

# CONVERGENCIA, POLARIZACIÓN Y MOVILIDAD REGIONAL EN LA UNIÓN EUROPEA

José VILLAVERDE CASTRO

Universidad de Cantabria y FUNCAS

## Resumen

En este artículo se examinan, para el período 1980-1996, tres cuestiones relevantes desde una perspectiva regional europea: la existencia, o no, de convergencia, polarización y movilidad. El trabajo, que hace uso de distintas técnicas de análisis, concluye que: a) se ha seguido avanzando en el proceso de convergencia regional europea; b) no se aprecia la existencia de polarización; c) el grado de movilidad interregional es, para el conjunto del período analizado, relativamente elevado. Siendo estos resultados positivos, el trabajo muestra también que la velocidad de convergencia, el grado de polarización y el grado de movilidad parecen haber disminuido con el paso del tiempo, lo cual es interesante en lo que afecta a la polarización, pero preocupante en lo que concierne a la convergencia y a la movilidad.

*Palabras clave:* desigualdad, convergencia, polarización, movilidad, funciones de densidad, matrices de transición, regiones, Unión Europea.

## Abstract

This article examines three important questions for the period 1980-96 from a European regional standpoint: the existence or otherwise of convergence, polarisation and mobility. The study, which utilises different analytical techniques, concludes that: a) progress continued to be made in the European regional convergence process; b) no apparent polarisation is observed; c) the degree of interregional mobility is relatively high, for the period analysed as a whole. Although these results are positive, the study also shows that the rate of convergence, the degree of polarisation and the level of mobility appeared to have declined with the passing of time, which is beneficial as far as polarisation is concerned, but worrying as regards convergence and mobility.

*Key words:* inequality, convergence, polarisation, mobility, density functions, transition matrices, regions, European Union.

*JEL classification:* R11, R23.

## I. INTRODUCCIÓN

La existencia de disparidades económicas espaciales dentro de la Unión Europea (UE) constituye, desde hace tiempo, un motivo de honda preocupación. De hecho, la amplitud de estas disparidades, que constituye una amenaza para el logro de la cohesión económica y social internas, fue el principal detonante para el establecimiento de la política regional comunitaria, cuyo núcleo central está formado por las actuaciones de los fondos estructurales y, en particular, por las intervenciones del FEDER.

Aunque la mayoría de los estudios realizados sobre esta cuestión ponen de relieve que las disparidades interregionales en la UE parecen haber disminuido entre los años sesenta y ochenta (1), no es menos cierto que, un cuarto de siglo después del nacimiento del FEDER, la magnitud de tales disparidades sigue concitando interés y preocupación, no sólo porque ésta sigue siendo elevada, sino, también, porque los procesos de ampliación y profundización de la actual UE pueden desembocar en su aumento significativo (2). Además, porque hoy, como hace tres décadas, las disparidades entre las regiones europeas siguen siendo bastante mayores que las disparidades entre los estados miembros.

Estas circunstancias, además de los nuevos desarrollos de la teoría del crecimiento, que ponen en

entredicho los balsámicos efectos sobre la convergencia derivados de los modelos neoclásicos, han motivado el florecimiento de la literatura sobre convergencia económica espacial. Este trabajo, que se inserta dentro de esta fructífera línea de análisis, tiene como objetivo primordial la identificación de los rasgos más característicos de la dinámica económica de las regiones europeas entre 1980 y 1996. En concreto, intenta responder a las dos preguntas siguientes: 1) ¿cuál es la amplitud de las disparidades regionales en la UE y cómo ha evolucionado a lo largo del tiempo?, y 2) ¿cuáles son el grado de polarización y el grado de movilidad de las regiones europeas en la distribución relativa de rentas? (3).

Siendo un estudio de naturaleza empírica, la calidad de los datos empleados (tanto en fiabilidad como en cobertura temporal y espacial) es clave para valorar la relevancia de las conclusiones. Como en la mayoría de los trabajos sobre disparidades regionales en la UE, la base de datos utilizada procede, básicamente, de la REGIO, que considera cuatro niveles distintos de desagregación territorial: NUTS-0 (países), NUTS-1 (regiones comunitarias), NUTS-2 (unidades administrativas de base) y NUTS-3 (subdivisiones de las unidades administrativas de base). Pese a estar avalada por EUROSTAT, la base REGIO tiene limitaciones importantes en las tres vertientes arriba mencionadas; en la medida de lo posible, sin embargo, se ha tratado de minimizar algunas de estas

limitaciones haciendo uso de la información suministrada por otros bancos de datos (CRENoS, por ejemplo) y mediante tratamientos diversos (interpolaciones, extrapolaciones, etc.) de las series inicialmente disponibles. El resultado de todo ello es, en nuestro caso, una base de datos relativa a las 141 unidades territoriales siguientes (la relación completa puede verse en el apéndice): NUTS-0 para Dinamarca, Irlanda y Luxemburgo; NUTS-1 para Reino Unido (11); NUTS-2 para Grecia (13), España (17), Francia (22), Italia (20), Portugal (5) y Holanda (9); y una combinación de NUTS-1 y NUTS-2 para Alemania (4 y 26 respectivamente) y Bélgica (1 y 10) (4). Aunque a la hora de examinar la amplitud de las disparidades económicas regionales son muchas las variables que pueden ser objeto de consideración (productividad del trabajo, tasa de paro, etc.), nosotros hemos optado por el PIB por habitante (5), dado que es la que mejor refleja el nivel de riqueza medio y la capacidad productiva —aunque no el grado de eficiencia (6)— de cada región.

El resto del trabajo se estructura de la forma siguiente. En el apartado II se analiza, desde distintas perspectivas, la amplitud de las disparidades regionales en la UE y su evolución temporal entre 1980 y 1996. En el apartado III se examina la posible existencia de polarización o estratificación en la esfera regional europea, mientras que en el IV se presentan distintas medidas del grado de movilidad regional en la distribución relativa del PIB per cápita. En el apartado V, y último, se concluye reseñando los resultados más importantes.

## II. LAS DISPARIDADES REGIONALES EN LA UNIÓN EUROPEA

Las últimas publicaciones oficiales de la UE sobre desigualdades territoriales —fundamentalmente el *VI Informe periódico sobre la situación y la evolución socioeconómica de las regiones de la Unión Europea* y el *Segundo informe sobre la cohesión económica y social*— identifican con claridad la situación de las regiones comunitarias, la cual puede sintetizarse, grosso modo, en los términos siguientes:

1) Hay diferencias sustanciales entre las distintas partes de la Unión, sobre todo entre las regiones centrales y las periféricas: con datos correspondientes a 1998, este resultado se pone de relieve, por ejemplo, sin más que observar que la ratio entre el PIB per cápita de las diez (veinticinco) regiones más ricas, que en su mayoría son regiones centrales, y las diez (veinticinco) más pobres, que en su mayoría son regiones periféricas, es de 2,6 (2,0). Estas cifras,

relevantes de por sí, lo son más si tenemos en cuenta que, en líneas generales, las disparidades regionales europeas son sustancialmente mayores (el doble, en promedio) que las existentes entre los estados de Estados Unidos.

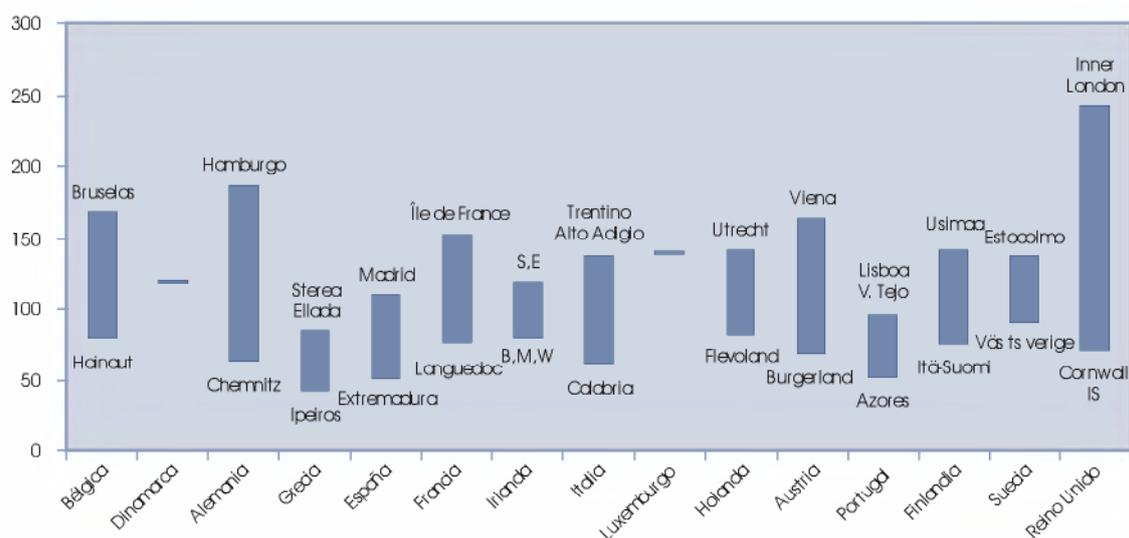
2) Las disparidades económicas europeas son mucho más pronunciadas en la esfera regional que en la nacional. Este resultado se ve confirmado sin más que observar que la ratio entre la región más rica (Inner London) y la más pobre (Ipeiros) es de 5,8, mientras que entre el país más rico (Luxemburgo) y el más pobre (Grecia) es de 2,6; es más, si se excluye a Luxemburgo y Dinamarca, porque no cuentan con división regional, la ratio entre el país más rico (ahora Holanda) y el más pobre es igual a 1,7, cifra sensiblemente menor que la correspondiente a la ratio regional. Dentro del propio Reino Unido, que es el país comunitario que muestra una mayor amplitud de las disparidades, la ratio entre Inner London y Cornwall and Isles of Scilly es de 3,5, mientras que en Alemania (el segundo país por la dimensión de sus disparidades regionales), la ratio entre Hamburgo y Chemnitz es de 2,9. Una representación aproximada de la magnitud de estas disparidades puede verse en el gráfico 1.

