

Disparidades espaciales en la Unión Europea: aspectos nacionales y sectoriales*

Juan Miguel Benito y Roberto Ezcurra

RESUMEN: En este trabajo se examina la dinámica de la distribución regional del producto por empleado en la Unión Europea entre 1977 y 1999 a partir de técnicas de estimación no paramétricas. Asimismo, se analiza cuál ha sido la contribución regional y sectorial a la convergencia en productividad observada en el ámbito europeo a lo largo del período contemplado. Para ello se utiliza una metodología novedosa que combina una formulación alternativa del análisis *shift-share* con diversos resultados procedentes de la literatura dedicada al estudio de la distribución personal de la renta. La evidencia empírica aportada sugiere que la desigualdad regional en productividad en la Unión Europea está estrechamente relacionada con la existencia de diferencias intrínsecas entre regiones. En cualquier caso, los resultados obtenidos también ponen de manifiesto el importante papel desempeñado por el componente nacional a la hora de explicar los desequilibrios territoriales observados. Adicionalmente, las conclusiones alcanzadas permiten respaldar la relevancia teórica de los modelos de crecimiento unisectoriales a la hora de explicar las disparidades regionales en renta por habitante en el ámbito europeo.

Clasificación JEL: R10; R11; R58.

Palabras clave: disparidades espaciales, productividad, UE.

Spatial disparities in the European Union: national and sectoral elements

ABSTRACT: This paper applies non-parametric techniques to examine the evolution of the entire distribution of regional productivity in the European Union between 1977 and 1999. In addition, we study the importance of the respective roles played by regional and sectoral factors in the convergence of productivity observed in the European context. To achieve this aim, we consider a new methodology involving a modification of conventional shift-share analysis and various results reported in the litera-

* Los autores agradecen las sugerencias y comentarios realizados en diversas fases del trabajo por Pedro Pascual y Manuel Rapún. En cualquier caso, los posibles errores y omisiones son únicamente responsabilidad de los autores.

Dirección para correspondencia: Departamento de Economía. Universidad Pública de Navarra. Campus de Arrosadía, s/n. 31006 Pamplona. E-mails: jon.benito@unavarra.es y roberto.ezcurra@unavarra.es

Recibido: 9 de diciembre de 2003/Aceptado: 21 de mayo de 2004.

ture on personal income distribution. The empirical evidence provided suggests that regional inequality in productivity in the European Union is closely linked to intrinsic differences between regions. Likewise, the analyses developed reveal the major role played by the national component in the explanation of regional disparities in product per worker in the European context. Our findings also support the relevance of one-sector growth models for analysing regional disparities in per capita income.

JEL classification: R10; R11; R58.

Key words: spatial disparities, productivity, EU.

1. Introducción

A lo largo de los últimos años se han llevado a cabo numerosos trabajos que analizan desde diferentes perspectivas los desequilibrios territoriales observados en el seno de la Unión Europea (UE)¹. El interés suscitado por esta cuestión obedece a diversas razones. Por una parte hay que mencionar el importante desarrollo experimentado por la teoría del crecimiento económico durante las últimas dos décadas, coincidiendo con la aparición a mediados de los años ochenta de los modelos de crecimiento endógeno. Asimismo, este tipo de análisis tiene especial relevancia en el marco del proceso de integración europea, toda vez que el logro de la cohesión económica y social constituye uno de los principios básicos que han orientado el desarrollo de la Unión, fundamentalmente a partir de la aprobación del Acta Única y del Tratado de Maastricht².

En este contexto, Esteban (1994) ha puesto de manifiesto que las disparidades espaciales en productividad son el principal factor explicativo de la desigualdad regional en renta por habitante observada en el ámbito europeo³. Por lo tanto, parece evidente que el estudio de la distribución regional del producto por empleado y la identificación de las causas generadoras de las diferencias espaciales en productividad constituye un procedimiento adecuado, que nos permitirá profundizar en el análisis de las disparidades regionales en renta por habitante en la UE. Precisamente al examen de estas cuestiones está dedicado el presente trabajo.

Una posible explicación de la desigualdad regional en productividad estaría relacionada con la existencia de diferencias relativamente importantes en el producto por empleado entre los diversos sectores⁴. De esta manera, la persistencia a lo largo del tiempo

¹ Una revisión de los principales resultados alcanzados por esta literatura puede encontrarse en Armstrong (2002) o Terrasi (2002).

² Véase, por ejemplo, los artículos 2 y 158 del Tratado de Maastricht.

³ A diferencia del caso europeo, Browne (1989) y Carlino (1992) señalan que la mayor parte de las disparidades regionales en renta por habitante en los Estados Unidos pueden ser atribuidas a las diferencias regionales en las tasas de desempleo.

⁴ En la literatura tradicional sobre convergencia económica a menudo se opta por incluir variables estructurales en la ecuación de convergencia relacionadas con la composición sectorial del empleo y/o del producto (Barro y Sala-i-Martin, 1991). Al respecto, véase Paci y Pigliaru (1997, 1999).

de niveles significativos de desigualdad regional en productividad podría ser perfectamente compatible con procesos de convergencia regional en el valor añadido por empleado en cada uno de los diferentes sectores⁵. Es decir, de acuerdo con este argumento, las diferencias regionales en renta por habitante podrían deberse esencialmente a la distinta composición sectorial de la actividad productiva en las regiones de la UE. De hecho, tal y como señala la Comisión Europea (1999), las regiones especializadas en sectores dinámicos y en expansión tienden a obtener mejores resultados en términos de renta por habitante. Por su parte, la estructura sectorial de cada región obedecería en principio a la posible existencia de algún tipo de ventaja comparativa relacionada con su localización o bien sería simplemente el resultado de un accidente histórico.

Alternativamente, podría darse el caso de que las disparidades en productividad estuvieran relacionadas con diferencias intrínsecas entre regiones. De acuerdo con esta explicación, los principales determinantes de la desigualdad regional en productividad serían aquellos factores de carácter agregado que inciden de manera uniforme sobre la productividad de los distintos sectores, tales como las dotaciones de infraestructuras, capital humano o I+D.

En este contexto, el presente trabajo tiene dos objetivos principales. En primer lugar, se pretende analizar, a partir de diferentes enfoques, la distribución regional del producto por empleado en el seno de la UE. Adicionalmente, también se examina cuál ha sido la contribución regional y sectorial a la convergencia en productividad en el ámbito europeo. Con ello se persigue aportar elementos complementarios sobre la naturaleza de la desigualdad regional, a fin de obtener algún tipo de inferencia que pudiera ser aplicable en el diseño de la política regional comunitaria, en relación con los instrumentos a emplear para aumentar la productividad de las regiones más atrasadas. Conviene señalar además que los resultados que se obtengan permitirán examinar la relevancia teórica de los modelos de crecimiento unisectoriales a la hora de explicar las disparidades regionales en renta por habitante.

La mayor parte de los trabajos que han analizado las disparidades regionales en productividad en el ámbito europeo han aplicado los conceptos de *convergencia sigma* y *convergencia beta* introducidos por Barro y Sala-i-Martin (1991). Sin embargo, tal y como ha señalado Quah (1993, 1996a, 1997) reiteradamente, este enfoque, al margen de los problemas econométricos que plantea, no refleja adecuadamente una serie de circunstancias potencialmente interesantes relacionadas con la dinámica de la distribución objeto de estudio. Con el fin de superar estas limitaciones del análisis de convergencia convencional, en este trabajo hemos optado por examinar la dinámica del conjunto de la distribución regional del producto por empleado a partir de la información proporcionada por una serie de instrumentos popularizados por Quah (1996a, 1997). Asimismo, hemos utilizado una metodología novedosa que combina una formulación alternativa del análisis *shift-share* tradicional con diversos resultados procedentes de la literatura dedicada al estudio de la distribución personal de la renta. Ello nos permitirá estudiar el origen de las disparidades regionales en productividad observadas en la UE.

⁵ De hecho, Paci (1997) observa la existencia de convergencia en 109 regiones europeas en los sectores secundario y terciario a lo largo del período 1980-1990.

La información estadística utilizada en la realización de este trabajo procede de la base regional de Cambridge Econometrics. Ello nos ha permitido disponer de datos desagregados sectorialmente de valor añadido a precios de mercado y empleo correspondientes a 197 regiones NUTS2 a lo largo del periodo comprendido entre 1977 y 1999⁶.

El contenido de este trabajo se desarrolla del siguiente modo. En la siguiente sección se aborda el estudio de la dinámica de la distribución regional del producto por empleado en la UE entre 1977 y 1999. A continuación, la sección 3 examina las causas de los desequilibrios territoriales en productividad observados. Por último, en la sección 4 se recogen las conclusiones más relevantes.

2. La dinámica de la distribución regional del producto por empleado

En esta sección se analiza a partir de diferentes enfoques complementarios la distribución regional de la productividad en la UE entre 1977 y 1999. Con ello se pretende contribuir al conocimiento de los desequilibrios territoriales existentes en el ámbito europeo en términos de una variable clave en los procesos de crecimiento regional, como es el producto por empleado.

Comenzaremos estudiando la evolución de las disparidades espaciales en productividad a lo largo del período considerado. A diferencia de lo que suele resultar habitual en los análisis de convergencia convencionales, en este trabajo abordaremos esta cuestión mediante el cálculo de una serie de indicadores empleados tradicionalmente en el análisis 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 las frecuencias relativas asociadas a cada observación. De esta manera, todos los indicadores calculados serán estadísticos ponderados en función del empleo relativo de las diferentes regiones⁷. Sin embargo, en general, la literatura dedicada al estudio de la hipótesis de convergencia tiende a ignorar la existencia de diferencias en términos de población o empleo entre las distintas unidades geográficas consideradas⁸. Esta omisión resulta especialmente relevante en el con-

⁶ No obstante, la ausencia de series completas nos ha obligado a excluir del análisis a los nuevos países incorporados a la UE en mayo de 2004, los *Länder* de la antigua Alemania Oriental, los departamentos franceses de ultramar y los territorios españoles en el Norte de África. Por otra parte, el nivel de desagregación espacial considerado (regiones NUTS2) coincide con el adoptado en numerosos trabajos que han examinado las disparidades regionales en la UE [Esteban (1994), Neven y Gouyette (1995), Comisión Europea (1999, 2001), Fingleton (1999), etc.]. Sin embargo, cabe señalar que esta división territorial no está exenta de problemas, dado que existen diferencias relativamente importantes en términos de extensión, población y nivel de autonomía entre las diversas regiones NUTS2. Por ello, varios autores han propuesto otras clasificaciones alternativas [Cheshire y Carbonaro (1996), Paci (1997)]. En cualquier caso, y al margen de otras consideraciones, es evidente que las decisiones relacionadas con la elección de la unidad espacial de referencia influyen sobre los resultados del análisis.

