

Disparidades espaciales en productividad en la Unión Europea^{*}

Juan Miguel Benito y Roberto Ezcurra
Universidad Pública de Navarra

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 la Unión Europea 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, paralelamente los resultados obtenidos ponen de manifiesto el importante papel desempeñado por el componente nacional y la dimensión espacial en la explicación de las disparidades regionales en el producto por empleado en el entorno europeo. 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.

Palabras clave: Disparidades espaciales, productividad, Unión Europea.

Código JEL: R10, R11, R58.

^{*}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.

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 Europea¹. 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 los últimos quince años, coincidiendo con la aparición a mediados de la década de los ochenta de los modelos de crecimiento endógeno. Asimismo, la necesidad de reducir las diferencias existentes en los niveles de desarrollo de las distintas regiones europeas se encuentra directamente relacionada con alguno 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 Estados miembros, contribuyendo de esta manera al logro de una mayor cohesión económica y social².

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 Unión Europea. Precisamente al examen de estas cuestiones está dedicado el presente trabajo.

Al respecto, 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

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

²Concretamente, el artículo 2 del Tratado de la Unión Europea establece que “la Comunidad tendrá como misión promover (...) un desarrollo armonioso y equilibrado de las actividades económicas, un crecimiento sostenible (...), un alto grado de convergencia de los resultados económicos (...)”.

³A 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.

⁴En la literatura tradicional sobre convergencia económica a menudo se opta por incluir variables estructurales en la ecuación de convergencia relacionadas con la composición

manera, la persistencia a lo largo del tiempo 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 Unión Europea. 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 fundamentalmente 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 principal objetivo de este trabajo es analizar a partir de diferentes enfoques la distribución regional del producto por empleado en el seno de la Unión Europea. Asimismo, se examina cuál ha sido la contribución regional y sectorial a la convergencia en productividad en la Unión Europea. Con ello se pretende aportar algún elemento complementario sobre la naturaleza de la desigualdad regional, a fin de obtener algún tipo de inferencia que pudiera ser eventualmente 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. Asimismo, 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-

sectorial del empleo y/o del producto (Barro y Sala-i-Martín, 1991). Al respecto, véase asimismo Fagerberg y Verspagen (1996) o Paci y Pigliaru (1997, 1999).

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

Martin (1991, 1992). 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 Unión Europea.

Por otra parte, la ausencia de datos regionales condiciona los trabajos acerca de la evolución de las disparidades regionales que han tenido como escenario la Unión Europea. Algunos autores [Barro y Sala-i-Martin (1991), Sala-i-Martin (1996), Fagerberg y Verspagen (1996)] han optado por limitar el número de países considerados con el fin de disponer de un amplio horizonte temporal. Otros [Esteban (1994), Quah (1996b), 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 correspondiente a 197 regiones NUTS2 pertenecientes a la totalidad de Estados miembros. Para esas 197 regiones se poseen datos desagregados sectorialmente de valor añadido a precios de mercado y empleo entre 1977 y 1999. Las variables monetarias han sido transformadas utilizando los correspondientes deflatores nacionales en euros constantes de 1990, lo que permite efectuar comparaciones intertemporales en términos reales⁶.

⁶Los datos proporcionados por Cambridge Econometrics se basan fundamentalmente en la información suministrada por REGIO, la base de datos regional de Eurostat. Sin embargo, REGIO presenta importantes carencias en determinados casos, especialmente durante los últimos años de la década de los setenta y primeros ochenta. Por ello, y ante la necesidad de disponer de series completas de valor añadido y empleo a lo largo del tiempo para un conjunto suficientemente grande de regiones NUTS2, Cambridge Econometrics ha optado por completar los datos de REGIO a partir de la utilización de estadísticas nacionales alternativas y métodos de interpolación. En cualquier caso, la ausencia de información nos ha obligado a excluir del análisis a los nuevos *Länder* alemanes, los departamentos franceses de ultramar y los territorios españoles en el Norte de África.

El contenido de este trabajo se desarrolla del siguiente modo. En el próximo apartado se aborda el estudio de la dinámica de la distribución regional del producto por empleado en la Unión Europea entre 1977 y 1999. A continuación, en el apartado tercero se examina la relevancia del componente nacional y la dimensión espacial en los desequilibrios territoriales en productividad observados en el ámbito europeo. Posteriormente, en el apartado cuarto se analiza en qué medida la desigualdad observada puede ser atribuida a la existencia de diferencias regionales en diversos factores. Por último, en el apartado quinto se recogen las conclusiones más relevantes.

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

En este apartado se analiza a partir de diferentes enfoques complementarios la distribución regional de la productividad aparente del trabajo en la Unión Europea 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 en el ámbito europeo 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 regiones. Sin embargo, salvo excepciones, 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 consideradas. Esta omisión resulta especialmente relevante en el contexto europeo, dado que implica asignar la misma importancia en el análisis a regiones muy diferentes entre sí⁷.

⁷Por 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.

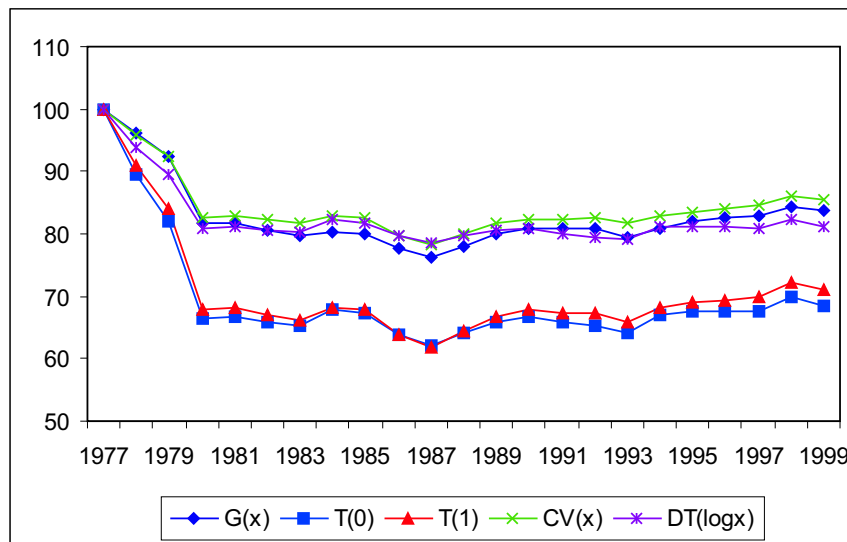
Ahondando en el examen de la desigualdad, es de sobra conocido que los resultados obtenidos pueden diferir, en ocasiones incluso de manera significativa, en función de cuáles sean las medidas utilizadas en el análisis. En este contexto, ante la evidente dificultad que representa el hecho de que distintos 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, en este trabajo hemos examinado la evolución de las disparidades regionales en productividad en la Unión Europea 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 $T(1)$. Asimismo, 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*⁸. 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-Dalton⁹.

La figura 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, hemos normalizado las diferentes medidas otorgando el valor 100 al nivel correspondiente al año 1977. El análisis llevado a cabo pone de manifiesto que la la desigualdad exhibida por la distribución regional del producto por empleado en la Unión Europea ha disminuido en términos globales entre 1977 y 1999. En efecto, los valores de los diferentes índices se han reducido entre un 32 y un 14 por 100 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

⁸A diferencia de lo que sucede en los análisis de convergencia convencionales, en este trabajo ambos estadísticos han sido calculados tras incluir las correspondientes ponderaciones.

