

Movilidad y desigualdad regional en la Unión Europea

Roberto Ezcurra, Pedro Pascual y Manuel Rapún*

RESUMEN: El objetivo de este trabajo es analizar la movilidad de la distribución de la renta por habitante a escala regional en la Unión Europea durante el período 1977-1996, con el fin de aportar elementos complementarios sobre la naturaleza de la desigualdad interregional. Para ello se utiliza una metodología novedosa basada en el cálculo de una serie de indicadores empleados habitualmente en el estudio dinámico de la distribución interpersonal de la renta. Los resultados obtenidos sugieren que el nivel de movilidad intradistribucional es relativamente bajo. Asimismo, la evidencia empírica aportada muestra la existencia de una tendencia hacia la reducción de la movilidad regional a lo largo del período analizado que ha coincidido en el tiempo con el mantenimiento de la desigualdad interregional en la Unión Europea.

Clasificación JEL: D30, F02, R12.

Palabras clave: Movilidad, desigualdad, regiones europeas.

ABSTRACT: The aim of this paper is to analyse the mobility of per capita income distribution in the European regions during the period 1977-1996. In doing so we will attempt highlight some aspects of the nature of interregional inequality. Our methodological approach involves calculating different indicators commonly used in the dynamic income distribution literature. The results obtained show that the degree of mobility is relatively low within the distribution under analysis. In addition our empirical findings suggest a trend towards a reduction in regional mobility throughout the period of analysis coinciding with sustained interregional inequality in the European Union.

JEL classification: D30, F02, R12.

Key words: Mobility, inequality, european regions.

* Departamento de Economía, Universidad Pública de Navarra, Campus de Arrosadía s/n, 31006 Pamplona. E-mail: rrapun@unavarra.es

Recibido: 24 de septiembre de 2002 / Aceptado: 5 de mayo de 2003

1. Introducción

El interés por la evolución de las regiones de la Unión Europea ha propiciado la aparición, a lo largo de la última década, de numerosos trabajos que analizan la evolución de la desigualdad interregional en renta por habitante en el ámbito europeo desde diversas perspectivas¹. Si bien es cierto que estos estudios han contribuido a aclarar algunas de las cuestiones relacionadas con este tema, en el momento presente existen todavía varios interrogantes que no han encontrado una respuesta satisfactoria. Por lo tanto, y dada su importancia, no parece irrelevante continuar dedicando esfuerzos a profundizar en este asunto.

La mayor parte de los análisis acerca de los desequilibrios territoriales en la Unión Europea se han llevado a cabo en términos estáticos, utilizando la información suministrada por diferentes indicadores calculados a partir de una serie de cortes transversales de la distribución objeto de estudio. Sin embargo, este tipo de evaluaciones estáticas proporciona exclusivamente un conocimiento parcial de la distribución analizada, dado que no contempla, por ejemplo, el hecho de que las diferentes regiones pueden modificar sus posiciones relativas a lo largo del tiempo, ignorando por tanto la movilidad intradistribucional.

Con el fin de ilustrar la importancia de las cuestiones relacionadas con el análisis dinámico de la distribución, consideremos el siguiente ejemplo. Imaginemos que disponemos de información durante varios años acerca de las distribuciones regionales de renta y población en dos países determinados, A y B, cada uno de los cuales está integrado a su vez por dos regiones con idéntico nivel de población. Con objeto de eliminar del análisis la influencia de los cambios en la población, supongamos asimismo que la distribución de la población relativa en cada país no cambia a lo largo del tiempo. Tanto en A como en B, la renta por habitante en una de las dos regiones es exactamente el doble que en la otra, manteniéndose esta situación inalterable durante la totalidad del período considerado. Ahora bien, existe una diferencia importante entre A y B. En concreto, A se caracteriza por un notable grado de movilidad regional, de manera que ambas regiones intercambian cada año sus posiciones relativas. Por su parte, en B la situación es diferente, ya que las posiciones relativas regionales permanecen constantes año tras año.

El análisis estático habitual en la literatura no apreciará, en principio, ninguna diferencia entre A y B. Más concretamente, dado que la distribución de sección cruzada de la renta por habitante tiene exactamente la misma estructura relativa a lo largo del tiempo en ambos países, cualquier medida que verifique las propiedades habitualmente exigibles a los índices de desigualdad proporcionará, a lo largo de la totalidad del período considerado, un valor idéntico para A y B.

* Una versión previa de este trabajo fue presentada en el 42 Congreso de la ERSa celebrado en Dortmund en agosto de 2002. El trabajo ha contado con la financiación del Proyecto MCYT n.º BEC2002-03941.

¹ Sin ánimo de exhaustividad véase, por ejemplo, Barro y Sala-i-Martin (1991), Dunford (1993), Neven y Gouyette (1995), Sala-i-Martin (1996), Armstrong (1995), López-Bazo *et al.* (1997), Rodríguez-Pose (1997) o Fingleton (1999) entre otros muchos. Un resumen de los principales resultados obtenidos por esta literatura puede encontrarse en Armstrong (2002) o Terrasi (2002).

Este ejemplo pone de manifiesto la necesidad de completar los análisis habituales en términos de desigualdad con información adicional acerca de la movilidad de la distribución objeto de estudio. Precisamente al examen de esta cuestión está dedicado el presente trabajo. Nuestro objetivo es analizar la movilidad de la distribución de la renta por habitante a escala regional en la Unión Europea durante el período 1977-1996. Con ello se pretende aportar elementos complementarios sobre la naturaleza de las disparidades espaciales observadas, a fin de obtener algún tipo de inferencia que pudiera ser eventualmente aplicable en el diseño de la política regional comunitaria. En efecto, si se registrara un nivel reducido de movilidad podría considerarse indicativo de la existencia de un proceso de cristalización de las posiciones relativas regionales. En este contexto, la necesidad de una política activa de reducción de las disparidades regionales quedaría reforzada. Ahora bien, si por el contrario los resultados del análisis sugieren que la variabilidad de las rentas regionales explica gran parte de la desigualdad existente, la política regional debería centrarse fundamentalmente en la necesidad de paliar los efectos adversos de los ciclos económicos, dejando en un segundo plano las políticas tradicionales de convergencia.

Una de las principales novedades de este trabajo, en relación con la literatura existente, hace referencia a los instrumentos utilizados para analizar la movilidad regional en la Unión Europea. Así, los escasos estudios que analizan esta cuestión en el contexto europeo utilizan fundamentalmente, de acuerdo con el enfoque propuesto por Quah (1993; 1996a, b, c; 1997), cadenas de Markov y kernels estocásticos². Alternativamente, el método de análisis empleado en este trabajo se basa en el cálculo de diversos índices utilizados habitualmente en el estudio dinámico de la distribución interpersonal de la renta. Ahora bien, en la medida en que nuestra unidad de referencia es la región y no el individuo, procederemos a introducir en el análisis la dimensión poblacional. De esta manera, los índices calculados serán estadísticos ponderados de acuerdo con la población relativa de cada región³.

La mayor parte de los trabajos empíricos que examinan la evolución de la desigualdad interregional en la Unión Europea se basan en la información proporcionada por Eurostat a través de su base de datos Regio. Eurostat considera cuatro niveles de desagregación geográfica diferentes denominados NUTS (*Nomenclature des Unités Territoriales Statistiques*). De esta manera existe información a nivel NUTS-0 (países), NUTS-1 (regiones), NUTS-2 (unidades administrativas básicas) y NUTS-3 (subdivisiones de las unidades administrativas básicas). Sin embargo, para algunos países miembros (Reino Unido o Dinamarca, por ejemplo) esta clasificación es marcadamente artificial al estar basada en criterios exclusivamente estadísticos, al margen incluso de la organización administrativa nacional. Este hecho representa una limitación importante, puesto que el análisis de convergencia debería basarse en áreas regionales uniformes en términos económicos y sociales. Asimismo es importante que, tal y como señala Paci (1997), las regiones más desarrolladas de la Unión Europea no aparezcan *sobrerrepresentadas* en el conjunto de datos empleado. Esto podría ocurrir si nos limitamos a con-

² Véase, por ejemplo, Quah (1996c), López-Bazo *et al.* (1999) o Cuadrado-Roura *et al.* (2002).

³ Salvo excepciones, la literatura sobre convergencia no considera la existencia de diferencias en términos de población entre las diferentes unidades territoriales analizadas.

siderar, por ejemplo, exclusivamente regiones NUTS-2. Teniendo todo esto presente se ha optado por seleccionar 110 unidades territoriales: NUTS-0 para Irlanda, Luxemburgo y Dinamarca; NUTS-1 para Bélgica (3 *Régions*), Alemania (11 *Länder*), Holanda (4 *Landsdelen*) y Reino Unido (12 *Standard Regions*); NUTS-2 para Francia (22 *Régions*), Italia (20 *Regioni*), España (17 *Comunidades Autónomas*), Portugal (5 *Comissaoes de Coordenação Regional*) y Grecia (13 *Regiones de Desarrollo*). Para esas 110 unidades territoriales se dispone de datos de población y PIB entre 1977 y 1996, obtenidos a partir de Crenos y Regio. En el Anexo 1 se recoge la lista completa de regiones ordenadas en función de la renta por habitante en 1977 y 1996.

El contenido del presente trabajo se desarrolla en cinco secciones. A continuación se procede a analizar la movilidad de la distribución de la renta por habitante en el contexto europeo desde diversas perspectivas complementarias. La sección tercera estudia, a partir de los resultados obtenidos previamente, la evolución temporal de la movilidad regional y su relación con el nivel de desigualdad observado. Más adelante, en la sección cuarta, se analiza la dirección e intensidad de los cambios experimentados por las regiones europeas en sus posiciones relativas a lo largo del período considerado. Por último, en la sección quinta se recogen, junto con las conclusiones, una serie de consideraciones finales.

