



Estudios de Economía Aplicada

ISSN: 1133-3197

secretaria.tecnica@revista-eea.net

Asociación Internacional de Economía

Aplicada

España

MATÉ SÁNCHEZ-VAL, MARILUZ; GARCÍA PÉREZ DE LEMA, DOMINGO; LÓPEZ HERNÁNDEZ, FERNANDO

La influencia de los efectos espaciales en el crecimiento de la productividad de la PYME

Estudios de Economía Aplicada, vol. 27, núm. 1, abril, 2009, pp. 1-23

Asociación Internacional de Economía Aplicada

Valladolid, España

Disponible en: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=30117097015>

- ▶ Cómo citar el artículo
- ▶ Número completo
- ▶ Más información del artículo
- ▶ Página de la revista en redalyc.org

 redalyc.org

Sistema de Información Científica

Red de Revistas Científicas de América Latina, el Caribe, España y Portugal

Proyecto académico sin fines de lucro, desarrollado bajo la iniciativa de acceso abierto

La influencia de los efectos espaciales en el crecimiento de la productividad de la PYME*

MARILUZ MATÉ SÁNCHEZ-VAL y DOMINGO GARCÍA PÉREZ DE LEMA

Departamento de Economía Financiera y Contabilidad

FERNANDO LÓPEZ HERNÁNDEZ

Departamento de Métodos Cuantitativos e Informáticos

UNIVERSIDAD POLITÉCNICA DE CARTAGENA

e-mail: mluz.mate@upct.es; domingo.garcia@upct.es; fernando.lopez@upct.es

RESUMEN

Este estudio examina la influencia de los efectos espaciales sobre el crecimiento de la productividad de la Pyme industrial española. Para desarrollar este trabajo usamos una muestra de 35.042 empresas segmentada en función de la tecnología del sector para el periodo 1996-2004. Con el objetivo de analizar la relación espacio-crecimiento utilizamos modelos de beta convergencia, y técnicas de econometría espacial. Los resultados confirman la existencia de procesos de convergencia regional en cada submuestra. Además, para las empresas correspondientes a alta y alta-media tecnología, los efectos espaciales ejercen una influencia positiva sobre este proceso. Este resultado pone de manifiesto la necesidad de implementar políticas regionales que fomenten el desarrollo de empresas de alta tecnología.

Palabras clave: Convergencia regional; efectos espaciales; Pyme e intensidad tecnológica.

How Spatial Effects Influence on the Productivity Growth for the SMEs?

ABSTRACT

This paper examines the influence of the spatial effects on the productivity growth for Spanish industrial SMEs. In order to carry out this study we use a sample composed by 35.042 firms over the period 1996-2004, distinguishing the technological intensity of the sector. To analyse the space-growth relation, we apply beta convergence models and spatial econometrics techniques. Results confirm the existence of convergence processes for each considered subsample. Besides, for high and high-medium technological SMEs, spatial effects exert a positive influence on their growth. This result indicates the importance in applying regional policies which encourage high technological firms.

Keywords: Regional Convergence; Spatial Effects; SME and Technological Intensity.

Clasificación JEL: 018, R12, L60.

Artículo recibido en abril de 2008 y aceptado en octubre de 2008.

Artículo disponible en versión electrónica en la página www.revista-eea.net, ref. 0-27105.

* Este trabajo se ha desarrollado gracias al apoyo financiero de recibido de los proyectos SEJ2006-108880/JURI; SEJ2006-02328/ECON y SEJ2006-08854/ECON del Ministerio de Ciencia y Tecnología de España.

1. INTRODUCCIÓN

La productividad es un elemento clave en el análisis de los procesos económicos por su importancia en el crecimiento económico de los países y juega un papel fundamental para entender el dinamismo de la empresa (Hulten, 2001). El análisis de la productividad ha sido el eje central de investigación en economía industrial y en organización de empresas. En la literatura podemos encontrar numerosos trabajos que analizan la productividad y su evolución considerando sus factores determinantes. Estos factores son entre otros, la edad (Power, 1998; Bradford et al., 2001; Celikkol, 2003; Kok, et al., 2006); el tamaño (Correa et al., 2002; Taymaz, 2002); la innovación (Huergo y Jaumandreu, 2004); el capital humano (Sanromá y Ramos, 2000; Del-Barrio y López-Bazo, 2002) y los efectos espaciales (Rice y Venables, 2004; Ciccone, 2002).

De todos estos factores, los efectos espaciales están teniendo cada vez más importancia en trabajos empíricos (Ciccone, 2002). Esto ha contribuido a que, en los últimos años, hayan aparecido aportaciones que relacionan estos factores con los procesos de crecimiento productivo. Como efectos espaciales, podemos considerar dos tipos: la concentración geográfica y la interacción espacial entre distintas unidades económicas. Respecto a la concentración geográfica, las empresas lejos de distribuirse de manera regular en el territorio tienden a aglomerarse en unas pocas zonas geográficas. Las razones que explicarían dicho fenómeno son múltiples: las ganancias derivadas de los flujos de información entre las distintas empresas que conforman un sector; las relaciones intersectoriales entre proveedores y fabricantes de bienes finales; la cercanía a un mercado de trabajo altamente especializado, etc. Desde este punto de vista, podemos considerar la concentración geográfica como una fuente de ventajas competitivas que las empresas, han de tomar en consideración a la hora de emprender un negocio (Viladecans y Costa, 1999; Taymaz, 2002). En lo que se refiere al segundo factor, la interacción espacial es considerada como la red de relaciones bidireccionales que desarrolla una unidad de producción con el entorno que la rodea (Camagni, 2005).

La integración de estos efectos espaciales con los determinantes económicos del crecimiento productivo ha experimentado una creciente importancia a partir del desarrollo de dos grandes corrientes teóricas: la Nueva Teoría del Crecimiento y la Teoría de la Localización. Esta última, incluye tanto la Teoría Urbana como otros modelos de aglomeración o lo que se conoce actualmente como “Nueva Geografía Económica” (Callejón, 2002). Desde estos enfoques teóricos, la relación espacio-crecimiento es analizada de forma recíproca. En este sentido, la concentración espacial puede ser vista como un factor de crecimiento que permite estimular a otros factores de producción a partir de la entrada en juego de interacciones espaciales (Baumont, 1997). Y, por otro lado, el propio crecimiento puede favorecer la constitución de zonas de concentración espacial a partir de la existencia de interrelaciones entre las distintas unidades (Walz, 1996).

Como consecuencia de la evolución de estas teorías, han aparecido contribuciones empíricas cuyo objetivo ha sido el análisis de la relación espacio-crecimiento desde distintas perspectivas. Entre ellas, la creciente importancia de los procesos de integración y las políticas regionales que se han llevado a cabo, ha suscitado un creciente interés por estudios aplicados enfocados desde la Nueva Teoría del Crecimiento. Estas aportaciones examinan la influencia de los efectos de interacción espacial sobre los procesos de convergencia regional. A partir de esta relación las diferencias se harán cada vez menores llegando a desaparecer a largo plazo (Romer, 1991). Algunas de estas contribuciones las encontramos en Fingleton (2003); Dall'erba (2005) y Funke y Niebuhr (2005). A pesar de que estos trabajos se sitúan en diferentes ámbitos territoriales y consideran períodos temporales distintos, todos ellos concluyen a favor de una influencia positiva de los efectos de interacción espacial sobre los procesos de convergencia regional. No obstante, estas aportaciones se basan en medidas de productividad total para cada unidad territorial, sin diferenciar entre agentes económicos.

