

GEOGRAFÍA Y DINÁMICA DE LA DESIGUALDAD REGIONAL EN LA UNIÓN EUROPEA

Roberto Ezcurra, Carlos Gil, Pedro Pascual y Manuel Rapún

Universidad Pública de Navarra

Resumen: ¿Son permanentes o temporales los desequilibrios de renta entre regiones? El objetivo de este trabajo es analizar la evolución de la desigualdad regional en renta por habitante en la Unión Europea en el período 1977-1999. A diferencia de la literatura tradicional sobre convergencia, el método de trabajo empleado se basa en el cálculo de un conjunto de medidas utilizadas en el estudio dinámico de la distribución personal de la renta. Ahora bien, como la unidad de referencia es la región y no el individuo, procederemos a introducir en el análisis la dimensión poblacional. De esta manera, los indicadores calculados serán estadísticos ponderados de acuerdo con la población relativa. Asimismo, las diferentes medidas se obtienen para diversos niveles de desagregación temporal y geográfica, con el fin de detectar posibles patrones de comportamiento diferenciados en el tiempo y en el espacio.

Palabras clave: Desigualdad regional, política regional, Unión Europea.

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 dinámica de la desigualdad regional en el ámbito europeo desde diversas perspectivas.

La relevancia adquirida por esta cuestión ha sido el resultado de diferentes causas. Por una parte, hay que mencionar el importante desarrollo experimentado por la teoría del crecimiento económico, tanto en su vertiente teórica como empírica, durante los últimos quince años. La necesidad de reducir las diferencias existentes en los niveles de desarrollo de las distintas regiones europeas se encuentra directamente relacionada con algunos de los principios básicos que han orientado el desarrollo de la Unión, fundamentalmente a partir de la aprobación del Acta Única y los acuerdos de Maastricht. En concreto, el proyecto de integración europea asume que su desarrollo permitirá impulsar el crecimiento potencial del conjunto de países miembros, contribuyendo de esta manera al logro de una mayor cohesión económica y social.

La literatura económica ofrece modelos explicativos claramente contrapuestos acerca de los posibles efectos de los procesos de integración económica en la evolución de las disparidades regionales. Así, de acuerdo con Emerson *et al.* (1992), la convergencia nominal favorecerá el logro de la convergencia real y, por tanto, el proceso integrador tenderá a reducir las diferencias existentes en los niveles de renta por habitante. Por el contrario, otras aportaciones (Fujita *et al.*, 1999) sostienen que el desarrollo del proceso integrador propiciará la concentración de importantes volúmenes de renta en las regiones más dinámicas, como consecuencia de la existencia de externalidades (Krugman, 1991) que, en última instancia, conducen a la divergencia o, incluso a la polarización.

Por otra parte, existen numerosos trabajos que analizan con detalle la evolución de las disparidades regionales en el contexto europeo¹. En este trabajo se pretende completar la reciente literatura sobre convergencia económica desarrollada durante la última década a partir de las aportaciones iniciales de Barro y Sala-i-Martin (1991, 1992) y Mankiw, Romer y Weil (1992), mediante un enfoque alternativo basado en la literatura tradicional sobre desigualdad. Así, tal y como señala Goerlich (1998), aunque

¹Véase al respecto las revisiones recientes de la literatura en los trabajos de Armstrong (2002) y Terrasi (2002).

ambas literaturas han tendido a permanecer separadas, dedicadas respectivamente al estudio de la evolución en el tiempo de las disparidades en renta por habitante o productividad y al análisis de la distribución personal de la renta, resulta evidente que tienen importantes puntos de contacto. De hecho, basta revisar los trabajos sobre polarización de una distribución de Esteban (1996, 2000), de Baumol (1986) o los de Quah (1996, 1997), acerca de la existencia de clubes de convergencia para comprobar que, a grandes rasgos, se están analizando conceptos similares, grupos de individuos o regiones que presentan características específicas que los diferencian del resto de la población.

A este respecto conviene señalar que los últimos trabajos de Quah (1996, 1997) incluyen numerosas referencias a la literatura dedicada al estudio de la distribución personal de la renta, lo que puede interpretarse como un claro intento de tender un puente entre ambas. Esto es, aunque existen diferencias respecto a la unidad de análisis entre la literatura sobre desigualdad y la del crecimiento, en ambos casos se pretende estudiar la evolución de la distribución de una variable económica que se considera especialmente relevante desde el punto de vista del bienestar o de la actividad económica. En consecuencia, las técnicas de análisis empleadas en un tipo de literatura pueden utilizarse satisfactoriamente en el otro, siempre y cuando se disponga de los datos necesarios.

En este contexto, el presente trabajo pretende ofrecer, desde una perspectiva diferente, una nueva aproximación al análisis de la evolución de la desigualdad regional en la UE. Su propósito es mejorar nuestra comprensión de las disparidades observadas, a fin de obtener algún tipo de inferencia que pudiera ser aplicable en el diseño de la política regional comunitaria. Por ejemplo, cuando comparamos el nivel de desigualdad regional en renta por habitante de la UE, considerando 15 países, 72 NUTS1 o las 197 regiones NUTS2, con otras áreas geográficas como los estados de Estados Unidos, la desigualdad es superior en la UE, lo que puede ser explicado, en parte, por el factor nación o país. Este tipo de cuestiones cobra especial relieve con vistas al actual proceso de ampliación de la Unión hacia el Este de Europa, al incorporarse nuevos países con niveles inferiores de desarrollo.

El método de trabajo empleado se basa en el cálculo de un conjunto de medidas utilizadas 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 introducir en el análisis la dimensión poblacional. De esta

manera, los indicadores calculados serán estadísticos ponderados de acuerdo con la población relativa. Las diferentes medidas se obtienen para diversos niveles de desagregación temporal y geográfica, con el fin de detectar posibles patrones de comportamiento diferenciados en el tiempo y en el espacio.

Por otra parte, la ausencia de datos regionales han condicionado los trabajos acerca de la hipótesis de convergencia que han tenido como escenario la UE. Algunos autores [Barro y Sala-i-Martin (1991), Sala-i-Martin (1996), Armstrong (1995)] han optado por limitar el número de países considerados con el fin de disponer de un amplio horizonte temporal. Otros [Esteban (1994), Quah (1996), López Bazo *et al.* (1999)] han preferido extender el ámbito territorial aún a costa de restringir el período a analizar. En este sentido, este trabajo representa una novedad importante con respecto a la literatura existente hasta el momento sobre el tema. La utilización de los datos suministrados por *Cambridge Econometrics* nos ha permitido disponer de información espacial y temporal correspondiente a 197 regiones NUTS2 pertenecientes a la totalidad de estados miembros, y referida al período 1977-1999.

El resto del trabajo se estructura del modo siguiente. En la sección 2 se examina, a partir de diferentes medidas de desigualdad propuestas en la literatura y desde enfoques complementarios, la evolución de la desigualdad en la distribución regional de la renta por habitante en la UE. En la sección 3 se presenta un modelo econométrico que trata de identificar si la desigualdad regional sigue una pauta temporal o depende del nivel de desarrollo. En la sección 4, a partir de la descomposición en subgrupos de población, se ofrecen algunas causas explicativas de la evolución de la desigualdad regional en renta por habitante. Para ello se adoptan diferentes criterios de descomposición territorial, en función de su situación geográfica y nivel de desarrollo. Finalmente, la sección 5 sintetiza las principales conclusiones.

2. Dinámica de la desigualdad regional

A diferencia de lo que suele resultar habitual en la literatura dedicada al estudio de la hipótesis de convergencia, para examinar la evolución de la desigualdad regional de la renta por habitante en la Unión Europea, recurriremos a la utilización de una serie de medidas empleadas tradicionalmente en el análisis de la distribución personal de la renta. En este contexto, nuestra unidad de referencia va a ser la renta por habitante de

áreas geográficas que engloban a un conjunto variable de individuos, tales como países o regiones. Así, supongamos inicialmente que disponemos de información relativa a n agrupaciones de individuos para un determinado intervalo temporal, $t=1,2,\dots,T^2$. La renta por habitante de la agrupación i en el período t la designamos por $x_i = \frac{X_i}{N_i}$, siendo X_i y N_i respectivamente la renta y la población correspondientes a la agrupación i , $i=1,2,\dots,n$, en el período t . Sea asimismo p_i la frecuencia relativa de la observación i en el período t , $p_i = \frac{N_i}{N}$ con $N = \sum_{i=1}^n N_i$. Por tanto, la distribución de frecuencias relativas correspondientes a las n agrupaciones en el período t vendrá dada por $p = (p_1, p_2, \dots, p_n)^3$. Supongamos adicionalmente que todas las agrupaciones están compuestas al menos por un individuo, de manera que $N_i > 0$ para todo $i=1,2,\dots,n$ y para todo t y, por tanto, $p \in R_{++}^n$.

Con el fin de ganar en precisión, vamos a establecer asimismo que en cada período, la renta total $X = \sum_{i=1}^n X_i$, es estrictamente positiva y que cada agrupación de individuos posee cantidades no negativas de renta. Así pues, podemos identificar el espacio de todas las distribuciones posibles de renta por habitante en los diferentes períodos temporales considerados para una población cuyo tamaño sea $n \geq 1$ con el conjunto:

$$D^n = \left\{ x \in R^n : \sum_{i=1}^n x_i > 0, x_i \geq 0 \quad \forall i, t \right\} \quad (1)$$

Por lo tanto, $x = (x_1, x_2, \dots, x_n) \in D^n$ representa la distribución de la renta por habitante en el período t en las n agrupaciones consideradas. Así pues, la renta por habitante media de las n agrupaciones en el período t será $\mu = \frac{X}{N} = \sum_{i=1}^n p_i x_i$.

Ahondando en el examen de la desigualdad, es de sobra conocido que los resultados obtenidos pueden diferir, en ocasiones incluso de manera significativa, en

² Puesto que los diversos estadísticos empleados en el presente trabajo se calculan a partir de cortes transversales de la distribución, podemos prescindir de la dimensión temporal. En consecuencia, de ahora en adelante y salvo que se indique lo contrario, se omitirá el subíndice t .

³ Obviamente, $\sum_{i=1}^n p_i = 1$, para todo t .

función de cuáles sean los indicadores empleados en el análisis. En este contexto, ante la evidente dificultad que representa el hecho de que distintas medidas puedan proporcionar diferentes ordenaciones de las distribuciones que se desea comparar, parece razonable, tal y como apunta Ruiz-Castillo (1987, pág. 62), “investigar la robustez de nuestras conclusiones empíricas a la luz de distintas medidas de desigualdad. Pero en lugar de concluir que las discrepancias que puedan producirse son esencialmente arbitrarias y que debemos limitarnos a las zonas de acuerdo, entendemos que es razonable examinar los resultados en cada situación concreta, teniendo en cuenta las propiedades diferenciales de las medidas que se utilicen, en la convicción de que es posible aprender tanto en los casos robustos como en aquéllos en que medidas de características distintas no concuerden,,.