2. Movilidad regional en la Unión Europea

Durante los últimos años se han llevado a cabo numerosos trabajos que adoptan, tanto a nivel teórico como empírico, un enfoque dinámico en los estudios de desigualdad frente al análisis estático convencional⁴. Sin embargo, a pesar de la abundante literatura que ha generado la cuestión, no existe de momento un criterio unificado acerca de cómo definir y medir el concepto de movilidad. La mayor parte de los investigadores se enfrentan a esta limitación resaltando aquellos aspectos del fenómeno a estudiar que consideran más relevantes de acuerdo con sus objetivos. Así, en el contexto del presente trabajo, hemos optado por definir inicialmente la movilidad en términos generales como el conjunto de movimientos experimentados por los diferentes individuos que integran una distribución al modificarse ésta a lo largo del tiempo. Nótese que se trata de una definición escasamente precisa. En cualquier caso, más adelante tendremos ocasión de ocuparnos de esta cuestión con mayor detalle.

Supongamos a continuación que disponemos de n agrupaciones de individuos (que pueden ser, por ejemplo, países o regiones). La renta por habitante de la agrupación i la designamos por x_i , con $x_i = M_i/N_i$, siendo M_i y N_i respectivamente la renta y la población correspondientes a la agrupación i , $i = 1, 2, \dots, n$. Con el fin de ganar en precisión vamos a proceder a identificar el ortante estrictamente positivo en el espa-

⁴ El lector interesado en los fundamentos teóricos del análisis de la movilidad puede consultar el estudio panorámico de Fields y Ok (1999). A nivel empírico véase, por ejemplo, los trabajos de Atkinson *et al.* (1992), Hungerford (1993), Gustafsson (1994), Burkhauser y Poupoure (1996), Aaberge *et al.* (1996), Jenkins (1996) o Bigard *et al.* (1998). En el ámbito español cabe destacar los de Pena (1996) y Cantó (2000).

cio euclídeo n -dimensional (R_{++}^n), con el espacio de todas las distribuciones de renta por habitante cuyo tamaño sea $n \geq 1$ ⁵. En consecuencia, $x = (x_1, x_2, \dots, x_n) \in R_{++}^n$ representa la distribución de la renta por habitante en las n agrupaciones de individuos consideradas. Consideremos ahora que la renta por habitante de la agrupación i (x_i) ha cambiado a lo largo de un período de tiempo dado, pasando a ser y_i . De acuerdo con la terminología de Fields y Ok (1999) diremos que x se ha transformado en $y = (y_1, y_2, \dots, y_n) \in R_{++}^n$, denotando el cambio experimentado por la distribución como $x \rightarrow y$. En este contexto podemos definir, en principio, una medida de movilidad como una función continua $M: R_{++}^{2n} \rightarrow R$ tal que, si $x \rightarrow y$ presenta más movilidad que $z \rightarrow w$, debe verificarse que $M(x, y) \geq M(z, w)$.

2.1. Medidas de movilidad basadas en el coeficiente de correlación

Dentro del conjunto de indicadores más difundidos para el análisis de la movilidad de los ingresos con datos microeconómicos, destacan tradicionalmente aquellas medidas estadísticas que tratan de estimar la relación existente entre las rentas de los mismos individuos u hogares en distintos momentos del tiempo. A pesar de su aparente sencillez, estos indicadores permiten capturar con bastante precisión aquellos aspectos de la noción de movilidad relacionados con el movimiento de las rentas a lo largo de un período de tiempo determinado.

De acuerdo con estas aproximaciones, comenzaremos el análisis de la movilidad de la distribución regional de la renta por habitante en la Unión Europea examinando la información proporcionada por el coeficiente de correlación, $r(x, y)$. En concreto, podemos definir formalmente el conjunto de medidas de movilidad basadas en el coeficiente de correlación como:

$$M(x, y) \equiv f(r(\varphi(x), \varphi(y))) \quad [1]$$

donde $f: [-1, 1] \rightarrow R$ y $\varphi: R_{++} \rightarrow R$ son funciones continuas, decrecientes y crecientes respectivamente⁶.

Un ejemplo sencillo de una medida de movilidad basada en el coeficiente de correlación sería:

$$M_r(x, y) = 1 - r(x, y) \quad [2]$$

Alternativamente podría considerarse el índice de Hart (1976a, b):

$$M_H(x, y) = 1 - r(\log(x), \log(y)) \quad [3]$$

⁵ Algunas de las medidas de desigualdad que utilizaremos posteriormente no están definidas para distribuciones con rentas no positivas. Sin embargo, Shorrocks (1980) y Cowell (1995) demuestran que es posible analizar la desigualdad en distribuciones con rentas negativas.

⁶ Con el fin de simplificar la notación: $\varphi(x) \equiv (\varphi(x_1), \varphi(x_2), \dots, \varphi(x_n))$ y, análogamente, $\varphi(y) \equiv (\varphi(y_1), \varphi(y_2), \dots, \varphi(y_n))$.

Sin embargo, tanto M_r como M_H presentan una limitación importante, ya que no capturan aquellos aspectos de la noción de movilidad relacionados con «la independencia respecto al origen» (Fields y Ok, 1999). Para ilustrar este problema consideremos las siguientes distribuciones en dos momentos del tiempo dados:

$$A: x_A \equiv (1, 3) \rightarrow (3, 1) \equiv y_A$$

$$B: x_B \equiv (1, 3) \rightarrow (2, 2) \equiv y_B$$

De acuerdo con M_r y M_H diríamos que la distribución menos móvil es la B ($M_r(x_A, y_A) > M_r(x_B, y_B)$ y $M_H(x_A, y_A) > M_H(x_B, y_B)$). Sin embargo, se podría argumentar que, en cierto sentido, la distribución B presenta una mayor movilidad que la distribución A. De hecho, en la distribución B no se aprecia aparentemente ninguna dependencia entre las situaciones inicial y final, mientras que en la distribución A existe una dependencia perfecta (negativa) entre los dos momentos considerados. Si estuviésemos interesados en resaltar este aspecto de la noción de movilidad podríamos emplear, por ejemplo, la siguiente medida:

$$M_{|B|}(x, y) = 1 - |r(\log(x), \log(y))| \quad [4]$$

En el cuadro 1 aparecen calculadas las diferentes medidas propuestas para la distribución de las rentas por habitante regionales en la Unión Europea entre 1977 y 1996, considerando como referencia diferentes períodos temporales⁷. Asimismo, se ha introducido la dimensión poblacional en el análisis. Para ello hemos optado por ponderar el PIB por habitante por la población relativa media de la región en cuestión a lo largo del intervalo temporal analizado.

Cuadro 1. Medidas de movilidad basadas en el coeficiente de correlación⁸

Medidas	Intervalo temporal de referencia				
	1 año	2 años	4 años	10 años	20 años
Mr(x,y)	0,0040	0,0088	0,0116	0,0399	0,0936
MH(x,y)	0,0045	0,0080	0,0126	0,0460	0,1010
MIHl(x,y)	0,0045	0,0080	0,0126	0,0460	0,1010

Nota: Los resultados recogen los valores medios correspondientes a los períodos temporales considerados.
Fuente: Elaboración propia a partir de datos de Crenos y Regio.

⁷ La determinación del período temporal objeto de estudio es un elemento crucial en el análisis de la movilidad de una distribución. Esta cuestión y sus implicaciones han sido examinadas, entre otros, por Shorrocks (1978a) y Creedy (1992).

⁸ Dado que en todos los casos considerados $r(x, y) > 0$, M_H y M_{IHl} coinciden.

Como era de esperar, la información recogida en el cuadro 1 indica que, a medida que aumenta la amplitud del intervalo temporal considerado, la distribución analizada presenta una mayor movilidad. De hecho, al considerar períodos temporales de diez y veinte años frente a los intervalos anuales, los valores de M_r se multiplican por 9,97 y 23,4 respectivamente. Las cifras correspondientes a M_H y M_{IH} ofrecen resultados semejantes. A pesar de la sencillez de las medidas empleadas, el cuadro 1 sugiere que, en principio, el nivel de movilidad intradistribucional es relativamente bajo.

2.2. La movilidad como compensación de la desigualdad

En este apartado examinaremos la familia de índices propuesta por Shorrocks (1978b). Se trata de un conjunto de medidas que inicialmente fueron concebidas para medir el grado en que los ingresos se igualan a medida que aumenta el período temporal considerado, si bien, como veremos más adelante, pueden ser utilizadas como medidas de movilidad.

