

Distribución espacial de la actividad económica: especialización y desigualdad en las regiones de la Unión Europea^{*}

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

10 de noviembre de 2003

^{*}Este documento constituye una versión previa del trabajo pendiente de finalizarse. En particular, no se recoge en esta versión el marco de referencia teórico y empírico en el que cabe situar nuestra investigación que será incorporado en la versión definitiva de la ponencia.

1. Introducción

El análisis de la distribución espacial de la actividad económica ha sido objeto de estudio permanente por parte de la profesión económica y también de otros investigadores de ciencias sociales, como la geografía. Históricamente, el estudio de la relación entre espacio y economía no ha sido tan intenso como otros aspectos de la economía, debido a las dificultades que los modelos teóricos presentan a la hora de incorporar la variable espacio. No obstante, como veremos más adelante existen algunas aportaciones de gran interés.

Este trabajo, que forma parte de una investigación más amplia centrada en analizar los efectos de la política regional comunitaria sobre la cohesión y desigualdad en las regiones europeas, tiene planteados dos objetivos principales. En primer lugar, trataremos de recoger, de forma no exhaustiva, las aportaciones teóricas y empíricas más relevantes que han tenido como objeto de estudio la distribución espacial de la actividad económica. Con ello trataremos de presentar el marco de referencia en el que cabe situar nuestra propia aportación.

El segundo objetivo que nos planteamos es realizar un análisis empírico sobre la distribución de la actividad económica en las regiones de la Unión Europea durante el periodo 1977-1999. En particular, trataremos de analizar los procesos de especialización y concentración de la actividad económica y sus relaciones con la desigualdad y la polarización de la renta regional por habitante.

Desde un punto de vista metodológico, la consecución de este objetivo la vamos a intentar llevar a cabo desde tres perspectivas: descriptiva, explicativa y territorial. En una primera fase, describiremos la evolución de la especialización y concentración productiva mediante el uso de índices muy conocidos en este tipo de trabajos, como los índices de Krugman y Gini, entre otros. Junto a ello, realizaremos un análisis de la dinámica de la distribución del índice de especialización, mediante la metodología popularizada por Quah, en el marco de la literatura dedicada al estudio de los desequilibrios territoriales en renta por habitante. En relación con la concentración procederemos a realizar un tipología sectorial en función de la evolución de esta variable.

A continuación, nos planteamos un modelo explicativo de la especialización productiva utilizando un panel de variables, como el tamaño, la densidad, el nivel de desarrollo y la distancia a los mercados. Asimismo, incorpo-

raremos la variable espacio mediante la elaboración de un Kernel estocástico que relacione la especialización de un región con la estructura productiva de las regiones adyacentes.

Finalmente, analizaremos conjuntamente los resultados precedentes con la evolución de la evolución de la distribución de la renta por habitante. Es evidente, que las desigualdades regionales en renta por persona serán tanto mayores cuanto más difieran las productividades sectoriales y cuanto más especializadas puedan unas regiones en sectores de productividad elevada, mientras otras se especializan en ramas de baja productividad. Todo ello, lógicamente, siendo conscientes que las diferentes tasas de actividad y de paro también inciden en la renta.

Con el fin de completar la realización de este objetivo desde una perspectiva territorial, se lleva a cabo un análisis Cluster basado en la estructura sectorial de la economía regional y su renta. Ello nos permitirá obtener una determinada agrupación de regiones y analizar la evolución de la desigualdad tanto interna como externa.

La base de datos utilizada se refiere a 197 regiones NUTS2 de la Unión Europea y ha sido elaborada por Cambridge Econometrics. Se dispone de información del Valor Añadido Bruto a precio de mercado para cada región a nivel de 17 sectores para el período 1977–1999 y está expresada en euros constantes.

La estructura del trabajo se corresponde con los objetivos planteados. En el apartado siguiente a esta introducción se presenta el contexto teórico y empírico relacionado con la distribución espacial de la actividad económica en el cual cabe insertar nuestro trabajo. A continuación, se presentan los resultados obtenidos de nuestros análisis, centrados en la especialización, concentración y desigualdad regionales. Finalmente, se recogen de forma sumaria las conclusiones más relevantes.

2. Especialización regional en la Unión Europea

2.1. La especialización productiva de las regiones europeas

En esta sección se examinan las principales características de la especialización productiva de las regiones europeas a lo largo del período 1977-1999. Ello nos permitirá estudiar los cambios más relevantes que han tenido lugar en la distribución espacial de la actividad productiva en el seno de la Unión Europea durante los veintitrés años contemplados, coincidiendo con la profundización del proceso de integración económica actualmente en curso.

Este tipo de cuestiones tienden generalmente a ser abordadas en la literatura mediante el cálculo de diferentes medidas (absolutas y relativas) que permiten sintetizar en un único valor el fenómeno objeto de estudio, sin que ninguna de ellas pueda considerarse óptima¹. De acuerdo con este enfoque, y con el fin de conocer el nivel de especialización de las diferentes regiones consideradas, inicialmente hemos calculado para cada una de ellas el siguiente índice relativo basado en la propuesta de Krugman (1991)²:

$$ESP_i^K = \sum_{j=1}^m |q_{ij} - \overline{q_{ij}}| \quad (1)$$

con $q_{ij} = \frac{X_{ij}}{\sum_{j=1}^m X_{ij}}$ y $\overline{q_{ij}} = \frac{\sum_{k \neq i}^n X_{kj}}{\sum_{k \neq i}^n \sum_{j=1}^m X_{kj}}$, siendo X_{ij} el valor añadido de la región i en el sector j , de forma que $i = 1, 2, \dots, n$ y $j = 1, 2, \dots, m$. ESP_i^K puede interpretarse como una medida de divergencia regional, ya que compara la estructura productiva de una determinada región con la correspondiente al resto de regiones consideradas. De hecho, si $q_{ij} = \overline{q_{ij}}$, el valor del índice sería lógicamente cero. Ahora bien, en el caso de que una región tuviera una estructura sectorial completamente diferente a la del resto de la Unión

¹Véase al respecto Dewhurst y McCann (2001) o Traistaru e Iara (2002).

²Midelfart-Knarvik *et al.* (2000) y Brühlhart (2001) han empleado este indicador para examinar la estructura industrial de diversos países europeos.

Europea, tendríamos que $ESP_i^K = 2$. Asimismo, a partir de la expresión 1 resulta posible obtener una medida de especialización agregada para el conjunto de la Unión Europea:

$$ESP^K = \sum_{i=1}^n \omega_i ESP_i^K \quad (2)$$

donde ω_i hace referencia a la ponderación otorgada a la región i en función de su dimensión económica o demográfica, con $\sum_{i=1}^n \omega_i = 1$.