En este contexto, el objetivo de nuestro trabajo es el estudio de la influencia de los efectos espaciales en el proceso de convergencia regional, considerando exclusivamente las Pymes industriales como agente productivo. Para ello, utilizamos una muestra de 35.042 Pymes industriales españolas, considerando información de registros contables obtenidos de la base SABI (Informaciones Económicas, S.A.) para el periodo 1996-2004. A partir de estos datos, aplicamos distintos ratios para calcular un valor representativo de la productividad laboral en las Pymes industriales para cada provincia. La elección de este tipo de productividad se debe a las características productivas del sistema económico que estamos considerando. Además, para evitar el sesgo de heterogeneidad provocado por la diferente configuración sectorial de cada área regional, realizamos una segmentación de la muestra según la tecnología del sector, siguiendo la clasificación propuesta por la OCDE (2001). Con esta información, analizamos el proceso de crecimiento de la productividad de las Pymes industriales, utilizando un modelo de beta convergencia incondicional. Finalmente, examinamos la posible influencia de los efectos espaciales sobre dicho proceso. Para ello utilizamos técnicas procedentes de econometría espacial.

Este estudio es una contribución al cuerpo de la literatura empírica que considera la importancia de los efectos espaciales en los procesos de crecimiento económico. A diferencia de estudios anteriores, desarrollados sin diferenciar entre agentes económicos (Dall'erba, 2005 y Funke y Niebuhr, 2005), nuestro estudio se focaliza en el ámbito de la Pyme industrial, cuestión no analizada en la literatura económica. La importancia de este análisis se explica por las características de este tipo de empresas (Fernández y Nieto, 2001) así como por el papel fundamental que éstas desempeñan en los actuales sistemas productivos. De este modo, según el Directorio Central de Empresas (DIRCE, 2007) el 98% de las empresas que constituyen el censo empresarial español son Pyme y de estas el 60% pertenecen al sector industrial. Por tanto, conocer la distribución regional de la productividad de estas unidades es fundamen-

tal a la hora de aplicar políticas de desarrollo regional (Camisón, 2001). Otra aportación importante de nuestro estudio se debe a la segmentación realizada en la muestra. En este sentido, analizamos la influencia de los efectos espaciales sobre el proceso de convergencia para los sectores de alta y alta-media tecnología (en adelante Alta-Media Tecnología), y de baja y baja-media tecnología (en adelante Baja-Media Tecnología). Esta segmentación elimina posibles sesgos obtenidos en el caso de no haber realizado una división muestral y permite contrastar si los resultados se ven afectados por características tecnológicas.

La estructura de este trabajo es la siguiente: En la segunda sección, exponemos las especificaciones del modelo de beta convergencia y la metodología econométrica utilizada. En la tercera sección, describimos la muestra y las variables que intervienen en el estudio. En la cuarta sección, mostramos los resultados obtenidos. Finalmente, presentamos la discusión de nuestros resultados y las principales conclusiones.

2. LA IMPORTANCIA DE LOS EFECTOS ESPACIALES SOBRE LOS PROCESOS DE CRECIMIENTO

2.1. La influencia del espacio en los procesos de convergencia

La relación entre los efectos espaciales y los procesos de crecimiento económico ha experimentado un creciente interés a partir del desarrollo de las nuevas teorías de crecimiento y la teoría de la localización. Enmarcados en estos planteamientos teóricos, han aparecido una serie de contribuciones empíricas que analizan la relación espacio-crecimiento desde distintas perspectivas.

Así, en primer lugar, cabe destacar aquellos estudios que consideran la concentración espacial como un factor de crecimiento que permite estimular a otros factores de producción (Baumont, 1997). Estas aportaciones se basan en la Teoría de la Localización y, dentro de ésta, en la Nueva Economía Geográfica. Concretamente, se fundamentan en modelos de crecimiento endógeno, a partir de los cuales, la concentración espacial es analizada como un factor de crecimiento que permite estimular a otros factores de producción (innovación, infraestructuras, etc.), a través de la mejora de los procesos productivos. De acuerdo con esta corriente, las actividades productivas tienden a concentrarse en el espacio, y es necesario conocer las fuerzas centrífugas y centrípetas que configuran estas situaciones para entender los procesos de crecimiento regional y la convergencia y/o divergencia. Algunos estudios aplicados en este contexto los encontramos en Baldwin y Forslid (2000); Martin y Ottaviano (2001) y Bräuninger y Niebuhr (2005).

En segundo lugar, los trabajos desarrollados desde la Nueva Teoría del Crecimiento analizan la influencia de los efectos de interacción en los procesos de crecimiento. Desde esta perspectiva, es de esperar, que las interacciones espaciales ejerzan un efecto positivo sobre los procesos económicos examinados. En estos

términos, el desarrollo metodológico de la econometría espacial ha permitido contrastar los planteamientos teóricos expuestos desde este enfoque. En este sentido, los trabajos de Fingleton (2003), Dall'erba (2005) y Funke y Niebuhr (2005) entre otros, examinan la influencia de los efectos de interacción espacial sobre el crecimiento y las disparidades regionales, modelizando los factores espaciales a través de técnicas de econometría espacial. Éstos concluyen que los procesos de crecimiento regional son más acelerados en el caso en el que las relaciones de interacción entre unidades sean más intensas. La creciente importancia de este tipo de aportaciones está relacionada con los procesos de integración económica y las correspondientes políticas regionales que se han aplicado en este sentido.

2.2. El modelo de beta convergencia incondicional

Los estudios desarrollados en base a la Nueva Teoría del Crecimiento se fundamentan en los supuestos neoclásicos de rendimientos constantes de escala en trabajo y capital y rendimientos marginales decrecientes de capital. A partir de estos supuestos, se obtiene una senda de evolución de las regiones hacia un estado en el que las tasas de crecimiento de las distintas regiones son iguales, denominado estado estacionario¹ (Sala-i-Martin, 1994). Por tanto, a corto plazo, aquellas regiones más alejadas del nivel de renta per cápita, que corresponde a su estado estacionario, tendrán un mayor crecimiento que aquéllas más ricas, que se encuentren más próximas a dicho estado. En el largo plazo, se espera que cada región alcance un crecimiento constante. El proceso de corto plazo por el cual las regiones más pobres alcanzan los niveles de las más ricas se denomina proceso de beta convergencia (Barro y Sala-i-Martin; 1991, 1995).

La modelización del proceso de beta convergencia puede originarse partiendo de distintos supuestos, dando lugar a distintos modelos. Entre ellos, el modelo de beta convergencia incondicional se basa en el supuesto de que todas las economías están idénticamente estructuradas y tienen acceso a la misma tecnología, por lo que si este supuesto se cumple todas las economías consideradas convergerán hacia el mismo estado estacionario, y la única diferenciación entre unas economías y otras será la situación inicial de partida que caracteriza a cada una de ellas (Barro y Sala-i-Martin; 1991, 1995). La especificación de este modelo se presenta en la siguiente expresión²:

¹ Como estado estacionario, entendemos un estado en el que todas las economías crecen a un mismo ritmo (Solow, 1956).

² Las expresiones (1), (2) y (3) se obtienen a partir de la formulación del modelo Neoclásico de Crecimiento. Una transformación log-lineal de la expresión obtenida para el estado estacionario en el modelo de crecimiento permite obtener la expresión (1) anterior (Barro y Sala-i-Martin, 1991). Otra alternativa para obtener esta expresión se basa en el modelo de consumo óptimo de Ramsey (1928), Cass (1965) y Koopmans (1965). A partir de estos resultados la expresión de convergencia queda del siguiente modo:

$$\frac{1}{T} \ln \left(\frac{y_{i,T}}{y_{i,0}} \right) = \alpha + \beta \ln (y_{i,0}) + \varepsilon_i \quad (1)$$

$$\varepsilon_i \approx \text{i.i.d.}(0, \sigma_\varepsilon^2)$$

donde $y_{i,T}$ es la renta o la producción per cápita de la región i en el instante final, $y_{i,0}$ es la renta o la producción per cápita de la región i en el instante inicial, T es la longitud del período, α y β son los parámetros desconocidos que deberán ser estimados y ε_i es el término de error asociado.

A partir de esta especificación diremos que existe un proceso de beta convergencia cuando el parámetro de beta convergencia (β) sea negativo y estadísticamente significativo. En este caso el ratio de crecimiento medio de la variable dependiente a través del período considerado está negativamente correlacionado con los niveles iniciales de partida. Dicho de otro modo, el coeficiente β negativo indica que aquellas regiones que partieron de niveles de productividad laboral por debajo de la media presentan tasas de crecimiento para el período considerado, más elevadas que el resto.