De acuerdo con esta estrategia general, en este trabajo hemos examinado la evolución de las disparidades regionales en la Unión Europea a partir de la información suministrada por diferentes índices de desigualdad. Así, inicialmente hemos considerado el indicador probablemente más utilizado para medir la desigualdad en el ámbito de la distribución interpersonal de la renta: el índice de Gini. Dicho índice puede expresarse como:

$$G = \frac{1}{2\mu} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n p_i p_j |x_i - x_j| \quad (2)$$

Esta medida está directamente relacionada con la curva de Lorenz y su valor se corresponde con el doble del área comprendida entre la citada curva y la línea de 45°.

Por su parte, Theil (1967) propuso dos interesantes indicadores de desigualdad derivados en el contexto de la teoría de la información. En concreto, se trata de $T(0)$ y $T(1)$, de manera que⁴:

$$T(0) = - \sum_{i=1}^n p_i \log\left(\frac{x_i}{\mu}\right) = \sum_{i=1}^n p_i \log\left(\frac{p_i}{m_i}\right) \quad (3)$$

y

$$T(1) = \sum_{i=1}^n p_i \left(\frac{x_i}{\mu}\right) \log\left(\frac{x_i}{\mu}\right) = \sum_{i=1}^n m_i \log\left(\frac{m_i}{p_i}\right) \quad (4)$$

⁴ Estos indicadores pueden obtenerse como casos particulares de la clase de medidas generalizadas de entropía (Cowell, 1995) que viene dada por:

$$T(\beta) = \frac{1}{\beta(\beta-1)} \sum_{i=1}^n p_i \left[\left(\frac{x_i}{\mu}\right)^\beta - 1 \right]$$

sin más que aplicar la regla de L'Hopital para $\beta = 0,1$.

donde $m_i = \frac{X_i}{X}$. Obsérvese que $T(1)$ es análoga a $T(0)$, excepto por el hecho de que se intercambia el papel desempeñado por las proporciones de renta y población. De acuerdo con Theil, $T(0)$ se puede interpretar como el contenido de información esperada de un mensaje indirecto que transforma proporciones de renta como probabilidades a priori en proporciones de población como probabilidades a posteriori, mientras que $T(1)$ proporciona la información esperada de un mensaje que transforma proporciones de población en proporciones de renta.

Asimismo, hemos considerado adicionalmente la desviación típica de los logaritmos y el coeficiente de variación:

$$DT_{\omega}(\log x) = \sqrt{\sum_{i=1}^n p_i (\log x_i - \log \mu)^2} \quad (5)$$

$$CV_{\omega}(x) = \frac{DT_{\omega}(x)}{\mu} \quad (6)$$

Se trata de dos medidas de dispersión habituales en estadística descriptiva y que han sido ampliamente utilizadas en la literatura sobre convergencia para capturar el concepto de *convergencia sigma*⁵.

La totalidad de los índices seleccionados son independientes respecto a la escala y al tamaño de la población. Adicionalmente, salvo la desviación típica de los logaritmos, verifican el principio de las transferencias de Pigou-Dalton⁶. Por tanto, dadas dos distribuciones de renta, si las curvas de Lorenz no se intersectan, todo los índices (con la excepción de $DT_{\omega}(\log x)$) proporcionarán la misma ordenación sobre diferentes vectores de renta, ya que se trata de índices ordinalmente equivalentes.

El cuadro 1 presenta los resultados obtenidos al calcular los índices de desigualdad considerados. Con el fin de detectar la posible existencia de diferencias significativas en la evolución de la desigualdad, en el gráfico 1 se han normalizado las diferentes medidas (otorgando el valor 100 al nivel correspondiente al año 1977). De acuerdo con los resultados obtenidos, la desigualdad exhibida por la distribución regional de la renta por habitante en la Unión Europea ha experimentado una moderada reducción en términos globales entre 1977 y 1999. Sin embargo, a este respecto es

⁵ Nótese que a diferencia de lo que suele ser habitual en la literatura sobre convergencia económica, en este trabajo ambos estadísticos aparecen ponderados en función de la población relativa de la agrupación correspondiente.

⁶ Chakravarty (1990) o Cowell (1995), entre otros, examinan en profundidad las implicaciones de éstas y otras propiedades normativas que razonablemente debe satisfacer un índice de desigualdad.

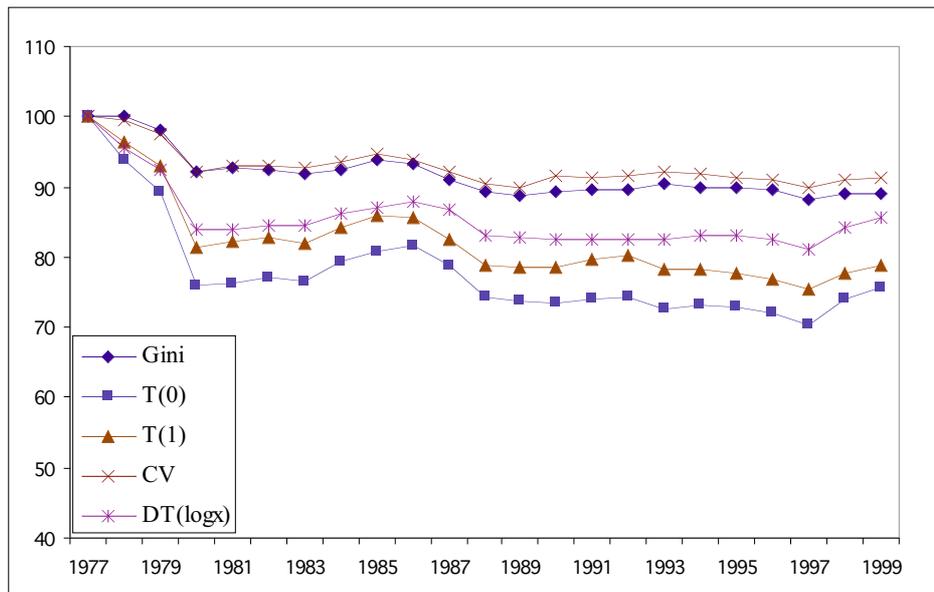
necesario realizar una serie de matizaciones. De hecho, el ritmo de reducción de las disparidades regionales no ha sido uniforme en el tiempo. En particular, la disminución de la desigualdad regional tuvo lugar sustancialmente durante los últimos años setenta, detectándose un cierto estancamiento durante las dos décadas posteriores. Se observa además como la desviación típica de los logaritmos, a pesar de no ser ordinalmente equivalente al resto de medidas consideradas, muestra un comportamiento cualitativamente similar. Asimismo, destaca el hecho de que los índices de Theil no parecen especialmente sensibles a las proporciones empleadas para ponderar la desigualdad. Esto refleja simplemente la elevada correlación positiva existente entre las proporciones de población y renta a nivel regional en la Unión Europea y que oscila entre 0,89 en 1977 y 0,91 en 1999.

Cuadro 1: Índices de desigualdad (I).

Índice	<i>Gini</i>	<i>T(0)</i>	<i>T(1)</i>	<i>CV_ω</i>	<i>DT_ω(logx)</i>
1977	0,2083	0,0380	0,0322	0,3693	0,2013
1978	0,2085	0,0357	0,0310	0,3673	0,1924
1979	0,2044	0,0340	0,0299	0,3597	0,1861
1980	0,1920	0,0289	0,0261	0,3402	0,1692
1981	0,1934	0,0290	0,0265	0,3439	0,1687
1982	0,1927	0,0293	0,0266	0,3435	0,1700
1983	0,1913	0,0291	0,0264	0,3428	0,1698
1984	0,1928	0,0302	0,0271	0,3454	0,1735
1985	0,1952	0,0308	0,0276	0,3498	0,1753
1986	0,1941	0,0310	0,0275	0,3470	0,1771
1987	0,1894	0,0300	0,0265	0,3399	0,1747
1988	0,1863	0,0282	0,0254	0,3336	0,1673
1989	0,1848	0,0281	0,0253	0,3320	0,1664
1990	0,1859	0,0280	0,0253	0,3383	0,1662
1991	0,1865	0,0282	0,0257	0,3369	0,1658
1992	0,1869	0,0283	0,0258	0,3377	0,1660
1993	0,1883	0,0276	0,0252	0,3405	0,1663
1994	0,1875	0,0278	0,0252	0,3390	0,1673
1995	0,1870	0,0278	0,0250	0,3371	0,1669
1996	0,1865	0,0274	0,0248	0,3362	0,1659
1997	0,1834	0,0268	0,0242	0,3315	0,1634
1998	0,1855	0,0282	0,0250	0,3359	0,1694
1999	0,1853	0,0288	0,0254	0,3371	0,1722

Fuente: Elaboración propia a partir de datos de Cambridge Econometrics.

Gráfico 1: Índices de desigualdad (I).



Fuente: Elaboración propia a partir de datos de Cambridge Econometrics.

Con el fin de completar estos resultados hemos considerado también la familia de índices normativos propuesta por Atkinson (1970) que puede expresarse como:

$$A(\varepsilon) = \begin{cases} 1 - \left[\sum_{i=1}^n p_i \left(\frac{x_i}{\mu} \right)^{1-\varepsilon} \right]^{\frac{1}{1-\varepsilon}} & \varepsilon \neq 1 \\ 1 - \exp \left[\sum_{i=1}^n p_i \left(\frac{x_i}{\mu} \right) \right] = 1 - \prod_{i=1}^n \left(\frac{x_i}{\mu} \right)^{p_i} & \varepsilon = 1 \end{cases} \quad (7)$$

donde el parámetro ε representa el grado (constante) de aversión relativa a la desigualdad implícito en la función de bienestar social subyacente.

De acuerdo con la información suministrada por el cuadro 2 y el gráfico 2, Los índices $A(0,5)$, $A(1)$, $A(1,5)$ y $A(2)$ corroboran cualitativamente las observaciones sugeridas a partir del análisis de G , $T(0)$, $T(1)$, $CV_{\omega}(x)$ y $DT_{\omega}(\log x)$. Sin embargo, al considerar niveles relativamente elevados de aversión a la desigualdad los resultados son distintos. De hecho, $A(20)$ y $A(100)$ reflejan un leve aumento de la desigualdad regional entre 1977 y 1999. Observando la evolución temporal de ambos índices es posible vislumbrar, sin embargo, la existencia de trayectorias temporales diferenciadas. En efecto, durante la década de los años noventa parece haberse producido, de acuerdo con estas medidas, un aumento relativamente importante de la desigualdad que permitiría compensar la leve reducción del período anterior.

