IX ENCUENTRO DE ECONOMÍA PÚBLICA

Vigo, 7 y 8 de febrero de 2002 COMUNICACIÓN GENERAL

MOVILIDAD Y DESIGUALDAD REGIONAL EN LA UNION EUROPEA

Roberto Ezcurra, Carlos Gil, Pedro Pascual y Manuel Rapún
Departamento de Economía
Universidad Pública de Navarra

1. Introducción

El interés por la evolución de las regiones de la Unión Europea y la existencia o ausencia de convergencia de tipo neoclásico entre ellas ha propiciado la aparición, a lo largo de la última década, de numerosos trabajos que analizan la dinámica de la desigualdad interregional en el ámbito europeo¹.

En este contexto, el presente trabajo aspira a posibilitar una mejor comprensión de las disparidades observadas, a partir del análisis de la movilidad de la distribución de la renta por habitante a escala regional en la Unión Europea durante el período 1977-1996².

Con ello se pretende aportar elementos complementarios sobre la naturaleza de la desigualdad interregional, a fin de obtener algún tipo de inferencia que pudiera ser 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 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.

El método de trabajo empleado se basa en el cálculo de diversos índices utilizados habitualmente en el estudio dinámico de la distribución personal de la renta. Ahora bien, en la medida en que nuestra unidad de referencia es la región y no el individuo, procederemos a

_

¹ Véase al respecto, por ejemplo, Dunford (1993), Sala-i-Martin (1994, 1996), Esteban (1994), Dewhurst y Mutis-Gaitan (1995), Armstrong (1995), Rodríguez-Pose (1997), Paci (1997) o López-Bazo et al. (1999), entre otros.

² El estudio de la movilidad en el caso de la distribución interpersonal de la renta ha generado un amplio volumen de literatura empírica en los últimos años. Sin ánimo de exhaustividad, véase, por ejemplo, los trabajos de Creedy et al. (1981), 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).

introducir en el análisis la dimensión poblacional. De esta manera, la mayor parte de los índices calculados serán estadísticos ponderados de acuerdo con la población relativa³.

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.

Así mismo 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 considerar, por ejemplo, exclusivamente regiones NUTS-2.

Teniendo todo esto presente se ha optado por seleccionar 110 unidades territoriales (la lista completa aparece en el anexo): 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*)⁴. Para esas 110 unidades territoriales se dispone de datos de población y PIB entre 1977 y 1996, obtenidos a partir de Crenos y Regio⁵.

_

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

⁴ Se han excluido del análisis 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.

⁵ El PIB aparece expresado en paridad de poder de compra (PPC), 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.

El contenido del presente trabajo se desarrolla en cinco secciones. En la siguiente sección se procede a analizar la movilidad de la distribución de la renta por habitante en el contexto europeo. 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. A continuación, 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 convencional. Sin embargo, a pesar del enorme volumen de 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 la movilidad en términos generales como el cambio en el orden que ocupa cada individuo en una distribución dada al modificarse ésta a lo largo del tiempo. Por lo tanto, su estudio requiere, en su expresión más sencilla, disponer de información sobre la distribución correspondiente a dos puntos en el tiempo.

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,...,n.

Con el fin de ganar en precisión vamos a proceder a identificar el ortante estrictamente positivo en el espacio euclídeo n-dimensional (R_{++}^n) , con el espacio de todas las distribuciones de renta por habitante cuyo tamaño sea $n \ge 1^6$. En consecuencia, $\mathbf{x} = (x_1, x_2, ..., x_n) \in R_{++}^n$ representa la distribución de la renta por habitante en las n agrupaciones de individuos consideradas.

-

⁶ 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.

En este contexto podemos definir, en principio, una medida de movilidad como una función continua $M: R_{++}^{2n} \longrightarrow R$ tal que, si $x \longrightarrow y$ presenta más movilidad que $z \longrightarrow w$, entonces debe verificarse que $M(x,y) \ge M(z,w)$.

2.1. Medidas de movilidad basadas en el coeficiente de correlación

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).

Formalmente podemos definir el conjunto de medidas de movilidad basadas en el coeficiente de correlación como:

$$M(\mathbf{x}, \mathbf{y}) \equiv f(r(\mathbf{j}(\mathbf{x}), \mathbf{j}(\mathbf{y})))$$
 (1)

donde $f:[-1,1] \longrightarrow \mathbb{R}$ y $\mathbf{j}:\mathbb{R}_{++} \longrightarrow \mathbb{R}$ son funciones continuas, decrecientes y crecientes respectivamente⁷.