La estimación del parámetro β hace posible calcular la velocidad del proceso de convergencia a través de la siguiente expresión:

$$\theta = -\ln (1 + T\beta) / T \quad (2)$$

Además, a partir del parámetro β , también podemos calcular la vida media de dicho proceso. Esta vida media se define como el número de años necesarios para que las economías recorran la mitad de la distancia temporal que las separa de su estado estacionario. La expresión para su cálculo es la siguiente:

$$\tau = -\ln (2) / \ln (1 + \beta) \quad (3)$$

2.3. Modelización de los procesos de convergencia con efectos espaciales

A pesar de que el modelo de beta convergencia incondicional (expresión (1)) se fundamenta en una serie de supuestos de carácter restrictivo, éste suele ser considerado como el punto de partida natural para el análisis de las disparidades regio-

$$\frac{\ln \left(\frac{y_{i,T}}{y_{i,0}} \right)}{T} = \alpha - \left[\frac{(1 - e^{-\lambda T})}{T} \right] [\ln (y_{i,0})] + \varepsilon_i$$

Siendo $\dot{y}_{i_0, t_0 + T} = \frac{\ln \left(\frac{y_{i,T}}{y_{i,0}} \right)}{T}$ la tasa de crecimiento anual de la renta per cápita de la economía i entre los períodos 0 y T y, a el estado estacionario de la economía analizada (Cabrera-Castellanos y García-Alamilla, 2003).

nales (Fingleton, 2003). No obstante, tras una primera estimación de este modelo, será conveniente examinar algunos de los supuestos sobre los que se asienta. Uno de los supuestos de partida del modelo de beta convergencia incondicional es el de independencia en los términos de perturbación. Este supuesto es muy restrictivo en el contexto de datos de corte trasversal, ya que, en este caso, pueden existir efectos espaciales entre distintas unidades recogidos en el término de perturbación. De ser así, se rompería el supuesto de independencia, dando lugar a estimaciones sesgadas por omisión de variables relevantes (Rey y Montouri, 1999). Para evitar esta situación, es necesario contrastar la existencia de estructuras espaciales en el término de error. De este modo, los estudios de Fingleton (2003), Dall'erba (2005) y Funke y Niebuhr (2005) han utilizado técnicas de la econometría espacial para llevar a cabo este tipo de contrastación. Estas aportaciones se basan en el concepto de dependencia espacial.

La dependencia existe cuando el valor que toma una variable en una localización viene en parte determinado por el valor que toma dicha variable en las regiones vecinas (Chasco, 2005). Esta dependencia espacial puede ser positiva o negativa. Así, diremos que existe dependencia espacial positiva cuando una localización que presenta valores elevados de una variable está rodeada por localizaciones que también presentan valores elevados de esa variable, y viceversa. Por otro lado, diremos que existe dependencia espacial negativa, en el caso de que localizaciones que presenten valores elevados de una variable estén rodeadas por localizaciones que presentan valores bajos de esa misma variable y viceversa.

Para definir analíticamente una estructura de dependencia espacial en un modelo se utiliza el denominado retardo espacial de la variable. Este retardo, establece la relación entre el valor de una variable en una localización y el valor que toma dicha variable en sus regiones vecinas. Así, para la variable $(y)_{n \times 1}$ la expresión de su retardo espacial será $(Wy)_{n \times 1}$. Donde $W_{n \times n}$ se denomina matriz de pesos. Esta matriz recoge la estructura de relaciones de vecindad de cada una de las localizaciones con las que estamos trabajando. La matriz $W_{n \times n}$ puede venir definida de distinta forma en función del criterio de vecindad que adoptemos. En este sentido, una de las definiciones más utilizadas, debido a su sencillez, es la matriz binaria de primer orden. Esta matriz está constituida por ceros en su diagonal principal, es decir, $w_{ii} = 0$. El resto de los elementos de esta matriz serán iguales a uno, esto es, $w_{ij} = 1$ si las regiones i y j tienen frontera en común y será $w_{ij} = 0$ en el otro caso.

Esta matriz se suele estandarizar por filas. De este modo, se pondera por igual la influencia total que recibe cada región de sus vecinos, con independencia del número total de vecinos de cada una de ellas. Como consecuencia de esta definición, el producto $(Wy)_{n \times 1}$ representa una variable constituida por los valores medios de las regiones vecinas a cada localización de la variable $(y)_{n \times 1}$.

Utilizando los retardos espaciales de las variables, existen distintas especificaciones que introducen posibles estructuras de dependencia espacial en el modelo.

Las más utilizadas son dos: la estructura de dependencia espacial sustantiva y la estructura de dependencia espacial residual. La diferencia entre ellas se debe al término en el que está incluido el retardo. Así, la estructura de dependencia espacial sustantiva, especificada para un modelo de beta convergencia incondicional presentará la siguiente estructura:

$$\begin{aligned} \frac{1}{T} \ln \left(\frac{y_{i,T}}{y_{i,0}} \right) &= \alpha + \rho W \left[\frac{1}{T} \ln \left(\frac{y_{i,T}}{y_{i,0}} \right) \right] + \beta \ln (y_{i,0}) + \varepsilon_i \\ \varepsilon_i &\approx \text{i.i.d. } (0, \sigma_\varepsilon^2) \end{aligned} \quad (4)$$

donde $y_{i,T}$ es la renta o la producción per cápita de la región i en el instante final, $y_{i,0}$ es la renta o la producción per cápita de la región i en el instante inicial, T es la longitud del período, α y β son los parámetros desconocidos que deberán ser estimados y, ε_i es el término de error asociado. En este caso, el término $\rho W \left[\frac{1}{T} \ln \left(\frac{y_{i,T}}{y_{i,0}} \right) \right]$ recoge la dependencia espacial del modelo. ρ se denomina coeficiente de correlación espacial y determina el tipo de dependencia espacial existente en el modelo (positiva o negativa) y su intensidad.

Por otro lado, la estructura de dependencia espacial residual aplicada al modelo de beta convergencia presenta la siguiente especificación:

$$\begin{aligned} \frac{1}{T} \ln \left(\frac{y_{i,T}}{y_{i,0}} \right) &= \alpha + \beta \ln (y_{i,0}) + u_i \\ u_i &= \lambda W u_i + \varepsilon_i \\ \varepsilon_i &\approx \text{i.i.d. } (0, \sigma_\varepsilon^2) \end{aligned} \quad (5)$$

donde $y_{i,T}$ es la renta o la producción per cápita de la región i en el instante final, $y_{i,0}$ es la renta o la producción per cápita de la región i en el instante inicial, T es la longitud del período, α y β son los parámetros desconocidos que deberán ser estimados y ε_i es el término de error asociado. En este caso, el término de dependencia espacial queda recogido por el término de perturbación del modelo, siendo λ el coeficiente de correlación espacial.

Para contrastar si existe o no dependencia espacial en el modelo inicial y, en el caso de que exista, determinar si ésta queda recogida de forma más adecuada por una especificación de tipo sustantiva (expresión (4)) o residual (expresión (5)) se han desarrollado distintos contrastes. Entre ellos, dado su elevado poder frente a otros alternativos, destacan los contrastes de los Multiplicadores de Lagrange (LM). Entre ellos, para contrastar la existencia de una estructura de dependencia espacial sustantiva se utiliza el test LM-LAG (Anselin, 1988) y su versión robusta LM-LE (Bera y Yoon, 1992). Y, para contrastar la existencia de una estructura

espacial de tipo residual en el modelo, el test basado en los multiplicadores de Lagrange es conocido como LM-ERR (Burridge, 1980) y su versión robusta como LM-EL(Bera y Yoon, 1992).