Consideremos inicialmente una sociedad compuesta por n individuos idénticos. Cada uno de estos individuos dispone a lo largo de T períodos consecutivos de unos ingresos determinados, de manera que y_i^t denota los ingresos percibidos por el individuo i , $i = 1, 2, \dots, n$, en el período t , $t = 1, 2, \dots, T$. Si:

$$\mu^t = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n y_i^t \quad [5]$$

es el ingreso medio de los n individuos en el período t , el ingreso medio acumulado a lo largo de los T períodos considerados vendrá dado por:

$$\mu = \sum_{t=1}^T \mu^t \quad [6]$$

Asimismo, sea Y el vector n -dimensional de los ingresos acumulados por los n individuos en los T períodos. Esto es,

$$Y = (Y_1, Y_2, \dots, Y_n) \quad [7]$$

donde

$$Y_i = \sum_{t=1}^T y_i^t \quad [8]$$

Por último, Y^t denota el vector n -dimensional de los ingresos de los n individuos en el período t . Es decir,

$$Y^t = (Y_1^t, Y_2^t, \dots, Y_n^t) \quad [9]$$

A continuación vamos a designar por $I(Y)$ al conjunto de medidas de desigualdad que son funciones convexas de los ingresos relativos⁹. Entonces, dada la convexidad de la función, podemos escribir:

$$I(Y) = h\left(\frac{\sum_{t=1}^T Y^t}{\mu}\right) = h\left(\sum_{t=1}^T \omega_t \frac{Y^t}{\mu^t}\right) \leq \sum_{t=1}^T \omega_t h\left(\frac{Y^t}{\mu^t}\right) \quad [10]$$

donde

$$\omega_t \frac{\mu^t}{\mu} \quad [11]$$

Partiendo de la expresión (10) se obtiene que:

$$I(Y) \leq \sum_{t=1}^T \omega_t I(Y^t) \quad [12]$$

Es decir, el índice de desigualdad de los ingresos acumulados en los T períodos contemplados no puede exceder de la suma ponderada de los índices de desigualdad correspondientes a cada uno de los períodos individuales. Pues bien, el índice de rigidez de Shorrocks (1978b) se define como:

$$R = \frac{I(Y)}{\sum_{t=1}^T \omega_t I(Y^t)} \leq 1 \quad [13]$$

Nótese que la expresión anterior únicamente es válida para aquellas medidas de desigualdad que sean funciones convexas de los ingresos relativos. Sin embargo, la mayor parte de los índices empleados habitualmente (índice de Gini, coeficiente de variación, la familia de índices de Theil, los índices normativos de Atkinson,...) verifican esta propiedad¹⁰.

El índice R informa acerca del valor en que la desigualdad disminuye a medida que el período temporal considerado se amplía. Así, por ejemplo, si $R = 0,90$, la desigualdad de los ingresos durante un período determinado será el 90 por 100 de la desigualdad media correspondiente a cada subperíodo individual. Se trata en definitiva de

⁹ Una medida de desigualdad no es más que una función continua $I: \mathbb{R}_{++}^n \rightarrow \mathbb{R}$ tal que si la distribución x presenta un mayor grado de desigualdad que la distribución y , ha de verificarse que $I(x) \geq I(y)$. De esta forma, al estar definida sobre la totalidad del espacio de distribuciones de renta posibles, proporciona una ordenación completa de todas ellas y nos permite cuantificar la magnitud de las diferencias observadas. El requisito mínimo exigible a toda medida I es que sea consistente con el criterio de dominancia de Lorenz (absoluto o relativo).

¹⁰ La excepción más importante es la varianza del logaritmo de los ingresos.

un índice que mide la estabilidad de la desigualdad a medida que aumenta el intervalo temporal al que se refieren los ingresos. De hecho, si la desigualdad no se modifica a medida que se amplía el período de referencia, tendremos que:

$$I(Y) = \sum_{t=1}^T \omega_t I(Y^t) \quad [14]$$

con $\frac{Y^t}{\mu^t}$ independiente de t $\left(\frac{Y^i}{\mu^i} = \frac{Y^j}{\mu^j} \forall i, j\right)$ y, por tanto, $R = 1$. Es decir, los ingresos

relativos no muestran variación alguna a lo largo del tiempo, lo que puede considerarse característico de una sociedad completamente inmóvil. Ahora bien, en una sociedad caracterizada por un cierto grado de movilidad es de esperar que los cambios en los ingresos relativos sean más frecuentes y de mayor magnitud, lo que se traduciría en una disminución de R . De esta forma, $R = 0$ representaría el caso de movilidad perfecta y correspondería a una situación donde $I(Y) = 0$. En consecuencia, R puede considerarse como una medida de movilidad¹¹.

Sin embargo, nosotros estamos interesados en trabajar con agrupaciones de individuos (regiones, de ahora en adelante). En consecuencia, dado que nuestra unidad de referencia no es el individuo, hemos de considerar las características específicas de la movilidad regional. Al respecto, cada región experimenta a lo largo del tiempo variaciones en la renta por habitante y en la población. En consecuencia, la evolución en el tiempo de las diversas medidas de desigualdad recoge tanto las variaciones de la renta por habitante como de la población relativa de cada región. Ahora bien, la consideración de la movilidad como la capacidad de las regiones para modificar su posición relativa en términos de desarrollo, exige centrar el análisis exclusivamente en las variaciones de la renta por habitante, eliminando la influencia de los cambios en la población. Para entender esta idea consideremos el siguiente ejemplo. Imaginemos por un momento que disponemos de información a lo largo de varios años acerca de la distribución regional de la renta por habitante de cierto país integrado por dos regiones. Supongamos que las rentas por habitante no se alteran a lo largo del tiempo. Ahora bien, una proporción variable de la población se desplaza de una región a otra cada año. En esta situación, el índice de rigidez de Shorrocks experimentaría cambios a lo largo del tiempo, como consecuencia de la modificación de los índices de desigualdad en los diferentes períodos. Sin embargo, de acuerdo con la definición de movilidad que venimos empleando, diríamos que la distribución de la renta por habitante es en ese país completamente inmóvil.

Con el fin de solucionar este problema, hemos seguido el enfoque propuesto por Esteban (1994). Para ello, supongamos a continuación que conocemos la distribución de las rentas por habitante regionales a lo largo de T períodos, de manera que x_i^t denota la renta por habitante de la región i , $i = 1, 2, \dots, n$, en el período t , $t = 1, 2, \dots, T$. Asimismo, conocemos la población relativa de las n regiones. En concreto p_i^t representa la

¹¹ Estrictamente, de acuerdo con la definición que hemos apuntado más arriba, la medida de movilidad asociada a R sería: $M_R = 1 - R$.

14 R. Ezcurra, P. Pascual y M. Rapún

proporción de la población de i en el período t respecto a la población total de las n regiones en ese período¹². Consideremos, de ahora en adelante, que la población permanece constante, tomando como referencia su valor en el período T . Es decir, $p_i^t = p_i^T$, de manera que $p^T = (p_1^T, p_2^T, \dots, p_n^T)$.

La renta por habitante media de las n regiones en el período t vendrá dada por:

$$\mu^t = \sum_{i=1}^n p_i^t x_i^t \quad [15]$$

Adicionalmente, sea \hat{x} el vector n -dimensional de la renta por habitante a lo largo de los T períodos. Es decir:

$$\hat{x} = (\hat{x}_1, \hat{x}_2, \dots, \hat{x}_n) \quad [16]$$

donde

$$\hat{x}_i = \sum_{t=1}^T x_i^t \quad [17]$$

Por lo tanto, a partir de aquí podemos definir, análogamente al caso anterior, el índice de rigidez de Shorrocks modificado y adaptado a las características específicas de la movilidad regional como:

$$R' = \frac{I(\hat{x}, p^T)}{\sum_{t=1}^T \omega_t I(x^t, p^T)} \quad [18]$$

donde

$$\mu = \sum_{i=1}^n p_i^T \hat{x}_i \quad [19]$$

e I es el índice de desigualdad empleado¹³.

En el cuadro 2 aparece el índice de rigidez de Shorrocks calculado para la distribución regional de la renta por habitante en la Unión Europea entre 1977-1996, considerando intervalos temporales de diferente amplitud ($m = 1, 2, \dots, 20$). Ahora bien, ante la posible sensibilidad de los resultados al indicador de desigualdad utilizado en el cálculo de R' , hemos optado por incorporar al análisis diversas medidas de desigualdad, ya que cada índice agrega la información contenida en la distribución de manera diferente. De acuerdo con ello, hemos considerado los siguientes indicadores, todos los cuales son funciones convexas de los ingresos relativos¹⁴: el coeficiente de variación, uno de los índices propuestos por Theil (1967) y el índice de Atkinson con diferentes grados de aversión a la desigualdad.

¹² Obviamente, $\sum_{i=1}^n p_i^t = 1$ con $t = 1, 2, \dots, T$.

¹³ Evidentemente, la medida de movilidad correspondiente será $M_{R'} = 1 - R'$. En el ejemplo anterior, $R' = 1$, de forma que $M_{R'} = 0$ (inmovilidad).

Los resultados obtenidos muestran que los índices de rigidez, independientemente del indicador de desigualdad empleado en su cálculo, presentan valores que disminuyen suavemente a medida que aumenta el período temporal de referencia. De esta manera, las cifras que aparecen en el cuadro 2 señalan que la desigualdad regional se reduce muy lentamente cuando se contemplan intervalos temporales de mayor amplitud. Por lo tanto, la influencia de las fluctuaciones transitorias en las disparidades regionales en el seno de la Unión Europea es en principio reducida, de manera que la mayor parte de la desigualdad observada puede considerarse en este sentido permanente. De hecho, la desigualdad regional en renta por habitante en el ámbito europeo a lo largo de los veinte años considerados se sitúa, en función del índice de desigualdad empleado en el cálculo de R' , entre el 98 y el 96% de la desigualdad media correspondiente a cada período individual. Este hecho sugiere que la distribución regional de la renta por habitante en la Unión Europea es escasamente móvil.

Cuadro 2. Índices de rigidez

Índice	CV	$T(1)$	$A(0,5)$	$A(1,25)$	$A(2)$
m = 1	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000
m = 2	0,9993	0,9986	0,9986	0,9986	0,9986
m = 3	0,9987	0,9971	0,9970	0,9969	0,9968
m = 4	0,9975	0,9946	0,9945	0,9943	0,9942
m = 5	0,9965	0,9922	0,9919	0,9915	0,9910
m = 6	0,9956	0,9905	0,9901	0,9896	0,9890
m = 7	0,9949	0,9891	0,9888	0,9883	0,9878
m = 8	0,9945	0,9883	0,9880	0,9874	0,9868
m = 9	0,9941	0,9873	0,9869	0,9861	0,9853
m = 10	0,9938	0,9864	0,9859	0,9850	0,9840
m = 11	0,9931	0,9850	0,9845	0,9835	0,9824
m = 12	0,9926	0,9828	0,9834	0,9824	0,9812
m = 13	0,9920	0,9828	0,9823	0,9813	0,9801
m = 14	0,9913	0,9815	0,9809	0,9799	0,9788
m = 15	0,9896	0,9784	0,9779	0,9771	0,9761
m = 16	0,9885	0,9763	0,9758	0,9751	0,9742
m = 17	0,9874	0,9741	0,9737	0,9729	0,9719
m = 18	0,9864	0,9721	0,9716	0,9706	0,9694
m = 19	0,9855	0,9701	0,9694	0,9682	0,9668
m = 20	0,9844	0,9677	0,9669	0,9655	0,9640

Fuente: Elaboración propia a partir de datos de Crenos y Regio.