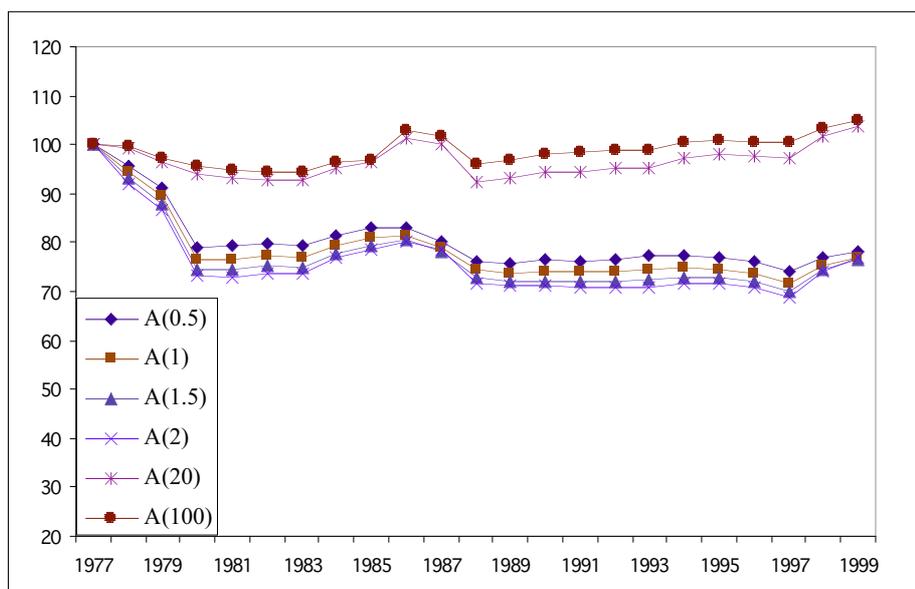
Ahora bien, como es sabido, a medida que aumenta el parámetro de aversión a la desigualdad, se incrementa la sensibilidad del índice de Atkinson ante la situación del tramo inferior de la distribución. Dado que para la totalidad del período analizado todos los índices, con la excepción de $A(20)$ y $A(100)$, coinciden en detectar una disminución moderada de la desigualdad, este hecho implica que la reducción de las disparidades se habría concentrado fundamentalmente en aquellas regiones que disfrutaran de un nivel de renta por habitante medio-alto, mientras que la situación relativa de las regiones más desfavorecidas habría empeorado. Asimismo, la ausencia de unanimidad entre los diversos índices considerados en relación con la evolución temporal de la desigualdad regional en la Unión Europea sugiere que las curvas de Lorenz correspondientes a 1977 y 1999 se interseccionan. Ello implica que existen criterios éticos razonables que pueden avalar cualquiera de las dos evaluaciones sobre la evolución de la desigualdad señaladas más arriba.

Cuadro 2: Índices de desigualdad (II).

Índices	$A(0,5)$	$A(1)$	$A(1,5)$	$A(2)$	$A(20)$	$A(100)$
1977	0,0392	0,0838	0,1342	0,1899	0,7329	0,7812
1978	0,0375	0,0790	0,1248	0,1748	0,7276	0,7776
1979	0,0358	0,0750	0,1179	0,1642	0,7064	0,7601
1980	0,0309	0,0640	0,1000	0,1390	0,6894	0,7460
1981	0,0311	0,0642	0,0998	0,1380	0,6842	0,7395
1982	0,0313	0,0648	0,1010	0,1400	0,6810	0,7369
1983	0,0311	0,0645	0,1007	0,1399	0,6807	0,7370
1984	0,0319	0,0665	0,1044	0,1461	0,6989	0,7519
1985	0,0326	0,0679	0,1065	0,1489	0,7070	0,7575
1986	0,0326	0,0683	0,1080	0,1523	0,7439	0,8031
1987	0,0314	0,0662	0,1051	0,1490	0,7348	0,7960
1988	0,0299	0,0623	0,0977	0,1364	0,6755	0,7510
1989	0,0296	0,0616	0,0967	0,1352	0,6819	0,7555
1990	0,0300	0,0621	0,0969	0,1349	0,6905	0,7656
1991	0,0299	0,0619	0,0965	0,1341	0,6930	0,7688
1992	0,0300	0,0621	0,0968	0,1344	0,6963	0,7711
1993	0,0303	0,0625	0,0972	0,1346	0,6980	0,7730
1994	0,0303	0,0627	0,0980	0,1364	0,7125	0,7846
1995	0,0301	0,0624	0,0976	0,1360	0,7179	0,7888
1996	0,0298	0,0618	0,0965	0,1342	0,7147	0,7864
1997	0,0290	0,0601	0,0938	0,1307	0,7136	0,7857
1998	0,0302	0,0632	0,0998	0,1407	0,7451	0,8085
1999	0,0306	0,0645	0,1025	0,1458	0,7592	0,8187

Fuente: Elaboración propia a partir de datos de Cambridge Econometrics.

Gráfico 2: Índices de desigualdad (II)



Fuente: Elaboración propia a partir de datos de Cambridge Econometrics.

3. Desigualdad regional: Modelos explicativos

A fin de completar los resultados obtenidos en las páginas precedentes, en esta sección se pretende ofrecer una primera caracterización la evolución de las disparidades regionales en la Unión Europea. En concreto, intentaremos identificar si la desigualdad regional sigue una pauta general, ya sea en función del nivel de desarrollo o, simplemente, del tiempo. Como luego tendremos ocasión de comprobar, este tipo de cuestiones son especialmente relevantes a efectos de justificar la necesidad de una política activa de reducción de las disparidades regionales en el ámbito europeo. De hecho, la existencia de la política regional depende en última instancia, de la presencia o ausencia de fuerzas de mercado que provoquen procesos de convergencia entre países y regiones. Por lo tanto, si fuera posible, por ejemplo, establecer algún tipo de relación directa entre la reducción de la desigualdad y el nivel de desarrollo observado, los argumentos para justificar una política específicamente regional quedarían muy debilitados. En este contexto, cobrarían especial relieve aquellas políticas dedicadas fundamentalmente a estimular el crecimiento agregado, dejando en un segundo plano las políticas tradicionales de convergencia.

Antes de abordar el análisis empírico que hemos llevado a cabo en esta sección es importante precisar una serie de cuestiones de índole metodológica. En concreto, si para el período 1977-1999 consideramos la Unión Europea en su conjunto, tal y como

hemos venido haciendo hasta el momento, únicamente contaremos con veintitrés valores de cada uno de los índices de desigualdad computados en la sección anterior. Obviamente, esto es claramente insuficiente para cualquier análisis que aspire a ser estadísticamente significativo. Para paliar los problemas asociados a la falta de observaciones hemos optado por calcular los índices de desigualdad regional internos de cada país. De esta manera es posible conjugar la información longitudinal con la *cross sectional* para trece países comunitarios y disponer, por tanto, de un panel de 299 observaciones⁷.

Asimismo, todos los modelos especificados a continuación han sido estimados inicialmente por mínimos cuadrados ordinarios (MCO). Ahora bien, los diferentes contrastes de autocorrelación llevados a cabo han puesto de manifiesto que, en todos los casos, los términos que recogen las perturbaciones están correlacionados consigo mismo a través del tiempo. Como es sabido, las consecuencias de este hecho son importantes. Así, conviene recordar que en un modelo con autocorrelación, el estimador de mínimos cuadrados ordinarios, aún siendo lineal e insesgado, ya no es un estimador eficiente. Por lo tanto, con el fin de obtener un estimador lineal, insesgado y de mínima varianza, hemos procedido a reestimar todos los modelos por mínimos cuadrados generalizados (MCG) mediante el procedimiento de Cochrane-Orcutt.

Llegados a este punto resulta interesante observar que cuando se afirma que la desigualdad ha aumentado o disminuido a lo largo de un período concreto, se está suponiendo implícitamente que existe algún tipo de relación entre la evolución de las disparidades regionales y el tiempo. Por ello, originalmente hemos contrastado un modelo en el que la desigualdad regional en la Unión Europea se expresa como una función cuadrática del tiempo. Es decir:

$$I_{it} = \beta_0 + \beta_1 T_{it} + \beta_2 T_{it}^2 + u_{it} \quad (8)$$

Por otra parte, tal y como hemos señalado con anterioridad, cada medida de desigualdad agrega la información contenida en la distribución de manera diferente. Esto es, distintas medidas pueden generar diferentes ordenaciones. Ante esta situación, y con el fin comprobar la robustez de los resultados obtenidos, hemos optado por considerar en nuestro análisis, a diferencia de lo que suele ser habitual en la literatura, diferentes medidas de desigualdad como variables explicativas. Más concretamente,

⁷ Hemos excluido de nuestro análisis a Dinamarca y Luxemburgo al estar compuestas exclusivamente por una región NUTS 2, de acuerdo con la clasificación de Eurostat.

hemos seleccionado los siguientes índices de desigualdad: el coeficiente de variación al cuadrado, $CV_w(x)^2$, los dos índices propuestos por Theil (1967) a partir del concepto de entropía de la teoría de la información, $T(0)$ y $T(1)$, y el índice normativo de Atkinson para diferentes valores del parámetro de aversión a la desigualdad, $A(\epsilon)$.

Los cuadros A1 y A2 informan acerca de los resultados obtenidos al estimar el modelo (8). Con independencia del índice de desigualdad considerado, las variables explicativas no resultan ser estadísticamente significativas. Asimismo, los valores del R^2 corregido difícilmente pueden ser peores. A continuación, se han incluido en el modelo (8) variables ficticias nacionales. En este caso observamos que la bondad de ajuste mejora considerablemente. Sin embargo, los coeficientes de las variables temporales estimadas continúan careciendo de significación estadística. De hecho, únicamente la constante y la mayor parte de las variables ficticias nacionales obtienen valores estadísticamente significativos. Por lo tanto, el análisis llevado a cabo sugiere en principio la ausencia de algún tipo de relación entre desigualdad regional y la variable tiempo en la UE en el período analizado.

A continuación vamos a analizar la posible existencia de una relación entre las disparidades regionales y el nivel de desarrollo entre 1977 y 1999 en el ámbito europeo⁸. Para ello hemos contrastado un modelo en el que el índice de desigualdad se expresa como una función cuadrática del logaritmo de la renta por habitante⁹. Esto es,

$$I_{it} = \beta_0 + \beta_1(\log VABpc)_{it} + \beta_2(\log VABpc)_{it}^2 + v_{it} \quad (9)$$

Los cuadros 3 y 4 proporcionan información acerca de los resultados obtenidos al estimar el modelo (9). Así, el grado de ajuste del modelo es bastante reducido con

⁸ La existencia de algún tipo de relación entre el grado de desarrollo económico de un área geográfica determinada y el nivel de desigualdad territorial dentro de la misma, ha despertado durante las últimas décadas un creciente interés dentro de diversas áreas del análisis económico. Al respecto, véase Therkildsen (1981), Anand y Kanbur (1984), Amos (1988) o Ram (1992, 1995) entre otros.

