

CONVERGENCIA PROVINCIAL EN ESPAÑA: UN ANÁLISIS ESPACIAL

José VILLAVERDE (*)

Universidad de Cantabria y FUNCAS

Resumen

Este trabajo examina el proceso de convergencia provincial registrado en España entre 1985 y 2002. Para ello, y tomando como variable de análisis la productividad del factor trabajo, estima los modelos «clásicos» de convergencia, concluyendo que ésta, en contra de lo que daban a entender trabajos previos, no se ha estancado. Tras poner de relieve las limitaciones de este tipo de enfoque, el trabajo trata de eliminarlas, para lo que, por un lado, estima la función de densidad y el grado de movilidad interno en la distribución provincial de la productividad y, por otro, toma en consideración la influencia de los posibles efectos espaciales en la mencionada distribución. La conclusión que se obtiene es triple: se confirma la existencia de convergencia provincial en productividad, se observa la existencia de un baja movilidad intradistribucional, y se pone de manifiesto la presencia de efectos espaciales.

Palabras clave: convergencia, productividad, provincias, efectos espaciales, distribución.

Abstract

This paper examines the process of provincial convergence that has taken place in Spain between 1985 and 2002. By taking labour productivity as its variable of analysis, the paper estimates the so-called «classical» models of convergence, concluding that, contrary to what had been suggested by previous work, convergence has not stagnated. After stressing the limitations of this type of approach, the paper attempts to overcome them, by, on the one hand, estimating the density function and the degree of internal mobility in the provincial productivity distribution; and on the other, by considering the influence of possible spatial effects on the aforementioned distribution. The conclusion arrived at is three-fold: we confirm the existence of provincial convergence of productivity; we reveal the low level of intradistributorial mobility, and we do indeed find spatial effects, although they do not seem to be too relevant for the convergence process.

Key words: convergence, productivity, provinces, spatial effects, distribution.

JEL classification: R12, C49, O47.

I. INTRODUCCIÓN

EL análisis de la convergencia territorial constituye, desde hace algo más de una década, un tema de estudio preferencial por parte de los economistas regionales. Retomado para el análisis económico a partir de finales de los ochenta-principios de los noventa, las contrastaciones empíricas del fenómeno de la convergencia espacial han sido innumerables y, aunque a menudo se considera que la velocidad de convergencia (allá donde se produce) ronda la cifra del 2 por 100 anual, los resultados no son concluyentes. En el caso español, la mayoría de los estudios realizados han tomado como unidad de análisis la comunidad autónoma, siendo relativamente poco abundantes los que han tenido como objetivo examinar la convergencia a escala provincial (1). Además, prácticamente ninguno de éstos se ha planteado evaluar de forma fiable la incidencia del espacio en el proceso de convergencia, siendo también relativamente escasos los trabajos que lo han hecho para otros ámbitos de referencia (2).

Pese a esta relativa falta de atención al fenómeno espacial, uno de los hechos estilizados del análisis económico territorial es que la actividad económica tien-

de a concentrarse en determinadas áreas, de las que son ejemplos evidentes, en el caso europeo, la denominada «banana azul» y, en el español, el «arco mediterráneo». La existencia de estos corredores o ejes de crecimiento pone de manifiesto que en el proceso de desarrollo económico y convergencia el espacio desempeña, indudablemente, un papel importante.

Sea como fuere, el hecho cierto es que, en general, los tradicionales análisis de convergencia no toman en cuenta el espacio, ya que tratan a las unidades geográficas objeto de estudio (estados, regiones, provincias, etc.) como si fueran absolutamente independientes unas de otras; esto implica, como es lógico, algunas limitaciones importantes de aquéllos, especialmente visibles en las estimaciones de σ y β convergencia. Este estudio pretende, en alguna medida, sortear éste y algún otro tipo de problemas comunes a lo que Sala-i-Martin (1996) denominó el «enfoque clásico de la convergencia». Para ello se toma como variable de análisis la productividad provincial del factor trabajo (3), y se efectúa su seguimiento durante el período 1985-2002.

El estudio se estructura de la siguiente forma. En la sección II se efectúa, siguiendo las pautas del men-

cionado enfoque clásico, un análisis de convergencia consistente en determinar la presencia o ausencia de ésta, entendida como convergencia σ y β . En la sección III, y ante las limitaciones que presenta este tipo de enfoque, se aborda un estudio más completo de la distribución provincial de la productividad, para lo que se estima, por un lado, la función de densidad asociada a la misma en algunos años seleccionados y, por otro, el grado de movilidad en el seno de la referida distribución. Seguidamente, en la sección IV, se examina la presencia potencial de dependencia espacial en la distribución provincial de la productividad, para lo que se acomete tanto un análisis exploratorio de datos como uno confirmatorio. Por último, la sección V presenta las principales conclusiones.