¹⁴ El índice de Atkinson viene dado por:

$$A(\alpha)_t = 1 - \left\{ \sum_{i=1}^n p_i^t \left(\frac{x_i^t}{\mu^t} \right)^{1-\alpha} \right\}^{\frac{1}{1-\alpha}}$$

donde $\alpha > 0$ es el parámetro de aversión a la desigualdad. Tomando el límite de esta expresión cuando α tiende a uno, se obtiene uno de los índices de Theil:

$$T(1)_t = \frac{1}{\mu^t} \sum_{i=1}^T p_i^t x_i^t \log \left(\frac{x_i^t}{\mu^t} \right)$$

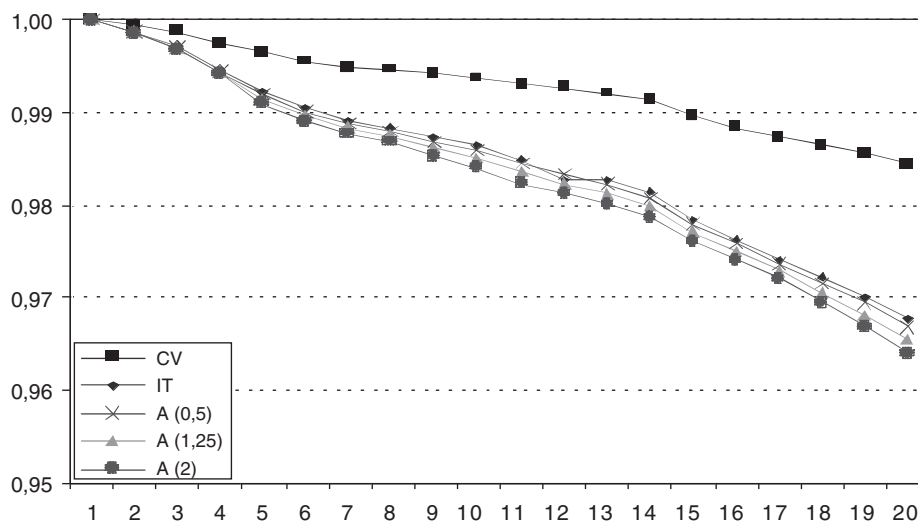
Por su parte el coeficiente de variación se obtiene de dividir la desviación estándar por la media:

$$CV_t = \frac{\sigma^t}{\mu^t}$$

Ahora bien, un análisis detallado de la información suministrada por el cuadro 2 permite comprobar que los resultados obtenidos difieren levemente en función del índice de desigualdad utilizado. Así, el índice de rigidez presenta una menor movilidad cuando se emplea en su cómputo el coeficiente de variación. Sin embargo, los valores de R' son menores y, por tanto, la movilidad mayor, cuando su cálculo se basa en los índices de Theil y Atkinson. Ambas medidas de desigualdad permiten atribuir más peso al extremo inferior de la distribución. De hecho, cuanto mayor es el valor del parámetro de aversión a la desigualdad, más sensible es el índice de Atkinson a lo que ocurre en los niveles bajos de renta¹⁵.

Con el fin de completar el análisis precedente, hemos calculado a su vez los llamados *perfiles de estabilidad* (Shorrocks, 1981) de la distribución objeto de estudio. Estas curvas se obtienen al representar en el plano los valores del índice de rigidez en ordenadas y los distintos períodos temporales considerados en abscisas. La curva de referencia es $R = 1$, que se corresponde con una distribución completamente inmóvil. En consecuencia, en la medida en que los perfiles se alejen de la citada recta, la movilidad de la distribución aumenta.

Gráfico 1. Perfiles de estabilidad



Fuente: Elaboración propia a partir de datos de Crenos y Regio.

En el gráfico 1 podemos comprobar cómo los perfiles obtenidos están relativamente próximos a la línea de completa inmovilidad (nótese que la escala del eje de ordenadas va de 0,95 a 1). Asimismo, todos los perfiles, con independencia de las

¹⁵ Una descripción detallada de las propiedades normativas de los índices de desigualdad empleados puede encontrarse, por ejemplo, en Chakravarty (1990) o Cowell (1995).

medidas de desigualdad empleadas, presentan una estructura semejante, decreciendo muy lentamente a medida que m aumenta.

3. Movilidad y desigualdad regional en la Unión Europea

El índice de rigidez de Shorrocks que hemos calculado en la sección anterior puede presentar, en determinadas circunstancias, algunos inconvenientes en relación con la significación de los cambios de posiciones de las regiones en el orden establecido en función de la renta por habitante (Esteban, 1994). Para ilustrar este problema consideremos el siguiente ejemplo. Imaginemos de nuevo un país integrado por dos regiones, una de las cuales posee con respecto a la otra algún tipo de ventaja comparativa relacionada, por ejemplo, con su localización. En esta situación esa región experimentará, *ceteris paribus*, sistemáticamente tasas superiores de crecimiento, de manera que las disparidades regionales aumentarán, aún partiendo de una hipotética igualdad inicial. Es decir, las posiciones relativas de las dos regiones se mantendrán inalterables a lo largo del tiempo. En este contexto, el índice R^r podría mostrar valores significativos, aún cuando sería posible argumentar que no existe movilidad en la distribución de las rentas regionales. Asimismo, hasta el momento no hemos considerado la evolución temporal de la movilidad regional en la Unión Europea.

Teniendo presentes estas dos circunstancias, hemos optado por completar el análisis de la movilidad regional llevado a cabo en la sección anterior con la información obtenida a partir de la construcción *matrices de transición*¹⁶. Supongamos, con el fin de definir el concepto de matriz de transición, que hemos agregado las rentas por habitante regionales en m clases, cada una de las cuales está integrada por n/m regiones¹⁷. Imaginemos a continuación que disponemos de información acerca de la evolución de la distribución objeto de estudio en dos momentos del tiempo, t_0 y t_1 . Si consideramos que las probabilidades pueden aproximarse razonablemente a partir de las frecuencias relativas correspondientes, la matriz de transición asociada a la transformación experimentada por la distribución entre t_0 y t_1 será aquella matriz cuadrada $A = [a_{ij}] \in R^{m \times m}_+$, donde el elemento a_{ij} representa la proporción de regiones que se encontraban en t_0 en la clase i y en la clase j en t_1 ¹⁸.

Dentro del amplio conjunto de medidas de movilidad basadas en matrices de transición existente en la literatura¹⁹, hemos optado por considerar en este trabajo el siguiente índice propuesto por Shorrocks (1978a):

$$S(A) = \frac{m - \text{tr}(A)}{m - 1} \quad [20]$$

¹⁶ Las matrices de transición han sido ampliamente utilizadas por parte de la literatura dedicada al análisis dinámico de la distribución interpersonal de la renta. Véase, por ejemplo, Pena (1996), Bigard *et al.* (1998) o Cantó (2000).

¹⁷ En términos generales no es necesario exigir que las m clases estén integradas por el mismo número de elementos. Sin embargo, existen razones técnicas que justifican este proceder (Fields y Ok, 1999).

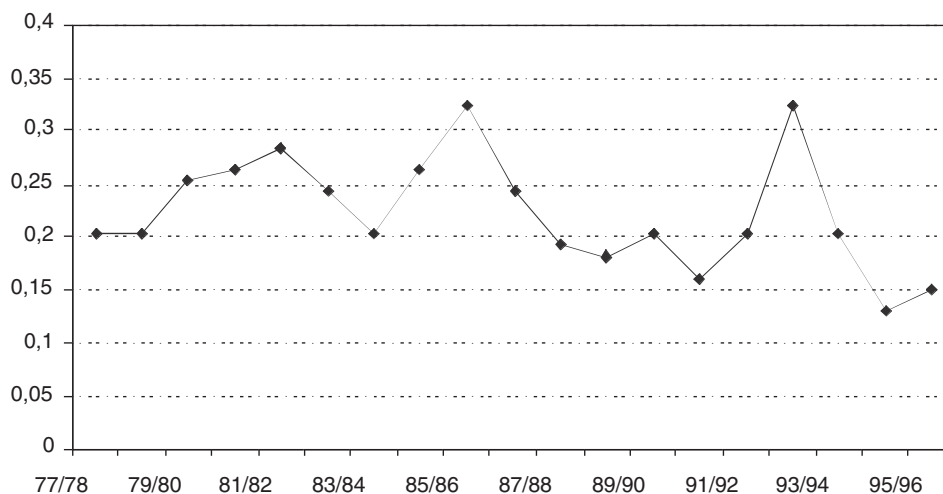
¹⁸ Tal y como la hemos definido, A es una matriz biestocástica, ya que $\sum_{j=1}^m a_{ij} = \sum_{i=1}^m a_{ij} = 1$.

