

# **Crecimiento urbano y dinámica territorial en España (1985-2001): un análisis de econometría espacial<sup>1</sup>**

José M. Mella Márquez y Coro Chasco Yrigoyen

Universidad Autónoma de Madrid

## **RESUMEN**

El análisis del desarrollo territorial/regional en España goza de una tradición relativamente larga, aunque si se desciende al ámbito del desarrollo urbano, el número de estudios desciende drásticamente. Con este artículo pretendemos mejorar el conocimiento del sistema urbano español con un doble objetivo: por un lado, determinar los factores que explican el crecimiento económico de las ciudades españolas y, por otro, clasificar las ciudades en términos de “ganadoras” y “perdedoras” tras el largo período de integración de España en la UE. Para ello, hemos especificado un modelo de beta-convergencia condicional y hemos aplicado el test de exogeneidad de Durbin-Wu-Hausman para contrastar la presencia de simultaneidad entre la variable de crecimiento económico urbano y las variables de control. Hemos analizado también la existencia de externalidades espaciales introduciendo en la especificación del modelo de crecimiento económico urbano un término autorregresivo espacial y dos regímenes espaciales o clubes de convergencia.

**Palabras clave:** crecimiento urbano, ciudades españolas, beta-convergencia condicional, endogeneidad, Durbin-Wu-Hausman, autocorrelación espacial, heterogeneidad espacial, clubes de convergencia.

**Clasificación JEL:** C21, C31, C51, D14, O18, R11

---

<sup>1</sup> Este trabajo es parte de un proyecto de investigación más amplio que está siendo financiado por el Instituto de Estudios Fiscales. Los autores agradecen a Geoffrey Hewings, Julie Le Gallo, Dimitris Ballas y Simonetta Longhi por sus acertados comentarios y sugerencias acerca de determinados aspectos de este trabajo. Además, queremos agradecer la colaboración de Esteban Sanromá y Raúl Ramos, que nos han facilitado datos importantes. Los autores han presentado versiones anteriores de este trabajo en el Congreso Mundial de la Asociación Internacional de Ciencia Regional, celebrado en PE Technikon, Port Elisabeth (Suráfrica) en abril de 2004, el Laboratorio de Aplicaciones en Economía Regional (REAL) de la Universidad de Illinois, campus de Urbana-Champaign, en agosto de 2004 y el Primer Seminario de Econometría Espacial celebrado en la Universidad de Zaragoza en octubre de 2004.

## **1. Introducción**

El estudio del desarrollo territorial/regional en España tiene en nuestros días una tradición relativamente larga especialmente desde el nacimiento, a comienzos de los años 80, de las Comunidades Autónomas o regiones, consideradas como NUT II<sup>2</sup>. Se han escrito gran cantidad de artículos y libros sobre del desarrollo regional urbano en España y, en general, pueden ser considerados como rica una literatura económica. Pero cuando se observa el desarrollo económico desde el punto de vista de las ciudades, los estudios son ya escasos y hay pocos estudios en la materia (Trullén, 2002, Trullén *et al.*, 2002; Viladecans, 2002; Mayor y López, 2003). Este estudio viene precisamente a rellenar este hueco y pretende mejorar el conocimiento del sistema urbano en España, así como a potenciar los estudios urbanos en un país que ha experimentado, en las últimas 4 décadas, un rápido proceso de urbanización. Resulta evidente que en el ámbito internacional este tema ha recibido mucha mayor atención (en la UE, Cheshire, 2002; en los EEUU, Henderson, 1986, 1995; Glaeser *et al.*, 1992, Glaeser, 1998, entre otras muchas buenas referencias).

De hecho, nuestra intención consiste en contrastar la misma hipótesis formulada por Cheshire (2002): *“La integración de Europa favorece a las regiones del centro a expensas de las regiones de la periferia (...) la eliminación de las protecciones, como resultado del proceso de integración económica, redundante en una desventaja relativa de las regiones periféricas retrasadas y favorece a las regiones centrales avanzadas”* (pág. 213). En la literatura hay varios análisis (desde Clark *et al.*, 1969 hasta Venables, 1996) que, siguiendo metodologías diferentes, llegan a la conclusión a la que llegó la geografía económica del siglo XIX de que “la mejor protección para una región retrasada es una mala carretera”, entendiendo “carretera”, en un sentido amplio, como la vía por la que “los costes hacen los negocios”, incluyendo todos los costes del transporte y las barreras arancelarias y no arancelarias. Hay, sin embargo, dos excepciones a esta idea en Steinle (1992) y Cheshire y Carbonaro (1996) que demuestran que las mayores ganancias derivadas de la integración económica en Europa van a continuar en el tiempo extendiéndose desde el centro hacia la periferia más cercana: por ejemplo, hacia Cataluña, Valencia, el Valle del Ebro y el sur y este del Reino Unido.

---

<sup>2</sup> NUT II es la nomenclatura que Eurostat utiliza para las Unidades Estadísticas Territoriales.

Por nuestra parte, en esta investigación hemos analizado el comportamiento de las 122 principales ciudades españolas (capitales de provincia y aquéllas con población superior a los 50.000 habitantes) en cuanto al PIB por habitante. El período inicial del análisis se sitúa justo antes de la adhesión de España a la UE, en el año 1985, y finaliza en el año 2001. Una primera conclusión de este análisis pone de manifiesto que durante este período de integración (1985-2001), se ha producido en el grupo de las principales ciudades españolas un proceso significativo de difusión desde el centro hacia la periferia más cercana en términos de desarrollo económico. De hecho, si en 1985 el centro estaba situado en las ciudades del norte y este de España, así como en Madrid y ciertas ciudades satélites de la capital, para el año 2001 se ha producido un movimiento que potencia más las ciudades castellanas cercanas a Madrid (Ávila, Ciudad Real, Cuenca, Salamanca, Segovia, Valladolid, etc.).

El objetivo de este artículo es doble: por un lado, la determinación de los factores explicativos del crecimiento económico urbano en España y, por otro, la clasificación de las ciudades españolas en términos de “ganadoras” y “perdedoras” tras el largo período de integración de España en la UE. Para el análisis de los factores explicativos del crecimiento y efectos “spillover”, estimamos un modelo de beta-convergencia en el que se contrastan los efectos espaciales con técnicas de econometría espacial (Anselin, 1988, 2000). En cuanto al estudio de la evolución de la estructura de las ciudades, utilizaremos el análisis exploratorio de datos espaciales (Anselin, 1995, 1996, 1999). La utilización de estas técnicas es necesaria para identificar e incorporar al modelo los efectos espaciales que sean relevantes para la estimación de un modelo de crecimiento de renta de las ciudades. En efecto, en los contextos de modelización de corte transversal espacial, es casi inevitable la contrastación de estos efectos desbordamiento (“spillover”), siendo las técnicas de econometría espacial y del análisis exploratorio de datos espaciales (AEDE) las más adecuadas para analizar la existencia de dependencia espacial en los errores.

La estructura del paper es la siguiente: tras esta introducción, en el apartado segundo, se presentan los antecedentes metodológicos sobre los factores explicativos del crecimiento económico urbano, en especial el modelo de beta-convergencia y los efectos espaciales, que son la base sobre la que descansan los desarrollos posteriores. En el apartado 3, se analiza la presencia de los efectos de autocorrelación y heterogeneidad

espacial en la serie estimada del PIB per capita municipal a partir del análisis exploratorio de datos espaciales (AEDE). En el apartado 4, se presenta el modelo y el grupo de variables que se han empleado y, en el apartado 5, se detalla el proceso de estimación, contraste y re-especificación del modelo inicial, de forma que se consideren explícitamente los efectos de autocorrelación y heterogeneidad espacial. En el apartado 6, se enumeran las interpretaciones económicas de los resultados y el último apartado proporciona algunas conclusiones destacables.

## **2. Antecedentes metodológicos**

En este capítulo se introducen los principios metodológicos que analizan los factores explicativos del crecimiento económico urbano en las ciudades españolas. En concreto, nos centraremos en el modelo neoclásico de crecimiento (Solow, 1956) que suele ser considerado como el punto de partida natural para el análisis de las disparidades regionales, especialmente en Europa (Fingleton, 2003). Aunque discutible, esta especificación tiene una trayectoria empírica sólida y, por este motivo, nosotros consideramos este modelo como útil para explicar el proceso de crecimiento económico en las ciudades españolas. Según el modelo neoclásico la tasa de crecimiento económico de una ciudad está positivamente relacionada con la distancia que la separa de su estado estacionario. Es decir, si todas las economías urbanas fueran estructuralmente idénticas y tuvieran acceso a la misma tecnología, se caracterizarían por tener el mismo estado estacionario y diferirían únicamente por sus condiciones iniciales:

$$\frac{1}{t} \ln \left( \frac{y_{i,t}}{y_{i,0}} \right) = \alpha + \beta \ln(y_{i,0}) + \varepsilon_i \quad ; \quad \varepsilon_i \square i.i.d.(0, \sigma_\varepsilon^2) \quad (1)$$

donde  $y_{i,t}$  es el PIB por habitante de la ciudad  $i$  en el año  $t$ ;  $y_{i,0}$  es el PIB per capita de la ciudad  $i$  en un primer momento del tiempo (año 0),  $\alpha$ ,  $\beta$  son parámetros a estimar y  $\varepsilon_i$  es un término estocástico de error o perturbación aleatoria. Este modelo de convergencia incondicional es muy básico dado que no tiene en cuenta la posible existencia de externalidades espaciales, otras posibles variables explicativas del crecimiento económico

urbano, ni la distinción de grupos o “clubs” (heterogeneidad espacial) o incluso la posible endogeneidad de algunos de los regresores.

En esta primera expresión resulta muy interesante analizar el significado económico del parámetro  $\beta$ , que puede obtenerse matemáticamente como  $\beta = (1 - e^{-\theta t})/t$ , siendo  $\theta$  la tasa media de convergencia urbana del estado estacionario. Se supone que las unidades urbanas presentan una beta-convergencia incondicional si la estimación de la expresión (1) produce un estimador negativo significativo del parámetro  $\beta$ ; es decir, las ciudades más pobres tienden a crecer más rápido que las ricas.

Pero de hecho, como demuestran Rey y Montouri (1999), el modelo (1) supone que los términos de la perturbación aleatoria son independientes, lo que no suele ser muy habitual en el contexto espacial. Por este motivo, en las aplicaciones que se han llevado a cabo últimamente en el modelo (1) se contrasta la existencia de efectos espaciales o **externalidades espaciales (“spillover”)** en los términos del error<sup>3</sup>. Algunos de estos estudios han llegado a la conclusión de que este modelo (1) tenía problemas de mala especificación debido a la existencia de algún tipo de dependencia espacial, lo que fue resuelto mediante la introducción de la variable endógena espacialmente retardada como explicativa del modelo (para las regiones de la UE, Vayá, 1997 y Ramajo *et al.*, 2003):

$$\frac{1}{t} \ln \left( \frac{y_{i,t}}{y_{i,0}} \right) = \rho W \left[ \frac{1}{t} \ln \left( \frac{y_{i,t}}{y_{i,0}} \right) \right] + \alpha + \beta \ln(y_{i,0}) + \varepsilon_i \quad ; \quad \varepsilon_i \square i.i.d.(0, \sigma_\varepsilon^2) \quad (2)$$

siendo  $\rho$  es el parámetro escalar autorregresivo espacial y  $W$  es la matriz de pesos espaciales que define las interacciones de vecindad existentes en la muestra espacial (Anselin, 1988). El modelo del retardo espacial (2) permite conocer en que medida la tasa

---

<sup>3</sup> Hay también otros estudios, como Chua (1993) y Carrington (2003), en los que la convergencia se condiciona a la localización geográfica. Más específicamente, estos autores relacionan el producto por unidad efectiva de trabajo, en una función Cobb-Douglas, con el capital por unidad efectiva de trabajo en una región y en sus vecinas, a través de un parámetro de externalidades constantes. Pero nosotros nos decantamos por un enfoque específico de econometría espacial.

de crecimiento económico de una ciudad está relacionada con la tasa de crecimiento económico en las ciudades vecinas, tras haberlas condicionado a un nivel de renta inicial<sup>4</sup>.

No obstante, la mayoría de los estudios se han decantado por la especificación del modelo del error espacial: para los estados americanos (Rey y Montouri, 1999), estados brasileños (Magalhães *et al.*, 2000), regiones europeas (Moreno y Vayá, 2000; Le Gallo *et al.*, 2003), regiones y provincias españolas (Goicolea *et al.*, 1998; Toral, 2001):

$$\frac{1}{t} \ln \left( \frac{y_{i,t}}{y_{i,0}} \right) = \alpha + \beta \ln(y_{i,0}) + [I - \lambda W]^{-1} u_i \quad ; \quad u_i \square i.i.d.(0, \sigma_u^2) \quad (3)$$

siendo  $\lambda$  el coeficiente autorregresivo espacial del término de error. Esta expresión indica que un impacto aleatorio producido en una ciudad específica no afectará únicamente al crecimiento económico de dicha ciudad sino también tendrá consecuencias sobre el resto de ciudades, través del multiplicador espacial  $[I - \lambda W]$ , incluso si dicha ciudad tuviera un número limitado de ciudades vecinas. Como en este caso los estimadores mínimo-cuadráticos (MCO), aunque insesgados, son ineficientes, este modelo debe ser estimado por máxima-verosimilitud (MV) o por el método general de los momentos.

En el modelo de convergencia incondicional (1) podría ser también contrastada la hipótesis alternativa de **convergencia condicional**, es decir, la posibilidad de que las diferencias existentes entre las ciudades puedan ser causa explicativa del crecimiento económico de las mismas. El concepto de beta-convergencia condicional se utiliza cuando se relaja el supuesto de existencia de estados estacionarios similares. En estos casos, deben introducirse en el modelo algunas variables explicativas (además de  $y_{i,0}$ ) que aproximen las diferencias en las posiciones del estado estacionario de las diferencias economías urbanas:

$$\frac{1}{t} \ln \left( \frac{y_{i,t}}{y_{i,0}} \right) = \alpha + \beta \ln(y_{i,0}) + \gamma X_i + \varepsilon_i \quad ; \quad \varepsilon_i \square i.i.d.(0, \sigma_\varepsilon^2) \quad (4)$$

---

<sup>4</sup> En este caso, la estimación por el método de mínimos cuadrados ordinarios (MCO) en presencia de errores no esféricos produciría estimadores inconsistentes debido a la presencia del regresor estocástico “ $Wy$ ”. Por tanto, este modelo debe ser estimado por el método de máxima verosimilitud (MV) or por el método de variables instrumentales (para un análisis más amplio sobre esta cuestión, Anselin, 1988).

siendo  $X_i$  el vector de variables explicativas que mantiene constante el estado estacionario de la ciudad  $i$ . Estas variables pueden estar referidas al período inicial o pueden ser una media del período muestral.

Estas “variables de control” –como suelen ser normalmente denominadas (Barro y Sala-i-Martin, 1995; Vayá, 1996; Colino y Noguera, 2002; Johnson y Takeyama, 2003; Ramajo *et al.*, 2003)- pueden ser el **stock de capital físico** (por ejemplo, la ratio del consumo/inversión público interior sobre el PIB, tasa de aeropuertos, entidades de crédito, líneas telefónicas, camas de hospital, centros de educación superior, oficinas de correos, kilómetros de líneas férreas, parque de vehículos de motor), **stock de capital humano** (porcentaje de población con título universitario, tasa de préstamos en bibliotecas públicas), **factores de productividad y variables de progreso tecnológico** (porcentaje de ocupados en agricultura, industria o servicios, porcentaje de ocupados en puestos profesionales, técnicos o funcionarios, tasa de ocupación general, porcentaje del PIB en agricultura, industria o servicios, tasa de creación de nuevas empresas, precio del suelo agrícola, tasa de patentes), así como **características sociodemográficas** (densidad de población, edad media poblacional, porcentaje de la población que vive en familia, tasas de natalidad, mortalidad, fertilidad o matrimonios, flujos migratorios, número de miembros del hogar, tasa de delincuencia, grado de inestabilidad política, porcentaje de población que vive en núcleos urbanos).

El modelo de convergencia condicional estima dos efectos del crecimiento económico. En primer lugar, el efecto negativo esperado de la variable del PIB per capita en el momento inicial, a través del coeficiente  $\beta$ , que permite conocer la existencia del fenómeno de convergencia. En segundo lugar, este modelo permite aproximar otros efectos del crecimiento a través de cada una de las variables explicativas presentes en el vector  $X_i$ , que son los factores que estimulan o debilitan el crecimiento económico y, en definitiva, alientan o constriñen el proceso de convergencia urbana.

El modelo (4) podría también incluir algunas variables exógenas espacialmente retardadas (variables de entorno) como explicativas del crecimiento económico. Esta especificación permite, de forma explícita, considerar externalidades espaciales (Le Gallo *et al.* 2003).

$$\frac{1}{t} \ln \left( \frac{y_{i,t}}{y_{i,0}} \right) = \alpha + \beta \ln(y_{i,0}) + \gamma X_i + \xi WZ_i + \varepsilon_i \quad ; \quad \varepsilon_i \square i.i.d.(0, \sigma_\varepsilon^2) \quad (5)$$

La influencia de las  $h$  variables exógenas espacialmente retardadas contenidas en la matriz  $Z$  de orden  $(N \times h)$  viene reflejada por el vector de parámetros  $\xi$ . Un caso particular de este modelo tiene lugar cuando  $Z$  incluye únicamente la variable  $\ln(y_{i,0})$  variable, que es una variable exógena, por lo que el modelo podría ser estimado por MCO (Rey y Montouri, 1999).