⁹ Ahora bien, tal y como han señalado Anand y Kanbur (1984) en el contexto de la curva de Kutznets, no existe una forma funcional única que permita analizar la relación existente entre desigualdad y desarrollo. De hecho, alternativamente podríamos habernos planteado, por ejemplo, la estimación de alguno de los siguientes modelos:

$$I_{it} = \beta_0 + \beta_1(VABpc)_{it} + \beta_2(VABpc)_{it}^2 + v_{it}$$

$$I_{it} = \beta_0 + \beta_1(VABpc)_{it} + \beta_2\left(\frac{1}{VABpc}\right)_{it}^2 + v_{it}$$

$$I_{it} = \beta_0 + \beta_1\left(\frac{1}{VABpc}\right)_{it} + \beta_2\left(\frac{1}{VABpc}\right)_{it}^2 + v_{it}$$

Sin embargo, existen razones técnicas relacionadas con las características del proceso de crecimiento de la renta por habitante que justifican nuestra elección (Ahluwalia, 1976).

independencia del índice de desigualdad considerado. De hecho, las variables explicativas carecen de significación estadística. A continuación, al igual que en el caso anterior, se han incluido en el modelo variables ficticias nacionales. Como consecuencia, los valores del R^2 corregido mejoran ostensiblemente. Asimismo, las variables explicativas del modelo (9) resultan ser estadísticamente significativas. Los signos de los coeficientes estimados correspondientes a $\log VABpc$ y $\log VABpc^2$ respaldan la hipótesis de Amos (1988). Esto es, una vez que el nivel de desarrollo alcanza ya cotas elevadas, es muy probable que las disparidades en renta por habitante aumenten.

Cuadro 3: Relación entre desigualdad regional y desarrollo (I).

Indíces	$T(0)$		$T(1)$		$CV_w(x)^2$	
	[3.1]	[3.2]	[3.3]	[3.4]	[3.5]	[3.6]
β_0	0,0193 (0,512)	0,5041 ^c (12,634)	0,0168 (0,636)	0,4433 ^c (13,233)	0,4320 ^b (2,316)	2,2173 ^c (7,959)
β_1	-0,0108 (-0,208)	-0,2493 ^c (-3,877)	-0,0101 (-0,192)	-0,2169 ^c (-4,017)	-0,2359 (-0,664)	-1,0787 ^b (-2,403)
β_2	0,0019 (0,304)	0,0315 ^c (3,956)	0,0019 (0,299)	0,0273 ^c (4,078)	0,0342 (0,769)	0,1352 ^b (2,429)
F	6,38 ^c	17,98 ^c	6,83 ^c	26,09 ^c	7,03 ^c	9,05 ^c
\bar{R}^2	0,0363	0,4548	0,0392	0,5520	0,0406	0,2834
Observaciones	286	286	286	286	286	286

Nota: Los números entre paréntesis se refieren al estadístico t-Student. ^a Estadísticamente significativo al 10 por 100. ^b Estadísticamente significativo al 10 por 100. ^c Estadísticamente significativo al 1 por 100. Las regresiones [3.2], [3.4] y [3.6] incorporan variables ficticias nacionales.

Fuente: Elaboración propia a partir de datos de Cambridge Econometrics.

Cuadro 4: Relación entre desigualdad regional y desarrollo (II).

Indíces	A(0.5)		A(2)		A(20)	
	[4.1]	[4.2]	[4.3]	[4.4]	[4.5]	[4.6]
β_0	-0,0869 ^b (2,176)	0,5660 ^c (10,213)	0,1963 (1,348)	2,1957 ^c (11,823)	-2,5527 ^c (-4,716)	3,9975 ^c (6,422)
β_1	-0,0472 (-0,645)	-0,2766 ^c (-3,097)	-0,1082 (-0,429)	-1,077 ^c (-3,597)	1,3796 (1,558)	-1,9834 ^b (-1,978)
β_2	0,0069 (0,756)	0,0347 ^c (3,137)	0,0170 (0,538)	0,1355 ^c (3,651)	-0,1718 (-1,548)	0,2601 ^b (2,091)
F	7,86 ^c	12,78 ^c	7,71 ^c	16,32 ^c	1,28	19,41 ^c
\bar{R}^2	0,0459	0,3671	0,0449	0,4294	0,0019	0,4749
Observaciones	286	286	286	286	286	286

Nota: Los números entre paréntesis se refieren al estadístico t-Student. ^a Estadísticamente significativo al 10 por 100. ^b Estadísticamente significativo al 10 por 100. ^c Estadísticamente significativo al 1 por 100.

Las regresiones [4.2], [4.4] y [4.6] incorporan variables ficticias nacionales.

Fuente: Elaboración propia a partir de datos de Cambridge Econometrics.

En definitiva, la evidencia empírica aportada parece sugerir que la desigualdad regional en la Unión Europea no disminuye de manera sistemática con el tiempo o ante aumentos en los niveles de renta por habitante. Por lo tanto, estos resultados contribuirían, en principio, a reforzar la necesidad de una política activa de reducción de las disparidades regionales en el ámbito comunitario, en la medida en que exista una voluntad política de eliminar las diferencias existentes entre los niveles de vida de las regiones europeas.

4. El origen de la desigualdad regional

Si bien los diferentes indicadores calculados en las páginas precedentes permiten analizar el nivel y la evolución de las disparidades regionales en la UE, no proporcionan información alguna acerca del origen de la desigualdad observada. En esta sección se profundiza en esta cuestión, a partir de una serie de resultados obtenidos por la literatura

económica sobre desigualdad y que pueden extenderse directamente al análisis de las disparidades regionales.

4.1. Planteamiento teórico

A continuación examinaremos la distribución espacial de la desigualdad regional en la Unión Europea de acuerdo con una serie de criterios alternativos. Para ello, en primer lugar vamos a dividir la población total en una serie de grupos homogéneos, exhaustivos y mutuamente excluyentes, con el fin de determinar qué parte de la desigualdad total es atribuible a cada uno de estos grupos.

Recordemos que $i=1,2,\dots,n$, es el subíndice que venimos empleando para referirnos a cada una de las agrupaciones de individuos consideradas (regiones de ahora en adelante). Pues bien, sea n_g el número de regiones que integran cada uno de los grupos en que hemos particionado la población total, con $g=1,2,\dots,G$. Por tanto, de acuerdo con la notación que venimos empleando, $N_g = \sum_{i \in n_g} N_i$ y análogamente

$X_g = \sum_{i \in n_g} X_i$. Adicionalmente, la población relativa respecto al total del grupo g vendrá

dada por $p_g = \frac{N_g}{N} = \sum_{i \in n_g} p_i$. De la misma forma, la renta relativa del grupo g respecto

al total será $m_g = \frac{X_g}{X} = \sum_{i \in n_g} m_i$. Por lo tanto, la renta por habitante media del grupo g

se obtendrá a partir de $\mu_g = \frac{X_g}{N_g} = \frac{1}{p_g} \sum_{i \in n_g} p_i x_i$.

En este contexto, un índice de desigualdad se dice que es *aditivamente descomponible* en sentido débil si puede ser expresado como la suma de un componente *intergrupos* y un componente *intragrupos* donde: (a) el componente intergrupos, que mide la desigualdad externa, es el valor registrado por el índice de desigualdad cuando cada miembro del grupo disfruta de la renta por habitante media de dicho grupo; y (b) el componente intragrupos, que mide la desigualdad interna, es una suma ponderada de los índices de desigualdad correspondientes a cada uno de los grupos, de manera que las ponderaciones dependen exclusivamente de las proporciones de población y/o renta de dicho grupo. Por tanto, la desigualdad interna no es más que una suma ponderada de la

desigualdad dentro de cada grupo, donde la ponderación trata de reflejar el peso de cada grupo dentro del total¹⁰.

De acuerdo con esto, un índice de desigualdad genérico, I , es aditivamente descomponible en sentido débil si puede expresarse como:

$$I = \sum_{g=1}^G w_g I_g + I_0 \quad (10)$$

donde $w_g = w_g(p_g, m_g)$, con $g=1, 2, \dots, G$, designa a las ponderaciones de los índices de desigualdad internos de cada uno de los grupos, I_g , que serán utilizadas para obtener el componente intragrupos (desigualdad interna), $\sum_{g=1}^G w_g I_g$. Por su parte, I_0 es el índice de desigualdad intergrupos (desigualdad externa). Por tanto, la contribución de la desigualdad interna (componente intragrupos) a la desigualdad total vendrá dada por

$\frac{\sum_{g=1}^G w_g I_g}{I}$. Este cociente informa acerca de la proporción de desigualdad total atribuible

a las desigualdades en el interior de los grupos cuando no existe desigualdad entre los mismos. Análogamente, la contribución de la desigualdad externa (componente intergrupos) será $\frac{I_0}{I}$, lo que indica a su vez la proporción de desigualdad total que se corresponde con las desigualdades entre grupos, con independencia de disparidades existentes dentro de cada uno de ellos.

Tal y como demostraron Shorrocks (1980, 1984) y Foster (1983), la familia de índices de Theil, $T(\beta)$, es la única linealmente descomponible en el sentido anterior y que adicionalmente satisface las propiedades habituales exigibles a las medidas de desigualdad¹¹. En este caso concreto, la descomposición recogida en la expresión (10) adopta la siguiente forma:

$$T(\beta) = \sum_{g=1}^G w_g T_g(\beta) + T_0(\beta) \quad (11)$$

¹⁰ Véase al respecto las contribuciones de Bourguignon (1979), Cowell (1980), Shorrocks (1980) y Foster (1983).

¹¹ Mientras que es relativamente sencillo comprobar que la familia de índices de Theil es aditivamente descomponible, resulta extraordinariamente complejo demostrar que son los únicos índices que pueden descomponerse de esta manera.

con $w_g = p_g^{1-\beta} m_g^\beta$ y siendo β un parámetro que refleja la sensibilidad de $T(\beta)$ ante transferencias entre ricos y pobres en función del tramo de la distribución en que se realicen.

A continuación examinaremos con algún detalle las implicaciones de este resultado para las dos medidas de desigualdad propuestas inicialmente por Theil (Goerlich, 1998).

- Para $\beta = 1$ se tiene que $w_g = m_g$, de manera que las ponderaciones coinciden con la renta relativa de cada grupo. Teniendo en cuenta que la proporción de renta de cada región con respecto a su grupo correspondiente se puede expresar como

$\frac{X_i}{X_g} = \frac{p_i x_i}{p_g \mu_g}$, el índice interno de desigualdad de cada grupo vendrá dado por:

$$T_g(1) = \sum_{i \in n_g} \left(\frac{p_i x_i}{p_g \mu_g} \right) \log \left(\frac{x_i}{\mu_g} \right) = \sum_{i \in n_g} \left(\frac{m_i}{m_g} \right) \log \left(\frac{m_i/m_g}{p_i/p_g} \right) \quad (12)$$

ya que $\frac{x_i}{\mu_g} = \frac{m_i/m_g}{p_i/p_g}$.