¹⁹ El lector interesado puede consultar, por ejemplo, Prais (1955), Bartholomew (1973), Bibby (1975), o Sommers y Conlisk (1985 y 1990).

donde $tr(A)$ denota la traza de la matriz A y m es el número de grupos en que se ha dividido la distribución. De acuerdo con este índice, si no existieran desplazamientos entre clases, la matriz A debería coincidir con la matriz identidad ($A = I$), cuya traza es por definición igual a m . En esta situación, tendríamos que $S(A) = S(I) = 0$. Ahora bien, si por el contrario existiera movilidad perfecta, todos los elementos de la matriz A serían iguales a $1/m$. En este caso se supone que las probabilidades de pasar de una clase a cualquier otra son iguales, al no existir ninguna dependencia entre la situación inicial y final. Así, la traza de A sería igual a uno y, por tanto, $S(A) = 1$.

Antes de abordar el análisis empírico que hemos llevado a cabo en esta sección resulta conveniente precisar una serie de cuestiones de índole metodológica. Así, es importante tener presente que las aproximaciones al estudio de la movilidad basadas en la información suministrada por matrices de transición no consideran las variaciones de las rentas individuales que tienen lugar dentro de las clases establecidas. Por tanto, las decisiones relacionadas con la definición de las citadas clases no van a resultar en principio neutrales sobre los resultados, ya que en la práctica es posible optar por intervalos de renta de mayor o menor amplitud. Enfrentados a este problema, y tras considerar diferentes criterios de clasificación alternativos, hemos optado por una solución que permite obtener un conocimiento preciso de los movimientos regionales entre un número suficientemente elevado de grupos, sin renunciar por ello a obtener resultados representativos. De acuerdo con ello, para cada uno de los años considerados hemos dividido la totalidad de regiones que integran la distribución analizada en diez clases mutuamente excluyentes en función de su nivel de renta por habitante, cada una de las cuales está integrada por el mismo número de regiones, esto es, $m = 10$.

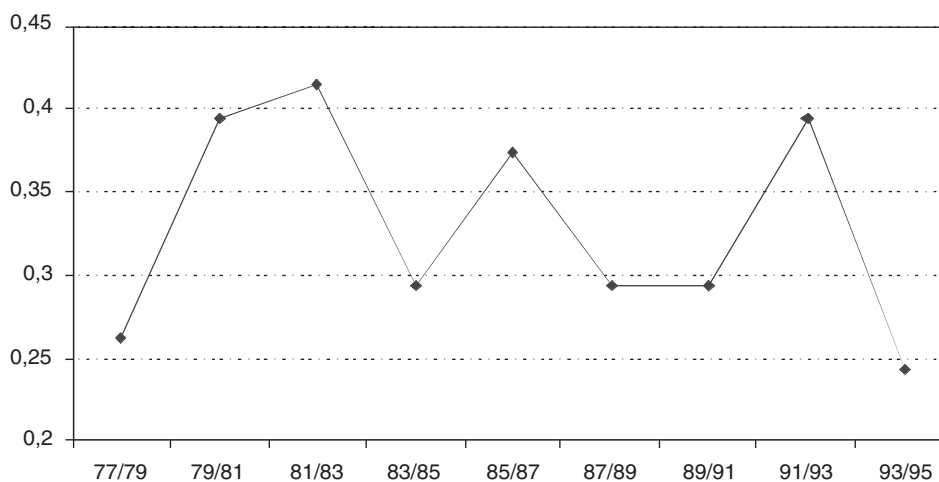
Gráfico 2. Movilidad regional en la Unión Europea. 1977-1996 (I)



Fuente: Elaboración propia a partir de datos de Crenos y Regio.

En los gráficos 2, 3 y 4 se presentan los resultados obtenidos al calcular $S(A)$ una vez estimadas las correspondientes matrices de transición. Asimismo, con objeto de aislar el efecto de las fluctuaciones de la renta por habitante de naturaleza transitoria asociadas a los cambios anuales, hemos optado por considerar en nuestro análisis intervalos temporales de diferente amplitud. La información suministrada por los gráficos 2, 3 y 4 sugiere que la movilidad exhibida por la distribución regional de la renta por habitante en la Unión Europea ha experimentado globalmente una reducción moderada entre 1977 y 1996. Este resultado puede considerarse indicativo de la existencia en el ámbito europeo de un proceso de consolidación de las posiciones relativas derivadas a partir de la ordenación de las distintas regiones de acuerdo con su nivel de renta por habitante. Adicionalmente, los resultados obtenidos en los gráficos 2, 3 y 4 ponen de manifiesto que a medida que aumenta la amplitud del intervalo temporal considerado, la distribución analizada presenta una mayor movilidad.

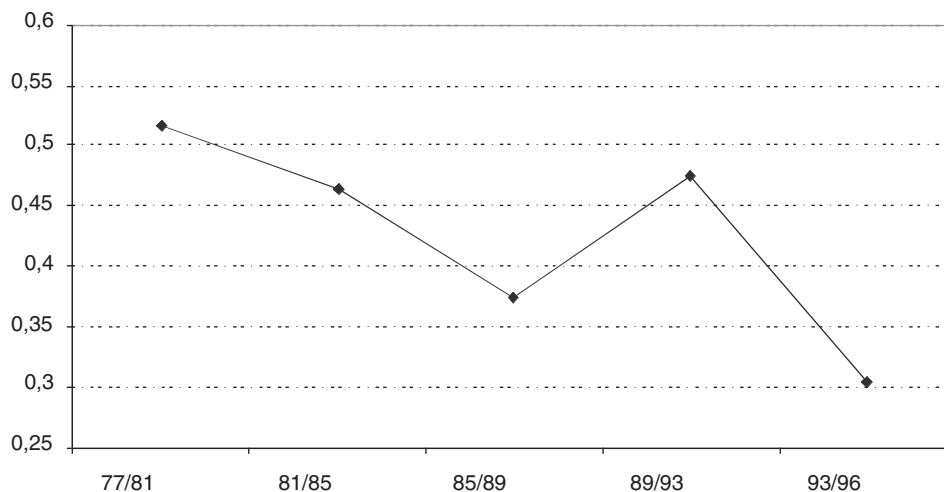
Gráfico 3. Movilidad regional en la Unión Europea. 1977-1996 (II)



Fuente: Elaboración propia a partir de datos de Crenos y Regio.

Ahora bien, estos resultados deben ser considerados con cierta cautela. En efecto, el índice utilizado tiene una validez relativa, 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 . Con el fin de solucionar este problema, hemos completado el análisis precedente con el cálculo del índice propuesto por Bartholomew (1973), obteniendo unos resultados cualitativamente semejantes a los ya comentados en relación con $S(A)$ ²⁰.

²⁰ Los resultados correspondientes al índice de Bartholomew no se presentan por razones de espacio. En cualquier caso, el lector interesado puede consultar Ezcurra (2002).

Gráfico 4. Movilidad regional en la Unión Europea. 1977-1996 (III)

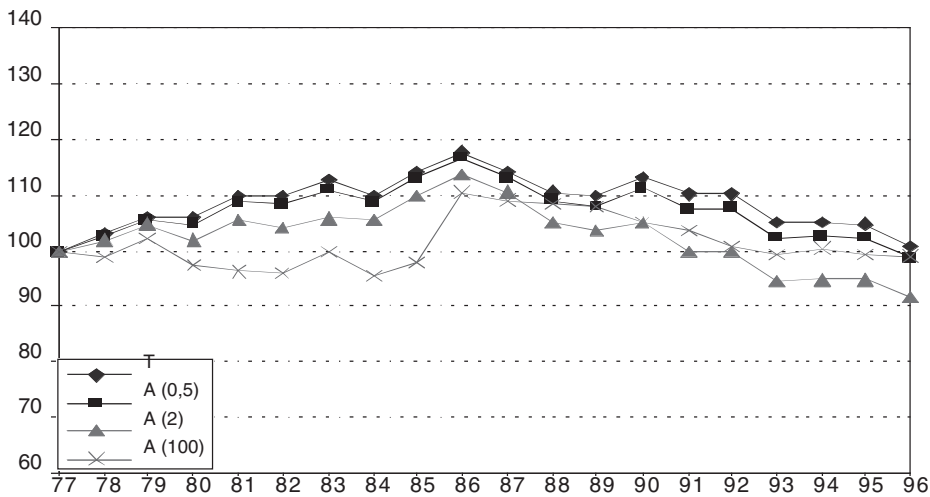
Fuente: Elaboración propia a partir de datos de Crenos y Regio.

Asimismo, conviene no olvidar que no es posible llevar a cabo una valoración ética de los resultados obtenidos en los gráficos 2, 3 y 4 con independencia del grado de desigualdad observado. Por ello, a partir de la información suministrada por el gráfico 5, hemos efectuado una primera evaluación acerca de la dinámica de la desigualdad interregional en la Unión Europea entre 1977 y 1996. Aunque el análisis en profundidad de esta cuestión queda fuera de los límites del presente trabajo, podemos observar que el índice de Theil muestra un mantenimiento en el nivel de desigualdad interregional durante el período analizado. En concreto, dicho índice apenas aumenta un 1% entre 1977 y 1996. Asimismo, se han calculado diversos índices de Atkinson, considerando diferentes grados de aversión a la desigualdad. En todo caso, los resultados obtenidos permiten, en términos generales, corroborar las observaciones sugeridas por la evolución del índice de Theil. No obstante, este proceso de mantenimiento del nivel de desigualdad interregional no es constante a lo largo de todo el intervalo temporal analizado. En efecto, hasta mediados de la década de los ochenta la desigualdad aumenta. Sin embargo, esta tendencia se ve compensada por la reducción experimentada en el período posterior.

