, 301-318. Ed. Springer, Berlin.

Cass, D., 1965, "Optimum growth in an aggregative model of capital accumulation", *Review of Economic Studies*, XXXII, 223-240.

Chatterji, M., 1992, "Convergence clubs and endogenous growth", *Oxford Review of Economic Policy*, 8, 57-69.

Christaller, W., 1933, *Die Zentralen orte in Suddeutschland* (Jena Gustav Fischer Verlag). Traducción inglesa: *The central places of Southern Germany* (Englewood Cliffs, Prentice-Hall, 1966).

Chou, Y.H., 1991, "Map resolution and spatial autocorrelation", *Geographical analysis*, 23(3), 228-246.

Chua, H.B., 1993, "Regional spillovers and economic growth", Ph.D. dissertation, Harvard University.

Ciccone, A., 1997, "Externalities and interdependent growth: theory and evidence", University of California at Berkeley and University Pompeu Fabra, Mimeo.

Cliff, A. y J. Ord, 1972, "Testing for spatial autocorrelation among regression residuals", *Geographical Analysis*, 4, 267-84.

Cliff, A. y J. Ord, 1973, *Spatial Autocorrelation*. London, Pion.

Cliff A. y J. Ord, 1981, *Spatial Process. Models and Applications*. London, Pion.

Coe, D. y E. Helpman, 1995, "International R&D spillovers", *European Economic Review*, 39, 859-887.

Costello, D.M., 1990, "Productivity growth, the role of intermediate goods and international business cycles", Ph.D. Dissertation, Univ. Rochester.

Costello, D.M., 1993, "A cross-country, cross-industry comparison of productivity growth", *Journal of Political Economy*, 101(2), 207-222.

Cuadrado Roura, J.R., 1991, "Las disparidades regionales en la Comunidad Europea y en España", *Revista de Economía Pública*.

Cuadrado Roura, J.R., 1994, "Regional disparities and territorial competition in the EC" en J.R. Cuadrado Roura, P. Nijkamp y P. Salvá, *Moving frontiers: economic restructuring, regional development and emerging networks*, Aldershot Avebury, 3-22.

Cuadrado Roura, J.R. y B. García Greciano, 1995, "Las diferencias interregionales en España. Evolución y perspectivas" en VV.AA.: *La economía española en un escenario abierto*, Madrid: Fundación Argentaria y Visor Dis.

Cuadrado Roura, J.R., T. Mancha Navarro y R. Garrido Yserte, 1998, *Convergencia regional en España. Hechos, tendencias y perspectivas*. Colección "Economía Española", nº 8., Visor Dis., Madrid.

d'Aspremont, C., J.J. Gabszewicz y J-F. Thisse, 1979, "On Hotelling's stability in competition", *Econometrica*, 47, 1045-1050.

Dacey, M., 1968, "A review of measures of contiguity for two and K-Color Maps." *In spatial analysis: a reader in statistical geography*, 479-495. Editado por B.Berry.

de la Fuente, A., 1992, "Histoire d'A: Crecimiento y progreso técnico", *Investigaciones Económicas*, XVI, 3, 331-391.

de la Fuente, A., 1994, "Capital público y productividad", *Crecimiento y convergencia regional en España y Europa*. Vol.1, 199-247. Instituto de Análisis Económico, CSIC. Fundación de Economía Analítica. Barcelona.

de la Fuente, A., 1995, "Notas sobre la economía del crecimiento, I: Algunos modelos básicos", UAB-IAE, P.T. 45.95.

de la Fuente, A., 1996a, "On the sources of convergence: A close look at the Spanish regions", CEPR Discussion Paper n° 1543.

de la Fuente, A., 1996b, "Infraestructuras y productividad: un panorama y algunos resultados para las regiones españolas", *Papers de Treball* P.T.52.96, Institut d'Anàlisi Econòmica, CSIC.

de la Fuente, A., 1996c, "Notas sobre la economía del crecimiento, II: ¿Convergencia?", UAB-IAE, P.T. 51.96 (vol. II).

de la Fuente A., 1997, "The empirics of growth and convergence: a selective review", *Journal of Economic Dynamics and Control*, 21(1), 23-74.

de la Fuente, A. y X. Vives, 1995, "Infrastructure and education as instruments of regional policy: evidence from Spain", *Economic Policy*, 20, 13-51.

de Lucio, J.J., 1997, "Agglomeration, growth and the diffusion of knowledge", Comunicación presentada en el XXII Simposio de Análisis Económico, Barcelona.

Dixit, A.K. y E. Stiglitz, 1977, "Monopolistic competition and optimum product diversity" *American Economic Review*, 67, 297-308.

Dixit, A.K. y V. Norman, 1980, *Theory of international trade*. Cambridge University Press.