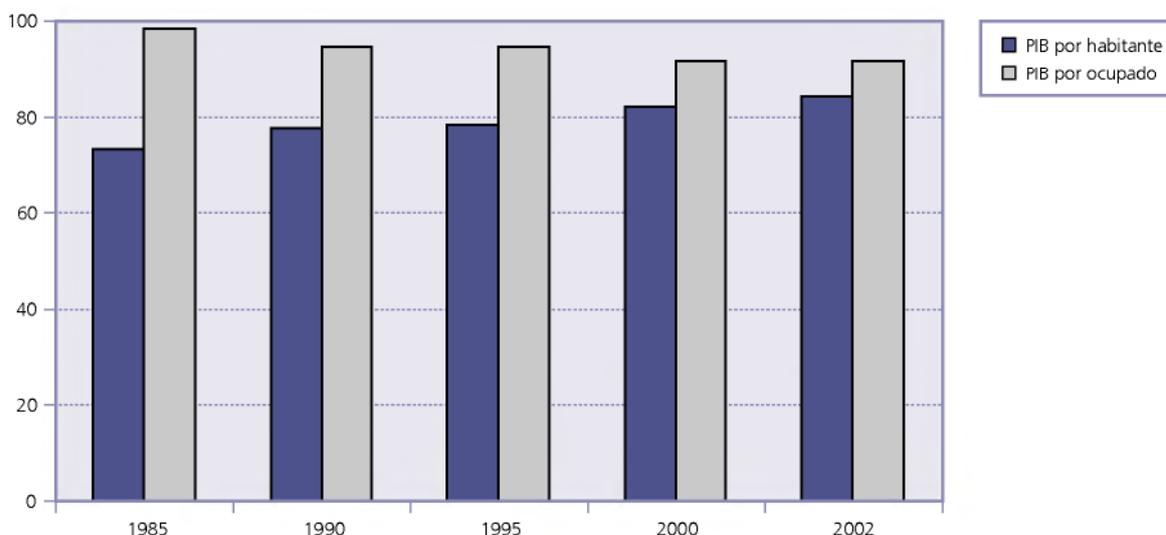
II. CONVERGENCIA PROVINCIAL EN PRODUCTIVIDAD: EL ENFOQUE CLÁSICO

La mayoría de los estudios empíricos sobre convergencia territorial toman como variable de referencia el PIB per cápita y, en menor medida, la productividad. Es conveniente recordar, no obstante, que, desde un punto de vista teórico, los modelos de crecimiento económico —en particular los de raíces neoclásicas, sobre los que se sustenta la hipótesis de β convergencia— se refieren exclusivamente a la productividad. Tal y como apunta Paci (1997), sólo en el caso de existencia de pleno empleo, y bajo el supuesto de que la relación entre población y empleo se man-

tiene constante en el tiempo y es igual para todas las unidades territoriales consideradas, es indiferente realizar el análisis en términos de PIB por habitante o de PIB por ocupado. En la práctica, sin embargo, es prácticamente imposible que se cumplan estos supuestos, lo que hace que, naturalmente, los resultados obtenidos en los análisis de convergencia difieran en función de que sea el PIB per cápita o la productividad del trabajo la variable estudiada. Un ejemplo un tanto extremo de esta situación es el que presenta, para el período muestral 1985-2002, España en relación con la Unión Europea (UE): tal y como se observa en el gráfico 1, se aprecia la existencia de un proceso de convergencia en materia de PIB por habitante, y de divergencia en lo que atañe al PIB por ocupado (4). Ante una situación como ésta, motivada por una clara divergencia de la ratio «empleo/población» entre España y la UE, y tomando en consideración lo expuesto acerca de cuál es la variable dependiente en los modelos neoclásicos de crecimiento, hemos optado por tomar a la productividad del factor trabajo como nuestra variable de referencia. Esta magnitud, a escala nacional, experimentó un crecimiento acumulado cercano al 26 por 100, lo que representa una tasa media anual del 1,3 por 100.

Centrados en la vertiente empírica, dos son las medidas de convergencia habitualmente empleadas en el análisis regional: β y σ convergencia (5). Aplicadas a nuestro caso, la primera (β convergencia) se produce cuando las provincias con niveles iniciales de

GRÁFICO 1
CONVERGENCIA REAL ESPAÑA-UE



productividad más bajos crecen, en promedio, más rápidamente que las que gozaban inicialmente de niveles más altos; la segunda, que constituye una versión más restrictiva del concepto de convergencia (6), se manifiesta cuando la dispersión de la productividad provincial disminuye con el paso del tiempo.

Nuestro punto de partida consiste en estimar una ecuación de *β* convergencia absoluta, tal como:

$$\frac{1}{T} \text{Log} \left(\frac{Y_{i,02}}{Y_{i,85}} \right) = \alpha + \beta \text{Log} (Y_{i,85}) + u_i \quad [1]$$

donde $Y_{i,t}$ es la productividad laboral de la provincia i en el año t , T es el número de años de la muestra, y u es el término de error. De acuerdo con el análisis convencional, si el coeficiente β es negativo y estadísticamente significativo, se concluye la existencia de *β* convergencia absoluta. Los resultados obtenidos, que se muestran en el cuadro n.º 1, permiten afirmar que, entre 1985 y 2002, se produjo un proceso de convergencia β absoluta en materia de productividad del factor trabajo entre las provincias españolas. Este proceso de convergencia, explicado por la regresión en más del 66 por 100, se produjo a una velocidad del 1,9 por 100 anual, lo que implica que el tiempo necesario para que las provincias cubran la mitad del *gap* de productividad existente entre su valor inicial y su estado estacionario es de 21,9

CUADRO N.º 1

ESTIMACIÓN DE LA ECUACIÓN CLÁSICA DE *β* CONVERGENCIA (MCO)

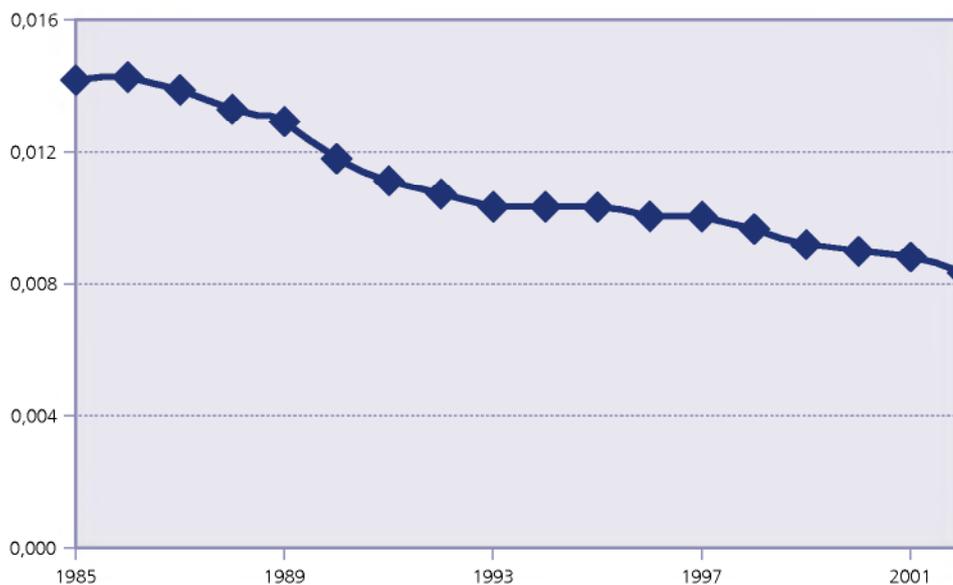
Variable dependiente: $\frac{1}{T} \text{Log} \left(\frac{Y_{i,02}}{Y_{i,85}} \right)$