⁹Chakravarty (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.

Figura 1: Desigualdad regional en productividad, 1977-1999.



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 renta y empleo a nivel regional en la Unión Europea y que se sitúa en término medio en 0,95 a lo largo del período examinado.

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 1977-1999¹⁰. 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. Asimismo, el valor del parámetro de suavizado ha sido determinado de modo óptimo en cada caso de acuerdo con Silverman (1986)¹¹. Los resultados obtenidos muestran la existencia de diferencias significativas en la forma externa de las densidades estimadas durante los veintitrés años contemplados, 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.

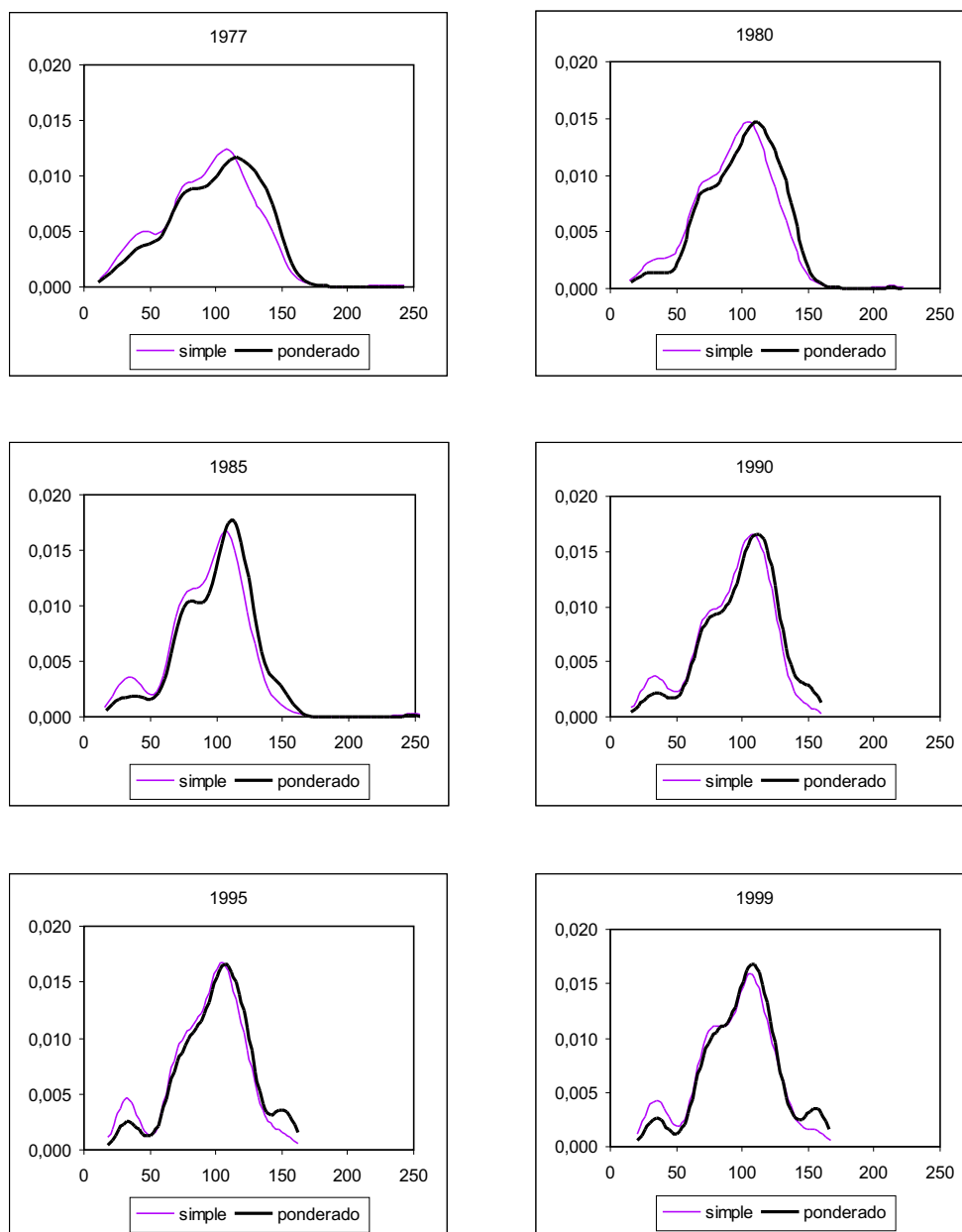
Asimismo, la información suministrada por la figura 2 pone de manifiesto la presencia de un cierto grado de polarización en la distribución regional del producto por empleado en el ámbito europeo. Así, las funciones de densidad estimadas para 1977 se caracterizan por la existencia de una única moda localizada 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

¹⁰Hemos 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.

¹¹Véase Silverman (1986), sección 2.10. El lector interesado en los detalles metodológicos puede consultar, por ejemplo, las monografías de Scott (1992), Wand y Jones (1994) o Simonoff (1996), entre otros.

Figura 2: Funciones de densidad de la distribución regional del producto por empleado.



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 procederemos a examinar la movilidad intradistribucional observada en la distribución regional del producto por empleado en el seno de la Unión Europea 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 excluyentes¹². Sin embargo, este enfoque presenta un problema evidente, toda vez 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 empleado en la Unión Europea, resulta necesario precisar una serie de cuestiones de índole metodológica. En concreto, en todos los casos hemos empleado nuevamente funciones kernel de tipo gaussiano. Asimismo, siguiendo a Silverman (1986), los valores del parámetro de suavizado han sido seleccionados de modo óptimo. Finalmente, todas las estimaciones se han

¹²Para 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.

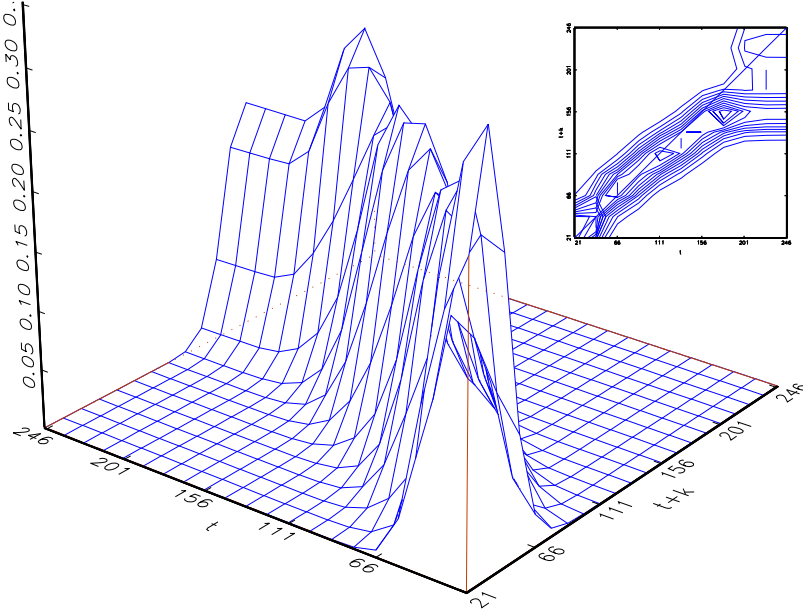
llevado a cabo en Gauss utilizando como código base la función de densidad bivalente propuesta por Shuetrim (1999).