3) Se ha producido un ligero avance en el proceso de convergencia regional en los últimos años, que se manifiesta, por ejemplo, en el hecho de que la ratio entre las diez regiones más ricas y más pobres pasó de 2,8 en 1988 al referido 2,6 en 1998.

4) El grado de movilidad en el *ranking* regional es muy reducido, ya que el listado de las diez regiones más ricas y más pobres apenas ha variado con el paso del tiempo.

Aunque la información anterior permite obtener una impresión general bastante atinada sobre el nivel y la evolución de las disparidades regionales en la UE, son muchas las materias que se escapan a una caracterización tan sencilla, por lo que es preciso realizar un análisis más completo de tales disparidades, prestando especial atención a la distribución del PIB per cápita entre las regiones europeas. En este ámbito, dos son las cuestiones que, creemos, revisten más importancia: por un lado, la forma de la función de densidad, ilustrativa de la distribución de rentas y su evolución en el tiempo; y, por otro, la dinámica interna de la referida distribución, es decir, el grado de movilidad de determinadas partes de la distribución entre dos períodos de tiempo. En relación con las características de la distribución, el procedimiento estándar consiste en examinar el nivel y la evolución de algunos estadísti-

GRÁFICO 1  
**PIB PER CÁPITA (VALORES REGIONALES EXTREMOS POR PAÍSES, 1998)**



Nota: En Francia no se incluyen los departamentos de Ultramar. S.E = Southern and Eastern; B.M,W = Border, Midland and Western; IS = Isles of Scilly.

CUADRO N.º 1

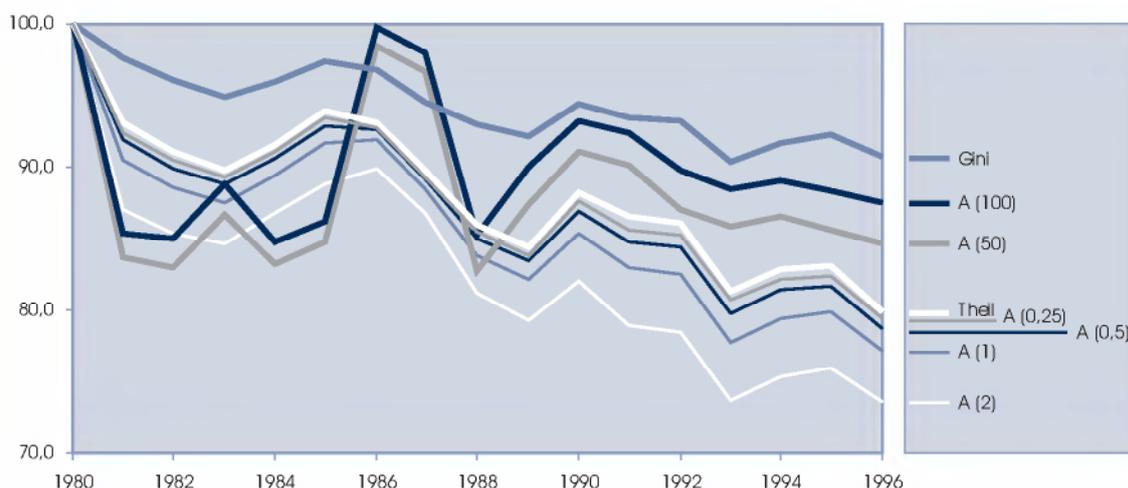
**DESIGUALDAD INTERREGIONAL EN LA UNIÓN EUROPEA**

	A(0,25)	A(0,5)	A(1)	A(2)	A(50)	A(100)	Gini	Theil
1980.....	0,0100	0,0202	0,0410	0,0851	0,5923	0,6117	0,1549	0,0406
1981.....	0,0093	0,0185	0,0371	0,0741	0,4953	0,5224	0,1513	0,0378
1982.....	0,0091	0,0181	0,0363	0,0726	0,4914	0,5194	0,1489	0,0370
1983.....	0,0090	0,0179	0,0358	0,0720	0,5134	0,5424	0,1468	0,0364
1984.....	0,0091	0,0183	0,0367	0,0739	0,4933	0,5186	0,1486	0,0372
1985.....	0,0094	0,0187	0,0375	0,0755	0,5022	0,5274	0,1507	0,0382
1986.....	0,0093	0,0187	0,0376	0,0765	0,5835	0,6097	0,1499	0,0378
1987.....	0,0090	0,0180	0,0362	0,0738	0,5719	0,5989	0,1465	0,0364
1988.....	0,0086	0,0172	0,0344	0,0690	0,4896	0,5212	0,1441	0,0349
1989.....	0,0084	0,0168	0,0337	0,0674	0,5173	0,5501	0,1427	0,0343
1990.....	0,0088	0,0175	0,0350	0,0697	0,5392	0,5703	0,1461	0,0358
1991.....	0,0086	0,0171	0,0340	0,0671	0,5337	0,5653	0,1447	0,0351
1992.....	0,0086	0,0170	0,0338	0,0667	0,5156	0,5485	0,1444	0,0349
1993.....	0,0081	0,0161	0,0319	0,0627	0,5077	0,5411	0,1398	0,0330
1994.....	0,0082	0,0164	0,0326	0,0641	0,5118	0,5449	0,1420	0,0336
1995.....	0,0083	0,0165	0,0327	0,0645	0,5072	0,5406	0,1430	0,0337
1996.....	0,0080	0,0159	0,0316	0,0625	0,5014	0,5352	0,1405	0,0325
Variación porcentual.....	20,5	21,2	22,8	26,5	15,3	12,5	9,3	20,1

cos descriptivos, que proceden tanto de la literatura sobre convergencia como de la literatura tradicional sobre desigualdad. Así como estos últimos indicadores son siempre ponderados, los de convergencia pueden ser simples o ponderados, no obteniéndose necesariamente los mismos resultados con unos que con otros (Goerlich y Mas, 2001).

Con el fin de que nuestras conclusiones presenten una mayor robustez, en el análisis posterior se hace uso tanto de indicadores simples como de indicadores ponderados.

GRÁFICO 2  
DESIGUALDAD INTERREGIONAL EN LA UNIÓN EUROPEA



### 1. Las desigualdades regionales en la Unión Europea

Examinada la cuestión de las disparidades regionales europeas desde el punto de vista de la desigualdad, conviene precisar que los indicadores convencionales —Gini, Theil y Atkinson, este último calculado para distintos grados de aversión a la desigualdad (7)— tratan de captar la amplitud de la distribución de rentas, subrayando únicamente las desviaciones frente a la media global e ignorando si se producen (o no) agrupamientos en torno a determinados polos locales. Aplicados estos indicadores a nuestro caso, los resultados obtenidos (cuadro n.º 1) permiten extraer, como más representativas, las dos conclusiones siguientes: a) el grado de desigualdad en la distribución regional del PIB per cápita en la UE ha experimentado una clara reducción; ésta, sin embargo, ha sido de diferente intensidad según el índice considerado, correspondiendo la caída más significativa al índice de Atkinson (A(2)) y la más reducida al índice de Gini: en el primer caso, el índice de desigualdad se redujo nada menos que un 26,5 por 100, mientras que en el último sólo lo hizo un 9,3 por 100; b) aunque se aprecia una cierta similitud en el proceso de disminución de todos los índices (gráfico 2), se constata que la evolución no ha sido uniforme a lo largo del tiempo, registrándose los mayores niveles de volatilidad en los índices de Atkinson, A(1), A(2) y A(50).