Dolado, J., J.M. González-Páramo y J.M. Roldán, 1994, "Convergencia económica entre las Provincias españolas: evidencia empírica (1955-1989)", *Moneda y crédito*, 198, 81-131

Domar, E.D., 1946, "Capital expansion, rate of growth, and employment", *Econometrica*, 14, 134-147.

Dowrick, S. y D.T. Nguyen, 1989, "OECD comparative economic growth 1950-85: catch-up and convergence", *American Economic Review*, 79, 1010-1030.

Dubin, R., 1992, "Spatial autocorrelation and neighborhood quality", *Regional Science and Urban Economics*, 22, 433-452.

Dubin, R., 1995, "Estimating Logit Models with Spatial Dependence", *New Directions in Spatial Econometrics*, 229-41. Ed: Springer. Berlin.

Duncan, G.T., G. Wilpen y J. Szczypula, 1995, "Bayesian hierarchical forecast for dynamic systems: case study on backcasting school district income tax revenues", *New Directions in Spatial Econometrics*, 322-357. Ed: Springer. Berlin.

Durlauf, S.N. y D.T. Quah, 1998, "The new empirics of economic growth", CEPR Discussion Paper n° 384 and NBER WP # 6422.

Emerson, M., 1990, "One market, one money. An evaluation of the potential benefits and costs for forming an economic and monetary union", *European Economy*, 44, 3-347.

Englmann, F.C. y U. Walz, 1995, "Industrial centers and regional growth in the presence of local inputs", *Journal of Regional Science*, 35 (1), 3-27.

Escot, L. y M.A. Galindo, 1997, "Difusión tecnológica y modelos de crecimiento", Documento de Trabajo nº 9705.

Esteban, J. M., 1994, "La desigualdad interregional en Europa y en España: descripción y análisis", En *Crecimiento y Convergencia Regional en España y Europa*, 2, 13-84. Instituto de Análisis Económico, CSIC.

Esteban, J. y D. Ray, 1994, "On the measurement of polarization", *Econometrica*, 62, 819-851.

Evans, P. y G. Karras, 1996a, "Convergence revisited", *Journal of Monetary Economics*, 37, 249-265.

Evans, P. y G. Karras, 1996b, "Do economies converge? Evidence from a panel of U.S. States", *The Review of Economics and Statistics*, vol. XXVIII(3), 384-388.

Fazekas, Y., R. Florax y H. Folmer, 1994, "On maximum likelihood estimators of parameters of spatio-temporal econometric model". Papel presentado en el 34º Congreso *ERSA* (European Regional Science Association).

Feenstra, R., 1990, "Trade and uneven growth", NBER Working Paper, nº 3276, Cambridge, MA.

Ferguson, M. y P. Kanaroglou, 1995, "Utility variability within aggregate spatial units and its relevance to discrete models of destination choice", *New Directions in Spatial Econometrics*, 243-270. Ed: Springer. Berlin.

Florax, R., 1992, "The university: a regional booster?, Economic impacts of academic knowledge infrastructure", Ph Dissertation. Wageningen University.

Florax, R. y H. Folmer, 1992, "Specification and estimation of spatial linear regression models: Monte Carlo evaluation of pre-test estimators", *Regional Science and Urban Economics*, 22, 404-432.

Florax, R. y H. Folmer, 1994, "The relevance of hendry's econometric methodology in linear spatial process modeling: experimental simultaion results for ML and IV estimators", *Regional Research Institute Research Paper*. West Virginia University, Morgantown.

Florax, R., y S. Rey, 1995, "The impacts of misspecified spatial interaction in linear regression models", *New Directions in Spatial Econometrics*, 111-134. Ed: Springer. Berlin.

Fluvià, M., y J. Gual, 1993, "Comercio internacional y desarrollo regional en el marco de la integración económica europea", En *Crecimiento y Convergencia Regional en España y Europa*. Vol.2, 85-123. Instituto de Análisis Economico, CSIC.

Fujita, M. y J-F. Thisse, 1996, "Economics of agglomeration", CEPR Discussion Paper n°1344.

Gabszewicz, J.J y J-F. Thisse, 1986, "Spatial competition and the location of firms " en J.J. Gabszewicz, J-F. Thisse, M. Fujita y U. Schweizer, *Location Theory* (Chur: Harwood Academic Publishers), 1-71.

García-Milà, T. y R. Marimon, 1995, "Integración regional e inversión pública en España", En Marimon, R. (ed), *La Economía Española: una visión diferente*, 197-256. Ed. Bosch Barcelona.

