

LA PRODUCTIVIDAD INDUSTRIAL EN LAS REGIONES DE LA UNIÓN EUROPEA, 1980-2003

UNA PERSPECTIVA SECTORIAL

José VILLAYERDE CASTRO
Adolfo MAZA FERNÁNDEZ

Universidad de Cantabria

Resumen

Este trabajo examina la evolución de la productividad industrial europea entre 1980 y 2003. Haciendo uso de diversas técnicas de análisis, concluye que: 1) la dispersión regional y sectorial es bastante elevada; 2) las ganancias de productividad agregada se deben, en su totalidad, a aumentos en la productividad de los sectores; 3) se aprecia un débil proceso de convergencia beta, tanto a escala agregada como sectorial; 4) la materialización de este proceso se sustenta, exclusivamente, en el efecto crecimiento de la productividad sectorial, y 5) se pone de relieve la existencia de dependencia espacial que, cuando es convenientemente tratada, aumenta de forma considerable la velocidad de convergencia a nivel agregado.

Palabras clave: convergencia, productividad, ramas industriales, efectos espaciales, movilidad.

Abstract

This article examines the development of European industrial productivity between 1980 and 2003. Making use of various analytical techniques, it concludes that: 1) regional and sectoral dispersion is quite high; 2) aggregated productivity gains are due in their entirety to increases in sectoral productivity; 3) a weak beta convergence process is observed, but at an aggregate and sectoral level; 4) the embodiment of this process is sustained solely by the growth effect of sectoral productivity, and 5) there is clear evidence of the existence of spatial dependence, which, when handled properly, considerably increases the rate of convergence at the aggregate level.

Key words: convergence, productivity, industrial branches, spatial effects, mobility.

JEL classification: R11, F15, O52.

I. INTRODUCCIÓN

La productividad es, sin duda alguna, un concepto difícil de definir y, por lo tanto, de medir. Pese a ello, existe un consenso ampliamente generalizado, tanto desde el punto de vista analítico como desde la vertiente empírica, de que las ganancias de productividad constituyen, a medio y largo plazo, la principal fuente de crecimiento y generación de riqueza. Asimismo, y aun cuando hay que reconocer que sería un tanto ingenuo (y equivocado) describir la competitividad de una economía únicamente en función de su productividad, no es menos cierto que ésta, junto con la tasa de ocupación, constituye uno de los indicadores más solventes de la «competitividad revelada» de esa economía y, por lo tanto, de su nivel de desarrollo y potencial de crecimiento (Gardiner *et al.*, 2004).

Siendo esto así, no debe sorprendernos la preocupación que, en los últimos años, se observa entre los responsables políticos y económicos de la Unión Europea (UE) ante la persistente pérdida de dinamismo de la productividad comunitaria, especialmente si se compara este último con el experimentado en otros ámbitos como, por ejemplo, los Estados Unidos (McGukin y van Ark, 2003); de ahí, también, la pretensión de

la Comisión Europea, lanzada en la Cumbre de Lisboa de 2000, de convertir a la Unión, en el horizonte del año 2010, «en la economía basada en el conocimiento más competitiva y dinámica del mundo, capaz de crecer económicamente de manera sostenible con más y mejores empleos y con mayor cohesión social».

El análisis de la productividad agregada de una economía puede realizarse desde distintas perspectivas. Una de las más interesantes, ilustrativas y sencillas de acometer es la que considera que la productividad agregada no es más que la resultante del comportamiento de dos vectores, uno de ellos representativo de las productividades sectoriales y el otro ilustrativo de la distribución sectorial de la actividad económica. En consecuencia, parece evidente que los cambios en la productividad agregada han de venir explicados por cambios en las productividades de los sectores, por variaciones en la mencionada distribución sectorial (más conocidas como «cambio estructural») o, como sucede a menudo, por una combinación de ambos elementos.

Pues bien, con referencia al período comprendido entre 1980 y 2003, este trabajo centra su atención en el estudio de la productividad industrial de la UE desde una perspectiva regional. La base de datos utiliza-

da para acometer esta tarea es la *Cambridge Econometrics*, que, en relación con el sector industrial entendido en sentido amplio (productos energéticos y manufacturados), ofrece información homogénea para una desagregación sectorial en diez ramas de actividad.

Este trabajo consta de otros tres apartados principales más uno adicional de conclusiones. En el apartado II se aborda el estudio de la productividad agregada de la UE y sus regiones, tanto desde el punto de vista de la forma externa de la distribución como de la movilidad dentro de la misma. A continuación se examina la pauta de crecimiento de la productividad agregada, analizándose qué parte de este crecimiento es achacable a mejoras en la productividad de las ramas y cuál lo es al cambio estructural. El apartado III está dedicado al análisis de la convergencia beta convencional desde una perspectiva tanto agregada como sectorial; asimismo, examina la contribución a la convergencia de la productividad agregada de los dos componentes previamente mencionados. En el apartado IV llevamos a cabo algunos tests para detectar la presencia de dependencia espacial y, tras haber revelado su existencia, procedemos a realizar un análisis de convergencia de la productividad regional que toma en cuenta esta dependencia espacial. Como es habitual, el trabajo finaliza presentando las conclusiones más relevantes.

II. LA PRODUCTIVIDAD INDUSTRIAL EN LA UNIÓN EUROPEA

1. La productividad industrial en la UE: rasgos generales

Aunque hay distintas formas de entender la productividad, la más convencional de todas es la que se refiere a la eficiencia productiva de una determinada fuerza de trabajo, entendida como el *output* obtenido por trabajador ocupado. Teniendo en cuenta esta definición, el gráfico 1 recoge las funciones de densidad representativas de la distribución regional de la productividad agregada en los años inicial y final de la muestra; al respecto, se observan, entre otros, dos rasgos de interés: por un lado, que el número de regiones con valores similares a la media es mayor en 2003 que en 1980, lo que implica convergencia y, por otro, que en 2003 hay algunos atisbos de que la distribución presenta, además de la moda principal, otras dos de naturaleza secundaria, lo que supone la presencia de un fenómeno de estratificación. La representación gráfica de las productividades relativas de las regiones europeas en los dos años mencionados (gráfico 2) tiende, en cierta medida, a corroborar esto, apreciándose, además, algunos indicios de dependencia espacial.