Por su parte, dado que la proporción de renta de cada grupo con respecto al total puede expresarse como $\frac{X_g}{X} = m_g = \frac{p_g \mu_g}{\mu}$, el índice de desigualdad externa entre grupos será:

$$T_0(1) = \sum_{g=1}^G \left(\frac{p_g \mu_g}{\mu} \right) \log \left(\frac{\mu_g}{\mu} \right) = \sum_{g=1}^G m_g \log \left(\frac{m_g}{p_g} \right) \quad (13)$$

toda vez que $\frac{\mu_g}{\mu} = \frac{m_g}{p_g}$.

Por último, para obtener la descomposición correspondiente de acuerdo con la expresión (11), basta ponderar los índices de Theil internos de cada grupo en función de la renta relativa de cada uno de ellos respecto al total, $m_g = \frac{p_g \mu_g}{\mu}$, y

sumar el índice de desigualdad externo entre grupos (Esteban, 1994):

$$T(1) = \sum_{g=1}^G \left(\frac{p_g \mu_g}{\mu} \right) T_g(1) + T_0(1) = \sum_{g=1}^G m_g T_g(1) + T_0(1) \quad (14)$$

- Para $\beta = 0$ las ponderaciones coinciden con las proporciones de población de cada grupo con respecto al total. Es decir, $w_g = p_g$. Sin embargo, la descomposición del

índice de desigualdad global $T(0)$ es similar al caso anterior. En concreto, ahora el índice de desigualdad interno de cada grupo vendrá dado por:

$$T_g(0) = - \sum_{i \in n_g} \left(\frac{p_i}{p_g} \right) \log \left(\frac{x_i}{\mu_g} \right) \quad (15)$$

ya que la población relativa de cada región sobre su correspondiente grupo puede escribirse como $\frac{N_i}{N_g} = \frac{p_i}{p_g}$.

De la misma manera, el índice de desigualdad externa entre grupos será:

$$T_0(0) = - \sum_{g=1}^G p_g \log \left(\frac{\mu_g}{\mu} \right) \quad (16)$$

En este caso las ponderaciones de los índices de desigualdad internos de cada grupo vendrán dadas por las proporciones de población de cada grupo con respecto al total, p_g , de forma que la descomposición recogida en la expresión (11) adopta ahora la siguiente forma:

$$T(0) = \sum_{g=1}^G p_g T_g(0) + T_0(0) \quad (17)$$

A continuación se presentan los resultados de diversos análisis llevados a cabo con el propósito fundamental de completar y matizar la información proporcionada por los diferentes indicadores calculados en las secciones anteriores. En concreto, se ha dividido al total de regiones consideradas en una serie de grupos homogéneos, exhaustivos y mutuamente excluyentes a fin de determinar qué parte de la desigualdad total es atribuible a cada una de estas agrupaciones. Con el objetivo de comprobar la robustez de los resultados obtenidos, todos los análisis se han llevado a cabo en términos de $T(0)$ y $T(1)$. Dado que en todos los casos considerados las conclusiones alcanzadas no presentan diferencias cualitativamente importantes en función de la utilización de ponderaciones basadas en proporciones de renta o población, por razones de espacio únicamente se presentan en este trabajo los resultados obtenidos al descomponer $T(1)$ ¹².

¹² En Ezcurra (2002) se incluye la evidencia empírica proporcionada por la descomposición de $T(0)$ junto con las regiones que integran cada una de las particiones consideradas en esta sección.

4.2 Descomposición territorial de la desigualdad: Aspectos nacionales y geográficos

Puesto que las regiones se agrupan desde el punto de vista político y administrativo en países, resulta natural plantearse si, dado un nivel de desigualdad determinado, es mayor la desigualdad entre países (desigualdad externa) o la que se genera en el interior de los mismos (desigualdad interna). ¿Qué relevancia tiene esto? Indudablemente, la respuesta a esta cuestión tiene importantes implicaciones para la política regional comunitaria. De hecho, si la desigualdad agregada se explica fundamentalmente a partir de las diferencias entre países, sería recomendable diseñar de forma centralizada políticas que permitiesen la corrección de los desequilibrios observados. Por el contrario, si la desigualdad interna resulta ser la principal causa explicativa de la desigualdad agregada, entonces las políticas de corrección de desequilibrios entre países tendrán un alcance limitado, que se puede determinar en función de la importancia relativa del componente externo del índice. En esta situación, la necesidad de llevar a cabo políticas de redistribución específicas dentro de cada país cobraría mayor importancia. Adicionalmente, en este caso sería necesario estudiar asimismo cada país de manera individualizada, ya que en algunos de ellos el nivel de desigualdad puede ser mucho más acusado que en otros, lo que requeriría la adopción de políticas específicas.

El cuadro 5 presenta el índice de Theil $T(1)$ descompuesto, de acuerdo con la expresión (14) en dos componentes: desigualdad externa (componente intergrupos) y desigualdad interna (componente intragrupos). En términos globales, $T(1)$ ha experimentado una disminución a lo largo de los veintitrés años analizados, pasando de 0,0322 en 1977 a 0,0254 en 1999, lo que representa una reducción del 21 por 100. Sin embargo, este proceso no ha sido uniforme en el tiempo, ya que la reducción de la desigualdad tuvo lugar fundamentalmente en los últimos años setenta, detectándose un cierto estancamiento en las dos décadas posteriores.

Ahora bien, la evolución global que acabamos de describir esconde dinámicas opuestas en sus dos componentes. En efecto, en 1977 la desigualdad externa se situaba en 0,0234, mientras que veintitrés años después, en 1999, ha disminuido hasta 0,0149. La desigualdad interna, por su parte, ha evolucionado de 0,0087 hasta 0,0105 en el mismo período. Los resultados obtenidos ponen de manifiesto que la mayor parte de la desigualdad regional computada por $T(1)$ es atribuible al componente intergrupos. De hecho, a pesar de que la importancia relativa de la desigualdad externa ha disminuido en

un 14 por 100 a lo largo del período analizado, en 1999 todavía representa el 59 por 100 de la desigualdad total. Obviamente, de forma paralela ha aumentado el peso relativo del componente intragrupos hasta situarse en el 41 por 100 de la desigualdad total en 1999. Por lo tanto, la eliminación de la desigualdad interna a finales de la década de los noventa permitiría reducir la desigualdad agregada en torno a un 40 por 100. En consecuencia, estos resultados ponen de manifiesto la posible existencia paralelamente de convergencia entre países y divergencia a nivel regional. En este sentido, el eventual acercamiento en términos de renta por habitante de los países más pobres hacia la media comunitaria parece haberse concentrado, en términos generales, en sus regiones más ricas.

Cuadro 5: Descomposición de la desigualdad regional por países.

Año	Des. Total	%	Externa	%	Interna	%
1977	0,0322	100	0,0234	72,87	0,0087	27,13
1978	0,0310	100	0,0217	69,79	0,0094	30,21
1979	0,0299	100	0,0214	71,42	0,0086	28,58
1980	0,0261	100	0,0176	67,23	0,0086	32,77
1981	0,0265	100	0,0175	66,13	0,0090	33,87
1982	0,0266	100	0,0179	67,15	0,0087	32,85
1983	0,0264	100	0,0177	67,21	0,0087	32,79
1984	0,0271	100	0,0183	67,70	0,0087	32,30
1985	0,0276	100	0,0183	66,29	0,0093	33,71
1986	0,0275	100	0,0183	66,56	0,0092	33,44
1987	0,0265	100	0,0173	65,29	0,0092	34,71
1988	0,0254	100	0,0163	64,08	0,0091	35,92
1989	0,0253	100	0,0160	63,34	0,0093	36,66
1990	0,0253	100	0,0159	62,66	0,0094	37,34
1991	0,0257	100	0,0163	63,45	0,0094	36,55
1992	0,0258	100	0,0163	63,24	0,0095	36,76
1993	0,0252	100	0,0154	61,26	0,0098	38,74
1994	0,0252	100	0,0154	61,35	0,0097	38,65
1995	0,0250	100	0,0152	60,66	0,0098	39,34
1996	0,0248	100	0,0147	59,25	0,0101	40,75
1997	0,0242	100	0,0140	57,97	0,0102	42,03
1998	0,0250	100	0,0148	59,01	0,0103	40,99
1999	0,0254	100	0,0149	58,70	0,0105	41,30

Fuente: Elaboración propia a partir de datos de Cambridge Econometrics.

El cuadro 6 recoge la evolución de los índices de desigualdad internos, $T_g(i)$, para cada uno de los países miembros¹³. Tal y como podemos comprobar, el grado de

¹³ Existen países (Dinamarca y Luxemburgo) integrados exclusivamente por una región NUTS2. Obviamente, en estos casos no existe desigualdad interna que medir y, por tanto, el correspondiente índice $T_g(i)$ es cero.

desigualdad varía extraordinariamente entre países. De hecho, únicamente España y Finlandia presentan en 1999 niveles de desigualdad interna próximos a la media comunitaria. Para ese mismo año, el resto de países presentan valores de $T_g(1)$ que oscilan entre el 0,0031 de Holanda y el 0,0156 de Italia, lo que representa una variación de prácticamente el 500 por 100.

Cuadro 6: Desigualdad interregional por países.

Año	Bélgica	Alemania	Grecia	España	Francia	Irlanda	Italia
1977	0,0123	0,0061	0,0074	0,0066	0,0115	0,0006	0,0149
1978	0,0118	0,0065	0,0064	0,0067	0,0115	0,0008	0,0184
1979	0,0123	0,0060	0,0066	0,0061	0,0111	0,0010	0,0150
1980	0,0136	0,0065	0,0056	0,0055	0,0110	0,0014	0,0145
1981	0,0144	0,0069	0,0029	0,0073	0,0108	0,0018	0,0147
1982	0,0143	0,0071	0,0020	0,0072	0,0108	0,0020	0,0138
1983	0,0129	0,0076	0,0025	0,0072	0,0116	0,0022	0,0120
1984	0,0142	0,0077	0,0027	0,0069	0,0110	0,0022	0,0120
1985	0,0146	0,0081	0,0024	0,0072	0,0122	0,0025	0,0128
1986	0,0138	0,0080	0,0023	0,0083	0,0120	0,0029	0,0136
1987	0,0137	0,0080	0,0025	0,0081	0,0128	0,0030	0,0133
1988	0,0134	0,0075	0,0025	0,0080	0,0127	0,0031	0,0139
1989	0,0138	0,0076	0,0028	0,0089	0,0131	0,0032	0,0140
1990	0,0141	0,0078	0,0027	0,0086	0,0136	0,0037	0,0140
1991	0,0133	0,0081	0,0024	0,0087	0,0138	0,0040	0,0130
1992	0,0137	0,0081	0,0025	0,0091	0,0139	0,0034	0,0134
1993	0,0135	0,0080	0,0031	0,0091	0,0151	0,0043	0,0136
1994	0,0136	0,0079	0,0032	0,0087	0,0149	0,0044	0,0143
1995	0,0133	0,0080	0,0040	0,0094	0,0140	0,0049	0,0157
1996	0,0138	0,0083	0,0043	0,0094	0,0139	0,0047	0,0162
1997	0,0143	0,0085	0,0045	0,0098	0,0142	0,0055	0,0156
1998	0,0144	0,0085	0,0047	0,0099	0,0144	0,0057	0,0154
1999	0,0145	0,0088	0,0048	0,0101	0,0145	0,0061	0,0156

Fuente: Elaboración propia a partir de datos de Cambridge Econometrics.