El modelo (1), basado en la hipótesis de convergencia absoluta, podría rechazarse a favor de algún otro tipo de especificación condicional, como la hipótesis de **clubes de convergencia** (Durlauf y Johnson, 1995), que implica la existencia de diferentes economías urbanas (clubes), similares en ciertas características estructurales, que tienden a converger dentro de cada uno de los clubes. El punto de equilibrio que alcanza cada ciudad dependerá de las condiciones iniciales del club al que dicha ciudad pertenezca. En estos casos, los modelos de crecimiento de renta incluyen parámetros  $\alpha$ ,  $\beta$ ,  $\gamma$  diferentes para cada club urbano y las variables  $X$  (denominadas variables “split” o de separación) deberían estar referidas al período inicial (Ramajo *et al.*, 2003, López-Bazo *et al.* 2004):

$$\frac{1}{t} \ln \left( \frac{y_{i,t}}{y_{i,0}} \right) = \alpha^g + \beta^g \ln(y_{i,0}) + \gamma^g X_{i,0} + \varepsilon_i \quad ; \quad \varepsilon_i \square i.i.d.(0, \sigma_\varepsilon^2) \quad (6)$$

donde  $g$  representa los diferentes clubes. Un caso particular de este modelo se produce cuando únicamente la variable  $\ln(y_{i,0})$  es considerada en la parte derecha de la expresión (Baumont *et al.*, 2003).

La composición de los clubes urbanos podría hacerse depender de la distribución de la variable de separación (por ejemplo, podría ordenarse toda la muestra de ciudades según esta variable, en orden ascendente, y luego dividirla en tercios), pero podría ser también definirse, tras la realización de un análisis exploratorio de datos espaciales (AEDE), como diferentes regímenes espaciales. Sin embargo, no existen razones conceptuales de peso que permitan discernir acerca de la mejor elección de variables de control o de separación o, lo



que es lo mismo, entre un modelo de convergencia condicional u otro de convergencia de clubes. Y, en el caso de existir dichas razones, probablemente algunas de esas variables podrían no estar siempre fácilmente accesibles o con la calidad suficiente.

Además, sería también posible encontrar **problemas de endogeneidad** debido a la simultaneidad propia de los modelos de crecimiento económico. La endogeneidad es un fenómeno bastante común en las aplicaciones del análisis regional y urbano pero no ha recibido mucha atención en el contexto particular de los modelos de crecimiento económico espacial (ver algunas excepciones en Aronson *et al.* 2001, Henry *et al.* 2001, Midelfart-Knarvik y Overman 2002, Fingleton *et al.* 2003, Stirboeck 2003). En estos casos, lo que sucede es que algunas variables explicativas de carácter endógeno estarían correlacionadas con los términos de la perturbación aleatoria, por lo que los estimadores MCO (y su correspondiente inferencia estadística) quedarían invalidados en el sentido de que ya no serían consistentes, de forma similar a lo que sucede en los sistemas de ecuaciones simultáneas. En este caso, lo más correcto sería aplicar los métodos de estimación de variables instrumentales (VI), como los mínimos cuadrados en dos etapas (MC2E), tal y como sugieren más correctos serían Anselin y Kelejian (1997).

La consistencia de los estimadores MCO cuando un modelo tiene problemas de endogeneidad puede contrastarse mediante el contraste de **Durbin-Wu-Hausman (DWH)**, también denominado “test de exogeneidad” (Anselin, 1999, Davidson y McKinnon, 1990). De hecho, se trata de un test F con  $(k^*, n - k - k^*)$  grados de libertad sobre la hipótesis nula de exogeneidad de un subconjunto  $k^*$  del total de  $k$  variables explicativas, siendo  $n$  el número de observaciones (para un análisis más técnico, ver también Davidson y McKinnon, 1993).

Anselin (1992) explica que el principio de las variables instrumentales está basado en la existencia de un conjunto de instrumentos que cumplan la doble condición de, por un lado, estar fuertemente correlacionados con las variables endógenas explicativas del modelo original y, por otro, asintóticamente incorrelacionadas con el término de error. Una vez identificados los instrumentos, se utilizarán para construir una variable “proxy” de cada una de las variables endógenas explicativas. Esta variable proxy es la variable estimada en una regresión que relaciona cada una de las variables endógenas explicativas del modelo

original con sus correspondientes variables instrumentales y las variables exógenas. En un contexto de modelos de ecuaciones simultáneas, en una ecuación determinada, los mejores instrumentos de las variables endógenas suelen ser las variables exógenas “excluidas” en esa ecuación, pero presentes en el resto de ecuaciones del modelo.

Un modelo de crecimiento económico condicional como (4) podría contener dos tipos de variables de control, exógenas y endógenas:

$$\frac{1}{t} \ln \left( \frac{y_{i,t}}{y_{i,0}} \right) = \alpha + \beta \ln(y_{i,0}) + \gamma X_i + \theta Y_i + \varepsilon_i \quad ; \quad \varepsilon_i \square i.i.d.(0, \sigma_\varepsilon^2) \quad (7)$$

siendo  $y_i$  el vector de variables endógenas explicativas y  $\theta$  su correspondiente vector de parámetros.

En el siguiente capítulo, utilizaremos el análisis exploratorio de datos espaciales (AEDE) para detectar la presencia de autocorrelación espacial y/o heterogeneidad espacial en la variable del PIB per capita de las principales ciudades españolas. Estos dos efectos espaciales, de existir, tendrán que estar adecuadamente considerados en el modelo.

### **3. Análisis exploratorio de datos espaciales**

En este apartado, se analiza la dimensión geográfica del PIB per capita de las principales ciudades españolas: capitales de provincia y aquellas que superan los 50.000 habitantes, según datos del Censo de Población 2001 (122 ciudades en total). Como los datos de PIB no se encuentran disponibles en las estadísticas oficiales para el nivel municipal, a continuación se ofrecen algunos apuntes acerca del proceso metodológico que se ha llevado a cabo para su estimación. A continuación, contrastamos la existencia en la variable del PIB per capita urbano de los efectos de autocorrelación espacial global y local, tanto para el período inicial (1985) como final (2001), mediante el estadístico I de Morán, diagrama de dispersión de Morán y mapas de agrupamientos del estadístico local de Morán. Se trata de unas herramientas estadísticas muy apropiadas para detectar algún tipo de tendencia o agrupamiento espacial, así como discontinuidades espaciales en la distribución del PIB per capita urbano. La existencia de estos efectos espaciales contribuirá a determinar

los factores de explicar el crecimiento económico urbano, así como a definir regímenes espaciales, que podrán ser interpretados como clubes espaciales de convergencia, poniendo de manifiesto alguna forma de polarización en el grupo de las principales ciudades españolas (ver un ejemplo de AEDE aplicado a temas de convergencia regional en Moreno y Vayá, 2000 y Le Gallo y Ertur, 2003).

### **III.1. Estimación del PIB municipal**

Como ya se ha indicado, ninguna institución oficial estima el PIB para el ámbito de los municipios españoles. Por ese motivo, se ha realizado una estimación previa de esta macromagnitud para el colectivo de 122 ciudades que ocupa este estudio. Para ello, se ha utilizado un modelo de extrapolación espacial<sup>5</sup>. Se trata de un modelo ecológico de PIB per capita provincial, disponible en la Contabilidad Regional del INE a precios corrientes, sobre cinco variables explicativas, expresadas en términos per capita: líneas telefónicas, parque de automóviles, parque de camiones y furgonetas, oficinas de bancos y cajas de ahorro y establecimientos comerciales (ver en Chasco, 2003 un proceso completo de extrapolación de datos de renta municipal a través de un proceso de inferencia ecológica como el que se ha utilizado aquí)<sup>6</sup>. Se han estimado dos regresiones, una para datos del PIB correspondientes al año 1985 y otra para datos de 2001, con el objetivo de obtener esta información también para el ámbito municipal de las 122 principales ciudades españolas, que es el colectivo que se desea analizar<sup>7</sup>.

---

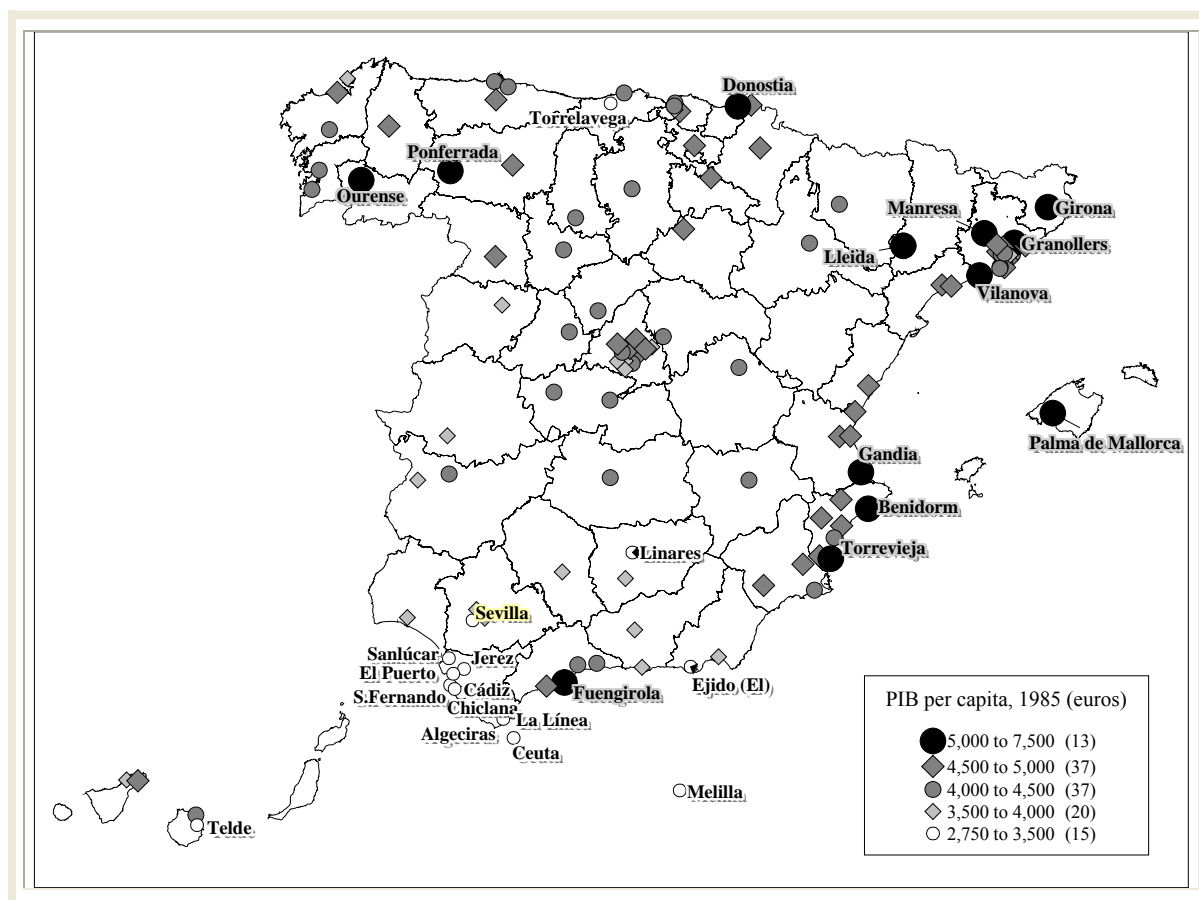
<sup>5</sup> Hay también experiencias parecidas de modelos de crecimiento económico urbano en los que el dato del PIB municipal ha tenido que ser previamente estimado, como en Thomas (2001) para las ciudades francesas.

<sup>6</sup> La variable de PIB provincial procede de la Contabilidad Regional del INE que, en el momento de la estimación, proporcionaba dos series de datos: una más antigua para el período 1985-1996 y la más reciente que abarca el período 1995-2001. Aunque las metodologías seguidas en ambos casos no son exactamente iguales, para cada provincia se ha realizado un enlace del tramo más antiguo al más reciente aplicando tasas de variación anual, con el objetivo de construir una única serie con valores estandarizados y, por tanto, comparables. Por su parte, las series provinciales y municipales correspondientes a las variables explicativas del modelo para los años 1985 y 2001 proceden de los Anuarios de Banesto (1986) y “la Caixa” (2003), respectivamente.

<sup>7</sup> Tras una primera estimación del modelo por MCO y la aplicación de los contrastes correspondientes, especialmente sobre las hipótesis relativos a la existencia de autocorrelación espacial en la perturbación aleatoria, se ha llegado a la conclusión de que el modelo del retardo espacial es la mejor especificación para explicar el PIB per capita provincial, tanto en 1985 como 2001, así como para estimar el PIB municipal (para un análisis más exhaustivo de la estrategia modelizadora clásica en econometría espacial, que es la que se ha seguido en este caso, ver Anselin, 1988).

En concreto, se ha realizado una estimación de PIB per capita<sup>8</sup>, en 1985 y 2001, para la citada muestra de 122 principales ciudades españolas más importantes que, en cada comunidad autónoma son, en número, las siguientes: Andalucía (23), Aragón (2), Asturias (3), Illes Balears (1), Canarias (4), Cantabria (2), Castilla y León (10), Castilla-La Mancha (6), Cataluña (21), Comunidad Valenciana (12), Extremadura (3), Galicia (7), Madrid (14), Murcia (3), Navarra (1), País Vasco (7) y La Rioja (1).

**Figura 1 PIB per capita urbano en 1985**



Fuente: Elaboración propia a partir de MapInfo

Esta estimación muestra (Figura 1) que los mayores niveles de PIB per capita en 1985 se producen fundamentalmente en algunas ciudades mediterráneas que han experimentado un crecimiento importante en términos de población, como es el caso de Vilanova i la Geltrú (Barcelona), Gandia (Valencia), Benidorm (Alicante) y Fuengirola (Málaga). Por el

<sup>8</sup> De aquí en adelante, se hablará de PIB y renta como si de términos sinónimos se tratara.

contrario, hay otras ciudades, también con mayores niveles de renta per capita, pero sin ese dinamismo poblacional, como sucede con capitales de provincia como Donostia-San Sebastián, Girona y Lleida. Como es, sin duda, bien conocido, a consecuencia de los problemas de congestión y de la subida del precio de la vivienda, algunas de las grandes ciudades españolas están perdiendo fuerza poblacional en favor de localidades cercanas. Hay, sin embargo, excepciones interesantes como las constituidas por algunas ciudades satélites de grandes capitales que han registrado crecimientos de población casi nulos, incluso negativos, aunque se encuentran en el grupo de ciudades de alta renta en 1985, como sería el caso de Sagunto/Sagunt (Valencia), Granollers y Manresa (Barcelona).

En el otro extremo de la distribución, las menores tasas de PIB per capita (Figura 1) se registran en ciudades del sur de España, muy dinámicas en términos poblacionales, como es el caso de localidades turísticas como Chiclana de la Frontera, El Puerto de Santa María, Sanlúcar de Barrameda (Cádiz) y Telde (Las Palmas), pero también de ciudades metropolitanas como Dos Hermanas (Sevilla) y El Ejido (Almería). Hay también ciudades más pobres en términos de renta per capita que han sufrido pérdidas de población en los últimos años, como Cádiz y Torrelavega (Cantabria). Adviértase también de la existencia de algunos casos atípicos, como es Torrelavega (una ciudad de bajo PIB per capita dentro de la zona norte y rica de España) y Fuengirola (localidad de alto nivel de PIB per capita dentro de la zona sur, que es la más pobre en términos de renta).

Resultados muy parecidos se producen en la distribución espacial de la variable PIB per capita referida al año 2001, aunque en este caso se produce un significativo desplazamiento de las rentas más altas desde las localidades del sureste y norte hacia las situadas en el centro y nordeste peninsular que gravitan sobre las ciudades de Madrid y Barcelona, respectivamente. Se trata de unos resultados muy similares a los obtenidos para las provincias españolas (como puede analizarse en FBBVA, 2002): pese a que todas las grandes ciudades han mejorado significativamente en términos de renta per capita y productividad del trabajo en los últimos 15 años, algunas de ellas no han sabido sacar partido a este desarrollo incrementando su volumen poblacional, mientras que otras han duplicado prácticamente su tamaño.