GRÁFICO 1
FUNCIONES DE DENSIDAD DE LA PRODUCTIVIDAD AGREGADA

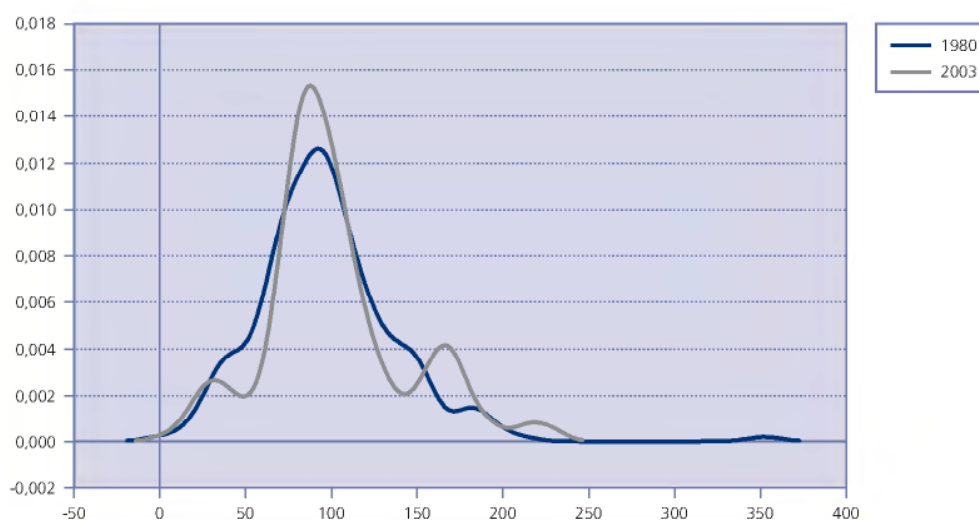
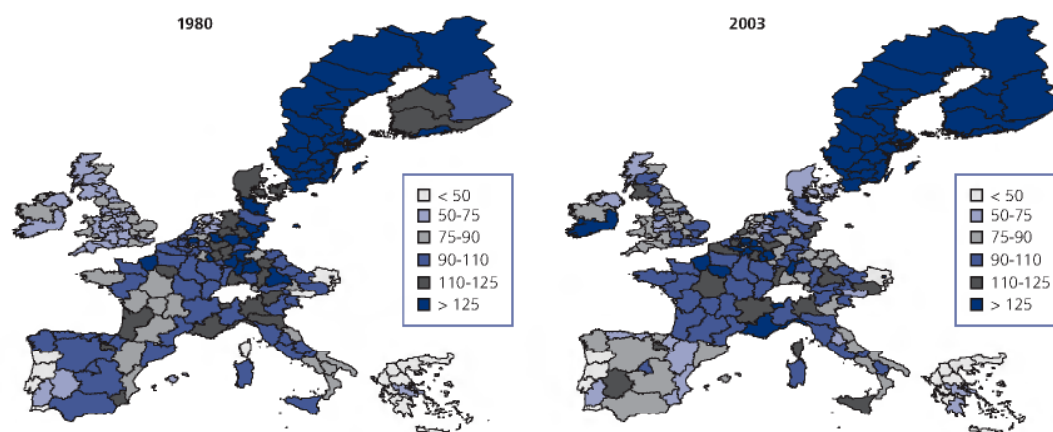


GRÁFICO 2
PRODUCTIVIDADES RELATIVAS (UE = 100)



La consideración detenida de los mapas del gráfico 2 muestra, asimismo, que algunas regiones han modificado su situación relativa con el paso del tiempo, lo que indica diferencias importantes en su ritmo de crecimiento. Aunque sobre esta cuestión se insiste ampliamente en el resto del trabajo, valga señalar de momento (cuadro n.º 1) que, anotando la productividad agregada europea un crecimiento promedio del 3,1 por 100 anual acumulativo, ésta ha variado desde un mínimo de -2,5 por 100 en Ionia Nisia (Grecia) hasta un máximo de 8,8 por 100 en Southern and Eastern (Irlanda).

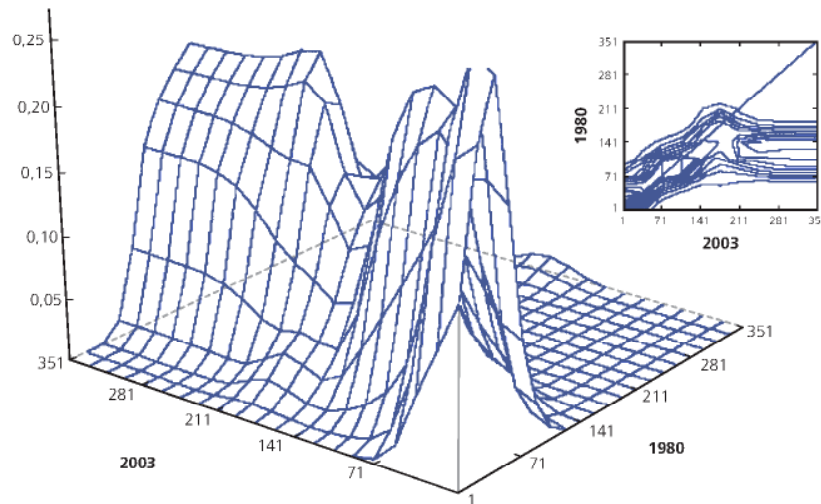
La forma más sencilla y coherente de analizar la relevancia de los cambios mencionados dentro de la distribución consiste en el cómputo de las conocidas matrices de transición. No obstante, su utilización lleva implícito un problema evidente: sus resultados dependen del número y amplitud de los intervalos considerados. Debido a esto, algunos autores (Quah, 1997; Stokey y Lucas, 1989, entre otros) prefieren analizar la dinámica dentro de la distribución por medio de una aproximación continua basada en el cómputo de *kernels* estocásticos, que no son otra cosa que el equivalente a una ma-

CUADRO N.º 1

CRECIMIENTO DE LA PRODUCTIVIDAD

Sectores	Mínimo	Máximo	Media	Coefficiente de variación
1. Productos energéticos	-3,9	10,3	3,3	0,8
2. Minerales y metales féreos y no féreos	-6,5	18,1	1,8	2,1
3. Minerales y productos no metálicos	-5,3	10,3	2,2	0,9
4. Productos químicos	-2,5	14,2	4,3	0,5
5. Productos metálicos	-2,8	9,8	3,3	0,5
6. Material de transporte	-5,4	12,3	4,4	0,5
7. Alimentos, bebidas y tabaco	-3,0	10,9	2,3	0,9
8. Textiles, cuero, calzado y vestido	-10,3	12,6	2,0	1,2
9. Papel, artículos de papel e impresión	-4,2	6,9	1,1	1,5
10. Industrias diversas	-2,7	9,4	2,4	0,9
Total	-2,5	8,8	3,1	0,4

GRÁFICO 3
KERNEL ESTOCÁSTICO DE LA PRODUCTIVIDAD AGREGADA



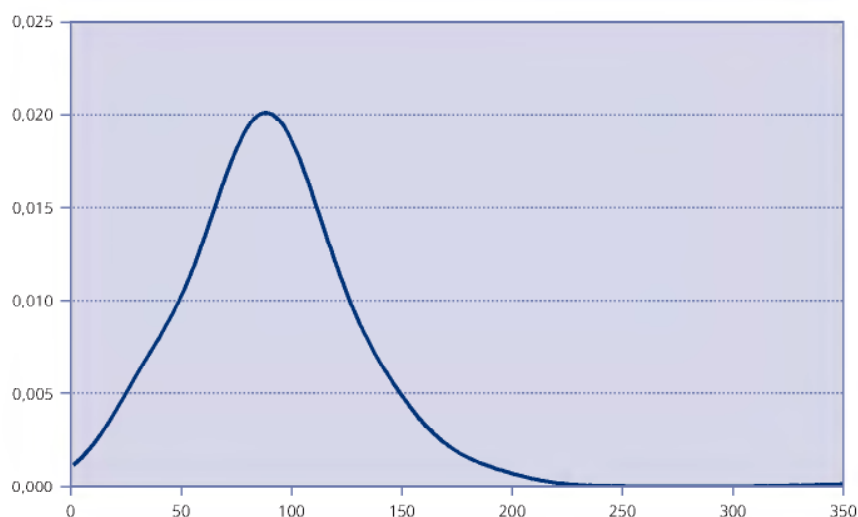
triz de transición con un número de intervalos que tiende a infinito.