En el cuadro 1 se presentan los resultados obtenidos al calcular ESP^K para el período 1977-1999, considerando diferentes ponderaciones basadas en la renta y la población relativa de cada región con respecto al total. Asimismo, con el fin de detectar la posible existencia de diferencias significativas en la evolución de la especialización regional a lo largo del tiempo, en la figura 1 hemos normalizado las diferentes medidas otorgando el valor 100 al nivel correspondiente al año inicial. De acuerdo con los resultados obtenidos, la especialización regional habría disminuido en el ámbito europeo durante la totalidad del período objeto de estudio. En efecto, el valor de ESP^K se ha reducido a lo largo de los veintitrés años contemplados entre un 9 y un 1 por 100, dependiendo de la ponderación empleada en su cálculo³. Al respecto conviene notar que la magnitud de la disminución experimentada por la especialización productiva en el seno de la Unión Europea se reduce cuando se opta por diferenciar en el análisis entre las distintas regiones de acuerdo con criterios económicos y demográficos. En consecuencia, este hecho sugiere que, en términos generales, la disminución de ESP^K observada a lo largo del intervalo temporal analizado habría sido relativamente más importante en las regiones de menor tamaño⁴.

Ahora bien, el proceso que acabamos de describir no ha sido uniforme en el tiempo. De hecho, podemos distinguir al respecto dos etapas con rasgos claramente diferenciados. Así, a lo largo de los últimos años setenta y la década de los ochenta, la especialización regional ha disminuido de forma

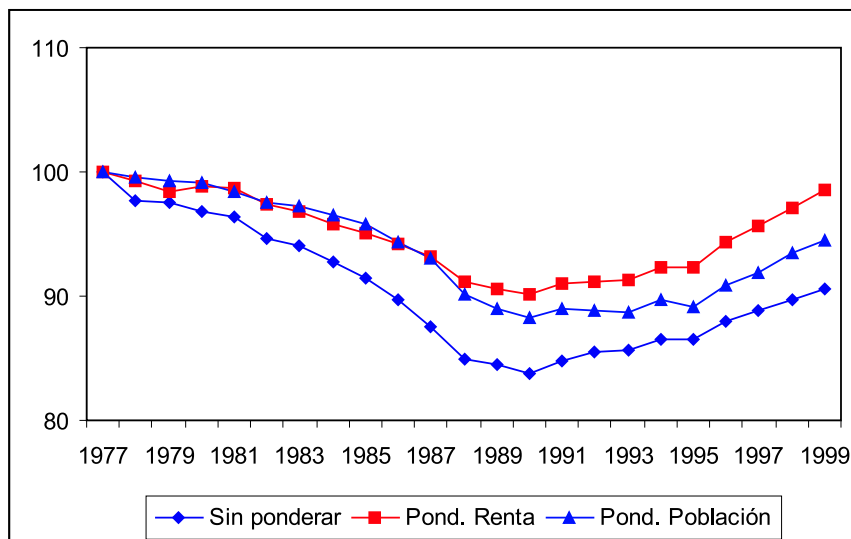
³Un resultado semejante ha sido obtenido por Hallet (2002) para un ámbito geográfico y temporal más reducido que el contemplado en este trabajo.

⁴Hemos llevado a cabo un análisis adicional diferenciando en función de la fecha de incorporación de cada Estado miembro a la Unión Europea. Sin embargo, tal y como se puede apreciar en el anexo, ese hecho no parece contribuir a explicar la evolución de la especialización regional en el marco europeo.

Cuadro 1 : Especialización regional (1977=100).

Año	Sin ponderar	Pond. Renta	Pond. Población
1977	0,3821	0,2996	0,3247
1978	0,3731	0,2975	0,3234
1979	0,3728	0,2950	0,3225
1980	0,3699	0,2962	0,3220
1981	0,3681	0,2956	0,3196
1982	0,3615	0,2918	0,3167
1983	0,3596	0,2902	0,3160
1984	0,3544	0,2870	0,3135
1985	0,3492	0,2851	0,3113
1986	0,3428	0,2821	0,3066
1987	0,3346	0,2794	0,3020
1988	0,3245	0,2732	0,2925
1989	0,3228	0,2713	0,2892
1990	0,3198	0,2703	0,2867
1991	0,3240	0,2727	0,2889
1992	0,3266	0,2730	0,2886
1993	0,3270	0,2734	0,2881
1994	0,3308	0,2767	0,2915
1995	0,3309	0,2766	0,2895
1996	0,3359	0,2827	0,2953
1997	0,3396	0,2868	0,2986
1998	0,3430	0,2912	0,3034
1999	0,3463	0,2953	0,3070

Figura 1: Especialización regional (1977=100).



gradual en la Unión Europea, alcanzando su mínimo en 1990. Sin embargo, esta tendencia se modifica durante la década siguiente. En efecto, a lo largo de los años noventa ha tenido lugar en el ámbito europeo un aumento progresivo de los valores del índice, especialmente intenso a partir de 1995. De hecho, el incremento de la especialización durante estos años ha sido de tal intensidad que en el caso del indicador ponderado en función de la renta relativa se llega prácticamente a compensar la reducción registrada en el período anterior. Por lo tanto, el avance en el proceso de integración europea habría coincidido en el tiempo con una mayor diferenciación de las estructuras productivas regionales. Este resultado es especialmente relevante en un contexto de unidad monetaria como el actual. El mismo sugiere que durante los últimos años de la década de los noventa se habría incrementado el grado de exposición de las regiones europeas a perturbaciones de carácter asimétrico, lo que traería consigo importantes implicaciones relacionadas con el desarrollo de la política monetaria única⁵.

Con el fin de comprobar la robustez de estas conclusiones, seguidamente hemos estimado un modelo donde el nivel de especialización de cada una de

⁵Pons y Tirado (2003) aportan evidencia que respalda la existencia de una relación inversa entre especialización productiva y sincronía en el ciclo económico regional en el ámbito europeo.

las distintas regiones consideradas se expresa como una función cuadrática del tiempo. Esto es,

$$ESP_{it}^K = \beta_0 + \beta_1 T + \beta_2 T^2 + u_{it} \quad (3)$$

Como podemos comprobar en el anexo, las variables temporales resultan estadísticamente significativas. Asimismo, los signos asociados a las mismas respaldan los resultados obtenidos con anterioridad.

Ahora bien, la evolución de la especialización regional obedece a procesos de ajuste de muy diversa naturaleza y, en consecuencia, cabe esperar que tienda a reflejarse en el marco espacial de manera desigual. Con el fin de estudiar la posible presencia en este contexto de alguna pauta de coincidencia regional, a continuación vamos a considerar para cada una de las regiones contempladas el nivel de especialización inicial y la variación experimentada por ESP_i^K durante la totalidad del intervalo temporal examinado. Un primer análisis gráfico en relación con esta cuestión sugiere la existencia en el contexto europeo de una marcada tendencia a la convergencia en los niveles de especialización regional a lo largo del período comprendido entre 1977 y 1999 (figura 2). Es decir, durante esos veintitrés años habría existido una relación inversa entre las variaciones de la especialización regional y el nivel inicial de ESP_i^K ⁶.