	Coeficiente	t
Constante	0,20521	10,242428
β	-0,0311554	-9,885057
R ² ajustado	0,6637	
LIK	240,526	
AIC	-477,052	
SC	-473,228	

años (7). Considerando que la mayoría de las provincias con baja productividad se encuentran en el Sur del país, hemos reestimado la ecuación anterior introduciendo una *dummy* para controlar por su menor nivel de desarrollo (8); aunque la *dummy* resulta ser significativa, su pequeño valor (el coeficiente es igual a 0,0015) hace que, al plantearnos más adelante la influencia espacial, no la tomemos en consideración.

Comprobada la existencia de *β* convergencia, el gráfico 2 muestra los resultados de la *σ* convergencia, calculada como el coeficiente de variación del

GRÁFICO 2
σ CONVERGENCIA EN (LOG) PRODUCTIVIDAD



logaritmo de la productividad. Como puede verse, a lo largo del período muestral considerado se redujo la dispersión en la distribución provincial de la productividad, y a un ritmo bastante elevado: la caída experimentada por el coeficiente de variación entre 1985 y 2002 fue nada menos que del 41,6 por 100, lo que implica una velocidad de convergencia del 3,2 por 100 anual, claramente superior a la estimada para la β convergencia.

Habiendo puesto de manifiesto la presencia de ambos tipos de convergencia, una cuestión muy relevante desde el punto de visto socioeconómico, pero a la que habitualmente no se presta demasiada atención, es la forma en la que aquélla se ha producido. En el caso que nos atañe, este proceso ha tenido lugar como consecuencia de una creciente concentración de la producción y el empleo en las provincias que inicialmente disfrutaban de mayores niveles de productividad y, correlativamente, en una reducción de la participación, en ambas variables, de las provincias que en el año base eran menos eficientes; en ambos casos, y como es lógico para que la convergencia se haya producido, el proceso de concentración ha sido más intenso en el empleo que en la producción (cuadro n.º 2).

III. LA DISTRIBUCIÓN PROVINCIAL DE LA PRODUCTIVIDAD: ANÁLISIS EXPLORATORIO

Aunque ilustrativo de algunos rasgos importantes de la distribución provincial de la productividad, el análisis de la sección anterior presenta algunas limitaciones importantes: en particular, tal y como han señalado diversos autores —véase, en especial a Quah (1993, 1996a y 1996b)—, el «enfoque clásico» no captura la riqueza de la dinámica de la distribución, ya que sólo recoge algunos momentos de la misma: su media, en el caso de la β convergencia, y su varianza, en el de la σ convergencia.

Con la finalidad de solventar algunas de estas limitaciones y profundizar más en el conocimiento de la distribución provincial de la productividad en España, hemos procedido a estimar las funciones de densidad asociadas a la misma para los años inicial y final de la muestra. Al ofrecer una aproximación de la forma externa que presenta la distribución, estas funciones de densidad constituyen una síntesis de la misma más precisa que la ofrecida por las medidas de posición (β convergencia) y dispersión (σ convergencia) previamente calculadas.

CUADRO N.º 2
APORTACIONES PROVINCIALES AL VAB Y EMPLEO TOTAL
 (En porcentajes)

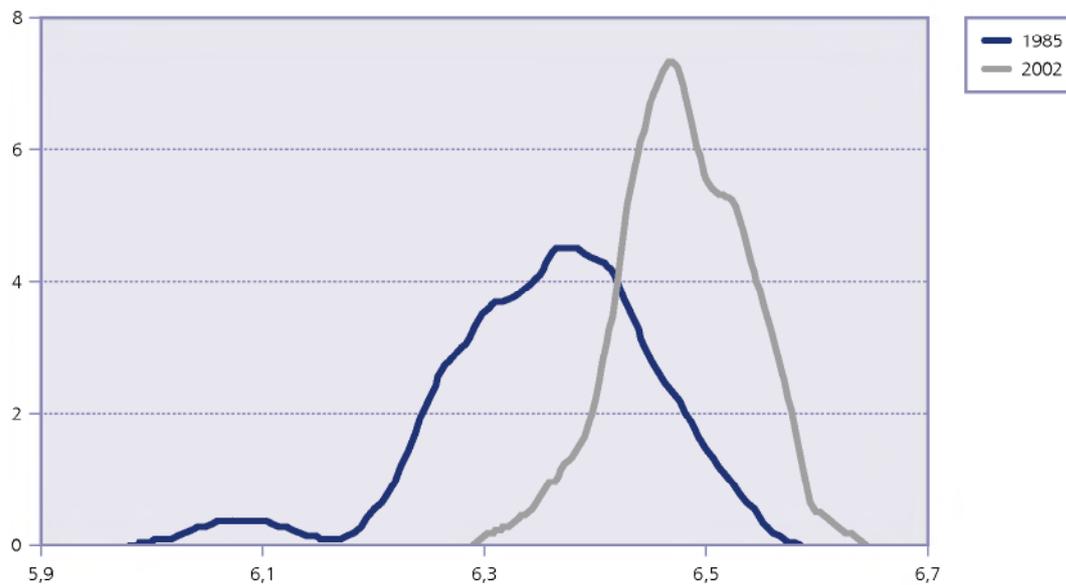
	DIEZ PROVINCIAS MÁS PRODUCTIVAS		DIEZ PROVINCIAS MENOS PRODUCTIVAS	
	1985	2002	1985	2002
PIB	47,1	47,4	8,1	7,9
Empleo	39,5	42,7	12,3	9,7