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 . Este hecho estaría reflejando una convergencia de las productividades regionales alrededor de la media comunitaria. 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 es-

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

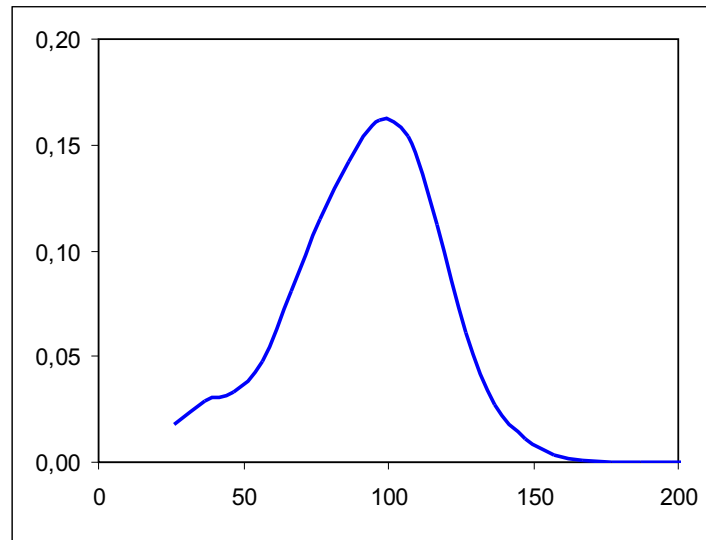


timado la distribución ergódica correspondiente a partir de la iteración del kernel estocástico hasta alcanzar la convergencia del proceso¹³. Dado que dicha distribución ha de ser por definición continua, resulta posible representarla gráficamente (figura 4). Tal y como podemos comprobar, la distribución 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 realizarse 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. Asimismo, 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 oportuni-

¹³La 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.

des de desarrollo que podrían contribuir a la reducción de los desequilibrios territoriales actualmente existentes en el entorno europeo en términos de productividad.

Figura 4: Distribución ergódica de la productividad regional.



3. Determinantes de la dinámica de la distribución regional del producto por empleado: El componente nacional y la dimensión espacial

Con el fin de completar los resultados alcanzados hasta el momento, en este apartado vamos a examinar la relevancia del componente nacional y la dimensión espacial en la dinámica experimentada por la distribución regional del producto por empleado en la Unión Europea entre 1977 y 1999. A diferencia de lo que suele resultar habitual en la literatura, para el estudio de esta cuestión emplearemos una serie de instrumentos propuestos por Quah (1996a, 1997) e introducidos en las páginas anteriores, que nos van a permitir determinar con cierta precisión en qué medida la distribución objeto de estudio se ve modificada si incorporamos al análisis distintos factores adicionales

a la productividad regional. La idea intuitiva que subyace a la metodología empleada es sencilla. Consiste simplemente en comparar el producto por empleado de una determinada región con la productividad de otras regiones con las que, según conjeturamos, debería estar relacionada.

La literatura dedicada al estudio de las disparidades espaciales en el contexto europeo ha enfatizado a partir del trabajo pionero de Molle, Van Holst y Smit (1980) la importancia de los elementos específicos propios de cada Estado en los procesos de crecimiento regional¹⁴. Por lo tanto, parece razonable suponer que el componente nacional podría estar desempeñando un papel destacado en la evolución de la distribución regional de la productividad en el ámbito europeo a lo largo del período contemplado. A fin de analizar la importancia del *efecto país* hemos construido, siguiendo a Quah (1996b), una distribución condicionada que resulta de normalizar el producto por empleado de cada región en función de la productividad media del país al que pertenece, calculada sin considerar la región en cuestión.

Por otra parte, hasta el momento nos hemos limitado a considerar las diferentes regiones como unidades aisladas unas de otras, prescindiendo por tanto de la dimensión espacial en un sentido estricto. La adopción de este enfoque no plantearía problemas importantes siempre y cuando la evolución de cada región en términos económicos resultara ajena al comportamiento experimentado por el resto a lo largo del tiempo. Ahora bien, este supuesto no parece excesivamente realista en el marco del proceso de integración actualmente en curso en el ámbito europeo, caracterizado a grandes rasgos por la progresiva pérdida de peso de las fronteras nacionales y un incremento continuado de las interacciones interregionales. Al respecto, en este contexto resulta razonable suponer, por ejemplo, que el nivel de productividad correspondiente a una determinada región podría estar relacionado con el valor de la citada variable en otro u otros lugares diferentes del espacio. De hecho, un análisis detallado de los niveles de productividad regionales confirma esta impresión. En concreto, tanto en 1977 como en 1999 parece existir una clara asociación espacial positiva entre áreas próximas, en la medida en que regiones físicamente adyacentes presentan en términos generales niveles semejantes de producto por empleado¹⁵. La literatura tradicional sobre convergencia económica ha tendido a examinar esta cuestión, sin duda relevante, mediante la aplicación de un conjunto de técnicas procedentes de

¹⁴Véase asimismo Barro y Sala-i-Martin (1991), Sala-i-Martin (1996) o Rodríguez-Pose (1999).

¹⁵Véase Benito y Ezcurra (2003).

la econometría espacial¹⁶. Sin embargo, en este trabajo hemos abordado el estudio de este asunto a partir de la información suministrada por una nueva distribución condicionada, obtenida tras normalizar el producto por empleado de cada región en función en este caso de la productividad media de las regiones físicamente adyacentes.

Las dos distribuciones condicionadas que hemos definido pueden interpretarse intuitivamente como aquella parte de la distribución original no explicada por el componente nacional y los distintos factores asociados a la localización espacial de las regiones consideradas. Con el fin de precisar esta idea imaginemos inicialmente una situación en la que el *efecto país* y la dimensión espacial no ejercieran influencia alguna sobre la dinámica de la distribución regional del producto por empleado, de forma que las regiones menos (más) productivas con respecto a la media comunitaria continuaran siéndolo en relación con la media nacional y de las regiones vecinas. En este escenario hipotético la distribución original coincidiría con las distribuciones condicionadas. Por el contrario, si el componente nacional y la variable espacio desempeñasen un papel relevante, cabría esperar que las regiones menos (más) productivas disfrutaran de un producto por empleado similar a la media del grupo del que forman parte, definido en función de criterios político-administrativos o bien exclusivamente espaciales.

Quah(1996b) propone analizar estas cuestiones a partir de la estimación de distintas matrices de transición. Sin embargo, como ya sabemos, este enfoque presenta ciertos problemas relacionados con la determinación arbitraria por parte del investigador del número de clases en que es necesario agrupar inicialmente a las diferentes regiones consideradas. Con el fin de superar las limitaciones asociadas a la utilización de matrices de transición discretas, en este trabajo hemos optado por utilizar alternativamente kernels estocásticos y diagramas de contorno¹⁷.