⁷ Nótese que ello es equivalente a realizar un análisis en términos individuales, una vez adoptado el supuesto de que todos los individuos de una misma región disfrutaban de la misma renta.

⁸ No obstante, existen excepciones. Véase, por ejemplo, Salas (2002) y Goerlich (2003).

texto europeo, dado que implica asignar la misma importancia en el análisis a regiones muy diferentes entre sí⁹.

Ahondando en el examen de la desigualdad, es de sobra conocido que los resultados obtenidos pueden diferir, en ocasiones incluso de manera significativa, en función de cuáles sean las medidas utilizadas en el análisis. En este contexto, ante la evidente dificultad que representa el hecho de que distintos indicadores puedan proporcionar diferentes ordenaciones de las distribuciones que se desee comparar, parece razonable investigar la robustez de nuestros resultados a partir del cómputo de diferentes medidas de desigualdad. De acuerdo con este planteamiento, hemos examinado la evolución de las disparidades regionales en productividad en la UE a partir de la información suministrada por el índice de Gini, $G(x)$, y las dos medidas propuestas por Theil (1967) en el contexto de la teoría de la información, $T(0)$ y $T(1)$. Además hemos considerado adicionalmente el coeficiente de variación y la desviación típica de los logaritmos, 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*¹⁰. Los índices seleccionados son independientes respecto a la escala y al tamaño de la población y, salvo la desviación típica de los logaritmos, todos verifican el principio de las transferencias de Pigou-Dalton¹¹.

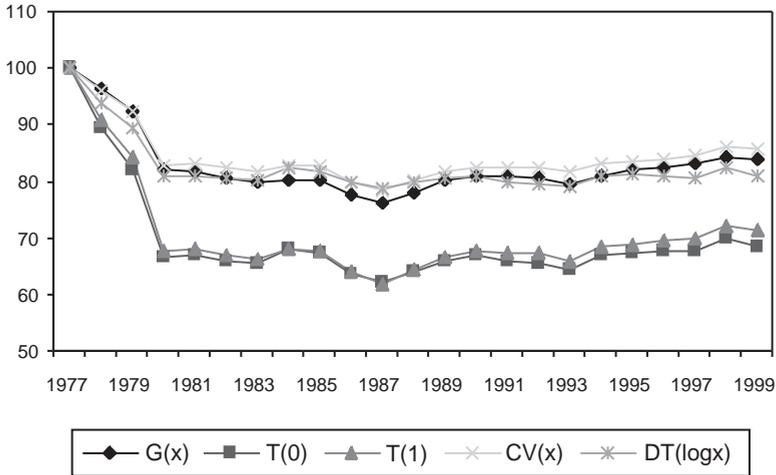
La figura 1 presenta los resultados obtenidos al calcular los índices de desigualdad considerados. El análisis llevado a cabo pone de manifiesto que la desigualdad exhibida por la distribución regional del producto por empleado en la UE ha disminuido entre 1977 y 1999. En efecto, los valores de los diferentes índices se han reducido entre un 32 y un 14% durante los veintitrés años contemplados. Sin embargo, es necesario realizar una serie de matizaciones a este respecto. De hecho, el ritmo de disminución de las disparidades regionales en productividad no ha sido uniforme en el tiempo. En particular, con independencia de la medida considerada, la reducción de la desigualdad regional tuvo lugar fundamentalmente durante los últimos años setenta, detectándose un cierto estancamiento a lo largo de las dos décadas posteriores. Se observa, además, cómo la desviación típica de los logaritmos, a pesar de no ser ordinalmente equivalente al resto de medidas consideradas, muestra un comportamiento cualitativamente similar. También destaca el hecho de que los índices de Theil no parecen especialmente sensibles a las proporciones empleadas para ponderar la desigualdad¹². Esto refleja simplemente la elevada correlación positiva existente entre las proporciones de renta y empleo a nivel regional en la UE y que se sitúa en término medio en 0,95 a lo largo del período examinado.

⁹ Por ejemplo, en términos de empleo, la región finlandesa de Aland contaba en 1999 con 16.000 empleados frente a los más de 5 millones de Île de France.

¹⁰ A diferencia de lo que sucede en los análisis de convergencia convencionales, en este trabajo ambos estadísticos han sido calculados tras incluir las correspondientes ponderaciones.

¹¹ 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.

¹² Recuérdese que la única diferencia entre $T(0)$ y $T(1)$ radica en que en ambos se intercambian los papeles de las proporciones de población y renta.

Figura 1. Desigualdad regional en productividad (1977 = 100).

Ahora bien, resulta evidente que las distintas medidas de desigualdad calculadas no permiten caracterizar con precisión la distribución del producto por empleado. Por ello, a continuación procederemos a estimar las funciones de densidad correspondientes a la distribución analizada. Tal y como suele resultar habitual en la literatura, en este trabajo abordaremos esta cuestión a partir de la utilización de técnicas de estimación no paramétricas, de manera que no será necesario especificar previamente una forma funcional determinada. Este tipo de enfoque ofrece, sin duda, importantes ventajas en el presente contexto, ya que las aproximaciones paramétricas carecen de generalidad y resultan poco flexibles.

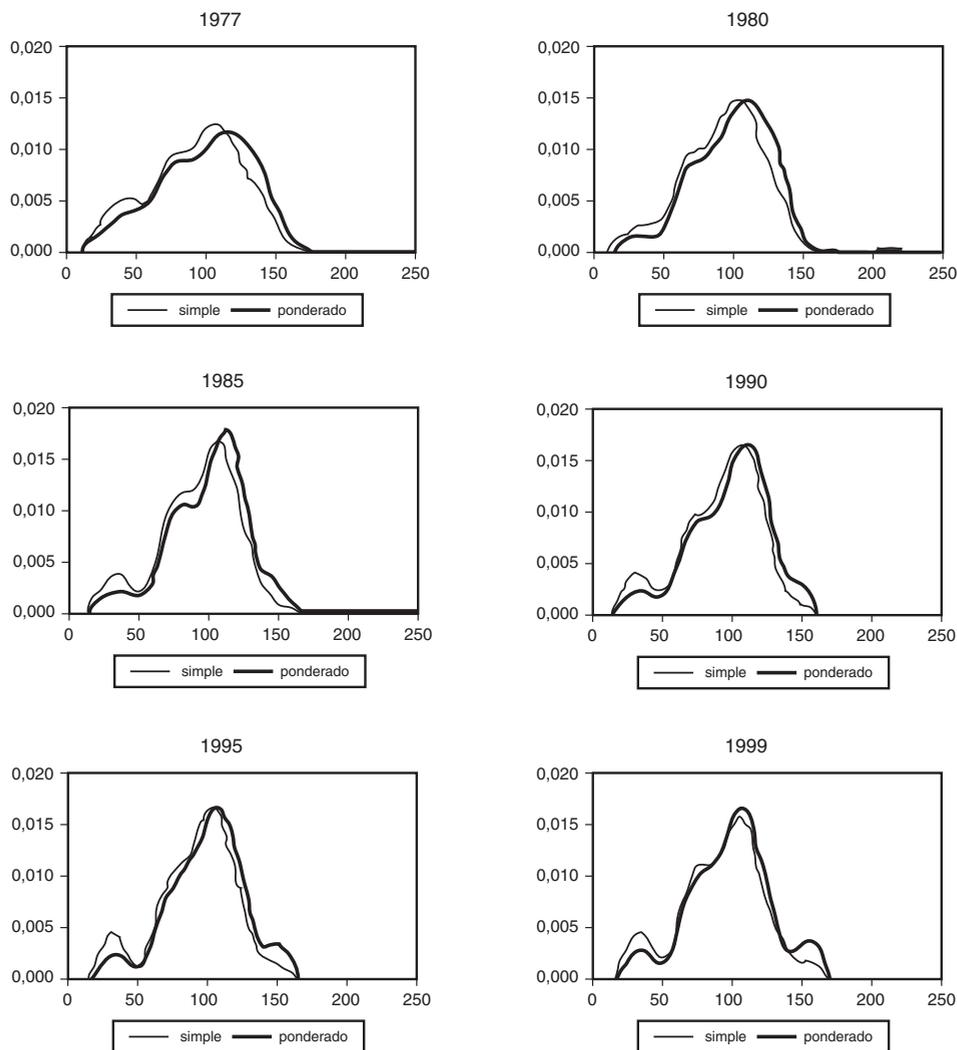
En la figura 2 se presentan las funciones de densidad simples y ponderadas en función del empleo relativo correspondientes a la distribución regional del producto por empleado para varios años del período 1977-1999¹³. Los ejes de abscisas representan la productividad normalizada (media europea igual a 100) y los ejes de ordenadas la distribución de probabilidades asociada. Las estimaciones se han llevado a cabo empleando en todos los cálculos funciones kernel de tipo gaussiano, mientras que el valor del parámetro de suavizado ha sido determinado de modo óptimo de acuerdo con Silverman (1986)¹⁴.

Los resultados obtenidos muestran la existencia de diferencias significativas en la forma externa de las densidades estimadas durante los veintitrés años contemplados,

¹³ Hemos estimado las funciones de densidad de cada uno de los distintos años que integran el intervalo temporal considerado, si bien por razones de espacio únicamente se presentan las de 1977, 1980, 1985, 1990, 1995 y 1999. El resto pueden ser proporcionadas por los autores en caso de solicitud.