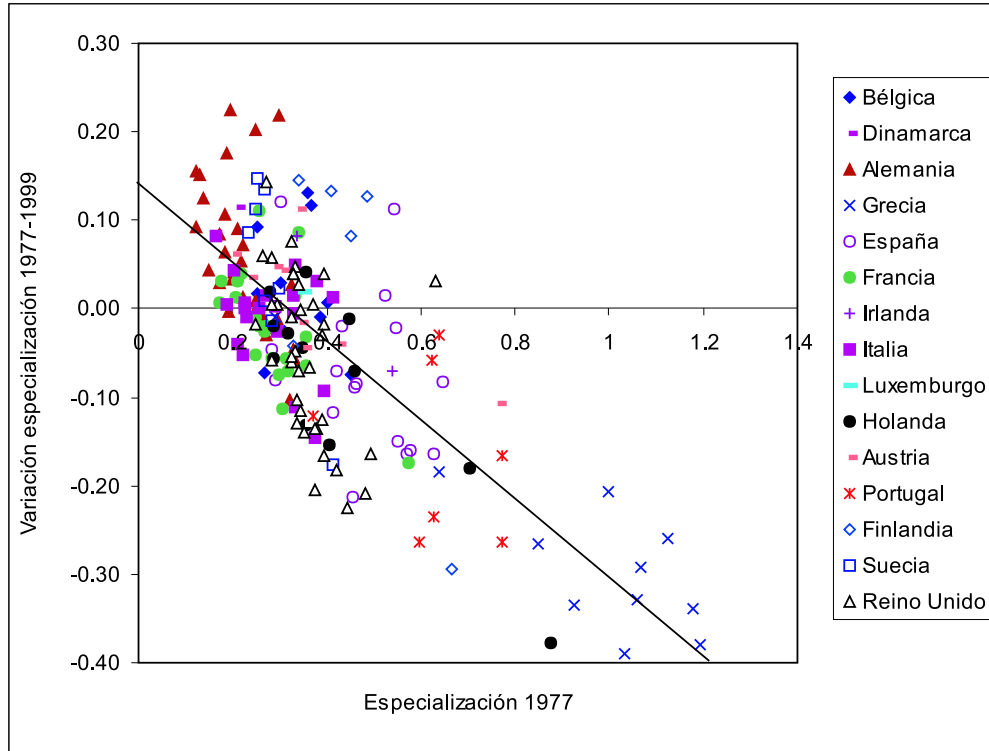
Un análisis detallado de la figura 2 permite detectar en la misma la presencia de una fuerte impronta nacional. En efecto, aún cuando las distintas regiones han experimentado como es lógico diferentes trayectorias entre 1977 y 1999, su pertenencia a un determinado Estado provoca que mayoritariamente aparezcan en la figura 2 bastante agrupadas, ocupando una posición determinada con respecto al resto. Obviamente, existen excepciones, pero en términos generales los datos respaldan la tendencia apuntada. Por lo tanto, podemos afirmar no sólo que las regiones pertenecientes a un mismo Estado miembro se caracterizaban por poseer estructuras productivas similares en relación con el resto de la Unión Europea en el año inicial del intervalo temporal analizado, sino que adicionalmente han experimentado un comportamiento similar en términos de especialización productiva entre 1977 y

⁶La estimación de la regresión correspondiente a la figura 2 confirma este resultado. En efecto,

$$\Delta ESP_i^k = 0,1365 - 0,4509 ESP_i^k(1977)$$

siendo $ESP_i^k(1977)$ estadísticamente significativa ($t = -17,58$). Asimismo, $\bar{R}^2 = 0,5885$.

Figura 2: Convergencia en especialización.



1999.

Esta circunstancia es especialmente evidente en algunos casos concretos. Así, por ejemplo, las regiones griegas aparecen situadas en la parte inferior derecha de la figura. Se trata de las regiones que presentaban los valores más elevados del índice de especialización en el año 1977, como consecuencia fundamentalmente del importante papel desempeñado por la agricultura en dichas economías en comparación con el resto de la Unión Europea. Sin embargo, a lo largo de los veintitrés años contemplados la especialización regional ha disminuido en el caso de las regiones griegas, de forma que su estructura productiva ha tendido a aproximarse a la media comunitaria. Por su parte las regiones alemanas representan la situación opuesta. Dichas regiones se localizan mayoritariamente en el extremo superior izquierdo de la figura. De esta forma, las regiones alemanas se caracterizan por poseer al comienzo del período examinado una estructura productiva relativamente similar al promedio europeo. Ahora bien, a pesar de su situación inicial, buena parte de

estas regiones han registrado los mayores incrementos en el valor de ESP_i^K a lo largo del período de estudio.

2.2. La dinámica de la especialización regional

Tal y como es habitual en la literatura, en el apartado anterior hemos examinado el nivel y la evolución de la especialización productiva de las regiones europeas entre 1977 y 1999 a partir de la información suministrada por ESP_i^K . Sin embargo, ese enfoque plantea una serie de limitaciones importantes, ya que ignora diversos aspectos potencialmente interesantes relacionados con la naturaleza de la distribución del índice de especialización. En efecto, el análisis llevado a cabo hasta el momento no tiene en cuenta, por ejemplo, la existencia de grupos homogéneos de regiones que presenten una estructura productiva determinada que las diferencie del resto. Asimismo, tampoco contempla la posibilidad de que las distintas regiones puedan modificar sus posiciones relativas en términos de especialización a lo largo del tiempo. A continuación abordaremos precisamente el estudio de estas cuestiones mediante la utilización de diversos instrumentos propuestos por Quah (1996a, 1997) en el marco de la literatura dedicada al estudio de los desequilibrios territoriales en renta por habitante.

De acuerdo con este planteamiento, inicialmente procederemos a estimar las funciones de densidad correspondientes a la distribución del índice de especialización considerado. Para ello, en este trabajo emplearemos técnicas de estimación no paramétricas, de forma que no será necesario especificar previamente una forma funcional determinada. Este 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 3 se presentan las funciones de densidad simples y ponderadas en función de la renta relativa correspondientes a la distribución de ESP_i^K para diferentes años⁷. Los ejes de abscisas representan los valores del índice de especialización (multiplicado por 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. Asi-

⁷Hemos 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.