De cualquier manera conviene no olvidar que este tipo de análisis podría resultar sensible al nivel de desagregación territorial adoptado, toda vez que el número de regiones NUTS2 que integran cada país varía considerablemente. Al respecto, el ejemplo de Irlanda resulta ilustrativo. En este país el nivel NUTS2 incluye a partir de la nueva división territorial de la segunda mitad de los noventa únicamente dos regiones: Southern and Eastern y Border, Midland and Western. Pues bien, Irlanda presenta en términos relativos el mayor incremento de la desigualdad interregional en toda la Unión

Europea en el período analizado¹⁴. Sin embargo, este país presentaba en 1977 el nivel de desigualdad regional considerablemente más reducido de la UE y, a pesar del importante aumento experimentado, en 1999 $T_g(1)$ sigue situándose por debajo de la media comunitaria.

Cuadro 6 (continuación): Desigualdad interregional por países.

Año	Holanda	Austria	Portugal	Finlandia	Suecia	R. Unido
1977	0,0104	0,0103	0,0155	0,0075	0,0030	0,0037
1978	0,0079	0,0113	0,0145	0,0073	0,0031	0,0041
1979	0,0078	0,0100	0,0136	0,0066	0,0032	0,0048
1980	0,0093	0,0101	0,0128	0,0059	0,0033	0,0047
1981	0,0131	0,0108	0,0130	0,0061	0,0034	0,0049
1982	0,0117	0,0107	0,0129	0,0063	0,0035	0,0042
1983	0,0120	0,0105	0,0119	0,0068	0,0036	0,0044
1984	0,0137	0,0107	0,0113	0,0072	0,0038	0,0047
1985	0,0154	0,0115	0,0108	0,0080	0,0039	0,0047
1986	0,0072	0,0115	0,0154	0,0096	0,0044	0,0049
1987	0,0038	0,0125	0,0189	0,0077	0,0044	0,0051
1988	0,0034	0,0146	0,0097	0,0063	0,0044	0,0053
1989	0,0028	0,0140	0,0099	0,0059	0,0045	0,0053
1990	0,0026	0,0140	0,0106	0,0065	0,0045	0,0055
1991	0,0032	0,0143	0,0116	0,0071	0,0051	0,0051
1992	0,0029	0,0143	0,0092	0,0065	0,0049	0,0053
1993	0,0030	0,0148	0,0093	0,0069	0,0059	0,0053
1994	0,0026	0,0129	0,0083	0,0074	0,0051	0,0056
1995	0,0028	0,0137	0,0076	0,0067	0,0050	0,0056
1996	0,0032	0,0132	0,0074	0,0090	0,0053	0,0059
1997	0,0032	0,0129	0,0075	0,0089	0,0052	0,0065
1998	0,0031	0,0129	0,0075	0,0101	0,0050	0,0069
1999	0,0031	0,0131	0,0076	0,0106	0,0050	0,0074

Fuente: Elaboración propia a partir de datos de Cambridge Econometrics.

En cualquier caso, el cuadro 6 pone de manifiesto que en la mayor parte de los países analizados las disparidades regionales han aumentado a lo largo del período 1977-1999. En concreto, y al margen del caso irlandés, destaca el importante incremento experimentado por el Reino Unido y Suecia, cuyos correspondientes índices han aumentado en un 100 y en un 67 por 100 respectivamente. Por su parte, España, Alemania y Finlandia también presentan aumentos significativos, si bien de menor cuantía que en los casos anteriores. A pesar de estos resultados, ninguno de los países citados presenta niveles de desigualdad interna superiores a la media comunitaria¹⁵. Por

¹⁴ La explicación de este hecho está relacionada con el buen comportamiento experimentado por Southern and Western, donde se localizan los principales núcleos urbanos del país, en relación con Border, Midland and Western.

¹⁵ La única excepción es Finlandia, si bien se sitúa prácticamente en la media europea. Recuérdese asimismo que se han excluido del análisis los nuevos *Länder* alemanes.

su parte, Francia, Austria, Bélgica e Italia constituyen un segundo grupo de países donde los incrementos de la desigualdad interregional han sido más moderados, situándose los aumentos de los correspondientes índices en torno al 20 por 100 (con la excepción de Italia, donde $T_g(l)$ apenas creció un 5 por 100). Sin embargo, estos países exhiben en todos los casos niveles de desigualdad interna superiores a la media europea, siendo especialmente llamativa a este respecto la situación de Italia.

Asimismo, las disparidades regionales han disminuido en Grecia, Portugal y Holanda. Esta información permite matizar las conclusiones apuntadas a partir del análisis de los resultados del cuadro 5, ya que el aumento de las distancias entre las regiones ricas y pobres parece no haber tenido lugar en Portugal y Grecia. Ahora bien, es posible reinterpretar estos teniendo en cuenta que Portugal y especialmente Grecia, no han experimentado como promedio fuertes tasas de crecimiento durante el período 1977-1999.

En cualquier caso, y sin ánimo alguno de exhaustividad, el análisis efectuado permite resaltar la ausencia de niveles de desigualdad internos similares entre los países comunitarios que permitan pensar en la posible existencia de una pauta común extensible a la totalidad de la UE. En consecuencia, este resultado vuelve a poner de manifiesto una vez más la importancia de las especificidades nacionales en la evolución de las disparidades regionales en el ámbito europeo.

El análisis efectuado hasta el momento en esta sección plantea en principio una serie de implicaciones que pueden ser de gran importancia para el diseño de la política regional comunitaria. Así, el hecho de que la desigualdad externa continúe explicando en 1999 la mayor parte de la desigualdad total, sugiere la necesidad de diseñar de manera centralizada políticas destinadas al desarrollo de aquellos países cuya renta por habitante se sitúa por debajo de la media comunitaria. Adicionalmente, este resultado respaldaría la existencia de algún mecanismo de transferencias entre países que tienda a reducir la desigualdad existente entre los mismos. Estas conclusiones se ven reforzadas toda vez que Portugal, Grecia y la práctica totalidad de España poseen niveles de renta por habitante inferiores a los más bajos registrados en el resto de los países comunitarios.

Sin embargo, hemos detectado adicionalmente que la desigualdad interna ha ido aumentando su importancia relativa a lo largo del período analizado. En consecuencia, las políticas de corrección de desequilibrios entre países tendrán un alcance limitado. En

esta situación resultaría necesario asimismo diseñar políticas de redistribución específicas dentro de cada país, lo que exige analizar previamente la importancia de las disparidades regionales en cada uno de los estados miembros.

Con el fin de completar los resultados anteriores a continuación vamos a dedicar nuestra atención al análisis de uno de los hechos más documentados por la literatura que ha examinado la evolución de las disparidades regionales en el entorno europeo: la existencia de una dicotomía *núcleo-periferia*, o bien *Norte-Sur*¹⁶. Teniendo esto presente, se va a examinar la posible existencia de agrupaciones regionales en un ámbito geográfico supranacional. De hecho, en una Europa más integrada donde teóricamente las fronteras entre los estados miembros tienden a perder importancia y las regiones interactúan directamente unas con otras, sería de esperar que la dimensión nacional perdiera importancia a favor de nuevas agrupaciones espaciales.

Cuadro 7: Descomposición de la desigualdad regional por áreas geográficas.

Año	Des. Total	%	Externa	%	Interna	%
1977	0,0322	100	0,0158	49,16	0,0164	50,84
1978	0,0310	100	0,0165	53,31	0,0145	46,69
1979	0,0299	100	0,0158	52,76	0,0141	47,24
1980	0,0261	100	0,0118	45,09	0,0144	54,91
1981	0,0265	100	0,0116	43,97	0,0148	56,03
1982	0,0266	100	0,0118	44,27	0,0148	55,73
1983	0,0264	100	0,0117	44,23	0,0147	55,77
1984	0,0271	100	0,0118	43,52	0,0153	56,48
1985	0,0276	100	0,0122	44,24	0,0154	55,76
1986	0,0275	100	0,0123	44,72	0,0152	55,28
1987	0,0265	100	0,0115	43,51	0,0150	56,49
1988	0,0254	100	0,0112	44,17	0,0142	55,83
1989	0,0253	100	0,0108	42,86	0,0145	57,14
1990	0,0253	100	0,0105	41,53	0,0148	58,47
1991	0,0257	100	0,0103	40,27	0,0153	59,73
1992	0,0258	100	0,0105	40,52	0,0154	59,48
1993	0,0252	100	0,0105	41,68	0,0147	58,32
1994	0,0252	100	0,0108	42,78	0,0144	57,22
1995	0,0250	100	0,0107	42,56	0,0144	57,44
1996	0,0248	100	0,0107	43,22	0,0141	56,78
1997	0,0242	100	0,0103	42,38	0,0140	57,62
1998	0,0250	100	0,0105	42,00	0,0145	58,00
1999	0,0254	100	0,0104	40,87	0,0150	59,13

Fuente: Elaboración propia a partir de datos de Cambridge Econometrics.

¹⁶ Se han llevado a cabo numerosos trabajos que analizan esta cuestión en detalle. Los resultados obtenidos varían en función del período analizado y la metodología empleada. Véase, por ejemplo, Fingleton *et al.* (1996).

Para analizar esta cuestión hemos adoptado una clasificación alternativa de las regiones europeas que permite introducir nuevos matices en la distinción tradicional núcleo-periferia o Norte-Sur. Así, de acuerdo con los criterios establecidos por Copus (1999), en una primera fase hemos clasificado la totalidad de las regiones consideradas en función de su situación geográfica en *centrales*, *intermedias* y *periféricas*. Posteriormente hemos dividido a las regiones periféricas en dos agrupaciones adicionales: *periferia Norte* y *periferia Sur*.

Cuadro 8: Desigualdad interregional por áreas geográficas.