¹⁴ En particular, el valor del parámetro de suavizado empleado en este trabajo, h , se obtiene a partir de la siguiente expresión: $h = \left(\frac{0,9}{n^{1/5}} \right) \text{Min} \left\{ \sigma, \frac{R_I}{1,349} \right\}$; siendo σ la desviación típica, R_I el rango intercuartílico y n el número de observaciones. Para más detalles, véase Silverman (1986), p. 47.

Figura 2. Funciones de densidad de la distribución regional del producto por empleado (UE15 = 100).



de manera que la situación inicial no se ha mantenido estable a lo largo del tiempo. Así, la figura 2 evidencia que la masa de probabilidad concentrada alrededor de la media comunitaria se ha incrementado entre 1977 y 1999. Paralelamente, la distancia entre los valores extremos de la distribución ha disminuido con el paso del tiempo. Estos resultados respaldan las conclusiones alcanzadas previamente en relación con la evolución de la desigualdad regional en productividad durante el período analizado.

La información suministrada por la figura 2 pone de manifiesto la presencia de un cierto grado de polarización en la distribución regional del producto por empleado.

Así, las funciones de densidad estimadas para 1977 se caracterizan por la existencia de una única moda localizada en torno a la media europea. Sin embargo, durante los siguientes años, la forma externa de las funciones de densidad se modifica, siendo posible apreciar a finales de la década de los ochenta una tímida polarización de la distribución en dos grupos. En efecto, a partir de esa fecha, a la habitual agrupación de regiones alrededor de la media comunitaria se le suma un nuevo máximo local situado en el extremo inferior de la distribución. Este resultado se mantiene para el resto del período y confirmaría las dificultades a las que se estarían enfrentando algunas regiones con niveles de productividad relativamente reducidos para abandonar esas posiciones. Por último, existen indicios que sugieren la aparición a finales de la década de los noventa de un tercer polo, integrado en este caso por un grupo de regiones cuyo producto por empleado se sitúa muy por encima de la media comunitaria.

Las funciones de densidad estimadas en la figura 2 permiten aproximar la forma externa de la distribución objeto de estudio en cada uno de los años considerados. Sin embargo, este tipo de análisis se basa exclusivamente en la información obtenida a partir de una serie de cortes transversales de la distribución, de forma que no se contempla, por ejemplo, el hecho de que las distintas economías pueden modificar sus posiciones relativas a lo largo del tiempo. Por ello, y con el fin de completar los resultados obtenidos hasta el momento, a continuación examinaremos la movilidad intradistribucional observada en la distribución regional del producto por empleado durante el período 1977-1999.

La mayor parte de los trabajos que han abordado el estudio de esta cuestión lo han hecho a partir de la información suministrada por matrices de transición discretas, obtenidas tras clasificar la distribución en una serie de clases mutuamente excluyentes¹⁵. No obstante, este enfoque presenta un problema evidente, ya que las conclusiones alcanzadas a partir del mismo son sensibles a la partición de la distribución considerada. Ahora bien, no existe ningún procedimiento que permita determinar un número óptimo de clases en cada caso, de forma que, en este sentido, la decisión del investigador ha de ser necesariamente arbitraria. Con el fin de superar esta limitación, Quah (1996a, 1997) sugiere la posibilidad de sustituir la matriz de transición por un *kernel estocástico* que refleje las probabilidades de transición entre un número teóricamente infinito de clases, reduciendo su amplitud infinitesimalmente. De acuerdo con Quah (1996a, 1997), el kernel estocástico puede aproximarse a partir de la estimación de la función de densidad de la distribución en un período determinado, $t + k$, condicionada a los valores correspondientes a un período anterior, t . Para ello, se lleva a cabo la estimación no paramétrica de la función de densidad conjunta de la distribución en los momentos t y $t + k$, normalizada en función de la distribución marginal implícita en t , a fin de obtener las probabilidades condicionadas correspondientes.

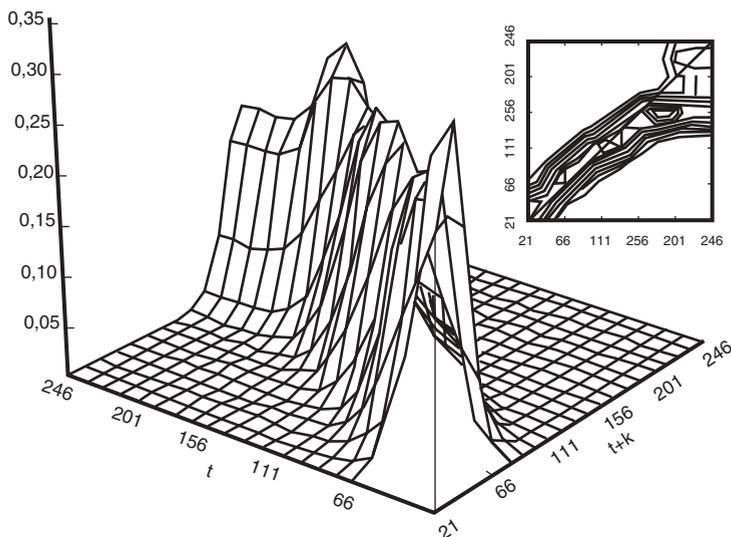
Llegados a este punto, y antes de comentar los resultados obtenidos al aplicar este instrumento al análisis de la dinámica la distribución regional del producto por em-

¹⁵ Para el caso europeo Fingleton *et al.* (1996) y Cuadrado *et al.* (2002) estiman varias matrices de transición para analizar la movilidad regional en términos de renta por habitante. Asimismo, López-Bazo *et al.* (1999) utilizan el mismo instrumento para examinar la movilidad de la distribución regional de la productividad.

pleado en la UE, resulta necesario precisar una serie de cuestiones de índole metodológica. En concreto, en todos los casos hemos empleado nuevamente funciones kernel de tipo gaussiano, mientras que los valores del parámetro de suavizado han sido seleccionados de modo óptimo de acuerdo con Silverman (1986)¹⁶.

La figura 3 muestra el kernel estocástico estimado a partir de la distribución regional del producto por empleado en el ámbito europeo para un intervalo temporal de 23 años ($t = 1977$ y $t + k = 1999$). El gráfico tridimensional puede interpretarse intuitivamente como una matriz de transición con infinitas clases, de manera que proporciona información acerca de las probabilidades asociadas a cada par de valores correspondientes al año inicial y final del período contemplado. Es decir, el kernel estocástico indica, análogamente a una matriz de transición discreta, las probabilidades de que una región con una productividad determinada en 1977 alcance cualquier otro nivel de productividad en 1999. Lógicamente, los picos del gráfico se corresponden con probabilidades elevadas. De esta manera, si la masa de probabilidad aparece concentrada en torno a la diagonal principal, la dinámica intradistribucional se caracterizaría por una fuerte persistencia en las posiciones relativas regionales a lo largo del tiempo. Sin embargo, alternativamente podría suceder que la densidad se localizara mayoritariamente en la diagonal opuesta a la diagonal principal, lo que sería indicativo de una situación donde se produciría un intercambio de las posiciones relativas entre las regiones situadas en los extremos de la distribución. Finalmente, podría suceder, al menos teóricamente, que la masa de probabilidad se situara paralela al eje t .

Figura 3. Kernel estocástico y diagrama de contorno de la distribución regional del producto por empleado, 1977-1999.



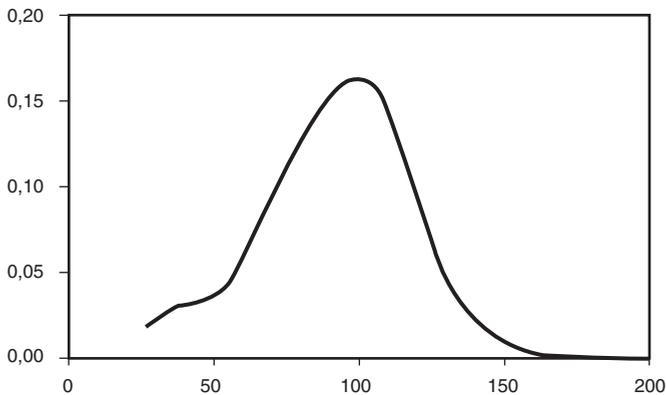
¹⁶ Todas las estimaciones se han llevado a cabo en Gauss utilizando como código base la función de densidad bivalente propuesta por Shuetrim (1999).

Este hecho estaría reflejando un proceso de convergencia de las productividades regionales. Con el fin de facilitar la interpretación del gráfico, en la figura 3 se incluyen adicionalmente los *diagramas de contorno*, que representan cortes paralelos a la base del kernel a alturas equidistantes.

De acuerdo con la figura 3, la masa de probabilidad se concentra mayoritariamente alrededor de la diagonal principal. Como ya sabemos, ello indica que el nivel de movilidad de la distribución regional del producto por empleado correspondiente al período 1977-1999 es reducido. En consecuencia, las regiones europeas tienden globalmente a mantener sus posiciones relativas durante los veintitrés años contemplados. Sin embargo, frente a esta tendencia general, se aprecia un giro notable en la cola derecha de la distribución. Ello estaría sugiriendo que la reducción de la desigualdad en productividad observada en el ámbito europeo a lo largo del intervalo temporal analizado, se habría debido fundamentalmente a la dinámica experimentada por aquellas regiones situadas en el extremo superior de la distribución (*convergencia a la baja*).

A fin de completar los resultados obtenidos, a continuación hemos estimado la distribución ergódica correspondiente a partir de la iteración del kernel estocástico hasta alcanzar la convergencia del proceso¹⁷. Dado que dicha distribución ha de ser por definición continua, resulta posible representarla gráficamente (figura 4). Tal y como podemos comprobar, la distribución ergódica obtenida se caracteriza por la existencia de una única moda alrededor de la media comunitaria. Esta situación contrasta con la información suministrada por la figura 2. De acuerdo con la misma, la distribución regional del producto por empleado presenta a partir de finales de la década de los ochenta varios máximos locales, lo que puede considerarse indicativo de la tendencia de las regiones europeas a agruparse en torno a diferentes niveles de productividad. Ahora bien, llegados a este punto es necesario advertir que las comparaciones de las figura 4 con las funciones de densidad estimadas previamente han de re-

Figura 4. Distribución ergódica de la productividad regional.