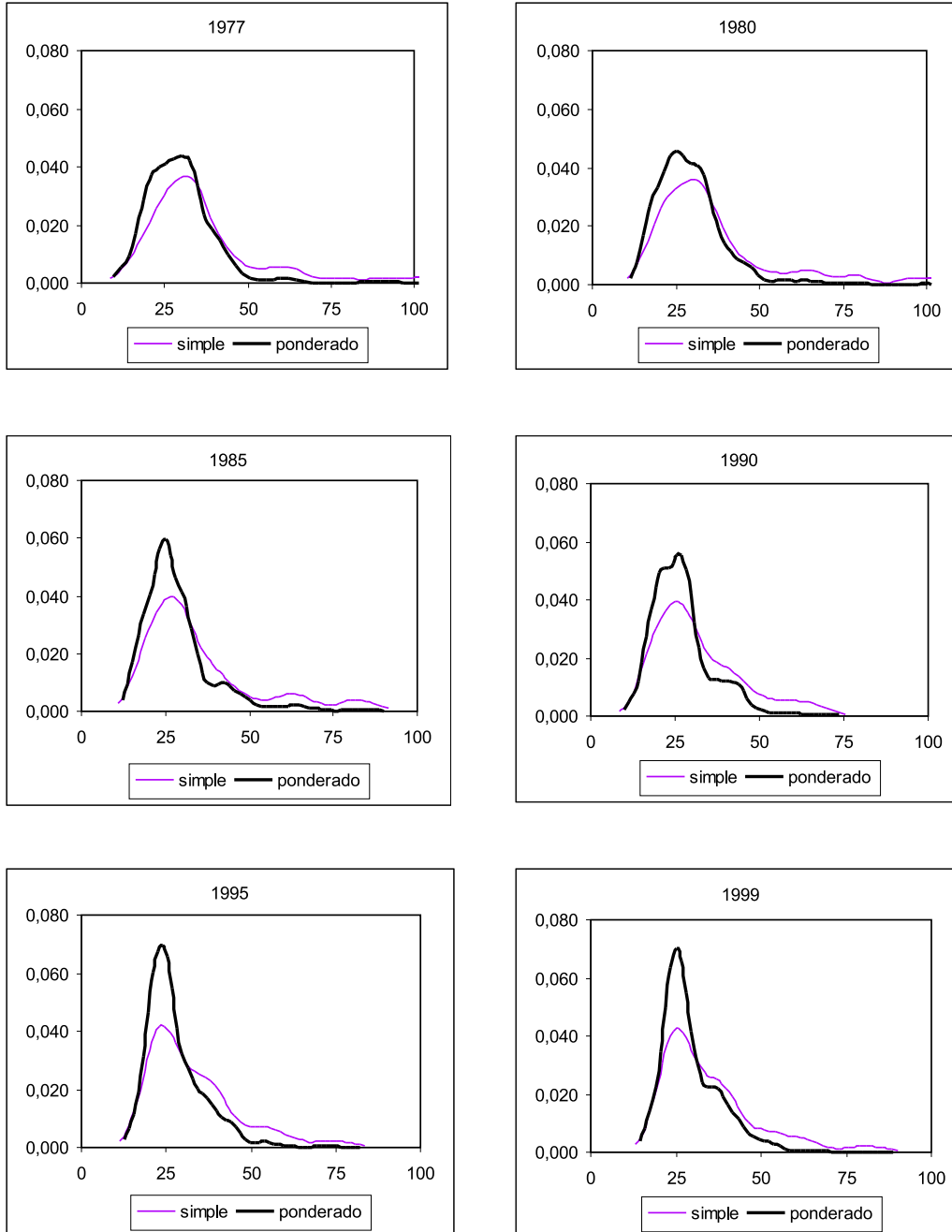
mismo, el parámetro de suavizado ha sido determinado de modo óptimo en cada caso de acuerdo con Silverman (1986)⁸.

Los resultados obtenidos ponen de manifiesto la existencia de diferencias significativas en la forma externa de las densidades estimadas, dependiendo o no de la inclusión de las ponderaciones en el análisis. Así, cuando se opta por ponderar cada observación en función de la renta relativa, aumenta la masa de probabilidad localizada en torno a valores reducidos e intermedios del índice, reduciéndose paralelamente el peso de la cola derecha. Este hecho permite relativizar la importancia cuantitativa en el conjunto de la economía europea de aquellas regiones que registran valores del índice de especialización situados en el extremo superior de la distribución. Adicionalmente podemos comprobar cómo hasta 1990 se produce un desplazamiento progresivo de la masa de probabilidad hacia la izquierda. Esto sugiere que durante ese período habría tenido lugar en el seno de la Unión Europea un proceso de homogeneización de las estructuras productivas regionales. Sin embargo, en los años noventa se invierte esta tendencia, lo que resulta indicativo del aumento experimentado por la especialización regional en el ámbito europeo durante esa década. Conviene notar que estos resultados confirman las conclusiones alcanzadas en el apartado anterior en relación con la evolución de ESP_i^K de las regiones europeas durante el período comprendido entre 1977 y 1999.

Asimismo, las distintas funciones de densidad estimadas en la figura 3 se caracterizan en general por la existencia de una única moda alrededor de la cual se localiza la mayor parte de la masa de probabilidad. Ahora bien, frente a esta tendencia general, a mediados de la década de los ochenta se puede apreciar la presencia de máximos locales adicionales situados en el extremo superior de la distribución que estarían integrados por grupos de regiones con unos niveles de especialización relativamente elevados. Sin embargo, durante los siguientes años esa situación se modifica, lo que estaría reflejando que esas regiones habrían conseguido aproximar sus estructuras productivas a la media comunitaria. En cualquier caso, a finales de los años noventa existen indicios que sugieren la posible aparición de un nuevo polo que agruparía a su vez a regiones con unos valores del índice de especialización superiores a la media.

⁸Véase 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 3: Funciones de densidad de la distribución regional de ESP_i^K .



Tal y como hemos tenido ocasión de comprobar, las distintas funciones de densidad estimadas en la figura 3 permiten aproximar la forma externa de la distribución del índice de especialización en cada uno de los años considerados. Ahora bien, este tipo de análisis se basa exclusivamente en la información obtenida a partir de una serie de cortes transversales de la distribución, de manera que no se contempla, por ejemplo, el hecho de que las diferentes economías puedan modificar sus posiciones relativas en términos de su nivel de especialización productiva a lo largo del tiempo. Por ello, y con el propósito de completar los resultados obtenidos hasta el momento, a continuación procederemos a examinar la movilidad regional observada en la distribución del índice de especialización que venimos considerando durante el período comprendido entre 1977 y 1999.

La mayor parte de los trabajos que han abordado el estudio de esta cuestión en el marco de la literatura dedicada al estudio de las disparidades espaciales en renta por habitante 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 excluyentes⁹. 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 el kernel estocástico puede aproximarse a partir de la estimación de la función de densidad de la distribución objeto de estudio 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 de la especialización productiva en la Unión Europea, resulta necesario precisar

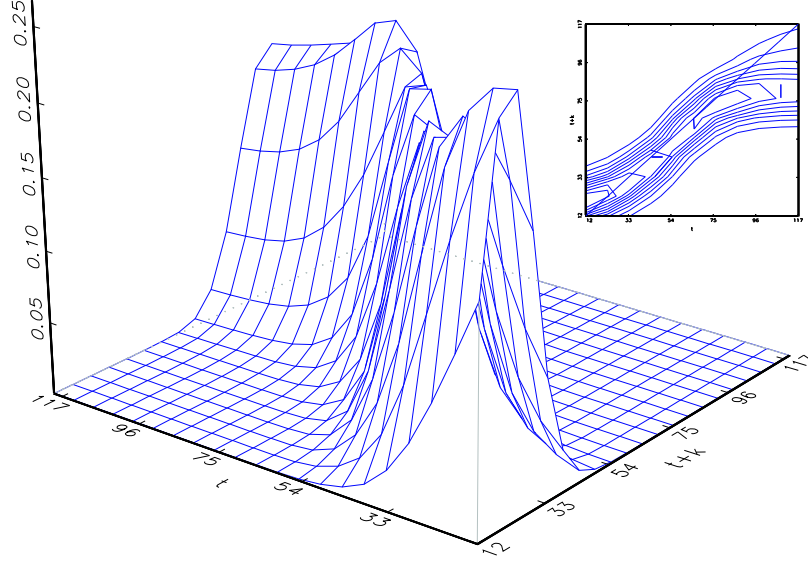
⁹Véase, por ejemplo, Fingleton *et al.* (1996), López-Bazo *et al.* (1999) o Cuadrado *et al.* (2002).

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

La figura 4 muestra el kernel estocástico estimado a partir de la distribución regional del índice de especialización productiva 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 un valor de ESP_i^K determinado en 1977 alcance cualquier otro nivel de especialización 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 estructuras productivas regionales alrededor de un determinado valor de ESP_i^K . Con el fin de facilitar la interpretación del gráfico, en la figura 4 se incluyen adicionalmente los *diagramas de contorno* que representan cortes paralelos a la base del kernel a alturas equidistantes.