Teniendo esto en cuenta, hemos procedido a estimar un *kernel* estocástico para la productividad relativa agregada. A la hora de interpretar los resultados de esta estimación, que se muestran en el gráfico 3, hay que tomar en consideración que, en el gráfico tridimensional, los ejes X e Y representan la productividad relativa en los años 1980 y 2003, mientras que el eje Z mide la densidad (o probabilidad) condicionada de cada punto del espacio X-Y; las líneas paralelas al eje Y muestran la probabilidad de transitar desde el punto que se considere del eje X a cualquier otro punto del eje Y. Asimismo, los valores de los ejes y su amplitud indican, de nuevo, las disparidades regionales entre niveles de productividad relativa existentes en Europa al inicio y final del período estudiado. Por otro lado, el gráfico bidimensional muestra las curvas de contorno, obtenidas al efectuar un corte paralelo a los ejes X e Y para distintos valores de la densidad. La interpretación del *kernel* es más sencilla si atendemos a este último gráfico, de modo que si las curvas de contorno se sitúan a lo largo de la diagonal positiva (recogida en el gráfico) el grado de movilidad es reducido, mientras que si no lo hacen, ha existido movilidad, tanto mayor cuanto más se alejen las curvas de la mencionada diagonal.

Como puede apreciarse en las curvas de contorno, la movilidad regional en los niveles de productividad total ha sido reducida; esto es, la mayor parte de las regiones europeas no han cambiado de situación relativa —al menos no en gran medida— en el lapso temporal analizado. No obstante, se aprecia también —véase que, para niveles altos de productividad relativa en 2003, las curvas de contorno se alejan de la diagonal— que algunas regiones han mejorado sustancialmente su posición relativa entre 1980 y 2003: aunque estas regiones no se pueden identificar en el gráfico, una revisión de los datos muestra que entre las que han exhibido una mayor movilidad hay que mencionar a Southern and Eastern (Irlanda), Burgenland (Austria), Åland (Finlandia), Vlaams Brabant (Bélgica) y Extremadura.

Si los cambios arriba reseñados se mantuvieran en el tiempo, darían como resultado lo que se conoce como «distribución ergódica», representativa de la distribución de equilibrio a largo plazo. En nuestro caso (gráfico 4) se observa que esta distribución presenta sólo una moda que, además, está muy próxima a la media. En definitiva, parece que en la situación de equilibrio a largo plazo resulta poco probable la existencia de polos o *clusters* entre las regiones europeas.

GRÁFICO 4
DISTRIBUCIÓN ERGÓDICA DE LA PRODUCTIVIDAD AGREGADA



2. El crecimiento de la productividad agregada: un ejercicio de descomposición por ramas de actividad

Conocidos los rasgos más representativos de la productividad agregada en las regiones europeas, queremos indagar en este apartado acerca de algunos de los factores que, a priori, podrían explicar su crecimiento. Reconociendo que existen varios enfoques que pueden ayudar a ofrecer una respuesta a esta cuestión, hemos optado por aplicar uno de los más ilustrativos: se trata de determinar qué parte del crecimiento de la productividad agregada ha sido motivado por el aumento de la productividad en las distintas ramas y qué parte ha sido debida al cambio estructural.

En relación con el crecimiento sectorial de la productividad, el mencionado cuadro n.º 1 muestra los valores medios y extremos de ésta, observándose, en particular, que las ramas de *Material de transporte* y *Productos químicos* fueron las más dinámicas, mientras que la de *Papel, artículos de papel e impresión* fue la que anotó un menor crecimiento. Además, se aprecia que, en todos los casos, la dispersión regional fue bastante acusada (obsérvense los valores mínimos y máximos), siendo el sector de *Minerales y metales ferreos y no ferreos* el que presenta un coeficiente de variación más elevado.

En cuando al cambio estructural en el empleo, lo estimamos mediante el cómputo del grado de correlación entre las estructuras productivas correspondientes a los años inicial y final de la muestra (Jackson y Petrakos, 2001). Así pues, el coeficiente de cambio estructural (CCE) es el siguiente:

$$CCE = Cor [s_{ik(t)}, s_{ik(t+\tau)}] \quad [1]$$

donde s_{ik} representa la participación del empleo del sector k en la región i en el empleo total de esa región, t es el año base y T es el año, distinto del base, para el que se calcula el coeficiente. Naturalmente, cuanto más próximo esté su valor a la unidad menos intenso es el cambio estructural registrado, mientras que un valor igual o próximo a -1 sería representativo de un vuelco total en la estructura productiva. Los resultados obtenidos, mostrados en el cuadro n.º 2, ponen de manifiesto que, en general, el cambio estructural ha sido de muy pequeña entidad. No obstante, hay que reseñar algunos comportamientos «atípicos», siendo el más llamativo de todos el que se produjo en el Valle de Aosta (Italia), región en la que el CCE alcanzó su valor mínimo, bien que positivo (0,460); el máximo, por el contrario, correspondió a la región de Estocolmo (0,999).

Al objeto de tomar en consideración la influencia que los dos efectos antes mencionados —el cre-

CUADRO N.º 2

COEFICIENTE DE CAMBIO ESTRUCTURAL EN EL EMPLEO

Indicador	CCE
Mínimo	0,460
Máximo	0,999
UE-15	0,987
Desviación típica	0,080
Coefficiente de variación	0,081

cimiento de la productividad por sectores y el cambio estructural— han tenido en la evolución de la productividad agregada, seguimos el enfoque aplicado por Bernard y Jones (1996), que nos permite escribir que:

$$\%[(\Delta P/P)/T] = \sum_k [\Delta P_k/P] \bar{w}_k/T + \sum_k [\bar{P}_k/P] \Delta w_k/T \quad [2]$$

donde k representa los sectores, P la productividad, w el peso del empleo del sector k en el empleo total y un guión sobre una variable representa su valor medio entre el año inicial y final de la muestra. En esta expresión, el lado de la izquierda es ilustrativo de la tasa de crecimiento de la productividad agregada, mientras que, en el de la derecha, el primer sumando hace referencia al denominado «efecto de crecimiento de la productividad sectorial (ECPS)» y el segundo sumando recoge el «efecto de cambio estructural (ECE)».

La aplicación de la expresión anterior a los años 1980 y 2003 nos ha permitido extraer, para el con-

junto de la UE, los resultados que se muestran en el cuadro n.º 3, de los que se puede concluir que:

1) La principal causa del crecimiento de la productividad agregada en la UE se encuentra en el crecimiento de la productividad a escala sectorial. De hecho, el «efecto de crecimiento de la productividad sectorial» es responsable del 100,49 por 100 del aumento de la productividad agregada. Esto significa, naturalmente, que el «efecto de cambio estructural» —esto es, la reasignación del empleo entre los distintos sectores de actividad— ha desempeñado un papel completamente marginal, además de negativo, en el crecimiento de la productividad agregada europea.