Siguiendo el procedimiento estándar, las funciones de densidad se han obtenido realizando una aproximación no paramétrica (9), mediante la aplicación del método *kernel*, y en particular estimando un *kernel* gaussiano con amplitud de ventana óptima (10). Los resultados obtenidos (gráfico 3) revelan los cambios acaecidos en la forma externa de la distribución, cambios que confirman, por una doble vía, el proceso de convergencia previamente mencionado: en primer lugar, por la reducción del coeficiente de apertura (ratio de valores extremos) de la función de densidad y, en segundo lugar, por una mayor concentración de su masa probabilística en torno a la media. Además, y en relación con la presencia de posibles fenómenos de polarización o estratificación, la comparación entre las dos funciones de densidad muestra la desaparición de un pico (moda) para niveles bajos de productividad y la aparición de otro para niveles relativamente elevados; podría concluirse, por lo tanto, que se ha sustituido una incipiente polarización provincial en niveles bajos de productividad por otra, también incipiente, en niveles altos.

Pese a la información suplementaria sobre la forma externa de la distribución provincial de la productividad (y su variación en el tiempo) ofrecida por las funciones de densidad del gráfico 3, éstas no dicen nada acerca de los cambios que hayan podido acontecer en el seno de la propia distribución. En ocasiones, sin embargo, y muy especialmente desde el punto de vista de la política económica a desarrollar, estos movimientos intradistribucionales pueden ser tanto o más relevantes que los cambios registrados en la forma externa de la distribución.

Una aproximación sencilla al tratamiento de esta cuestión consiste en la estimación de matrices de transición, ilustrativas de la probabilidad de que una provincia perteneciente a un grupo (intervalo) formado por determinados niveles de productividad salte a otro con otros niveles distintos; cuando esto se produce, se dice que hay movilidad en la distri-

GRÁFICO 3
FUNCIONES DE DENSIDAD EN (LOG) PRODUCTIVIDAD



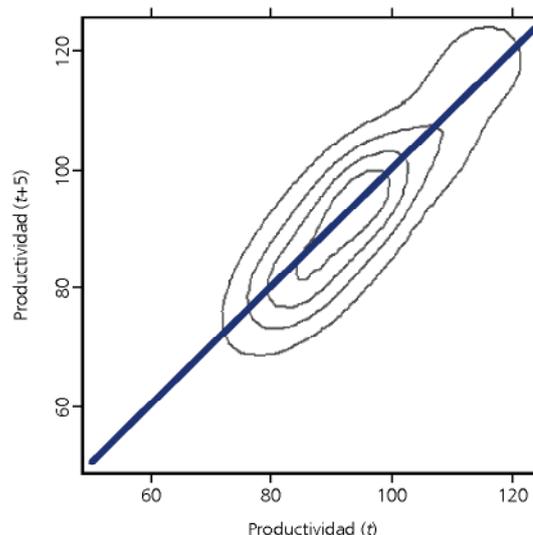
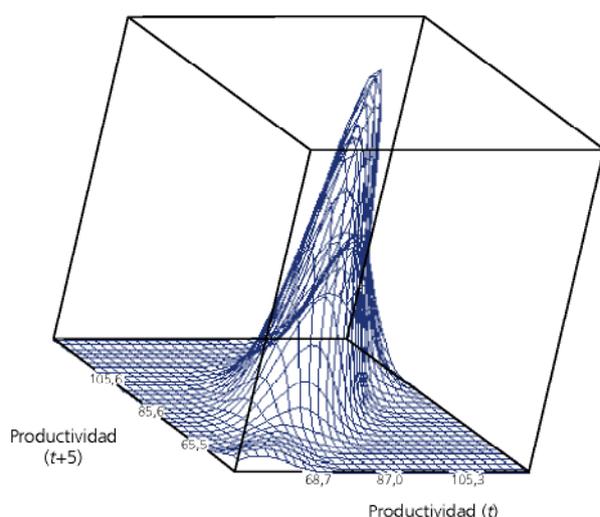
bución (tanto más cuanto más frecuente sea el cambio), mientras que, en caso contrario, se dice que hay persistencia. Este tipo de análisis, que tiene la ventaja innegable de asignar porcentajes al grado de movilidad y de persistencia, tiene el inconveniente de que los resultados obtenidos pueden depender críticamente del número de grupos o intervalos de productividad elegidos a la hora de estimar la matriz de transición; en este sentido, parece evidente que, cuanto mayor sea el número de intervalos mayor será, *ceteris paribus*, el grado de movilidad, y menor, por ende, el de persistencia.

Este problema se soluciona fácilmente mediante la estimación de un *kernel estocástico*, que proporciona, asimismo, la probabilidad de transitar entre dos niveles cualesquiera del rango de valores de la distribución provincial de la productividad: un *kernel estocástico* es, por lo tanto, conceptualmente equivalente a una matriz de transición con un número de intervalos que tiende a infinito. El gráfico 4 (panel a) presenta, en relación con la productividad del factor trabajo (tomando como base 100 la media nacional), y para el período muestral 1985-2002, el *kernel estocástico* de las provincias españolas correspondiente a transiciones de cinco años. En la parte tridimensional de este gráfico, el eje X representa los valores de la productividad en un año t , el eje Y representa los valores de la productividad cinco