### III.2. Análisis de autocorrelación espacial global

En la Figura 1 puede apreciarse la existencia de un cierto grado de tendencia espacial en la distribución del PIB per capita en 1985: desde el suroeste (baja renta) hacia el este y algunas ciudades del norte de la Península (alta renta). Este efecto es llamado “autocorrelación espacial” y puede definirse como la coincidencia de valores similares en zonas similares (Anselin, 2000). Existe autocorrelación espacial positiva cuando los valores más altos/bajos de una variable aleatoria tienden a distribuirse en forma agrupada en el espacio geográfico, mientras que el fenómeno de autocorrelación espacial negativa tiene lugar cuando las unidades territoriales tienden a estar rodeadas de unidades vecinas con valores muy diferentes a los suyos. El efecto de autocorrelación espacial puede ser contrastado a partir de estadísticos como el test I de Moran, que es la medida de agrupamiento espacial más ampliamente conocida (Cliff y Ord, 1973, 1981). Este test se define de la siguiente forma:

$$I = \frac{n}{S_0} \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} (y_i - \bar{y})(y_j - \bar{y})}{\sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2} \quad (8)$$

donde  $y_i$ : logaritmo del PIB per capita en la ciudad  $i$ .

$\bar{y}$ : valor medio de la variable  $y$ .

$w_{ij}$ : elemento de la matriz de pesos espaciales  $W$ , que se ha definido de forma que cada elemento  $w_{ij}$  es igual a 1 si la ciudad  $j$  está situada en un radio de 130 km. respecto de la ciudad  $i$  (éste es el punto de mayor pendiente en la función de accesibilidad que se presenta en el siguiente apartado). El test  $I$  obtiene resultados similares con otras especificaciones de  $W$  que considera como puntos de corte los 150 y 220 km.<sup>9</sup>

---

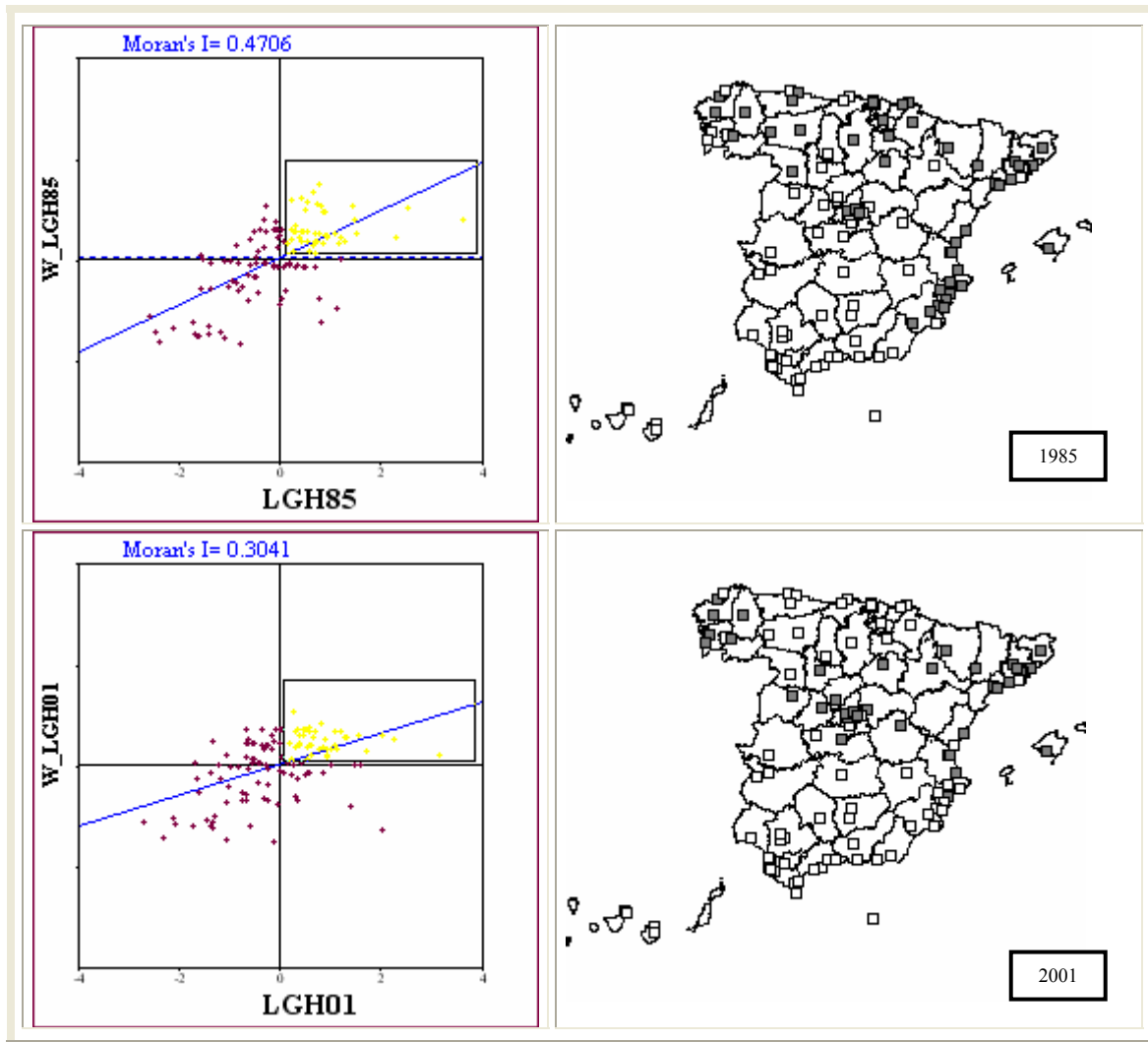
<sup>9</sup> La matriz de pesos espaciales cumple la misión de definir el grupo de ciudades vecinas a una dada. En esta aplicación se han considerado diversas especificaciones para esta matriz, como la distancia inversa (en la que cada elemento de la misma,  $w_{ij}$ , se calcula como el número inverso del cuadrado de la distancia que separa las ciudades  $i, j$ ) o matrices de distancias límite, como la que considera que dos ciudades situadas a un radio de distancia de 200 km. pueden considerarse como vecinas (Rey y Montouri, 1999).

$S_0$ : factor de escala igual a la suma de los elementos de la matriz  $W$ .

En el período considerado en este estudio (1985-2001), la distribución del PIB per capita de las principales ciudades españolas presenta alto grado de autocorrelación espacial positiva: el valor del test I de Moran es alto ( $I=0,4706$  en 1985 y  $I=0,3041$  en 2001) y fuertemente significativo ( $p=0,0000$ ), lo que en ambos casos resulta muy por encima del valor esperado bajo la hipótesis nula de ausencia de autocorrelación espacial,  $E[I]= -0,008$  (en los dos casos). El proceso inferencial seguido se basa en el llamado enfoque permutacional (999 permutaciones), aunque se obtienen resultados muy parecidos si se siguen los procedimientos de normalización y aleatoriedad (ver en Anselin, 1995A, B una explicación más detallada). Estos resultados ponen de manifiesto que la evolución de la distribución del PIB per capita urbano se ha producido de una forma agrupada en el espacio. Es decir, las ciudades con valores de PIB per capita relativamente alto/bajo tienden a estar rodeadas de ciudades con valores de PIB per capita similares, de una forma mucho más frecuente de lo esperado por casualidad. Cuando esto sucede ya no es posible observar los resultados en cada ciudad como una observación independiente. Pues bien, este fenómeno de dependencia espacial o agrupamiento se produce de forma muy similar en la distribución de la tasa de variación del PIB per capita en el período 1985-2001; en este caso,  $I=0,2968$ , siendo  $p=0,0000$ .

En la Figura 2 se proporciona una visión más desagregada de la naturaleza del efecto de autocorrelación espacial positiva en el PIB per capita, gracias al diagrama de dispersión de Moran presentado por Anselin (1996), en el que la variable estandarizada del PIB per capita de las ciudades (LGH85 para 1985 y LGH01 para 2001) se representa en el eje X como explicativa de su correspondiente retardo espacial (también estandarizado),  $W\_LGH85$  y  $W\_LGH01$ , respectivamente. El retardo espacial de una ciudad es el valor ponderado del PIB per capita de sus ciudades vecinas, siendo los pesos los valores de la matriz de pesos espaciales  $W$  estandarizada por filas. Los cuatro cuadrantes del gráfico de dispersión se corresponden con los cuatro tipos de asociación espacial local que pueden producirse entre una ciudad y sus vecinas: HH (“Alto-Alto”), LL (“Bajo-Bajo”), LH (“Bajo-Alto”) y HL (“Alto-Bajo”).

Figura 2 Diagramas de dispersión de Moran mapas del PIB per capita urbano



Fuente: Elaboración propia con GeoDa (Anselin, 2003).

En el primer cuadrante (Alto-Alto) el diagrama de dispersión de Moran representa a las ciudades de alta renta per capita que están rodeadas de ciudades vecinas también con alta renta per capita: estas ciudades se han destacado en gris en los mapas de la derecha de la Figura 2. Como puede observarse, se trata de ciudades situadas fundamentalmente en el norte y este de España, aunque durante el período 1985-2001 se produce un desplazamiento desde ambos polos hacia las ciudades centrales. En el cuadrante 3 (Bajo-Bajo) se encuentra el grupo de ciudades de baja renta per capita que están, a su vez, rodeadas de ciudades de baja renta per capita. Y en los cuadrantes II (Bajo-Alto) y IV (Alto-Bajo), obtendremos los grupos de ciudades de baja/alta renta per capita que se encuentran rodeadas de ciudades de



alta/baja renta per capita, respectivamente. Los cuadrantes I y III se corresponden con situaciones de dependencia espacial positiva, mientras que los otros dos cuadrantes representan formas negativas de dependencia espacial.

### **III.3. Análisis de autocorrelación espacial local**

El estadístico I de Moran, que es una medida de dependencia espacial global, no es capaz de detectar la existencia de bolsas de ausencia de estacionariedad espacial (puntos calientes), en los que una variable registra valores que se desvían claramente del patrón general. El diagrama de dispersión de Moran, por su parte, aunque es capaz de ofrecer no sólo una descripción general de la estructura de dependencia espacial en una variable, sino también una visión más desagregada de la misma, no puede demostrar el nivel de significación estadística de los vínculos HH, HL, LH y LL existentes entre cada una de las observaciones y sus correspondientes vecinos espaciales. Para ello, se ha definido una medida adecuada, el estadístico  $I_i$  de autocorrelación espacial local de Moran, también denominado LISA (Anselin, 1995B), que proporciona, para cada observación  $i$ , un indicador del grado de agrupamiento espacial de valores similares (altos o bajos) o disimilares de una variable en dicha observación y las localizaciones de su entorno. Se trata de la expresión siguiente:

$$I_i = \frac{z_i}{m_2} \sum_{j=1}^n w_{ij} z_j \quad (9)$$

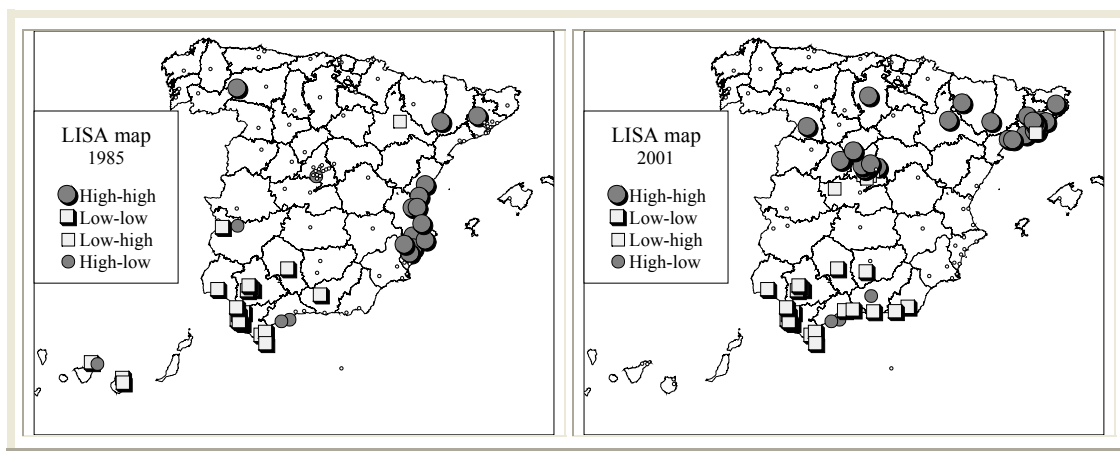
siendo  $m_2 = \sum_{i=1}^n z_i^2$

- $z_j$ : logaritmo del PIB per capita en la ciudad  $i$  (en desviaciones a la media)
- $w_{ij}$ : elemento de la matriz de pesos espaciales,  $W$ , tal que cada elemento  $w_{ij}$  adopta el valor 1 si la ciudad  $j$  se encuentra en un radio de 130 km respecto de la ciudad  $i$ .

En la Figura 3 se han representado dos mapas de agrupamientos LISA: se trata de mapas temáticos que destacan las localizaciones con valores significativos del estadístico local de Moran para una variable dada, clasificados por tipo de autocorrelación espacial: el

círculo grande color gris para la asociación alto-alto, el cuadrado grande blanco para la asociación bajo-bajo, el cuadrado pequeño blanco para bajo-alto y el círculo pequeño gris para alto-bajo. Las localizaciones en torno a las cuales se producen significativos agrupamientos de tipo alto-alto y bajo-bajo ponen de manifiesto la existencia de una especial concentración de valores similares en determinadas zonas de España, mientras que las localizaciones para las que el estadístico LISA es significativo en la forma alto-bajo y bajo-alto lo que indican es la existencia de valores atípicos espaciales.

**Figura 3 Mapas LISA de agrupamientos para el PIB per capita en 1985 y 2001**



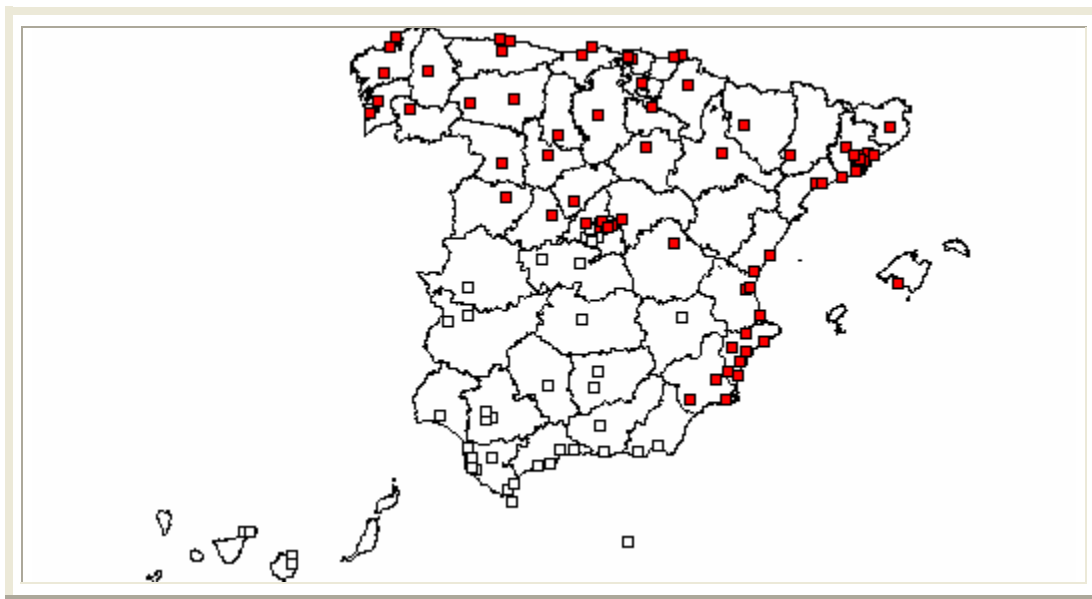
Fuente: Elaboración propia con MapInfo.

Tanto el diagrama de dispersión de Moran como el mapa de agrupamientos LISA revelan la existencia de dos agrupamientos espaciales de ciudades en términos de PIB per capita: por un lado, la zona de alta renta per capita vendría dada por un largo arco que conecta las ciudades del norte, Valle del Ebro y coste este, incluyendo la discontinuidad geográfica de Madrid y su área metropolitana y, por otro, la zona de renta per capita baja, situada en las ciudades del sur.

En la Figura 3 se muestra que la asociación alto-alto, que en 1985 se encontraba claramente localizada en las ciudades de la coste este, ha experimentado un desplazamiento desde el este hacia las ciudades centrales del área de influencia de la ciudad Madrid. Es decir, en el momento presente habría dos polos en los que se concentran los núcleos urbanos con altos valores de PIB per capita y, que como puede observarse, se encuentran fundamentalmente en las áreas de influencia de las ciudades de Madrid y Barcelona.

A través del AEDE hemos podido demostrar la existencia de una polarización espacial de las economías urbanas en España. Esta estructura podría expresarse en forma de dos regímenes espaciales que vendrían definidos por las localizaciones incluidas en el cuadrante I (o cercanas al mismo) de autocorrelación espacial positiva en el diagrama de dispersión de Moran (Figura 4, mapa superior derecho). La estructura espacial resultante es casi idéntica a la que se obtendría de haber realizado el AEDE para el nivel provincial.

**Figura 4 Regímenes espaciales: gris (alto PIB p.cap.)/blanco (bajo PIB p.cap.)**



Fuente: Elaboración propia con GeoDa (Anselin, 2003).