- Geary, R., 1954, "The contiguity ratio and statistical mapping." *The Incorporated Statistician*, 5, 115-145.
- Getis, A. y J. Ord, 1992, "The analysis of spatial association by use of distance statistics", *Geographical Analysis*, 24, 189-206.
- Glaeser, E., H. Kallal, J. Scheinkman y A. Shleifer, 1992, "Growth in cities", *Journal of Political Economy*, 100(6), 1126-1152.
- Goicolea, A., J.A. Herce y J.J. de Lucio, 1995, "Patrones territoriales de crecimiento industrial en España", *Documento de Trabajo* nº 95-14, FEDEA.
- Goicolea, A., J.A. Herce y J.J. de Lucio, 1997, "Externalities and industrial growth: Spain 1978-1992", Comunicación presentada en el XXI Simposio de Análisis Económico, Barcelona.
- Greenaway, D. y R.C. Hine, 1991, "Intra-industry specialization and adjustment in the European economic space", *Journal of Common Market Studies*, 29(6), 603-22.
- Griffith, D.A., 1978, "A spatially adjusted ANOVA model", *Geographical Analysis*, 10, 296-301.
- Griffith, D.A., 1985, "An evaluation of correction techniques for boundary effects in spatial statistical analysis: contemporary methods", *Geographical Analysis*, 17, 81-88.
- Griffith, D.A., 1988, "Estimating spatial autoregressive model parameters with commercial statistical packages", *Geographical Analysis*, 20(2), 176-186.
- Griffith, D.A., 1992, "A spatially adjusted N-way Anova model", *Regional Science and Urban Economics*, 22, 347-369.

Griffith, D., 1995, "The general linear model and spatial autoregressive models", *New Directions in Spatial Econometrics*, 272-295. Ed: Springer. Berlin.

Grossman, G.M. y E. Helpman, 1990, "Comparative advantage and long-run growth", *American Economic Review*, 80, 796-815.

Grossman, G.M. y E. Helpman, 1991, "Innovation and growth in the global economy", MIT Press, Cambridge MA.

Grossman, G.M. y E. Helpman, 1993, "Endogenous innovation in the theory of growth", NBER Working Paper n°4527, Cambridge.

Grunwald, J. y K. Flamm, 1985, "The global factory: foreign assembly in international trade", Washington, DC: The Brookings Institution.

Haining, R., 1978, "Estimating spatial interaction models", *Environment and Planning A*, 10, 305-320.

Hanson, G., 1994, "Regional adjustment to trade liberalisation", NBER Working Paper n° 4713.

Harrod, R.F., 1939, "An essay in dynamic theory", *Economic Journal*, 49, 14-33.

Helpman, E., 1984, "Increasing returns, imperfect markets and trade theory." *En Handbook of international economics*, vol.1. De. R. Jones and P. Kenen, 325-65. Oxford: North Holland.

Helpman, E., 1995, "The size of regions", Working Paper n° 14-95. The Foerder Institute for Economic Research.

Helpman, E., 1997, "R&D and productivity: The international connection", NBER Working Paper n° 6101.

- Helpman, E. y P. Krugman, 1985, *Market structure and foreign trade*, Cambridge, MA:MIT Press.
- Henderson, V., A. Kuncoro y M. Turnor, 1992, "Industrial development in cities", *NBER Working Paper*, nº. 4178.
- Herce, J.A., J.J. de Lucio y A. Goicolea, 1996, "La industria en las Comunidades Autónomas: 1978-1992", *Papeles de Economía Española*, 67, 134-147.
- Hernández Muñiz, M., 1998, "Distancia e integración económica regional. Una ecuación de gravedad para la economía española", Comunicación presentada en I Encuentro de Economía Aplicada, Barcelona.
- Hicks, J., 1960, "Thoughts on the theory of capital. The Corfu Conference", *Oxford Economic Papers*, 2, 123-132.
- Hine, R.C., 1990, "Economic integration and inter-industry specialisation", CREDIT Research Paper 89/6, University of Nottingham.
- Hirschman, A.O., 1958, *The strategy of development*, New Haven Conn. Yale University Press.
- Holtz-Eakin, D., 1994, "Public-sector capital and the productivity puzzle", *The Review of Economics and Statistics*, 12-21.
- Hordijk, L., 1979, "Problems in estimating econometric relations in space", *Papers Regional Science Association*, 42, 99-115.
- Hordijk, L. y J. Paelink, 1976, "Some principles and results in spatial econometrics", *Reserches Economiques de Louvain*, 42(3), 175-197.
- Hotelling, H., 1929, "Stability in Competition", *Economic Journal*, 39, 41-57.

Illeris, S., 1993, "An inductive theory of regional development", *Papers in Regional Science*, 72(2), 113-134.

Inada, K., 1963, "On a two-sector model of economic-growth: Comments and a generalization", *Review of Economic Studies*, 30, 119-127.

Isard, W., 1956, *Location and space economy*, Cambridge Mass, MIT Press.