Anteriormente, se ha puesto de relieve que las disparidades espaciales en la Unión son más intensas dentro de un país que entre países. Este resultado se puede corroborar mediante el cómputo del índice de Theil, ya que, al ser aditivamente descomponible, permite estimar qué parte de la desigualdad interregional de la UE corresponde a la desigualdad entre países y qué parte de la misma corresponde a la desigualdad regional dentro de cada país miembro. Los resultados obtenidos (cuadro n.º 2) muestran, en primer lugar, que aproximadamente tres cuartas partes de la desigualdad global proviene de la desigualdad interna (dentro de cada país) y que sólo el 25 por 100 restante procede de la desigualdad externa (entre países); este resultado parece sugerir la conveniencia de contar con una política regional comunitaria propia. En segundo lugar, se aprecia que la reducción en el índice global de desigualdad se ha conseguido gracias a la reducción tanto de la desigualdad interna como de la externa; esta última, sin embargo, ha disminuido en una proporción mucho mayor que la desigualdad interna (41,3 por 100 frente a 10,5 por 100), lo que indica también que el proceso de convergencia ha sido más intenso entre países que entre regiones. Y en tercer lugar, y en consonancia con el resultado anterior, las desigualdades internas han ido acrecentando su peso relativo (8,2 puntos porcentuales) en la desigualdad agregada; expresado en otros términos, esto significa que son las regiones ricas de los países pobres las

CUADRO N.º 2

## DESCOMPOSICIÓN DEL ÍNDICE DE THEIL

	ÍNDICE	DESIGUALDAD			
		Externa	Externa (porcentaje)	Interna	Interna (porcentaje)
1980 .....	0,0406	0,0126	31,1	0,0280	68,9
1981 .....	0,0378	0,0121	31,9	0,0258	68,1
1982 .....	0,0370	0,0117	31,6	0,0253	68,5
1983 .....	0,0364	0,0109	30,0	0,0255	70,0
1984 .....	0,0372	0,0113	30,4	0,0259	69,6
1985 .....	0,0382	0,0112	29,4	0,0269	70,6
1986 .....	0,0378	0,0108	28,6	0,0270	71,4
1987 .....	0,0364	0,0098	26,9	0,0266	73,1
1988 .....	0,0349	0,0098	28,0	0,0251	72,0
1989 .....	0,0343	0,0096	27,9	0,0247	72,1
1990 .....	0,0358	0,0106	29,5	0,0252	70,5
1991 .....	0,0351	0,0104	29,7	0,0247	70,3
1992 .....	0,0349	0,0100	28,6	0,0250	71,4
1993 .....	0,0330	0,0084	25,3	0,0247	74,7
1994 .....	0,0336	0,0089	26,3	0,0248	73,7
1995 .....	0,0337	0,0089	26,5	0,0248	73,5
1996 .....	0,0325	0,0074	22,9	0,0250	77,1

que han tenido una aportación mayor a la reducción del grado de desigualdad agregado.

Aun cuando la desigualdad ha exhibido una tendencia decreciente a lo largo del período analizado, el análisis efectuado ha puesto de relieve la existencia de períodos en los que la desigualdad aumentaba y otros en los que disminuía (véase, de nuevo, el gráfico 2). ¿En qué medida estos aumentos o reducciones de la desigualdad interregional están relacionados con la dinámica de la producción agregada? Una de las hipótesis más utilizadas para analizar esta cuestión es la que sostiene que las desigualdades aumentan en períodos de crecimiento rápido y disminuyen en los de crecimiento lento o recesión. ¿Se cumple esta hipótesis en la UE? Para responder, tentativamente, a esta pregunta hemos estimado una ecuación de regresión entre el grado de desigualdad (medido por el índice de Theil) y la tasa de crecimiento del PIB en la UE. Los resultados obtenidos, reflejados en la ecuación:

$$Theil_t = 0,03276 + 0,00042 \text{ PIB}_{t-1} \quad R^2 = 0,35$$

(30,5)      (2,8)

(Estadísticos *t* entre paréntesis)

muestran que no se puede rechazar la hipótesis de existencia de una asociación positiva entre ambas variables; en la medida, por lo tanto, en que se suavice el ciclo económico en la UE es previsible que se amortigüen también las oscilaciones

cíclicas en la tendencia decreciente de la desigualdad interregional europea.

## 2. La convergencia regional en la Unión Europea

Desde el punto de vista de la literatura de la convergencia propiamente dicha, en los últimos años se han popularizado los conceptos de convergencia beta y convergencia sigma. De acuerdo con la primera aproximación, la convergencia beta se produce cuando las regiones más pobres crecen más deprisa que las regiones más ricas. El test convencional sobre la convergencia absoluta (8) ha sido criticado (véanse Quah, 1993, y Friedman, 1992, entre otros) por incurrir en la denominada falacia de Galton. Para solventar esta limitación, Drenan y Lobo (1999) proponen un sencillo test alternativo, basado en la aplicación de la teoría de probabilidades. Denotando por:

$A_1$  Nivel de renta inicial inferior a la media,

$A_2$  Nivel de renta inicial superior a la media,

$B_1$  Tasa de crecimiento de la renta inferior a la media,

$B_2$  Tasa de crecimiento de la renta superior a la media,

CUADRO N.º 3

**CONVERGENCIA BETA**

**Matriz básica**

	B1	B2	Total
A1 .....	29	51	80
A2 .....	42	19	61
Total .....	71	70	141

**Matriz de probabilidad conjunta**

	B1	B2	Total
A1 .....	0,21	0,36	0,57
A2 .....	0,30	0,13	0,43
Total .....	0,50	0,50	1,00

**Matriz de probabilidad horizontal**

	B1	B2
A1 .....	0,363	0,638
A2 .....	0,689	0,311

**Matriz de errores estándar**

	B1	B2
A1 .....	0,0405	0,0405
A2 .....	0,0390	0,0390

**Matriz de Zetas**

	B1	B2
A1 .....	-3,484	3,484
A2 .....	4,743	-4,743

los cuatro estados que, desde la perspectiva de la convergencia absoluta, interesa resaltar son:  $B_1A_1$ ,  $B_1A_2$ ,  $B_2A_1$ ,  $B_2A_2$ . Denotando por  $p$  la probabilidad de que suceda  $B$  condicionada a que ocurra  $A$ , se cumple que:

$$p = \frac{P(B|A)}{P(A)}$$

donde  $A$  y  $B$  son acontecimientos independientes cuando  $P(B|A) = P(B)$ , y donde el valor normalizado de la variable analizada (PIB per cápita) viene dado por:

$$Z = \frac{p - P(B)}{P(B) / n^{1/2}}$$

siendo  $P(B) = \frac{1}{n} \sum p$ , y donde el valor crítico de  $Z$  (para un nivel de significación del 1 por 100) es 2,58.

Para aplicar este test a nuestro caso, construimos inicialmente (cuadro n.º 3) la matriz básica de datos, ilustrativa del número de regiones que conforman cada uno de los cuatro estados posibles. A partir de esta matriz, obtenemos la matriz de probabilidad conjunta, representativa de la probabilidad

CUADRO N.º 4

**VELOCIDAD DE CONVERGENCIA SIGMA**

	1980-1988	1988-1996	1980-1996
DT simple .....	-1,9	-0,6	-1,2
DT ponderada .....	-2,0	-0,6	-1,3
CV simple .....	-2,1	-0,1	-1,1
CV ponderado .....	-0,9	-0,4	-0,6

de que se produzca, conjuntamente, un determinado resultado  $BA$ ; las cifras de esta matriz indican, por ejemplo, que un 66 por 100 de las regiones contribuyeron a la convergencia (36 por 100 del tipo  $B_2A_1$  y 30 por 100 del tipo  $B_1A_2$ ) y que el 34 por 100 restante contribuyeron a la divergencia (21 por 100 del tipo  $B_1A_1$  y 13 por 100 del tipo  $B_2A_2$ ). El siguiente paso consiste en calcular la matriz de probabilidad horizontal o probabilidad condicionada, según la cual, por ejemplo, la probabilidad de que se produzca el resultado  $B_1A_2$  es igual a 0,689, mientras que la de que se produzca el resultado  $B_2A_1$  es igual a 0,638. Teniendo en cuenta los valores de las cuatro probabilidades condicionadas y el tamaño de la muestra ( $n=141$  regiones), determinamos seguidamente la matriz de errores estándar ( $s$ ), para, por último, calcular la matriz con los valores del estadístico  $Z$ . Dado que los valores de  $Z$  para los cuatro resultados posibles superan el valor crítico, concluimos aceptando la existencia de convergencia beta absoluta en PIB per cápita de las regiones europeas entre 1980 y 1996.

Aunque la literatura al uso suele prestar especial atención a la hipótesis de la convergencia beta en cualquiera de sus manifestaciones, la aproximación realizada a través de la llamada convergencia sigma, que se produce cuando la dispersión en la distribución de rentas disminuye a lo largo del tiempo, nos parece más ilustrativa (y más intuitiva) que la de la convergencia beta. Dado que la existencia de convergencia beta es una condición necesaria, pero no suficiente, para la convergencia sigma, ésta parece además un concepto más potente que el de convergencia beta (9).