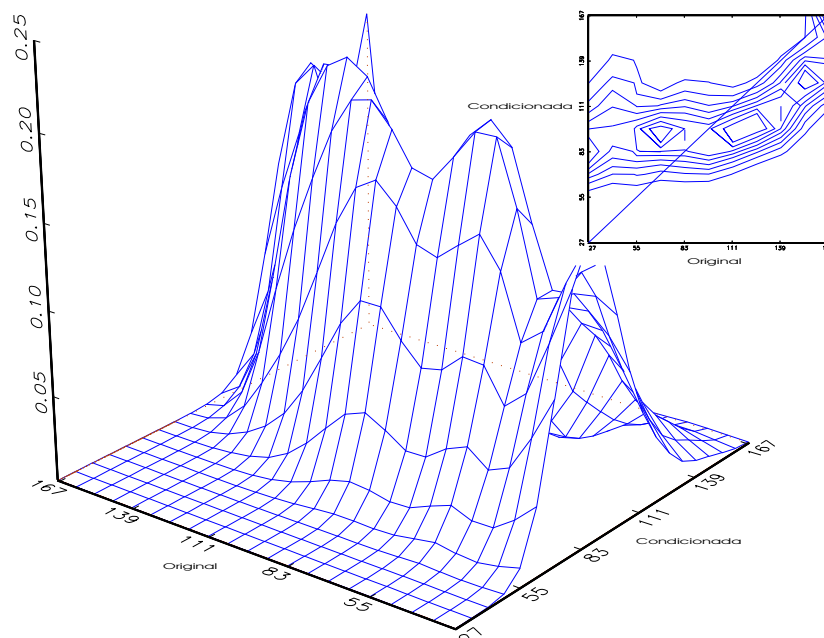
Antes de comentar los resultados obtenidos puede ser conveniente precisar algunos aspectos relacionados con la interpretación de los kernels estocásticos y los diagramas de contorno en este contexto. Estos instrumentos proporcionan en este marco información acerca de las probabilidades de transición entre la distribución original y la distribución condicionada, y no entre dos

¹⁶Véase, por ejemplo, Fingleton y McCombie (1998), López-Bazo *et al.* (1999) o Fingleton (1999).

¹⁷Los kernels estocásticos y los diagramas de contorno han sido utilizados por Overman y Puga (2002) para explorar el origen de las diferencias regionales en tasas de desempleo en la Unión Europea. Véase asimismo Lamo (2000).

momentos de tiempo como sucedía previamente. De esta manera, si los factores considerados no contribuyen a explicar la dinámica de la distribución analizada a lo largo del tiempo, la masa de probabilidad debería concentrarse en torno a la diagonal principal¹⁸. Por el contrario, si el componente nacional y la dimensión espacial son determinantes para explicar la evolución de la distribución objeto de estudio, la densidad tendería a localizarse paralelamente al eje correspondiente a la distribución original y en torno a la media.

Figura 5: El componente nacional y la dinámica de la distribución regional del producto por empleado.

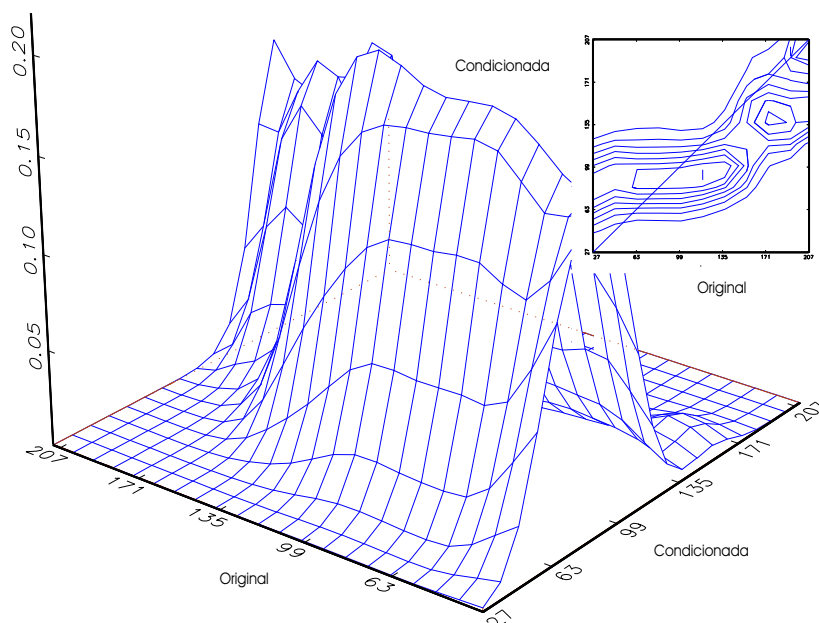


La figura 5 presenta los resultados obtenidos al examinar de acuerdo con esta metodología la influencia del *efecto país* en la dinámica de la distribución regional del producto por empleado en el ámbito europeo entre 1977 y 1999. Para la construcción del kernel estocástico y el diagrama de contorno correspondiente hemos considerado información de la totalidad de los veintitrés años que integran el período 1977-1999. Los resultados obtenidos ponen de manifiesto la importancia del componente nacional en este contexto. Con algunas excepciones concretas, la evidencia empírica aportada apunta a la existencia de diferencias relativamente importantes entre la dis-

¹⁸En el caso discreto la matriz de transición correspondiente debería coincidir con la matriz identidad.

tribución regional de la productividad en una nación *típica* y la distribución correspondiente al conjunto de la Unión Europea. Sin embargo, una inspección detallada de los gráficos que aparecen en la figura 5 permite matizar, al menos parcialmente, esta conclusión. De hecho, el *efecto país* parece ser más relevante entre aquellas regiones con niveles de productividad reducidos e intermedios, dado que en términos generales su producto por empleado tiende a coincidir con la media nacional. Ahora bien, paralelamente, en el extremo superior de la distribución se aprecia un acercamiento de la masa de probabilidad a la diagonal principal. Este hecho sugiere que la productividad regional tiende a estar menos relacionada con la media nacional en las regiones con niveles de producto por empleado elevados.

Figura 6: La dimensión espacial y la dinámica de la distribución regional del producto por empleado.



A continuación hemos aplicado esta metodología una vez más para determinar la influencia de los factores asociados a la localización espacial de las distintas regiones consideradas. Nuevamente hemos empleado para estimar el kernel estocástico y el diagrama de contorno asociado la información de la distribución original y de la distribución condicionada correspondiente a la totalidad de los veintitrés años contemplados. Los resultados alcanzados se presentan en la figura 6 y son en términos generales similares a los comentados previamente en relación con el componente nacional. Los mismos ponen

de manifiesto el importante papel desempeñado por la dimensión espacial en la dinámica experimentada por la distribución regional del producto por empleado a lo largo del período 1977-1999. Asimismo, análogamente al caso anterior, las regiones con niveles de productividad reducidos e intermedios se caracterizan por disfrutar de un producto por empleado semejante al de las regiones físicamente adyacentes. En cualquier caso, para valores de la productividad elevados nuevamente se observa un acercamiento de la masa de probabilidad a la diagonal principal. De acuerdo con esto, las regiones localizadas en el extremo superior de la distribución tienden, salvo excepciones concretas, a disfrutar de un producto por empleado superior a los de las regiones vecinas. Por lo tanto, la evidencia empírica aportada en este apartado sugiere que las regiones con niveles de productividad reducidos e intermedios presentan una mayor concentración geográfica que las regiones de productividad elevada.