Islam, N., 1995, "Growth empirics: A panel data approach", *Quarterly Journal of Economics* CX, 1127-1170.

Jacobs, J., 1971, *La economía de las ciudades*. Ed. Península.

Jimeno, J.F. y S. Bentolila, 1995, "Regional Unemployment Persistence (Spain, 1976-1994)". Documento de Trabajo 95-09, Fundación de Estudios de Economía Aplicada (FEDEA).

Jones, C.I., 1995, "R&D-based models of economic growth", *Journal of Political Economy*, 103(4), 759-784.

Jones, L.E. y R.E. Manuelli, 1990, "A convex model of equilibrium growth: theory and policy implications", *Journal of Political Economy*, 98(5), 1008-1038.

Jong, P., Sprenger, G., F., Van Venn, 1984, "On extreme values of Moran's I and Geary's C", *Geographical Analysis*, 16.

Judd, K.L., 1985, "On the performance of patents", *Econometrica*, 53 (3), 567-585.

Junius, K., 1996, "Economic Development and Industrial Concentration: An inverted U-Curve", *Kiel Working Paper*, nº770.

Keeble, D., P.L.Owens y C.Thompson, 1981, *The influence of peripheral and central locations on the relative development of regions*, Cambridge.

Keeble, D., J. Offord y S. Walker, 1986, "Peripheral regions in a Community of twelve Member States", *Commission of the European Communities*. Luxemburg.

Kelejian, H.H. y D.P. Robinson, 1992, "Spatial autocorrelation. A new computationally simple test with an application to per capita county police expenditures", *Regional Science and Urban Economics*, 22, 317-331.

Kelejian, H.H. y D.P. Robinson, 1997, "Infrastructure productivity estimation and its underlying econometric specifications: a sensitivity analysis", *Papers in Regional Science*, 76, 115-131.

Kelejian, H.H. y D.P. Robinson, 1998, "A suggested test for spatial autocorrelation and/or heteroskedasticity and corresponding Monte Carlo results", *Regional Science and Urban Economics*, 28, 389-417.

Keller, J., 1997, "Are international R&D spillovers trade-related? Analyzing spillovers among randomly matched trade partners", NBER n° 6065, Cambridge MA.

Kelly, M., 1992, "On endogenous growth with productivity shocks", *Journal of Monetary Economics*, 30(1), 47-56.

Kim, S., 1995, "Expansion of markets and the geographic distribution of economic activities: the trends in U.S. regional manufacturing structure, 1860-1987", *Quarterly Journal of Economics*, 881-908.

King, R.G. y S. Rebelo, 1993, "Transitional dynamics and economic growth in the neoclassical model", *American Economic Review*, 83 (4), 908-931.

Kollmann, K., 1995, "The correlation of productivity growth across regions and industries in the United States", *Economics Letters*, 47, 229-250.

Koopmans, T., 1965, "On the concept of optimal economic growth", En *The econometric approach to development planning*. North-Holland, Amsterdam.

Kramer, W. y C. Dronninger, 1987, "Spatial autocorrelation among errors and the relative efficiency of OLS in the linear regression model", *Journal of the American Statistical Association*, 82(398), 577-579.

Kremer, M., 1993, "Population growth and technological change: one million B.C. to 1990", *Quarterly Journal of Economics*, 108(3), 681-716.

Krugman, P., 1979, "Increasing returns, monopolistic competition and international trade", *Journal of international economics*, 9, 469-479.

Krugman, P., 1980, "Scale economies, product differentiation and the pattern of trade", *American Economic Review*, 70, 950-959.

Krugman P., 1981, "Trade, accumulation and uneven development", *Journal of Development Economics*, 8, 149-161.

Krugman, P., 1991a, *Geography and Trade*, MIT Press, Cambridge MA.

Krugman, P., 1991b, "Increasing returns and economic geography", *Journal of Political Economy*, 99, 484-499.

Krugman, P., 1995, *Desarrollo, geografía y teoría económica*, Antoni Bosch editor, Barcelona.

Krugman, P. y A.J. Venables, 1990, "Integration and the competitiveness of peripheral industry", en Bliss C. y Braga de Macedo J. (eds.), *Unity with diversity within the EC: The Community's Southern frontiers*, Cambridge, University Press, 56-75.

Krugman, P. y A.J. Venables, 1995, "Globalization and the inequality of nations", *Quarterly Journal of Economics*, 110, 857-880.

Krugman, P. y A.J. Venables, 1996, "Integration, specialization and adjustment", *European Economic Review*, 40, 959-967.

Kubo Y., 1995, "Scale economies, regional externalities, and the possibility of uneven regional development", *Journal of Regional Science*, 35, 29-42.