Los indicadores (simples y ponderados) utilizados en nuestro caso para examinar la convergencia sigma —la desviación típica (de los logaritmos) y el coeficiente de variación (10)— permiten obtener los resultados mostrados en el gráfico 3. De acuerdo con ellos, se pueden extraer las dos siguientes conclusiones, que concuerdan básicamente con las obtenidas a través del cómputo de los indicadores de desigualdad: 1) Entre 1980 y 1996 se ha se-

GRÁFICO 3  
CONVERGENCIA SIGMA



guido avanzando en el proceso de convergencia regional en la UE; todos los indicadores considerados así lo atestiguan, existiendo pautas de conductas paralelas entre los indicadores simples y ponderados, tanto en lo que se refiere a la desviación típica de logaritmos como en lo que afecta al coeficiente de variación; 2) El avance registrado ha sido, sin embargo, de una entidad ligeramente menor que la mostrada por los índices de desigualdad, ya que oscila entre el 18,5 por 100 de la desviación típica y el 9,6 por 100 del coeficiente de variación, ambos ponderados. Además, en el gráfico 3 se observa que la convergencia tuvo lugar, fundamentalmente, entre los años 1980 y 1988, produciéndose con posterioridad un relativo estancamiento del proceso de reducción de disparidades; la caída en los valores de la velocidad de convergencia (cuadro número 4) a partir de 1988 así lo corrobora.

Considerando que dentro de la UE coexisten situaciones regionales muy distintas en función del grado de desarrollo, parece interesante examinar el proceso de convergencia por grupos de regiones, estableciendo estos grupos en función de la situación de partida (PIB per cápita relativo en 1980). En concreto, y siguiendo el mismo criterio que se utiliza más adelante en relación con la movilidad regional, consideramos los siete grupos regionales siguientes: 1 <50 por 100; 2 >75 por 100; 3 >90 por 100; 4 >110 por 100; 5 >130 por 100; 6 >150 por 100; 7 150 por 100 (11). Los resultados obtenidos al computar la convergencia sigma (12) ponen de manifiesto (gráfico 4a)

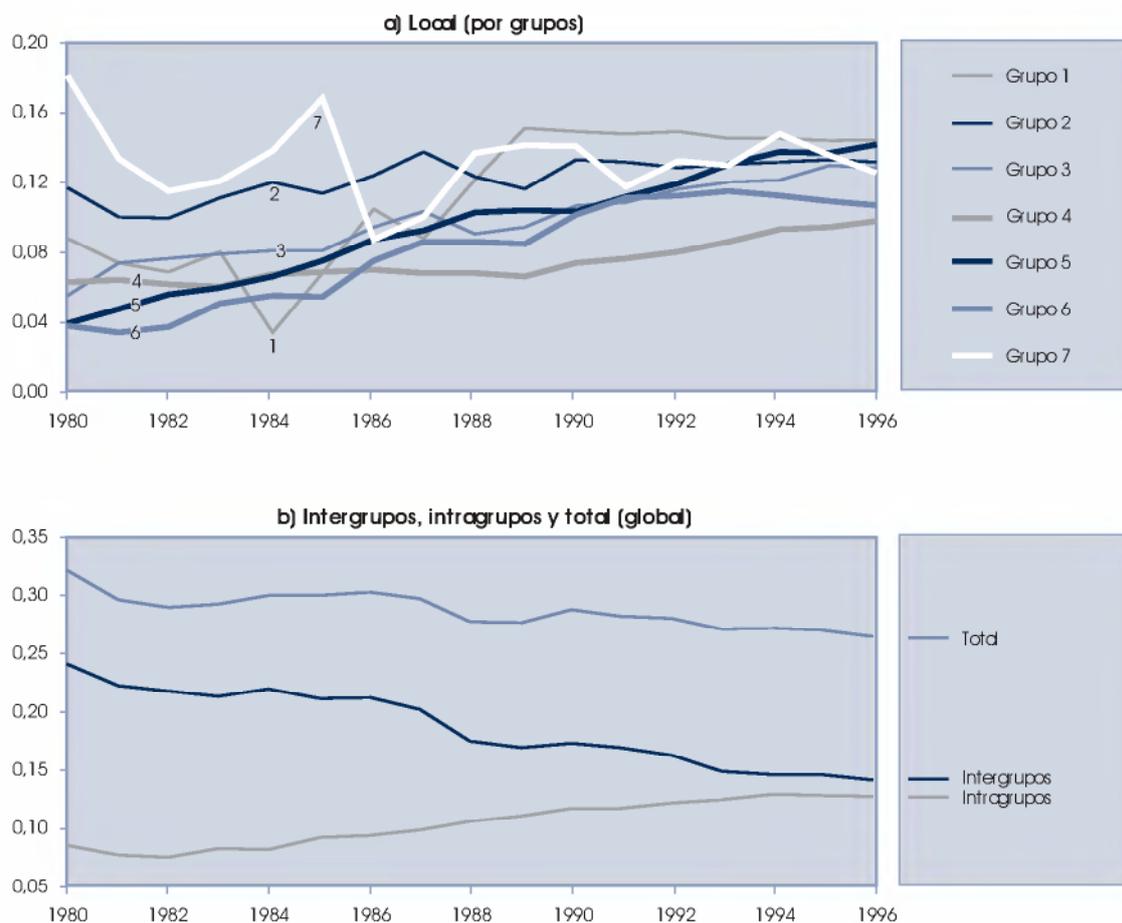
CUADRO N.º 5

CONCENTRACIÓN REGIONAL DEL PIB Y LA POBLACIÓN  
(Índice de Gini-Hirschman)

	PIB	Población
1980.....	11,95	10,99
1981.....	11,96	11,00
1982.....	12,04	11,01
1983.....	12,05	11,01
1984.....	12,01	11,01
1985.....	12,06	11,02
1986.....	12,10	11,02
1987.....	12,15	11,02
1988.....	12,12	11,03
1989.....	12,13	11,04
1990.....	12,11	11,03
1991.....	12,08	11,03
1992.....	12,05	11,02
1993.....	12,03	11,02
1994.....	12,01	11,02
1995.....	11,97	11,02
1996.....	11,98	11,02
Coefficiente de variación ....	0,0051	0,0011
Variación porcentual.....	0,20	0,29

que, salvo el grupo 7 (el de las regiones más ricas), no se aprecia convergencia sigma dentro de cada uno de los grupos considerados, sino todo lo contrario. En consecuencia, la existencia de la convergencia sigma global que se ilustra en el gráfico 3 procede, naturalmente, de la convergencia intergrupos. En efecto, siguiendo el procedimiento utilizado por García Greciano (1997), estimamos la convergen-

GRÁFICO 4  
CONVERGENCIA SIGMA



cia sigma intergrupos como la diferencia entre la convergencia sigma global y la convergencia intragrupos, calculada esta última como media aritmética de la convergencia sigma de los siete grupos antes mencionados. El resultado obtenido (véase gráfico 4b) corrobora la afirmación anterior de que la convergencia sigma global se produce, exclusivamente, porque las regiones que pertenecen a los grupos de menor renta per cápita convergen hacia los grupos superiores, y las de mayor renta per cápita convergen hacia los grupos inferiores.

### 3. Convergencia versus concentración

Siendo el PIB per cápita una magnitud relativa, su simple análisis suele dejar de lado el de sus componentes (PIB y población), ocultando de esta forma algunos fenómenos potencialmente interesantes.

Entre éstos, creemos que uno que no se puede soslayar es el relacionado con la *valoración subjetiva* que merece la referida convergencia: no es lo mismo, por ejemplo, que ésta se produzca mediante el despoblamiento de las regiones más pobres que por un menor crecimiento económico de las regiones más ricas.