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

$$M_r(\mathbf{x}, \mathbf{y}) = 1 - r(\mathbf{x}, \mathbf{y}) \tag{2}$$

Alternativamente podría considerarse el índice de Hart (1976a, 1976b y 1983):

$$M_{H}(\mathbf{x}, \mathbf{y}) = 1 - r(\log(\mathbf{x}), \log(\mathbf{y})) \tag{3}$$

⁷ Con el fin de simplificar la notación: $\boldsymbol{j}(\mathbf{x}) \equiv (\boldsymbol{j}(x_1), \boldsymbol{j}(x_2), ..., \boldsymbol{j}(x_n))$ y, análogamente, $\boldsymbol{j}(y) \equiv (\boldsymbol{j}(y_1), \boldsymbol{j}(y_2), ..., \boldsymbol{j}(y_n))$.

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, 2000). Para ilustrar este problema consideremos las siguientes distribuciones en dos momentos del tiempo dados:

A:
$$x_A = (1,3) \longrightarrow (3,1) = y_A$$

B:
$$x_B = (1,3) \longrightarrow (2,2) = y_B$$

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:

$$M_{|H|}(x, y) = 1 - |r(log(x), log(y))|$$
 (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 diferentes períodos temporales⁸. Así mismo, se ha introducido la dimensión poblacional en el análisis. Para ello hemos optado por ponderar el PIB por habitante por la población relativa de la región en cuestión.

Como era de esperar, la información recogida en el cuadro 1 indica que, a medida que se 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 9,975 y 23,4 respectivamente. Las cifras correspondientes a M_H y $M_{|H|}$ ofrecen resultados semejantes.

5

⁸ 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).

Cuadro 1: Medidas de movilidad basadas en el coeficiente de correlación⁹.

| | | P | Período tempora | al | |
|----------------|--------|--------|-----------------|---------|---------|
| Medidas | 1 año | 2 años | 4 años | 10 años | 20 años |
| $M_r(x,y)$ | 0,0040 | 0,0088 | 0,0116 | 0,0399 | 0,0936 |
| $M_{H}(x,y)$ | 0,0045 | 0,0080 | 0,0126 | 0,0460 | 0,1010 |
| $M_{ H }(x,y)$ | 0,0045 | 0,0080 | 0,0126 | 0,0460 | 0,1010 |

Nota: Los resultados recogen los valores medios correspondientes a los períodos temporales considerados.

En cualquier caso, todos los valores obtenidos se encuentran relativamente próximos a cero (completa inmovilidad). A pesar de la sencillez de las medidas empleadas, este resultado puede considerarse indicativo de que la distribución de la renta por habitante a escala regional en la Unión Europea es, en principio, escasamente móvil.

2.2. El índice de rigidez de Shorrocks

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 adicionalmente 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_t^i denota los ingresos percibidos por el individuo i, i=1,2,...,n, en el período t, t=1,2,...,T. Si:

$$\dot{\mathbf{m}} = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^{T} y_i^t \tag{5}$$

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:

 $^{^9}$ Dado que en todos los casos considerados r(x,y)>0, $M_H\,y\,M_{|H|}$ coinciden.

$$\mathbf{m} = \sum_{i=1}^{T} \mathbf{m}^{i} \tag{6}$$

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

$$Y = (Y_1, Y_2, \dots, Y_n) \tag{7}$$

donde

$$Y_i = \sum_{t=1}^{T} y_i^t$$
 (i=1,2,...n) (8)

A continuación vamos a designar por I(Y) al conjunto de medidas de designaldad que son funciones convexas de los ingresos relativos¹⁰. Entonces, dada la convexidad de la función, podemos escribir:

$$I(Y) = h \left(\frac{\sum_{t=1}^{T} Y^{t}}{\mathbf{m}} \right) = h \left(\sum_{t=1}^{T} w_{t} \frac{Y^{t}}{\mathbf{m}} \right) \leq \sum_{t=1}^{T} w_{t} h \left(\frac{Y^{t}}{\mathbf{m}} \right)$$
(9)

donde

$$w_{t} = \frac{\boldsymbol{m}}{\boldsymbol{m}} \tag{10}$$

Partiendo de la expresión (9) se obtiene:

$$I(Y) \le \sum_{t=1}^{T} w_t I(Y^t) \tag{11}$$

De acuerdo con la notación que venimos empleando, una medida de desigualdad no es más que una función continua $I:R_{++}^n \longrightarrow R$ tal que si la distribución x presenta un mayor grado de desigualdad que la distribución y, ha de verificarse que $I(x) \ge I(y)$. 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).