Launhardt, W., 1885, *Mathematische Begründung der Volkswirtschaftslehre* (Leipzig B.G.Teubner). Traducción inglesa: *Mathematical principles of Economics* (Aldershot Edward Elgar, 1993).

Lauridsen, J., 1996, "Multicollinearity and spatial dependence in expanded linear models", Comunicación presentada en el "Symposium on the Expansion Method in the context of the family of models and methodologies with a focus on parametric variation", Odense.

Lee, K., M.H. Pesaran y R. Smith, 1997, "Growth and convergence in a multi-country empirical stochastic Solow model", *Journal of Applied Econometrics*, XII, 357-392.

LeSage, J.P., 1995, "A multiprocess mixture model to estimate space-time dimensions of weekly pricing of certificates of deposit", *New Directions in Spatial Econometrics*, 359-397. Ed: Springer. Berlin.

LeSage, J.P., 1997, "Bayesian estimation of spatial autoregressive models", Special issue on Spatial Econometrics, *International Regional Science Review*, 20 (1,2), 113-130.

Leung, C. y D.T. Quah, 1996, "Convergence, endogenous growth, and productivity disturbances", *Journal of Monetary Economics*, 38(3), 535-547.

Levine, R. y D. Renelt, 1992, "A sensitivity analysis of cross-country growth regressions", *American Economic Review*, 82 (4), 942-963.

Llorca, R., J.A. Martínez Serrano y A.J. Picazo, 1996, "Los servicios y el desarrollo de las regiones", *Papeles de Economía Española*, nº 67, 148-167.

López-Bazo, E. y T. Del Barrio, 1996, "Differences in cyclical and persistent behaviour of unemployment in Spain", Documento de trabajo, *Anàlisi Quantitativa Regional*, nº.96R41, Departamento de Econometría, Estadística y Economía Española, Universidad de Barcelona.

López-Bazo E., E. Vayá , A.J. Mora y J. Suriñach, 1997, "Convergencia regional en la Unión Europea ante el nuevo entorno económico", *ICE Revista de Economía*, nº 762, 25-41.

López-Bazo, E., E. Vayá, R. Moreno y J. Suriñach, 1998a, "Grow neighbour, grow, grow... Neighbour be good!", Mimeo, *Anàlisi Quantitativa Regional*, Departamento de Econometría, Estadística y Economía Española, Universidad de Barcelona.

López-Bazo, E., E. Vayá, A.J. Mora y J. Suriñach, 1998b, "Regional economic dynamics and convergence in the European Union", *The Annals of Regional Science*, forthcoming. Y Document de Treball de la Divisió II, Universidad de Barcelona WP nº E97/12.

Lösch, A., 1940, *Die Räumliche ordnung der wirtschaft* (Jena Gustav Fischer Verlag). Traducción inglesa: *The economics of location* (New Haven (Conn.) Yale University Press, 1954).

Lucas, R.E., JR., 1988, "On the mechanics of economic development", *Journal of Monetary Economics*, 22, 3-42.

Lucas, R.E. JR., 1993, "Making a miracle", *Econometrica*, 61(2), 251-272.

Mankiw, N.G., D. Romer y D.N. Weil, 1992, "A contribution to the empirics of economic growth", *Quarterly Journal of Economics*, 107, 407-437.

Marcet A., 1994, "Los pobres siguen siendo pobres: convergencia entre regiones y países, un análisis bayesiano de datos de panel", en *Crecimiento y convergencia regional en España y Europa*, Instituto de Análisis Económico, Barcelona.

Marshall, A., 1920, *Principles of economics*, Macmillan, London.

Martin, R.L. y J.E. Oeppen, 1975, "The identification of regional forecasting models using space-time correlation functions", *Transactions of the Institute of British Geographers*, 66, 95-118.

Martin, P. y C.A. Rogers, 1995, "Industrial location and public infrastructure", *Journal of International Economics*, 39, 335-351.

Martin, P. y G.I.P. Ottaviano, 1996, "Growth and agglomeration", CEPR Discussion Paper n° 1529.

Mas, M., J. Maudos, F. Pérez y E. Uriel, 1993, "Dotaciones de capital público y su distribución regional en España". Documento de trabajo WP-EC 93-04, Valencia:IVIE.

Mas, M., J. Maudos, F. Pérez y E. Uriel, 1994a, "Disparidades regionales y convergencia de las CCAA españolas", *Revista de Economía Aplicada*, 24, 129-148.

Mas, M., F. Pérez y E. Uriel, 1994b, "Capital público y productividad en las regiones españolas", *Moneda y Crédito*, 198, 163-206.

Mas, M., F. Pérez, Uriel, E. y L. Serrano, 1995a, "Capital humano, Series históricas 1964-1992", Fundación Bancaja.