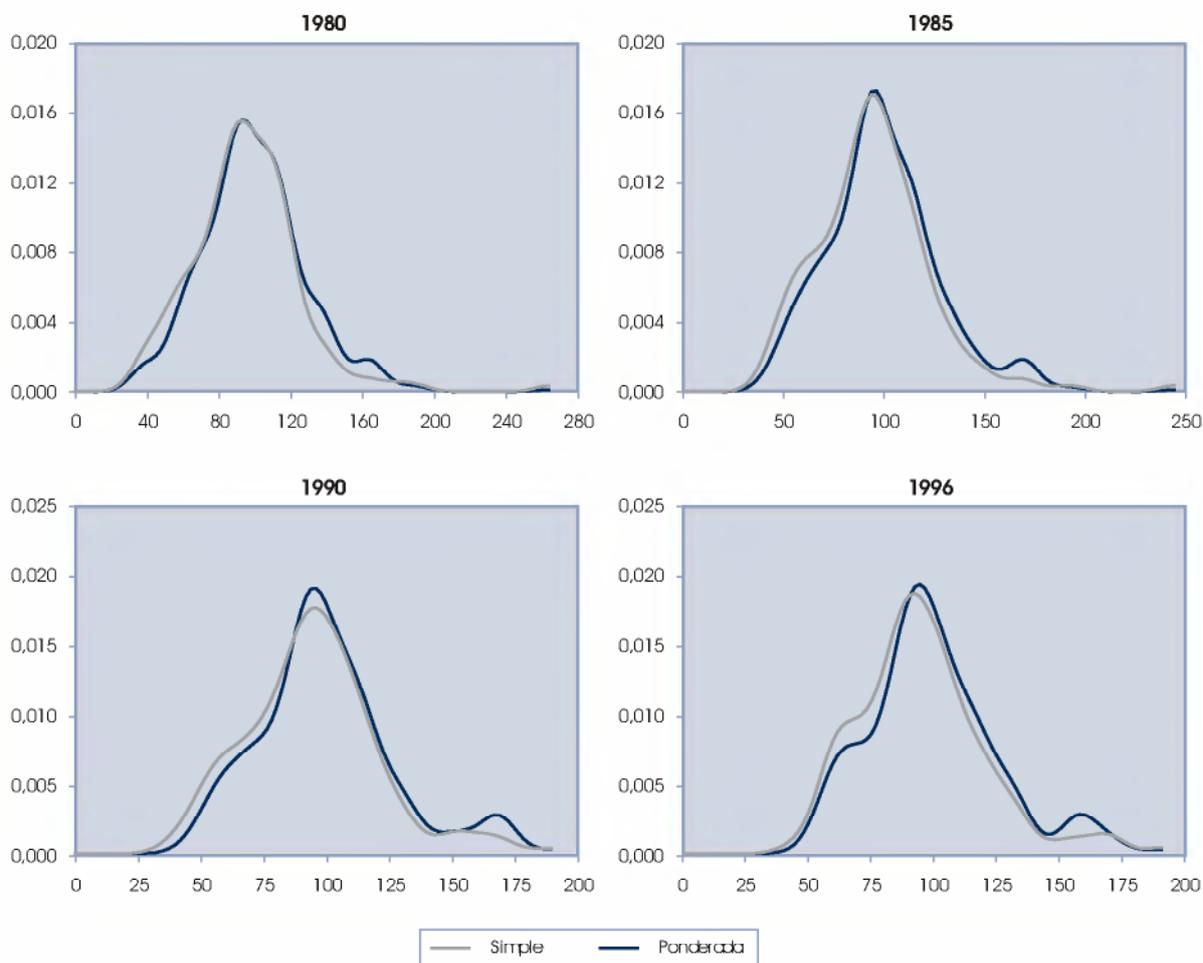
En el caso de la UE, y dejando de lado algunos casos singulares, que los hay (por ejemplo, Darmstadt y Luxemburgo por el lado positivo, y Asturias por el lado negativo), el fenómeno de la convergencia no parece haber propiciado cambios significativos en la distribución regional de la producción y la población. En efecto, el cálculo de los coeficientes de concentración de Gini-Hirschman (13) para ambas magnitudes (cuadro número 5) pone de relieve, en primer lugar, que éstos apenas se han modificado (la variación experimentada es, res-

pectivamente, del 0,20 y 0,29 por 100) y, en segundo lugar, que ambos coeficientes se han mantenido muy estables a lo largo del tiempo (los coeficientes de variación son muy reducidos). Esto significa que, al contrario de lo sucedido en épocas anteriores (en particular en algunos países comunitarios, como España), el proceso de convergencia a escala europea a partir de los años ochenta se ha producido sin que las regiones más pobres hayan visto mermado su nivel demográfico relativo.

### III. LA POLARIZACIÓN EN LA DISTRIBUCIÓN REGIONAL DEL PIB PER CÁPITA EN LA UNIÓN EUROPEA

El análisis realizado en el apartado anterior ilustra sobre algunos aspectos interesantes de la distribución regional del PIB per cápita en la UE. No obstante, centrándose sólo en el nivel y evolución de algunos estadísticos descriptivos, no permite caracterizar a la distribución en su totalidad, ni tampoco el fenómeno de la convergencia o divergencia. Una estimación directa de la función de densidad de la distribución de rentas permite resolver, parcialmente al menos, este problema y caracterizar a la referida distribución de forma más adecuada; la aproximación puede ser paramétrica o no-paramétrica.

GRÁFICO 5  
FUNCIONES DE DENSIDAD



CUADRO N.º 6

**CORRELACIÓN ENTRE DESIGUALDAD Y POLARIZACIÓN**

	A(0,25)	A(0,5)	A(1)	A(2)	A(50)	A(100)	Gini	Theil	$\alpha = 1$	$\alpha = 1,5$
A(0,25) .....	1,00									
A(0,5) .....	1,00	1,00								
A(1) .....	1,00	1,00	1,00							
A(2) .....	0,99	0,99	1,00	1,00						
A(50) .....	0,47	0,48	0,50	0,54	1,00					
A(100) .....	0,37	0,38	0,41	0,45	0,99	1,00				
Gini .....	0,99	0,99	0,98	0,96	0,40	0,30	1,00			
Theil .....	1,00	1,00	0,99	0,98	0,46	0,36	0,99	1,00		
$\alpha = 1$ .....	0,98	0,98	0,98	0,98	0,45	0,35	0,97	0,98	1,00	
$\alpha = 1,5$ .....	0,95	0,96	0,96	0,96	0,46	0,36	0,94	0,95	0,99	1,00

Desde el punto de vista operativo, la estimación no-paramétrica es superior a la paramétrica, ya que no exige postular, a priori, ninguna forma funcional para la distribución analizada. El procedimiento no-paramétrico más sencillo para conocer la forma externa de cualquier distribución consiste en la construcción de histogramas; este procedimiento, sin embargo, está sometido a algunas limitaciones importantes (14), que reducen su capacidad para representar adecuadamente a la distribución considerada. Sin embargo, la obtención de funciones de densidad mediante estimadores *kernel*, que pueden ser considerados como histogramas en los que la amplitud de los intervalos tiende a cero (el número de intervalos tiende a infinito), minimiza las limitaciones anteriores, por lo que su uso se ha popularizado considerablemente en los últimos tiempos.

Siguiendo este procedimiento, en el gráfico 5 se representan las funciones de densidad correspondientes a la distribución del PIB per cápita de las regiones de la UE en cuatro años (1980, 1985, 1990 y 1996) de nuestro período muestral. La inspección visual de las referidas funciones no sólo permite corroborar algunas de las conclusiones obtenidas previamente, sino también extraer otras nuevas. Así, se pone de manifiesto, en primer lugar, que el coeficiente de apertura (o ratio entre valores extremos) de la distribución ha ido disminuyendo con el paso del tiempo, fenómeno que sería equivalente al de la convergencia sigma (15). En segundo lugar, las funciones de densidad simples evidencian un fenómeno de unimodalidad bastante claro, mientras que en las funciones ponderadas se aprecia una tímida polarización (16) en dos grupos: uno, en torno a la media de la distribución (que de nuevo nos hablaría de la existencia de convergencia), y otro, correspondiente a los niveles más altos de renta. En todos los casos (pero más en relación con las funciones

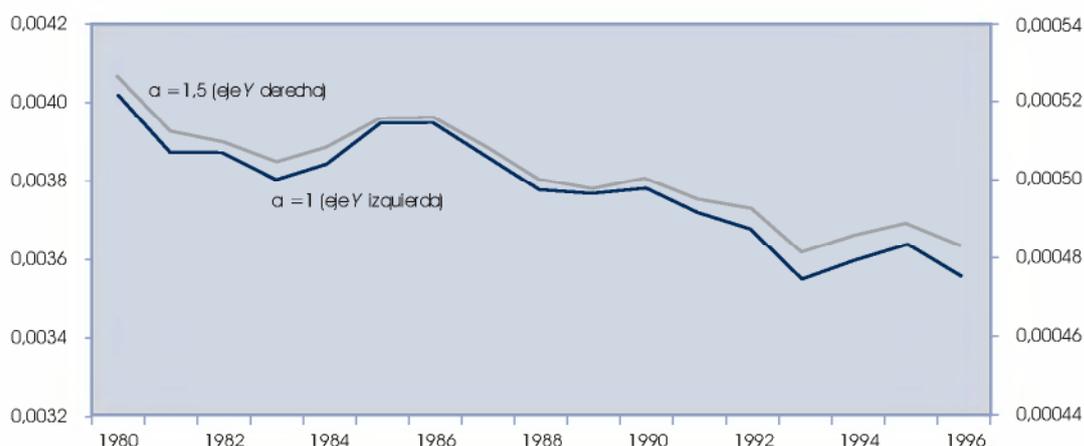
simples que con las ponderadas) se observa que la distribución es ligeramente asimétrica hacia la derecha, lo que es indicativo de que la masa de probabilidad es mayor para niveles de renta inferiores a la media comunitaria que para niveles superiores; este sesgo, sin embargo, ha ido disminuyendo lentamente con el paso del tiempo. Por último, dado que la masa probabilística se ha ido desplazando levemente hacia la derecha, no sólo se corrobora la existencia de convergencia sigma, sino también que ésta se produce hacia la media europea.