2) Tal y como se puso de relieve con anterioridad, el cuadro n.º 3 corrobora que todos los sectores productivos contribuyeron positivamente al aumento de la productividad agregada, siendo los de *Productos metálicos* y *Textiles, cuero, calzado y vestido* los que, respectivamente, registraron la mayor y menor aportación.

3) El efecto de crecimiento de la productividad fue positivo en todos los sectores, aunque especialmente importante en el ya mencionado de *Productos metálicos*. En contrapartida, el efecto de cambio estructural tuvo una aportación positiva sólo en la mitad de los casos. Por último, hay que subrayar que, aunque la contribución relativa de este efecto al crecimiento de la productividad agregada de la UE ha sido muy pequeña en todos los sectores, ha habido algunos en los que tal contribución al crecimiento total de la productividad en el propio sector ha sido considerable; este es el caso, por ejemplo, del sector

CUADRO N.º 3

DESCOMPOSICIÓN SECTORIAL DEL CRECIMIENTO DE LA PRODUCTIVIDAD EN LA UE-15

SECTORES	TOTAL			EN PORCENTAJE SOBRE EL TOTAL		
	ECPS	ECE	ET	ECPS	ECE	ET
1	0,69	-0,10	0,59	15,90	-2,37	13,53
2	0,15	-0,03	0,12	3,51	-0,71	2,80
3	0,14	-0,01	0,13	3,22	-0,14	3,08
4	0,67	0,10	0,78	15,53	2,34	17,87
5	1,39	0,02	1,40	31,91	0,41	32,31
6	0,59	-0,05	0,53	13,52	-1,20	12,31
7	0,39	0,07	0,46	9,07	1,59	10,66
8	0,16	-0,09	0,07	3,63	-2,12	1,50
9	0,05	0,07	0,12	1,12	1,70	2,82
10	0,13	0,00	0,13	3,09	0,01	3,10
Total	4,36	-0,02	4,34	100,49	-0,49	100,00

de *Textiles, cuero, calzado y vestido*, en el que el efecto de cambio estructural redujo el crecimiento de su productividad en más de un 56 por 100; asimismo, en el sector del *Papel, artículos de papel e impresión*, la contribución del efecto de cambio estructural al crecimiento de la productividad (tanto de la agregada como de la del propio sector) fue muy superior a la del efecto de crecimiento de la productividad sectorial. En todos los demás casos, la preponderancia de este último efecto sobre el de cambio estructural fue considerable.

III. LA CONVERGENCIA EN PRODUCTIVIDAD: UNA PERSPECTIVA CONVENCIONAL

Tras haber descrito los principales rasgos de la productividad en la UE, dedicamos los dos próximos apartados a examinar si un proceso de convergencia regional ha tenido lugar en Europa y, supuesto que la respuesta sea positiva, examinar los factores que se encuentran detrás de tal proceso.

1. Convergencia en productividad: Una perspectiva agregada y sectorial

Iniciamos el análisis estimando, tanto a nivel agregado como sectorial, ecuaciones de convergencia beta absoluta, del tipo:

$$\gamma_i = \alpha + \beta \ln P_{i,0} + \varepsilon_i \quad [3]$$

donde γ_i es la tasa de crecimiento de la productividad de cada región entre 1980 y 2003, y $P_{i,0}$ es el nivel inicial de la productividad (1). Los resultados de estas estimaciones se muestran en el cuadro n.º 4. Como

se observa en la primera columna, parece haberse producido un ligero proceso de convergencia absoluta en materia de productividad agregada entre las regiones europeas, ya que el coeficiente asociado a la productividad inicial resulta, aunque reducido (-0,009), negativo y estadísticamente significativo.

En este cuadro se han incluido, además de los resultados directos de la estimación, dos indicadores adicionales. Por un lado, la velocidad de convergencia (2), cuyo contenido informativo va más allá del valor del coeficiente beta, y por otro, el número de años que serían necesarios, si se mantuviera la velocidad de convergencia, para cubrir la mitad de la distancia que separa a las regiones europeas de su estado estacionario (3). Como puede observarse, los valores relativos de estos dos indicadores son, respectivamente, el 1 por 100 y 75 años.

Respecto al análisis de convergencia tradicional por sectores, los resultados se muestran en el mencionado cuadro n.º 4. Resalta, en primer lugar, el hecho de que parece haber existido convergencia en todos los sectores, aunque las diferencias entre ellos han sido importantes. Así tenemos que, por un lado, *Productos químicos e Industrias diversas* son las ramas en las que el proceso de convergencia ha sido más intenso, con velocidades de convergencia de un 2 y un 1,8 por 100 anual, respectivamente. Esto indica que el número de años necesario para reducir a la mitad la distancia al estado estacionario es de 42 y 46 años, lo que muestra la lentitud del proceso. En el extremo opuesto, la velocidad de convergencia ha sido mucho más reducida en los sectores de *Productos metálicos*, *Papel, artículos de papel e impresión*, y *Minerales y metales ferreos y no ferreos*, con valores en torno al 1 por 100.

CUADRO N.º 4

CONVERGENCIA BETA CONVENCIONAL

Indicador	Total	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
Constante.....	0,043	0,058	0,044	0,059	0,076	0,041	0,058	0,062	0,066	0,042	0,069
Estadístico t	5,712	9,111	6,597	6,864	9,002	5,078	6,707	7,942	6,368	5,739	8,043
Beta.....	-0,009	-0,013	-0,008	-0,012	-0,016	-0,009	-0,013	-0,013	-0,014	-0,009	-0,015
Estadístico t	-5,488	-9,361	-5,913	-6,567	-8,956	-4,840	-6,953	-7,548	-6,119	-5,679	-7,877
R²	0,125	0,298	0,146	0,172	0,282	0,099	0,189	0,215	0,152	0,133	0,230
Velocidad de convergencia...	0,010	0,015	0,009	0,014	0,020	0,010	0,015	0,015	0,016	0,010	0,018
Años para cubrir la mitad de la distancia al estado estacionario	75	53	85	56	42	79	52	53	50	76	46

2. Las contribuciones sectoriales a la convergencia en la productividad agregada

Como se recordará, en el último epígrafe del apartado anterior descompusimos el crecimiento de la productividad agregada en dos elementos: uno de ellos ilustrativo del crecimiento de las productividades sectoriales y el otro representativo del cambio estructural. Como complemento a ese análisis, en este epígrafe pretendemos desentrañar la aportación de cada uno de estos dos factores al proceso de convergencia que se ha puesto de manifiesto en relación con la productividad agregada. Con este propósito aplicamos, nuevamente, el método propuesto por Bernard y Jones (1996) y utilizado, recientemente, por Van Ark *et al.* (2003); tal y como se ha indicado previamente, este enfoque se basa en elaborar una medida del crecimiento de la productividad para cada región en relación con su crecimiento en la UE. De este modo, y partiendo de la ecuación [2] referida anteriormente, encontramos que, si esta relación se mantiene tanto para cada región analizada como para la UE en su conjunto, la diferencia entre la variación anualizada de la productividad agregada en una región *i* y en la UE, en porcentajes, se puede expresar como:

$$\begin{aligned} \%[(\Delta P/P)/T]_i - \%[(\Delta P/P)/T]_{UE} = \\ = \sum_k (ECP_{k,i} - ECP_{k,UE}) + \sum_k (ECE_{k,i} - ECE_{k,UE}) \end{aligned} \quad [4]$$

cuando la productividad inicial de la región *i* sea menor que la de la UE (4). De este modo, los resultados obtenidos al aplicar la ecuación [4] a nuestros datos

se recogen en el cuadro n.º 5, del que se pueden extraer las siguientes conclusiones (5):

1) El proceso de convergencia ha sido debido, en su totalidad, al efecto crecimiento de la productividad sectorial. De hecho, este efecto representa un 110,49 por 100 del total, lo que supone, naturalmente, que la contribución del cambio estructural ha sido negativa (del -10,49 por 100); lo cual demuestra que las variaciones en el *mix* industrial, lejos de ser un factor de convergencia, han provocado un aumento en las disparidades regionales en Europa.