Por un lado, está el régimen de bajo nivel de PIB per capita localizado en el sur: desde las ciudades metropolitanas del sur de Madrid hasta Canarias. Por otro lado, el grupo de ciudades de alto nivel de PIB per capita, situadas en las ciudades norteñas de Galicia, la costa cantábrica, Castilla y León, el Valle del Ebro, Cataluña, Illes Balears, Comunidad Valenciana y Murcia, así como Madrid y su área metropolitana (excepto las ciudades del sur). Esta estructura coincide en gran medida con otros análisis que se han realizado para las provincias españolas (FBBA, 2000; Garrido, 2002), en los que se han determinado también dos clubes espaciales en términos de renta per capita: las provincias más desarrolladas del norte-este-centro versus las provincias más pobres del sur-oeste. De este modo, la situación desde el punto de vista urbano es muy parecida a la situación provincial

poniéndose de manifiesto la persistencia de una realidad, España rica-España pobre que se mantiene desde hace muchos años.

#### **4. El modelo y las variables**

Uno de los objetivos de este trabajo consiste en explicar el crecimiento económico urbano de las ciudades españolas. Con este propósito, consideraremos la teoría neoclásica del crecimiento, la nueva teoría del crecimiento económico y el contexto espacial del crecimiento urbano en España.

La teoría neoclásica más ortodoxa establece que el crecimiento económico depende de dos variables fundamentales, **capital** y **trabajo** (Solow 1956), aunque últimamente esta misma teoría neoclásica establece que el crecimiento económico es también función de las **condiciones iniciales** cuando todas las economías consideradas son estructuralmente similares y se caracterizan por tener el mismo estado estacionario (Barro y Sala-i-Martin, 1990). Es decir, según la teoría neoclásica del desarrollo, el crecimiento económico se acelera cuando se produce una evolución en los factores trabajo y capital desde situaciones de menor productividad a otros sectores más productivos (por ejemplo, desde una agricultura de subsistencia hacia los sectores de la industria y los servicios). Por su parte, la nueva teoría del crecimiento económico pone también el acento en los efectos positivos que tienen las externalidades del **conocimiento** sobre la producción (Lucas 1988). Y finalmente, nosotros estamos también interesados en contrastar el papel que tiene el **contexto espacial** sobre el crecimiento urbano en España.

En el caso de las ciudades españolas más importantes, como sus condiciones iniciales (en 1985) no eran ni mucho menos similares, proponemos inicialmente un **modelo de convergencia condicional**, similar al expresado en (4), en el que el crecimiento del PIB per capita en el período  $(0, T)$  es función no sólo del PIB per capita en el momento  $0$  sino también de algunas variables de control  $(X)$  que aproximen las diferentes posiciones en el estado estacionario de las diferentes ciudades. A partir de este primer modelo, dados los resultados encontrados en el AEDE, se contrastará la presencia de efectos espaciales

(representados en la variable  $S_i$ ) en forma de autocorrelación espacial –externalidades espaciales- y/o heterogeneidad espacial –hipótesis de clubes espaciales de convergencia.

$$\begin{aligned} g_{i,T} &= f(g_{i,0}, X_i, S_i, \varepsilon_{i,T}) \\ \varepsilon_i &\square i.i.d.(0, \sigma_\varepsilon^2) \end{aligned} \tag{10}$$

$g_{i,T}$  representa el PIB per capita de la ciudad  $i$  en el año  $T$  y  $g_{i,0}$  es el PIB per capita de la ciudad  $i$  en un primer momento del tiempo. Con el fin de contrastar esta hipótesis, se han seleccionado cinco variables explicativas del crecimiento del PIB per capita de las 122 principales ciudades españolas durante el período 1985-2001: PIB per capita en 1985, capital, recursos humanos, cambio en la estructura del sistema productivo, tecnología y localización del cambio en el potencial económico.

- 1) **Condiciones iniciales:** tal como se muestra en el Anexo 1,  $G85$  es PIB per capita en 1985 (expresado en logaritmos), variable que ha sido estimada según el proceso presentado en el apartado anterior. Si consideramos el paradigma de la teoría neoclásica, lo más probable es que las ciudades menos desarrolladas en 1985 hayan seguido un proceso de captura de las mas ricas, de forma que los niveles de renta per capita, dentro del grupo de las principales ciudades españolas, hayan tendido a la convergencia en el período 1985-2001. En este caso, concluiríamos que existe un proceso de convergencia urbana en el largo plazo debido a los retornos decrecientes de capital. Efectivamente, en un entorno competitivo, el mercado de trabajo regional y la movilidad del capital, así como el comercio interregional, serán factores de dinamización de un proceso de convergencia en el precio de los factores, reforzando la relación negativa existente entre crecimiento y desigualdades de renta. Sin embargo, hay también otras escuelas de pensamiento que tienden más al principio básico propuesto por Myrdal (1957), según el cual el crecimiento económico es un proceso acumulativo espacial que dará lugar, con mayor probabilidad, a situaciones de desigualdad (divergencia) que de igualdad (convergencia). En un contexto de modelización como en (10), un valor estimado negativo para el coeficiente  $\beta$  pondría de manifiesto la existencia de convergencia en el crecimiento del PIB per capita dentro del grupo de las principales ciudades españolas, mientras que un valor positivo en este

coeficiente sería indicativo de divergencia urbana. Nosotros esperamos un signo negativo para el parámetro  $\beta$  dado un gran número de ciudades con tasas inferiores de crecimiento de PIB per capita en el período 1985-2001 son precisamente aquéllas con mayores niveles de PIB per capita en 1985. Como puede observarse en la Figura 1, las ciudades más ricas en 1985 están situadas en el norte, Cataluña y costa mediterránea.

- 2) **Capital:** se trata de una variable dicotómica ( $K$ ) que mide el crecimiento del stock de capital total (en términos per capita) en las provincias españolas durante el período 1985-1998 y que adopta el valor 1 en las ciudades situadas en aquellas provincias españolas que registraron un crecimiento del stock de capital superior a la media española y 0 en el resto. Esta variable de stock de capital, que está publicada en FBBVA (2002), es la suma del capital privado (residencial y productivo) y público (transporte, infraestructuras, equipamiento urbano)<sup>10</sup>. La economía española ha estado fuertemente capitalizada en los últimos 30 años y, en términos generales, el proceso de acumulación del capital ha sido más intenso que el propio crecimiento poblacional. Este proceso de acumulación ha tenido dos motores principales: el sector residencial (un 48% de la inversión privada está concentrada en la vivienda, hoteles y apartamentos) y la infraestructura del transporte público (el 38% del total de la inversión pública). Sabemos que el desarrollo derivado de esta inversión de capital ha sido desigual en las distintas comunidades autónomas y provincias. Nosotros esperamos un signo positivo en esta variable, dado que las ciudades situadas en provincias altamente capitalizadas deberían beneficiarse de esta tendencia general, y viceversa. En efecto, las mayores tasas de crecimiento del stock de capital se han registrado en Madrid, Castilla-La Mancha, Andalucía, algunas regiones del norte (Navarra, La Rioja), los Archipiélagos y, en general, los territorios de la costa mediterránea<sup>11</sup>.

---

<sup>10</sup> En el momento de la estimación, sólo estaba disponible la variable dicotómica del stock de capital y únicamente para el 1985-1998.

<sup>11</sup> Según el FBBVA (2003), en Aragón, Castilla-La Mancha, Castilla y León, Ceuta y Melilla, el protagonismo del capital público ha sido más importante que en otras comunidades autónomas. Y, por el contrario, Illes Balears donde ha registrado un crecimiento muy rápido es en el proceso de acumulación del capital privado. Los territorios del nordeste español –la zona de España más cercana a los principales mercados de la UE– son las que atraen más fácilmente el capital privado, mientras que los territorios periféricos situados en el centro-sur y oeste de la Península Ibérica son los que encuentran mayores

Además, se ha seleccionado otro indicador de capital,  $B$ , que consiste en la tasa de variación en el número de oficinas de bancos y cajas por habitante registrada en una ciudad durante el período 1985-2001, que esperamos está positivamente relacionada con el crecimiento del PIB per capita. Esta variable se ha obtenido de los Anuarios de Banesto (1986) y “la Caixa” (2003). En este caso, las mayores tasas se concentran en Madrid y área metropolitana, mientras que las más bajas se localizan en algunas ciudades del norte y este (Portugalete, Irun, Granollers, Torrent...).

- 3) **Recursos humanos:** se trata de un concepto bastante complejo que está compuesto por dos elementos: mercado de trabajo e iniciativa empresarial. Glaeser y Maré (2001) descubrieron que existe una relación directa entre capital humano y productividad en los trabajadores de una ciudad, dado que los salarios en las grandes ciudades son superiores a los pagados en las ciudades más pequeñas. Por este motivo, esperamos que el crecimiento del capital humano tengan una gran capacidad explicativa del crecimiento económico. Y en lo que se refiere a la iniciativa o espíritu empresarial, se trata del factor que hace posible la incorporación de innovaciones tecnológicas y productivas. Es decir, se trata de un factor estratégico para la transformación, adaptación y desarrollo de los niveles de competitividad de una ciudad: los viejos sectores y actividades deben poder ser sustituidos pues, en caso contrario, la ciudad perderá las posibilidades de desarrollar nuevas actividades con mayor potencial económico (Vázquez, 1993).

Como indicador de recursos humanos, hemos escogido la tasa de población con título universitario en 2001,  $D$ , que está relacionada positivamente con el crecimiento económico porque expresa el resultado final de un proceso de acumulación de recursos humanos en una ciudad. Esta variable procede del Censo de Población 2001 del INE. Las mejoras en educación no solo suponen acumulación de capital humano sino también un incremento en el cambio tecnológico del mercado de trabajo. Por eso, esta variable registra las más altas tasas en la mayoría de las ciudades centrales y del norte de España, así como en algunas localidades del sureste. Además, hemos considerado

---

dificultades de atracción. Es más, el menor endeudamiento de capital público pertenece a las provincias más pobladas (Madrid, Barcelona, Valencia/València, Sevilla, Alicante/Alacant y Málaga).

también la tasa de variación del paro registrado de las ciudades en el período 1991-2001,  $U$ , que procede del INEM y debería relacionarse negativamente con el crecimiento económico.

- 4) **Cambio en la estructura del sistema productivo:** se trata de una variable que, en el ámbito de las provincias españolas, ha jugado un papel principal a la hora de explicar la convergencia en el crecimiento económico y la productividad (Garrido, 2002). Por este motivo, hemos incluido la tasa de variación del número de ocupados en el sector secundario y terciario durante el período 1985-1999,  $E$ , como indicador de la pérdida de peso del sector primario en los últimos años o del dinamismo de los sectores industrial y servicios. Se trata de una variable que procede de Funcas (2001) y que esperamos esté relacionada positivamente con la tasa de variación del PIB per capita, ya que las ciudades situadas en provincias con una tendencia no agraria deberían haberse beneficiado de esta tendencia, y viceversa. Las mayores tasas de crecimiento de empleo no agrario se sitúan en Madrid, algunas ciudades del centro peninsular, Extremadura, el sureste mediterráneo y las Islas.

Además, el índice turístico<sup>12</sup> en 2001,  $T$ , podría ser un indicador que recogiera el papel fundamental y positivo que tiene este sector en el desarrollo económico de España. NO solo el llamado “turismo de sol y playa”, en el que están especializadas tantas ciudades de la costa mediterránea y las Islas (Benidorm, Marbella, Palma de Mallorca), sino también el turismo cultural (Granada, Santiago de Compostela...) así como el turismo de negocios, en el que las ciudades –como Madrid, Barcelona, Sevilla, Valencia, Bilbao y algunas otras- juegan un papel principal.

- 5) **Tecnología:** hemos medido esta variable a través del número de patentes per capita registradas en las ciudades,  $P$ , y del gasto en I+D por habitante provincial,  $R$ , ambas referidas al año 2000. El número de patentes procede de la Oficina de Patentes (Sáiz, 2003). Y la variable de gasto en I+D sólo se encuentra disponible para el nivel de NUT2 (comunidades autónomas), pero el INE cuenta con estimaciones propias para el

---

<sup>12</sup> Este índice, que está publicado en “la Caixa” (2003) se ha calculado a partir del impuesto de actividades económicas (IAE), que considera como elementos impositivos la categoría del establecimiento, el número de habitaciones y el tiempo de ocupación.



ámbito de las provincias españolas<sup>13</sup>. Audretsch (1998) destaca que la actividad económica basada en el conocimiento se genera y transmite más eficazmente a través de la proximidad local (en realidad, vía interacción boca-a-boca y a través de contactos frecuentes y repetidos) y tiene una alta propensión a agruparse dentro de un área geográfica: “los avances intelectuales suelen desplazarse más fácilmente por calles y avenidas que por océanos y continentes” (citando a Glaeser *et al.*, 1992), destacando que en lo concerniente a la producción de la innovación, medida a través del número de patentes, “los estados no son realmente las verdaderas unidades espaciales, sino que la unidad geográfica de referencia en estos casos es el ámbito de las ciudades” (citando a Krugman, 1991). En España, las ciudades con mayor concentración de patentes por habitante se encuentran en los centros productivos, como las capitales de provincia y áreas metropolitanas de Madrid, Barcelona y Sevilla. En lo que respecta al gasto en I+D, las mayores tasas se encuentran en las provincias de Álava, Barcelona, Burgos, Cáceres, Castellón/Castelló, Guipúzcoa, Lugo, Madrid, Pontevedra y Zaragoza.

- 6) **Localización del cambio en el potencial económico:** la importancia de la localización de las ciudades en lo que respecta a su crecimiento económico podría aproximarse utilizando un índice de accesibilidad, que es un indicador de potencial económico (*EP*) o de localización absoluta a los centros de gravedad de un país. El índice de accesibilidad que hemos construido se inspira en los propuestos por Clark *et al.* (1969) y Keeble *et al.* (1988), aunque se ha estimado de forma diferente. En lugar de escoger de forma arbitraria el exponente de la variable de distancias, nosotros hemos estimado empíricamente, para el caso específico español, los efectos de la distancia sobre el transporte de bienes y servicios por carretera. Hemos calculado este índice con datos que proceden de la “Encuesta Permanente de Transporte de Mercancías por Carretera 2000” (Ministerio de Fomento) sobre los flujos de intercambio de bienes y servicios existentes entre las comunidades autónomas. Una vez que se ha dividido el flujo de transporte por la producción en las provincias de origen y destino, hemos representado en un gráfico el flujo de transporte ponderado como una función de la distancia y, a

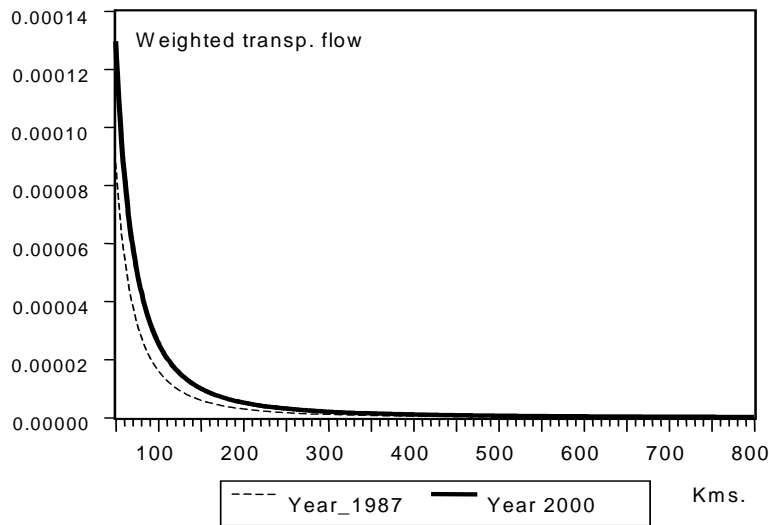
---

<sup>13</sup> Hemos obtenido esta variable gracias a la colaboración de nuestros colegas de la Universidad de Barcelona, Esteban Sanromá y Raúl Ramos (a quienes estamos gratamente agradecidos por habernos proporcionado estas estimaciones).

continuación, hemos ajustado esta función teniendo en cuenta distintas medidas de distancia dentro de una misma provincial (su radio, superficie y la tercera parte del radio: la mejor de todas es la primera)<sup>14</sup>. El mejor exponente (medido según el coeficiente de ajuste  $R^2$ ) fue 2,5 para el año 1987 y 2.2 para el año 2000 (Figura 4).

Estos resultados ponen de manifiesto, en primer lugar, que la distancia geográfica es cada vez menos una barrera para las transacciones económicas en España. En segundo lugar, podría también concluirse que para la misma distancia, es posible realizar ahora un mayor número de transacciones comerciales por unidad de distancia que hace quince años. Y, en tercer lugar, estos resultados también demuestran que la actividad comercial se está concentrando cada vez más en menores distancias, tal como pone de manifiesto la mayor pendiente de la función del año 2000 hasta el punto en el que la distancia es aproximadamente de 130 km. En otras palabras, las mejoras en el transporte por carretera y el descenso de los costes de las transacciones entre las regiones de la UE en las últimas décadas han podido propiciar un incremento en las disparidades entre las provincias españolas.