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 se define como:

$$R = \frac{I(Y)}{\sum_{t=1}^{T} w_t I(Y^t)} \le 1 \tag{12}$$

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, índice de Theil, familia de índices de Atkinson,...) verifican esta propiedad¹¹.

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 de un período será el 90% de la desigualdad media correspondiente a cada período individual. Se trata en definitiva de un índice que mide la estabilidad de la desigualdad cuando aumenta el intervalo al que se refieren los ingresos. De hecho, si R=1, la desigualdad no se modifica a medida que se amplía el período de referencia. 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 serán más frecuentes y de mayor magnitud, lo que se traduciría en una disminución de R (R=0 representaría el caso de movilidad perfecta). En consecuencia, R puede considerarse como una medida de movilidad¹².

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

-

¹¹ La excepción más importante es la varianza del logaritmo de los ingresos.

 $^{^{12}}$ Estrictamente, de acuerdo con la definición que hemos apuntado más arriba, la medida de movilidad asociada a R sería: M_R =1-R.

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 la estrategia propuesta 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,...,n, en el período t, t=1,2,...,t. Así mismo, conocemos la población relativa de las t0 regiones. En concreto t1 representa la proporción de la población de t1 en el período t2 respecto a la población total de las t3 regiones en ese período t4. Consideremos, de ahora en adelante, que la población permanece constante, tomando como referencia su valor en el período t4. Es decir, t2 período t3 regiones en ese período t4 respecto a la población permanece constante, tomando como referencia su valor en el período t5.

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

$$\mathbf{m} = \sum_{i=1}^{n} p_i^t x_i^t \tag{13}$$

Sea X el vector n-dimensional de la renta por habitante a lo largo de los T períodos. Es decir:

$$X = (X_1, X_2, \dots, X_n) \tag{14}$$

donde

_

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

$$X_i = \sum_{t=1}^{T} x_i^t$$
 (*i*=1,2,...,n) (15)

A partir de aquí podemos definir el índice de rigidez de Shorrocks adaptado a las especifidades de la movilidad regional como:

$$R' = \frac{I(X, P^T)}{\sum_{t=1}^{T} \frac{\mathbf{m}}{\mathbf{m}} I(X^t, P^T)}$$
(16)

donde

$$\mathbf{m} = \sum_{i=1}^{n} P^{T} X_{i} \tag{17}$$

e *I* es el índice de desigualdad empleado ¹⁴.

En el cuadro 2 aparece el índice de rigidez de Shorrocks para las rentas por habitantes regionales en la Unión Europea en el período 1977-1996, considerando diferentes períodos temporales (n=1,2,...,20). Así mismo, R' se ha calculado en función de diversas medidas de desigualdad (índice de Theil, coeficiente de variación e índice de Atkinson con diferentes grados de aversión a la desigualdad), todos los cuales son funciones convexas de los ingresos relativos 15.

Los resultados obtenidos muestran que los índices de rigidez, independientemente de la medida de desigualdad empleada en su cálculo, presentan valores relativamente cercanos a uno

$$A(\mathbf{a})_{t} = 1 - \left\{ \sum_{i=1}^{n} p_{i}^{t} \left(\frac{x_{i}^{t}}{\mathbf{m}} \right)^{1-\mathbf{a}} \right\}^{\frac{1}{1-\mathbf{a}}}$$

donde a > 0 es el parámetro de aversión a la desigualdad. Tomando el límite de esta expresión cuando a tiende a uno, se obtiene el índice de Theil:

$$T_{t} = \frac{1}{\mathbf{m}'} \sum_{i=1}^{T} p_{i}^{t} x_{i}^{t} \log \left(\frac{x_{i}^{t}}{\mathbf{m}'} \right)$$

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

$$CV_t = \frac{S^t}{r^b}$$

¹⁴ Evidentemente, la medida de movilidad correspondiente será $M_{R'}$ =1-R'. En el ejemplo anterior, R'=1, de forma que $M_{R'}$ =0 (inmovilidad).

¹⁵ El índice de Atkinson viene dado por:

(ausencia total de movilidad). Este hecho sugiere que, de acuerdo con R', la distribución del PIB por habitante regional en la Unión Europea es bastante rígida.