La incipiente bimodalidad apreciada en la forma externa de las funciones de densidad ponderadas pone de manifiesto la existencia de un cierto grado de polarización en la distribución regional de las rentas dentro de la Unión. La polarización, al contrario que la desigualdad, trata de evaluar en qué medida una determinada distribución se agrupa en torno a algunos polos locales; cuando éstos son dos, como sucede en nuestro caso, hablamos de bipolarización o bimodalidad. ¿En qué medida se aprecia el fenómeno de la bipolarización en la distribución regional de rentas per cápita en la UE? Para responder a esta pregunta, hacemos uso del índice de polarización diseñado por Esteban y Ray (1994), que viene dado por la expresión:

$$P = \frac{\sum_{i=1}^n p_i \left| \ln \frac{x_i}{x_j} \right|}{\sum_{j=1}^n p_j}$$

donde  $x_i$  y  $x_j$  representan, en nuestro caso, el PIB per cápita de las regiones  $i$  y  $j$ , y donde  $p_i$  y  $p_j$  representan el peso de la población de las referidas regiones en la UE; por último,  $P$  es un índice representativo del grado de sensibilidad a la polarización que está comprendido entre 1 y 1,6. Calculada la polarización en nuestro caso para  $\alpha = 1$  y para  $\alpha = 1,5$ , el gráfico 6 muestra no sólo que ésta

**GRÁFICO 6  
EVOLUCIÓN DE LA POLARIZACIÓN**



CUADRO N.º 7

**MATRIZ DE TRANSICIÓN  
(De un solo paso. 1980-1996)**

Estados	1	2	3	4	5	6	7
1.....	0,1429	0,8571	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
2.....	0,0000	0,8000	0,1600	0,0400	0,0000	0,0000	0,0000
3.....	0,0000	0,1111	0,5185	0,3333	0,0370	0,0000	0,0000
4.....	0,0000	0,0000	0,2857	0,6429	0,0714	0,0000	0,0000
5.....	0,0000	0,0000	0,0741	0,4074	0,4815	0,0000	0,0370
6.....	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,1250	0,6250	0,2500
7.....	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,4000	0,6000
Distribución inicial.....	0,0496	0,1773	0,1915	0,2979	0,1915	0,0567	0,0355
Distribución final.....	0,0071	0,2057	0,2270	0,3404	0,1277	0,0496	0,0426
Distribución ergódica ...	0,0000	0,0484	0,3835	0,4300	0,0932	0,0276	0,0170

ha disminuido para los dos valores del parámetro  $\alpha$ , sino también que la evolución temporal ha sido muy similar en ambos casos.

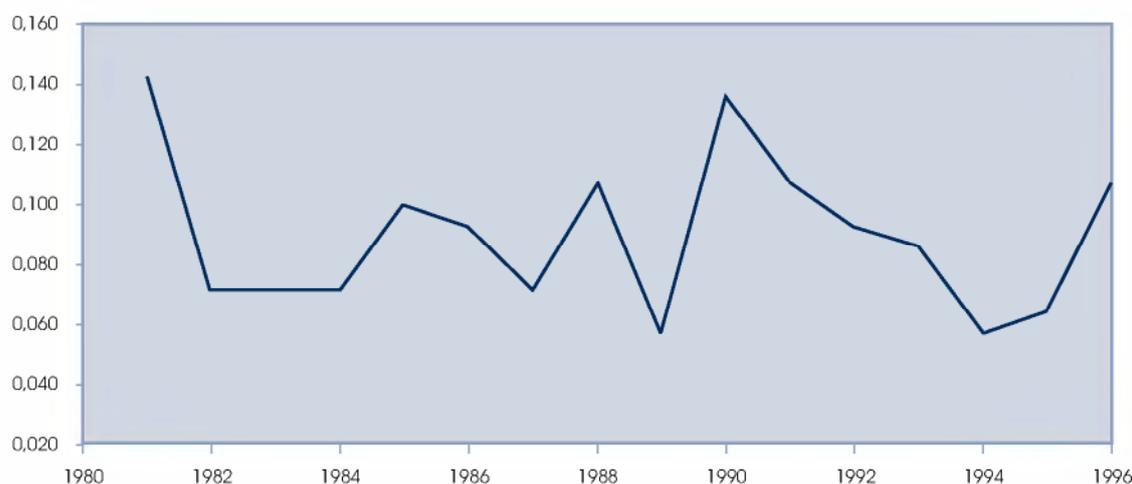
Puesto que, en principio, la polarización trata de verificar la existencia de un fenómeno distinto al de la desigualdad, merece la pena examinar en qué medida el índice de polarización empleado es relevante desde el punto de vista aplicado. Siguiendo a Esteban (1996), se trata de ver si el índice de polarización «se comporta de manera significativamente distinta» a los índices de desigualdad. Para ello, calculamos la correlación parcial existente entre ambos tipos de indicadores, obteniendo los resultados mostrados en el cuadro n.º 6: los coeficientes de correlación entre los índices de polarización y los de desigualdad son muy altos en todos los casos,

excepto en relación con los índices de Atkinson para valores elevados de aversión a la desigualdad [A(50) y A(100)]. Esto quiere decir que, salvo en estos dos casos de fuerte aversión a la desigualdad, los índices de polarización y de desigualdad cuentan, en el fondo, la misma historia (17) sobre la distribución regional de la renta en la UE, ya que su evolución ha sido muy similar.

#### IV. LA MOVILIDAD EN LA DISTRIBUCIÓN REGIONAL DEL PIB PER CÁPITA EN LA UNIÓN EUROPEA

Las funciones de densidad del gráfico 5 suministran una aproximación interesante a la forma externa de la distribución regional del PIB per cápita en la

GRÁFICO 7  
EVOLUCIÓN DE LA MOVILIDAD



UE, y a su evolución en el tiempo, pero no informan en absoluto sobre su dinámica interna (Quah, 1997). Qué sucede dentro de la distribución es, sin embargo, muy importante a la hora de valorar la gravedad o levedad de las disparidades regionales existentes, ya que se considera que, para un nivel determinado de tales disparidades (medido a través de cualquiera de los indicadores utilizados en el apartado II), su gravedad es tanto mayor cuanto menor es el grado de movilidad dentro de la distribución regional de rentas.

El VI Informe periódico sobre la situación y la evolución socioeconómica de las regiones de la Unión Europea analiza esta cuestión y, apoyándose en que «el coeficiente de correlación de Spearman entre las dos clasificaciones es de 0,91», concluye que «apenas ha variado la clasificación de las regiones, y el orden en función del PIB per cápita es muy parecido en 1996 al de diez años antes». ¿Es ésta una conclusión correcta? En los estrictos términos en que está efectuada esta aseveración, es obvio que sí; sin embargo, un cambio de perspectiva —y la consideración sólo de un subconjunto de regiones comunitarias (18)— hace que las cosas presenten un panorama algo más favorable.

En efecto, una forma distinta de evaluar el grado de movilidad en la distribución interna del PIB per cápita de las regiones europeas consiste en estimar, sencillamente, las denominadas matrices de transición, las cuales representan, para cada celda  $ij$ , la probabilidad de que una región que comienza en

el estado  $i$  termine en el estado  $j$  (19). De esta forma, las celdas que se encuentran en la diagonal principal indican persistencia, mientras que todas las demás indican cambio: a peor cuando están por debajo de la diagonal y a mejor cuando están por encima. El número de estados de la naturaleza a considerar es, hasta cierto punto, arbitrario, aunque no debe ser ni tan pequeño que la mayoría de las regiones caigan siempre en el mismo estado, ni tan grande que cambien de un estado a otro de forma prácticamente continua; en nuestro caso, tomando como referencia el PIB per cápita medio de la UE, hemos elegido los mismos siete estados (o grupos) que se utilizaron en el análisis de la convergencia sigma local. Por último, la matriz ergódica recoge la hipotética distribución de probabilidades a largo plazo, distribución que se produciría de seguir manteniéndose los rasgos que se han materializado en el pasado.

En el cuadro n.º 7 se presenta la matriz de transición (de un solo paso) de las regiones europeas para el período 1980-1996. De acuerdo con el mismo, se observan, entre otros, los siguientes rasgos importantes:

1) El grado de persistencia (o inmovilidad) es significativo, pero no excesivamente elevado; aunque, en promedio, el 58,9 por 100 de las regiones europeas han permanecido en su estado inicial, la cifra se eleva al 80 por 100 en el caso de las regiones del estado 2 y a sólo el 48,2 por 100 en las del estado 5.

2) El grado de movilidad es bastante elevado (el 41,1 por 100 de las regiones han cambiado de estado), bien que un poco más en relación con la movilidad descendente que con la ascendente; este resultado sugiere que se ha producido una cierta convergencia a la baja, algo que ya se había apuntado en el apartado II.

3) Los tránsitos se producen, en la mayoría de los casos, únicamente al estado adyacente, indicando con ello que, salvo contadas excepciones, no se producen ni *milagros* ni *caídas en picado* (20); en concreto, sólo hay tres milagros (Irlanda que pasa del estado 2 al 4; Utrecht del 3 al 5, y Luxemburgo del 5 al 7) y dos caídas fuertes (Drenthe y Picardie, regiones ambas que pasan del estado 5 al 3).