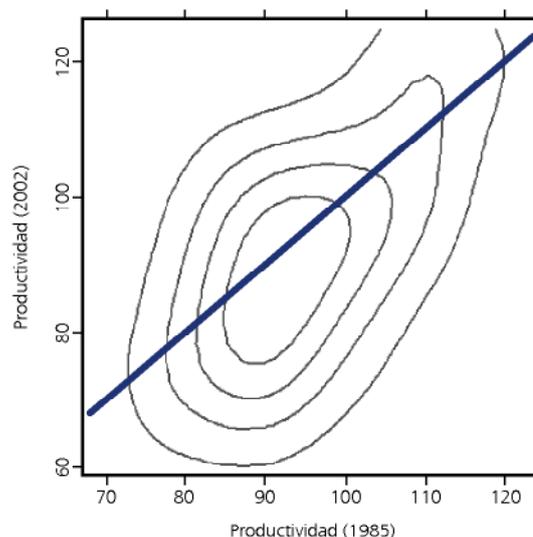
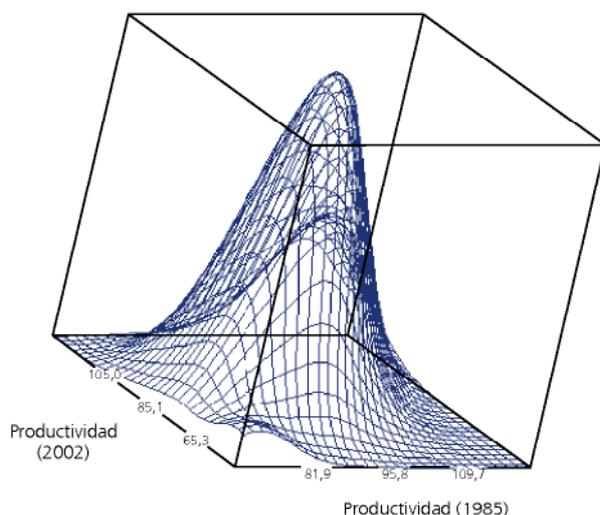
años después, mientras que el eje Z representa la densidad (o probabilidad condicionada) de cada punto en el espacio X-Y. Las líneas paralelas al eje $t+5$ muestran la probabilidad de transitar desde el punto que se considere en el eje X a cualquier otro punto en el eje Y. Dado que la masa de probabilidad se concentra sobre la diagonal positiva, se concluye que la distribución está caracterizada por un elevado grado de persistencia. Una visualización más sencilla de este fenómeno puede apreciarse en la parte bidimensional del gráfico 4, el cual recoge las líneas de contorno obtenidas al efectuar, en la parte tridimensional, cortes paralelos al espacio X-Y; las líneas así obtenidas conectan, por lo tanto, puntos de igual altura o densidad. Pues bien, teniendo en cuenta que estas líneas de contorno se sitúan en torno a la diagonal principal, se corrobora la conclusión de que el grado de movilidad en el seno de la distribución provincial de la productividad es bastante reducido o, lo que es lo mismo, que el grado de persistencia es bastante elevado. Este resultado parece bastante lógico, ya que, a priori, es previsible que, en transiciones de cinco años, los cambios en el *ranking* provincial no sean muy importantes. Por el contrario, cuando se consideran transiciones más dilatadas —diecisiete años en nuestro caso (panel b del gráfico 4)—, el grado de movilidad en el seno de la distribución es, naturalmente, mayor que en el caso anterior, pese a lo cual las líneas de contorno siguen

**GRÁFICO 4
DINÁMICA DE LA DISTRIBUCIÓN**

a) Transiciones cada cinco años



b) 1985-2002



mostrando un elevado grado de persistencia. Es precisamente este resultado el que justificaría, al menos en parte, la conveniencia de aplicar una política regional a escala nacional (11).

IV. CONVERGENCIA PROVINCIAL EN PRODUCTIVIDAD: UN ENFOQUE ESPACIAL

El análisis desarrollado en las dos secciones anteriores no ha tomado en consideración la ubicación geográfica de las provincias españolas; es, en

consecuencia, insensible a la distribución en el espacio de estas provincias. En efecto, los resultados obtenidos no se modificarían ni un ápice si, por ejemplo, Asturias estuviera localizada en Granada o Jaén en Tarragona. Esto es así porque las unidades de análisis (las provincias) han sido consideradas como absolutamente independientes entre sí, lo que deja de lado las posibles interacciones espaciales existentes entre ellas.

La localización espacial puede ser, y en algunos casos indudablemente es, de gran importancia para

los procesos de desarrollo económico y convergencia. La teoría del crecimiento endógeno y la nueva geografía económica ofrecen al respecto argumentos interesantes (efectos desbordamiento, difusión tecnológica, economías de escala, tamaño del mercado, costes de transporte, etc.) para justificar la relevancia potencial del espacio como factor de desarrollo (atraso) y convergencia (divergencia). La econometría espacial proporciona, en este sentido, diversas técnicas de análisis que tratan de evaluar el impacto de la geografía sobre los procesos mencionados (12).

Aplicando un enfoque espacial, retomamos en esta sección el estudio de la convergencia provincial en productividad con dos objetivos básicos: ofrecer, inicialmente, una perspectiva espacial del patrón de crecimiento provincial de la productividad, y extender, a continuación, el modelo de β convergencia para incluir los posibles efectos espaciales ignorados previamente.

Planteadas en nuestro caso la cuestión en términos de autocorrelación o dependencia espacial, se entiende que ésta se produce cuando hay algún tipo de relación funcional entre lo que sucede en una provincia y lo que sucede en otra u otras. El denominado análisis exploratorio de datos espaciales (AEDE) permite poner de manifiesto, a nivel univariante, la presencia o ausencia de este fenómeno de dependencia espacial mediante el cómputo de algunos estadísticos. El más conocido de todos es la I de Moran (13), que además tiene la ventaja de admitir una representación gráfica fácilmente interpretable en forma de *scatterplot* o *scattermap*. En nuestro caso, hemos optado por presentar (mapa 1) los *scattermaps* correspondientes a los años inicial y final de la muestra, los cuales permiten visualizar de forma sencilla la existencia de un fenómeno de autocorrelación espacial positivo entre las provincias españolas en materia de productividad laboral: ambos mapas muestran —el de 2002 con más nitidez— que las provincias de baja (alta) productividad relativa tienden a estar próximas entre sí, es decir, concentradas geográficamente.