4. 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 Unión Europea a lo largo del período analizado. En este contexto cobra especial relieve la identificación y el análisis de las causas generadoras de las diferencias regionales en el producto por empleado. De hecho, el presente apartado está dedicado precisamente al estudio de esta cuestión.

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:

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

donde los índices i , $i = 1, 2, \dots, n$, y j , $j = 1, 2, \dots, m$, denotan respectivamente la región y el sector productivo¹⁹. Asimismo, X hace referencia al valor añadido y E al empleo.

¹⁹Obviamente, $\sum_{j=1}^m s_{ij} = 1$, para todo $i = 1, 2, \dots, n$.

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 una consecuencia inmediata de las diferencias en las dotaciones regionales de aquellos factores agregados que inciden de manera uniforme sobre la productividad de los diferentes sectores²⁰.

Cuantificar la relevancia que las explicaciones anteriores tienen en el caso europeo requiere llevar a cabo un proceso de descomposición de la brecha de productividad 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 muy sencilla. 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

²⁰En 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.

sector j a nivel europeo²¹. 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:

$$\begin{aligned} y_i - y &= \sum_{j=1}^m (s_{ij} - s_j) y_j + \sum_{j=1}^m (y_{ij} - y_j) s_j + \\ &\quad + \sum_{j=1}^m (s_{ij} - s_j) (y_{ij} - y_j) \end{aligned} \quad (4)$$

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 en el ámbito europeo. De hecho, ε_i alcanza su valor máximo si la región esta 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

²¹Por lo tanto, $\sum_{j=1}^m s_j = 1$.

región la estructura sectorial media de la Unión Europea. En consecuencia, 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.

Ahora bien, de acuerdo con los resultados obtenidos en el apartado anterior puede resultar interesante suministrar en este contexto información cuantitativa precisa acerca del papel desempeñado por el *efecto país* en relación con la evolución de las disparidades regionales en el producto por empleado 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 distintos 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 $k = 1, 2, \dots, H$.

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

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

$$+ \sum_{j=1}^m (s_{ij} - s_j^k) (y_{ij} - y_j^k) + \sum_{j=1}^m (s_j^k - s_j) (y_j^k - y_j) \quad (7)$$

que a su vez puede expresarse del siguiente modo:

$$\gamma_i = \varepsilon_i^I + \varepsilon_i^E + \rho_i^I + \rho_i^E + \alpha_i^I + \alpha_i^E \quad (8)$$

Asimismo, es fácil comprobar adicionalmente que:

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

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

y

$$\begin{aligned} \sum_{j=1}^m (s_{ij} - s_j) (y_{ij} - y_j) &= \sum_{j=1}^m (s_{ij} - s_j^k) (y_{ij} - y_j^k) + \\ &+ \sum_{j=1}^m (s_j^k - s_j) (y_j^k - y_j) \end{aligned} \quad (11)$$

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 comunitaria²².

Pues bien, en este apartado pretendemos estudiar la contribución de cada uno de los sumandos que integran la expresión (7) a la desigualdad global en los diferenciales regionales de productividad en el ámbito europeo. Sin embargo, determinar qué parte de la desigualdad existente en la distribución de las brechas de productividad regionales con respecto a la media comunitaria corresponde a cada componente exige asignar al mismo no sólo sus efectos directos sobre la desigualdad global, sino también sus efectos indirectos, (que pueden ser positivos o negativos). Ahora bien, dado que no existe una forma única de asignar los efectos indirectos, la descomposición de una medida particular de desigualdad, caso de ser posible, no será generalmente única²³.

Teniendo esto presente, a continuación hemos llevado a cabo una descomposición de la varianza de los diferenciales regionales de productividad de acuerdo con los resultados obtenidos en el apartado anterior. Sin embargo, llegados a este punto 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 llevar a cabo 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

²²En 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

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

²³Para un análisis detallado de ésta y otras cuestiones relacionadas puede verse, por ejemplo, Lerman (1999)

igualdad por $y = \sum_{j=1}^m s_j y_j$, de manera que:

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

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

$$\begin{aligned}
\gamma_{iN} &= \varepsilon_{iN} + \rho_{iN} + \alpha_{iN} = \\
&= \varepsilon_{iN}^I + \varepsilon_{iN}^E + \rho_{iN}^I + \rho_{iN}^E + \alpha_{iN}^I + \alpha_{iN}^E \quad (16)
\end{aligned}$$

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 Unión Europea. 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:

$$Var_{\omega l}(\gamma_N) = Var_{\omega l}(\varepsilon_N) + Var_{\omega l}(\rho_N) + Var_{\omega l}(\alpha_N) + 2[Cov_{\omega l}(\varepsilon_N, \rho_N)$$

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

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:

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

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 determinar 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 distribución, no es posible obtener una descomposición factorial única de $Var_{\omega l}(\gamma_N)$.

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:

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

Asimismo,

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

con:

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

y

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

Análogamente, para el componente regional tendremos que:

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

Adicionalmente,

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

con:

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

y

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

Finalmente, para el componente asignativo:

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

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,

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

de manera que la suma de las contribuciones de los distintos componentes coincide con $Var_{\omega l}(\gamma_N)$. 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 $Var_{\omega l}(\gamma_N)$. 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.

Asimismo, 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 (cuadro A1).

Los cuadros 1, 2, 3 y 4 ofrecen los resultados de la descomposición natural de la varianza de los diferenciales regionales de productividad en la Unión Europea a lo largo del período 1977-1999²⁴. En términos globales las disparidades regionales en el producto por empleado han disminuido a lo largo de los veintitrés años contemplados, pasando el valor de $Var_{\omega l}(\gamma_N)$ de 0,1084 en 1977 a 0,0793 en 1999, lo que representa una reducción del 27 por 100. En cualquier caso, el proceso no ha sido uniforme en el tiempo. De hecho, la disminución de las disparidades se ha concentrado fundamentalmente en el período que va desde el año inicial hasta los primeros años de la década de los ochenta. Posteriormente 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 $Var_{\omega l}(\gamma_N)$ es coherente con los resultados alcanzados en los apartados anteriores.

Los componentes estructural y regional han seguido una trayectoria semejante a la experimentada por $Var_{\omega l}(\gamma_N)$, lo que implica una reducción de la desigualdad para la totalidad del intervalo temporal analizado. De hecho, los valores de $\overline{Var_{\omega l}(\varepsilon_N)}$ y $\overline{Var_{\omega l}(\rho_N)}$ han disminuido respectivamente un 29 y un 31 por 100 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 por 100 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 $\overline{Var_{\omega l}(\varepsilon_N^E)}$ ha disminuido en un 10 por 100 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 por 100 de la desigualdad asociada al componente estructural, frente al 53 por 100 correspondiente a 1977.

Por lo que hace referencia al componente regional, los valores de $\overline{Var_{\omega l}(\rho_N^I)}$ y $\overline{Var_{\omega l}(\rho_N^E)}$ han disminuido respectivamente un 16 y un 34 por 100 entre 1977 y 1999. En cualquier caso, a pesar de esta trayectoria, los resultados obtenidos ponen de manifiesto que la mayor parte de $\overline{Var_{\omega l}(\rho_N)}$ es atribuible

²⁴Hemos 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

Cuadro 1 : Descomposición de la desigualdad regional en productividad.