Año	Centro	Sur	Norte	Intermedias
1977	0,0124	0,0445	0,0177	0,0119
1978	0,0122	0,0290	0,0167	0,0121
1979	0,0125	0,0263	0,0170	0,0115
1980	0,0133	0,0206	0,0208	0,0121
1981	0,0143	0,0199	0,0205	0,0125
1982	0,0150	0,0208	0,0195	0,0117
1983	0,0152	0,0214	0,0183	0,0113
1984	0,0152	0,0235	0,0190	0,0118
1985	0,0154	0,0236	0,0182	0,0121
1986	0,0149	0,0253	0,0191	0,0112
1987	0,0140	0,0264	0,0198	0,0108
1988	0,0134	0,0232	0,0194	0,0107
1989	0,0137	0,0237	0,0202	0,0107
1990	0,0142	0,0236	0,0198	0,0111
1991	0,0155	0,0236	0,0164	0,0119
1992	0,0156	0,0236	0,0143	0,0122
1993	0,0147	0,0234	0,0137	0,0117
1994	0,0142	0,0242	0,0128	0,0113
1995	0,0139	0,0246	0,0128	0,0115
1996	0,0132	0,0240	0,0132	0,0115
1997	0,0130	0,0241	0,0141	0,0112
1998	0,0130	0,0275	0,0153	0,0111
1999	0,0131	0,0299	0,0162	0,0111

Fuente: Elaboración propia a partir de datos de Cambridge Econometrics.

El cuadro 7 ofrece la descomposición de $T(1)$ de acuerdo con este criterio de agregación. En 1977 la desigualdad externa se situaba en 0,0158 mientras que en 1999 ha disminuido hasta 0,0104. Por su parte, la desigualdad interna ha permanecido prácticamente constante en el mismo período, pasando de 0,0164 a 0,0150. Estos resultados ponen de manifiesto que la mayor parte de la desigualdad total es atribuible al componente intragrupos, cuya importancia relativa ha aumentado en un 10 por 100 en el período analizado. La comparación de estas cifras con las proporcionadas por el cuadro 5 sugiere que, en contra de lo que cabría esperar, a medida que se ha

intensificado el proceso de integración en curso en Europa, la dimensión nacional ha ganado importancia con respecto a las posibles agrupaciones regionales en ámbitos geográficos supranacionales. En consecuencia, estos resultados respaldan en principio la importancia de los países como unidades geográficas de referencia a tener en cuenta en el diseño de las estrategias de la política regional comunitaria frente a posibles agrupaciones alternativas basadas en la dicotomía núcleo-periferia o Norte-Sur.

Por su parte, el cuadro 8 presenta la evolución de los índices de desigualdad internos para cada uno de las cuatro agrupaciones consideradas. Destaca la importante reducción de la desigualdad entre las regiones de la periferia Sur de la Unión Europea, aún cuando su nivel de desigualdad interna se sitúa considerablemente por encima de la media comunitaria. En el resto de agrupaciones consideradas, las disparidades, si bien son de menor importancia que en el caso anterior, se han mantenido prácticamente constantes a lo largo del período analizado.

4.3 Desigualdad y nivel de desarrollo

A continuación, abandonando los criterios político-administrativos, clasificaremos a las regiones europeas en función de su nivel de renta por habitante. De esta forma tratamos de arrojar algo de luz sobre la idea de la “Europa de las dos velocidades,..”. Los resultados obtenidos nos permitirán determinar si la reducción de desigualdad al principio del período considerado y el estancamiento posterior se han producido en la totalidad de la UE, con independencia de los niveles regionales de renta por habitante. Asimismo, este análisis nos permitirá examinar si la brecha entre las regiones más y menos desarrolladas ha disminuido en el tiempo o por el contrario ha tendido a aumentar.

Sin embargo, el ejercicio que pretendemos llevar a cabo requiere la adopción de algún criterio de clasificación arbitrario. Ante esta situación hemos optado por efectuar una primera partición que permite agrupar a las regiones europeas en tres grupos en función de su nivel de desarrollo: *regiones pobres* (aquellas regiones cuya renta por habitante ha sido inferior a la media comunitaria a lo largo de los veintitrés años considerados), *regiones ricas* (aquellas regiones que han disfrutado de una renta por habitante superior a la media comunitaria en todos los años que integran la muestra) y *regiones medias* (el resto de las regiones, es decir, aquellas que entre 1977 y 1999 se han situado en términos de renta por habitante tanto por encima como por debajo de la

media europea dependiendo del año considerado). Resulta interesante comprobar como, de acuerdo con este criterio, prácticamente la mitad de las regiones (95) son clasificadas como pobres y, por tanto, tienen una renta por habitante inferior a la media comunitaria en todos los años considerados. Las regiones clasificadas como ricas son 68, mientras que únicamente 34 son catalogadas como medias. Estas cifras parecen sugerir la posible existencia de una importante fractura en la distribución regional de la renta por habitante en la Unión Europea entre 1977 y 1999.

Cuadro 9: Descomposición de la desigualdad regional por nivel de desarrollo.

Año	Des. Total	%	Externa	%	Interna	%
1977	0,0322	100	0,0204	63,48	0,0117	36,52
1978	0,0310	100	0,0207	66,88	0,0103	33,12
1979	0,0299	100	0,0206	68,87	0,0093	31,13
1980	0,0261	100	0,0180	68,76	0,0082	31,24
1981	0,0265	100	0,0179	67,49	0,0086	32,51
1982	0,0266	100	0,0173	65,05	0,0093	34,95
1983	0,0264	100	0,0167	63,46	0,0096	36,54
1984	0,0271	100	0,0172	63,32	0,0099	36,68
1985	0,0276	100	0,0176	63,68	0,0100	36,32
1986	0,0275	100	0,0173	62,79	0,0102	37,21
1987	0,0265	100	0,0163	61,40	0,0102	38,60
1988	0,0254	100	0,0158	62,09	0,0096	37,91
1989	0,0253	100	0,0155	61,41	0,0098	38,59
1990	0,0253	100	0,0156	61,73	0,0097	38,27
1991	0,0257	100	0,0161	62,92	0,0095	37,08
1992	0,0258	100	0,0163	63,17	0,0095	36,83
1993	0,0252	100	0,0157	62,27	0,0095	37,73
1994	0,0252	100	0,0155	61,49	0,0097	38,51
1995	0,0250	100	0,0154	61,55	0,0096	38,45
1996	0,0248	100	0,0151	61,12	0,0096	38,88
1997	0,0242	100	0,0145	59,92	0,0097	40,08
1998	0,0250	100	0,0145	57,77	0,0106	42,23
1999	0,0254	100	0,0140	55,10	0,0114	44,90

Fuente: Elaboración propia a partir de datos de Cambridge Econometrics.

Los cuadros 9 y 10 ofrecen los resultados obtenidos al descomponer $T(1)$ cuando el criterio de agregación define un umbral de renta por habitante. La desigualdad externa se situaba en 1977 en 0,0204, mientras que en 1999 ha disminuido hasta 0,0140, lo que sugiere que ha tenido lugar un proceso de convergencia entre las tres agrupaciones consideradas.

Cuadro 10: Desigualdad interregional en función del nivel de desarrollo.

Año	Medias	Ricas	Pobres
1977	0,0022	0,0054	0,0323
1978	0,0017	0,0054	0,0262
1979	0,0017	0,0048	0,0233
1980	0,0016	0,0055	0,0176
1981	0,0021	0,0061	0,0173
1982	0,0029	0,0065	0,0186
1983	0,0026	0,0068	0,0192
1984	0,0026	0,0068	0,0206
1985	0,0024	0,0070	0,0207
1986	0,0022	0,0067	0,0223
1987	0,0020	0,0066	0,0226
1988	0,0020	0,0064	0,0200
1989	0,0021	0,0067	0,0199
1990	0,0022	0,0068	0,0194
1991	0,0018	0,0069	0,0187
1992	0,0017	0,0069	0,0187
1993	0,0016	0,0068	0,0189
1994	0,0016	0,0067	0,0199
1995	0,0016	0,0065	0,0200
1996	0,0017	0,0065	0,0199
1997	0,0017	0,0065	0,0200
1998	0,0020	0,0067	0,0229
1999	0,0022	0,0072	0,0250

Fuente: Elaboración propia a partir de datos de Cambridge Econometrics.

Por su parte, la desigualdad interna ha permanecido prácticamente constante a lo largo del período analizado. Los resultados obtenidos en términos relativos son semejantes a los alcanzados al clasificar a las regiones por países. Así, el componente intergrupos explica la mayor parte de la desigualdad total computada por $T(1)$. Aún cuando la importancia relativa de la desigualdad externa se ha reducido en un 9 por 100 a lo largo del intervalo considerado, en 1999 todavía representa el 55 por 100 de la desigualdad agregada. Obviamente, de forma paralela, el peso relativo del componente intragrupos ha aumentado hasta situarse en el 45 por 100 en 1999. De esta forma, la eliminación de la desigualdad interna permitiría reducir la desigualdad agregada alrededor de un 45 por 100 a finales de la década de los noventa, lo que muestra que las disparidades entre las regiones ricas y pobres son ciertamente relevantes.

La evolución de los índices de desigualdad internos permite analizar con mayor detalle algunos de los aspectos destacados anteriormente. Así, las regiones ricas han visto aumentar su nivel de desigualdad de forma prácticamente continuada a lo largo del período. Por su parte, las regiones pobres han experimentado en términos globales una disminución de las disparidades regionales entre 1977 y 1999 que ha sido especialmente

intensa hasta comienzos de la década de los noventa, sin que el ligero aumento de la dispersión en el período posterior logre compensarlo. En cualquier caso, este grupo presenta un nivel de desigualdad interna considerablemente superior a la media comunitaria. Por su parte, en las regiones medias se aprecia un mantenimiento de las disparidades regionales. Por último, las regiones ricas presentan un aumento importante de la desigualdad en el período analizado. En consecuencia, aquellas regiones situadas en el extremo superior de la distribución parecen haber seguido una evolución diferenciada del resto.

5. Conclusiones

En este trabajo se ha examinado la evolución de la desigualdad regional en renta por habitante registrada en la UE entre 1977 y 1999. Los resultados obtenidos, a partir del cálculo de diferentes indicadores utilizados habitualmente en el análisis dinámico de la distribución personal de la renta, muestran una disminución moderada de la desigualdad regional a lo largo del período considerado. En concreto, la mayor parte de este descenso ha tenido lugar durante los últimos años setenta, detectándose un cierto estancamiento en las dos últimas décadas. Asimismo, nuestro análisis sugiere que la reducción de las disparidades regionales se ha concentrado fundamentalmente en las regiones que disfrutaban de un nivel de renta por habitante medio-alto, mientras que la situación relativa de las regiones con niveles reducidos de renta por habitante ha empeorado.