De acuerdo con la figura 4, la masa de probabilidad se concentra alrededor de la diagonal principal. Como ya sabemos, ello indica que el nivel de movilidad de la distribución regional del índice de especialización correspondiente al período 1977-1999 es reducido. En consecuencia, las regiones europeas tienden globalmente a mantener sus posiciones relativas en términos de especialización durante los veintitrés años contemplados. Ahora bien, adicionalmente se aprecia un giro notable en la cola derecha de la distribución. Ello estaría sugiriendo que la reducción de la especialización regional observada en el ámbito europeo a lo largo de los veintitrés años contemplados se

Figura 4: Kernel estocástico y diagrama de contorno de la distribución regional de ESP_i^K , 1977-1999.



habría debido fundamentalmente a la dinámica experimentada por aquellas regiones situadas en el extremo superior de la distribución, cuyas estructuras productivas habrían tendido a aproximarse a la media comunitaria.

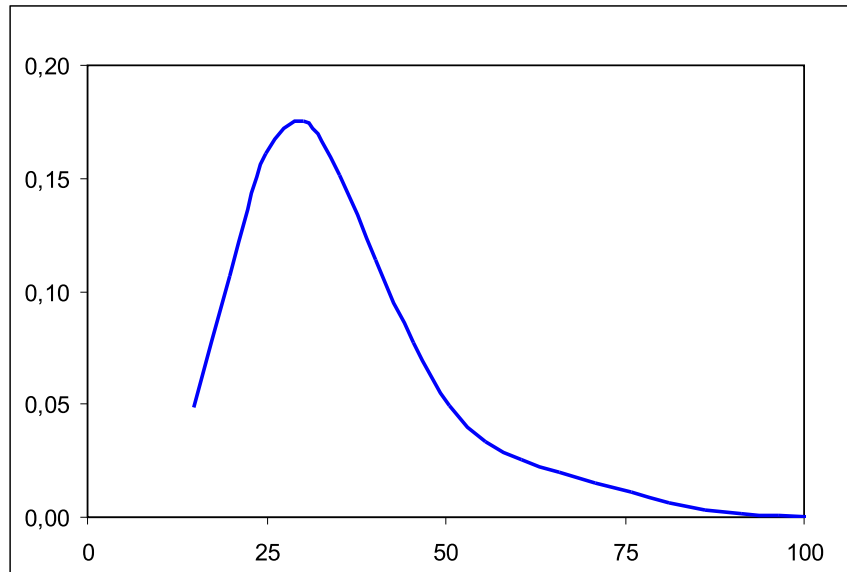
A fin de completar nuestro estudio, a continuación hemos estimado la distribución ergódica correspondiente a partir de la iteración del kernel estocástico hasta alcanzar la convergencia del proceso¹⁰. Dado que dicha distribución ha de ser por definición continua, resulta posible representarla gráficamente (figura 5). Tal y como podemos comprobar, la distribución ergódica obtenida se caracteriza por la existencia de una única moda, lo que resultaría indicativo de la ausencia en el largo plazo de grupos homogéneos de regiones que presenten unos niveles de especialización determinados que las diferencie del resto. Asimismo, la información suministrada por la figura 5 sugiere que el proceso de convergencia en las estructuras productivas regionales detectado a lo largo del intervalo temporal examinado no continuará indefinidamente¹¹.

¹⁰La 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.

¹¹Es necesario advertir que las comparaciones entre la figura 5 y 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 repre-

Por lo tanto, en un escenario semejante las disparidades regionales estarían relacionadas directamente con las diferencias en las productividades sectoriales entre los diferentes territorios.

Figura 5: Distribución ergódica de la especialización regional.



3. La distribución espacial de la actividad productiva en las regiones de la Unión Europea

A lo largo de las páginas anteriores hemos examinado cómo se encuentra distribuida la producción de las regiones europeas entre las distintas ramas productivas consideradas, tratando de evaluar su grado de similitud o divergencia con respecto al resto de regiones de la Unión. Con el fin de completar los resultados obtenidos, en esta sección analizaremos adicionalmente los principales rasgos que caracterizan la distribución espacial de la actividad productiva en el ámbito europeo a lo largo del período comprendido entre 1977 y 1999. Para ello inicialmente hemos calculado para cada uno de los

sentados en el eje de ordenadas.

distintos sectores considerados el índice de Gini asociado a la distribución de $r_j = (r_{1j}, r_{2j}, \dots, r_{nj})$, con $r_{ij} = \frac{X_{ij}}{\sum_{i=1}^n X_{ij}}$ (concentración absoluta). Esto es,

$$CON_j = G(r_j) \quad (4)$$

La interpretación de esta medida de concentración resulta inmediata. En efecto, si un determinado sector se encontrara distribuido uniformemente entre las distintas regiones consideradas, el valor índice sería cero. Ahora bien, si por el contrario, la totalidad de la producción de un sector se localizara exclusivamente en una de las regiones examinadas, el índice de Gini alcanzaría su máximo valor, siendo por tanto igual a la unidad.

En el cuadro 2 aparecen los resultados obtenidos al calcular los índices de Gini correspondientes a cada uno de los diferentes sectores considerados. Tal y como podemos comprobar en el mismo, si calculamos para cada sector los valores medios de CON_j correspondientes al período 1977-1999, observamos una mayor concentración de la producción en ciertos sectores industriales: minerales y metales férreos y no férreos (sector 3); productos textiles, cuero, calzado y vestido (sector 9); material de transporte (sector 7); y productos químicos (sector 5). Por su parte la mayor dispersión espacial de la actividad se aprecia en los sectores de servicios no destinados a la venta (sector 17); construcción y obras de ingeniería civil (sector 12); productos alimenticios, bebidas y tabaco (sector 8); y productos de la agricultura, la silvicultura y la pesca (sector 1).

Cuadro 2 : Concentración espacial de la actividad productiva en los distintos sectores.