2) Si desglosamos el análisis por sectores productivos, se observa cómo todos ellos, con la única excepción del de *Material de transporte*, han contribuido a la reducción de los desequilibrios en la productividad agregada. Por orden de prelación, las aportaciones más sustanciales al proceso de convergencia han sido las de *Alimentos, bebidas y tabaco* y *Productos energéticos*, con una contribución del 35 y el 30 por 100 respectivamente, seguidos a mucha distancia por los *Productos metálicos*, con una aportación algo superior al 10 por 100.

3) Si, para finalizar, observamos de nuevo, aunque a escala sectorial, los valores de los efectos «crecimiento» y «cambio estructural», los resultados más destacables son, para el primer caso, que el correspondiente a la rama de *Material de transporte* es negativo (6), mientras que el segundo, el cambio estructural, sólo ha favorecido la convergencia, y de forma bastante débil, en los sectores de *Minerales y metales ferreos y no ferreos*, *Productos metálicos*, *Papel, artículos de papel e impresión* e *Industrias diversas*.

CUADRO N.º 5

CONTRIBUCIONES SECTORIALES A LA VARIACIÓN EN EL DIFERENCIAL MEDIO DE LA PRODUCTIVIDAD AGREGADA

SECTORES	TOTAL			EN PORCENTAJE SOBRE EL TOTAL		
	ECPS	ECF	ET	ECPS	ECF	ET
1.....	0,11	-0,02	0,09	38,30	-7,91	30,38
2.....	0,01	0,01	0,02	2,77	3,29	6,06
3.....	0,03	0,00	0,02	8,70	-1,32	7,38
4.....	0,02	-0,01	0,01	7,44	-3,43	4,01
5.....	0,03	0,00	0,03	9,91	0,37	10,28
6.....	-0,02	0,00	-0,02	-5,91	-0,23	-6,14
7.....	0,12	-0,01	0,10	40,02	-5,00	35,02
8.....	0,02	0,00	0,01	5,64	-0,72	4,92
9.....	0,00	0,01	0,00	-0,78	1,88	1,10
10.....	0,01	0,01	0,02	4,40	2,59	6,99
Total.....	0,32	-0,03	0,29	110,49	-10,49	100,00

IV. LA CONVERGENCIA EN PRODUCTIVIDAD: UNA PERSPECTIVA ESPACIAL

1. Dependencia espacial en la distribución regional de la productividad

De acuerdo con lo expuesto en el apartado II, parecería atisbarse la existencia de una cierta dependencia espacial entre determinadas regiones en materia de productividad (véase, de nuevo, el gráfico 2). Para comprobar si esto es así, iniciamos este apartado analizando este fenómeno con más detalle (7).

En particular, la existencia de dependencia (o autocorrelación) espacial (8) puede ser contrastada por medio del estadístico conocido como I de Moran. La aplicación de éste a la media de la productividad relativa durante el período 1980-2003, utilizando como matriz de distancias la inversa de la distancia estandarizada, ofrece el resultado esperado (cuadro n.º 6). La I de Moran adopta un valor positivo (0,1721 en 1980 y 0,1626 en 2003) y estadísticamente significativo a un nivel del 99 por 100; esto pone de relieve

que una buena parte de las regiones con índices de productividad elevados (reducidos) están rodeadas por regiones con las mismas características. Por lo tanto, las regiones europeas no deben considerarse como observaciones independientes, ya que existe una tendencia global a su agrupación geográfica por niveles de productividad.

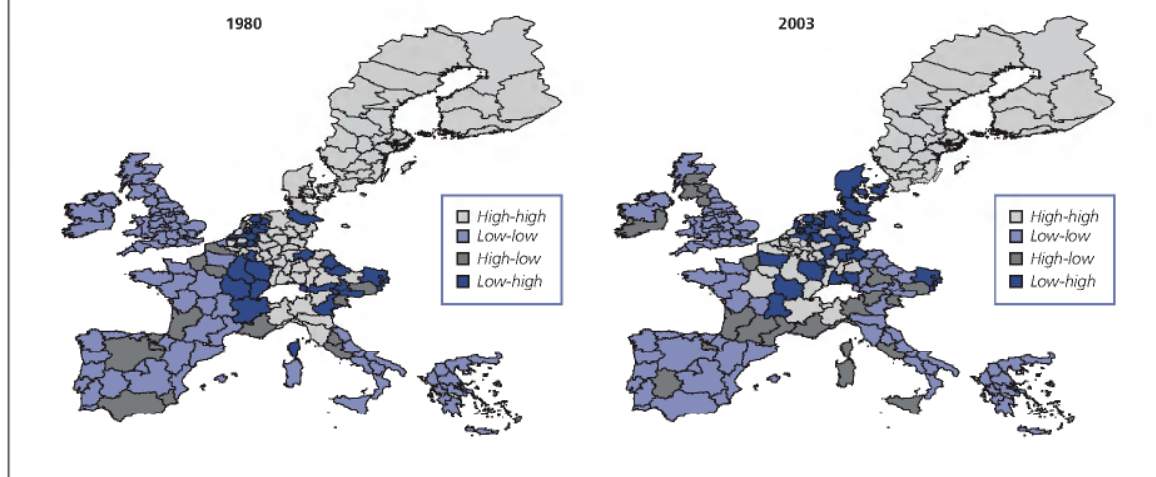
Un procedimiento algo más preciso de revelar, visualmente, la existencia de dependencia espacial es el que ofrece el cómputo del *scattermap* de Moran, ya que permite identificar la situación de cada región y la formación de los distintos grupos. Este mapa divide las regiones en cuatro grupos: el I aglutina a las regiones de productividad alta rodeadas por vecinas con productividad alta (*High-high*); el II recoge a las regiones con un grado de productividad bajo rodeadas por regiones con una productividad alta (*Low-high*); el III se refiere a las regiones de baja productividad ubicadas en un entorno de regiones igualmente poco productivas (*Low-low*), y el IV refleja las regiones con una productividad relativa elevada situadas entre regiones poco producti-