Habiendo puesto de relieve la existencia de dependencia espacial positiva en la distribución provincial de la productividad, es más que posible que la ecuación de β convergencia previamente estimada también esté afectada de problemas de dependencia espacial, lo que plantea algunas dificultades con los estimadores (Anselin, 1988). Para detectar si esto es así, la econometría espacial ha diseñado toda una batería de contrastes, algunos de carácter ad

hoc (como la I de Moran) y otros basados en la estimación máximo verosímil de un modelo espacial. Entre estos últimos se consideran el test de máxima verosimilitud, el test de Wald y, sobre todo, los basados en el multiplicador de Lagrange: en relación con estos últimos, el contraste $LM-ERR$ y su asociado robusto, $LM-EL$, contrastan la ausencia de autocorrelación espacial en los residuos de la regresión, mientras que el contraste $LM-LAG$ y su asociado robusto, $LM-LE$, contrastan la ausencia de autocorrelación espacial en las variables, también denominada autocorrelación espacial sustantiva. Los resultados obtenidos en nuestro caso (véase cuadro n.º 3) ponen de manifiesto que no hay autocorrelación sustantiva, pero que sí hay autocorrelación residual (14); esto implica que una determinada perturbación en una provincia específica se propaga (desborda) por todo o parte del territorio nacional.

El procedimiento para corregir la mencionada autocorrelación en los residuos estriba en incluir en el modelo a estimar un esquema autorregresivo de dependencia espacial en el término de error, de forma tal que la nueva ecuación de regresión adopte la forma:

$$\frac{1}{T} \text{Log} \left(\frac{Y_{i,02}}{Y_{i,85}} \right) = \alpha + \beta \text{Log} (Y_{i,85}) + \varepsilon \quad [2]$$

donde $\varepsilon = \lambda W\varepsilon + u$ siendo $u \approx N(0, \sigma^2 I)$

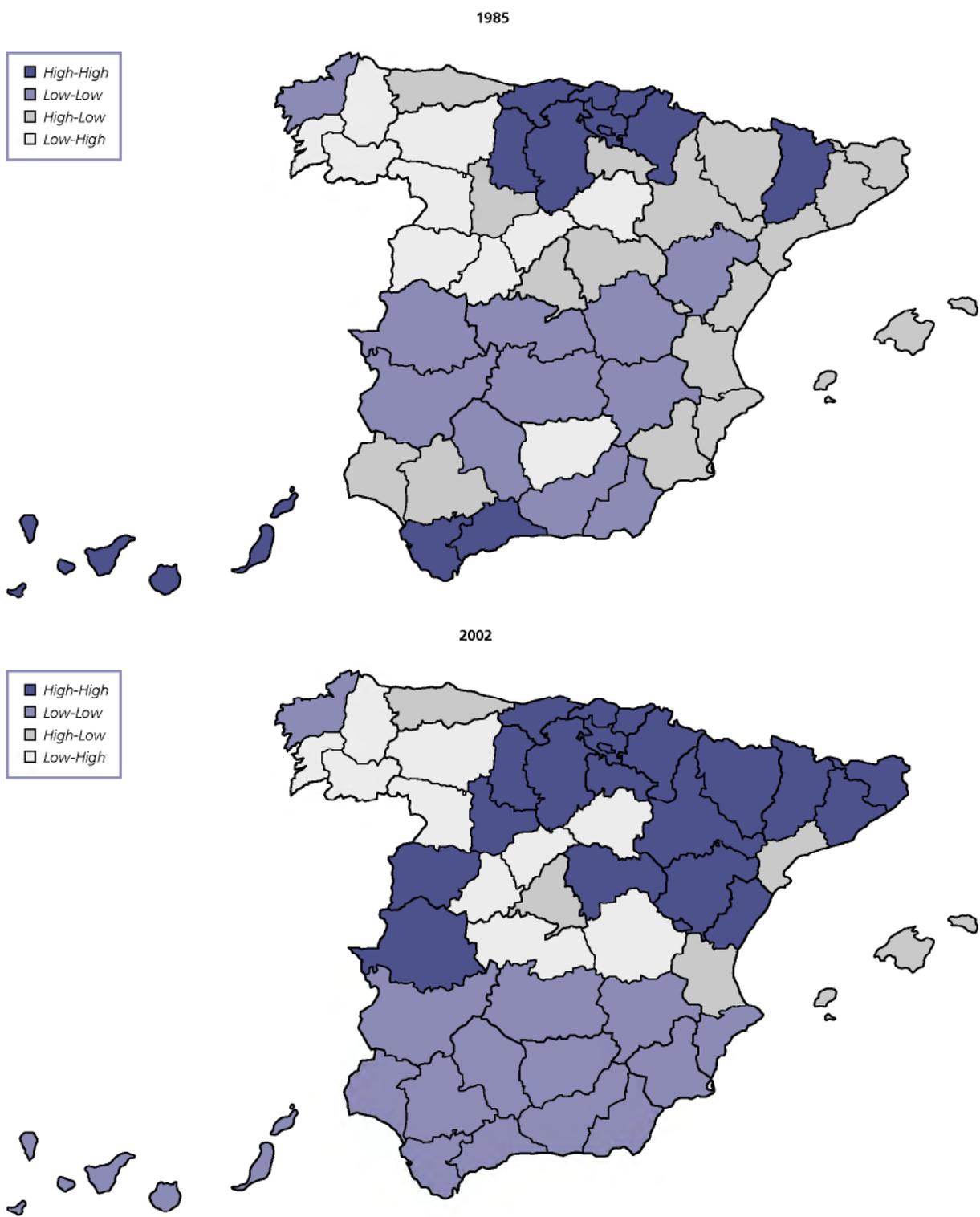
En esta nueva ecuación, λ es el parámetro autorregresivo que expresa la intensidad de la autocorrelación espacial (interdependencias) en el término de error, mientras que W es representativa de la matriz de pesos, definida, al igual que en el caso del *scattermap* de Moran, en términos de la inversa de la distancia estandarizada: sus elementos $w_{i,j}$ reflejan la intensidad de la interdependencia entre las provincias i y j . En este modelo los efectos de dependencia (difusión) espacial se muestran a través de dos vías, ya que la tasa de crecimiento de la productividad de una provincia i está influida, por un