**Figura 5 Índice de accesibilidad**



<sup>14</sup> En lo que respecta a las distancias marinas, hemos adoptado la fórmula utilizada por Keeble et al. (1988), según la cual la distancia es igual a la distancia por carretera al puerto marítimo más cercano + 150+ distancia marina dividida por 1,5. Esta fórmula funciona bastante bien, excepto para Ceuta y Melilla.

“*EP*” es la variable de tasa de variación en el índice de accesibilidad durante el período 1987-2000 y mide la evolución que han seguido de las provincias hacia los centros de gravedad de la economía española. Los resultados de la estimación ponen de manifiesto que las provincias que han mejorado su accesibilidad económica son aquéllas que presentaban una peor situación en el período inicial (1987), es decir, algunas provincias andaluzas (Almería, Córdoba, Granada, Jaén, Sevilla), Murcia y todas las provincias de Castilla-La Mancha y Extremadura.

“*X*” es una variable dicotómica que recoge las provincias españolas más expansivas en términos de PIB real per capita durante el período 1985-2001. Se trata de una variable que considera el hecho de que el centro de gravedad de la economía española se ha trasladado desde los años 70 hacia la zona nordeste de España (Funcas, 2002). Esta variable dicotómica adopta el valor 1 para todas las provincias situadas en el lado este de una línea diagonal trazada desde Navarra hasta Cádiz, que cruza Madrid (incluyendo Canarias). Se supone que son provincias virtuosas al haber registrado mejores tasas de crecimiento económico real que el resto. No hay razones teóricas que avalen la inclusión de esta variable, pero la evidencia empírica demuestra que la actividad económica está concentrándose de forma creciente en la parte este del país.

## **5. Resultados empíricos**

El análisis empírico se ha llevado a cabo en la escala geográfica urbana definida como el grupo de ciudades españolas que son capitales de provincia o tienen más de 50.000 habitantes, según el Censo de Población de 2001 (en total, 122 ciudades u observaciones), tal y como se analizó en el AEDE.

El crecimiento económico urbano en España se ha explicado en función de estas 11 variables. Sin embargo, hay que tener en cuenta que, en términos del coeficiente de correlación de Pearson, la relación existente entre algunas variables explicativas es muy alta, lo que da lugar a problemas de multicolinealidad en el modelo y, por tanto, grandes varianzas en los coeficientes (la estimación de un primer modelo del crecimiento del PIB per capita en función de las 11 variables citadas dio lugar a un valor de 46 en el número de

multicolinealidad, muy por encima del límite aceptable de 20/30 propuesto por Anselin, 1995A). Para evitar esta situación, hemos testado previamente el comportamiento de las variables explicativas con objeto de seleccionar aquéllas con mayor poder explicativo y signo correcto en su relación con la tasa de variación del PIB per capita urbano, así como menores problemas de multicolinealidad.

**Tabla 1 Coeficientes de correlación de Pearson de las variables del modelo**

	G	G85	B	D	P	K	U	E	T	R	EP	X
G	1	-0,59	0,42	0,30	0,08	-0,02	0,46	0,11	0,11	0,06	0,11	0,09
G85	-0,59	1	-0,24	0,10	0,22	-0,25	-0,41	-0,04	0,18	0,19	-0,06	0,14
B	0,42	-0,24	1	-0,01	0,03	0,17	0,27	0,39	0,07	0,08	0,32	0,22
D	0,30	0,10	-0,01	1	0,13	-0,15	0,32	-0,06	0,14	0,08	0,07	-0,04
P	0,08	0,22	0,03	0,13	1	-0,18	-0,11	0,00	0,23	0,08	0,04	0,10
K	-0,02	-0,25	0,17	-0,15	-0,18	1	-0,11	0,56	0,10	-0,30	0,37	0,19
U	0,46	-0,41	0,27	0,32	-0,11	-0,11	1	-0,02	-0,05	0,02	0,09	-0,06
E	0,11	-0,04	0,39	-0,06	0,00	0,56	-0,02	1	0,08	-0,25	0,63	0,43
T	0,11	0,18	0,07	0,14	0,23	0,10	-0,05	0,08	1	0,03	-0,02	0,08
R	0,06	0,19	0,08	0,08	0,08	-0,30	0,02	-0,25	0,03	1	-0,17	0,38
EP	0,11	-0,06	0,32	0,07	0,04	0,37	0,09	0,63	-0,02	-0,17	1	0,27
X	0,09	0,14	0,22	-0,04	0,10	0,19	-0,06	0,43	0,08	0,38	0,27	1

Por tanto, como ya se indicó anteriormente, optamos por un modelo de beta-convergencia condicional que relaciona el crecimiento del PIB per capita urbano en el período 1985-2001, con la variable PIB per capita en el momento inicial (1985) y las siguientes variables de control: tasa de variación de bancos y cajas de ahorros por habitante (1985-2001), porcentaje de población con título universitario (2001) y número de patentes per capita (2000):

$$G_{i,T} = \alpha + \beta G85_{i,0} + \phi_1 B_i + \phi_2 D_i + \phi_3 P_i + \varepsilon_{i,T}$$

$$\varepsilon_i \sim i.i.d.(0, \sigma_\varepsilon^2) \tag{11}$$

siendo  $G_{i,T} = G01_{i,T} / G85_{i,0}$  la tasa media de variación del PIB per capita en la ciudad  $i$  entre el momento 0 y T (1985 y 2001, respectivamente);  $G85_{i,0}$  representa el vector del logaritmo del PIB per capita en la ciudad  $i$  en 1985;  $B$  es la tasa de variación de bancos y cajas de ahorros por habitante;  $D$  es el porcentaje de la población con título universitario;  $P$  es la tasa de patentes per capita;  $\alpha, \beta, \phi_1, \phi_2, \phi_3$  son parámetros a estimar y  $\varepsilon_i$  es el término de la perturbación aleatoria, que goza de las propiedades habituales.

En el caso de los modelos de beta-convergencia condicional, se dice que existe convergencia si el estimador del parámetro  $\beta$  es negativo y estadísticamente significativo, una vez que  $X$  se mantiene constante. Estos modelos estiman dos efectos en el crecimiento de económico en transición hacia el estado estacionario. El primero de ellos consiste en el efecto negativo producido por el PIB per capita inicial sobre el crecimiento que viene dado por el valor estimado de  $\beta$ , que es el que recoge el fenómeno de convergencia. El segundo, se corresponde con el resto de efectos producidos por el crecimiento de transición del resto de variables explicativas presentes en  $X_i$ , es decir, de las variables que contribuyen a debilitar el crecimiento económico, constriñendo el proceso de convergencia.

Hemos estimado este modelo (11) por **MCO** y hemos aplicado diversos tests de dependencia espacial utilizando la matriz de pesos espaciales previamente definida en (8). Como puede apreciarse en el Anexo 2, todos los coeficientes son bastante significativos, especialmente  $\beta = -0.0398$ , cuyo signo negativo pone de manifiesto la existencia de algún tipo de tendencia a la convergencia dentro del grupo de las principales ciudades españolas. El valor estimado de  $\beta$  permite caracterizar el proceso de convergencia a través de dos conceptos adicionales: por un lado, la velocidad de convergencia, que puede definirse como  $b = -\ln(1 + T\beta)/T$  y, por otro, la vida media o tiempo necesario para que las diferentes economías alcancen su estado estacionario, que se define como  $\tau = -\ln(2)/\ln(1 + \beta)$ . En esta estimación, la velocidad de convergencia asociada es del 6,3%, significativamente mayor que el valor del 2% habitualmente alcanzado en la literatura sobre convergencia, lo que pone de manifiesto un proceso más rápido (la vida media es de 17 años). Estos resultados indican que el proceso de convergencia es aún más intenso en el contexto urbano que en el regional, probablemente debido al hecho de que hay más similitudes en las condiciones económicas de las grandes ciudades entre sí que en la situación de desarrollo existente entre las regiones<sup>15</sup>.

---

<sup>15</sup> Por el momento, no es posible comparar nuestros resultados con otras experiencias realizadas en Europa o los EEUU. Y respecto a los resultados presentados por Mayor y López (2003), no resultan comparables con los nuestros porque no se refieren a un colectivo de grandes ciudades, sino un grupo de municipios –urbanos y rurales– existentes en una región española mucho más heterogénea.

En lo que respecta al resto de variables (crecimiento del stock de capital, capital humano y tasa de patentes), resultan muy significativas y correlacionadas positivamente con la tasa de crecimiento del PIB per capita. Si se estandarizan los coeficientes estimados, es posible conocer el grado de influencia relativa de cada variable explicativa respecto de la endógena, estando a la cabeza, en este aspecto, el PIB per capita en 1985 (-0,59), seguida por el capital humano (0,34), crecimiento del stock de capital (0,28) y, por último, las patentes (0,15).

En este modelo, el número de multicolinealidad toma el valor de 26, lo que puede ser considerado como aceptable. Por su parte, el estadístico Jarque-Bera de no normalidad de la perturbación aleatoria obtiene un valor relativamente elevado, lo que supone que la hipótesis nula de no normalidad podría ser rechazada con un nivel de confianza bastante aceptable ( $p=0.08$ ). En consecuencia, tendremos que aceptar con precaución los resultados de los tests de mala especificación que dependan de la hipótesis de normalidad de los errores, como es el caso de los diversos contrastes del multiplicador de Lagrange (ML). Éste es el caso de los contrastes ML de **autocorrelación espacial** en los residuos: el test ML de dependencia del error espacial y el test ML de dependencia del retardo espacial, que resultan altamente significativos en este modelo. Aunque únicamente el “test robusto ML del error espacial”, que es robusto a la presencia de dependencia del retardo espacial en el modelo, resulta significativo ( $p=0,0008$ )<sup>16</sup>. Según este resultado, existen evidencias de la presencia de dependencia espacial en los residuos MCO (confirmada también por el test de Kelejian-Robinson, que no está afectado por la no normalidad de los residuos), lo que supondría una nueva especificación del modelo (11) en la forma de un modelo del error espacial.

Sin embargo, es también necesario contrastar la presencia de **heteroscedasticidad** en los errores MCO, para conocer hasta qué punto la alta significación de los contrastes de autocorrelación espacial podría estar afectada por una potencial heteroscedasticidad, o

---

<sup>16</sup> Se han utilizado varias matrices de pesos espaciales –todas ellas estandarizadas por filas– que reflejan diferentes nociones a priori acerca de la naturaleza de la estructura de dependencia espacial: algunas matrices de  $k$  vecinos más cercanos para 4, 5, 6, 7 vecinos (Anselin, 1988), la matriz de distancias inversas al cuadrado y las llamadas matrices de radios de distancias para 100, 130, 150 y 220 km. entre ciudades. En este estudio únicamente nos referiremos a los resultados obtenidos con la matriz de radio de distancia de 130 km. entre ciudades.

viceversa. En este modelo, los contrastes de heteroscedasticidad Breush-Pagan y White son bastante significativos ( $p=0,0378$  and  $p=0,08$ ), lo que, en el primer caso, nos llevaría a sospechar de algunas variables explicativas como causantes de este efecto en el modelo (dado que el contraste se realiza contra todas ellas) y, en el segundo caso, podría deberse a alguna forma indeterminada de heteroscedasticidad, posiblemente debido a la existencia de dos regímenes espaciales en la distribución del PIB per capita, tal como se puso de manifiesto en el AEDE (Figura 4)<sup>17</sup>.

Por tanto, los errores MCO no son aleatorios y las fuentes de esta no aleatoriedad pueden ser o bien la existencia de algunas variables omitidas, que pueden estar especialmente autocorrelacionadas (autocorrelación espacial), o bien la existencia de heteroscedasticidad (heterogeneidad espacial) causada por una o más variables explicativas heteroscedásticas o por la existencia de dos regímenes espaciales, tal y como sugieren tanto el AEDE como el test de White. Debe indicarse que las relaciones existentes entre los efectos de autocorrelación y heterogeneidad espacial son muy grandes por lo que ambos fenómenos pueden ser, de algún modo, equivalentes (Anselin, 1995A).

Por este motivo, en este punto podrían seguirse dos estrategias. En primer lugar, podríamos optar por estimar dos modelos alternativos, el modelo del retardo espacial (2) y el modelo del error espacial (3) con el fin de probar el buen funcionamiento de los tests ML en ausencia de normalidad en el comportamiento de los residuos MCO; es decir, se trataría de probar si el modelo del error espacial es realmente mejor especificación que el modelo del retardo espacial. Una vez decidido el mejor modelo, se trataría de corregir el efecto remanente (en caso de existir) de heterogeneidad espacial en los residuos. Una segunda estrategia consistiría en controlar, en primer lugar, el efecto de heterogeneidad espacial mediante un modelo de regímenes espaciales, para posteriormente corregir el modelo resultante de la presencia de autocorrelación espacial en los residuos, en caso de existir. Hemos comprobado que ambos procedimientos conducen a la misma conclusión acerca de los efectos espaciales existentes en los residuos MCO el modelo inicial (11): que se trata de

---

<sup>17</sup> Hemos re-estimado el modelo (11) especificando de forma explícita la variable heteroscedástica (una variable dicotómica) que representa los dos regímenes espaciales. Una vez realizada la estimación del nuevo modelo, el contraste de heteroscedasticidad Koenker-Basset claramente acepta la hipótesis nula ( $p=0.67$ ), lo que confirma la existencia de estos dos regímenes espaciales como causa principal de la heteroscedasticidad en el modelo original.

una combinación de los dos efectos de autocorrelación espacial y heterogeneidad espacial. Los resultados principales de las estimaciones del modelo del error espacial y del modelo del retardo espacial (primera estrategia) se exponen en el Anexo 2. Como puede observarse, en el caso del modelo del error espacial, el test de Wald sobre la hipótesis del factor común rechaza claramente la hipótesis nula, lo que pone de manifiesto la inconsistencia clara de esta especificación (que el modelo del error espacial no es el más apropiado) y, por tanto, la necesidad de considerar de forma explícita algún tipo de dependencia espacial sustantiva (por ejemplo, el modelo del retardo espacial<sup>18</sup>). De aquí en adelante, nosotros vamos a seguir la segunda estrategia y comentaremos los resultados en detalle.

Por tanto, en primer lugar se contrastará la existencia de inestabilidad estructural, en el modelo (11), en forma de dos regímenes espaciales, con el objetivo de capturar la estructura de polarización previamente contrastada en la distribución de la variable del PIB per capita de 1985 en el grupo de las 122 ciudades principales de España: ciudades de alto/bajo crecimiento económico. En este sentido, la heterogeneidad espacial puede ser controlada permitiendo en el modelo (11) una variación paramétrica especificando un **modelo de regímenes espaciales**, con dos regímenes espaciales correspondientes a los grupos de alto/bajo nivel de PIB per capita, tal y como fueron definidos en la Figure 4 (y que, a su vez, estaban basados en el cuadrante I de autocorrelación espacial positiva del diagrama de dispersión de Moran correspondiente a la variable PIB per capita de 1985). Se trata, en concreto, de 76 ciudades en el grupo de alto nivel de PIB per capita (situadas en las provincias del norte-este-centro de España) y 46 ciudades incluidas en el grupo de bajo nivel de PIB per capita (situadas en las provincias del sur).

$$\begin{aligned} G_{i,T} &= \alpha^H + \beta^H G85_{i,0} + \phi_1^H B_i + \phi_2^H D_i + \phi_3^H P_i + \\ &\quad + \alpha^L + \beta^L G85_{i,0} + \phi_1^L B_i + \phi_2^L D_i + \phi_3^L P_i + \varepsilon_{i,T} \\ \varepsilon_i &\square i.i.d.(0, \sigma_\varepsilon^2) \end{aligned} \tag{12}$$

---

<sup>18</sup> Hemos estimado un modelo Durbin espacial sin restricciones (Anselin 1995A), tal como sugiere el test de Wald del factor común, pero los retardos espaciales correspondientes a las variables explicativas, no fueron significativos.



siendo  $H$ ,  $L$  los regímenes de alta/baja renta per capita, respectivamente. La inestabilidad paramétrica entre regímenes (heterogeneidad espacial) puede interpretarse como la existencia en España de dos clubes de convergencia urbana.

El modelo (12) se ha estimado por MCO y se ha calculado el **test de Chow espacial** propuesto por Anselin (1990). Se trata de un test sobre la hipótesis nula de homogeneidad de los coeficientes en todos los regímenes espaciales considerados, que está basado en el test asintótico de Wald, distribuido como una  $\chi^2$  con  $[(m-1).k]$  grados de libertad (siendo  $m$  el número de regímenes). Como puede apreciarse en el Anexo 2, la hipótesis nula de igualdad conjunta de los parámetros en ambos regímenes es claramente rechazada por este test de Chow-Wald: su valor (2,44) es suficientemente alto para una distribución con 5 grados de libertad. Los mismos resultados se obtienen con este test aplicado los coeficientes individuales de las variables  $G85$  y  $B$ . En lo que respecta a  $G85$ , este modelo también estima coeficientes negativos en cada régimen, poniendo de manifiesto la existencia de dos velocidades de convergencia en el grupo de principales ciudades españolas, dependiendo del régimen espacial en el que se encuentren: las ciudades que están situadas en el área de alta renta per capita, se acercan más rápidamente (12,1%) hacia su correspondiente estado estacionario que las ciudades que se encuentran en la zona de baja renta per capita (5,5%). Este resultado resulta interesante pero, a la vez, preocupante: aunque ambos grupos de ciudades están experimentando un proceso de convergencia, dentro de la subárea espacial en la que se encuentran, el grupo de las ciudades más ricas converge a mayor velocidad que el grupo de las más pobres, de forma que las primeras llegarán antes a su correspondiente estado estacionario que las segundas.