Año	$Var_I(N)$	%	$\overline{Var_I(N)}$	%	$\overline{Var_I(N)}$	%	$\overline{Var_I(N)}$	%
1977	0,1084	100	0,0094	8,69	0,1123	103,53	-0,0132	-12,21
1978	0,0997	100	0,0092	9,26	0,1004	100,77	-0,0100	-10,03
1979	0,0924	100	0,0074	7,99	0,0940	101,67	-0,0089	-9,67
1980	0,0741	100	0,0063	8,49	0,0746	100,69	-0,0068	-9,18
1981	0,0748	100	0,0072	9,69	0,0726	97,06	-0,0050	-6,75
1982	0,0734	100	0,0071	9,72	0,0699	95,33	-0,0037	-5,05
1983	0,0724	100	0,0080	11,03	0,0671	92,69	-0,0027	-3,72
1984	0,0743	100	0,0077	10,43	0,0696	93,71	-0,0031	-4,14
1985	0,0742	100	0,0082	11,02	0,0706	95,14	-0,0046	-6,16
1986	0,0690	100	0,0082	11,82	0,0658	95,40	-0,0050	-7,23
1987	0,0668	100	0,0083	12,36	0,0627	93,97	-0,0042	-6,32
1988	0,0696	100	0,0092	13,16	0,0652	93,69	-0,0048	-6,85
1989	0,0725	100	0,0090	12,47	0,0682	94,07	-0,0047	-6,54
1990	0,0736	100	0,0083	11,30	0,0700	95,12	-0,0047	-6,42
1991	0,0737	100	0,0084	11,40	0,0690	93,66	-0,0037	-5,06
1992	0,0739	100	0,0078	10,62	0,0695	94,02	-0,0034	-4,64
1993	0,0724	100	0,0074	10,23	0,0694	95,89	-0,0044	-6,12
1994	0,0748	100	0,0079	10,55	0,0719	96,09	-0,0050	-6,65
1995	0,0757	100	0,0076	10,05	0,0732	96,69	-0,0051	-6,74
1996	0,0764	100	0,0073	9,53	0,0741	96,94	-0,0049	-6,47
1997	0,0774	100	0,0070	9,07	0,0753	97,33	-0,0050	-6,40
1998	0,0801	100	0,0068	8,52	0,0786	98,12	-0,0053	-6,63
1999	0,0793	100	0,0067	8,42	0,0778	98,12	-0,0052	-6,54

Cuadro 2 : Descomposición de la desigualdad correspondiente al componente estructural.

Año	$\overline{Var}_{\omega l}(\varepsilon_N)$	%	$\overline{Var}_{\omega l}(\varepsilon_N^I)$	%	$\overline{Var}_{\omega l}(\varepsilon_N^E)$	%
1977	0,0094	100	0,0044	46,43	0,0050	53,57
1978	0,0092	100	0,0042	46,04	0,0050	53,96
1979	0,0074	100	0,0038	52,09	0,0035	47,91
1980	0,0063	100	0,0039	62,13	0,0024	37,87
1981	0,0072	100	0,0040	55,83	0,0032	44,17
1982	0,0071	100	0,0040	55,95	0,0031	44,05
1983	0,0080	100	0,0041	51,12	0,0039	48,88
1984	0,0077	100	0,0040	52,25	0,0037	47,75
1985	0,0082	100	0,0044	53,89	0,0038	46,11
1986	0,0082	100	0,0044	54,31	0,0037	45,69
1987	0,0083	100	0,0043	52,60	0,0039	47,40
1988	0,0092	100	0,0045	49,54	0,0046	50,46
1989	0,0090	100	0,0044	48,50	0,0047	51,50
1990	0,0083	100	0,0039	46,63	0,0044	53,37
1991	0,0084	100	0,0035	42,19	0,0049	57,81
1992	0,0078	100	0,0034	43,53	0,0044	56,47
1993	0,0074	100	0,0035	47,02	0,0039	52,98
1994	0,0079	100	0,0034	43,50	0,0045	56,50
1995	0,0076	100	0,0032	42,08	0,0044	57,92
1996	0,0073	100	0,0029	40,09	0,0044	59,91
1997	0,0070	100	0,0027	38,51	0,0043	61,49
1998	0,0068	100	0,0024	34,69	0,0045	65,31
1999	0,0067	100	0,0022	33,29	0,0045	66,71

Cuadro 3 : Descomposición de la desigualdad correspondiente al componente regional.

Año	$\overline{Var_{\omega}(\rho_N)}$	%	$\overline{Var_{\omega}(\rho_N^I)}$	%	$\overline{Var_{\omega}(\rho_N^E)}$	%
1977	0,1123	100	0,0222	19,82	0,0900	80,18
1978	0,1004	100	0,0218	21,71	0,0786	78,29
1979	0,0940	100	0,0176	18,72	0,0764	81,28
1980	0,0746	100	0,0156	20,94	0,0590	79,06
1981	0,0726	100	0,0149	20,59	0,0576	79,41
1982	0,0699	100	0,0142	20,32	0,0557	79,68
1983	0,0671	100	0,0143	21,38	0,0527	78,62
1984	0,0696	100	0,0146	20,99	0,0550	79,01
1985	0,0706	100	0,0178	25,16	0,0528	74,84
1986	0,0658	100	0,0153	23,19	0,0505	76,81
1987	0,0627	100	0,0140	22,32	0,0487	77,68
1988	0,0652	100	0,0136	20,93	0,0516	79,07
1989	0,0682	100	0,0137	20,15	0,0544	79,85
1990	0,0700	100	0,0143	20,37	0,0558	79,63
1991	0,0690	100	0,0150	21,72	0,0540	78,28
1992	0,0695	100	0,0152	21,88	0,0543	78,12
1993	0,0694	100	0,0164	23,61	0,0530	76,39
1994	0,0719	100	0,0163	22,71	0,0555	77,29
1995	0,0732	100	0,0161	21,98	0,0571	78,02
1996	0,0741	100	0,0164	22,15	0,0577	77,85
1997	0,0753	100	0,0168	22,33	0,0585	77,67
1998	0,0786	100	0,0179	22,80	0,0606	77,20
1999	0,0778	100	0,0186	23,87	0,0592	76,13

Cuadro 4 : Descomposición de la desigualdad correspondiente al componente asignativo.