Los contrastes de los multiplicadores de Lagrange tienen como hipótesis nula, la ausencia de dependencia espacial, mientras que como hipótesis alternativa, los tests LM-LAG y LM-LE confirman la existencia de una estructura de dependencia espacial de tipo sustantiva, y los test LM-ERR y LM-EL, la existencia de una estructura de dependencia espacial de tipo residual. Calculando estos contrastes, existe un método de selección de modelos, propuesto inicialmente por Anselin y Florax (1995), que combina las propiedades de los tests LM y de sus versiones robustas. El objetivo de esta metodología es determinar la existencia de dependencia espacial en el modelo y, en caso necesario, indicar la especificación adecuada de la estructura espacial. Para ello, tenemos que tener en cuenta la aceptación o rechazo de estos contrastes y sus niveles de significatividad. De este modo, cuando el test LM-LAG sea más significativo que el test LM-ERR y el estadístico LM-LE sea significativo y el LM-LE no, el modelo deberá incluir una estructura de dependencia espacial en forma sustantiva (Expresión (4)). Por el contrario, la situación opuesta evidenciará la necesidad de modificar la estructura de término de error del modelo considerando una estructura de dependencia espacial de tipo residual (Expresión (5)).

Finalmente, comentar que las estimaciones de los modelos (4) y (5) serán sesgadas utilizando MCO, por lo que se hace necesaria la aplicación de métodos alternativos de estimación.

3. DATOS Y VARIABLES

3.1. Muestra

La información contable utilizada en el estudio ha sido obtenida de la base de datos SABI (Informaciones Económicas, S.A.) a nivel nacional sobre empresas que depositan sus cuentas anuales en el Registro Mercantil, para el periodo 1996-2004. En base a esta información se seleccionan distintas empresas en función de dos criterios: tamaño empresarial y actividad sectorial. Respecto al primero, el tamaño empresarial se determina en función del criterio establecido por la Comisión Europea (2003). De acuerdo con este criterio, se consideran medianas empresas aquellas que tienen entre 50 y 249 trabajadores, un límite del volumen de negocio de 50 millones de euros, y un balance general de hasta 43 millones de euros. Se consideran pequeñas empresas aquellas que tienen entre 10 y 49 trabajadores, un límite del volumen de negocio de 20 millones de euros y presentan un balance general de hasta 10 millones de euros. Por otro lado, respecto a la actividad sectorial, seleccionamos aquellas empresas pertenecientes al sector industrial en base al Código de Actividades Económicas (CNAE) de su actividad principal. La muestra final-

mente utilizada³ está formada por 35.042 Pymes industriales, representando un grado de cobertura del 18.78% respecto del total de empresas industriales en España. Los distintos niveles de cobertura regionales pueden verse en la tabla 1. Para realizar esta tabla, la población de empresas se fija a partir del Directorio Central de Empresas (DIRCE, 2007) que elabora el Instituto Nacional de Estadística.

TABLA 1
Estado de cobertura de la muestra.

	Total de empresas de la muestra	Empresas de la muestra pertenecientes a Alta-Media Tecnología	Empresas de la muestra pertenecientes a Baja-Media Tecnología	Tasa de cobertura del total de la muestra sobre el total poblacional (%)
Álava	394	62	332	20.27
Albacete	363	42	321	16.51
Alicante	2.202	178	2.024	22.60
Almería	174	18	156	9.38
Asturias	638	94	544	17.70
Ávila	67	10	57	12.38
Badajoz	300	31	269	12.84
Baleares	419	74	345	11.48
Barcelona	7.947	1.133	6.814	24.71
Burgos	370	43	327	23.39
Cáceres	175	20	155	14.14
Cádiz	290	34	256	10.81
Cantabria	226	25	201	12.26
Castellón	656	85	571	23.68
Ciudad Real	234	31	203	10.89
Córdoba	550	149	401	13.91
Cuenca	74	5	69	7.73
Gerona	889	118	771	25.81
Granada	260	21	239	9.44
Guadalajara	72	9	63	11.21

³ En la muestra no se incluyen empresas sin asalariados. Previamente se realizó una depuración técnica de la muestra con el fin de detectar posibles anomalías o incongruencias contables que pudieran distorsionar el análisis final. Asimismo, se optó por la eliminación de las empresas que presentaran valores extremos o outliers en los indicadores analizados. Para ello hemos seguido el proceso de detección univariante. De esta forma, hemos calculado la media y la desviación típica para cada ratio y a partir de aquí hemos realizado un segundo proceso de filtración para eliminar los casos extremos, prescindiendo, de acuerdo con Hair et al. (1999), de aquellas empresas que para cada indicador no estén comprendidas en el intervalo (media \pm 3 desviaciones típicas). El número de empresas eliminadas por este proceso apenas supuso el 3% de la muestra.

TABLA 1 (Continuación)
Estado de cobertura de la muestra.

	Total de empresas de la muestra	Empresas de la muestra pertenecientes a Alta-Media Tecnología	Empresas de la muestra pertenecientes a Baja-Media Tecnología	Tasa de cobertura del total de la muestra sobre el total poblacional (%)
Guipúzcoa	929	95	834	19.99
Huelva	169	16	153	13.01
Huesca	155	23	132	15.82
Jaén	254	60	194	8.68
La Coruña	673	106	567	15.79
Las Palmas	128	20	108	5.82
León	257	28	229	13.61
Lérida	335	34	301	16.85
Logroño	530	58	472	24.66
Lugo	185	21	164	13.32
Madrid	4.291	679	3.612	22.94
Málaga	314	37	277	8.33
Murcia	988	204	784	16.28
Navarra	688	98	590	24.49
Orense	205	30	175	13.20
Palencia	85	9	76	14.03
Pontevedra	760	133	627	18.79
Salamanca	171	16	155	12.72
Segovia	113	20	93	17.10
Sevilla	737	102	635	13.28
Soria	86	18	68	17.88
Sta. Cruz de Tenerife	99	7	92	4.75
Tarragona	494	69	425	16.92
Teruel	115	11	104	15.54
Toledo	608	110	498	14.45
Valencia	2.654	563	2.091	20.66
Valladolid	357	57	300	20.42
Vizcaya	1.038	123	915	19.70
Zamora	80	5	75	11.80
Zaragoza	1.238	224	1.014	27.29
Total	35.042	5.161	29.881	18.79

Fuente: elaboración propia a partir de la información obtenida del DIRCE (2007).

La longitud temporal del período de referencia considerado es de ocho años. A pesar de que este período no es excesivamente largo, suponemos que esta distancia temporal es suficiente para obtener indicios de un proceso de convergencia. Estudios previos que han utilizado un periodo similar han sido Kosfeld *et al.* (2002) y Mur *et al.* (2008).

Al igual que en aportaciones anteriores (Poutziouris *et al.* 2000; Audreitsch, 2001), efectuamos una segmentación de la muestra en función de la tecnología del sector. Esta categorización permite evitar posibles sesgos originados por la heterogeneidad sectorial de la muestra. Para realizar esta segmentación usamos la clasificación de actividades económicas de la OCDE (2001), la cual está basada en dos parámetros: el nivel de tecnología específico del sector (medido a través del ratio gastos en I+D sobre el valor añadido) y la tecnología implícita en las adquisiciones de bienes intermedios y de capital. A partir de esta clasificación obtuvimos dos submuestras, la primera constituida por aquellas empresas correspondientes a alta y alta-media tecnología (Alta-Media Tecnología). La segunda submuestra, constituida por aquellas empresas de media y media-baja tecnología (Baja-Media Tecnología).

3.2. Variables

Existen muchos tipos de medidas de productividad, la elección de una medida u otra depende del objetivo de análisis y en muchos casos de la disponibilidad de los datos. De manera resumida podemos decir, que las medidas de la productividad se pueden clasificar en medidas de productividad de factor simple (relacionan una medida de output con una medida de uno de los inputs del proceso productivo) y medidas de productividad multifactor (relacionan una medida de output con una media ponderada de distintos inputs del proceso).

Entre las distintas medidas de productividad, las más utilizadas debido a su sencillez, son las medidas de factor simple. Entre ellas, podemos diferenciar fundamentalmente la productividad de capital y la productividad laboral. En nuestro caso, debido a que el sistema productivo que estamos analizando es un sistema intensivo en factor trabajo (Zozaya, 2007), hemos considerado más adecuado utilizar la productividad laboral como variable de estudio. Además, la mayor parte de los estudios que se han realizado en esta línea (Fingleton, 2003; Dall'erba, 2005) también han optado por considerar esta medida como unidad de análisis.