CUADRO N.º 3

DIAGNÓSTICO DE LA REGRESIÓN DE β CONVERGENCIA

	Valor	p-valor
I -Moran.....	5,936381	0,000000
$LM-ERR$	24,434674	0,000000
$LM-EL$	6,259792	0,012351
$LM-LAG$	19,441868	0,000000
$LM-LE$	0,266986	0,605361

MAPA 1
SCATTERMAPS DE MORAN



CUADRO N.º 4

ESTIMACIÓN ESPACIAL DE LA ECUACIÓN DE β CONVERGENCIA

Variable dependiente: $\frac{1}{T} \text{Log} \left(\frac{Y_{i,02}}{Y_{i,85}} \right)$

	Coefficiente	z
Constante	0,200307	10,242428
β	-0,0303736	-13,289972
λ	0,830104	8,088082
LIK	249,560	
AIC	-495,120	
SC	-491,296	

lado, por las tasas de crecimiento de las demás provincias y, por otro, por su propio nivel inicial de productividad, ponderado en ambos casos por W (15).

Los resultados de la estimación de esta nueva ecuación de β convergencia se presentan en el cuadro n.º 4. Como se observa, todos los coeficientes, incluido el correspondiente al parámetro autorregresivo λ , son significativos (16). Además, este modelo presenta, en comparación con el anterior, unos mejores resultados, sea cual sea la medida de bondad de ajuste que se considere: así sucede, en efecto, tanto en relación con el contraste de máxima verosimilitud (LIK), que pasa de 240,5 a 249,6, como en lo que concierne a los contrastes de información de Akaike (AIC), que pasa de -477,1 a -495,1, y Schwartz, que pasa de -473,2 a -491,3.

El proceso de convergencia, una vez que se toma en consideración la presencia de autocorrelación espacial en los residuos, se produce a una velocidad ligeramente inferior a la del modelo clásico —1,8 por 100 anual frente a 1,9 (17)—, lo que implica que el tiempo necesario para que las provincias cubran la mitad del *gap* que les separa de su estado estacionario es ahora de 22,5 años, frente a los 21,9 en el caso clásico.

V. CONCLUSIONES

En contra de lo que los primeros trabajos sobre convergencia provincial daban a entender, el proceso de convergencia real entre las provincias españolas ha seguido funcionando a lo largo del período de análisis cubierto en este estudio. Esta convergencia, que ha sido tanto del tipo β como del σ , y que se ve corroborada al examinar las correspondientes funciones de densi-

dad, se ha producido en paralelo con un creciente proceso de concentración del PIB y del empleo en las provincias más eficientes; más intenso, naturalmente, en el empleo que en el PIB. Si este último resultado es preocupante desde un punto de vista socioeconómico, justificando por ende la aplicación de una política regional compensatoria a escala nacional, la escasa movilidad en el seno de la distribución provincial de la productividad constituye un argumento adicional a favor de la mencionada política. Finalmente, el trabajo ha puesto de manifiesto la existencia de una cierta dependencia espacial entre las provincias españolas, hecho que nos ha llevado a reestimar la ecuación de β convergencia; los resultados así obtenidos, mejores que los del modelo clásico, confirman la existencia de β convergencia a una velocidad ligeramente inferior a la del mencionado modelo.

NOTAS

(*) Agradezco la ayuda y comentarios realizados por A. Maza.

(1) Entre los estudios pioneros sobre convergencia provincial —que, en líneas generales, ponían de manifiesto que el proceso de convergencia se había atemperado (o estancado) desde principios de los noventa—, pueden citarse los de DOLADO, GONZÁLEZ-PÁRAMO y ROLDÁN (1994); GARCÍA GRECIANO, RAYMOND y VILLAVERDE (1995); VILLAVERDE (1996), y VILLAVERDE y SÁNCHEZ-ROBLES (1998). Más recientemente puede verse, entre otros, a GOERLICH y MAS (2001).

(2) En estos casos, las unidades de análisis suelen ser las regiones europeas (véase, por ejemplo, a LÓPEZ BAZO *et al.* 1999, y VILLAVERDE y MAZA, 2003, entre otros) o los estados norteamericanos (REY y MONTOURI, 1999).

(3) La productividad del trabajo se ha calculado, en términos reales (pesetas constantes de 1986), como cociente entre el PIB y el empleo, utilizándose, para ambas variables, las series de FUNCAS. En relación con el PIB, y dados los cambios introducidos en la metodología SEC-95, ha habido que enlazar la serie (a precios de factores) de 1985-1999 con la serie (a precios básicos) de 1995-2002. En cuanto al empleo, hay que dejar constancia de la existencia de un salto en 1995 como consecuencia de las modificaciones sufridas en la *Encuesta de población activa*.

(4) El gráfico está realizado a partir de datos tomados de la publicación *Síntesis de indicadores*, del Banco de España; el PIB está expresado en paridades de poder de compra.

(5) Una exposición pormenorizada de los indicadores de convergencia más comúnmente empleados puede verse en VILLAVERDE (2004).

(6) Es de sobra conocido que la β convergencia es una condición necesaria pero no suficiente para la σ convergencia. La presencia de σ convergencia implica no sólo que $\beta < 0$, sino también que $-1 < \beta < 0$.

(7) La velocidad de convergencia se calcula a partir de la expresión: $-\text{Log}(1 + \beta T)/T$. A su vez, la expresión utilizada para calcular el tiempo necesario para cubrir la mitad de la diferencia que separa a la productividad de las provincias de la correspondiente a su estado estacionario es: $\tau = -\text{Log}(2)/\text{Log}(1 + \beta)$.