Año	$\overline{Var}_{\omega l}(\alpha_N)$	%	$\overline{Var}_{\omega l}(\alpha_N^I)$	%	$\overline{Var}_{\omega l}(\alpha_N^E)$	%
1977	-0,0132	100	-0,0028	21,15	-0,0104	78,85
1978	-0,0100	100	-0,0023	22,81	-0,0077	77,19
1979	-0,0089	100	-0,0014	15,43	-0,0076	84,57
1980	-0,0068	100	-0,0015	21,85	-0,0053	78,15
1981	-0,0050	100	-0,0005	9,56	-0,0046	90,44
1982	-0,0037	100	-0,0003	9,20	-0,0034	90,80
1983	-0,0027	100	0,0001	-2,51	-0,0028	102,51
1984	-0,0031	100	-0,0002	7,94	-0,0028	92,06
1985	-0,0046	100	-0,0010	21,83	-0,0036	78,17
1986	-0,0050	100	-0,0013	26,04	-0,0037	73,96
1987	-0,0042	100	-0,0011	27,11	-0,0031	72,89
1988	-0,0048	100	-0,0015	31,09	-0,0033	68,91
1989	-0,0047	100	-0,0014	28,69	-0,0034	71,31
1990	-0,0047	100	-0,0013	26,95	-0,0035	73,05
1991	-0,0037	100	-0,0007	18,26	-0,0030	81,74
1992	-0,0034	100	-0,0007	19,21	-0,0028	80,79
1993	-0,0044	100	-0,0011	23,76	-0,0034	76,24
1994	-0,0050	100	-0,0009	17,81	-0,0041	82,19
1995	-0,0051	100	-0,0009	17,22	-0,0042	82,78
1996	-0,0049	100	-0,0011	21,49	-0,0039	78,51
1997	-0,0050	100	-0,0009	17,31	-0,0041	82,69
1998	-0,0053	100	-0,0009	17,75	-0,0044	82,25
1999	-0,0052	100	-0,0011	20,81	-0,0041	79,19

al factor externo. De hecho, a pesar de que la importancia relativa del mismo se ha reducido en un 4 por 100 a lo largo del intervalo temporal contemplado, en 1999 todavía representa más de tres cuartas partes de la desigualdad atribuible al componente regional.

Por su parte, el componente asignativo merece un comentario adicional. Así, $\overline{Var_{\omega l}(\alpha_N)}$ ha experimentado un descenso en términos absolutos del 61 por 100 durante los veintitrés años contemplados. Sin embargo, 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 $\overline{Var_{\omega l}(\alpha_N^I)}$ y $\overline{Var_{\omega l}(\alpha_N^E)}$, cuyos valores se han reducido a su vez en términos absolutos en un 61 por 100 en ambos casos a lo largo del período analizado. Ahora bien, al igual que sucedía en los casos anteriores el factor externo es el responsable de la mayor parte de la desigualdad atribuible al componente asignativo. En concreto, $\overline{Var_{\omega l}(\alpha_N^E)}$ explica el 79 por 100 de $\overline{Var_{\omega l}(\alpha_N)}$ 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 $\overline{Var_{\omega l}(\rho_N)}$ ha disminuido en un 5 por 100 durante el intervalo temporal examinado, en 1999 todavía representa el 98 por 100 de la desigualdad global. 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 1977-1999, situándose en un 8 por 100 a finales de la década de los noventa. Por último, la importancia relativa del componente asignativo ha disminuido en términos absolutos un 6 por 100 entre durante los veintitrés años considerados, representando al final del período un -7 por 100. 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 por 100 en 1999.

5. Conclusión

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 Unión Europea 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 Unión Europea. 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. Asimismo, la evidencia empírica aportada confirma la existencia en el ámbito europeo de una clara asociación espacial entre áreas próximas, en la medida en que en general las regiones físicamente adyacentes comparten niveles de producto por empleado semejantes. Ahora bien, a este respecto conviene notar que las regiones con niveles de productividad reducidos e intermedios presentan una mayor concentración espacial que las regiones de productividad elevada.

Adicionalmente, 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 medias 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 los apartados precedentes 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 regiones 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 la composición sectorial, tendrían menos sentido en este contexto las políticas destinadas a promover una reestructuración 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.

Referencias

- [1] 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.
- [2] BARRO, R. y SALA-I-MARTIN, X. (1991): “Convergence across States and Regions”, *Brooking Papers on Economic Activity* 1, pp. 107-182.
- [3] BARRO, R. y SALA-I-MARTIN, X. (1992): “Convergence”, *Journal of Political Economy* 100, pp. 407-443.
- [4] BENITO, J. M. y EZCURRA, R. (2003): “Distribución espacial de la productividad en la Unión Europea”, Departamento de Economía, Mimeo, Universidad Pública de Navarra.
- [5] BROWNE, L. E. (1989): “Shifting Regional Fortunes: the Wheel Turns”, *New England Economic Review*, Federal Reserve Bank of Boston.
- [6] CARLINO, G. A. (1992): “Are Regional Per Capita Earnings Diverging?”, *Business Review*, Federal Reserve Bank of Philadelphia, pp. 3-12.
- [7] COMISIÓN EUROPEA (1999): *Sexto informe periódico sobre la situación y la evolución socioeconómica de las regiones de la Unión Europea*, Oficina de Publicaciones Oficiales de las Comunidades Europeas, Bruselas.
- [8] COWELL, F. (1995): *Measuring Inequality*, 2nd Edition, LSE Handbooks in Economics, Prentice Hall, Londres.

- [9] CHAKRAVARTY, S. R. (1990): *Ethical Social Index Numbers*, Springer Verlag, Berlín.
- [10] 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.
- [11] DUNN, E. S. (1960): “A Statistical and Analytical Technique for Regional Analysis”, *Papers and Proceedings of the Regional Science Association* 6, pp. 97-112.
- [12] ESTEBAN, J. (1994): “La desigualdad interregional en Europa y en España: descripción y análisis”, en *Crecimiento y convergencia regional en España y Europa*, Volumen 2, pp. 13-82, Instituto de Análisis Económico-CSIC y Fundación de Economía Analítica, Barcelona.
- [13] ESTEBAN, J. (2000): “Regional convergence in Europe and the industry mix: a shift share analysis”, *Regional Science and Urban Economics* 30, pp. 353-364.
- [14] FAGERBERG, J. y VERSPAGEN, B. (1996): “Heading for Divergence. Regional Growth in Europe reconsidered”, *Journal of Common Market Studies* 34, pp. 431-448.
- [15] FINGLETON, B. (1999): “Estimates of time to economic convergence: an analysis of regions of the European Union”, *International Regional Science Review* 22, pp. 5-35
- [16] FINGLETON, B., LEWNEY, R. y PINELLI, D. (1996): “Regional Growth and Convergence”, *The Single Market Review*, subseries VI, vol. 1, Kogan Page-Earthscan, Londres.
- [17] FINGLETON, B. y MCCOMBIE, J. (1998): “Increasing returns and economic growth: some evidence for manufacturing from the European Union regions”, *Oxford Economic Papers* 50, pp. 89-105.
- [18] LAMO, A. (2000): “On convergence empirics: some evidence for Spanish regions”, *Investigaciones Económicas* vol. XXIV (3), pp. 681-707.
- [19] LERMAN, R. I. (1999): “How Do Income Sources Affect Income Inequality”, en Silber, J. (Ed.): *Handbook of Income Inequality Measurement*, Kluwer Academic Publishers, Boston.