Mas, M., F. Perez, E. Uriel y J. Maudos, 1995b, "Growth and convergence in the Spanish provinces", en *Convergence and Divergence among European Regions*, Armstrong H.W. and Vickerman R.W. (eds), Pion Ltd, London, 66-88.

Mauro, L. y E. Podrecca, 1994, "The case of Italian regions: convergence or dualism?", *Economic Notes*, 24, 447-472.

McMillen, D.P., 1992, "Probit with spatial autocorrelation", *Journal of Regional Science*, 32(3), 335-348.

McMillen, D.P., 1995, "Spatial Effects in Probit Models: A Monte Carlo Investigation", *New Directions in Spatial Econometrics*, 189-228. Ed: Springer. Berlin.

McQuaid, R.W., L. Scott y J. Nelson, 1996, "Accessibility and location decisions in a peripheral region of Europe: a logit analysis", *Regional Studies*, 30 (6), 579-588.

Molho, I., 1995, "Spatial autocorrelation in British unemployment", *Journal of Regional Science*, 35 (4), 641-658.

Molle, W., 1983, *Industrial location and regional development in the European Community, the Fleur model*, Gower Press, Aldershot.

Molle, W., 1996, *The regional economic structure of the European Union: an analysis of long term developments. Regional growth and regional policy within the framework of European Integration*. Karin Peschel (eds), Physica-Verlag.

Molle, W., B. van Holst y H. Smith, 1980, *Regional disparity and economic development in the European Community*, Westmead, Farnborough, Saxon House.

Moran, P., 1948, "The interpretation of statistical maps", *Journal of the Royal Statistical Society B*, 10, 243-251.

Moreno, R., 1997, "Location and the growth of nations", *Journal of Economic Growth*, 2(4), 399-420.

Moreno Serrano, R., 1998, "Infraestructuras, externalidades y crecimiento regional. Algunas aportaciones para el caso español." Tesis Doctoral, Universidad de Barcelona.

Mur, J., 1990, "Correlación espacial: un estudio de Monte Carlo" Tesis Doctoral, Departamento de Análisis Económico. Universidad de Zaragoza.

Mur, J., 1992, "Contrastes de autocorrelación espacial. Un estudio de Monte Carlo", *Estadística Española*, 34(130), 285-307.

Mur, J., 1996, "A future for Europe? Results with a regional prediction model", *Regional Studies*, 30(6), 549-565.

Murphy, K.M., A. Shleifer y R. Vishny, 1989, "Industrialization and the big push", *Journal of Political Economy*, 97(5), 1003-1026.

Myrdal, G., 1957, *Economic theory and under-developed regions*. London: Duckworth.

Nadiri, M.I. y S. Kim, 1996, "International R&D spillovers, trade and productivity in major OECD countries", NBER Working Paper n° 5801.

Nass, C. y D. Garfinkle, 1992, "Localized Autocorrelation Diagnostic Statistic (LADS) for spatial models. Conceptualization, utilization and computation", *Regional Science and Urban Economics*, 22, 333-346.

Neven, D.J., 1990, "EEC Integration towards 1992: Some distributional aspects", *Economic Policy*, 10, April.

Neven, D. J. y C. Gouyette, 1994, "Regional convergence in the European Community", *CEPR Discussion Paper Series*, n°914. London.

Novales, A., 1993, *Econometría*. Ed. McGraw-Hill. Madrid.

Ord, J.K. y A. Getis, 1995, "Local spatial autocorrelation statistics: distributional issues and an application", *Geographical Analysis*, 27 (4), 286-306.

Ordober, J.A., 1991, "A patent system for both diffusion and exclusion", *Journal of Economic Perspectives*, 5(1), 43-60.

Ottaviano, G. y D. Puga, 1997, "Agglomeration in the global economy: A survey of the 'new economic geography'", CEP Discussion Paper N° 356, LSE.

Paelinck, J.H.P., 1985, *Elements d'Analyse Economique Spatiale*. París: Economica.

Paelinck, J.H.P y L.H. Klaassen, 1979, *Spatial Econometrics*. Farnborough, Saxon House.

Pérez, F., F.J. Goerlich y M. Mas, 1996, "Capitalización y crecimiento en España y sus regiones 195-1995", Fundación BBV, Bilbao.

Phelps, E.S., 1962, "The new view of investment: a neoclassical analysis", *Quarterly Journal of Economics*, 76(4), 548-567.

Phelps, E.S., 1966, *Golden rules of economic growth*, New York, Norton.

Pratten, C., 1988, "A survey of the economies of scale", *En: Commission of the European Communities. Research on the Cost of Non-Europe*. Vol.2: Studies on the Economics of Integration. Luxemburg.

Pred, A.R., 1966, *The spatial dynamics of US Urban-Industrial Growth, 1800-1914: Interpretive and theoretical essays*. Cambridge: MIT Press.