Año	S1	S2	S3	S4	S5	S6	S7	S8	S9	S10	S11	S12	S13	S14	S15	S16	S17
1977	0,5415	0,5584	0,7226	0,5345	0,5639	0,5681	0,5865	0,4926	0,5851	0,5545	0,5386	0,4972	0,5424	0,5310	0,5799	0,5469	0,4857
1978	0,5393	0,5575	0,7245	0,5390	0,5619	0,5684	0,5947	0,4846	0,5898	0,5578	0,5368	0,4869	0,5375	0,5292	0,5775	0,5459	0,4831
1979	0,5378	0,5577	0,7191	0,5404	0,5657	0,5689	0,5936	0,4838	0,5947	0,5561	0,5379	0,4859	0,5316	0,5281	0,5714	0,5413	0,4781
1980	0,5314	0,5738	0,7160	0,5340	0,5573	0,5665	0,5878	0,4774	0,6029	0,5568	0,5387	0,4815	0,5306	0,5235	0,5526	0,5346	0,4715
1981	0,5140	0,5610	0,7076	0,5342	0,5592	0,5655	0,5923	0,4759	0,6036	0,5580	0,5379	0,4880	0,5317	0,5219	0,5490	0,5347	0,4701
1982	0,5079	0,5705	0,7050	0,5272	0,5584	0,5639	0,5964	0,4740	0,5993	0,5609	0,5353	0,4847	0,5262	0,5223	0,5494	0,5350	0,4770
1983	0,5068	0,5785	0,6961	0,5278	0,5589	0,5604	0,5972	0,4773	0,6007	0,5601	0,5357	0,4804	0,5249	0,5185	0,5423	0,5356	0,4756
1984	0,4909	0,5820	0,7009	0,5292	0,5692	0,5586	0,5962	0,4787	0,6026	0,5592	0,5359	0,4801	0,5255	0,5193	0,5377	0,5364	0,4753
1985	0,4972	0,5720	0,6950	0,5243	0,5713	0,5613	0,5891	0,4814	0,6002	0,5571	0,5324	0,4745	0,5272	0,5214	0,5445	0,5368	0,4715
1986	0,4881	0,5581	0,6824	0,5167	0,5622	0,5692	0,5832	0,4772	0,5946	0,5489	0,5243	0,4775	0,5248	0,5222	0,5481	0,5378	0,4703
1987	0,4996	0,5511	0,6747	0,5135	0,5555	0,5662	0,5839	0,4729	0,5943	0,5487	0,5168	0,4729	0,5213	0,5205	0,5474	0,5410	0,4702
1988	0,4949	0,5286	0,6734	0,5048	0,5533	0,5564	0,5724	0,4669	0,5969	0,5386	0,5098	0,4690	0,5190	0,5198	0,5450	0,5391	0,4683
1989	0,4875	0,5215	0,6709	0,5030	0,5590	0,5527	0,5677	0,4652	0,5994	0,5337	0,5090	0,4694	0,5186	0,5211	0,5412	0,5407	0,4659
1990	0,4871	0,5228	0,6716	0,5084	0,5546	0,5582	0,5717	0,4723	0,6020	0,5365	0,5103	0,4710	0,5196	0,5203	0,5407	0,5401	0,4669
1991	0,4984	0,5300	0,6591	0,5166	0,5574	0,5656	0,5852	0,4723	0,6085	0,5410	0,5182	0,4768	0,5245	0,5230	0,5387	0,5437	0,4658
1992	0,4875	0,5285	0,6573	0,5198	0,5554	0,5635	0,5843	0,4692	0,6113	0,5422	0,5214	0,4763	0,5257	0,5239	0,5411	0,5464	0,4649
1993	0,4972	0,5276	0,6577	0,5143	0,5511	0,5538	0,5688	0,4738	0,6112	0,5401	0,5138	0,4733	0,5237	0,5275	0,5514	0,5455	0,4666
1994	0,4949	0,5253	0,6627	0,5135	0,5517	0,5491	0,5674	0,4747	0,6217	0,5413	0,5155	0,4674	0,5243	0,5279	0,5575	0,5431	0,4657
1995	0,4973	0,5270	0,6570	0,5163	0,5508	0,5462	0,5765	0,4747	0,6318	0,5401	0,5171	0,4676	0,5247	0,5246	0,5516	0,5414	0,4633
1996	0,5001	0,5264	0,6595	0,5149	0,5504	0,5446	0,5768	0,4705	0,6322	0,5405	0,5122	0,4633	0,5226	0,5238	0,5506	0,5420	0,4672
1997	0,5063	0,5238	0,6575	0,5142	0,5516	0,5441	0,5759	0,4702	0,6356	0,5429	0,5130	0,4594	0,5228	0,5224	0,5513	0,5392	0,4691
1998	0,5079	0,5239	0,6589	0,5171	0,5545	0,5441	0,5782	0,4735	0,6423	0,5456	0,5150	0,4603	0,5201	0,5208	0,5508	0,5379	0,4738
1999	0,5121	0,5230	0,6592	0,5189	0,5558	0,5428	0,5810	0,4745	0,6494	0,5468	0,5159	0,4610	0,5202	0,5208	0,5508	0,5369	0,4750

Asimismo, atendiendo a la variación registrada por CON_j a lo largo del tiempo, la evolución de la distribución geográfica de la actividad productiva ha experimentado una trayectoria similar en los distintos sectores a lo largo de los veintitrés años contemplados. En efecto, en todos ellos la concentración ha disminuido, con la única excepción del sector de productos textiles, cuero, calzado y vestido (sector 9), en el que el valor del índice se ha incrementado en un 11 por 100 en dicho período. En cualquier caso, las mayores reducciones de la concentración de la actividad han tenido lugar en los sectores de minerales y metales ferreos y no ferreos (sector 3); construcción y obras de ingeniería civil (sector 12) y productos energéticos (sector 2), con disminuciones en el valor de CON_j durante el intervalo temporal examinado del 9, el 7 y el 6 por 100 respectivamente. Sin embargo, el grado de dispersión de la concentración sectorial no ha experimentado cambios importantes durante el período analizado¹².

Con el fin de sintetizar la información contenida en el cuadro 2, a continuación hemos llevado a cabo una clasificación de los distintos sectores en función del nivel y la evolución de la concentración de la actividad en cada uno de ellos a lo largo de los veintitrés años contemplados¹³. En concreto, hemos agrupado las distintas actividades productivas en cinco grupos en función del siguiente criterio. Inicialmente hemos considerado los cinco sectores que presentan los niveles de concentración de la producción más elevados durante el período 1977-1980¹⁴. En una segunda etapa hemos dividido este grupo en dos, diferenciando entre los sectores que continúan registrando uno de los cinco valores más elevados del índice durante el período 1996-1999 y el resto de sectores. Análogamente, hemos identificado los cinco sectores caracterizados por una mayor dispersión espacial de la producción a lo largo del período 1977-1980, para a continuación distinguir entre aquellas actividades que durante el período 1996-1999 permanecen entre las cinco menos concentradas y el resto. Finalmente, los que no se encuentran integrados en ninguna de estas cuatro agrupaciones conformarían un grupo residual.

Esta clasificación permite obtener la siguiente tipología regional:

¹²En efecto, los valores alcanzados por la desviación típica de los diversos índices sectoriales en 1977 y 1999 se sitúan respectivamente en 0,0512 y 0,0519.

¹³Midelfart-Knarvik *et al.* (2000) efectúan una clasificación similar para estudiar la distribución espacial de la industria europea a partir de datos nacionales.

¹⁴Para ello hemos calculado los valores medios de CON_j a lo largo de esos cuatro años. De esta forma, pretendemos eliminar del análisis la influencia de las fluctuaciones anuales asociadas al ciclo económico.

- *Sectores con los niveles de concentración más elevados al comienzo y al final del período:* Minerales y metales férreos y no férreos (sector 3); material de transporte (sector 7); productos textiles, cuero, calzado y vestido (sector 9); y servicios de las instituciones de crédito y seguros (sector 15).

- *Sectores con los niveles de concentración más elevados únicamente al comienzo del período:* Productos metálicos, máquinas, material y accesorios eléctricos (sector 6).

- *Sectores con los niveles de concentración más reducidos al comienzo y al final del período:* Productos alimenticios, bebidas y tabaco (sector 8); construcción y obras de ingeniería civil (sector 12); y servicios no destinados a la venta (sector 17).