En términos de ajuste, este modelo (12) es mucho mejor que el modelo inicial (CIA=-870.855)<sup>19</sup>, aunque las evidencias en contra de la distribución normal de los residuos MCO es algo mayor que antes (Jarque-Bera=7,83), por lo que habrá que seguir interpretando con precaución los contrastes ML tanto de heteroscedasticidad como de

---

<sup>19</sup> El Criterio de Información de Akaike (CIA) es un estadístico basado en la estimación MV que, al igual que el logaritmo de verosimilitud (LIK), es adecuado para comparar modelos estimados por diferentes métodos (por ejemplo, MCO y MV). Pero el CIA corrige los resultados del LIK de posibles sesgos de sobreajuste, como suele suceder al comparar modelos con un número distinto de regresores (Anselin, 1992). Como es bien conocido, el mejor modelo será aquél con menor valor en el estadístico CIA.

autocorrelación espacial (por estar basados en la hipótesis de normalidad de los residuos. En este modelo, el test de Breush-Pagan acepta claramente la hipótesis nula de homoscedasticidad ( $p=0,5337$ ) debido, casi con seguridad, a la consideración explícita de los dos regímenes espaciales en el modelo. Aunque deberíamos ser precavidos en la consideración tanto de este contraste de heteroscedasticidad como de los contrastes de autocorrelación espacial, dado que se trata de tests basados en el ML y, por tanto, sensibles a la no normalidad de los errores. En el caso de los contrastes ML de autocorrelación espacial del error y del retardo espacial, ambos son muy significativos y, como en el caso anterior, son los contrastes robustos los que deben decidir la mejor especificación alternativa. En esta ocasión, como en la anterior, el test robusto LM del error espacial es el único significativo, lo que sería indicativo de una re-especificación del modelo (12) como un modelo de regímenes espaciales del error espacial. Por su parte, el test de Kelejian-Robinson, no afectado por la no normalidad de los errores, también pone de manifiesto la existencia de autocorrelación espacial en los residuos MCO (aunque no es capaz de determinar la re-especificación más adecuada: modelo del retardo espacial versus modelo del error espacial).

Por tanto, el modelo de regímenes espaciales (modelo 12), aunque controla la presencia de heterogeneidad espacial, no puede absorber totalmente el efecto de dependencia espacial en los residuos, tal como han puesto claramente de manifiesto los contrastes ML y el test de Kelejian-Robinson. Es más, antes de seguir adelante, deseáramos también contrastar la potencial endogeneidad de algunas variables explicativas que podrían estar relacionadas, de forma simultánea, con la tasa de variación del PIB per capita en un proceso interactivo. De hecho, tal como indican Anselin y Kelejian (1997), existen evidencias de que la existencia de endogeneidad ignorada en el modelo afecta al poder de los contrastes de autocorrelación espacial basados en los estimadores MCO: tanto al Moran's I como a los contrastes LM. Por eso, queremos contrastar antes la posible existencia de endogeneidad en este modelo.

Si fuera éste el caso, las variables explicativas de carácter endógeno estarían correlacionadas con los términos de la perturbación aleatoria, invalidando la bondad de los estimadores MCO (así como la inferencia asociada a los mismos): en concreto, ya no serían

consistentes, tal como sucede en los sistemas de ecuaciones simultáneas. Una forma de contrastar este fenómeno sería mediante el contraste de **Durbin-Wu-Hausman** (DWH) sobre la consistencia de los estimadores MCO cuando existe endogeneidad en el modelo; aunque hay autores que prefieren denominarlo “test de exogeneidad” (Anselin, 1999). De hecho, se trata de un test F con  $(k^*, n - k - k^*)$  grados de libertad sobre la hipótesis de exogeneidad de un subconjunto  $k^*$  del total de  $k$  variables explicativas, siendo  $n$  el número de observaciones (para un análisis más técnico, ver Davidson y McKinnon, 1993).

Con el fin de contrastar la endogeneidad potencial en las variables explicativas del modelo (12), dado que los estimadores OLS ya no serían consistentes, debemos realizar una estimación del modelo por un método de variables instrumentales (VI), como el método de **mínimos cuadrados en dos etapas** (MC2E). El principio de la estimación de variables instrumentales se basa en la existencia de un conjunto de instrumentos que manteniendo fuerte correlación con las variables explicativas endógenas, estén asintóticamente incorrelacionados con los términos de la perturbación aleatoria. Una vez identificados los instrumentos, se utilizarán para construir una variable “proxy” de cada una de las variables explicativas endógenas que ya no tendrá ese carácter de endogeneidad en el modelo original. Por ejemplo, supongamos que en nuestro modelo hay una variable explicativa que es también endógena. Será necesario identificar un grupo de variables instrumentales que estén muy correlacionadas con esta variable explicativa endógena pero que, a su vez, no tengan correlación con los residuos MCO del modelo original. A continuación, en una regresión auxiliar, estas variables instrumentales intervendrán como variables exógenas de la variable explicativa endógena del modelo original, de forma que se obtenga como resultado un valor estimado de la misma. Este valor estimado, “proxy” de la variable original, que ya no tendrá el carácter endógeno de la misma, será la variable explicativa que intervendrá en la regresión inicial. En el ámbito habitual de los modelos de ecuaciones simultáneas, los instrumentos de las variables endógenas de cada ecuación suelen ser las variables explicativas “excluidas” de dicha ecuaciones (y presentes en el resto de ecuaciones del sistema).

En nuestro caso, hemos analizado las posibles relaciones de interacción existentes entre la variable dependiente (tasa de variación del PIB per capita en el periodo 1985-2001)

y tres variables explicativas (la variable del PIB per capita inicial ha sido excluida por no tener sentido económico una relación simultánea con la variable de la tasa de variación del PIB per capita): tasa de variación del número de bancos y cajas de ahorros ( $B$ ), porcentaje de la población con título universitario ( $D$ ) y patentes por habitante ( $P$ ). Y los instrumentos serán las variables explicativas que fueron excluidas inicialmente por sus problemas de multicolinealidad ( $K, U, E, T, R, EP, X$ ), tal y como también recomienda Anselin (1995A).

Hemos estimado este modelo (12) considerando la existencia de endogeneidad potencial en las variables  $B, D$  y  $P$ , pero el test DWH<sup>20</sup> únicamente permite rechazar la hipótesis nula de exogeneidad en el caso de la variable de patentes por habitante,  $P$  ( $p=0,0379$ )<sup>21</sup>. Por consiguiente, en nuestro ejercicio empírico, debemos tratar las variables  $G85, B$  y  $D$  como exógenas, del modo siguiente:

$$\begin{aligned}
 G_{i,T} &= \alpha^H + \beta^H G85_{i,0} + \phi_1^H B_i + \phi_2^H D_i + \phi_3^H P_i + \\
 &\quad + \alpha^L + \beta^L G85_{i,0} + \phi_1^L B_i + \phi_2^L D_i + \phi_3^L P_i + \varepsilon_{i,T} \\
 \varepsilon_i &\square i.i.d.(0, \sigma_\varepsilon^2) \\
 IV(P) &= (K, U, E, T, R, EP, X)
 \end{aligned}
 \tag{13}$$

Como puede advertirse en el Anexo 2, en el caso de estimación del modelo (12) por el método de MC2E, considerando como variable endógena la tasa de patentes, los estimadores son consistentes pero no necesariamente más eficientes (con menor varianza), como es el caso, además de un peor ajuste en términos de la SCR (suma de los cuadrados de los residuos). Los estimadores de los parámetros  $\beta$  han sufrido también algunos cambios especialmente en la sub-zona  $H$ , ya que la velocidad de convergencia aumenta hasta el 19,8%, aunque permanece más o menos igual en la sub-zona  $L$  (5,3%). El test de Chow-

<sup>20</sup> Como se explica en Anselin (1999, pp. 79-80), el test DWH puede ser utilizado (es decir, dar lugar a conclusiones válidas) en el caso de que los residuos MCO tengan problemas de autocorrelación espacial.

<sup>21</sup> Al estimar el modelo (12) para los casos de endogeneidad potencial de las variables explicativas  $B$  y  $D$ , no es posible rechazar la hipótesis nula de exogeneidad con el test DWH. En el caso de la tasa de variación de bancos y cajas per capita ( $B$ ) y porcentaje de población con título universitario ( $D$ ), el nivel de significación asociado del test F es alta ( $p\text{-value}=0,4514$  y  $p\text{-value}=0,3548$ , respectivamente). Adviértase que la variable de bancos y cajas por habitante fue utilizada, entre otras, en el proceso de extrapolación espacial del PIB per capita municipal a partir del PIB per capita provincial, por lo que era de esperar algún tipo de simultaneidad (endogeneidad) entre las variables  $B$  y la tasa de variación del PIB per capita, cosa que no ha sido confirmada para nada por el contraste DWH.

Wald detecta más inestabilidad entre los regímenes espaciales en el coeficiente de la variable  $G85$  y el coeficiente estimado para las patentes en el sub-espacio  $L$  ya no es significativo. Además, disponemos de información acerca de la existencia de dependencia espacial residual en los errores gracias al test LM del error espacial ( $p=0,0173$ ).

Por tanto, los errores MC2E no se distribuyen de forma aleatoria en el modelo (13), confirmando los resultados obtenidos por los contrastes de autocorrelación espacial LM y Kelejian-Robinson en los modelos anteriores. Las causas de esta ausencia de aleatoriedad en los residuos podría encontrarse, como se pone de manifiesto en al test robusto ML del error espacial en el modelo (12), en la omisión de variables explicativas inobservables que pudieran estar espacialmente autocorrelacionadas (afectando así al término de error), lo que conduciría a un modelo de regímenes espaciales del error espacial, o también a la omisión, como variable explicativa, de la variable endógena espacialmente retardada, lo que aconsejaría la especificación de un modelo de regímenes espaciales del retardo espacial. En este punto, con el fin de escoger la mejor especificación, optamos por estimar tanto el modelo de regímenes espaciales del error espacial como el modelo de regímenes espaciales del retardo espacial.

En primer lugar, la corrección del efecto de autocorrelación espacial existente en el modelo (13) supondría una re-especificación del mismo en forma del llamado **modelo de regímenes espaciales del error espacial**:

$$\begin{aligned}
 G_{i,T} &= \alpha^H + \beta^H G85_{i,0} + \phi_1^H B_i + \phi_2^H D_i + \phi_3^H P_i + \\
 &\quad + \alpha^L + \beta^L G85_{i,0} + \phi_1^L B_i + \phi_2^L D_i + \phi_3^L P_i + [I - \lambda W]^{-1} u_{i,T} \\
 u_i &\square i.i.d.(0, \sigma_u^2) \\
 IV(P) &= (K, U, E, T, R, EP, X)
 \end{aligned}
 \tag{14}$$

siendo  $\lambda$  el coeficiente escalar del error espacial. Este expresión expresa que, cuando se produce un “shock” aleatorio en una ciudad determinada, este fenómeno no sólo afectará a la tasa de variación del PIB per capita en dicha ciudad, sino que también impactará, a través del multiplicador espacial  $[I - \lambda W]^{-1}$ , al crecimiento económico del resto de ciudades del espacio total considerado (España), incluso si dicha ciudad tuviera definido (a través de la

matriz  $W$ ) un número limitado de ciudades vecinas. El modelo (14) ha sido estimado por el método de MC2E, considerando como endógena la variable explicativa  $P$ , utilizando los mismos instrumentos que en el caso anterior. El coeficiente espacial autorregresivo  $\lambda$  es considerado aquí como un “parámetro de ruido” y, por ese motivo, no se ha realizado ningún proceso inferencial para el mismo ni se han calculado los errores estándar (ni los tests basados en la  $t$  de Student, etc.). En general, los resultados obtenidos con este modelo no mejoran el anterior en términos de bondad del ajuste ( $SCR=0,0056$ ) y la variable de las patentes no es, para nada, significativa. Tampoco es significativo el test de Chow-Wald ( $p=0,28$ ). Además, en este caso, no podemos calcular tests válidos de autocorrelación espacial en los residuos.

En segundo lugar, dado que el modelo (14) no parece mejorar significativamente los resultados del modelo (13), hemos realizado una re-especificación del mismo en forma de un modelo de regímenes espaciales del retardo espacial, en el que la heterogeneidad espacial está explícitamente reconocida, así como el efecto de autocorrelación espacial en forma de una variable dependiente espacialmente retardada ( $WG$ ) como explicativa del modelo, de la forma siguiente:

$$\begin{aligned}
 G_{i,T} = & \rho WG_{i,T} + \alpha^H + \beta^H G85_{i,0} + \phi_1^H B_i + \phi_2^H D_i + \phi_3^H P_i + \\
 & + \alpha^L + \beta^L G85_{i,0} + \phi_1^L B_i + \phi_2^L D_i + \phi_3^L P_i + \varepsilon_{i,T} \\
 \varepsilon_i \square & i.i.d.(0, \sigma_\varepsilon^2) \\
 IV(P) = & (WG85, WB, WD, K, U, E, T, R, EP, X)
 \end{aligned}
 \tag{15}$$

siendo  $\rho$  el coeficiente escalar autorregresivo;  $WG85$  es el logaritmo de la variable PIB per capita espacialmente retardada;  $WB$  es la variable tasa de variación de bancos y cajas de ahorros espacialmente retardada;  $WD$  es la variable porcentaje de población con título universitario espacialmente retardada.

La presencia del retardo espacial de la variable endógena en la parte derecha del modelo es similar a la inclusión de regresores estocásticos en los sistemas de ecuaciones simultáneas. Por eso, en este modelo hay dos fuentes de endogeneidad o simultaneidad, una de tipo espacial ( $WG$ ) y otra de tipo interactivo o “feedback” ( $P$ ), lo que tiene sus

consecuencias sobre la elección de los instrumentos adecuados para la estimación por MC2E. Para el caso de los modelos del retardo espacial, Kelejian y Robinson (1992) aconsejan el uso del grupo de variables exógenas espacialmente retardadas, como buenas variables instrumentales de la variable endógena espacialmente retardada. Por este motivo, se han incorporado al grupo de instrumentos ya utilizado en modelos anteriores estas variables exógenas espacialmente retardadas.

Este modelo es mejor en términos de bondad del ajuste ( $SCR=0,050$ ) y, además, desaparece el problema de dependencia espacial residual, tal como pone de manifiesto el test del retardo espacial ( $p=0,99$ ). Además, el test de Chow espacial rechaza la hipótesis nula de homogeneidad de los coeficientes en los dos regímenes espaciales considerados, lo que justifica su inclusión en el modelo. En el caso de coeficiente  $\beta$ , vemos que existen diferencias significativas de valor en los dos regímenes espaciales, de forma que la velocidad de convergencia en las ciudades localizadas en el subespacio de alta renta es más del doble (11,9%) que la velocidad de convergencia del grupo de ciudades del subespacio de baja renta (4,5%), en el período analizado. La vida media propia del grupo de ciudades de baja renta, es decir, el tiempo necesario para que este grupo urbano alcance la mitad de la variación que las separa de su correspondiente estado estacionario, es de 21 años aproximadamente, mientras que en el otro grupo la vida media desciende a 13 años.

Desde una perspectiva económica, esta nueva formulación del modelo tiene también una interesante interpretación: la tasa de crecimiento económico de una ciudad ( $G$ ) está influenciada positivamente por la tasa media de crecimiento económico operada en las ciudades vecinas a dicha ciudad ( $WG$ ), tras condicionarlo a los niveles iniciales de PIB per capita ( $G85$ ), el crecimiento del stock de capital ( $B$ ), el capital humano ( $D$ ) y la inversión tecnológica ( $P$ ). Se trata de un efecto de externalidad espacial (“spillover”) que, junto con la existencia de los dos regímenes espaciales, pone de manifiesto que las estructuras de asociación espacial no son, en absoluto, neutrales a la hora de explicar el crecimiento económico de las principales ciudades españolas. Es decir, cuanto más rodeada esté una ciudad de ciudades dinámicas con altas tasas de crecimiento económico, mayor será su propio dinamismo económico. En otras palabras, el entorno geográfico tiene una influencia insoslayable en el proceso de crecimiento económico urbano en España.

En términos generales, los coeficientes estandarizados demuestran que las variables PIB per capita en el momento inicial y nivel tecnológico (patentes) son las más decisivas sobre el crecimiento económico urbano en España. Además, resulta también interesante destacar el comportamiento diferente de las variables explicativas (variables de control) en ambos regímenes espaciales. Así, en la zona de alto PIB per capita (ciudades del norte-este-centro), las variables más influyentes sobre el crecimiento económico son, por este orden, el PIB per capita en el momento inicial (-0,79), nivel tecnológico (0,35), crecimiento del stock de capital (0,28), capital humano (0,25) y tasa media de crecimiento del PIB per capita en las ciudades vecinas (0,15). Y, en lo que respecta a la zona de bajo PIB per capita (suroeste), las variables de mayor impacto sobre el crecimiento económico urbano son, por este orden, el PIB per capita en el momento inicial (-0,48), nivel tecnológico (0,32), capital humano (0,29), crecimiento del stock de capital (0,25) y tasa de variación del PIB per capita en las ciudades vecinas (0,15). Como puede apreciarse, el nivel inicial de PIB per capita es la variable de mayor peso sobre el crecimiento económico urbano en ambos regímenes, aunque su influencia no es tan decisiva en la zona de ciudades de baja renta.