Puga, D., 1996a, "Urbanization patterns: European vs. less developed countries", Discussion Paper N° 305, Centre for Economic Performance, LSE.

Puga, D., 1996b, "The rise and fall of regional inequalities", CEP Discussion Paper n° 314, LSE.

Puga, D. y A.J. Venables, 1995, "Preferential trading arrangements and industrial location", CEPR Discussion Paper n° 1309.

Puga, D. y A.J. Venables, 1996a, "Trading arrangements and industrial development", CEP Discussion Paper, n° 319, LSE.

Puga, D. y A.J. Venables, 1996b, "The spread of industry: spatial agglomeration in economic development", *Journal of the Japanese and International Economics*, 10, 440-464.

Puga, D. y A.J. Venables, 1997, "Agglomeration and economic development: import substitution vs. trade liberalisation", CEP Mimeo, LSE.

Quah, D.T., 1990, "International patterns of growth: persistence in cross country disparities", CEP Mimeo.

Quah, D.T., 1993, "Empirical cross-section dynamics in economic growth", *European Economic Review*, 37 (2, 3), 426-434.

Quah, D.T., 1996a, "Convergence empirics across economies with (some) capital mobility", *Journal of Economic Growth*, 1, 95-124.

Quah, D.T., 1996b, "Empirics for economic growth and convergence", *European Economic Review*, 40, 1353-1375.

Quah, D.T., 1996c, "Twin Peaks: growth and convergence in models of distribution dynamics", *Economic Journal*, 106, 1045-1055.

Quah, D.T., 1996d, "Regional convergence clusters across Europe", *European Economic Review*, 40, 951-958.

Quah, D. T., 1996e, "Convergence as distribution dynamics (with or without growth)", Working paper LSE, Economics Department, April.

Quah, D. T., 1997, "Empirics for growth and distribution: polarization, stratification, and convergence clubs", *Journal of Economic Growth*, 2(1), 27-59.

Ramsey, F., 1928, "A mathematical theory of saving", *Economic Journal*, 38, 543-559.

Raut, L.L., 1995, "R&D spillovers and productivity growth: evidence from Indian private firms", *Journal of Development Economics*, 48, 1-23.

Ravallion, M. y J. Jalan, 1996, "Growth divergence due to spatial externalities", *Economics Letters*, 53, 227-232.

Raymond, J.L., 1995, "Convergencia real de España con Europa y disparidades regionales en España" en *Problemas económicos españoles de la década de los 90* (varios autores), Madrid: Galaxia GuteNBERg, 517-552.

Raymond, J.L. y B. García Greciano, 1994, "Las disparidades en el PIBpc entre las CCAA y la hipótesis de convergencia", *Papeles de Economía Española*, 59, 37-58.

Raymond, J.L. y B. García Greciano, 1996, "Distribución regional de la renta y movimientos migratorios", *Papeles de Economía Española*, 67, 185-201.

Rebelo, S., 1991, "Long-run policy analysis and long-run growth", *Journal of Political Economy*, 99 (3), 500-521.

Rivera-Batiz, L.A. y P. Romer, 1991, "Economic integration and endogenous growth", *Quarterly Journal of Economics*, 106 (2) 531-555.

Rodríguez Pose, A., 1995, *Reestructuración socioeconómica y desequilibrios regionales en la Unión Europea*. Instituto de Estudios Económicos. Madrid.

Rodríguez-Pose, A., 1998, "Innovation prone and innovation averse societies: the passage from R&D to economic performance in Europe", LSE, Mimeo.

Romer, P., 1986, "Increasing returns and long-run growth", *Journal of Political Economy*, 94, 1002-1037.

Romer, P., 1987, "Growth based on increasing returns due to specialization", *American Economic Review*, 77(2), 56-62.

Romer, P., 1990, "Endogenous technological change", *Journal of Political Economy*, 98 (5, part 2), 71-102.

Rosenstein-Rodan, P.N., 1943, "Problems of industrialisation of Eastern and South-eastern Europe", *Economic Journal*, 53, 202-211.

Sala i Martin, X., 1990, *On growth and states*, Ph.Dissertation. Harvard University.

Sala i Martin, X., 1994, *Apuntes de crecimiento económico*, Antoni Bosch Editor, Barcelona.

Sala i Martin, X., 1996, "Regional cohesion: evidence and theories of regional growth and convergence", *European Economic Review*, 40, 1325-1352.

Sala-i-Martin, X, 1997, "I just ran two million regressions", *American Economic Association Papers and Proceedings*, 87 (2), 178-183.

Sapir, A., 1996, "The effects of Europe's Internal market programme on production and trade: a first assessment", *Weltwirtschaftliches Archiv, Review of the World Economics*, 132 (3), 457-475.