La productividad laboral es una medida de factor simple que establece la relación entre medidas de output productivo y el personal ocupado. También, permite estudiar los cambios en la utilización del trabajo, en la movilidad ocupacional, proyectar los requerimientos futuros de mano de obra, determinar la política de formación de recursos humanos, examinar los efectos del cambio tecnológico en el empleo y el desempleo, evaluar el comportamiento de los costes laborales, comparar entre países los avances de productividad (Hulten *et al.* 2001). Para calcular la productividad laboral, calculamos el cociente entre el valor añadido, a precios co-

rrientes⁴, y el número de empleados. El valor añadido es considerado como el aumento de la riqueza generada por la actividad de una empresa en un período considerado (la cual se mide por la diferencia entre el valor de la producción de bienes y servicios y el valor de compra de las adquisiciones exteriores, siendo posteriormente distribuida a los empleados, prestamistas, accionistas, al Estado y a la auto-financiación de la entidad). A partir de la información contable, el dato del valor añadido lo obtenemos por la diferencia entre los ingresos de la explotación y los consumos de la explotación más otros gastos de la explotación. Hemos elegido la variable valor añadido como medida de output productivo frente a la alternativa de utilizar niveles de producción, debido a que las medidas de productividad basadas en valores añadidos son menos sensibles al proceso de sustitución entre inputs intermedios que las medidas de producción basadas en producción (OCDE, 2001).

Tras calcular la productividad para cada unidad empresarial, procedemos a realizar una agregación territorial de la productividad laboral de las empresas pertenecientes a cada provincia. De este modo obtenemos un valor representativo para cada unidad espacial considerada. Esta agregación se realizó mediante la utilización de la media agregada. La utilización de este estadístico queda justificada por su robustez frente a otros alternativos.

4. RESULTADOS

El análisis de resultados se ha estructurado en dos partes. En la primera parte, analizamos el proceso de convergencia regional en la productividad de las Pymes industriales durante el período 1996-2003 diferenciando en función de las submuestras consideradas. En la segunda parte, utilizamos los contrastes LM robustos para contrastar la existencia de efectos espaciales en cada submuestra y, en el caso de detectar tales efectos, procedemos a su modelización y estimación.

4.1. Análisis de regresión del modelo de beta convergencia

Los resultados de la estimación⁵ del modelo de beta convergencia incondicional especificado en la expresión (1) se muestran en la tabla 2. La estimación de este modelo se lleva a cabo tanto para toda la muestra (Tabla 2, columna a), como para las submuestras correspondientes Baja-Media (Tabla 2, columna b) y a Alta-Media (Tabla 2, columna c) Tecnología.

En primer lugar, vemos que los coeficientes Beta obtenidos son significativos y negativos en los tres casos. El signo negativo indica que las provincias que partie-

⁴ No afecta al coeficiente de beta convergencia estimado el considerar la variable a precios corrientes o a precios constantes (véase Anexo 1).

⁵ Estas estimaciones se realizaron mediante Máxima Verosimilitud. Dadas las propiedades que presenta (Anselin, 1988), este método de estimación es uno de los más utilizados.

ron de valores de productividad laboral por debajo de la media presentan una tasa de crecimiento productivo más elevada que las que partieron de valores de productividad por encima de la media. Por tanto, este resultado confirma la existencia de un proceso de convergencia regional en cada una de las estimaciones. De acuerdo con este resultado, en el largo plazo se espera alcanzar un estado estacionario, en el cual todas las provincias presentarán las mismas tasas de crecimiento en productividad de las Pymes industriales.

TABLA 2
Estimación del modelo de beta convergencia.

		a. Estimación de la muestra conjunta	b. Baja-Media Tecnología	c. Alta-Media Tecnología	d. Alta-Media Tecnología con interacciones espaciales
Constante		0.3045* (0.0002)	0.2570* (0.0034)	0.3593* (0.0001)	0.3971* (0.0000)
Beta		-0.0258* (0.0013)	-0.0211* (0.0135)	-0.0316* (0.0005)	-0.0353* (0.0000)
Coeficiente de efecto espacial		—	—	—	0.0671** (0.0783)
Velocidad		2.89%	2.32%	3.64%	4.15%
Años de interacción		26.49	32.35	21.56	19.24
LIK		171.027	166.782	142.082	143.324
AIC		-338.054	-329.564	-260.165	-282.648
Contrastes dependencia espacial	LMLAG	0.0307 (0.7621)	0.1342 (0.7021)	1.0862* (0.1973)	—
	LMLE	0.1407 (0.7075)	0.1667 (0.6830)	2.9785* (0.084)	—
	LMERR	0.5534 (0.4569)	0.1695 (0.6804)	0.0613 (0.8044)	—
	LMEL	0.5632 (0.4023)	0.2032 (0.7032)	0.1682 (0.7075)	—
Jarque Bera		3.0755 (0.2148)	0.8333 (0.6592)	0.8052 (0.6536)	0.2769 (0.5987)
White test		0.4471 (0.7996)	2.6019 (0.2722)	0.4016 (0.8180)	0.750 (0.687)
B-P test de heteroscedasticidad		0.3898 (0.5323)	1.2795 (0.2579)	0.2138 (0.6438)	0.3260 (0.5679)

Estas estimaciones se han llevado a cabo mediante Máxima Verosimilitud. Entre paréntesis se ha incluido el p-valor. * Significativo al 5%. ** Significativo al 10%. LIK es el valor máximo de la función de verosimilitud. LMLAG, LMEL, LMERR y LMEL son los tests de los Multiplicadores de Lagrange para detectar la existencia de efectos espaciales en el modelo. Jarque-Bera es un test para contrastar la normalidad de los residuos. Mediante el B-P (Breuch-Pagan) test contrastamos la heteroscedasticidad del modelo.

En segundo lugar, diferenciando entre submuestras, tenemos que para el total de la muestra (Tabla 2, columna a) la velocidad de convergencia es de 2.89%. Este

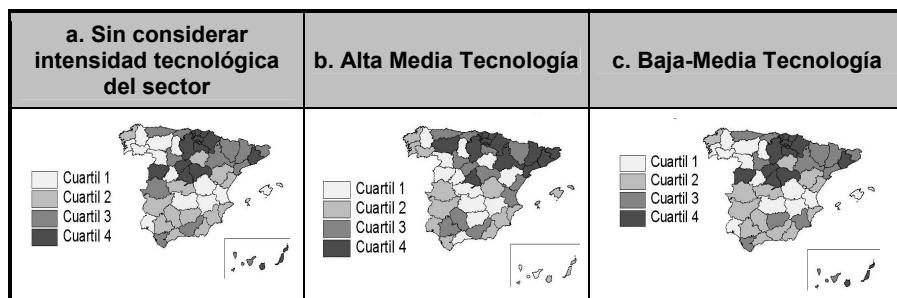
valor, se refiere a la tasa de crecimiento anual del proceso de convergencia regional que hemos detectado. Además, a esta tasa de crecimiento le corresponden 26 años de interacción. Siendo éste el número de años necesarios para recorrer la mitad de la distancia que separa la situación actual del estado estacionario que se espera alcanzar en el largo plazo.

Por otro lado, considerando las estimaciones correspondientes a cada submuestra vemos que la velocidad de convergencia correspondiente a las Pymes pertenecientes a la submuestra de Alta-Media Tecnología es de 3.64% (Tabla 2, columna c), mientras que en las Pymes de Baja-Media Tecnología es de un 2.32% (Tabla 2, columna b). Por tanto, la submuestra correspondiente a Baja-Media Tecnología presenta una velocidad de convergencia menor que la de Alta-Media Tecnología. Un resultado análogo es obtenido para el caso de los años de interacción. Así, para la submuestra de Baja-Media Tecnología el número de años de interacción 32.35, mientras que para Alta-Media Tecnología es de 21.56 años.