## **6. Interpretación económica de los resultados**

El análisis del crecimiento de la renta per cápita de las ciudades españolas permite destacar cuatro importantes características. En primer lugar, el nivel de la renta per cápita en el año inicial determina la evolución del PIB per capita de las ciudades a lo largo del período analizado; aunque hay también otros factores, tales como el crecimiento del stock de capital, la dotación de tecnología y el capital humano, también muy importantes. En segundo lugar, las economías urbanas en España presentan una gran polarización territorial, que se manifiesta en dos regímenes espaciales diferentes en términos de distribución del PIB por habitante: menores rentas per capita en las ciudades del Sur y el Oeste de España, y mayores rentas por habitante en las ciudades localizadas en el Noreste, así como en Madrid y las ciudades de su área de influencia. En tercer lugar, se ha podido apreciar un efecto de difusión (“spillover”) en el crecimiento de los ingresos, de manera que se genera un movimiento de extensión de cada ciudad hacia las áreas más próximas. En cuarto lugar,



se ha podido detectar un cierto proceso de convergencia en el conjunto de las ciudades españolas consideradas.

En efecto, dicho en términos generales, es claro que el crecimiento del PIB per capita de las ciudades españolas depende de manera determinante del nivel de ingresos por habitante en el momento inicial. De hecho, el crecimiento de la renta ha sido especialmente intenso en ciudades localizadas en las provincias con los niveles de ingresos más bajos en 1985, donde los sectores no-agrarios (especialmente, la industria y los servicios públicos y privados) han registrado un crecimiento más alto y han experimentado un proceso de capitalización más intenso (por ejemplo, Almería, Badajoz, Cáceres, Cádiz y Sevilla entre otras). Como se puede observar en el Cuadro 2, es también evidente que las ciudades más dinámicas –las que podemos llamar “ganadores”- en términos de PIB per capita, están concentradas cada vez más en algunas provincias mediterráneas (Cataluña y Castellón) y en el área central de España, dirigida por Madrid. No obstante, en el Arco Mediterráneo, hay diferencias en términos de crecimiento del PIB per capita que se deben destacar. De hecho, la mayoría de las ciudades mediterráneas del sudeste localizadas en la Comunidad de Valencia y Murcia, que han sido receptoras de una importante llegada de población en los últimos decenios, han crecido en términos per cápita a un inferior ritmo comparado con algunas ciudades catalanas y especialmente andaluzas que presentaban bajos niveles de ingresos en 1985. Ni que decir tiene que la Cornisa Cantábrica (Asturias, Cantabria, el País Vasco) y parte de las provincias noroccidentales (León, Zamora) – las llamadas “perdedoras”- observan un notorio declive económico debido a la falta de ciudades prósperas capaces de regenerar sus zonas de influencia.

El crecimiento del stock de capital, que se ha aproximado por la variable número de sucursales bancarias per cápita, se ha mostrado asimismo como un factor explicativo determinante del crecimiento de los ingresos urbanos por habitante durante este período. En realidad, el “boom” actual del mercado de la vivienda, que es sin duda una parte relevante del proceso de acumulación de capital, se ve reflejado claramente en ciudades con el PIB per capita más elevado. Este es el caso de las principales ciudades españolas, con fuertes procesos de capitalización, que constituyen núcleos con un elevado potencial económico y poseen una mayor accesibilidad a los mayores mercados de productos y factores. Estas ciudades, localizadas en el entorno de Madrid y en el área Mediterránea (y en general en la

vertiente oriental de la península), observan una fuerte demanda de viviendas principales y segundas residencias en el litoral costero, y una alta presión de precios en los mercados del suelo y la vivienda. De hecho, este último punto es uno de los factores principales que provoca la expulsión de la población- especialmente de la más joven- desde el centro de las ciudades hacia la periferia de las mismas. En consecuencia, el proceso de urbanización de las principales áreas del desarrollo económico español ofrece una fuerte inercia de cara al futuro inmediato y presumiblemente las tendencias no se modificarán fácilmente en los próximos años.

Desde el punto de vista de la tecnología y el capital humano, se puede decir que el crecimiento de la renta urbana se explica claramente por las actividades de I+D y el nivel de la educación superior de la población; aunque debe matizarse que la correlación de estas últimas variables y el PIB per capita es mayor en las ciudades localizadas en el régimen de menores ingresos, tecnológicamente más atrasadas en 1985. Lo que este hecho está indicando es que en las ciudades pertenecientes al régimen de mayores ingresos, el progreso tecnológico y los niveles de capital humano son más elevados, pero la evolución de la renta no sigue un ritmo de crecimiento tan intenso como en el régimen de menores ingresos. En otras palabras, aunque hay un proceso de descentralización hacia nuevos espacios urbanos – principalmente en el Sur, el Este y las ciudades del entorno metropolitano de Madrid- que crecen muy rápido, los centros tradicionales continúan manteniendo los factores clave del crecimiento económico, en términos de cualificación de la mano de obra y tecnología. Otro tanto cabe decir de los niveles de accesibilidad y sus efectos de derrame, que están alta y positivamente correlacionados con el crecimiento de los ingresos, si bien concentrados alrededor de las áreas urbanas principales (Véase la Fig. 2, en donde destacan los entornos de Barcelona y Madrid).

La observación de los resultados del modelo (15) permite afirmar que el PIB per capita de las ciudades vecinas es también una variable decisiva en el crecimiento urbano de los ingresos. Esto es, se detecta un efecto de derrame en el crecimiento de los ingresos, de manera que se produce un movimiento de extensión/difusión de las ciudades hacia las áreas más próximas. Cuanto más cerca están las ciudades de mayores/menores ingresos mayores/menores serán sus ritmos de crecimiento. Este ha sido especialmente el caso de algunas ciudades “ganadoras” que se han beneficiado de una localización privilegiada,

cercana a los principales centros económicos, para mejorar sus posiciones en el ranking urbano español (Ávila, Guadalajara, Segovia, Toledo, Valladolid, Zaragoza, como puede apreciarse en la Figura 1). La situación opuesta se presenta en el caso de algunas ciudades “perdedoras”, que experimentan un cierto declive (como, por ejemplo, Bilbao, Portugalete, Gijón o Ponferrada).

Finalmente, se percibe una tendencia general de convergencia en el conjunto de las principales ciudades españolas, que crecen mucho más deprisa que sus correspondientes regiones (2% anual); este hecho se podría explicar, en parte, no sólo por la existencia de una mayor homogeneidad en el grupo de ciudades consideradas en relación a las regiones a las que pertenecen, sino también por un dinamismo relativamente más intenso de aquéllas en relación a estas últimas. Es decir, las ciudades, en tanto que ámbitos en los que se concentra el crecimiento económico, se muestran como los actores principales de las economías regionales. No obstante, pueden distinguirse claramente dos velocidades de convergencia urbana en España, dependiendo del régimen espacial en el que esté localizada cada una de las ciudades. Las ciudades localizadas en el club con un mayor nivel de ingresos crecen casi tres veces más deprisa (11.9 %) hacia su estado estacionario que aquéllas que se sitúan en el club de ingresos más bajos (4.5%), lo que obviamente indica que las ciudades localizadas en el subespacio próspero crecen mucho más rápido que las que están más alejadas de los principales centros económicos del país. Este hecho muestra que las ciudades situadas en el centro (en torno a Madrid) y en el Noreste peninsular alcanzarán su correspondiente estado estacionario 1,5 veces más deprisa que las localizadas en el Sur y el Oeste, debido a su ubicación relativa y a los factores económicos que atraen cada uno de dichos grandes espacios. Por lo tanto, los resultados de este análisis permiten afirmar que la realidad presente del mapa económico-territorial de España se muestra profundamente dividida en dos grandes áreas separadas por grandes diferencias en sus niveles de renta per cápita: la primera, dirigida por ciudades prósperas y la segunda, encabezada por ciudades relativamente estancadas.

## **7. Consideraciones finales**

A lo largo de este trabajo hemos tratado de analizar una serie de aspectos sobre el crecimiento urbano en España, de no fácil tratamiento por su relativa complejidad, que afectan a las ganancias relativas de las ciudades, la competencia urbana en una UE sin fronteras, la interacción espacial, el papel de la proximidad y la localización y los factores intangibles de la producción, y que tienen todos ellos indudables implicaciones en materia de política regional.

Un primer aspecto de interés que cabe subrayar es el relativo a la revalorización del papel que desempeñan las grandes ciudades y sus entornos urbanos en el sistema económico-territorial de España. Las grandes ciudades y sus áreas de influencia- Madrid y Barcelona, sobre todo- siguen siendo las protagonistas y los actores principales en términos de cambio tecnológico, dotación de capital humano, cambio estructural y destacada accesibilidad a los principales mercados. En estos dos últimos decenios, caracterizados por una creciente liberalización de los mercados y una mayor apertura a la competencia internacional, los resultados obtenidos permiten afirmar que las mayores ciudades han acrecentado el liderazgo en el sistema urbano español por su elevado potencial económico y su propio dinamismo. E incluso podría decirse algo más, de manera análoga a lo que parece estar sucediendo en el Reino Unido (Back *et al.* 2004), las mayores ciudades se han convertido en los motores principales no sólo de sus economías regionales sino también del crecimiento nacional, en la medida en que poseen un peso decisivo en el conjunto de la economía española y detentan las principales ventajas competitivas. En este sentido, podría decirse que las mayores ciudades anticipan de alguna manera los cambios futuros de todo el sistema económico, urbano y regional.

El segundo aspecto a destacar es que la evidencia empírica obtenida parece bastante clara en el sentido de que hay dos fuerzas de alguna manera contradictorias en la evolución de las ciudades españolas. Por una parte, se aprecia un proceso general de convergencia en el grupo de las principales ciudades españolas que permite asegurar una mayor igualdad entre las mismas en términos de rentas por habitante en el futuro. Y por otra, la velocidad de convergencia es mucho más lenta en las ciudades localizadas en las regiones más atrasadas del Sur y el Oeste del país. Por tanto, aunque la integración en el entorno económico de la

UE ha permitido lograr a las ciudades españolas importantes ganancias de rentas, sucede a su vez que- como se ha señalado en Cheshire (2002) -la integración europea- o lo que es lo mismo, el mercado único y la unión económica y monetaria -podría estar favoreciendo más a las regiones del centro que a las de la periferia.

Este último fenómeno podría estar teniendo, en el caso español, tres importantes implicaciones. Primera, las ciudades estarían estimulando el aumento o al menos la permanencia de las disparidades regionales desde que en los ochenta se comenzó a apreciar la detención del proceso de convergencia observado en las décadas anteriores (Cuadrado, Mancha, Garrido, 1998). Segunda, los mecanismos de mercado y una competencia más abierta se han manifestado evidentemente más fuertes que las políticas regionales y dominan el funcionamiento de las economías regionales, llevándolas a una concentración acrecentada de los factores de producción y del conjunto de la actividad económica. Tercera, en este nuevo ambiente de mayor competencia, las mayores áreas urbanas se han mostrado más sensibles a los cambios derivados de la mayor apertura al exterior, han buscado con mayor acierto oportunidades comerciales nuevas, han sabido adaptarse mejor a los requisitos más exigentes de la demanda internacional, y han sido capaces en definitiva de ganar cuotas nuevas del mercado a través de un mayor crecimiento del PIB per cápita. Por tanto, en este sentido, puede decirse que estas ciudades han sido más competitivas.

En tercer lugar, otro aspecto sobresaliente es la fuerte interacción urbana mostrada por los efectos de derrame o difusión espaciales (“spillovers”), tanto más acusados cuanto mayores son los ingresos urbanos. Este hecho indica que los mayores efectos de derrame se alcanzan en las áreas urbanas más compactas en las que las ciudades- al aprovechar una mayor proximidad territorial entre ellas- logran mayores economías externas. La provisión de servicios avanzados, las dotaciones de capital físico, la concentración de centros científicos y técnicos, las calificaciones especializadas de la mano de obra y la existencia de grandes mercados de consumidores y proveedores influyen de modo determinante en la expansión de las ciudades. La creación de nuevos centros urbanos y el crecimiento espectacular de los mismos alrededor de las mayores ciudades (Madrid, Barcelona, etcétera) han conseguido adquirir importantes ventajas competitivas en las actuales condiciones de la competencia internacional. Por el contrario, las ciudades localizadas (concretamente en el Sur y en el Oeste), pertenecientes al segundo club de los regímenes espaciales más arriba definidos, se

caracterizan por la debilidad de las economías regionales de su entorno, muestran una menor capacidad para afrontar los nuevos retos de la competencia y carecen de los nuevos atributos urbanos- sobre todo de carácter intangible- decisivos para el crecimiento económico actual.

Por último, las implicaciones de las consideraciones anteriores son relevantes en términos de política regional y de gobierno urbano. Los Planes Regionales y los Fondos Estructurales de la UE deben estar cada vez más centrados en la creación y reforzamiento de los activos tecnológicos y humanos y deben ser diseñados acentuando el perfil urbano de los proyectos de inversión, debido a los importantes “spillovers” espaciales del crecimiento de las ciudades. Los responsables de formular tales políticas deben centrar sus prioridades en promover la acumulación de activos intangibles en las ciudades en la medida en que son instrumentos clave de innovación, creación de ventajas competitivas y crecimiento económico. En resumen, el desarrollo regional debe ser más que nunca un asunto urbano. Por lo tanto, teniendo en cuenta el papel fundamental de las aglomeraciones urbanas en el crecimiento económico actual, el gobierno urbano/metropolitano debe ser una prioridad de las políticas regionales para poder impulsar con fuerza los “spillovers” espaciales y sus interacciones territoriales, tratando de coordinar todas las competencias político-administrativas que afectan al mismo territorio, teniendo en cuenta la naturaleza multinivel de las diferentes políticas (de carácter local, provincial, regional, central y de la UE) y buscando las importantes sinergias propias de las concentraciones urbanas de los activos tangibles e intangibles.

## **8. Referencias**

- Anselin, L. (1988), *Spatial econometrics: Methods and models*, Kluwer Academic Publishers.
- Anselin, L. (1990), “Spatial dependence and spatial structural instability in applied regression analysis”, *Journal of Regional Science* **30**, 185-207.
- Anselin, L. (1995A), *Space Stat version 1.80: Users’ guide*, Regional Research Institute, West Virginia University, Morgantown, WV.
- Anselin, L. (1995B), “Local Indicators of Spatial Association-LISA”, *Geographical Analysis* **27** (2), 93-115.

- Anselin, L. (1996), "The Moran scatterplot as an ESDA tool to assess local instability in spatial association", en Fischer, M., H. Scholten y D. Unwin, (eds), *Spatial analytical perspectives on GIS*, London: Taylor and Francis.
- Anselin, L. (1999), *Spatial Data Analysis with SpaceStat™ and ArcView®. Workbook (3ª Edición)*, Department of Agricultural and Consumer Economics, University of Illinois, Urbana, IL 61801.
- Anselin, L. (2000), "Spatial econometrics", en B. Baltagi (ed), *Companion to econometrics*: Basil Blackwell, Oxford.
- Anselin, L. (2003), *GeoDA 0.9 User's Guide*, Spatial Analysis Laboratory, University of Illinois at Urbana-Champaign, <http://sal.agecon.uiuc.edu>
- Anselin, L. and H.H. Kelejian (1997), "Testing for spatial error autocorrelation in the presence of endogenous regressors", *International Regional Science Review* **20**, 153-180.
- Anselin, L., A. Varga and Z. Acs (2000), "Geographic and sectorial characteristics of academic knowledge externalities", *Papers in Regional Science* **79** (4), 435-443.
- Aronson, T. J. Lundberg and M. Wikström (2001), "Regional income growth and net migration in Sweden, 1970-1995", *Regional Studies* **35** (9), 823-830.
- Audretsch, D. (1998), "Agglomeration and delocation of innovative activity", *Oxford Review of Economic Policy* **14** (2), 18-29.
- Banesto (1986), *Anuario del Mercado Español*, Madrid.
- Barro, R. and X. Sala-i-Martin (1995), *Economic growth and convergence across the United States*, NBER Working Paper, no. 3,419.
- Baumont, C., C. Ertur and J. Le Gallo (2003), "Spatial convergence clubs and the European regional growth process, 1980-1995", in B. Fingleton (ed) "European Regional Growth": Springer-Verlag, 131-158.
- Buck, N., Gordon, I., Harding, A., Turok, I. (2004), "Moving beyond the Conventional Wisdom", in A. Harding, I. GORDON, N. BUCK, I. Turok (eds), "Changing cities: Rethinking urban competitiveness, cohesion and governance" (forthcoming).
- Chasco, C. (2003), *Econometría espacial aplicada a la predicción-extrapolación de datos microterritoriales*, Consejería de Economía e Innovación Tecnológica, Comunidad de Madrid.
- Cheshire, P. (2002), "The spatial economic impact of Euroland and the implications for policy", in Cuadrado-Roura, J.R., Parellada, M. (eds), *Regional convergence in the European Union*: Springer, Berlin, 211-230.
- Cheshire, P. and G. Carbonaro (1996), "Urban economic growth in Europe: Testing theory and policy prescriptions", *Urban Studies* **33**, 1111-1128.
- Clark, C. Wilson, F. and Bradley, J. (1969), "Industrial location and economic potential in Western Europe", *Regional Studies* **3**, 197-212.