De acuerdo con estos resultados, la desigualdad interregional no ha disminuido entre 1977 y 1996. Este hecho sugiere la necesidad de intensificar las políticas regionales activas a nivel comunitario, en la medida en que exista una voluntad política de reducir las disparidades existentes entre los niveles de vida de las regiones europeas. Ahora bien, antes de aceptar esta conclusión es necesario analizar la naturaleza de la desigualdad observada con mayor detalle. De hecho, tal y como ocurre en la distribución interpersonal de la renta, podríamos encontrarnos con situaciones caracterizadas

por niveles significativos de desigualdad en las que no resulta justificable (en el sentido anterior) la intervención mediante políticas redistributivas. En concreto, la valoración del grado de desigualdad exige adoptar una perspectiva temporal acerca de la evolución de las posiciones relativas de cada región. Es decir, el grado de prioridad de una política que pretenda reducir las disparidades regionales depende, para un nivel de desigualdad dado, de la movilidad de las posiciones relativas regionales. Así, una movilidad reducida reflejará, para un determinado grado de desigualdad, rigidez de las posiciones relativas. En tal caso, quedaría reforzada la necesidad de adoptar políticas tradicionales de desarrollo. Por el contrario, un índice de movilidad elevado resultará característico tanto de una fuerte variabilidad cíclica de las rentas regionales como de un proceso de mejora (empeoramiento) de la desigualdad interregional. En este contexto, la política regional debería centrarse fundamentalmente en la necesidad de paliar los efectos adversos de los ciclos económicos, dejando en un segundo plano las políticas de convergencia.

Gráfico 5. Desigualdad regional en la Unión Europea. 1977-1996



Fuente: Elaboración propia a partir de datos de Crenos y Regio.

Ahora bien, de acuerdo con la evidencia empírica aportada en las diferentes secciones de este trabajo, la movilidad regional en la Unión Europea es relativamente baja. Asimismo, parece haber disminuido entre 1977 y 1996. En consecuencia, el mantenimiento de la desigualdad interregional en el período analizado habría coincidido en el tiempo con un proceso de cristalización de las posiciones relativas regionales. Estos resultados contribuirían, en principio, a reforzar la necesidad de intensificar las políticas de desarrollo regional a nivel comunitario.

4. Movilidad intradistribucional

Con objeto de completar el análisis llevado a cabo hasta el momento, en esta sección se ofrece una primera aproximación acerca de la dirección y la amplitud de los movimientos que han tenido lugar a lo largo del período 1977-1996 entre las diversas clases en que hemos particionado la distribución regional del producto por habitante, considerando intervalos temporales de diferente amplitud. Es decir, a partir de la información obtenida tras la estimación de diversas matrices de transición, se pretende determinar qué regiones han modificado sus posiciones y en qué sentido lo han hecho.

Cuadro 3. Movilidad total

<i>Intervalo temporal de referencia</i>	<i>1 año</i>	<i>2 años</i>	<i>4 años</i>	<i>10 años</i>	<i>20 años</i>
Movilidad total (% de regiones)					
Permanecen en la misma clase	80,00	70,40	61,64	45,00	32,73
Permanecen en la misma clase o se desplazan a la adyacente	99,47	98,89	96,73	87,72	73,64
Desplazamientos (% del total de regiones que se mueven)					
Se desplazan a la clase superior	46,65	42,32	42,18	39,67	24,32
Se desplazan a la clase inferior	50,72	49,49	49,29	38,02	36,49
Se desplazan a una de las dos clases superiores	48,33	43,69	46,92	46,28	40,54
Se desplazan a una de los dos clases inferiores	50,95	50,51	52,13	48,76	44,59
Se desplazan más de dos clases	0,72	1,49	0,95	4,96	14,86
Se desplazan más de dos clases hacia arriba	0,48	1,12	0,95	3,31	6,76
Se desplazan más de dos clases hacia abajo	0,24	0,37	0	1,65	8,10

Fuente: Elaboración propia a partir de datos de Crenos y Regio.

Los resultados obtenidos se presentan en el cuadro 3. Como puede observarse, el grado de movilidad difiere en función de la amplitud del período temporal considerado. En concreto, la distribución de las rentas por habitante regionales presenta una menor estabilidad a medida que aumenta el intervalo temporal que se toma como referencia. Así, para un período de veinte años, el 73% del total de regiones consideradas permanecen en la misma clase o bien se desplazan a otra adyacente, mientras que únicamente el 14% de las regiones que se desplazan lo hacen más de dos clases. En cambio, para intervalos temporales anuales, las cifras correspondientes son respectivamente el 99% y el 0,7%. Asimismo, es posible detectar una serie de características comunes con independencia del período temporal considerado. De hecho, la mayor parte de las regiones europeas permanece en la clase original o se desplaza a otra adyacente. Adicionalmente, las regiones que se desplazan más de dos clases son una minoría. Estos resultados vuelven a poner de manifiesto, una vez más, la relativamente baja movilidad de la distribución analizada.

A continuación hemos examinado el comportamiento de las regiones en función de su nivel de desarrollo, distinguiendo entre regiones de renta baja, media y alta (cuadros 4, 5 y 6). Para ello hemos considerado regiones de renta baja a aquéllas cuya

renta por habitante corresponde a las tres primeras clases de la distribución²¹. Análogamente, las regiones de renta alta serán aquéllas situadas en los tres últimas clases. Por último, el resto de regiones (es decir, las pertenecientes a las clases cuarta, quinta, sexta y séptima) serán consideradas regiones de renta media.

Cuadro 4. Movilidad de las regiones de renta baja

<i>Intervalo temporal de referencia</i>	<i>1 año</i>	<i>2 años</i>	<i>4 años</i>	<i>10 años</i>	<i>20 años</i>
Movilidad total (% de regiones)					
Permanecen en la misma clase	85,49	77,10	70,30	54,55	39,39
Permanecen en la misma clase o se desplazan a la adyacente	99,81	99,67	98,18	92,42	81,82
Desplazamientos (% del total de regiones que se mueven)					
Se desplazan a la clase superior	59,34	61,76	57,14	40,00	15,00
Se desplazan a la clase inferior	39,56	36,76	36,73	43,33	55,00
Se desplazan a una de las dos clases superiores	60,44	61,76	61,22	50,00	40,00
Se desplazan a una de los dos clases inferiores	39,56	38,24	38,78	46,67	55,00
Se desplazan más de dos clases	0	0	0	3,33	5,00
Se desplazan más de dos clases hacia arriba	0	0	0	3,33	5,00
Se desplazan más de dos clases hacia abajo	0	0	0	0	0

Fuente: Elaboración propia a partir de datos de Crenos y Regio.

Cuadro 5. Movilidad de las regiones de renta media

<i>Intervalo temporal de referencia</i>	<i>1 año</i>	<i>2 años</i>	<i>4 años</i>	<i>10 años</i>	<i>20 años</i>
Movilidad total (% de regiones)					
Permanecen en la misma clase	69,62	56,81	46,82	29,55	22,73
Permanecen en la misma clase o se desplazan a la adyacente	98,92	97,72	94,09	81,82	70,46
Desplazamientos (% del total de regiones que se mueven)					
Se desplazan a la clase superior	45,28	42,54	40,17	41,94	29,41
Se desplazan a la clase inferior	51,18	46,96	48,72	32,26	32,35
Se desplazan a una de las dos clases superiores	47,64	44,75	47,01	50,00	47,06
Se desplazan a una de los dos clases inferiores	51,58	48,07	51,28	43,55	38,24
Se desplazan más de dos clases	0,79	1,65	1,71	6,45	14,71
Se desplazan más de dos clases hacia arriba	0,79	1,65	1,71	4,84	11,76
Se desplazan más de dos clases hacia abajo	0	0	0	1,61	2,95

Fuente: Elaboración propia a partir de datos de Crenos y Regio.

Si comparamos el porcentaje de regiones que permanecen en la clase original, podemos apreciar la existencia de una mayor movilidad entre las regiones que ocupan la parte central de la distribución. Es decir, las regiones de renta baja y alta presentan una mayor rigidez en sus posiciones relativas en el período analizado. Así, en término me-

²¹ Este grupo está compuesto en su totalidad por regiones Objetivo 1. Se trata de las regiones menos desarrolladas de la Unión europea, que han sido objetivo prioritario de la política regional comunitaria a partir de la reforma de los Fondos Estructurales de 1988.

dio, el 85% y el 88% de las regiones de renta baja y alta permanecen respectivamente en la misma clase el siguiente año. Sin embargo, estas cifras se reducen al 69% para las regiones de renta media. Asimismo, a medida que consideramos períodos temporales de mayor amplitud, las diferencias relativas en el grado de movilidad son más acusadas. De hecho, para un intervalo de 20 años los porcentajes anteriores se sitúan en el 39%, 39% y 22% para las regiones de renta baja, alta y media respectivamente.

Cuadro 6. Movilidad de las regiones de renta alta

<i>Intervalo temporal de referencia</i>	<i>1 año</i>	<i>2 años</i>	<i>4 años</i>	<i>10 años</i>	<i>20 años</i>
Movilidad total (% de regiones)					
Permanecen en la misma clase	88,35	81,82	72,72	56,06	39,39
Permanecen en la misma clase o se desplazan a la adyacente	99,84	99,96	98,79	90,91	69,70
Desplazamientos (% del total de regiones que se mueven)					
Se desplazan a la clase superior	35,62	33,33	31,11	34,48	25,00
Se desplazan a la clase inferior	63,01	64,81	64,44	27,08	25,00
Se desplazan a una de las dos clases superiores	35,62	33,33	31,11	34,48	30,00
Se desplazan a una de los dos clases inferiores	63,01	64,81	68,89	55,17	45,00
Se desplazan más de dos clases	1,37	1,85	0	10,34	25,00
Se desplazan más de dos clases hacia arriba	0	0	0	0	0
Se desplazan más de dos clases hacia abajo	1,37	1,85	0	10,34	25,00

Fuente: Elaboración propia a partir de datos de Crenos y Regio.