4.2. Contrastación y modelización de los efectos espaciales en el proceso de beta convergencia incondicional

Los resultados obtenidos en las estimaciones que acabamos de analizar, se basan en la hipótesis de independencia en el término de perturbación del modelo. Este supuesto es muy restrictivo en modelos de corte transversal, ya que, la mayor parte de las variables analizadas en este contexto presentan un cierto componente espacial. Así, en la figura 1, representamos la distribución espacial de la productividad en cada submuestra para el conjunto de años considerados. En esta figura observamos que la distribución de esta variable no es homogénea en el espacio, sino que presenta mayores niveles de productividad en la zona del noreste de la península y menores niveles en el suroeste. Este comportamiento viene determinado por la existencia de cierto componente espacial que no está siendo considerado en las estimaciones anteriormente.

FIGURA 1
Distribución de la productividad de las PYMES por cuartiles en función de la intensidad del sector. Media valores 1996-2003.



Fuente: elaboración propia a partir del programa Geoda 0.9.5-i.

De aquí deducimos la posibilidad de que existan una serie de efectos espaciales que estén afectando al proceso de convergencia, y que al no ser especificados en el modelo, queden recogidos en el término de perturbación. En caso de ser así, romperíamos con el supuesto de independencia y, por consiguiente, los resultados anteriormente obtenidos estarían sesgados.

Por este motivo, es necesario contrastar la aleatoriedad de los términos de perturbación de las estimaciones realizadas, frente a la posibilidad de que este término contenga una estructura espacial que afecte al proceso de convergencia. Para ello, calculamos los contrastes robustos de los Multiplicadores de Lagrange y aplicamos el método de selección de modelos propuesto por Anselin y Florax (1995). Los resultados de estos contrastes, así como su posterior modelización se han realizado adoptando como matriz de pesos una matriz binaria de primer orden estandarizada⁶. En la correspondiente columna de cada estimación de la tabla 2 aparecen los valores obtenidos para los LM tests. De este modo, vemos que en el caso de la muestra agregada (Tabla 2, columna a) y en el de la submuestra correspondiente a Baja-Media Tecnología (Tabla 2, columna b) los LM aceptan la hipótesis nula. Este resultado confirma que en estas dos estimaciones no existe un componente espacial en el modelo que afecte al proceso de convergencia. Sin embargo, para la submuestra correspondiente a Alta-Media Tecnología (Tabla 2, columna c) los resultados varían. Así, tenemos que los contrastes LM-ERR y LM-EL aceptan la hipótesis nula y los contrastes LM-LAG y LM-LE rechazan dicha hipótesis. Por tanto, concluimos a favor de la existencia de un componente espacial que está influyendo en la estimación de esta submuestra. Además, este componente espacial es de tipo sustantivo (expresión (4)).

Utilizando esta especificación, los efectos espaciales quedan recogidos mediante la incorporación, en la parte explicativa del modelo, del retardo espacial de la variable dependiente. El coeficiente correspondiente a este término lo hemos llamado “coeficiente de efecto espacial” (expresión (4)). Los resultados de esta estimación aparecen en la tabla 2 (columna d) anterior. En este caso, volvemos a obtener un coeficiente Beta negativo y significativo, indicando, nuevamente, que existe un proceso de convergencia regional en la productividad de las Pymes correspondientes a Alta-Media Tecnología. Además, el “coeficiente de efecto espacial” es positivo y significativo. La significatividad de este término indica que el proceso de convergencia regional correspondiente a esta submuestra no depende exclusivamente de las condiciones internas de cada provincia, sino que también se ve influenciado por el crecimiento en productividad de las provincias vecinas. El signo positivo del coeficiente (Tabla 2, columna d), determina que esta relación es positiva. La relación positiva se manifiesta a través de las velocidades de convergencia.

⁶ Siguiendo estudios previos desarrollados en este ámbito geográfico, para integrar las Islas Baleares en la matriz de pesos se consideran como regiones vecinas a estas islas los llamados “países Valencia” (Gerona, Barcelona, Tarragona, Castellón, Valencia y Alicante). Por otro lado, en las Islas Canarias, suponemos que sus provincias están interconectadas entre sí y aisladas del resto (Santa Cruz de Tenerife es vecina de Las Palmas y viceversa).

Así vemos que, la velocidad de convergencia modelizando los efectos espaciales (4.15%) es superior a la obtenida en el caso de no considerar tales efectos (3.64%).

5. DISCUSIÓN

La influencia del espacio en distintos contextos económicos está siendo cada vez más analizada (Ciccone 2002). Este hecho se debe, por un lado, al desarrollo de teorías que consideran el papel crucial de este factor en distintos ámbitos económicos, y por otro, al desarrollo metodológico de la disciplina conocida como econometría espacial. Esta metodología permite detectar la existencia de efectos espaciales y posteriormente modelizarlos. A pesar de esto, las contribuciones aplicadas que consideran efectos espaciales en distintos ámbitos económicos aún son escasas. En este sentido, una de las líneas de investigación más analizada es la que se basa en el análisis de la influencia de los efectos espaciales sobre el crecimiento de la productividad, medido en términos de convergencia. La importancia de estas aplicaciones, se debe al papel fundamental de la productividad en los actuales sistemas económicos y, a las posibles implicaciones de política regional que pueden derivarse de estos estudios. La mayor parte de las contribuciones empíricas desarrolladas en este contexto se han desarrollado sin diferenciar entre agentes económicos. A diferencia de estas aportaciones, nuestro trabajo analiza la influencia de los efectos espaciales en los procesos de convergencia regional considerando la Pyme como unidad de estudio. La importancia de estas empresas viene determinada por su mayor dinamismo y por su capacidad de adaptación al entorno económico (Fernández y Nieto, 2001). No obstante, la mayor parte de estudios aplicados que consideran las Pymes como unidad de estudio, se encuentran con los problemas originados por la escasez de datos económico-financieros relativos a este tipo de empresas (González, Correa y Acosta, 2002). Para superar esta limitación, nos basamos en la información contable, obtenida de una base de datos constituida por cuentas anuales de distintas empresas.

Utilizando esta información, y realizando las correspondientes estimaciones, detectamos un proceso de convergencia regional en la productividad en las Pymes industriales españolas, tanto a nivel agregado como para las submuestras correspondientes a Alta-Media Tecnología y Baja-Media Tecnología. Este resultado coincide con estudios previos que también concluyen a favor de dicho proceso para las provincias españolas (Villaverde, 2004; Dall'erba, 2005). Sin embargo, a diferencia de estudios anteriores hemos considerado exclusivamente las Pymes como agente económico. Continuando con este análisis de resultados, examinamos los valores que hemos obtenido en las velocidades de convergencia. En relación a estos valores obtenemos varias conclusiones. En primer lugar, siguiendo a Arellano (2006) el valor numérico de la velocidad puede orientarnos acerca del nivel de crecimiento del proceso de convergencia en comparación con valores anteriormente obtenidos. De acuerdo con este autor, una velocidad de convergencia superior al

2% se considera como media-elevada. Teniendo en cuenta esta referencia, observamos que nuestros resultados indican que la velocidad de convergencia obtenida para las Pymes industriales españolas puede considerarse media-elevada en las tres estimaciones. En segundo lugar, la velocidad de convergencia que hemos obtenido para la muestra agregada (2.89%) es próxima a la velocidad obtenida en el estudio realizado por Dall'erba (2005) para la convergencia en el sector industrial español. Este resultado confirma el elevado peso de las Pymes industriales en el sistema productivo analizado. En tercer lugar, considerando las diferencias existentes entre las submuestras, los resultados obtenidos indican que la submuestra correspondiente a Alta-Media Tecnología presenta una velocidad de convergencia más elevada que la submuestra correspondiente a Baja-Media Tecnología. Este resultado corrobora el de Zozaya (2007), según el cual las empresas correspondientes a sectores de alta tecnología tienen mayores capacidades productivas que el resto (entre otras, presentan una superior capacidad innovadora y de inversión en capital).