4) La observación de las distribuciones inicial y final corrobora el fenómeno de convergencia hacia la media previamente reseñado: las regiones con una renta similar a la media comunitaria (las del estado 4) pasan del 29,8 por 100 en la distribución inicial al 34 por 100 en la final.

5) Por último, la distribución ergódica pone de relieve la existencia de convergencia regional (21) a largo plazo (en un horizonte temporal en torno a los 50 años), con una distribución de rentas que, pese a los avances conseguidos, sigue mostrando una cierta asimetría hacia la izquierda; de acuerdo con esta distribución, un 38,35 por 100 de las regiones europeas alcanzaría niveles de renta per cápita comprendidos entre el 75 y el 90 por 100 de la media europea y otro 43 por 100 se situaría con rentas comprendidas entre el 90 y el 110 por 100 de la referida media.

Identificados ya los principales rasgos del grado de movilidad de las regiones en la UE, también es interesante conocer cómo ha evolucionado éste a lo largo del tiempo, para lo que es imprescindible el cómputo de las matrices de transición paso a paso. Tomando estas matrices como *inputs*, se puede calcular la mencionada evolución del grado de movilidad a partir del empleo de diversos indicadores; entre ellos, el propuesto por Shorrocks (1978) es de los más utilizados, siendo su expresión:

$$M(A) = [m - tr(A)] / (m - 1)$$

donde  $A$  es la matriz de transición,  $tr(A)$  su traza y  $m$  el número de elementos que forman la distribución. Aplicada esta fórmula a nuestro caso (recordemos que  $m = 141$  regiones) se obtienen los resultados mostrados en el gráfico 7, en el que se aprecia lo siguiente:

1) Entre 1980-81 y 1995-96 se produjo una caída del grado de movilidad del orden del 25 por 100.

2) Año a año, el grado de movilidad es muy pequeño.

3) La reducción en el grado de movilidad no ha sido uniforme a lo largo del tiempo, sino extremadamente volátil, salvo en el período comprendido entre 1989-90 y 1993-94.

En todo caso, y tal y como apuntan Rapún *et al.* (2001), los resultados obtenidos a partir del empleo de la expresión anterior deben tomarse con cierta cautela, ya que en su cálculo «se utilizan exclusivamente los elementos de la diagonal principal, ignorando por tanto el resto de elementos de la matriz  $A$ ». Aun así, estos resultados ponen de manifiesto que, no siendo desdeñable el grado de movilidad interregional en la UE, éste se ha ido amortiguando con el paso del tiempo, hecho que, de mantenerse en el futuro, podría ser motivo de preocupación. Parece, por lo tanto, que se avanza lentamente en el proceso de convergencia, pero que este avance se produce en paralelo con una cierta reducción del grado de movilidad interregional.

## V. CONCLUSIONES

Medidas a través del PIB per cápita, las disparidades regionales en la UE son, en la actualidad, bastante pronunciadas, aproximadamente el doble de las registradas entre los estados de Estados Unidos. No obstante, y matizando conclusiones de otros estudios, en este trabajo se han puesto de relieve algunos resultados interesantes que mitigan la gravedad de las disparidades. En primer lugar, que la amplitud de estas últimas (medida tanto a través de indicadores de desigualdad como de convergencia) ha seguido disminuyendo paulatinamente, bien es cierto que a un ritmo que se ha ido reduciendo con el paso del tiempo. En segundo lugar, que, salvo de forma muy incipiente (en la estimación de funciones de densidad ponderadas), no sólo no se aprecian síntomas de polarización regional en dos o más grupos, sino que, además, el bajo nivel de la misma también se ha reducido a lo largo del tiempo. En tercer lugar, que, para el conjunto del período, el grado de movilidad interregional no es nada desdeñable, ya que más del 41 por 100 de las regiones europeas han cambiado de estado entre 1980 y 1996; de todas formas, se constata también que el grado de movilidad año a año es, naturalmente, mucho más reducido, siendo motivo de preocupación el hecho de que —aunque con

un comportamiento bastante volátil— se haya registrado una caída apreciable del mismo. En síntesis, aunque la extensión de las disparidades regionales europeas es, en la actualidad, considerable, los avances (lentos pero tendenciales) registrados en el proceso de convergencia y polarización, así como haber experimentado un grado de movilidad interregional bastante elevado, hacen que la situación en el último año analizado (1996) sea comparativamente mejor que en el primero (1980). La reducción en la velocidad de convergencia y en el grado de movilidad suscitan, sin embargo, preocupación de cara al futuro.

**NOTAS**

(1) Dentro de la amplia literatura existente sobre la materia pueden mencionarse, entre otros, a BARRO y SALA-I-MARTÍN (1991), CHATTERJI (1993), NEVEN y GOUYETTE (1995), AMSTRONG (1995), RODRÍGUEZ POSE (1998), LÓPEZ BAZO *et al.* (1999), MAGRINI (1999), BOLDRIN y CANOVA (2001) y CUADRADO (2001).

(2) Como es sabido, no existe consenso acerca de los efectos que la integración económica puede tener sobre las disparidades territoriales de renta, pudiendo agruparse las posturas en dos escuelas: la de la convergencia (cuyo supuesto fundamental es la movilidad de los factores) y la de la divergencia (en la que las externalidades, los rendimientos crecientes y los efectos de aglomeración juegan un papel fundamental).

(3) En cierta medida, este trabajo constituye una extensión, para el ámbito regional europeo, de VILLAVERDE (2001), y VILLAVERDE y SÁNCHEZ-ROBLES (2001).

(4) Dado que la mayoría de los indicadores utilizados son ponderados, esta combinación de NUTS-1 y NUTS-2 no introduce ningún sesgo.

(5) El PIB per cápita, medido en paridades de poder adquisitivo (PPA), se expresa en términos relativos; esto ayuda a remover las variaciones comunes provocadas tanto por el ciclo económico en la UE como por la tendencia exhibida por la media de la UE (Véase OVERMAN y PUIGA, 2000).

(6) Éste se mide, convencionalmente, por la productividad del factor trabajo.

(7) Como es de sobra conocido, cuanto mayor es el valor del parámetro de aversión a la desigualdad tanto mayor es la sensibilidad del índice a los niveles más bajos de renta.

(8) El enfoque convencional consiste en regresar la tasa de crecimiento de la renta con la renta inicial y con otras variables condicionantes, usando series temporales o datos de sección cruzada; la obtención de un coeficiente negativo, y estadísticamente significativo, para la renta inicial se interpreta como representativo de convergencia.

(9) El atractivo de la convergencia beta estriba no sólo en ser una condición necesaria para la convergencia sigma, sino, además, en que permite conocer qué factores están detrás de la convergencia, la velocidad a la que ésta se produce y si es absoluta o condicionada.

(10) Aunque habitualmente se utiliza sólo uno de los dos indicadores, nosotros aplicamos los dos porque, como han puesto de relieve DALGAARD y VASTRUP (2001), pueden conducir a conclusiones diferentes. Dado que aquí no es así, los resultados obtenidos ganan en robustez.

(11) Esta clasificación nos parece más completa e ilustrativa de la realidad europea que la convencional, que sólo distingue cinco estados: <75, 75-90, 90-110, 110-125 y >125.

(12) Puesto que no hay diferencias sustanciales entre los resultados obtenidos aplicando unos u otros indicadores, presentamos únicamente los correspondientes a la desviación típica de los logaritmos del PIB per cápita.

(13) Este índice viene dado por la expresión:

$$C_i = X_i / X^{2/3}$$

donde  $X$  representa la variable analizada (PIB y población en nuestro caso), y el subíndice  $i$  se refiere a las regiones europeas.

(14) Las limitaciones proceden, sobre todo, de que la forma del histograma depende del punto de origen y del número de intervalos considerados (o longitud del intervalo). La elección del parámetro de suavizado, o ancho de banda, es también crucial en los estimadores *kernel*.

(15) Este resultado contrasta con el obtenido por BOLDRIN y CANOVA (2001), que no observan que la distribución *colapse* hacia su valor central.

(16) Este fenómeno es distinto del de la desigualdad o dispersión examinado previamente. La polarización hace referencia a la homogeneidad de un grupo en relación con la heterogeneidad total de una población y, por lo tanto, a la formación de grupos (*clusters*) en torno a determinados polos distantes entre sí: la polarización es máxima cuando la mitad de la población se localiza en un extremo del rango de la distribución y la otra mitad lo hace en el extremo opuesto.

(17) Este resultado, sin embargo, no se produce siempre; es posible, por lo tanto, que los indicadores de polarización y desigualdad evolucionen en direcciones distintas, por lo que no es irrelevante computar ambos tipos de índices.