CUADRO N.º 6

I DE MORAN

Sectores	Año	I-Moran	Media	Desv. típica	Z	Probabilidad
1.....	1980	0,1261	-0,005	0,0077	17,06	0,00
	2003	0,0918	-0,005	0,0077	12,60	0,00
2.....	1980	0,0962	-0,005	0,0077	13,16	0,00
	2003	0,0795	-0,005	0,0077	10,99	0,00
3.....	1980	0,2009	-0,005	0,0077	26,80	0,00
	2003	0,0987	-0,005	0,0077	13,49	0,00
4.....	1980	0,1818	-0,005	0,0077	24,31	0,00
	2003	0,1461	-0,005	0,0077	19,66	0,00
5.....	1980	0,1813	-0,005	0,0077	24,24	0,00
	2003	0,1712	-0,005	0,0077	22,93	0,00
6.....	1980	0,1411	-0,005	0,0077	19,01	0,00
	2003	0,0768	-0,005	0,0077	10,64	0,00
7.....	1980	0,1649	-0,005	0,0077	22,11	0,00
	2003	0,1107	-0,005	0,0077	15,05	0,00
8.....	1980	0,0931	-0,005	0,0077	12,76	0,00
	2003	0,0634	-0,005	0,0077	8,90	0,00
9.....	1980	0,1374	-0,005	0,0077	18,53	0,00
	2003	0,1213	-0,005	0,0077	16,43	0,00
10.....	1980	0,1064	-0,005	0,0077	14,49	0,00
	2003	0,0581	-0,005	0,0077	8,21	0,00
Total.....	1980	0,1721	-0,005	0,0077	23,04	0,00
	2003	0,1626	-0,005	0,0077	21,82	0,00

GRÁFICO 5
SCATTERMAPS DE MORAN



vas (*High-low*). Cuando la mayoría de las observaciones forman parte de los grupos I y III, la dependencia espacial es positiva, mientras que cuando conforman el II y el IV es negativa; si las regiones se encuentran (más o menos) uniformemente distribuidas entre los cuatro grupos, entonces no hay asociación espacial de ningún tipo, en cuyo caso la consideración de las observaciones (regiones) como entidades independientes realizada hasta ahora sería correcta.

Los resultados obtenidos (gráfico 5) muestran la existencia de dos grandes grupos: uno formado por regiones con niveles de productividad relativamente altos y otro por regiones con productividades relativamente bajas. Así, y a pesar de haberse producido cambios importantes entre 1980 y 2003, la homogeneidad mostrada permite afirmar, de nuevo y como norma general, que la productividad de una región se encuentra directamente relacionada con la productividad de sus regiones vecinas. Sin embargo, también conviene poner de manifiesto la presencia de algunos *outliers*, esto es, de regiones con niveles de productividad muy dispares a los disfrutados por sus regiones más cercanas: por ejemplo, y citándonos al año 2003, regiones con productividades mucho mayores que éstas (entre las que se pueden destacar algunas regiones españolas y del Sur de Francia) junto con otras que muestran un grado de eficiencia considerablemente inferior a sus zonas limítrofes (como Dinamarca, varias regiones holandesas y algunas regiones germanas).

Por último, el análisis de la dependencia espacial en el ámbito sectorial no hace sino corroborar el resultado obtenido a nivel agregado, ya que todos los sectores, sin excepción, presentan una dependencia espacial positiva y estadísticamente distinta de cero. No obstante lo dicho, existen diferencias entre ellos (véase, de nuevo, el cuadro n.º 6). En un extremo se encuentran los sectores con un mayor grado de dependencia espacial, como los de *Productos metálicos*, *Productos químicos*, y *Papel, artículos de papel e impresión* (con unos coeficientes en 2003 de 0,17, 0,15 y 0,12 respectivamente), y en el otro, aquellos en los que la autocorrelación espacial es muy reducida, como los de *Industrias diversas* (0,06), *Textiles*, *cuero, calzado y vestido* (0,06) y *Material de transporte* (0,08). En términos evolutivos, conviene destacar que todos los sectores han visto reducida su dependencia espacial, haciéndolo en mayor medida los de *Productos no metálicos*, *Material de transporte*, e *Industrias diversas*.

2. Análisis espacial de la convergencia regional en productividad: una perspectiva agregada

El análisis anterior ha puesto de relieve la dependencia espacial existente entre las regiones europeas, motivo por el que es preciso chequear si hay problemas de autocorrelación espacial en las ecuaciones de convergencia beta tradicionales. En este sentido,

CUADRO N.º 7

CONTRASTES DE DEPENDENCIA ESPACIAL

Test	Total	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
I-Moran.....	12,92 (*)	15,11 (*)	17,53 (*)	13,87 (*)	14,46 (*)	14,25 (*)	3,13 (*)	15,80 (*)	11,69 (*)	8,64 (*)	11,77 (*)
LM-ERR.....	77,48 (*)	108,16 (*)	144,69 (*)	88,95 (*)	100,03 (*)	94,25 (*)	2,91	117,59 (*)	63,36 (*)	32,47 (*)	63,14 (*)
LM-EL.....	43,22 (*)	21,67 (*)	51,88 (*)	2,98	10,98 (*)	31,27 (*)	1,05	24,91 (*)	8,74 (*)	7,19 (*)	39,47 (*)
LM-LAG.....	45,50 (*)	87,54 (*)	99,84 (*)	92,57 (*)	90,61 (*)	68,20 (*)	1,88	92,73 (*)	54,64 (*)	25,53 (*)	29,18 (*)
LM-LE.....	11,24 (*)	1,05	7,03 (*)	6,59 (*)	1,57	5,22 (*)	0,02	0,05	0,02	0,25	5,50 (*)

(*) Significativo al 95 por 100.

el cuadro n.º 7 presenta toda una batería de contrastes de dependencia espacial, dentro de los cuales los más usados son los multiplicadores de Lagrange, basados en el principio de máxima verosimilitud (un resumen de ellos se muestra en Moreno y Vayá, 2002). En concreto, el contraste denominado Multiplicador de Lagrange de los errores (o LM-ERR) y su asociado robusto (LM-EL) contrastan la ausencia de autocorrelación espacial residual, que sería causada por la no inclusión de un esquema de dependencia espacial en el término de error. Sin embargo, el contraste conocido como Multiplicador de Lagrange de los retardos (o LM-LAG) y su asociado robusto (LM-LE) contrastan la no presencia de autocorrelación espacial sustantiva, que sería debida a la correlación espacial en la variable endógena. En este sentido, si los contrastes son significativos, se deberían de incluir modificaciones en las ecuaciones de convergencia beta tradicionales. Existen dos posibilidades: introducir un esquema autorregresivo en el término de error —si hay dependencia espacial residual— o incluir un retardo espacial de la variable endógena —si existe autocorrelación espacial sustantiva (9). Si se dan los dos tipos de autocorrelación espacial, se optará por aquella que sea predominante, comparando el valor de los contrastes en un caso y otro.

Tal y como puede observarse, para el caso agregado (véase, de nuevo, la primera columna del cuadro n.º 7) todos los contrastes resultan estadísticamente significativos, por lo que parece claro que la productividad de las regiones europeas no depende exclusivamente de sus factores propios. Además, y dado que el valor del contraste LM-ERR (77,48) es mayor que el del LM-LAG (45,50), parece que lo más conveniente es reestimar el modelo incluyendo un esquema de dependencia espacial en el término de error; esta impresión se ve corroborada si se observan sus asociados robustos. Por lo tanto, queda demostrada la necesidad de estimar un modelo de

error espacial, donde el nuevo parámetro incluido mide la intensidad de la dependencia espacial entre los residuos.