Cuadro 2: Índices de rigidez.

| | Indices de desigualdad | | | | | | | |
|------|------------------------|--------|--------|---------|--------|--|--|--|
| | CV | T | A(O,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 | | | |

Ahora bien, una inspección detallada 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 utiliza el coeficiente de variación. Esta medida de desigualdad presenta una limitación importante, ya que pondera de igual forma las desviaciones positivas y negativas respecto a la media. Es decir, valora de manera uniforme las transferencias de renta dentro de la distribución. 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 renta)¹⁶.

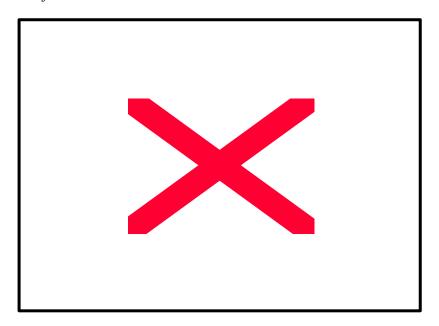
Con el fin de completar el análisis precedente, hemos calculado los llamados *perfiles de estabilidad* (Shorrocks, 1981) de la distribución objeto de estudio. Estas curvas se obtienen al

-

¹⁶ Una descripción detallada de las propiedades normativas de los índices de desigualdad empleados puede encontrarse, por ejemplo, en Sen (1973) o Cowell (1995).

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.



En el gráfico 1 podemos comprobar como 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). Así mismo, todos los perfiles, con independencia de las medidas de desigualdad empleadas, presentan una estructura semejante. En efecto, todos ellos decrecen muy lentamente, tendiendo hacia cero cuando *m* aumenta indefinidamente. Este resultado podría considerarse indicativo de una tendencia continua hacia la igualación en el muy largo plazo.

3. Movilidad y desigualdad regional

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. Es decir, las posiciones relativas de las dos regiones se mantendrán inalterables a lo largo del tiempo. En este contexto, el índice R' podría mostrar valores significativos, aún cuando no exista movilidad en la distribución de las rentas regionales.

Así mismo, hasta el momento no hemos considerado la evolución temporal de la movilidad regional en la Unión Europea. El estudio de esta cuestión nos permitirá, en principio, determinar la dirección y la intensidad de los desplazamientos experimentados por la distribución analizada en el período 1977-1996.

Teniendo presentes estas dos circunstancias, hemos optado por completar el análisis de la movilidad regional con la información obtenida a partir de *matrices de transición*. Una parte considerable de la literatura sobre movilidad se basa en la utilización de matrices de transición, puesto que su empleo permite analizar la evolución de la distribución entre dos puntos en el tiempo.

Supongamos, con el fin de definir el concepto de matriz de transición, que hemos agregado las rentas regionales por habitante en m clases, cada una de las cuales está integrada por n/m regiones 17 . 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 . La matriz de transición asociada a la transformación experimentada por la distribución entre t_0 y t_1 será $A = \begin{bmatrix} a_{ij} \end{bmatrix} \in \mathbb{R}_+^{m \times m}$, 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 el siguiente índice propuesto por Shorrocks (1978a):

$$M(A) = \frac{m - tr(A)}{m - 1} \tag{18}$$

¹⁹ El lector interesado puede consultar, por ejemplo, Prais (1955), Bibby (1975), Bartholomew (1982) o Sommers y Conlisk (1985 y 1990).

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, 2000).

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

donde tr(A) denota la traza de la matriz A y m es el número de grupos en que se ha dividido la distribución. En nuestro caso hemos clasificado el total de regiones consideradas por decilas, de manera que $m=10^{20}$.

De acuerdo con este índice, si la distribución fuera completamente inmóvil, la matriz A debería coincidir con la matriz identidad (A=I), cuya traza es igual a m. En esta situación, tendríamos que M(A)=M(I)=0. Ahora bien, si por el contrario existiera movilidad perfecta, todos los elementos de la matriz A serían iguales a 1/m. Se supone que en este caso las probabilidades de pasar de una clase a cualquier otra son iguales. Así, la traza de A sería igual a uno y, por tanto, M(A)=1.

El cálculo de este índice proporciona una primera evaluación del grado de movilidad regional experimentado por la Unión Europea en el período 1977-1996 (gráfico 2).

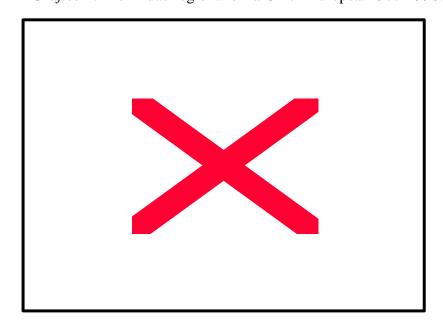


Gráfico 2: Movilidad regional en la Unión Europea. 1977-1996.