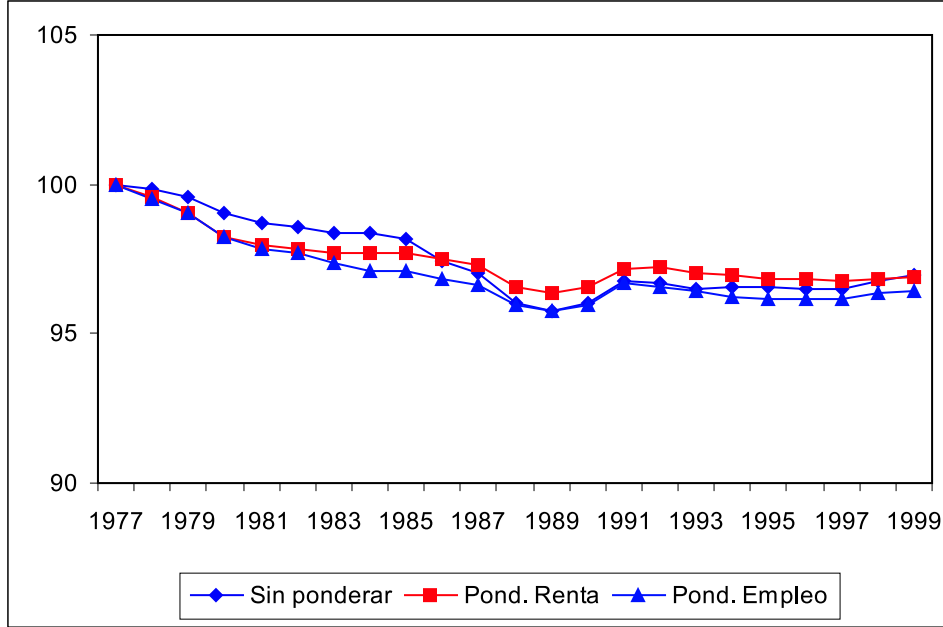
- *Sectores con los niveles de concentración más reducidos únicamente al comienzo del período:* Recuperación y reparación, servicios de comercio y hostelería (sector 13); y servicios de transporte y comunicaciones (sector 14).

- *Resto de sectores:* Productos de la agricultura, la silvicultura y la pesca (sector 1); productos energéticos (sector 2); minerales y productos a base de minerales no metálicos (sector 4); productos químicos (sector 5); papel, artículos de papel e impresión (sector 10); productos de industrias diversas (sector 11); y otros servicios destinados a la venta (sector 16).

Esta clasificación sectorial pone claramente de manifiesto el elevado grado de persistencia observado en relación con el nivel de concentración geográfica de las distintas actividades productivas en el seno de la Unión Europea a lo largo de los veintitrés años contemplados.

Finalmente hemos combinado la información proporcionada por los diversos índices sectoriales mediante la construcción de una medida de concentración agregada para el conjunto de la Unión Europea a partir de la siguiente expresión:

Figura 6: Concentración espacial de la actividad productiva (1977=100).



$$CON = \sum_{j=1}^m \omega_j CON_j \quad (5)$$

donde ω_j hace referencia a la ponderación atribuida a cada una de las distintas actividades productivas consideradas en función de su importancia cuantitativa en la economía de la Unión Europea.

El cuadro 3 ofrece los resultados obtenidos al calcular la medida definida en la expresión 5 considerando diferentes ponderaciones alternativas basadas en la renta y el empleo relativo de cada sector con respecto al total. Asimismo, con el fin de completar la información proporcionada por los valores absolutos y facilitar las comparaciones, en la figura 6 hemos normalizado los distintos índices otorgando el valor 100 al nivel correspondiente al año inicial.

De acuerdo con nuestros resultados, la concentración de la actividad productiva ha disminuido ligeramente durante el período comprendido entre 1977 y 1999. En concreto, los valores de CON se han reducido entre un 3 y

Cuadro 3 : Concentración espacial de la actividad productiva.

Año	Sin ponderar	Pond. Renta	Pond. Empleo
1977	0,5547	0,5389	0,5341
1978	0,5538	0,5367	0,5315
1979	0,5525	0,5339	0,5288
1980	0,5492	0,5296	0,5245
1981	0,5473	0,5279	0,5224
1982	0,5467	0,5272	0,5217
1983	0,5457	0,5266	0,5200
1984	0,5457	0,5265	0,5187
1985	0,5445	0,5265	0,5186
1986	0,5403	0,5255	0,5171
1987	0,5383	0,5242	0,5162
1988	0,5327	0,5203	0,5125
1989	0,5310	0,5194	0,5113
1990	0,5326	0,5204	0,5126
1991	0,5368	0,5238	0,5164
1992	0,5364	0,5238	0,5159
1993	0,5351	0,5231	0,5151
1994	0,5355	0,5226	0,5141
1995	0,5358	0,5219	0,5135
1996	0,5351	0,5217	0,5135
1997	0,5352	0,5215	0,5137
1998	0,5367	0,5219	0,5145
1999	0,5379	0,5223	0,5150

un 4 por 100 a lo largo de estos veintitrés años, dependiendo del peso atribuido a los diferentes sectores en el cálculo del índice. En cualquier caso, este proceso no ha seguido una tendencia uniforme durante la totalidad del intervalo temporal analizado. En efecto, la dispersión espacial de la producción ha disminuido hasta finales de la década de los ochenta, alcanzando su valor mínimo en 1989. Sin embargo, a partir de entonces se observa un leve incremento de la concentración de la actividad productiva, coincidiendo con los avances en el proceso de integración europea.

4. Factores explicativos de la especialización regional

En las páginas anteriores hemos examinado la especialización productiva regional y la distribución espacial de la actividad en el seno de la Unión Europea a lo largo del período 1977-1999. Sin embargo, los diferentes instrumentos empleados hasta el momento no facilitan en general información acerca de los determinantes de las tendencias detectadas en relación con los fenómenos objeto de estudio. Por ello, y con el fin de completar los resultados obtenidos previamente, a continuación abordaremos el análisis de los factores explicativos de la especialización regional observada en el ámbito europeo durante el intervalo temporal examinado en este trabajo.

Para alcanzar este objetivo hemos considerado una serie de variables para las cuales disponemos de información para cada una de las diferentes regiones correspondiente a los veintitrés años comprendidos entre 1977 y 1999 y que, según conjeturamos, podrían contribuir a explicar el nivel de especialización regional. De esta forma pretendemos explotar las ventajas que desde un punto de vista econométrico se derivan de la utilización de un panel de datos.