Así, el modelo de convergencia del error espacial se puede definir de la siguiente forma genérica:

$$y_i = \alpha + \beta \ln P_{i,0} + \varepsilon_i \quad \varepsilon_i = \lambda W \varepsilon_i + u \quad [5]$$

donde todas las variables tienen el significado de la ecuación [3] y donde, en relación con el término de error, el parámetro λ mide el grado de autocorrelación espacial entre los residuos.

La primera columna del cuadro n.º 8 muestra los resultados obtenidos en la ecuación [5], cuya estimación se ha llevado a cabo por máxima verosimilitud, puesto que la correspondiente a mínimos cuadrados ordinarios resulta inconsistente (Alañón, 2004). De los resultados obtenidos se pueden extraer varias conclusiones. En primer lugar, y respecto a la bondad del ajuste, hay que señalar que la medida tradicional (R^2) es poco fiable debido a la inclusión de errores espaciales, por lo que se han computado otros indicadores susceptibles de comparación entre un modelo que podemos denominar tradicional y su vertiente espacial: el logaritmo de máxima verosimilitud (LIK) y los criterios de información de Akaike (AIC) y de Schwartz (SC); los resultados ponen de relieve que la ecuación espacial alcanza un mejor ajuste que la tradicional (10), circunstancia que se ve reforzada por el hecho de que el coeficiente asociado al error espacial resulta significativo. En segundo lugar, y en lo que respecta a la velocidad de convergencia, lo más destacado es que ésta se ve incrementada (pasa de un 1 a un 1,3 por 100 anual), hasta el punto de que el período necesario para cubrir la mitad de la distancia hasta el estado estacionario se reduce de 75 a 60 años.

CUADRO N.º 8

CONVERGENCIA BETA ABSOLUTA: ESTIMACIÓN ESPACIAL

Indicador	Total	1	2	3	4	5	6 (*)	7	8	9	10
Constante	0,049	0,052	0,062	0,036	0,037	0,057	0,058	0,066	0,047	0,048	0,082
Estadístico t	3,235	2,462	1,523	5,097	1,808	2,965	6,707	3,187	2,174	3,978	4,957
Beta	-0,012	-0,013	-0,008	-0,008	-0,011	-0,010	-0,013	-0,013	-0,011	-0,009	-0,016
Estadístico t	-6,760	-8,783	-5,956	-5,164	-6,970	-5,410	-6,953	-7,291	-5,530	-5,399	-8,373
Error espacial	0,939	0,935	0,947		0,938	0,945		0,943	0,925	0,894	0,922
Estadístico t	22,305	20,958	25,961		22,127	24,793		24,211	18,115	12,315	17,284
Retardo espacial .				0,932							
Estadístico t				19,958							
R ²	0,195	0,282	0,158	0,178	0,178	0,133	0,189	0,213	0,125	0,138	0,275
LIK	615,51	525,09	420,39	551,60	540,34	581,25		555,88	501,45	574,13	553,60
AIC	-1.227,02	-1.046,18	-836,78	-1.097,20	-1.076,78	-1.158,50		-1.107,76	-998,91	-1.144,27	-1.103,21
SC	-1.220,37	-1.039,53	-830,14	-1.087,23	-1.070,04	-1.151,85		-1.101,11	-992,26	-1.137,62	-1.096,56
Velocidad de convergencia....	0,013	0,015	0,008	0,009	0,012	0,011	0,015	0,015	0,013	0,010	0,020
Años para cubrir la mitad de la distancia al estado estacionario	60	54	90	85	64	70	52	53	62	77	43

(*) Dada la ausencia de dependencia espacial, en este caso los resultados corresponden a la ecuación de convergencia clásica.

3. Análisis espacial de la convergencia regional en productividad: una perspectiva sectorial

Por otro lado, y en relación con los contrastes espaciales, puede observarse que en todos los sectores (cuadro n.º 7), con la única excepción del de *Material de transporte*, parecen existir problemas de dependencia espacial en las ecuaciones estimadas. Así, puede verse cómo en los sectores de *Minerales y metales férricos y no férricos*, *Productos metálicos*, e *Industrias diversas* se alcanzan, al igual que en el total regional, valores más elevados en los contrastes que testan la presencia de dependencia espacial residual que en aquellos que lo hacen con la dependencia espacial sustantiva, por lo que nuevamente se estimará un modelo con error espacial. La conveniencia de un modelo de este tipo es aún más clara en las ramas de *Productos energéticos*, *Productos químicos*, *Alimentos*, *bebidas y tabaco*, *Textiles*, *cuero, calzado y vestido*, y *Papel, artículos de papel e impresión*, pues en ellas el contraste LM-LE no resulta significativo a un 95 por 100.

Por el contrario, el sector de *Minerales y productos no metálicos* no sigue la misma pauta, pues el contraste LM-LAG alcanza un valor más elevado que el LM-ERR. Además, el asociado robusto de este último (LM-EL) no difiere estadísticamente de cero. Por lo tanto, en esta ocasión parece evidente la necesidad de incluir un retardo espacial en la ecuación de convergencia, sin que sea preciso modificar la estructura del término de error.

En definitiva, se torna necesario, para todos los sectores, salvo para el de *Material de transporte* previamente señalado, corregir los problemas de dependencia espacial en las ecuaciones de convergencia beta clásicas. Más concretamente, ha de estimarse un modelo de error espacial como el mostrado en la ecuación [5] para todos esos sectores, con la única excepción del sector de *Minerales y productos no metálicos*, en el que se ha de estimar el siguiente modelo de retardo espacial:

$$\gamma_i = \alpha + \beta \ln P_{i,0} + \alpha W_{-} \gamma_i + \varepsilon_i \quad [6]$$

donde, además de las variables incluidas en la ecuación de convergencia clásica, se incluye el término

« W_{ij} », representativo del retardo espacial de la variable endógena. Para la construcción de dicho retardo se ha pre-multiplicado a la variable y_i por la denominada matriz de pesos espaciales, W , definida en términos de la inversa de la distancia estandarizada y cuyos elementos w_{ij} reflejan la intensidad de la interdependencia entre las regiones i y j . Así, cada elemento de la variable retardada espacialmente representa el promedio ponderado de los valores de esa variable en el resto de las regiones, ponderación que disminuye conforme aumenta la distancia que las separa.

Así, los resultados por ramas se muestran en el cuadro n.º 8. Como puede verse, la estimación espacial modifica la velocidad de convergencia, aunque, en líneas generales, no lo hace en una gran proporción. No obstante, en algunos sectores se producen importantes diferencias entre los resultados del análisis clásico y el espacial: en particular, éste es el caso de *Minerales y productos no metálicos*, y *Productos químicos*, donde la velocidad de convergencia desciende un 35 y un 40 por 100 respectivamente; en el extremo opuesto, se encuentra el sector de *Industrias diversas*, que muestra una mayor velocidad de convergencia (un 10 por 100 adicional) una vez que la dependencia espacial es incluida en el modelo.

V. CONCLUSIONES

De acuerdo con lo expuesto en este trabajo, los resultados más importantes se pueden resumir en los términos siguientes:

1. Se aprecia la existencia de un elevado nivel de dispersión en productividad, tanto desde el punto de vista espacial como sectorial. Asimismo, se aprecia cierta movilidad en la posición relativa de las regiones europeas, la cual ha sido especialmente importante entre las regiones que, en el año inicial, gozaban de niveles de productividad similares o superiores a la media europea.