Los valores de M(A) obtenidos son bastante reducidos, lo que resulta coherente con los resultados apuntados en secciones anteriores, donde se había señalado la relativamente baja movilidad de la distribución analizada.

14

²⁰ En esta clasificación únicamente se ha tenido en cuenta el número total de regiones. Obviamente, las clases así obtenidas no coinciden con las que se obtendrían al considerar la distribución de las rentas regionales por habitante ponderadas de acuerdo con su población relativa. En este último caso cada decila no estaría integrada, en principio, por el mismo número de regiones.

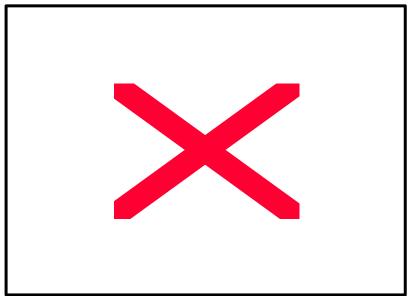
Para el período completo M(A) se reduce en un 25%, pasando de 0,202 en 1977-1978 a 0,151 en 1995-1996. Este resultado puede considerarse indicativo de que la movilidad regional ha disminuido en la Unión Europea entre 1977-1996. Sin embargo, en el gráfico podemos observar que esta aparente disminución de la movilidad no ha sido uniforme en el tiempo. De hecho, en términos generales es posible identificar diferentes trayectorias para diversos subperíodos. Así, entre 1977 y 1986 se aprecia una tendencia caracterizada por el aumento de la movilidad regional. Sin embargo, a partir de entonces se produce, con el paréntesis del intervalo 1991-1993, una disminución que llega incluso a compensar el incremento del período anterior.

En cualquier caso, 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.

Así mismo, conviene no olvidar que no es posible llevar a cabo una valoración ética de los resultados obtenidos en el gráfico 2 con independencia del grado de desigualdad observado. Por ello, a partir de la información suministrada por el gráfico 3, hemos efectuado una primera evaluación acerca de la dinámica de la desigualdad interregional en la Unión Europea entre 1977 y 1996.



Gráfico 3: Desigualdad regional en la Unión Europea. 1977-1976.



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. Así mismo, 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 cualitativamente 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.

De acuerdo con la evidencia empírica aportada en los diferentes apartados de este trabajo, la movilidad regional en la Unión Europea es relativamente baja. Así mismo, 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. Las posiciones relativas regionales

En esta sección se ofrece una primera aproximación acerca de la dirección y amplitud de los cambios experimentados por las posiciones relativas de las regiones europeas entre 1977 y 1996, considerando diferentes períodos temporales. Es decir, a partir de la información suministrada por diversas matrices de transición, se pretende determinar que regiones han modificado sus posiciones y en que sentido lo han hecho.

En cualquier caso, tal y como era de esperar, existen importantes diferencias en el análisis de la movilidad regional en función del período temporal considerado (cuadro 3). 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 decila o bien se desplazan a otra adyacente, mientras que únicamente el 14% de las regiones que se desplazan lo hacen más de dos decilas. En cambio, para intervalos temporales anuales, las cifras correspondientes son respectivamente el 99% y el 0,7%.

Cuadro 3: Movilidad total

| | Período temporal | | | | |
|-------------------------------------------------------------|------------------|--------|--------|---------|---------|
| | 1 año | 2 años | 4 años | 10 años | 20 años |
| Movilidad total (% de regiones) | | | | | |
| Permanecen en la misma decila | 80,00 | 70,40 | 61,64 | 45,00 | 32,73 |
| Permanecen en la misma decila 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 decila superior | 46,65 | 42,32 | 42,18 | 39,67 | 24,32 |
| Se desplazan a la decila inferior | 50,72 | 49,49 | 49,29 | 38,02 | 36,49 |
| Se desplazan a una de las dos decilas superiores | 48,33 | 43,69 | 46,92 | 46,28 | 40,54 |
| Se desplazan a una de los dos decilas inferiores | 50,95 | 50,51 | 52,13 | 48,76 | 44,59 |
| Se desplazan más de dos decilas | 0,72 | 1,49 | 0,95 | 4,96 | 14,86 |
| Se desplazan más de dos decilas hacia arriba | 0,48 | 1,12 | 0,95 | 3,31 | 6,76 |
| Se desplazan más de dos decilas hacia abajo | 0,24 | 0,37 | 0 | 1,65 | 8,10 |

Así mismo, 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

misma decila o se desplaza a otra adyacente. Adicionalmente, las regiones que se desplazan más de dos decilas son claramente 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 decilas de la distribución²¹. Análogamente, las regiones de renta alta serán aquéllas situadas en los tres últimas decilas. Por último, el resto de regiones (es decir, las pertenecientes a las decilas cuarta, quinta, sexta y séptima) serán consideradas regiones de renta media.