¹⁷ La idea intuitiva que subyace a este ejercicio es la misma que se aplica para obtener una solución límite en el caso de matrices de transición con un número finito de clases.

alizarse exclusivamente a partir de la forma de la distribución, sin que tenga sentido comparar los niveles de densidad que aparecen representados en el eje de ordenadas. En cualquier caso, la concentración de la mayor parte de la masa de probabilidad en torno a la media europea que se aprecia en la figura 4, sugiere la existencia en el futuro de oportunidades de desarrollo que podrían contribuir a la reducción de los desequilibrios territoriales actualmente existentes en el entorno europeo en términos de productividad.

3. Productividad y estructura sectorial

Tal y como hemos señalado en la introducción, los resultados de diversos trabajos sugieren que las disparidades regionales en productividad son el principal factor explicativo de la desigualdad regional en renta por habitante en la UE. En este contexto cobra especial relieve la identificación y el análisis de las causas generadoras de las diferencias regionales en el producto por empleado.

Como es sabido, la productividad total de una región o país puede expresarse como una media ponderada de sus productividades sectoriales. En efecto, para la región i se tiene que:

$$y = \frac{X_i}{E_i} = \sum_{j=1}^m \left(\frac{X_{ij}}{E_{ij}} \right) \left(\frac{E_{ij}}{E_i} \right) = \sum_{j=1}^m y_{ij} s_{ij} \quad [1]$$

donde los índices $i, i = 1, 2, \dots, n$, y $j = 1, 2, \dots, m$, denotan, respectivamente, la región y el sector productivo, siendo $y_{ij} = \left(\frac{X_{ij}}{E_{ij}} \right)$ y $s_{ij} = \left(\frac{E_{ij}}{E_i} \right)$ ¹⁸. Asimismo, X hace referencia al valor añadido y E al empleo.

La expresión [1] pone de manifiesto que la existencia de diferencias de productividad entre regiones puede ser atribuida a dos razones (o bien a una combinación de ambas). Una primera causa explicativa de las disparidades regionales en productividad haría referencia a las diferencias existentes en los niveles de producto por empleado en los m sectores considerados. De esta forma, aún cuando no existieran disparidades regionales dentro de cada sector individual, aquellas regiones especializadas relativamente en los sectores más productivos obtendrían niveles de productividad total superiores a la media. Alternativamente, las disparidades regionales en el producto por empleado podrían ser consecuencia de las diferencias en las dotaciones regionales de aquellos factores agregados que inciden de manera uniforme sobre la productividad de los diferentes sectores¹⁹.

Cuantificar la relevancia que las explicaciones anteriores tienen en el caso europeo requiere llevar a cabo un proceso de descomposición de la brecha de productivi-

¹⁸ Obviamente, $\sum_{j=1}^m s_{ij} = 1$, para todo $i = 1, 2, \dots, n$.

¹⁹ En Benito y Ezcurra (2003) se presenta un modelo de crecimiento endógeno unisectorial donde se muestra cómo la existencia de diferencias estructurales entre regiones puede explicar la existencia de desigualdad regional en productividad.

dad existente entre cada una de las regiones consideradas y la media comunitaria. Siguiendo a Esteban (2000), una técnica apropiada para un primer examen de esta cuestión es el análisis *shift-share*. Esta técnica fue propuesta inicialmente por Dunn (1960), si bien ha sido sometida a profundas críticas y a intensas revisiones que han contribuido a mejorar de manera considerable su formulación original. Inicialmente, el análisis *shift-share* fue concebido como una técnica de análisis de la dinámica regional del empleo. Sin embargo, es inmediata su extensión al estudio de la producción por empleado. La idea es la siguiente. En nuestro caso se trata de descomponer la diferencia entre la productividad de una región específica y la media europea en tres componentes que reflejan, respectivamente, la contribución de la estructura sectorial, la de aquellas características regionales con un impacto uniforme sobre todos los sectores y, finalmente, la interacción entre los dos primeros componentes.

De esta manera, expresando la productividad media a nivel europeo análogamente al caso anterior se tiene que:

$$y = \sum_{j=1}^m s_j y_j \quad [2]$$

donde s_j e y_j son, respectivamente, el empleo relativo y la productividad del sector j a nivel europeo²⁰. Con el fin de separar la contribución de la estructura sectorial y el nivel de productividad regional, podemos reescribir alternativamente la expresión [1] como:

$$y_i \sum_{j=1}^m s_{ij} y_{ij} = \sum_{j=1}^m [(s_{ij} - s_j) + s_j] [(y_{ij} - y_j) + y_j] \quad [3]$$

Manipulando la expresión anterior se obtiene que la diferencia entre la productividad de la región i y la media comunitaria en un año determinado viene dada por:

$$y_i - y = \sum_{j=1}^m (s_{ij} - s_j) y_j + \sum_{j=1}^m (y_{ij} - y_j) s_j + \sum_{j=1}^m (s_{ij} - s_j) (y_{ij} - y_j) \quad [4]$$

Simplificando la notación se tiene que:

$$\gamma_i = \varepsilon_i + \rho_i + \alpha_i \quad [5]$$

Es decir, la brecha de productividad existente entre cada una de las regiones consideradas y la media europea, γ_i , puede expresarse como la suma de tres factores. El primero de ellos, ε_i , es conocido como el *componente estructural o sectorial* y mide el impacto de la diferencia entre la estructura sectorial del empleo de la región y la media comunitaria, bajo el supuesto de que el producto por empleado de cada sector es el mismo en todas las regiones. En concreto, ε_i toma valores positivos si la región está relativamente especializada ($s_{ij} > s_j$) en sectores con elevados niveles de producción por empleado. De hecho, alcanza su valor máximo si la región está completamente especializada en el sector más productivo en término medio. Por su parte, el *componente regional o diferencial*, ρ_i , recoge la proporción de γ_i atribuible a las diferencias de productividades, sector por sector, entre la región i y la media comunitaria. En este caso se asigna a la región la estructura sectorial media de la UE. En conse-

²⁰ Por lo tanto, $\sum_{j=1}^m s_{ij} = 1$, para todo $i = 1, 2, \dots, n$.

cuencia, ρ_i toma valores positivos si la región i exhibe niveles sectoriales de productividad superiores a la media europea ($y_{ij} > y_j$). Finalmente, el *componente asignativo*, α_i , captura la interacción entre ε_i y ρ_i , reflejando el nivel de especialización en términos de empleo de la región en aquellos sectores en que presenta una productividad superior a la media europea. Es fácil comprobar que α_i toma valores positivos si la región está relativamente especializada en aquellos sectores donde su productividad es superior a la media comunitaria. De esta manera, α_i puede considerarse como un indicador de la eficiencia de cada región en la asignación de recursos entre los diferentes sectores productivos.

A continuación hemos calculado para la totalidad de las regiones consideradas cada uno de los elementos que aparecen en la expresión [5]. La figura 5 muestra la distribución espacial de los mismos, una vez obtenidos los valores medios correspondientes al período 1977-1999. Un análisis detallado de los diferentes mapas permite apreciar la existencia de un importante grado de asociación espacial entre γ_i y ρ_i . Es decir, las regiones que disfrutaban de unos niveles de productividad superiores a la media comunitaria se caracterizan mayoritariamente por poseer valores elevados del componente regional. Por el contrario, los valores más reducidos de ρ_i se alcanzan en las regiones menos desarrolladas, localizadas fundamentalmente en la periferia sur de la Unión. Ahora bien, la relación entre los diferenciales regionales de productividad y los componentes estructural y asignativo no resulta tan evidente como en el caso anterior. En efecto, los niveles de producto por empleado de las regiones localizadas en los extremos de las distribuciones de ε_i y α_i varían notablemente²¹.

Los mapas que aparecen en la figura 5 también permiten comprobar que las regiones de un mismo país presentan, salvo excepciones concretas, valores semejantes de γ_i , ε_i , ρ_i y α_i . Este hecho estaría reflejando la importancia del componente nacional a la hora de explicar la distribución espacial de los distintos elementos que aparecen en la expresión [5]²². A la vista de estas circunstancias puede resultar interesante estudiar con mayor detalle el papel desempeñado por el *efecto país* en la evolución de las disparidades regionales en productividad en el entorno europeo. Para examinar esta cuestión hemos adoptado un enfoque novedoso, basado en un análisis *shift-share* alternativo que nos va a permitir diferenciar para cada uno de los componentes que venimos considerando entre un efecto regional propiamente dicho y un efecto nacional.

En efecto, resulta posible reescribir nuevamente la expresión [1] del siguiente modo:

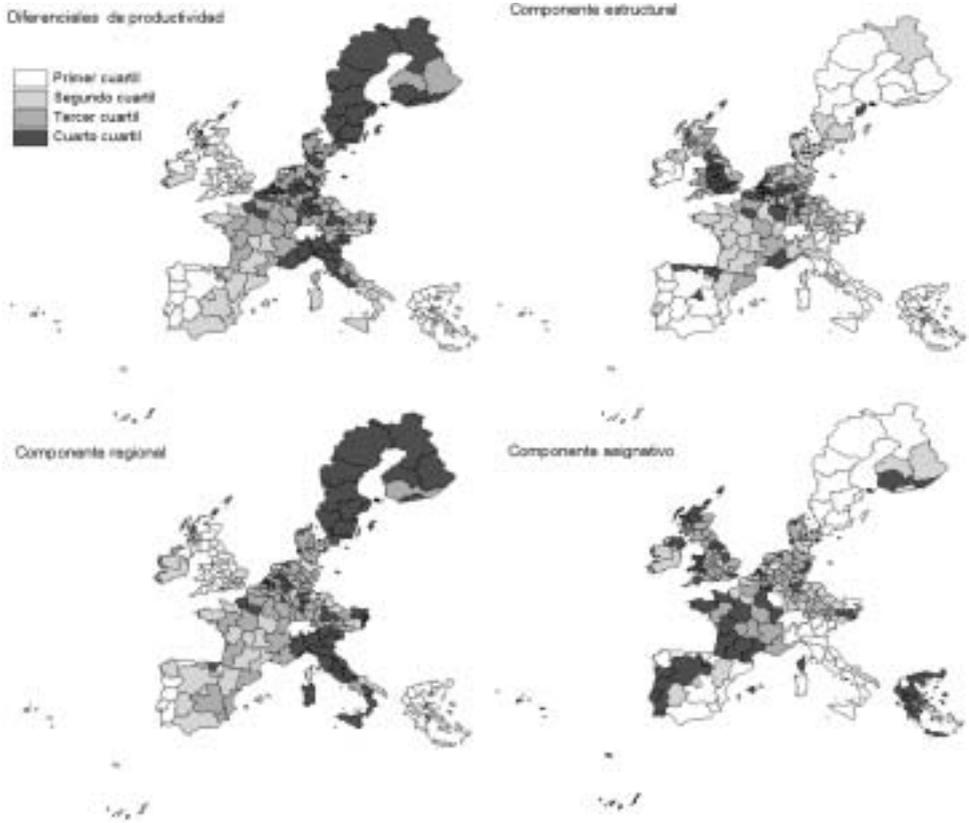
$$y_i = \sum_{j=1}^m s_{ij} y_{ij} = \sum_{j=1}^m (s_{ij} + s_j^k - s_j^k + s_j - s_j) (y_{ij} + y_j^k - y_j^k + y_j - y_j) \quad [6]$$

donde el superíndice k hace referencia al país al que pertenece la región i , con $k = 1, 2, \dots, H$.