2. Pese a haberse registrado un crecimiento de la productividad agregada por encima del 3 por 100 anual acumulativo, la productividad relativa de los sectores apenas ha sufrido modificación alguna.

3. El crecimiento de la productividad agregada comunitaria descansa, en su totalidad, en las ganancias de productividad de los sectores; el denominado «cambio estructural» tuvo una contribución negativa, aunque insignificante, al crecimiento de aquélla. Por ramas, este «cambio estructural» fue positivo en la mitad de los casos y negativo en la otra mitad.

4. El estudio de la convergencia desde el punto de vista clásico permite detectar su presencia, concluyéndose que, aunque débil, se manifiesta tanto a nivel agregado como para todos y cada uno de los sectores de actividad.

5. El avance en este proceso de convergencia ha sido debido, en su totalidad, al «efecto crecimiento de la productividad sectorial» acaecido en las regiones europeas, ya que la contribución del «cambio estructural» fue negativa. Asimismo, los resultados ponen de manifiesto que *Alimentos, bebidas y tabaco* y los *Productos energéticos* han sido las ramas que más han contribuido a la reducción de las disparidades en productividad.

6. El análisis ha puesto de relieve la relación existente entre la productividad agregada de cada región y su situación geográfica, concluyéndose que las regiones relativamente más (menos) eficientes tienden a concentrarse espacialmente. Una vez corregida esta dependencia espacial mediante el empleo de las técnicas econométricas apropiadas, el análisis de la convergencia beta revela que la velocidad de convergencia a nivel agregado se ve incrementada de forma sustancial (30 por 100). Desde el punto de vista sectorial, los cambios más importantes se producen en relación con *Productos químicos*, *Minerales y productos no metálicos*, e *Industrias diversas*.

NOTAS

(1) Como es usual, en el análisis de la convergencia beta hemos introducido la variable objeto de análisis —en este caso, la productividad— en términos relativos. De hecho, se ha relativizado el valor de cada región con respecto al valor medio de la UE-15 sin considerar, como se hace en otras ocasiones, el valor que registra una región «líder». El grado de desagregación es tan elevado que, en nuestra opinión, desaconseja esta segunda opción.

(2) Para su cómputo, se utiliza la siguiente expresión:

$$\lambda = (1 - e^{-\rho})/T$$

donde T es el número de años que componen el período objeto de estudio.

(3) Si definimos el número de años citado por h , puede calcularse fácilmente de acuerdo con la expresión:

$$e^{-\rho h} = 1/2$$

(4) Cuando la productividad inicial de la región i sea mayor que la de la UE, la expresión a aplicar es la siguiente:

$$\begin{aligned} \% [(AP/P)/T]_{i,UE} - \% [(AP/P)/T]_i &= \\ &= \sum_k (ECP_{k,i,UE} - ECP_{k,i}) + \sum_k (ECE_{k,UE} - ECE_{k,i}) \end{aligned}$$

(5) Hay que indicar que los resultados que se muestran se encuentran ponderados por el peso del VAB en cada región con respecto al conjunto de la Unión Europea.

(6) También resulta negativo el de *Papel, artículos de papel e impresión*, pero su valor es casi nulo.

(7) Para lo cual se han utilizado los programas ArcView GIS 3.2 y SpaceStat 1.90. Otros trabajos recientes que utilizan técnicas econométricas espaciales son, por ejemplo, LÓPEZ-BAZO *et al.* (2002), MORENO y VAYA (2002), TORAL (2002), VILLAVÉRDE y MAZA (2003), MAZA y VILLAVÉRDE (2004) y VILLAVÉRDE (2004 y 2006).

(8) La autocorrelación espacial puede ser de dos tipos: la sustantiva, que, a través de fenómenos como la difusión tecnológica, las externalidades y la movilidad de factores, vincula el comportamiento de una determinada variable en varios espacios diferentes, y la de ruido, que, procedente de la mala especificación del modelo, se refiere a los residuos de la regresión estimada.

(9) Además de otras posibilidades, como incluir retardos espaciales de las variables explicativas.

(10) Los valores de estos coeficientes en la estimación de la convergencia beta tradicional eran los siguientes: LIK = 601,15; AIC = -1.198,30 y SC = -1.191,65.

BIBLIOGRAFÍA

- ALAÑÓN, A. (2004), «Un modelo espacial de renta per cápita regional: evidencia provincial, comarcal y municipal», *Investigaciones Regionales*, n.º 4: 99-114.
- BERNARD, A., y JONES, C. (1996), «Productivity and convergence across US states and industries», *Empirical Economics*, n.º 1: 115-135.
- GARDINER, B.; MARTIN, R., y TYLER, P. (2004), «Competitiveness, productivity and economic growth across the European regions», 44th *ERSA Congress*, Oporto.
- JACKSON, M., y PETRAKOS, G. (2001), «Industrial performance under transition: the impact of structure and geography», en PETRAKOS y TOTEV (eds.), *The Development of the Balkan Region*, Aldershot: Ashgate: 141-174.
- LÓPEZ-BAZO, E.; BARRIO, T., y ARTÍS, M. (2002), «La distribución provincial del desempleo en España», *PAPELES DE ECONOMÍA ESPAÑOLA*, n.º 93: 195-208.
- MAZA, A., y VILLAVÉRDE, J. (2004), «Regional disparities in the EU: Mobility and polarisation», *Applied Economics Letters*, vol. 11, n.º 8: 517-522.
- MCGUCKIN, R. H., y VAN ARK, B. (2003), *Performance 2002: Productivity, Employment and Income in the World's Economies*, Nueva York, The Conference Board.
- MORENO, R., y VAYA, E. (2002), «Econometría espacial: nuevas técnicas para el análisis regional. Una aplicación a las regiones europeas», *Investigaciones Regionales*, n.º 1: 83-106.
- QUAH, D. (1997), «Empirics for growth and distribution: Stratification, polarisation, and convergence clubs», *Journal of Economic Growth*, n.º 2: 27-59.
- STOKEY, N., y LUCAS, R. (1989), *Recursive Methods in Economic Dynamics*, HUP, Cambridge, Mass. y Londres.
- TORAL, A. (2002), «Measuring distance in the Spanish regional convergence process», *Revue d'Economie Régionale et Urbaine*, n.º 5: 789-804.
- VAN ARK, B.; INKLAAR, R., y MCGUCKIN, R. (2003), «ICT and productivity in Europe and the United States. Where do the differences come from?», ponencia para la *SOM PhD Conference*, De Nieuwe Academie, Groningen. www.eco.rug.nl/medewerk/inklaar/papers/ictdecomposition.pdf.
- VILLAVÉRDE, J. (2004), «Convergencia provincial en España: Un análisis espacial», *PAPELES DE ECONOMÍA ESPAÑOLA*, n.º 100: 210-219.
- (2006), «Indicators of real economic convergence», en De LOMBAERDE, P. (ed.), *Assessment and Measurement of Regional Integration*, Routledge, Londres.
- VILLAVÉRDE, J., y MAZA, A. (2003), «Desigualdades regionales y dependencia espacial en la Unión Europea», *CLM-Economía*, n.º 2: 109-128.