- Cliff, A.D. and J.K. Ord (1973), *Spatial autocorrelation*, London, Pion.
- Cliff, A.D. and J.K. Ord (1981), *Spatial processes: Models and applications*, London, Pion.
- Colino, J. and J. Noguera (2002), *Patrones estructurales y convergencia interregional en la agricultura europea*, Jornada Estructuras Agrarias, Ministerio de Agricultura, Pesca y Alimentación, Madrid.
- Cuadrado, J.R., Mancha, T. and Garrido, R. (1998), *La convergencia regional en España: Hechos, tendencias y perspectivas*. Fundación Argentaria-Visor, Madrid.
- Davidson, R. and J.G. Mckinnon (1990), "Specification tests based on artificial regressions", *Journal of the American Statistical Association, Theory and Methods* **85** (409), 220-227.
- Davidson, R. and J.G. Mckinnon (1993), *Estimation and inference in econometrics*, Oxford University Press, New York.
- Durlauf, S.N. and Johnson P.A. (1995), "Multiple regimes and cross-country growth behaviour", *Journal of Applied Econometrics* **10**, 365-384.
- FBBVA (2002), *Stock de capital en España y su distribución territorial (1964-2000)*, Ivars, Pérez and Uriel (eds), Madrid.
- Fingleton, B. (2003), "Models and simulations of GDP per inhabitant across Europe's regions: A preliminary view", in B. Fingleton (ed), *European Regional Growth*: Springer-Verlag, pp. 11-53.
- Fingleton, B., D. Camargo and B. Moore (2003), "Employment growth of small computing services firms and the role of horizontal clusters: Evidence from Great Britain 1991-2000", in B. Fingleton (ed), *European Regional Growth*: Springer-Verlag, pp. 267-291.
- Funcas (2001), *Balance económico regional (autonomías y provincias) años 1985 a 1999*, Alcaide, J. and P. Alcaide (eds). Madrid.
- Garrido, R. (2002), *Cambio estructural y desarrollo regional en España*, Pirámide, Madrid.
- Glaeser, E. (1998), "Are cities dying?", *Journal of Economics Perspectives* **12** (2), 139-160.
- Glaeser, E. and D. Maré (2001), "Cities and skills", *Journal of Labour Economics* **19**, 316-342.
- Glaeser, E., H.D. Kallal, J.A. Schinkman and A. Schleifer (1992), "Growth in cities". *Journal of Political Economy* **100**, 1126-1152.
- Goicolea, A., J.A. Herce and J.J. de Lucio (1998), *Regional integration and growth: the Spanish case*, 38<sup>th</sup> Congress of the European Regional Science Association (ERSA), Vienna.
- Henderson, J.V. (1986), "Efficiency of resource usage and city size", *Journal of Urban Economics* **19** (1), 47-70.
- Henderson, J.V., A. Kuncoro and M. Turner (1995), "Industrial development in cities", *Journal of Political Economy* **103** (5), 1067-1090.



- Henry, M., B. Schmitt and V. Piguet (2001), "Spatial econometric models for simultaneous systems: Application to rural community growth in France", *International Regional Science Review* **24** (2), 171-193.
- Johnson, P.A. and L.M. Takeyama (2003), *Convergence among the US states: Absolute, conditional, or club?*, Working Paper Vassar College, New York.
- Keeble, D., J. Offord and S. Walker (1988), *Peripheral regions in a community or twelve member states*, Commission of the European Communities, Luxembourg.
- Kelejjan, H. and D. Robinson (1993), "A suggested method of estimation for spatial interdependent models with autocorrelated errors, and an application to a country expenditure model", *Papers in Regional Science* **72**, 297-312.
- Krugman, P. (1991), *Geography and Travel*, MIT Press, Cambridge (Ma).
- "la Caixa" (2003), *Anuario Económico de España 2003*, Barcelona.
- Le Gallo, J. and C. Ertur (2003), "Exploratory spatial data analysis of the distribution of regional per capita GDP in Europe, 1980-1995", *Papers in Regional Science* **82**, 175-201.
- Le Gallo, J., C. Ertur and C. Baumont (2003), "A spatial econometric analysis of convergence across European regions, 1980-1995", in B. Fingleton (ed) *European Regional Growth*: Springer-Verlag, 99-129.
- López-Bazo, E., E. Vayá and M. Artís (2004), "Regional externalities and growth: Evidence from European regions". *Journal of Regional Science* **44** (1), 43-73.
- Lucas, R.E. (1988), "On the mechanics of economics of economic development", *Journal of Monetary Economics* **22**, 3-42.
- Magalhães, A., G. Hewings and C. Azzoni (2000), *Spatial dependence and regional convergence in Brazil*, Regional Economics Applications Laboratory, REAL, discussion paper 00-T-11.
- Mayor, M. and A. López (2003), *Análisis de la dependencia espacial y la convergencia en el Principado de Asturias*, XXIX Reunión de Estudios Regionales de la AEER, Santander.
- Midelfart-Knarvik, K.H. and H.G. Overman (2002), "Delocation and European integration: Is structural spending justified?", *Economic Policy*, October 2002.
- Ministerio de Fomento (2000), *Encuesta Permanente de Transporte de Mercancías por Carretera 2000*, Madrid.
- Moreno, R. and E. Vayá (2000), *Técnicas econométricas para el tratamiento de datos espaciales: la econometría espacial*, Edicions Universitat de Barcelona, colecció UB 44, manuals.
- Myrdal, G. (1957), *Economic theory and underdeveloped regions*, Hutchinson.
- Ramajo, J, M. A. Márquez and M. M. Salinas (2003), *Spatial patterns in EU regional growth: New evidence about the role of location on convergence*, Mimeo.

- Rey, S. and B. Montouri (1999), "US regional income convergence: A spatial econometric perspective", *Regional Studies* **33** (2), 143-156.
- Solow, R. (1956), "A contribution to the theory of economic growth", *Quarterly Journal of Economics* **70** (1), 101-108.
- Steinle, W. (1992), "Regional competitiveness and the Single Market", *Regional Studies* **25**, 307-318.
- Stirboeck, C. (2003), *Comparing sectoral investment and employment specialization of EU regions: A spatial econometric analysis*, 43<sup>rd</sup> Congress of the European Regional Science Association. Jyväskylä (Finland).
- Thomas, O. (2001), *A few evidences about the current growth of French cities*, 41<sup>st</sup> Congress of the European Regional Science Association. Zagreb (Croatia).
- Toral, A. (2001), *Regional growth and convergence in the Spanish provinces*, 41<sup>st</sup> Congress of the European Regional Science Association. Zagreb (Croatia).
- Trullén, J. (2002), "La economía de Barcelona y la generación de economías de aglomeración: hacia un nuevo modelo de desarrollo", in G. Becattini *et al.* (eds), *Desarrollo local: teorías y estrategias*: Cívitas, Madrid, 275-304.
- Trullén, J., Lladós and Boix (2002), "Economía del conocimiento, ciudad y competitividad", *Investigaciones Regionales* **1**, 139-161.
- Vayá, E. (1996), *Efectos spillover regionales en la ecuación  $\beta$ -convergencia*, XI Reunión de Asepelt-España documents. Albacete (Spain).
- Vázquez, A. (1993), *Política Económica Local*, Pirámide, Madrid.
- Venables, A.J. (1996), "Localization of industry and trade performance", *Oxford Review of Economic Policy* **12**, 52-60.
- Viladecans, E. (2002), "Los factores de crecimiento en las ciudades", in J.C. Jiménez (ed), *Economía y Territorio: Una nueva relación*: Cívitas, Madrid, 97-126.

## Anexo 1: Definición de las variables utilizadas en los modelos

Variables		Fuente
<b>Variable endógena:</b>		
G	Tasa de crecimiento promedio del PIB per cápita, período de 1985-2001 ( en logaritmos naturales)	Estimación
<b>Variables explicativas del crecimiento del PIB per cápita:</b>		
<b>Condiciones iniciales:</b>		
G85	PIB per cápita de 1985 ( en logaritmos naturales)	Estimación
<b>Capital:</b>		
K	Variable dummy o Ficticia que mide el crecimiento del capital privado y público por provincias (1985-1998)	FBBVA (2002)
B	Número de bancos y tasa de crecimiento per cápita del ahorro bancario	Banesto (1986) “La Caixa” (2003)
<b>Recursos Humanos:</b>		
D	Porcentaje de la población con estudios universitarios	Censo 2001 (INE)
U	Tasa de crecimiento del paro, periodo de 1991-2001	Ministerio de Trabajo y Asuntos Sociales
<b>Estructura Productiva:</b>		
E	Cambio porcentual del empleo no agrario por provincias (1985-2000)	Funcas (2003)
T	Indicador de Turismo: Impuestos a actividad turística, teniendo en cuenta el número de habitaciones, categoría y tasa de ocupación.	“La Caixa” (2003)
<b>Tecnología:</b>		
P	Número de patentes per cápita, en el 2000	Oficina Española de Patentes, OEPM
R	Gastos per capita en I+D por provincias, 1994	INE (2000)
<b>Localización y Potencial Económico:</b>		
EP	Cambio de Potencial Económico: Índice Potencial de Crecimiento Económico, periodo de 1987-2000	Keeble et al.(1988), Ministerio de Fomento (2000)
X	Variable Dummy o ficticia para las provincias más caras de España en términos de la tasa de crecimiento del PIB real, periodo de 1985-2000	Funcas (2003)

**Anexo 2: Resultados de la estimación de los diferentes modelos de crecimiento del PIB per capita urbano**

Modelo		Modelo básico (11)	Modelo del error espacial	Modelo del retardo espacial	Modelo regímenes espaciales (12)	Modelo regímenes espaciales (13)	Modelo reg. esp. error espacial (14)	Modelo reg. esp. retardo espacial (15)
Estimación		MCO	MV	MV	MCO	MC2E	MC2E	MC2E
$\hat{\alpha}$	H	0.392648 (0.0000)	0.392088 (0.0000)	0.29935 (0.0000)	0.41497 (0.0000)	0.422717 (0.0000)	0.527722 (0.0002)	0.290157 (0.0000)
	L				0.387745 (0.0000)	0.386879 (0.0000)	0.321053* (0.0798)	0.255412 (0.0000)
$\hat{\beta}$ <u><math>\hat{\beta}</math></u>	H	-0.039838 <u>-0.592881</u> (0.0000)	-0.03939 (0.0000)	-0.034339 (0.0000)	-0.053478 (0.0000)	-0.059848 (0.0000)	-0.049695 (0.0000)	-0.053143 <u>-0.790891</u> (0.0000)
	L				-0.036499 (0.0000)	-0.035920 (0.0000)	-0.030898 (0.0004)	-0.032271 <u>-0.480257</u> (0.0001)
$\hat{\phi}_1$ <u><math>\hat{\phi}_1</math></u>	H	0.000066 <u>0.282272</u> (0.0000)	0.000067 (0.0000)	0.000064 (0.0000)	0.000103 (0.0019)	0.000080 (0.0264)	0.000092 (0.0170)	0.000066* <u>0.284756</u> (0.0583)
	L				0.000056 (0.0005)	0.000055 (0.0012)	0.000060 (0.0000)	0.000058 <u>0.247798</u> (0.0004)
$\hat{\phi}_2$ <u><math>\hat{\phi}_2</math></u>	H	0.000511 <u>0.341149</u> (0.0000)	0.000534 (0.0000)	0.000482 (0.0000)	0.000459 (0.0001)	0.000450 (0.0002)	0.000528 (0.0005)	0.000377 <u>0.251849</u> (0.0016)
	L				0.000486 (0.0015)	0.000439 (0.0374)	0.000435 (0.0204)	0.000430 <u>0.287023</u> (0.0286)
$\hat{\phi}_3$ <u><math>\hat{\phi}_3</math></u>	H	0.049788 <u>0.154401</u> (0.0137)	0.035511 (0.0444)	0.047263 (0.0122)	0.051141 (0.0196)	0.126156 (0.0045)	0.046868** (0.2617)	0.112874 <u>0.350044</u> (0.0073)
	L				0.025931** (0.6104)	0.070731** (0.6252)	0.164648** (0.8448)	0.104662** <u>0.324577</u> (0.4175)
$\hat{\lambda} / \hat{\lambda}$		-	0.488211 (0.0000)	-	-	-	0.994156	-
$\hat{\rho}$ <u><math>\hat{\rho}</math></u>		-	-	0.249275 (0.0054)	-	-	-	0.362395 <u>0.147839</u> (0.0017)
CIA		-868.265	-882.553	-873.663	-870.855	-	-	-
SCR		0.0053	0.0044	0.0047	0.0039	0.0053	0.0056	0.0050
JB		5.0292* (0.0809)	-	-	7.8252** (0.0200)	-	-	-
Breush-Pagan		10.1584 (0.0378)	10.0704 (0.0393)	9.1392* (0.0577)	0.3874** (0.5337)	-	-	-

Modelo	Modelo básico (11)	Modelo del error espacial	Modelo del retardo espacial	Modelo regímenes espaciales (12)	Modelo regímenes espaciales (13)	Modelo reg. esp. error espacial (14)	Modelo reg. esp. retardo espacial (15)	
Estimación	MCO	MV	MV	MCO	MC2E	MC2E	MC2E	
White	29.8710 (0.0080)	-	-	-	-	-	-	
Hipot. factor común Wald	-	1.0567** (0.9011)	-	-	-	-	-	
LMERR	19.9944 (0.0000)	-	6.9681 (0.0082)	16.4453 (0.0000)	5.6612 (0.0173)	-	0.000001** (0.9993)	
LMERR robusto	11.2249 (0.0008)	-	-	5.7566 (0.0164)	-	-	-	
LMLAG	8.9033 (0.0028)	0.0552 (0.8142)	-	12.2068 (0.0005)	-	-	-	
LMLAG robusto	0.1338** (0.7145)	-	-	1.5181** (0.2179)	-	-	-	
Kelejian-Rob.	59.3803 (0.0000)	-	-	52.4706 (0.0000)	-	-	-	
DWH	-	-	-	-	4.4155 (0.0379)	-	-	
Chow espacial	-	-	-	2.4351 (0.0390)	10.7051* (0.0576)	6.2675** (0.2810)	12.3316 (0.0305)	
Veloc. conv.	H	6.3%	6.2%	5.0%	12.1%	19.8%	9.9%	11.9%
	L				5.5%	5.3%	4.3%	4.5%
Vida media	H	17	17	20	13	11	14	13
	L				19	19	22	21

**Notas:** \* Rechazo de la hipótesis nula con un nivel de significación del 5%-10%. \*\* Rechazo de la hipótesis nula con un nivel de significación superior al 10%. Los *coeficientes estandarizados* están en subrayado y los *p-values* entre paréntesis. *MCO* indica estimación por mínimos cuadrados ordinarios. *MC2E* indica estimación por mínimos cuadrados en dos etapas. *CIA* es el Criterio de Información de Akaike. *SCR* es la suma de los cuadrados de los residuos. *JB* es el test de no-normalidad de los residuos de Jarque-Bera. *Breush-Pagan* es el test de heteroscedasticidad de Breush-Pagan. *White* es el test de White para formas no conocidas de heteroscedasticidad. *Hipot. factor común Wald* es el test de Wald sobre la hipótesis del factor común. *LMERR* es el test del multiplicador de Lagrange para contrastar la existencia de autocorrelación espacial en los términos de error. *LMERR robusto* es el test del multiplicador de Lagrange de autocorrelación espacial en los términos de error, robusto a la presencia de dependencia del retardo espacial. *LMLAG* es el test del multiplicador de Lagrange que contrasta la introducción en el modelo de una variable endógena espacialmente retardada adicional. *LMLAG robusto* es el test del multiplicador de Lagrange multiplier sobre una variable endógena espacialmente retardada adicional robusto a la presencia de dependencia del error espacial. *DWH* es el test de Durbin-Wu-Hausman sobre la exogeneidad de las variables  $U$ ,  $R$  variables (coeficientes  $\hat{\phi}_2$   $\hat{\phi}_3$ ). *Chow espacial* es el test de Chow-Wald espacial sobre la inestabilidad de los coeficientes en dos regímenes espaciales: alto nivel de PIB per capita (*H*) y bajo nivel de PIB per capita (*L*). *Veloc. conv.* es la velocidad de convergencia. *Vida media* es el tiempo necesario para que un grupo de ciudades cobra la mitad del camino que las separa de su estado estacionario.