(18) Nos referimos, claro está, al formado por las 141 regiones que conforman nuestra base. La afirmación del *VI Informe* se refiere, suponemos, a las 206 NUTS-2 que se consideran en el mismo, aunque no se especifica nada al respecto ni están disponibles todos los datos para 1986.

(19) Este enfoque sobre la movilidad de las regiones en el *ranking* correspondiente constituye una aplicación particular de las cadenas de Markov. Si denotamos por  $F_t$  a la distribución regional de rentas per cápita en el momento  $t$ , el enfoque supone que la distribución evoluciona (de  $t$  a  $t+n$ ), de forma que  $F_{t+n} = P^n F_t$ , donde  $P$  es la matriz de transición. Un análisis detenido de esta cuestión puede verse en VILLAVERDE y SÁNCHEZ-ROBLES (2002).

(20) Esta terminología debe tomarse, naturalmente, con cautela, ya que, al ser algunos intervalos bastante amplios, pueden producirse saltos de dos intervalos que supongan avances o retrocesos menores que los que tienen lugar al saltar un solo intervalo.

(21) La comparación, a tal efecto, de las distribuciones inicial, final y ergódica confirma el resultado apuntado en el análisis de las funciones de densidad: en contra de lo apuntado por BOLDRIN y CANOVA (2001), se pone de relieve que sí hay una tendencia a que la distribución colapse hacia su valor central. Las diferencias pueden provenir tanto del número de regiones incluidas en la muestra como del número de estados de la naturaleza que se consideran al construir las matrices de transición.

## BIBLIOGRAFÍA

- AMSTRONG, H. W. (1995), «Convergence among regions of the European Union, 1950-1990», *Papers in Regional Science*, 74: 143-152.
- AZZONI, C. (2001), «Economic growth and regional income inequality in Brazil», *The Annals of Regional Science*, n.º 1: 133-152.
- BARRO, R., y SALA-I-MARTIN, X. (1991), «Convergence across states and regions», *Brookings Papers on Economic Activity*, n.º 1: 107-182.
- BOLDRIN, M., y CANOVA, F. (2001), «Inequality and convergence in Europe's regions: reconsidering European regional policies», *Economic Policy*, n.º 32: 207-253.
- CHATTERJI, M. (1993), «Convergence clubs and endogenous growth», *Oxford Review of Economic Policy*, 8: 57-69.
- CUADRADO, J. R. (2001), «Regional convergence in the European Union: From hypothesis to actual trends», *The Annals of Regional Science*, vol. 35: 333-356.
- DALGAARD C. J., y VASTRUP, J. (2001), «On the measurement of -convergence», *Economic Letters*, n.º 70: 283-287.
- DRENNAN M. P., y LOBO, J. (1999), «A simple test for convergence of metropolitan income in the United States», *Journal of Urban Economics*, n.º 3: 350-359.
- ESTEBAN, J. M. (1996), «Desigualdad y polarización. Una aplicación a la distribución interprovincial de la renta en España», *Revista de Economía Aplicada*, n.º 11: 5-26.
- ESTEBAN, J. M., y RAY, D. (1994), «On the measurement of polarization», *Econometrica*, 62: 819-81.
- FRIEDMAN, M. (1992), «Do old fallacies ever die?», *Journal of Economic Literature*, 30: 2129-2132.
- GARCÍA GRECIANO, B. (1997), «Distribución de renta, crecimiento y convergencia regional en España», mimeo (tesis doctoral, Universidad Complutense de Madrid).
- GOERLICH, F., y MAS, M. (2001), «Tres cuestiones (¿marginales?) sobre convergencia», mimeo (Universidad de Valencia e IVE).
- LÓPEZ BAZO, E.; VAYÁ, E.; MORA, J., y SURIÑACH, J. (1998), «Regional economic dynamics and convergence in the European Union», *The Annals of Regional Science*, n.º 3: 343-370.
- MAGRINI, S. (1999), «The evolution of income disparities among the regions of the European Union», *Regional Science and Urban Economics*, vol. 59: 257-281.
- NEVEN, D., y GOUYETTE, C. (1995), «Regional convergence in the European Community», *Journal of Common Market Studies*, 33: 47-65.
- OVERMAN, H., y PUGA, D. (2000), «Unemployment clusters across European regions and countries», *CEP, Discussion Paper*, n.º 434.
- QUAH, D. (1993), «Empirical cross-section dynamics in economic growth», *European Economic Review*, n.º 2-3: 426-434.
- (1997), «Empirics for growth and distribution: Stratification, polarization and convergence clubs», *Journal of Economic Growth*, número 2: 27-59.
- RAPÚN, M.; GIL, C.; ESCURRA, R., y PASCUL, P. (2001), «Movilidad y desigualdad regional en la Unión Europea», mimeo, UPN.
- RODRÍGUEZ POSE, A. (1998), «Convergencia y modelos de crecimiento regional en Europa», en CUADRADO *et al.*, *Convergencia regional en España. Hechos, tendencias y perspectivas*, F. Argenteria y Visor, Madrid: 71-109.
- SHORROCKS, A. F. (1978), «The measurement of mobility», *Econometrica*, vol. 46: 1013-1024.
- VILLAVERDE, J. (2001), «La distribución espacial de la renta en España: 1980-1995», *PAPELES DE ECONOMÍA ESPAÑOLA*, n.º 88: 166-181.
- VILLAVERDE, J., y SÁNCHEZ-ROBLES, B. (2001), «Polarización, convergencia y movilidad entre las provincias españolas: 1955-1997», *Revista Asturiana de Economía*, n.º 20: 7-26.
- (2002), «Convergence or Twin Peaks? The Spanish case», en MEEUSEN y VILLAVERDE (eds.), *Convergence issues in the European Union*, Edward Elgar, Cheltenham.

**APÉNDICE**

**Relación de regiones (unidades territoriales)**

**Bélgica**

Bruxelles-Brussels  
 Antwerpen  
 Limburg (B)  
 Oost-Vlaanderen  
 Vlaams Brabant  
 West-Vlaanderen  
 Brabant Wallon  
 Hainaut  
 Liège  
 Luxembourg (B)  
 Namur

**Dinamarca**

**Alemania**

Stuttgart  
 Karlsruhe  
 Freiburg  
 Tübingen  
 Oberbayern  
 Niederbayern  
 Oberpfalz  
 Oberfranken  
 Mittelfranken  
 Unterfranken  
 Schwaben  
 Bremen  
 Hamburg  
 Darmstadt  
 Gießen  
 Kassel  
 Braunschweig  
 Hannover  
 Lüneburg  
 Weser-Ems  
 Düsseldorf  
 Köln  
 Münster  
 Detmold  
 Arnsberg  
 Koblenz  
 Trier

Rheinessen-Pfalz  
 Saarland  
 Schleswig-Holstein

**Grecia**

Anatoliki Makedonia, Thraki  
 Kentriki Makedonia  
 Dytiki Makedonia  
 Thessalia

Ionía Nisia  
 Dytiki Ellada  
 Sterea Ellada  
 Peloponnisos  
 Attiki  
 Voreio Aigaio  
 Notio Aigaio  
 Kriti

**España**

Galicia  
 Principado de Asturias  
 Cantabria  
 País Vasco  
 Comunidad Foral de Navarra  
 La Rioja  
 Aragón  
 Comunidad de Madrid  
 Castilla y León  
 Castilla-La Mancha  
 Extremadura  
 Cataluña  
 Comunidad Valenciana  
 Baleares  
 Andalucía  
 Murcia  
 Canarias (ES)

**Francia**

Île de France  
 Champagne-Ardenne  
 Picardie  
 Haute-Normandie  
 Centre  
 Basse-Normandie  
 Bourgogne  
 Nord-Pas-de-Calais  
 Lorraine  
 Alsace  
 Franche-Comté  
 Pays de la Loire  
 Bretagne  
 Poitou-Charentes

Aquitaine  
 Midi-Pyrénées  
 Limousin  
 Rhône-Alpes  
 Auvergne  
 Languedoc-Roussillon  
 Provence-Alpes-Côte d'Azur  
 Corse

**Italia**

Piemonte  
 Valle d'Aosta  
 Liguria  
 Lombardia  
 Trentino-Alto Adige  
 Veneto  
 Friuli-Venezia Giulia  
 Emilia-Romagna  
 Toscana  
 Umbria  
 Marche  
 Lazio  
 Abruzzo  
 Molise  
 Campania  
 Puglia  
 Basilicata  
 Calabria  
 Sicilia  
 Sardegna

**Luxemburgo**

**Holanda**

Groningen  
 Friesland  
 Drenthe  
 Utrecht  
 Noord-Holland  
 Zuid-Holland  
 Zeeland  
 Noord-Brabant  
 Limburg (NL)

**Portugal**

Norte  
 Centro (P)  
 Lisboa e Vale do Tejo  
 Alentejo  
 Algarve

**Reino Unido**

North East  
 North West (incluyendo Merseyside)  
 Yorkshire and The Humber  
 East Midlands  
 West Midlands  
 Eastern  
 South East  
 South West  
 Wales  
 Scotland