²¹ Estos resultados son coherentes con los obtenidos por Esteban (2000) a partir de una metodología diferente a la considerada en este trabajo.

²² La relevancia de los elementos específicos propios de cada Estado en los procesos de crecimiento regional ha sido destacada reiteradamente por la literatura dedicada al estudio de los desequilibrios territoriales en el ámbito europeo a partir del trabajo pionero de Molle *et al.* (1980). Al respecto, véase Quah (1996b) o Rodríguez-Pose (1999), entre otros.

Figura 5. Distribución espacial de γ_i , ε_i , ρ_i y α_i .



Operando en la expresión anterior podemos escribir alternativamente la diferencia entre la productividad de la región i y la media comunitaria como:

$$\begin{aligned}
 y_i - y = & \sum_{j=1}^m (s_{ij} - s_j^k) y_j^k + \sum_{j=1}^m (s_j^k - s_j) y_j + \sum_{j=1}^m (y_{ij} - y_j^k) s_j^k + \sum_{j=1}^m (y_j^k - y_j) s_j + \\
 & + \sum_{j=1}^m (s_{ij} - s_j^k) (y_{ij} - y_j^k) + \sum_{j=1}^m (s_j^k - s_j) (y_j^k - y_j)
 \end{aligned} \quad [7]$$

que a su vez puede expresarse del siguiente modo:

$$\gamma_i = \varepsilon_i^I + \varepsilon_i^E + \rho_i^I + \rho_i^E + \alpha_i^I + \alpha_i^E \quad [8]$$

Es fácil comprobar adicionalmente que:

$$\sum_{j=1}^m (s_{ij} - s_i) y_j = \sum_{j=1}^m (s_{ij} - s_j^k) y_j^k + \sum_{j=1}^m (s_j^k - s_j) y_j \quad [9]$$

$$\sum_{j=1}^m (y_{ij} - y_i) s_j = \sum_{j=1}^m (y_{ij} - y_j^k) s_j^k + \sum_{j=1}^m (y_j^k - y_j) s_j \quad [10]$$

$$y \quad \sum_{j=1}^m (s_{ij} - s_i) (y_{ij} - y_i) = \sum_{j=1}^m (s_{ij} - s_j^k) (y_{ij} - y_j^k) + \sum_{j=1}^m (s_j^k - s_j) (y_j^k - y_j) \quad [11]$$

Esto es,

$$\varepsilon_i = \varepsilon_i^I + \varepsilon_i^E \quad [12]$$

$$\rho_i = \rho_i^I + \rho_i^E \quad [13]$$

y

$$\alpha_i = \alpha_i^I + \alpha_i^E \quad [14]$$

Por lo tanto, de acuerdo con las expresiones [12], [13] y [14], los componentes estructural, regional y asignativo que venimos considerando pueden ser expresados como la suma de un *factor interno* y un *factor externo*. La interpretación de los mismos es inmediata. El factor interno recoge las diferencias existentes entre la región en cuestión y la media nacional, mientras que por su parte el factor externo es el resultado de comparar la media nacional con la media comunitaria²³.

Pues bien, en esta sección pretendemos estudiar la contribución de cada uno de los sumandos que integran la expresión [7] a la desigualdad en productividad observada en el ámbito europeo. Para ello, hemos llevado a cabo una descomposición de la varianza de los diferenciales regionales de productividad calculados previamente. Sin embargo, antes de continuar conviene recordar que la varianza no es una medida habitual de desigualdad. En efecto, si bien verifica la propiedad de independencia en relación con el tamaño de la población y el principio de las transferencias de Pigou-Dalton, la varianza no satisface la propiedad de independencia respecto a la escala. Este hecho puede representar una limitación importante si, como ocurre en nuestro caso, se pretende realizar comparaciones en el tiempo. Con el fin de solucionar este problema hemos optado por modificar las expresiones [4] y [7], dividiendo ambos miembros de la igualdad por $y = \sum_{j=1}^m s_j y_j$, de manera que:

$$\begin{aligned} \frac{y_i - y}{y} &= \frac{\sum_{j=1}^m (s_{ij} - s_j) y_j}{y} + \frac{\sum_{j=1}^m (y_{ij} - y_j) s_j}{y} + \frac{\sum_{j=1}^m (s_{ij} - s_j) (y_{ij} - y_j)}{y} = \\ &= \frac{\sum_{j=1}^m (s_{ij} - s_j^k) y_j^k}{y} + \frac{\sum_{j=1}^m (s_j^k - s_j) y_j}{y} + \frac{\sum_{j=1}^m (y_{ij} - y_j^k) s_j^k}{y} + \frac{\sum_{j=1}^m (y_j^k - y_j) s_j}{y} + \\ &\quad + \frac{\sum_{j=1}^m (s_{ij} - s_j^k) (y_{ij} - y_j^k)}{y} + \frac{\sum_{j=1}^m (s_j^k - s_j) (y_j^k - y_j)}{y} \end{aligned} \quad [15]$$

²³ En efecto, nótese que:

$$y_i - y^k = \sum_{j=1}^m (s_{ij} - s_j^k) y_j^k + \sum_{j=1}^m (y_{ij} - y_j^k) s_j^k + \sum_{j=1}^m (s_{ij} - s_j^k) (y_{ij} - y_j^k)$$

y

$$y^k - y = \sum_{j=1}^m (s_j^k - s_j) y_j + \sum_{j=1}^m (y_j^k - y_j) s_j + \sum_{j=1}^m (s_j^k - s_j) (y_j^k - y_j)$$

Con el fin de simplificar la notación podemos reescribir la expresión anterior como:

$$\gamma_{iN} = \varepsilon_{iN} + \rho_{iN} + \alpha_{iN} = \varepsilon_{iN}^I + \varepsilon_{iN}^E + \rho_{iN}^I + \rho_{iN}^E + \alpha_{iN}^I + \alpha_{iN}^E \quad [16]$$

De esta manera el valor del índice permanece inalterado si el producto por empleado de cada región se ve modificado en la misma proporción. Asimismo, como es sabido, existen importantes diferencias en términos de empleo entre las distintas regiones que integran la UE. Por ello hemos ponderado las productividades regionales en función del empleo relativo.

Así pues, estamos en condiciones de analizar la contribución de cada uno de los sumandos de la expresión [15] a la desigualdad de los diferenciales regionales de productividad respecto a la media comunitaria. En concreto, utilizando la medida de desigualdad que acabamos de definir se tiene que:

$$\begin{aligned} Var_{\omega l}(\gamma_N) &= Var_{\omega l}(\varepsilon_N) + Var_{\omega l}(\rho_N) + Var_{\omega l}(\alpha_N) + 2 [Cov_{\omega l}(\varepsilon_N, \rho_N) + \\ &+ Cov_{\omega l}(\varepsilon_N, \alpha_N) + Cov_{\omega l}(\rho_N, \alpha_N)] = Var_{\omega l}(\varepsilon_N^I) + Var_{\omega l}(\varepsilon_N^E) + Var_{\omega l}(\rho_N^I) + \\ &+ Var_{\omega l}(\rho_N^E) + Var_{\omega l}(\alpha_N^I) + Var_{\omega l}(\alpha_N^E) + \\ &+ 2 [Cov_{\omega l}(\varepsilon_N^I, \varepsilon_N^E) + Cov_{\omega l}(\varepsilon_N^I, \rho_N^I) + Cov_{\omega l}(\varepsilon_N^I, \rho_N^E) + \\ &+ Cov_{\omega l}(\varepsilon_N^I, \alpha_N^I) + Cov_{\omega l}(\varepsilon_N^I, \alpha_N^E) + Cov_{\omega l}(\varepsilon_N^E, \rho_N^I) + \\ &+ Cov_{\omega l}(\varepsilon_N^E, \rho_N^E) + Cov_{\omega l}(\varepsilon_N^E, \alpha_N^I) + Cov_{\omega l}(\varepsilon_N^E, \alpha_N^E) + \\ &+ Cov_{\omega l}(\rho_N^I, \rho_N^E) + Cov_{\omega l}(\rho_N^I, \alpha_N^I) + Cov_{\omega l}(\rho_N^I, \alpha_N^E) + \\ &+ Cov_{\omega l}(\rho_N^E, \alpha_N^I) + Cov_{\omega l}(\rho_N^E, \alpha_N^E) + Cov_{\omega l}(\alpha_N^I, \alpha_N^E)] \quad [17] \end{aligned}$$

Tal y como podemos comprobar a partir de la expresión anterior, la desigualdad global no será en general igual a la suma, simple o ponderada, de las desigualdades en cada uno de los componentes considerados, toda vez que la contribución de cada componente a la desigualdad global coincide con la suma de sus efectos directos e indirectos. En efecto, únicamente en el caso de que los distintos componentes no estuvieran correlacionados, la expresión [17] se convertiría en:

$$\begin{aligned} Var_{\omega l}(\gamma_N) &= Var_{\omega l}(\varepsilon_N) + Var_{\omega l}(\rho_N) + Var_{\omega l}(\alpha_N) = \\ &= Var_{\omega l}(\varepsilon_N^I) + Var_{\omega l}(\varepsilon_N^E) + Var_{\omega l}(\rho_N^I) + Var_{\omega l}(\rho_N^E) + Var_{\omega l}(\alpha_N^I) + Var_{\omega l}(\alpha_N^E) \quad [18] \end{aligned}$$

con lo que la contribución de cada componente vendría dada por su correspondiente varianza. De hecho, es la existencia de correlación entre los diversos factores lo que genera las dificultades asociadas a este tipo de descomposición a las que antes hacíamos referencia. En concreto, es necesario establecer cómo la interacción entre los diferentes componentes (expresada a través de las correspondientes covarianzas) ha de ser distribuida entre las contribuciones individuales de los mismos. Por lo tanto, dado que no existe una forma única de efectuar esta distribución²⁴, no es posible obtener una descomposición factorial única de $Var_{\omega l}(\gamma_N)$.