(8) De forma un tanto discrecional, las provincias incluidas en el «Sur» son todas las andaluzas y extremeñas más Murcia, Alicante, Ciudad Real, Toledo, Cuenca y Albacete.

(9) En este tipo de aproximación no se impone, a priori, ninguna forma funcional a la distribución; como se dice comúnmente, la estimación no paramétrica «deja hablar a los datos».

(10) Un *kernel* puede entenderse como una versión suavizada de un histograma; la amplitud de ventana del *kernel* refleja el grado de suavidad empleado en la estimación de la función de densidad.

(11) La conveniencia de esta política se ve reforzada en virtud de la creciente concentración del PIB y el empleo señalada en la sección segunda.

(12) Un análisis ilustrativo del contenido de la econometría espacial puede verse en MORENO y VAYÁ (2002), entre otros.

(13) Este indicador se utiliza para contrastar la hipótesis nula de que la variable analizada se distribuye aleatoriamente en el espacio.

(14) El test robusto *LM-LE* no se rechaza al 95 por 100, por lo que se concluye que no hay autocorrelación sustantiva. Por el contrario, el test *LM-ERR* y su robusto, *LM-EL* registran unos *p-valores* menores que 0,05, lo cual indica que se rechaza la hipótesis nula (ausencia de autocorrelación espacial) en los residuos; se concluye, por lo tanto, que la ecuación de *β convergencia* estimada previamente presenta dependencia espacial en los residuos. Cuando, como en nuestro caso, hay autocorrelación residual, las estimaciones de los parámetros son, al igual que en un contexto temporal, ineficientes, aunque insesgadas.

(15) La manipulación de la ecuación [2] (véase, TORAL, 2002, o ANSELIN, 2003) permite obtener la ecuación siguiente, en la que el tercer y cuarto sumando del segundo miembro hacen referencia a los efectos espaciales arriba mencionados:

$$\frac{1}{T} \text{Log} \left(\frac{Y_{i,02}}{Y_{i,85}} \right) = \text{constante} + \beta \text{Log} (Y_{i,85}) + \rho W \frac{1}{T} \text{Log} \left(\frac{Y_{i,02}}{Y_{i,85}} \right) + \gamma W \frac{1}{T} \text{Log} (Y_{i,85}) + u$$

donde $\rho = \lambda$; $\gamma = -\lambda\beta$

(16) El hecho de que el parámetro λ sea significativo y positivo confirma lo que los contrastes de dependencia espacial sugerían acerca de la estimación mínimo-cuadrática.

(17) Éste es un resultado bastante general en este tipo de análisis, tal y como puede verse, por ejemplo, en los mencionados trabajos de REY y MONTOURI (1999), y MORENO y VAYÁ (2002).

BIBLIOGRAFÍA

ANSELIN, L. (1988), *Spatial Econometrics: Methods and Models*, Kluwer, Dordrecht.
 — (2003), «Spatial externalities, spatial multipliers, and spatial econometrics», *International Regional Science Review*, 26 (2): 153-166.

DOLADO, J. J.; GONZÁLEZ-PÁRAMO, J.M., y ROLDÁN, J.M. (1994), «Convergencia económica entre las provincias españolas: evidencia empírica (1955-1989)», Banco de España, *Documento de Trabajo*, n.º 9406.

GARCÍA GRECIANO, B.; RAYMOND, J. L., y VILLAVERDE, J. (1995), «La convergencia de las provincias españolas», *PAPELES DE ECONOMÍA ESPAÑOLA*, número 64: 38-53.

GOERLICH, F., y MÁS, M. (2001), *La evolución económica de las provincias españolas (1955-1998)*, vol. II, *Desigualdad y Convergencia*, Fundación BBVA.

LÓPEZ BAZO, E.; VAYÁ, E.; MORA, A. J., y SURIÑACH (1999), «Regional economic dynamics and convergente in the European Union», *Annals of Regional Science*, 33: 334-370.

QUAH, D. (1993), «Gallton's fallacy and tests of the convergence hypothesis», *Scandinavian Journal of Economics*, 95 (4): 427-443.

— (1996a), «Regional convergence clusters in Europe», *European Economic Review*, 40 (3-5): 951-958.

— (1996b), «Empirics for economic growth and convergence», *European Economic Review*, 40 (6): 1353-1375.

MORENO, R., y VAYÁ, E. (2002), «Econometría espacial: nuevas técnicas para el análisis regional. Una aplicación a las regiones europeas», *Investigaciones Regionales*, 1: 83-106.

PACI, R. (1997), «More similar and less equal: Economic growth in the European Regions», *Weltwirtschaftliches Archiv*, 133 (4): 609-634.

REY, S., y MONTOURI, B. (1999), «US regional income convergence: A spatial econometric análisis», *Regional Studies*, 33 (2): 143-156.

SALA-I-MARTIN, X. (1996), «The classical approach to convergence analysis», *Economic Journal*, 106 (437): 1019-1036.

TORAL, A. (2002), «La mesure de la distance dans le processus de convergence regionale en Espagne», *Revue d'Économie Régionale et Urbaine*, n.º 5: 789-803.

VILLAVERDE, J. (1996), «Desigualdades provinciales en España, 1955-1991», *Revista de Estudios Regionales*, n.º 45: 89-108.

— (2004), «Indicators of real economic convergence. A primer», *UNUCRIS e-Working Papers W-2004/2*.

VILLAVERDE, J., y SÁNCHEZ-ROBLES, B. (1998), «Disparidades provinciales y clubes de convergencia en España», *Revista de Estudios Regionales*, número 52: 177-199.

VILLAVERDE, J., y MAZA, A. (2003), «Desigualdades regionales y dependencia espacial en la Unión Europea», *CLM-Economía*, 2: 109-128.