Cuadro 4: Movilidad de las regiones de renta baja.

| | Período temporal | | | | |
|-------------------------------------------------------------|------------------|--------|--------|---------|---------|
| | 1 año | 2 años | 4 años | 10 años | 20 años |
| Movilidad total (% de regiones) | | | | | |
| Permanecen en la misma decila | 85.49 | 77.10 | 70,30 | 54,55 | 39,39 |
| Permanecen en la misma decila 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 decila superior | 59,34 | 61,76 | 57,14 | 40,00 | 15,00 |
| Se desplazan a la decila inferior | 39,56 | 36,76 | 36,73 | 43,33 | 55,00 |
| Se desplazan a una de las dos decilas superiores | 60,44 | 61,76 | 61,22 | 50,00 | 40,00 |
| Se desplazan a una de los dos decilas inferiores | 39,56 | 38,24 | 38,78 | 46,67 | 55,00 |
| Se desplazan más de dos decilas | 0 | 0 | 0 | 3,33 | 5,00 |
| Se desplazan más de dos decilas hacia arriba | 0 | 0 | 0 | 3,33 | 5,00 |
| Se desplazan más de dos decilas hacia abajo | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 |

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.

Cuadro 5: Movilidad de las regiones de renta media.

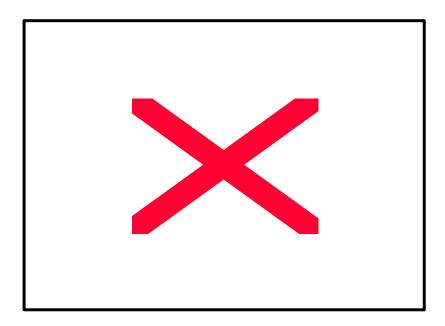
| | Período temporal | | | | |
|----------------------------------------------------------------------------------------------|------------------|----------------|----------------|----------------|----------------|
| | 1 año | 2 años | 4 años | 10 años | 20 años |
| Movilidad total (% de regiones) |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

Cuadro 6: Movilidad de las regiones de renta alta.

| 2 años | 4 años | 10 años | 20 años |
|---------|---------------------------------------------------------|-------------------------------------------------------------------------------------|---------------------------------------------------------------------------------------------------------------------|
| | | | |
| | | | |
| 5 81,82 | 72,72 | 56,06 | 39,39 |
| 4 99,96 | 98,79 | 90,91 | 69,70 |
| | | | |
| 2 33,33 | 31,11 | 34,48 | 25,00 |
| 1 64,81 | 64,44 | 27,08 | 25,00 |
| 2 33,33 | 31,11 | 34,48 | 30,00 |
| 1 64,81 | 68,89 | 55,17 | 45,00 |
| 1,85 | 0 | 10,34 | 25,00 |
| 0 | 0 | 0 | 0 |
| 1,85 | 0 | 10,34 | 25,00 |
| | 2 33,33 1 64,81 2 33,33 1 64,81 7 1,85 0 | 2 33,33 31,11 1 64,81 64,44 2 33,33 31,11 1 64,81 68,89 7 1,85 0 0 0 | 2 33,33 31,11 34,48 1 64,81 64,44 27,08 2 33,33 31,11 34,48 1 64,81 68,89 55,17 7 1,85 0 10,34 0 0 0 |

Si comparamos el porcentaje de regiones que permanecen en la decila 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 medio, el 85% y el 88% de las regiones de renta baja y alta permanecen respectivamente en la misma decila el siguiente año. Sin embargo, estas cifras se reducen al 69% para las regiones de renta media. Así mismo, 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 alta, baja y media respectivamente.

Gráfico 4: Desplazamientos regionales por tramos de renta (%).



Con el fin de confirmar estos resultados hemos calculado, para cada uno de los grupos considerados, el porcentaje de regiones que se desplazan de su decila original a lo largo del tiempo²². En cualquier caso, la información proporcionada por el gráfico 4 resulta coherente con las cifras anteriores.