Schultz, T., 1961, "Investment in human capital", *American Economic Review*, 1, 1-17.

Scitovsky, T., 1954, "Two concepts of external economies", *Journal of Political Economy*, 62, 143-151.

Seitz, H., 1995, "Regional convergence and spatial effects", Discussion Paper 520-595, Institute for Economics and Statistics, University of Mannheim.

Serrano, G., 1998, "Impactos a corto y largo plazo de las economías externas en el crecimiento de la productividad aparente del trabajo" Comunicación presentada en I Encuentro de Economía Aplicada, Barcelona.

Shaw, G.K., 1992, "Policy implications of endogenous growth theory", *The Economic Journal*, 611-621.

Shell, K., 1966, "Toward a theory of inventive activity and capital accumulation", *American Economic Review*, 2, 62-68.

Sheshinski, E., 1967, "Optimal accumulation with learning by doing", En *Essays on the Theory of optimal economic growth*, Karl Shell, Cambridge MA, MIT Press, 31-52.

Shioji, E., 1997a, "Convergence in panel data: evidence from the skipping estimation", Mimeo, Department of Economics and Business, Universidad Pompeu Fabra, Barcelona.

Shioji, E., 1997b, "It's still 2%. Evidence of convergence from 116 years of the US states panel data". Mimeo, Department of Economics and Business, Universidad Pompeu Fabra, Barcelona.

Silverman, B.W., 1986, *Density Estimation for Statistics and Data Analysis*, Chapman & Hall, London.

Smithies, A., 1941, "Optimal location in spatial competition", *Journal of Political Economy*, 49, 423-439.

Solow, R., 1956, "A contribution to the theory of economic growth", *Quarterly Journal of Economics*, 70, 65-94.

Solow, R., 1957, "Technical change and the aggregate production function", *Review of Economics and Statistics*, 39, 312-320.

Suárez Bernaldo de Quirós, F.J., 1992, "Economías de escala, poder de mercado y externalidades: Medición de las fuentes del crecimiento español", *Investigaciones Económicas*, 16, 411-441.

Suárez-Villa, L y J.R. Cuadrado Roura, 1993, "Regional economic integration and the evolution of disparities", *Papers in Regional Science*, 72 (4), 369-387.

Summers, R. y A. Heston, 1991, "The penn world table (Mark 5): an expanded set of international comparisons, 1950-1988", *Quarterly Journal of Economics* CVI(2), 327-368.

Swan, T., 1956, "Economic growth and capital accumulation", *Economic Record*, 82(4), 755-782.

Tamura, R., 1991, "Income convergence in an endogenous growth model", *Journal of Political Economy*, 99(3), 522-540.

Tobler, W., 1979, *Cellular Geography*. En *Philosophy in Geography*. Ed: S. Gale and G. Olsson. Dordrecht: Reidel.

Upton, G y B. Fingleton, 1985, *Spatial Data Analysis by Example*. Ed: Wiley. New York.

Uzawa, 1965, "Optimum technical change in an aggregative model of economic growth", *International Economic Review*, 61(1), 18-31.

van den Berg, M. y J. Sturm, 1997, "The empirical relevance of the location factors modelled by Krugman", *SOM Group C: Interregional and International Interactions: Growth and development*. Department of Economics, University of Groningen.

Vayá, E., 1996, *La Econometría Espacial: Una herramienta útil en el análisis de la desigualdad*. Tesina de Licenciatura, Universidad de Barcelona.

Vayá, E., E. López-Bazo y M. Artís, 1998, "Growth, convergence and (why not?) regional externalities", Working Paper n° Divisió II, University of Barcelona.

Venables, A., 1996, "Equilibrium locations of vertically linked industries", *International Economic Review* 37, 341-359.

Von Thünen, J.H., 1826, *Der isoherte staat in beziehung and landwirtschaft und Nationalökonomie* (Hamburg Perthes). Traducción inglesa: *The Isolated State* (Oxford Pergammon Press, 1966).

Walz, U., 1996a, "Long-run effects of regional policy in an economic union", *Annals of Regional Science*, 30, 165-183.

Walz, U., 1996b, "Transport costs, intermediate goods and localized growth", *Regional Science and Urban Economics*, 26, 61-695.

Weber, A., 1909, *Theory of the location of industries*. Russell and Russell. Nueva York.

Young, A., 1991, "Learning by doing and the dynamic effects of international trade", *Quarterly Journal of Economics*, 106, 369-405.

Young, A., 1993, "Invention and bounded learning by doing", *Journal of Political Economy*, 101(3), 443-472.

Zellner, A., 1962, "An efficient method of estimating seemingly unrelated regressions and tests of aggregation bias", *Journal of the American Statistical Association*, 57, 348-368.