Por último, hemos completado este análisis con el estudio de la estabilidad de la distribución en las clases primera (regiones menos desarrolladas) y décima (regiones más desarrolladas). Los resultados obtenidos muestran que el grado de movilidad de las regiones de la primera clase supera a las de la décima clase. De hecho, en término medio, un 90% de las regiones menos desarrolladas continua perteneciendo a la primera clase el año siguiente. Por su parte, para las regiones más desarrolladas ese porcentaje aumenta hasta situarse en el 96%. Si ampliamos el intervalo temporal, las diferencias relativas en el grado de movilidad entre estos dos grupos de regiones se acentúan, lo que permiten respaldar el resultado anterior. De hecho, tal como puede apreciarse en el Anexo 1 únicamente cinco de las regiones que integraban la primera clase en 1977 continúan formando parte de la misma en 1996. En concreto se trata de Voreio Aigaio, Ipeiros, Centro, Anatoliki Makedonia y Extremadura. Por su parte, las regiones portuguesas de Norte y Algarve, las griegas de Notio Aigao, Ionia Nisia y Kriti, y Canarias se han situado en grupos superiores de renta, destacando esta última que ha ascendido dos clases. Este grupo de regiones han sido remplazadas por las regiones griegas de Dytiki Ellada, Dytiki Makedonia y Peloponnisos, la italiana Calabria, la portuguesa Alentejo y Andalucía, que ha perdido 14 posiciones.

Paralelamente la clase décima se caracteriza por una mayor estabilidad a lo largo del mismo período. En concreto, solamente las regiones alemanas de Baden-Württemberg y Berlín han abandonado dicha clase y han sido sustituidas por Trentino Alto y Luxemburgo, durante los veinte años considerados.

5. Conclusiones

La mayor parte de los trabajos que han abordado a lo largo de la última década el estudio de los desequilibrios territoriales en renta por habitante en el ámbito europeo lo han hecho a partir de la información suministrada por una serie de cortes transversales de la distribución analizada. Sin embargo, tal y como hemos tenido ocasión de comprobar en este trabajo, este tipo de evaluaciones estáticas proporciona exclusivamente un conocimiento parcial acerca de la distribución objeto de estudio, dado que no se tiene en cuenta, por ejemplo, la posibilidad de que las distintas regiones modifiquen sus posiciones relativas a lo largo del tiempo, ignorando por tanto la movilidad intradistribucional.

Teniendo presentes estas cuestiones y con el fin en última instancia de posibilitar una mejor comprensión de las disparidades espaciales observadas en el contexto europeo, a lo largo de las páginas precedentes hemos examinado desde diferentes perspectivas complementarias la movilidad de la distribución de la renta por habitante a escala regional en la Unión Europea durante el período 1977-1996. Los resultados obtenidos a partir del cálculo de diversos índices utilizados habitualmente en el análisis dinámico de la distribución interpersonal de la renta muestran que el grado de movilidad intradistribucional es relativamente bajo.

La evidencia empírica aportada sugiere asimismo la existencia de una tendencia hacia la reducción de la movilidad regional a lo largo del período analizado que ha coincidido en el tiempo con el mantenimiento de la desigualdad interregional observado en la Unión Europea durante las dos últimas décadas. Además, durante los últimos seis años de nuestro período de análisis, que coinciden con el inicio de la nueva y más ambiciosa política regional comunitaria, la movilidad ha disminuido y la desigualdad se ha mantenido constante. Este resultado puede considerarse indicativo de la existencia de un proceso de cristalización de las posiciones relativas regionales en el contexto europeo. En este marco, parece reforzarse la necesidad de llevar a cabo una política regional comunitaria quizá más activa con el fin de reducir las disparidades regionales. Bien es cierto, que en la medida en que la política regional comunitaria ha tenido efectos positivos sobre las regiones menos desarrolladas, su situación hubiese sido peor en ausencia de la citada política.

Adicionalmente, se ha examinado el comportamiento diferenciado de las distintas regiones europeas en función de su nivel de desarrollo. El análisis efectuado ha permitido apreciar la existencia de un mayor grado de movilidad entre aquellas regiones que ocupan la parte central de la distribución. Es decir, las regiones de renta alta y baja presentan, en general, una mayor estabilidad en sus posiciones relativas a lo largo del período analizado. La situación de estas últimas puede ser preocupante en relación con la cohesión económica y social en el seno de la Unión Europea. Si a ello se añade que en un futuro próximo la nueva Unión Europea de veinticinco miembros verá aumentar considerablemente las disparidades regionales en renta por habitante, cabe plantearse algún tipo de reflexión sobre el alcance y eficacia de la política regional comunitaria.

Por último, y en relación con una posible ampliación del presente trabajo, existen varios aspectos susceptibles de ser desarrollados en futuras investigaciones. Algunos de ellos están relacionados con la extensión temporal de las bases de datos existentes en el ámbito europeo. Si bien en este trabajo hemos realizado un esfuerzo en ese sen-

tido, conviene no olvidar que la utilización de intervalos temporales relativamente reducidos dificulta la evaluación efectiva de las tendencias subyacentes en los procesos de movilidad regional. Asimismo, la ausencia de datos regionales homogéneos en este contexto limita de modo decisivo cualquier intento de analizar el origen y las causas explicativas de la movilidad intradistribucional observada en la Unión Europea. Por otra parte, la utilización de medidas de movilidad adicionales permitiría comprobar la robustez de los resultados obtenidos. Por último, resultaría interesante incluir en el análisis diferentes niveles de desagregación geográfica, con el fin de detectar patrones de comportamiento diferenciados en el espacio.

Bibliografía

- Aaberge, R.; Björklund, A.; Jäntti, M.; Palme, M.; Pedersen, P. J.; Smith, N. y Wennemo, T. (1996): *Inequality and Income Mobility in the Scandinavian Countries compared to the United States*. Documento de Trabajo n.º 98, Universidad de Estocolmo.
- Armstrong, H.W. (1995): «An appraisal of the evidence from cross-sectional analysis of the regional growth process within the European Union». En H.W. Armstrong y R.W. Vieckerman (eds.): *Convergence and divergence among the European Regions*, Pion, Londres.
- Armstrong, H.W. (2002): «European Union Regional Policy: Reconciling the Convergence», J.R. Cuadrado-Roura y M. Parellada (eds.): *Regional Convergence in the European Union: Facts, Prospects and Policies*. Springer-Verlag, Berlín.
- Atkinson, A.B.; Bourguignon, F. y Morrison, C. (1992): *Empirical Studies of Earnings Mobility*. Harwood Academic Publishers, Philadelphia.
- Barro, R. y Sala-i-Martin, X. (1991): «Convergence across States and Regions». *Brooking Papers on Economic Activity*, 1:107-182.
- Bartholomew, D.J. (1973): *Stochastic Models for Social Processes*. 2nd Edition, Wiley, Londres.
- Bibby, J. (1975): «Methods of Measuring Mobility». *Quality and Quantity*, 9:107-136.
- Bigard, A.; Guillotin, Y. y Lucifora, C. (1998): «An International Comparison of Italy and France». *Review of Income and Wealth*, 44 (4):535-544.
- Burkhauser, R.V. y Poupoure, J. (1996): «A Cross-National Comparison of Permanent Inequality in the United States and Germany». *Review of Economics and Statistics* 79 (1):10-18.
- Cantó, O. (2000): «Income Mobility in Spain». *Review of Income and Wealth* 46 (1):85-101.
- Chakravarty, S. R. (1990): *Ethical Social Index Numbers*. Springer-Verlag, Berlín.
- Conlisk, J. (1985): «Comparative Statics for Markov Chains». *Journal of Economic Dynamics and Control* 9:139-151.
- Conlisk, J. (1990): «Monotone Mobility Matrices». *Journal of Mathematical Sociology*, 15:173-191.
- Cowell, F. (1995): *Measuring Inequality*. 2nd Edition. LSE Handbooks in Economics. Prentice Hall, Londres.
- Creedy, J. (1992): «Increasing the Time Period in the Measurement of Inequality». En D. J. Slottje, (ed.): *Research on Economic Inequality*. Vol. 2, JAI Press, Greenwich, CN.
- Cuadrado-Roura, J.R.; Mancha-Navarro, T. y Garrido-Yserte, R. (2002): «Regional Dynamics in the European Union: Winners and Losers». En J.R. Cuadrado-Roura y M. Parellada (eds.): *Regional Convergence in the European Union: Facts, Prospects and Policies*. Springer-Verlag, Berlín.
- Dunford, M. (1993): «Regional Disparities in the European Community: Evidence from the REGIO Databank». *Regional Studies* 27 (28):727-743.
- Esteban, J. (1994): «La desigualdad interregional en Europa y en España: descripción y análisis». En *Crecimiento y convergencia regional en España y Europa*. Volumen 2:13-82, Instituto de Análisis Económico-CSIC y Fundación de Economía Analítica, Barcelona.
- Ezcurra, R. (2002): «Movilidad regional en la Unión Europea». Mimeo, Departamento de Economía, Universidad Pública de Navarra, Pamplona.