Por último, hemos completado este análisis con el estudio de la estabilidad de la distribución en las decilas primera (regiones menos desarrolladas) y décima (regiones más desarrolladas). Los resultados obtenidos muestran que el grado de movilidad de las regiones de la primera decila supera a las de la décima decila. De hecho, en término medio, un 90% de las regiones menos desarrolladas continua perteneciendo a la primera decila 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.

5. Consideraciones finales

En las páginas precedentes se ha analizado la movilidad de la distribución de la renta por habitante a escala regional en la Unión Europea durante el período 1977-1996. Los resultados

²² Esta medida es conocida en la literatura como *ratio de inmovilidad* . Al respecto, véase Lillard y Willis (1978) o Gottschalk (1982), entre otros.

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 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. Este resultado puede considerarse indicativo de la existencia de un proceso de cristalización de las posiciones relativas regionales. En este contexto, la necesidad de llevar a cabo una política activa a nivel comunitario de reducción de las disparidades regionales quedaría reforzada.

Así mismo, se ha examinado el comportamiento diferenciado de las regiones en función de su nivel de desarrollo. El análisis efectuado ha permitido apreciar la existencia de un mayor grado de movilidad entre las 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 en el período analizado.

Por último, y en relación con una posible ampliación del presente trabajo, existen varios aspectos susceptibles de ser desarrollados y mejorados. 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 sentido, 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. Así mismo, 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.

Referencias bibliográficas

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 nº 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. Viekerman (eds.): *Convergence and divergence among the European Regions*, Pion, Londres, pp. 40-45.
- ATKINSON, A. B., BOURGUIGNON, F. y MORRISON, C. (1992): *Empirical Studies of Earnings Mobility*, Harwood Academic Publishers.
- BARTHOLOMEW, D. J. (1982): Stochastic Models for Social Processes, Wiley, Londres.
- BIBBY, J. (1975): "Methods of Measuring Mobility", Quality and Quantity 9, pp. 107-136.
- BIGARD, A., GUILLOTIN, Y. y LUCIFORA, C. (1998): "An International Comparison of Italy and France", *Review of Income and Wealth* 44 (4), pp. 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), pp. 10-18.
- CANTÓ, O. (2000): "Income Mobility in Spain", Review of Income and Wealth 46 (1), pp. 85-101.
- CONLISK, J. (1985): "Comparative Statics for Markov Chains", *Journal of Economic Dynamics* and Control 9, pp. 139-151.
- CONLISK, J. (1990): "Monotone Mobility Matrices", *Journal of Mathematical Sociology* 15, pp. 173-191.
- COWELL, F. (1995): *Measuring Inequality*, 2nd Edition, LSE Handbooks in Economics, Prentice Hall, London.
- CREEDY, J. (1985): Dynamic of Income Distribution, Basil Blackwell, Oxford.
- 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.

- CREEDY, J., HART, P. E. y KLEVMARKEN, A. (1981): "Income Mobility in Great Britain and Sweden", en A. Klevmarken y J. A. Lybeck (eds.): *The Statics and Dynamics of Income*, Tieto.
- DEWHURST, J. y MUTIS-GAITAN, H. (1995): "Varying speeds of regional GDP p.c. convergence in the European Union 1981-1991", en Armstrong, H. W. y Viekerman, R. W. (eds.): Convergence and divergence among the European Regions, Pion, Londres, pp. 40-45.
- DUNFORD, M. (1993): "Regional Disparities in the European Community: Evidence from the REGIO Databank", Regional Studies 27 (28), pp. 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, pp. 13-82, Instituto de Análisis Económico-CSIC y Fundación de Economía Analítica, Barcelona.
- FIELDS, G. y OK, E. (2000): "The Measurement of Income Mobility: An Introduction to the Literature", en J. Silber: *Hanbook on Income Inequality Measurement*, Kluwer Academic Publishers, Dordrecht.
- GOTTSCHALK, P. (1982): "Earnings Mobility: Permanent Change or Transitory Fluctuations", Review of Economics and Statistics 64, pp. 450-456.
- GUSTAFFSON, B. (1994): "The Degree and Pattern of Income Mobility in Sweden", *Review of Income and Wealth* 40 (1), pp. 67-86.
- HART, P.E. (1976a): "The Dynamics of Earnings: 1963-1973", Economic Journal 83, pp. 335-346.
- HART, P.E. (1976b): "The Dynamics of Earnings: 1963-1973", *Journal of the Royal Statistical Society* 139, pp. 108-125.
- HART, P. E. (1983): "The Size Mobility of Earnings", Oxford Bulletin of Economics and Statistics 45, pp. 184.
- HUNGERFORD, T. L. (1993): "Income Mobility in the Seventies and Eighties", *Review of Income and Wealth* 39 (4), pp. 403-418.