- [20] 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), pp. 343-370.
- [21] MOLLE, W., VAN HOLST, B. y SMIT, B. (1980): *Regional Disparity and Economic Development in the European Community*, Saxon House, Farnborough.
- [22] OVERMAN, H. y PUGA, D. (2002): “Regional unemployment clusters”, *Economic Policy* 34, pp. 115-147.
- [23] PACI, R. (1997): “More Similar and Less Equal: Economic Growth in the European Regions”, *Weltwirtschaftliches Archiv* 133, pp. 609-634.
- [24] PACI, R. y PIGLIARU, F. (1997): “Structural change and convergence: an Italian regional perspective”, *Structural Change and Economic Dynamics* 8, pp. 297-318.
- [25] 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.
- [26] QUAH, D. (1993): “Empirical cross-section dynamics in economic growth”, *European Economic Review* 37, pp. 426-434.
- [27] QUAH, D. (1996a): “Empirics for Economic Growth and Convergence”, *European Economic Review* 40, pp. 1353-1375.
- [28] QUAH, D. (1996b): “Regional convergence clusters across Europe”, *European Economic Review* 40, pp. 951-958.
- [29] QUAH, D. (1997): “Empirics for Growth and Distribution: Stratification, Polarization and Convergence Clubs”, *Journal of Economic Growth* 2, pp. 27-59.
- [30] RODRIGUEZ-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), pp. 363-378.
- [31] SALA-I-MARTIN, X. (1996): “Regional Cohesion: Evidence and Theories of Regional Growth and Convergence”, *European Economic Review* 40, pp. 1325-1352.

- [32] SCOTT, D. W. (1992): *Multivariate Density Estimation: Theory, Practice and Visualization*, John Wiley and Sons, Nueva York.
- [33] SHUETRIM, G. (1999): "Gauss Routines to Estimate Univariate and Bivariate Kernel Densities", <http://ideas.repec.org/c/apr/aprsft/cd0003.html>.
- [34] SHORROCKS, A. F. (1982): "Inequality decomposition by factor components", *Econometrica* 50, pp. 193-211.
- [35] SHORROCKS, A. F. (1983): "The Impact of Income Components on the Distribution of Family Incomes", *Quarterly Journal of Economics* 98 (2), pp. 311-326.
- [36] SILVERMAN, B. W. (1986): *Density Estimation for Statistics and Data Analysis*, Chapman and Hall, Monographs on Statistics and Applied Probability 26, Londres.
- [37] SIMONOFF, J. S. (1996): *Smoothing Methods in Statistics*, Springer-Verlag, Berlin.
- [38] 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.
- [39] THEIL, H. (1967): *Economics and Information Theory*, North Holland, Amsterdam.
- [40] WAND, M. P. y JONES, M. C. (1994): *Kernel Smoothing*, Chapman and Hall, Londres.

Anexo

Las 197 unidades territoriales consideradas en el presente trabajo son:

Bélgica: Bruxelles-Brussel, Antwerpen, Limburg, Oost-Vlaanderen, Vlaams Brabant, West-Vlaanderen, Brabant Wallon, Hainaut, Liège, Luxembourg y Namur. *Dinamarca*. *Alemania*: Stuttgart, Karlsruhe, Freiburg, Tübingen, Oberbayern, Niederbayern, Oberpfalz, Oberfranken, Mittelfranken, Unterfranken, Schwaben, Berlin, Bremen, Hamburg, Darmstadt, Giessen, Kassel, Braunschweig, Hannover, Lüneburg, Weser-Ems, Düsseldorf, Köln, Münster, Detmold, Arnsberg, Koblenz, Trier, Rheinhessen-Pfalz, Saarland y Schleswig-Holstein. *Grecia*: Anatoliki Makedonia, Kentriki Makedonia, Dytiki Makedonia, Thessalia, Ipeiros, Ionia Nisia, Dytiki Ellada, Sterea Ellada, Peloponnisos, Attiki, Voreio Aigaio, Notio Aigaio y Kriti. *España*: Galicia, Asturias, Cantabria, País Vasco, Navarra, La Rioja, Aragón, Madrid, Castilla-León, Castilla-la Mancha, Extremadura, Cataluña, Com. Valenciana, Baleares, Andalucía, Murcia y Canarias. *Francia*: Île de France, Champagne-Ardenne, Picardie, Haute-Normandie, Centre, Basse-Normandie, Bourgogne, Nord-Pas de Calais, Lorraine, Alsace, Franche-Comté, Pays de la Loire, Bretagne, Poitou-Charentes, Aquitaine, Midi-Pyrénées, Limousin, Rhône-Alpes, Auvergne, Languedoc-Rousillon, Provence-Alpes-Côte d’Azur y Corse. *Irlanda*: Border-Midland and Western y Southern and Eastern. *Italia*: Piemonte, Valle d’Aosta, Liguria, Lombardia, Trentino-Alto Adige, Veneto, Friuli-Venezia Giulia, Emilia-Romagna, Toscana, Umbria, Marche, Lazio, Abruzzi, Molise, Campania, Puglia, Basilicata, Calabria, Sicilia y Sardegna. *Luxemburgo*. *Holanda*: Groningen, Friesland, Drenthe, Overijssel, Gelderland, Flevoland, Utrecht, Noord-Holland, Zuid-Holland, Zeeland, Noord-Brabant y Limburg. *Austria*: Burgenland, Niederösterreich, Wien, Kärnten, Steiermark, Oberösterreich, Salzburg, Tirol y Vorarlberg. *Portugal*: Norte, Centro, Lisboa e Vale do Tejo, Alentejo, Algarve, Açores y Madeira. *Finlandia*: Itä-Suomi, Väli-Suomi, Pohjois-Suomi, Uusimaa, Etelä-Suomi y Aland. *Suecia*: Stockholm, Östra Mellansverige, Sydsverige, Norra, Mellansverige, Mellersta Norrland, Övre Norrland, Smaland med oarna y Västsverige. *Reino Unido*: Tees Valley and Durham, Northumberland *et al.*, Cumbria, Cheshire, Greater Manchester, Lancashire, Merseyside, East Riding, North Yorkshire, South Yorkshire, West Yorkshire, Derbyshire, Leicestershire, Lincolnshire, Hereford *et al.*, Shropshire, West Midlands (county), East Anglia, Bedfordshire, Essex, Inner London, Outer London, Berkshire *et al.*, Surrey, Hampshire, Kent, Avon *et al.*, Dorset, Cornwall, Devon, West Wales, East Wales, North East Scotland, Eastern Scotland, South West Scotland, Highlands and Islands y

Northern Ireland.

Cuadro A1 : Clasificación sectorial (NACE-CLIO R17).

Sector 1	Productos de la agricultura, de la silvicultura y de la pesca.
Sector 2	Productos energéticos.
Sector 3	Minerales y metales férreos y no férreos.
Sector 4	Minerales y productos a base de minerales no metálicos.
Sector 5	Productos químicos.
Sector 6	Productos metálicos; máquinas; material y accesorios eléctricos.
Sector 7	Material de transporte.
Sector 8	Productos alimenticios, bebidas y tabaco.
Sector 9	Productos textiles, cuero, calzado y vestido.
Sector 10	Papel, artículos de papel e impresión.
Sector 11	Productos de industrias diversas.
Sector 12	Construcción y obras de ingeniería civil.
Sector 13	Recuperación y reparación. Servicios de comercio y hostelería.
Sector 14	Servicios de transporte y comunicaciones.
Sector 15	Servicios de las instituciones de crédito y seguros.
Sector 16	Otros servicios destinados a la venta.
Sector 17	Servicios no destinados a la venta.