La descomponibilidad por subgrupos de población pone de manifiesto, entre otros aspectos, que la mayor parte de la desigualdad global observada se debe a diferencias entre países, a pesar del protagonismo creciente de la desigualdad interna. De hecho, a lo largo del período analizado hemos detectado una disminución del componente intergrupos del índice que ha coincidido en el tiempo con un aumento del componente intragrupos. Estos resultados parecen sugerir la necesidad de conjugar en el diseño de la política regional comunitaria medidas activas destinadas al desarrollo de aquellos países cuya renta por habitante se sitúa por debajo de la media europea (por ejemplo, mediante el establecimiento de algún mecanismo de transferencias entre países), con políticas de distribución específicas dentro de cada país, lo que exige

analizar con detalle previamente la importancia y la evolución de las disparidades regionales en cada uno de los estados miembros.

Asimismo, al examinar el comportamiento diferenciado de las regiones en función de su grado de desarrollo, se observa que si el criterio de agregación se basa en el nivel regional de renta por habitante, únicamente el grupo integrado por las regiones menos desarrolladas ha experimentado una disminución de la desigualdad interna a lo largo de la totalidad del período analizado. En consecuencia, la evidencia empírica aportada en este trabajo sugiere que el mantenimiento de las disparidades regionales observado a nivel agregado, a lo largo de las dos últimas décadas, se debe fundamentalmente al comportamiento de las regiones de renta media y alta.

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 directamente con la extensión temporal de las bases de datos regionales existentes en el ámbito europeo. Si bien en este trabajo se ha 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 la evolución de las disparidades regionales. Asimismo, tal y como ha quedado de manifiesto en las páginas precedentes, la desigualdad regional en la UE es un fenómeno complejo y multidimensional, consecuencia de diferentes procesos económicos, cuyo examen exigiría un estudio en profundidad más allá del análisis agregado convencional.

Referencias

- AHLUWALIA, M. S. (1976): "Income distribution and development: Some stylized facts,,," *American Economic Review* 66, 128-135.
- AMOS, O. M. (1988): "Unbalanced regional growth and regional income inequality in the latter stages of development,,," *Regional Science and Urban Economics* 18, 549-566.
- ANAND, S. y KANBUR, S. (1984): "Inequality and development: A reconsideration,,," en H. P. Nissen (Ed.): *Towards income distribution policies*, Book Series 3. EADI, Tilbury.
- ARMSTRONG, H. W. (1995): "Convergence among Regions of the European Union 1950-1990,,," *Papers in Regional Science* 74, 125-142.

- ARMSTRONG, H. W. (2002): “European Union Regional Policy: Reconciling the Convergence,,,” 231-272, en J.R. Cuadrado-Roura y M. Parellada (Eds.), *Regional Convergence in the European Union: Facts, Prospects and Policies*. Springer-Verlag, Berlin.
- ATKINSON, A. B. (1970): “On the measurement of inequality,,,” *Journal of Economic Theory* 3, 244-263.
- BARRO, R. y SALA-I-MARTIN, X. (1991): “Convergence across States and Regions,,,” *Brooking Papers on Economic Activity* 1, 107-182.
- BARRO, R. y SALA-I-MARTIN, X. (1992): “Convergence,,,” *Journal of Political Economy* 100, 407-443.
- BAUMOL, W. (1986): “Productivity Growth, Convergence and Welfare: What the Long-Run Data show,,,” *American Economic Review* 76 (5), 1072-1085.
- BOURGUIGNON, F. (1979): “Decomposable Income Inequality Measures,,,” *Econometrica* 47, 901-920.
- CHAKRAVARTY, S. R. (1990): *Ethical Social Index Numbers*. Springer Verlag, Berlín.
- COPUS, A. (1999): “A New peripherality Index for the NUTS III Regions of the European Union,,,” ERDF/FEDER Study 98/00/27/130, Comisión Europea.
- COWELL, F. (1980): “On the Structure of Additive Inequality Measures,,,” *Review of Economic Studies* 47, 521-531.
- COWELL, F. (1995): *Measuring Inequality*, 2nd Edition. LSE Handbooks in Economics, Prentice Hall, Londres.
- EMERSON, M., GROS, D., ITALIANER, A., PISANI-FERRY, J. y REICHENBACH, H. (1992): *One market, one money*, Oxford University Press, Oxford.
- ESTEBAN, J. (1994): “La desigualdad interregional en Europa y en España: descripción y análisis,,,” en *Crecimiento y convergencia regional en España y Europa*, vol. 2. Instituto de Análisis Económico-CSIC y Fundación de Economía Analítica, Barcelona.
- ESTEBAN, J. (1996): “Desigualdad y polarización. Una aplicación a la distribución interprovincial de la renta en España,,,” *Revista de Economía Aplicada* 4 (11), 5-26.
- ESTEBAN, J. (2000): “Un análisis de la polarización de la renta provincial en España, 1955-1993,,,” *Moneda y Crédito* 211, 11-50.

- EZCURRA, R. (2002): “Desigualdad regional en la Unión Europea,,,” Departamento de Economía, Universidad Pública de Navarra, mimeo.
- FINGLETON, B., LEWNEY, R. y PINELLI, D. (1996): “Regional Growth and Convergence,,,” *The Single Market Review*, subseries VI, vol. 1. Kogan Page-Earthscan, Londres.
- FOSTER, J. (1983): “An Axiomatic Characterization of the Theil Measure of Income Inequality,,,” *Journal of Economic Theory* 31, 105-121.
- FUJITA, M., KRUGMAN, P. y VENABLES, A. (1999): *The Spatial Economy*, MIT Press, Cambridge.
- GOERLICH, F. J. (1998): “Desigualdad, diversidad y convergencia: (Algunos) instrumentos de medida,,,” *Monografía* , IVIE,.
- KRUGMAN, P. (1991): “Increasing returns and economic geography,,,” *Journal of Political Economy* 99 (3), 483-499.
- 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), 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.
- MANKIW, G., ROMER, P. y WEIL, D. (1992): “A contribution to the empirics of economic growth,,,” *Quarterly Journal of Economics*, 107 (2), 407-437.
- QUAH, D. (1996): “Twin Peaks: Growth and convergence in models of distribution dynamics,,,” *Economic Journal* 106 (437), 1045-1055.
- QUAH, D. (1997): “Empirics for growth and distribution: Stratification, polarization and convergence clubs,,,” *Journal of Economic Growth* 2, 27-59.
- RAM, R. (1992): “Interstate income inequality in the United States: Measurement, modelling and some characteristics”, *Review of Income and Wealth* 38, 39-48.
- RAM, R. (1995): “Economic development and income inequality: An overlooked regression constraint,,,” *Economic Development and Cultural Change* 43, 425-434.
- RUIZ-CASTILLO, J. (1987): *La medición de la pobreza y la desigualdad en España 1980-1981*. Estudios Económicos 42, Banco de España, Madrid.
- SALA-I-MARTIN, X. (1996): “Regional Cohesion: Evidence and Theories of Regional Growth and Convergence,,,” *European Economic Review* 40, 1325-1352.

- SHORROCKS, A. F. (1980): "The Class of Additively Decomposable Inequality Measures,,," *Econometrica* 48, 613-625
- SHORROCKS, A. F. (1984): "Inequality decomposition by population subgroups,,," *Econometrica* 63, 1225-1230.
- THEIL, H. (1967): *Economics and Information Theory*. North Holland, Amsterdam.
- TERRASI, M. (2002): "National and Spatial Factors in EU Regional Convergence,,," 185-209, en J.R. Cuadrado-Roura y M. Parellada (Eds.), *Regional Convergence in the European Union: Facts, Prospects and Policies*. Springer-Verlag, Berlin.
- THERKILDSEN, O. (1981): "The Relationship between Economic Growth and Regional Inequality: A Critical Re-Appraisal,,," en W. Buhr y P. Friedrich (Eds.): *Regional development under stagnation*. Nomos, Baden-Baden.

Anexo:

Cuadro A1: Relación entre la desigualdad regional y la variable tiempo (I).

Indices	$T(0)$		$T(1)$		$CV_w(x)^2$	
	[A1.1]	[A1.2]	[A1.3]	[A1.4]	[A1.5]	[A1.6]
β_0	0,8138E-02 ^c (14,035)	0,0129 ^c (25,307)	0,8621E-04 ^c (15,775)	0,0136 ^c (26,304)	0,0436 ^c (11,763)	0,0728 ^c (20,628)
β_1	-0,3058E-04 (-0,121)	-0,323E-04 (-0,156)	-0,8680E-04 (-0,289)	-0,5144E-04 (-0,754)	-0,0003 (-0,166)	-0,0002 (-0,174)
β_2	0,3169E-05 (0,368)	0,3275E-05 (0,473)	0,4975E-05 (0,524)	0,3481E-05 (1,261)	0,13334E-4 (0,213)	0,1078E-04 (0,227)
F	0,84	16,26 ^c	0,95	17,25 ^c	0,05	8,54 ^c
\bar{R}^2	-0,0011	0,4284	-0,0004	0,4301	-0,0067	0,2702
Observaciones	286	286	286	286	286	286

Nota: Los números entre paréntesis se refieren al estadístico t-Student. ^a Estadísticamente significativo al 10 por 100. ^b Estadísticamente significativo al 10 por 100. ^c Estadísticamente significativo al 1 por 100.

Las regresiones [A1.2], [A1.4] y [A4.6] incorporan variables ficticias nacionales.

Fuente: Elaboración propia a partir de datos de Cambridge Econometrics.

Cuadro A2: Relación entre la desigualdad regional y la variable tiempo (II).

Indíces	A(0.5)		A(2)		A(20)	
	[A2.1]	[A2.2]	[A2.3]	[A2.4]	[A2.5]	[A2.6]
V. Explicativas						
β_0	0,0101 ^c (13,145)	0,0169 ^c (23,943)	0,0384 ^c (14,354)	0,0629 ^c (26,414)	0,2230 ^c (24,307)	0,2685 ^c (34,509)
β_1	-0,4039E-04 (-0,101)	-0,3179E-04 (-0,111)	-0,1220E-03 (-0,091)	-0,1100E-03 (-0,114)	-0,0044 (-1,035)	-0,0044 (-1,427)
β_2	0,2724E-05 (0,211)	0,2394E-05 (0,251)	0,1131E-04 (0,257)	0,1075E-04 (0,335)	0,0002 (1,418)	0,0002 ^a (1,956)
\bar{R}^2	-0,0057	0,3467	-0,0041	0,4055	0,0125	0,4568
Observaciones	286	286	286	286	286	286

Nota: Los números entre paréntesis se refieren al estadístico t-Student. ^a Estadísticamente significativo al 10 por 100. ^b Estadísticamente significativo al 10 por 100. ^c Estadísticamente significativo al 1 por 100.

Las regresiones [A2.2], [A2.4] y [A4.6] incorporan variables ficticias nacionales.

Fuente: Elaboración propia a partir de datos de Cambridge Econometrics.