- JENKINS, S. P. (1996): "Recent Trends in the UK Income Distribution: What happened and Why?", *Oxford Review of Economic Policy* 12, pp.29-46.
- LILLARD, L. A. y WILLIS, R. J. (1978): "Dynamic Aspects of Earnings Mobility", *Econometrica* 46, pp. 985-1012.
- LOPEZ 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), pp. 343-370.
- PACI, R. (1997): "More Similar and Less Equal: Economic Growth in the European Regions", Weltwirtschaftliches Archiv 133, pp. 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, pp. 56-66.
- RODRIGUEZ-POSE, A. (1997): "El papel del factor estatal en la percepción de la convergencia regional en la Unión Europea", *Información Comercial Española* 762, pp. 9-24.
- SALA-I-MARTIN, X. (1994): "La riqueza de las naciones. Evidencia y teoría sobre crecimiento regional y convergencia", *Moneda y Crédito* 198, pp. 13-55.
- SALA-I-MARTIN, X. (1996): "Regional Cohesion: Evidence and Theories of Regional Growth and Convergence", *European Economic Review* 40, pp. 1325-1352.
- SEN, A. (1973): On Economic Inequality, Oxford University Press, Oxford.
- SHORROCKS, A. F. (1978a): "The Measurement of Mobility", *Econometrica* 46, pp. 1013-1024.
- SHORROCKS, A. F. (1978b): "Income Inequality and Income Mobility", *Journal of Economic Theory* 46, pp.566-578.

SHORROCKS, A. F. (1980): "The class of additively descompasable inequality measures", *Econometrica* 44, pp. 219-231.

SHORROCKS, A. F. (1981): "Income Mobility in the United States", en N. A. Klevmarken y J. A. Lybeck (eds.): *The Statistics and Dynamics of Income*, Tieto: Clevedon.

SOMMERS, P. M. y CONLISK, J. (1978): "Eigenvalue Inmobility Measures for Markov Chains", *Journal of Mathematical Sociology* 6, pp.253-276.

Anexo

Las 110 unidades territoriales consideradas en el presente trabajo son:

BELGIQUE ELLADA

Bruxelles-Brussel Anatoliki Makedonia, Thraki

Vlaams Gewest Kentriki Makedonia Region Wallonne Dytiki Makedonia

DENMARK Thessalia
DEUTSCHLAND Ipeiros

Baden Württemberg Ionia Nisia
Bayern Dytiki Ellada
Berlin Sterea Ellada
Bremen Peloponnisos

Hamburg Attiki

Hessen Voreio Aigaio Niedersachsen Notio Aigaio

Nordrhein-Westfalen Kriti Rheinland-Pfalz ESPAÑA

Saarland Galicia Schleswig-Holstein Asturias

Cantabria

País Vasco Languedoc-Rousillon

Navarra Provence-Alpes-Côte d'Azur

La Rioja Corse

Aragón IRELAND

Madrid ITALIA

Castilla y León Piemonte

Castilla La Mancha Valle D'Aosta

Extremadura Liguria

Cataluña Lombardia

Comunidad Valenciana Trentino-Alto Adige

Murcia Veneto

Baleares Friuli-Venezia Giulia

Andalucía Emilia Romagna

Canarias Toscana

FRANCE Umbria

Île de France Marche

Champagne-Ardenne Lazio

Picardie Campania

Haute Normandie Abruzzi

Centre Molise

Basse Normandie Puglia

Bourgogne Basilicata

Nord Pas de Calais Calabria

Lorraine Sicilia Sicilia

Alsace Sardegna

Franche Comté LUXEMBURG

Pays de la Loire NEDERLAND

Bretagne Noord Nederland

Poitou Charentes Oost Nederland

Aquitaine West Nederland

Midi Pyrénées Zuid Nederland

Limousin PORTUGAL

Rhône-Alpes Norte

Auvergne Centro

Lisboa e Vale do Tejo London

Alentejo South East

Algarve South West

UNITED KINGDOM West Midlands

North East North West

Yorkshire and Humberside Wales

East Midlands Scotland

Eastern Northern-Ireland