²⁴ Para un análisis detallado de ésta y otras cuestiones relacionadas puede verse, por ejemplo, Lerman (1999).

Por tanto, determinar la contribución de cada componente a la desigualdad global implica establecer una regla de asignación de los efectos de la interacción entre los distintos componentes a la contribución individual de cada uno de ellos. Siguiendo a Shorrocks (1982, 1983), y dado que en principio no disponemos de información adicional al respecto, hemos optado por asignar a cada componente la mitad de todas las covarianzas que afectan al mismo, de acuerdo con la expresión [17]. En consecuencia, bajo esta regla, la contribución del componente estructural a la desigualdad global en los diferenciales regionales de productividad vendrá dada por:

$$\begin{aligned} \overline{Var_{\omega l}(\varepsilon_N)} &= Var_{\omega l}(\varepsilon_N) + Cov_{\omega l}(\varepsilon_N, \rho_N) + Cov_{\omega l}(\varepsilon_N, \alpha_N) = \\ &= Cov_{\omega l}(\varepsilon_N, \varepsilon_N) + Cov_{\omega l}(\varepsilon_N, \rho_N) + Cov_{\omega l}(\varepsilon_N, \alpha_N) = Cov_{\omega l}(\varepsilon_N, \gamma_N) \end{aligned} \quad [19]$$

De igual forma,

$$\overline{Var_{\omega l}(\varepsilon_N)} = \overline{Var_{\omega l}(\varepsilon_N^I)} + \overline{Var_{\omega l}(\varepsilon_N^E)} \quad [20]$$

con:

$$\overline{Var_{\omega l}(\varepsilon_N^I)} = Cov_{\omega l}(\varepsilon_N^I, \gamma_N) \quad [21]$$

y

$$\overline{Var_{\omega l}(\varepsilon_N^E)} = Cov_{\omega l}(\varepsilon_N^E, \gamma_N) \quad [22]$$

Análogamente, para el componente regional tendremos que:

$$\begin{aligned} \overline{Var_{\omega l}(\rho_N)} &= Var_{\omega l}(\rho_N) + Cov_{\omega l}(\varepsilon_N, \rho_N) + Cov_{\omega l}(\rho_N, \alpha_N) = \\ &= Cov_{\omega l}(\rho_N, \rho_N) + Cov_{\omega l}(\varepsilon_N, \rho_N) + Cov_{\omega l}(\rho_N, \alpha_N) = Cov_{\omega l}(\rho_N, \gamma_N) \end{aligned} \quad [23]$$

Adicionalmente,

$$\overline{Var_{\omega l}(\rho_N)} = \overline{Var_{\omega l}(\rho_N^I)} + \overline{Var_{\omega l}(\rho_N^E)} \quad [24]$$

con:

$$\overline{Var_{\omega l}(\rho_N^I)} = Cov_{\omega l}(\rho_N^I, \gamma_N) \quad [25]$$

y

$$\overline{Var_{\omega l}(\rho_N^E)} = Cov_{\omega l}(\rho_N^E, \gamma_N) \quad [26]$$

Finalmente, para el componente asignativo:

$$\begin{aligned} Var_{\omega l}(\alpha_N) &= Var_{\omega l}(\alpha_N) + Cov_{\omega l}(\varepsilon_N, \alpha_N) + Cov_{\omega l}(\rho_N, \alpha_N) = \\ &= Cov_{\omega l}(\alpha_N, \alpha_N) + Cov_{\omega l}(\varepsilon_N, \alpha_N) + Cov_{\omega l}(\rho_N, \alpha_N) = Cov_{\omega l}(\alpha_N, \gamma_N) \end{aligned} \quad [27]$$

En este caso,

$$\overline{Var_{\omega l}(\alpha_N)} = \overline{Var_{\omega l}(\alpha_N^I)} + \overline{Var_{\omega l}(\alpha_N^E)} \quad [28]$$

con:

$$\overline{Var_{\omega l}(\alpha_N^I)} = Cov_{\omega l}(\alpha_N^I, \gamma_N) \quad [29]$$

y

$$\overline{Var_{\omega l}(\alpha_N^E)} = Cov_{\omega l}(\alpha_N^E, \gamma_N) \quad [30]$$

Nótese que los diferentes términos de $\overline{Var_{\omega l}(\cdot)}$ son la suma de los elementos de cada una de las filas (columnas) de la matriz de varianzas y covarianzas correspondiente a los diversos factores en que se han desagregado los diferenciales regionales de productividad. Obviamente,

$$\begin{aligned} \overline{Var_{\omega l}(\gamma_N)} &= \overline{Var_{\omega l}(\varepsilon_N)} + \overline{Var_{\omega l}(\rho_N)} + \overline{Var_{\omega l}(\alpha_N)} = \\ &= \overline{Var_{\omega l}(\varepsilon_N^I)} + \overline{Var_{\omega l}(\varepsilon_N^E)} + \overline{Var_{\omega l}(\rho_N^I)} + \overline{Var_{\omega l}(\rho_N^E)} + \overline{Var_{\omega l}(\alpha_N^I)} + \overline{Var_{\omega l}(\alpha_N^E)} \end{aligned} \quad [31]$$

de manera que la suma de las contribuciones de los distintos componentes coincide con $\overline{Var_{\omega l}(\gamma_N)}$. Esto es lo que Shorrocks (1982, 1983) denomina la descomposición *natural* de la varianza. En este caso, la contribución en términos relativos de cada componente a la desigualdad global viene dada por el cociente entre la contribución del componente en cuestión y $\overline{Var_{\omega l}(\gamma_N)}$. Es decir, para los componentes estructural, regional y asignativo se tiene respectivamente que:

$$\frac{\overline{Var_{\omega l}(\varepsilon_N)}}{\overline{Var_{\omega l}(\gamma_N)}} = \frac{Cov_{\omega l}(\varepsilon_N, \gamma_N)}{\overline{Var_{\omega l}(\gamma_N)}} = \frac{\overline{Var_{\omega l}(\varepsilon_N^I)}}{\overline{Var_{\omega l}(\gamma_N)}} + \frac{\overline{Var_{\omega l}(\varepsilon_N^E)}}{\overline{Var_{\omega l}(\gamma_N)}} \quad [32]$$

$$\frac{\overline{Var_{\omega l}(\rho_N)}}{\overline{Var_{\omega l}(\gamma_N)}} = \frac{Cov_{\omega l}(\rho_N, \gamma_N)}{\overline{Var_{\omega l}(\gamma_N)}} = \frac{\overline{Var_{\omega l}(\rho_N^I)}}{\overline{Var_{\omega l}(\gamma_N)}} + \frac{\overline{Var_{\omega l}(\rho_N^E)}}{\overline{Var_{\omega l}(\gamma_N)}} \quad [33]$$

y

$$\frac{\overline{Var_{\omega l}(\alpha_N)}}{\overline{Var_{\omega l}(\gamma_N)}} = \frac{Cov_{\omega l}(\alpha_N, \gamma_N)}{\overline{Var_{\omega l}(\gamma_N)}} = \frac{\overline{Var_{\omega l}(\alpha_N^I)}}{\overline{Var_{\omega l}(\gamma_N)}} + \frac{\overline{Var_{\omega l}(\alpha_N^E)}}{\overline{Var_{\omega l}(\gamma_N)}} \quad [34]$$

Naturalmente,

$$\frac{\overline{Var_{\omega l}(\varepsilon_N)}}{\overline{Var_{\omega l}(\gamma_N)}} + \frac{\overline{Var_{\omega l}(\rho_N)}}{\overline{Var_{\omega l}(\gamma_N)}} + \frac{\overline{Var_{\omega l}(\alpha_N)}}{\overline{Var_{\omega l}(\gamma_N)}} = 1 \quad [35]$$

Ahora bien, es importante observar que $\overline{Var_{\omega l}(\cdot)}$ no son verdaderos índices de desigualdad. En efecto, las contribuciones de cada componente pueden tomar valores negativos cuando $Cov_{\omega l}(\cdot) \leq 0$. En estos casos, el componente en cuestión estaría actuando como compensador de las brechas regionales en productividad derivadas del resto de componentes.

No obstante, conviene advertir que la utilidad de la técnica empleada está relacionada de manera directa con el número de actividades productivas consideradas en el análisis. De hecho, los resultados obtenidos no son independientes del grado de desagregación sectorial contemplado en el análisis. En este sentido, un número reducido de sectores tendería a resaltar especialmente la similitud en las estructuras productivas de las diferentes regiones, subestimando por tanto la importancia del componente estructural en la explicación de las disparidades regionales en productividad. Por el contrario, niveles elevados de desagregación sectorial provocarían el efecto contrario.

Teniendo todas estas cuestiones presentes hemos optado por considerar en nuestro análisis 17 sectores (clasificación NACE-CLIO R17).

Las figuras 6, 7, 8 y 9 ofrecen los resultados de la descomposición natural de la varianza de los diferenciales regionales de productividad en la UE a lo largo del periodo 1977-1999²⁵. En términos globales las disparidades regionales en el producto por empleado han disminuido a lo largo de los veintitrés años contemplados, pasando

Figura 6. Descomposición de la desigualdad regional en productividad.