Por último, examinando la influencia de los efectos espaciales en el proceso de convergencia, obtenemos que esta relación sólo está presente en las Pymes industriales pertenecientes a la submuestra de Alta-Media Tecnología. Este resultado confirma la conclusión a la que llega Dayasindhu (2002). Según este autor, las relaciones de interacción entre distintas unidades empresariales serán más acentuadas en el caso de empresas con un contenido tecnológico más elevado dando lugar a un mayor aprovechamiento de las ventajas de localización a este tipo de empresas.

6. CONCLUSIONES Y FUTURAS LÍNEAS DE INVESTIGACIÓN

Este estudio examina la evolución de la productividad en las Pymes industriales españolas en términos de convergencia, diferenciando en función de la tecnología sectorial. Para desarrollar este análisis utilizamos información contable procedente de los registros mercantiles. Tras confirmar la existencia de convergencia regional tanto para la muestra agregada como para cada una de las submuestras consideradas, detectamos que, para el caso de la submuestra de Alta-Media Tecnología, los efectos de interacción espacial entre unidades son suficientemente significativos como para aumentar la velocidad del proceso estimado.

La importancia de este análisis queda justificada desde distintas vertientes. Así, desde un punto de vista teórico, contrastamos las relaciones de convergencia regional considerando agentes económicos específicos, Pymes, para llevar a cabo este estudio. Desde un punto de vista metodológico, utilizamos herramientas procedentes de una rama de la econometría que es relativamente reciente: econometría espacial. Además, también hay que destacar el papel fundamental de este tipo de contribuciones en resultados de política regional en Pymes. De acuerdo con este último aspecto, una política de apoyo a las Pymes pasa necesariamente por mejorar su productividad, por la modernización de procesos y de gestión, y por acelerar los esfuerzos de innovación, como forma de incrementar su competitividad y favore-

cer su internacionalización (Vallés, 2006). Teniendo en cuenta estos aspectos, nuestro estudio corrobora la necesidad de aplicar políticas que fomenten el desarrollo de empresas pertenecientes a sectores industriales de alta tecnología. De este modo, la composición sectorial resultante dará lugar a mayores niveles de productividad y a valores de competitividad elevados. Por otro lado, a partir de nuestro análisis concluimos que, para favorecer las condiciones de las empresas de baja tecnología, es importante la aplicación de políticas que promuevan los efectos de externalización empresarial, sobre todo en el ámbito de las Pymes. De este modo, las desventajas iniciales derivadas de la especialización productiva, o de la escasa dimensión productiva, pueden compensarse por medio de la activación de procesos de imitación en entornos territoriales (Trullén, 2006).

Las limitaciones de este trabajo provienen fundamentalmente de la base de datos utilizada, limitación común a la mayoría de los estudios empíricos que analizan a la Pyme. En este sentido, la cobertura de la muestra (alrededor del 18%) podría estar infravalorando los efectos espaciales generados entre las distintas unidades económicas. Por otro lado, la escasa disponibilidad de información limita desarrollar este estudio a un nivel más desagregado, es decir, considerando unidades municipales o códigos postales en lugar de unidades provinciales.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- ANSELIN, L. (1988): *Spatial Econometrics: Methods and Models*. Kluwer Academia, Dordrecht.
- ANSELIN, L. (1998): "Exploratory spatial data analysis in a geocomputational environment". *Actas de la Conferencia de GeoComputación 1998, Bristol (UK)*, pp. 17-19.
- ANSELIN, L. y FLORAX, R. (1995): "Small sample properties of tests for spatial dependence in lineal regresión models", *New directions in spatial econometrics*. Ed. Springer, pp. 21-74.
- ARELLANO, M. (2006): "La convergencia regional en España y las causas de convergencia del PIB per cápita en Cataluña". *Ensayos-Volumen XXV*, 2, pp. 57-80.
- AUDRETSCH, D.B. (2001): "Research issues relating to structure, competition, and performance of small technology-based firms". *Small Business Economics*, 16, pp. 37-51.
- BALDWIN, R. y FORSLID, R. (2000): "The core-periphery model and endogenous growth.: Stabilizing and destabilizing integration". *Economica*, 67, pp. 307-324.
- BARRO, R.J. y SALA-I-MARTIN, X. (1991): "Convergence Across States and Regions". *Brookings Papers on Economic Activity*, 1, pp. 107-182.
- BARRO, R.J. y SALA-I-MARTIN, X. (1995): *Economics Growth*. Mc Graw Hill, New York.
- BAUMONT, C. (1997): "Croissance endogène et espace", Ed. Céliméne y Lacour : *L'intégration régionale des espaces*. Paris : Economica, pp. 33-61.
- BERA, A.K. y YOON, M.J. (1992): "Simple diagnostic tests for spatial dependence". *University of Illinois. Department of Economics. Champaign, IL*: Department of Economics: University of Illinois.
- BRADFORD, J.; McGUCKIN, R.H. y STIROH, K. (2001): "The impact of vintage and survival of productivity: evidence from cohorts of U.S. manufacturing plants". *The Review of Economics and Statistics*, 83 (2).

- BRAÜNINGER, M. y NIEBUHR, A. (2005): "Agglomeration, Spatial Interaction and Convergence in the EU". *WWA Discussion Paper*, 322. Hamburg.
- BURRIDGE, P. (1980): "On the Cliff_Ord test for spatial autocorrelation". *Journal of the Royal Statistical Society B*, 42, pp. 107-108.
- CABRERA-CASTELLANOS, L. y García-ALAMILLA, B. (2003): "Regional Convergence in Latin America: 1980-2000". *MPRA Paper 4059*, University Library of Munich. Germany.
- CAMAGNI, R. (2005): *Economía Urbana*. Eds Bosch.
- CAMISÓN, C. (2001): *La competitividad de la empresa industrial de la Comunidad Valenciana: análisis del efecto del atractivo del entorno, los distritos industriales y las estrategias empresariales*. Editorial Tirant lo Blanch. Valencia.
- CALLEJÓN, M. (2002): "Implicaciones de las nuevas teorías del crecimiento y la localización en las políticas regionales y locales". Capítulo del libro electrónico: *La Política Económica en un Mundo de Incertidumbre. V Jornadas de Política Económica. General Media. S.L. Bilbao*.
- CHASCO, C. (2003): *Econometría espacial aplicada a la predicción-extrapolación de datos microterritoriales*. Consejería de Economía e Innovación Tecnológica. Comunidad de Madrid.
- CELIKLIKOL, P. (2003): "Productivity patterns in the U.S. food and kindred products industries, a plant level analysis, 1972-1995", *The Pennsylvania State University Document*.
- CICCONE, A. (2002): "Agglomeration effects in Europe". *European Economic Review*, 46, pp. 213-227.
- COMISIÓN EUROPEA (2003): *The European Observatory for SMEs*. First Report.
- CORREA, A.; GONZÁLEZ, A.L. y ACOSTA, M., (2002): "Crecimiento y Pyme, Un estudio empírico". *Revista Europea de Dirección y Economía de la Empresa*, 11(3), pp. 76-102.
- DALL'ERBA, S. (2005): "Productivity convergence and spatial dependence among spanish regions". *Journal Geograph Syst*, 7, pp. 207-227.
- DAYASINDHU (2002): "Embeddedness, knowledge transfer, industry clusters and global competitiveness, a case study of the Indian software industry". *Technovation*, 22, pp. 551-560.
- DEL BARRIO-CASTRO, T. y LÓPEZ-BAZO, E. (2002): "New Evidence on international R&D spillovers, human capital and productivity in the OECD". *Economics Letters*, 77, pp. 41-45.
- FERNÁNDEZ, Z. y NIETO, M.J. (2001): "Estrategias y estructuras de las pymes, ¿puede ser el pequeño tamaño una fuente de ventajas competitivas?". *Papeles de Economía Española*, 89/90, pp. 256-271.
- FINGLETON, B. (2003): "Models and simulations of GDP per inhabitant across Europe's regions, A preliminary view". En B. Fingleton (ed): *European Regional Growth*. Springer-Verlag, pp. 11-53.
- FLORAX, R.; FOLMER, H. y REY, S. (1998): "The relevance of Hendry's econometric methodology". *Discussion paper 98-125/4*. Instituto Tinbergen.
- FUNKE, M. y NIEBUHR, A. (2005): "Regional Geographic R&D Spillovers and Economic Growth-Evidence from West Germany". *Regional Studies*, 39, pp. 143-154.
- GONZÁLEZ, A., CORREA, A. y ACOSTA, M. (2002): "Factores determinantes de la rentabilidad financiera de las pymes". *Revista Española de Financiación y Contabilidad*, Vol. XXXI, 112, pp. 395-430.
- HAIR, J.F.; ANDERSON, R.E.; TATHAM, R.L. y BLACK, W.C. (1999): *Análisis multivariante*, Quinta edición, Prentice Hall, Madrid.
- HUERGO, E. y JAUMANDREU, J. (2004): "Firms age, process innovation and productivity growth". *International Journal of Industrial Organization*, 22, pp. 541-559.
- Hulten, C. (2001). *Total Factor Productivity. A Short Biography*. En Hulten, Dean y Harper (eds.).