- Fields, G. y Ok, E. (1999): «The Measurement of Income Mobility: An Introduction to the Literature». En J. Silber: *Handbook on Income Inequality Measurement*. Kluwer Academic Publishers, Dordrecht.
- Fingleton, B. (1999): «Estimates of time to economic convergence: An analysis of regions of the European Union». *International Regional Science Review*, 22:5-34.
- Gustaffson, B. (1994): «The Degree and Pattern of Income Mobility in Sweden». *Review of Income and Wealth*, 40 (1):67-86.
- Hart, P.E. (1976a): «The Dynamics of Earnings: 1963-1973». *Economic Journal*, 83:335-346.
- Hart, P.E. (1976b): «The Dynamics of Earnings: 1963-1973». *Journal of the Royal Statistical Society*, 139:108-125.
- Hungerford, T. L. (1993): «Income Mobility in the Seventies and Eighties». *Review of Income and Wealth*, 39 (4):403-418.
- Jenkins, S. P. (1996): «Recent Trends in the UK Income Distribution: What happened and Why?». *Oxford Review of Economic Policy*, 12:29-46.
- López-Bazo, E.; Vaya, E.; Mora, A. y Suriñach, J. (1997): «Convergencia regional en la Unión Europea ante el nuevo entorno económico». *Información Comercial Española*, 762:25-41.
- López-Bazo, E.; Vaya, E.; Mora, A. y Suriñach, J. (1999): «Regional Economic Dynamics and Convergence in the European Union». *The Annals of Regional Science*, 33 (3):343-370.
- Magrini, S. (1999): «The evolution of income disparities among the regions of the European Union». *Regional Science and Urban Economics*, 29:257-281.
- Neven, D. y Gouyette, C. (1995): «Regional Convergence in the European Community». *Journal of Common Market Studies*, 33:47-65.
- Paci, R. (1997): «More Similar and Less Equal: Economic Growth in the European Regions». *Weltwirtschaftliches Archiv*, 133:609-634.
- Pena, B. (1996): *Distribución Personal de la Renta en España: correcciones y modelización de la información básica, desigualdad y análisis*. Editorial Pirámide, Madrid.
- Prais, S.J. (1955): «Measuring Social Mobility». *Journal of the Royal Statistical Society*, 118:56-66.
- Quah, D. (1993): «Empirical cross-section dynamics in economic growth». *European Economic Review*, 37:426-434.
- Quah, D. (1996a): «Twin Peaks: Growth and Convergence in Models of Distribution Dynamics». *The Economic Journal*, 106:1045-1055.
- Quah, D. (1996b): «Empirics for Economic Growth and Convergence». *European Economic Review*, 40:1353-1375.
- Quah, D. (1996c): «Convergence Empirics across Economies with (some) Capital Mobility». *Journal of Economic Growth*, 1:95-124.
- Quah, D. (1997): «Empirics for Growth and Distribution: Stratification, Polarization and Convergence Clubs». *Journal of Economic Growth*, 2:27-59.
- Rodríguez-Pose, A. (1997): «El papel del factor estatal en la percepción de la convergencia regional en la Unión Europea». *Información Comercial Española*, 762:9-24.
- Sala-i-Martin, X. (1996): «Regional Cohesion: Evidence and Theories of Regional Growth and -Convergence». *European Economic Review*, 40:1325-1352.
- Shorrocks, A.F. (1978a): «The Measurement of Mobility». *Econometrica*, 46:1013-1024.
- Shorrocks, A.F. (1978b): «Income Inequality and Income Mobility». *Journal of Economic Theory*, 46:566-578.
- Shorrocks, A.F. (1980): «The class of additively descomposable inequality measures». *Econometrica*, 44:219-231.
- Shorrocks, A.F. (1981): «Income Mobility in the United States». En N.A. Klevmarcken y J.A. Lybeck (eds.): *The Statistics and Dynamics of Income*, Tieto, Clevedon.
- Sommers, P.M. y Conlisk, J. (1978): «Eigenvalue Imobility Measures for Markov Chains». *Journal of Mathematical Sociology*, 6:253-276.
- Terrasi, M. (2002): «National and Spatial Factors in EU Regional Convergence». En J.R. Cuadrado-Roura y M. Parellada (eds.): *Regional Convergence in the European Union: Facts, Prospects and Policies*, Springer-Verlag, Berlín.
- Theil, H. (1967): *Economics and Information Theory*. North Holland, Amsterdam.

Anexo 1

El PIB aparece expresado en paridad de poder de compra, lo que permite eliminar las consecuencias asociadas a los distintos niveles de precios y establecer comparaciones en términos de valor real. La posibilidad de recurrir a expresar dicha variable en ecus queda descartada puesto que la comparación de valores en ecus entre regiones pertenecientes a diferentes países no proporciona una medida adecuada de las diferencias entre las mismas, ya que las paridades monetarias no reflejan las relaciones entre los poderes de compra interiores de las monedas.

Asimismo se han excluido del análisis los nuevos *Länder* alemanes, los departamentos franceses de ultramar (Guadalupe, Guayana Francesa, Martinica y Reunión), las islas portuguesas en el Atlántico (Azores y Madeira) y los territorios españoles en el Norte de África (Ceuta y Melilla). Tampoco se ha incluido la región holandesa de Groningen debido a su fuerte dependencia de la producción de petróleo en el mar del Norte. De esta manera, las 110 unidades territoriales consideradas en el presente trabajo aparecen en el siguiente cuadro, junto con información acerca de la ordenación regional en función de la renta por habitante en 1977 y 1996.

<i>Regiones</i>	<i>Orden PIBpc 1977</i>	<i>Orden PIBpc 1996</i>	<i>Diferencia (77-96)</i>
Hamburg (A)	1	1	0
Région Bruxelles (B)	2	3	-1
Île de France (F)	3	2	1
Bremen (A)	4	5	-1
London (RU)	5	7	-2
Valle d' Aosta (I)	6	10	-4
Lombardia (I)	7	9	-2
Berlin (A)	8	32	-24
Hessen (A)	9	6	3
Baden-Württemberg (A)	10	15	-5
Emilia-Romagna (I)	11	8	3
Champagne-Ardenne (F)	12	45	-33
Haute-Normandie (F)	13	26	-13
West-Nederland (H)	14	20	-6
Piemonte (I)	15	21	-6
Nordrhein-Westfalen (A)	16	23	-7
Alsace (F)	17	27	-10
Rhône-Alpes (F)	18	35	-17
Franche-Comté (F)	19	49	-30
Provence-Alp.-Côte d'Azur (F)	20	51	-31
Picardie (F)	21	68	-47
Bayern(D (A))	22	14	8
Lorraine (F)	23	62	-39
Dinamarca	24	17	7
Trentino-Alto Adige (I)	25	11	14
Centre (F)	26	52	-26
Liguria (I)	27	16	11
Veneto (I)	28	13	15
Toscana (I)	29	22	7

<i>Regiones</i>	<i>Orden PIBpc 1977</i>	<i>Orden PIBpc 1996</i>	<i>Diferencia (77-96)</i>
Aquitaine (F)	30	50	-20
Vlaams Gewest (B)	31	19	12
Schleswig-Holstein (A)	32	30	2
Rheinland-Pfalz (A)	33	43	-10
Friuli-Venezia Giulia (I)	34	12	22
Bourgogne (F)	35	56	-21
Niedersachsen (A)	36	31	5
Saarland (A)	37	28	9
Basse-Normandie (F)	38	61	-23
Marche (I)	39	24	15
Lazio (I)	40	18	22
Nord - Pas-de-Calais (F)	41	67	-26
Pays de la Loire (F)	42	53	-11
Oost-Nederland (H)	43	48	-5
Luxemburgo	44	4	40
Zuid-Nederland (H)	45	29	16
Noord-Nederland (H)	46	64	-18
Navarra (E)	47	40	7
Eastern (RU)	48	41	7
Scotland (RU)	49	38	11
Pais Vasco (E)	50	47	3
West Midlands (RU)	51	46	5
North West (RU)	52	55	-3
Umbria (I)	53	36	17
East Midland (RU)	54	44	10
Bretagne (F)	55	66	-11
La Rioja (E)	56	57	-1
Poitou-Charentes (F)	57	71	-14
Auvergne (F)	58	70	-12
Yorkshire-Humberside (RU)	59	58	1
Baleares (E)	60	33	27
South East (RU)	61	25	36
North East (RU)	62	69	-7
South West (RU)	63	42	21
Languedoc-Roussillon (F)	64	77	-13
Midi-Pyrénées (F)	65	65	0
Cataluña (E)	66	37	29
Corse (F)	67	73	-6
Madrid (E)	68	34	34
Limousin (F)	69	74	-5
Région Wallonne (B)	70	60	10
Wales (RU)	71	72	-1
Cantabria	72	78	-6
Principado de Asturias (E)	73	84	-11
Aragón (E)	74	59	15
Abruzzo (I)	75	54	21
Northern Ireland (RU)	76	75	1
Attik (G)	77	80	-3
Comunidad Valenciana (E)	78	81	-3
Stereia Ellada	79	95	-16
Castilla y León (E)	80	82	-2

30 R. Ezcurra, P. Pascual y M. Rapún

<i>Regiones</i>	<i>Orden PIBpc 1977</i>	<i>Orden PIBpc 1996</i>	<i>Diferencia (77-96)</i>
Sardegna (I)	81	85	-4
Lisboa e Vale do Tejo (P)	82	63	19
Murcia (E)	83	90	-7
Puglia (I)	84	87	-3
Basilicata (I)	85	89	-4
Molise (I)	86	76	10
Castilla-la Mancha (E)	87	94	-7
Galicia (E)	88	96	-8
Campania (I)	89	92	-3
Kentriki Makedonia (G)	90	91	-1
Sicilia (I)	91	93	-2
Andalucia (E)	92	106	-14
Peloponnisos	93	105	-12
Irlanda	94	39	55
Calabria (I)	95	103	-8
Dytiki Makedonia (G)	96	100	-4
Dytiki Ellada (G)	97	107	-10
Thessalia (G)	98	97	1
Alentejo (P)	99	104	-5
Canarias (E)	100	79	21
Notio Aigaio	101	83	18
Algarve (P)	102	88	14
Kriti (G)	103	86	17
Ionía Nisia (G)	104	99	5
Extremadura (E)	105	108	-3
Norte (P)	106	98	8
Anatoliki Makedo., Thraki (G)	107	101	6
Centro (P)	108	102	6
Ipeiros (G)	109	110	-1
Voreio Aigaio (G)	110	109	1

Nota: B: Bélgica; A: Alemania; G: Grecia; E: España; F: Francia; I: Italia; H: Holanda; P: Portugal; RU: Reino Unido.