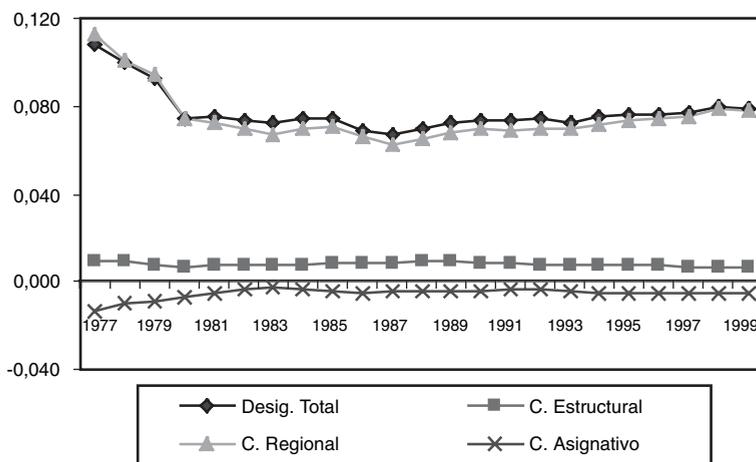
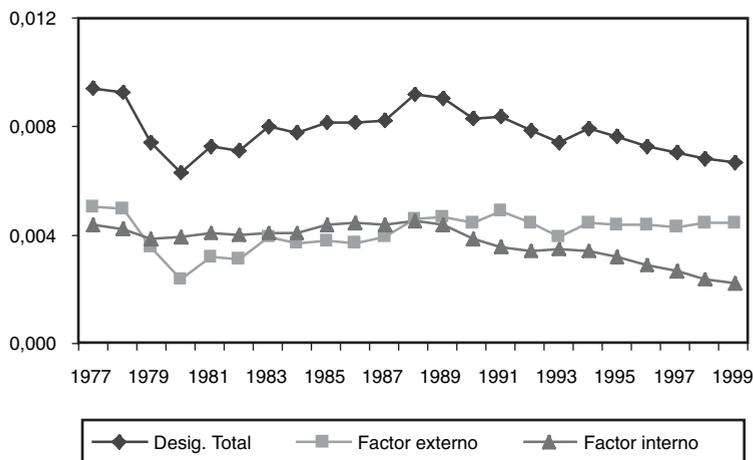


Figura 7. Descomposición de la desigualdad correspondiente al componente estructural.



²⁵ Hemos excluido del análisis a Dinamarca y Luxemburgo dado que ambos países se encuentran integrados exclusivamente por una región NUTS2 cuya media coincide lógicamente con la nacional.

Figura 8. Descomposición de la desigualdad correspondiente al componente regional.

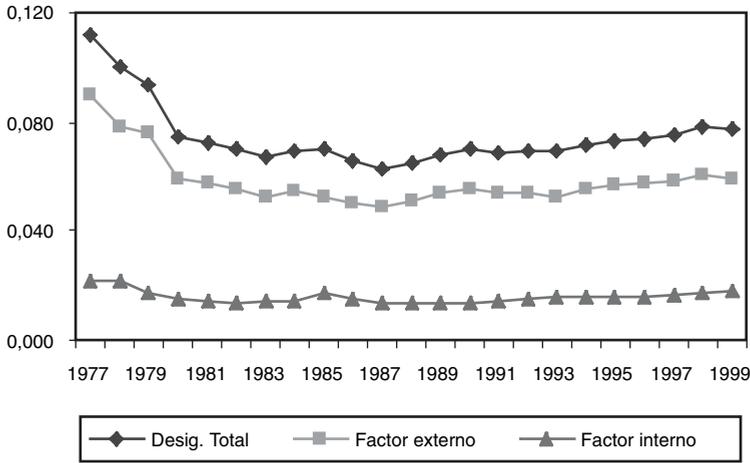
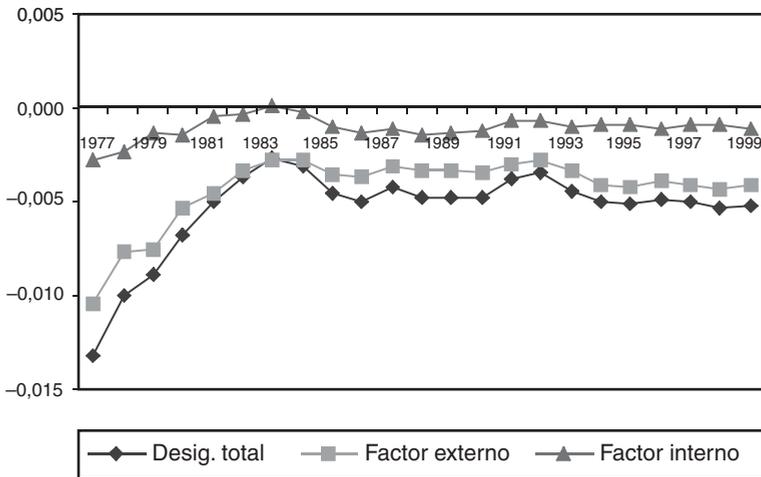


Figura 9. Descomposición de la desigualdad correspondiente al componente asignativo.



el valor de $Var_{\omega t}(\gamma_N)$ en 1977 a en 1999, lo que representa una reducción del 27%. En cualquier caso, el proceso no ha sido uniforme en el tiempo. De hecho, la disminución de las disparidades se ha concentrado fundamentalmente en los últimos años setenta. Durante las dos décadas posteriores se ha producido un leve aumento de las diferencias regionales en productividad que, sin embargo, no llega a compensar la reducción del período anterior. Esta evolución de $Var_{\omega t}(\gamma_N)$ es coherente con los resultados alcanzados en la sección anterior.

Los componentes estructural y regional han seguido una trayectoria semejante a la experimentada por $Var_{\omega}(\gamma_N)$, lo que implica una reducción de la desigualdad para la totalidad del intervalo temporal analizado. De hecho, los valores de $\overline{Var_{\omega}(\gamma_N)}$ y $Var_{\omega}(\rho_N)$ han disminuido, respectivamente, un 29 y un 31% entre 1977 y 1999. Ahora bien, esta evolución global esconde dinámicas diferenciadas para ambos componentes. En efecto, en el caso del componente estructural la desigualdad atribuible al factor interno ha disminuido en un 50% a lo largo de los veintitrés años contemplados. Por su parte, la desigualdad correspondiente al factor externo también se ha reducido, si bien en menor cuantía. En concreto, el valor de $Var_{\omega}(\varepsilon_N^E)$ ha disminuido en un 10% durante el período examinado. Adicionalmente, los resultados obtenidos ponen de manifiesto que, como consecuencia de esta evolución, el factor externo contribuye a explicar en 1999 el 67% de la desigualdad asociada al componente estructural, frente al 53% correspondiente a 1977.

Por lo que hace referencia al componente regional, los valores de $\overline{Var_{\omega}(\rho_N^I)}$ y $Var_{\omega}(\rho_N^E)$ han disminuido, respectivamente, un 16 y un 34% entre 1977 y 1999. En cualquier caso, a pesar de esta trayectoria, los resultados obtenidos ponen de manifiesto que la mayor parte de $Var_{\omega}(\rho_N)$ es atribuible al factor externo. De hecho, a pesar de que la importancia relativa del mismo se ha reducido en un 4% a lo largo del intervalo temporal contemplado, en 1999 todavía representa más de tres cuartas partes de la desigualdad atribuible al componente regional.

La evolución del componente asignativo merece un comentario adicional. Así, durante los veintitrés años contemplados $Var_{\omega}(\alpha_N)$ ha experimentado un descenso en términos absolutos del 61%. No obstante, el signo negativo resulta indicativo de que el componente asignativo ha actuado como compensador de las diferencias regionales en productividad derivadas del resto de componentes considerados. Como es lógico, esta evolución ha sido el resultado último de la dinámica seguida por $Var_{\omega}(\alpha_N^I)$ y $Var_{\omega}(\alpha_N^E)$, cuyos valores se han reducido a su vez en términos absolutos en un 61% en ambos casos a lo largo del período analizado. Ahora bien, el factor externo es nuevamente el responsable de la mayor parte de la desigualdad atribuible al componente asignativo. En concreto, $Var_{\omega}(\alpha_N^E)$ explica el 79% de $Var_{\omega}(\alpha_N)$ en 1999.

En términos relativos, la contribución más importante a la desigualdad global en productividad en el entorno europeo corresponde al componente regional. De hecho, aún cuando la importancia relativa de $Var_{\omega}(\rho_N)$ ha disminuido en un 5% durante el intervalo temporal examinado, en 1999 todavía representa el 98% de la desigualdad global. Este resultado pone de manifiesto la relevancia de aquellos factores que inciden de manera uniforme sobre la productividad de los distintos sectores a la hora de explicar los desequilibrios territoriales observados en la UE²⁶.

Por su parte, la contribución del componente estructural a las disparidades en los diferenciales regionales de productividad ha permanecido prácticamente constante a lo largo del período, situándose en un 8% a finales de la década de los noventa. El escaso protagonismo del componente estructural no resulta sorprendente si tenemos en cuenta el proceso de convergencia experimentado por las estructuras productivas re-

²⁶ Geppert *et al.* (2003) han obtenido un resultado semejante a partir de una metodología diferente a la empleada en este trabajo.

gionales en el ámbito europeo a lo largo de las últimas décadas²⁷. Ahora bien, ello no implica ignorar la incidencia de la composición sectorial de la actividad sobre la evolución de la productividad y sus diferenciales territoriales, cuya importancia en el seno de la UE ha sido destacada reiteradamente²⁸.

Por último, la importancia relativa del componente asignativo ha disminuido en términos absolutos un 6% entre durante los veintitrés años considerados, representando al final del período un -7%. El signo negativo es el resultado de la existencia de una correlación negativa entre γ_N y α_N e indica que el componente asignativo reduce la desigualdad en las brechas regionales de productividad en torno a un 7% en 1999.