- Hulten, C., Edwin, R. y Michael, J. (2001). "New Developments in Productivity Analysis". *University of Chicago Press for the National Bureau of Economic Research*.
- KOK, J.; FRIS, P. y BROUWER, P. (2006): "On the relationship between firm age and productivity growth". *Scientific Analysis of Entrepreneurship and SMEs*.
- KOSFELD, R.; ECKE, H. y GREGER, C.(2002): "Regional convergence in unified Germany, A spatial econometric perspective". *Nomos-Press Series Edition 19*.
- MARTIN, P. y OCTAVIANO, G. (1996): "Growth and Agglomeration". *CEPR Discusión Paper Series*, 1529.
- MUR, J.; LÓPEZ, F. y ANGULO, A. (2008): "Inestabilidad y convergencia entre las regiones europeas" *Documento de trabajo FUNCAS*, 367.
- OCAÑA, C.; SALAS, V. y VALLÉS, J. (1994): "Un análisis empírico de la financiación de la pequeña y mediana empresa manufacturera española, 1983-1989". *Moneda y Crédito*, 199, pp. 57-96.
- OECD/EUROSTAT (2001): "The measurement of scientific and technological activities". *Proposed guidelines for collecting and interpreting technological innovation data*. Organisation for Economic Co-operation and Development (OECD) y Eurostat. Paris.
- PEÑA, A. (2005): "El sistema de información contable en las pequeñas y medianas empresas. Un estudio evaluativo en el área metropolitana de Venezuela". *Actualidad Contable FACES*, 11, pp. 67-79.
- POUTZIOURIS, P.; CHITTENDEN, F.; MICHAELAS, N. y OKEY, R. (2000): "Taxation and the performance of technology-based small firms in the U.K.". *Small Business Economics*, 14, pp. 11-36.
- POWER, L. (1998): "The missing link, technology, investment and productivity". *Review of Economics and Statistics*, 80 (2).
- REY, S. y MONTOURI B. (1999): "US regional income convergence a spatial econometrics perspective". *Regional Studies*, 33, pp. 145-156.
- RICE, P. y VENABLES A.J. (2004): "Spatial Determinants of Productivity, Analysis for the Regions of Great Britain". *Regional Science and Urban Economics*, 36 (6), pp. 727-752.
- ROMER, P.M. (1991): "Endogenous Technological Change". *Journal of Political Economy*, 98 (5), part II, pp. s71-s102.
- SALA-I-MARTÍN, X. (1994): *Apuntes de crecimiento económico*. Barcelona: Antoni Bosch Publicaciones.
- SANROMÁ, E. y RAMOS, R. (2000): "Capital humano local y productividad en las provincias españolas". *Documents de Treball de la Divisió de Ciencias Jurídiques, económiques i socials. Col·lecció d'Economia*, 17.
- SOLOW, R.M. (1956): "A Contribution to the Theory of Economic Growth". *The Quarterly Journal of Economics*, 70, pp. 65-94.
- TAYMAZ, E. (2002): "Are small firms really less productive? An analysis of productivity differentials and firms dynamics". *Small Business Economics*, 25, pp. 429-445.
- TRULLÉN, J. (2006): "Distritos industriales marshallianos y sistemas locales de gran empresa en el diseño de una nueva estrategia territorial para el crecimiento de la productividad en la economía española". *Economía Industrial*, 359.
- VALLÉS, J. (2006): "Balance de dos años de gestión económica y orientación hacia un nuevo modelo". *En Fundación Jaime Vera*.
- VILADECANS, E. y COSTA, M. (1999): "Concentración geográfica de la industria e integración económica de España". *Economía industrial*, 329, pp. 19-28.
- VILLAVERDE, J. (2004): "Convergencia provincial en España, un análisis espacial". *Papeles de economía española*, 100 (1), pp. 210-221.
- ZOZAYA, N. (2007): "La productividad empresarial en España". *Dirección General de Política de la Pyme*.

ANEXO 1

MODELO DE BETA CONVERGENCIA A PRECIOS CORRIENTES O A PRECIOS CONSTANTES

Consideremos el siguiente modelo de beta convergencia incondicional:

$$\frac{1}{T} \ln \left(\frac{P_{i,T}}{P_{i,0}} \right) = \alpha + \beta \ln (P_{i,0}) + \varepsilon_i \quad (5)$$

$$\varepsilon_i \approx \text{i.i.d. } (0, \sigma_\varepsilon^2)$$

donde $P_{i,t}$ es la productividad laboral a precios corrientes de la región i en el instante t , T es la longitud del período, α y β son los parámetros desconocidos que deberán ser estimados y ε_i es el término de error asociado.

En mismo modelo a precios constantes será:

$$\frac{1}{T} \ln \left(\frac{Z_{i,T}}{Z_{i,0}} \right) = \alpha' + \beta' \ln (Z_{i,0}) + \varepsilon_i \quad (6)$$

$$\varepsilon_i \approx \text{i.i.d. } (0, \sigma_\varepsilon^2)$$

donde $Z_{i,t}$ es la productividad laboral a precios constantes de la región i en el instante t , T es la longitud del período, α' y β' son los parámetros desconocidos que deberán ser estimados y ε_i es el término de error asociado. Si consideramos $Z_{i,t} = \frac{P_{i,t}}{I_{i,0}}$ y $Z_{i,0} = \frac{P_{i,0}}{I_{i,0}}$ la expresión (6) anterior puede expresarse como

$$\frac{1}{T} \ln \left(\frac{\frac{P_{i,T}}{I_{i,0}}}{\frac{P_{i,0}}{I_{i,0}}} \right) = \alpha + \beta \ln \left(\frac{P_{i,0}}{I_{i,0}} \right) + \varepsilon_i \quad (7)$$

$$\varepsilon_i \approx \text{i.i.d. } (0, \sigma_\varepsilon^2)$$

donde la expresión anterior queda como

$$\frac{1}{T} \ln \left(\frac{\frac{P_{i,T}}{I_i}}{\frac{P_{i,0}}{I_i}} \right) = \alpha + \beta \ln \left(\frac{P_{i,0}}{I_i} \right) + \varepsilon_i \quad (8)$$

$$\varepsilon_i \approx \text{i.i.d. } (0, \sigma_\varepsilon^2)$$

donde I_i es un deflactor de precios. Operando en la expresión (8):

$$\begin{aligned}\frac{1}{T} \ln \left(\frac{P_{i,T}}{P_{i,0}} \right) &= \alpha + \beta [\ln (P_{i,0}) - \ln (I_i)] + \varepsilon_i \\ \frac{1}{T} \ln \left(\frac{P_{i,T}}{P_{i,0}} \right) &= \alpha + \beta \ln (P_{i,0}) - \beta \ln (I_i) + \varepsilon \\ \frac{1}{T} \ln \left(\frac{P_{i,T}}{P_{i,0}} \right) &= \underbrace{\alpha - \beta \ln (I_i)}_{\alpha'} + \underbrace{\beta \ln (P_{i,0})}_{\beta'} + \varepsilon\end{aligned}$$

luego obtenemos que $\beta = \beta'$.