4. Conclusiones

A lo largo de las páginas precedentes hemos examinado algunos de los rasgos más destacados de la distribución regional del producto por empleado en la UE entre 1977 y 1999. Los resultados obtenidos muestran una disminución de la desigualdad regional en productividad durante el período considerado, debido fundamentalmente al comportamiento experimentado por aquellas regiones situadas en el extremo superior de la distribución (*convergencia a la baja*). En cualquier caso, el nivel de movilidad intradistribucional observado es relativamente bajo, lo que indica que las regiones europeas han tendido en general a mantener sus posiciones relativas en términos de productividad a lo largo de los veintitrés años contemplados.

Paralelamente, los análisis llevados a cabo ponen de manifiesto el importante papel desempeñado por el *efecto país* en la explicación de las disparidades regionales en el producto por empleado en el seno de la UE. Este hecho sugiere que los procesos de crecimiento de la productividad regional en el ámbito europeo se encuentran estrechamente relacionados con aquellos elementos específicos propios de cada Estado vinculados, por ejemplo, a aspectos de carácter institucional.

Por otra parte, los resultados obtenidos sugieren que la desigualdad regional en productividad está estrechamente relacionada con diferencias intrínsecas entre regiones. De acuerdo con esto, los principales determinantes de la desigualdad regional en productividad serían básicamente aquellos factores que inciden de manera uniforme sobre la productividad de los diferentes sectores. Por el contrario, la composición sectorial de la actividad productiva parece haber contribuido relativamente poco a la dispersión de las productividades regionales a lo largo de los veintitrés años considerados. De esta forma, la escasa magnitud del componente estructural respalda la relevancia de los modelos de crecimiento unisectoriales que analizan las disparidades regionales en renta por habitante.

Finalmente, las conclusiones alcanzadas en este trabajo plantean ciertas implicaciones que pudieran ser aplicables en el diseño de la política regional comunitaria en relación con los instrumentos a emplear para incrementar la productividad de las re-

²⁷ Al respecto, véase Hallet (2002) y Rapún *et al.* (2004).

²⁸ Véase, por ejemplo, Paci (1997), Comisión Europea (1999) o Gil *et al.* (2002).

giones más atrasadas. Así, el hecho de que las diferencias en productividad estén relacionadas fundamentalmente con factores regionales específicos parece sugerir la necesidad de intensificar, por ejemplo, aquellas políticas que incentiven la inversión en infraestructuras y capital humano, así como la innovación y la difusión tecnológica. Por el contrario, dado que las disparidades regionales en productividad no se deben esencialmente a diferencias en las estructuras productivas, tendrían menos sentido en este contexto las políticas destinadas a provocar cambios en la composición sectorial del empleo en las regiones más atrasadas. Asimismo, el hecho de que el *efecto país* desempeñe un papel relevante en la explicación de la desigualdad regional en productividad en el entorno europeo pone de manifiesto la conveniencia de diseñar de manera específica políticas destinadas al desarrollo de aquellos Estados cuyo producto por empleado se sitúa por debajo de la media comunitaria.

Bibliografía

- Armstrong, H.W. (2002): «European Union Regional Policy: Reconciling the Convergence and Evaluation Evidence». En Cuadrado, J.R. y Parellada, M. (eds.): *Regional Convergence in the European Union, Facts, Prospects and Policies*. Springer-Verlag, Berlín.
- Barro, R. y Sala-i-Martin, X. (1991): «Convergence across States and Regions». *Brooking Papers on Economic Activity*, 1: 107-182.
- Benito, J.M. y Ezcurra, R. (2003): *Distribución espacial de la productividad en la Unión Europea*. Departamento de Economía, Mimeo, Universidad Pública de Navarra.
- Browne, L.E. (1989): «Shifting Regional Fortunes: the Wheel Turns». *New England Economic Review*. Federal Reserve Bank of Boston.
- Carlino, G.A. (1992): «Are Regional Per Capita Earnings Diverging?». *Business Review*. Federal Reserve Bank of Philadelphia, pp. 3-12.
- Chakravarty, S. R. (1990): *Ethical Social Index Numbers*. Springer Verlag, Berlín.
- Cheshire, P. y Carbonaro, G. (1996): «Urban economic growth in Europe: Testing theory and policy prescriptions». *Urban Studies*, 33: 1111-1128.
- Comisión Europea (1999): *Sexto informe periódico sobre la situación y la evolución socioeconómica de las regiones de la UE*. Oficina de Publicaciones Oficiales de las Comunidades Europeas, Bruselas.
- Comisión Europea (2001): *Segundo informe sobre la cohesión económica y social*. Comunidades Europeas, Bruselas.
- Cowell, F. (1995): *Measuring Inequality*. 2nd Edition. LSE Handbooks in Economics, Prentice Hall, Londres.
- Cuadrado, J.R., Mancha, T. y Garrido, R. (2002): «Regional Dynamics in the European Union: Winners and Losers». En Cuadrado, J.R. y Parellada, M. (eds.): *Regional Convergence in the European Union, Facts, Prospects and Policies*. Springer-Verlag, Berlín.
- Dunn, E.S. (1960): «A Statistical and Analytical Technique for Regional Analysis». *Papers and Proceedings of the Regional Science Association*, 6: 97-112.
- Esteban, J. (1994): «La desigualdad interregional en Europa y en España: descripción y análisis». En *Creimiento y convergencia regional en España y Europa*, volumen 2, pp. 13-82, Instituto de Análisis Económico-CSIC y Fundación de Economía Analítica, Barcelona.
- Esteban, J. (2000): «Regional convergence in Europe and the industry mix: a shift share analysis». *Regional Science and Urban Economics*, 30: 353-364.
- Fingleton, B. (1999): «Estimates of time to economic convergence: an analysis of regions of the European Union». *International Regional Science Review*, 22: 5-35.
- Fingleton, B., Lewney, R. y Pinelli, D. (1996): «Regional Growth and Convergence». *The Single Market Review*, subseries VI, vol. 1, Kogan Page-Earthscan, Londres.

- Geppert, K.; Gornig, M. y Stephan, A. (2003): *Regional Productivity Differences in the European Union: Theoretical predictions and empirical evidence*. 43rd European Regional Science Congress, Jyväskylä.
- Gil, C.; Pascual, P. y Rapún, M. (2002): «Structural change, infrastructure and convergence in the regions of the European Union». *European Urban and Regional Studies*, 9 (2): 115-135.
- Goerlich, F.J. (2003): «Weighted samples, kernel density estimators and convergence». *Empirical Economics* 28: 335-351.
- Hallet, M. (2002): «Regional Specialisation and Concentration in the EU». En Cuadrado, J.R. y Parellada, M. (eds.): *Regional Convergence in the European Union: Facts, Prospects and Policies*. Springer-Verlag, Berlín.
- Lerman, R.I. (1999): «How Do Income Sources Affect Income Inequality». En Silber, J. (ed.): *Handbook of Income Inequality Measurement*. Kluwer Academic Publishers, Boston.
- López-Bazo, E.; Vaya, E.; Mora, A. y Suriñach, J. (1999): «Regional Economic Dynamics and Convergence in the European Union». *The Annals of Regional Science*, 33 (3): 343-370.
- Molle, W.; Van Holst, B. y Smit, B. (1980): *Regional Disparity and Economic Development in the European Community*. Saxon House, Farnborough.
- Neven, D. y Gouyette, C. (1995): «Regional Convergence in the European Community». *Journal of Common Market Studies*, 33: 47-65.
- Paci, R. (1997): «More Similar and Less Equal: Economic Growth in the European Regions». *Weltwirtschaftliches Archiv*, 133: 609-634.
- Paci, R. y Pigliaru, F. (1997): «Structural change and convergence: an Italian regional perspective». *Structural Change and Economic Dynamics*, 8: 297-318.
- Paci, R. y Pigliaru, F. (1999): «European Regional Growth Do Sectors Matter?». En J. Adams y F. Pigliaru (eds.): *Economic Growth and Change. National and Regional Patterns of Convergence and Divergence*. Edward Elgar, Cheltenham.
- Quah, D. (1993): «Empirical cross-section dynamics in economic growth», *European Economic Review* 37, pp. 426-434.
- Quah, D. (1996a): «Empirics for Economic Growth and Convergence». *European Economic Review*, 40: 1353-1375.
- Quah, D. (1996b): «Regional convergence clusters across Europe». *European Economic Review*, 40: 951-958.
- Quah, D. (1997): «Empirics for Growth and Distribution: Stratification, Polarization and Convergence Clubs». *Journal of Economic Growth*, 2: 27-59.
- Rapún, M.; Ezcurra, R.; Gil, C. y Pascual, P. (2004): «Distribución espacial de la actividad económica: especialización y desigualdad en las regiones de la Unión Europea». En Villaverde, J. (ed.): *Competitividad regional en la Unión Europea ampliada*. Instituto de Estudios Fiscales, próxima publicación.
- Rodríguez-Pose, A. (1999): «Convergence or Divergence? Types of Regional Responses to Socio-Economic Change in Western Europe». *Tijdschrift voor Economische en Sociale Geografie*, 90 (4): 363-378.
- Salas, R. (2002): «Multilevel interterritorial convergence and additive multidimensional inequality decomposition». *Social Choice and Welfare*, 19: 207-218.
- Shorrocks, A.F. (1982): «Inequality decomposition by factor components». *Econometrica*, 50: 193-211.
- Shorrocks, A.F. (1983): «The Impact of Income Components on the Distribution of Family Incomes». *Quarterly Journal of Economics*, 98 (2): 311-326.
- Shuetrim, G. (1999): *Gauss Routines to Estimate Univariate and Bivariate Kernel Densities*. <http://ideas.repec.org/c/apr/aprsft/cd0003.html>.
- Silverman, B.W. (1986): *Density Estimation for Statistics and Data Analysis*. Chapman and Hall, Monographs on Statistics and Applied Probability 26, Londres.
- Terrasi, M. (2002): «National and Spatial Factors in EU Regional Convergence», 185-209. En Cuadrado, J.R. y Parellada, M. (eds.): *Regional Convergence in the European Union: Facts, Prospects and Policies*. Springer-Verlag, Berlín.
- Theil, H. (1967): *Economics and Information Theory*. North Holland, Amsterdam.