De acuerdo con este planteamiento, inicialmente hemos contemplado la posibilidad de que el tamaño de las regiones se encuentre relacionado con su nivel de especialización productiva¹⁵. Así, a priori parece razonable suponer la existencia de una relación inversa entre ambas variables. De hecho, las regiones de mayor tamaño se caracterizan en general por una mayor hetero-

¹⁵Esta cuestión ha sido objeto de varios estudios empíricos que se remontan al menos hasta Ullman y Dacey (1960). Véase asimismo Monasteriotis (2000) o Dewhurst y McCann (2003).

geneidad de la población y de los factores físicos vinculados a las dotaciones de recursos naturales y a aspectos geográficos y climáticos, lo que debería reflejarse *ceteris paribus* en unos niveles de especialización menores que en las regiones de menor tamaño. Frente a esta idea, diversas aportaciones desarrolladas en el marco de lo que ha dado en llamarse la *nueva geografía económica* han destacado el importante papel desempeñado por las economías de aglomeración a la hora de explicar la distribución espacial de la producción¹⁶. Así, por una parte las economías de aglomeración podrían atraer a las regiones de mayor tamaño diferentes industrias, favoreciendo el desarrollo en las mismas de estructuras productivas diversificadas. Sin embargo, paralelamente podrían existir economías de aglomeración específicas de ciertas industrias, lo que tendería a incrementar el nivel de especialización en las regiones de mayor tamaño. Con el fin de valorar la relevancia de estos argumentos en el caso europeo, hemos optado por incluir en nuestro modelo la población regional, POB_{it} , como una medida del tamaño de las distintas regiones consideradas.

Asimismo, resulta interesante analizar la naturaleza de la relación existente entre la densidad de población de una región, $DENS_{it}$, y su nivel de especialización productiva. En este sentido, Krugman (1991) argumenta que los costes de transporte son un factor decisivo en la localización industrial. Así, aquellas industrias que se enfrentan a unos elevados costes de transporte tenderán a localizarse mayoritariamente en regiones densamente pobladas. Ahora bien, este hecho podría afectar negativamente a dichas áreas, como consecuencia de la aparición de costes de congestión derivados de la excesiva aglomeración. En un entorno semejante, la localización en regiones con menor densidad de población resultaría en principio atractiva para aquellas industrias con costes de transporte reducidos. Por lo tanto, desde un punto de vista teórico no está claro si la especialización aumenta o disminuye a medida que lo hace la densidad de población regional.

Adicionalmente, hemos examinado el papel desempeñado por el nivel de desarrollo en la evolución de la especialización regional en el ámbito europeo a lo largo del intervalo temporal analizado. Para ello, hemos incorporado al modelo como variables explicativas la renta por habitante regional, VAp_{it} , y el cuadrado de la renta por habitante regional, VAp_{it}^2 . La inclusión de esta última variable nos va a permitir contrastar para el caso europeo la hipótesis planteada por Imbs y Wacziarg (2000). Estos autores han diseñado un modelo donde inicialmente la especialización productiva disminuye, para

¹⁶Véase Krugman (1991), Venables (1996) o Fujita, Krugman y Venables (1999).

incrementarse posteriormente a medida que el nivel de desarrollo aumenta¹⁷.

Por otra parte, existe un consenso ampliamente generalizado, al menos desde un punto de vista teórico, acerca de la influencia de la distancia a los mercados a la hora de explicar las decisiones de localización industrial¹⁸. En consecuencia, dado que la situación geográfica de una región podría estar relacionada con su nivel de especialización productiva, hemos optado por diferenciar en nuestro análisis en función de la localización espacial de las distintas regiones contempladas. Para ello hemos definido una serie de variables ficticias ($NUCLEO_{it}$, $NORTE_{it}$ y SUR_{it}) derivadas a partir de una clasificación alternativa de las regiones europeas que permite introducir nuevos matices en la distinción tradicional *Norte-Sur*. Así, de acuerdo con los criterios establecidos por Copus (1999), en una primera fase hemos agrupado las diferentes regiones de acuerdo con su situación geográfica en *centrales*, *intermedias* y *periféricas*. Posteriormente, en una segunda etapa hemos dividido a las regiones periféricas en dos agrupaciones adicionales: *periferia norte* y *periferia sur*¹⁹.

En definitiva, el modelo propuesto finalmente para explicar la especialización regional observada en el seno de la Unión Europea entre 1977 y 1999 puede expresarse de la siguiente manera:

$$\begin{aligned} ESP_{it}^K = & \beta_0 + \beta_1 \log POB_{it} + \beta_2 \log DENS_{it} + \beta_3 \log V Apc_{it} + \\ & + \beta_4 \log (\log V Apc)_{it}^2 + \beta_5 NUCLEO_{it} + \beta_6 NORTE_{it} + \\ & + \beta_7 SUR_{it} + u_{it} \end{aligned} \quad (6)$$

En el cuadro 4 se recogen los resultados obtenidos. Los mismos indican que el nivel de especialización disminuye a medida que aumenta el tamaño de la región²⁰. Este hecho pone de manifiesto que los análisis que abordan el

¹⁷Acemoglu y Zilibotti (1999) justifican teóricamente la existencia de una tendencia decreciente en el grado de especialización durante las etapas iniciales del desarrollo. Véase asimismo la evidencia empírica aportada para el caso de Estados Unidos por Kim (1995).

¹⁸Esta idea ya estaba presente en el trabajo de Harris (1954) acerca de la localización de la industria manufacturera estadounidense.

¹⁹Según esta clasificación, tendríamos 60 regiones centrales, 68 regiones intermedias, 22 regiones situadas en la periferia norte y 47 regiones localizadas en la periferia sur. En términos de población las agrupaciones anteriores engloban respectivamente al 33, al 36, al 8 y al 23 por 100 de la población europea en 1999. (La lista completa de regiones que integran cada uno de los grupos aparecen en el anexo).

²⁰Dewhurst y McCann (2003) obtienen un resultado similar para el Reino Unido a partir de datos de empleo regional.

Cuadro 4 : Factores explicativos de la especialización regional. (Mínimos cuadrados generalizados.)

Modelo	(1)	(2)	(3)	(4)
Var. Depend.	ESP_{it}^K	ESP_{it}^K	$ESP_{it}^{(2)}$	$ESP_{it}^{(2)}$
<i>Constante</i>	12,3419*** (26,094)	10,6665*** (16,774)	2,6605*** (23,466)	1,2463*** (8,443)
$\log POP_{it}$	-0,0979*** (-20,082)	-0,0509*** (-9,725)	-0,0129*** (-10,999)	-0,0047*** (-3,841)
$\log DENS_{it}$	0,0072*** (3,962)	-0,0103*** (-5,491)	-0,0005 (-1,040)	-0,0034*** (-7,873)
$\log VAp_{it}$	-2,3486*** (-22,707)	-2,1137*** (-15,469)	-0,5312*** (-21,426)	-0,2617*** (-8,253)
$(\log VAp_{it})^2$	0,1203*** (21,457)	0,1109*** (15,153)	0,0274*** (20,397)	0,0141*** (8,317)
$NUCLEO_{it}$	-0,0032 (-0,747)		-0,0005 (-0,549)	
$NORTE_{it}$	0,0657*** (10,938)		0,0035** (2,467)	
SUR_{it}	0,0877*** (15,862)		0,0104*** (7,867)	
<i>V. Fict. Nac.</i>	NO	SÍ	NO	SÍ
F	764,65***	406,44***	431,67***	283,37***
$\bar{R}^2$	0,5523	0,6275	0,4103	0,5398
Observ.	4.334	4.334	4.334	4.334

Nota: Mínimos cuadrados generalizados. Los números entre paréntesis se refieren al estadístico t-Student.* Estadísticamente significativo al 10 por 100.** Estadísticamente significativo al 5 por 100.*** Estadísticamente significativo al 1 por 100. Los errores estándar se han calculado a partir de la estimación de la matriz de varianzas y covarianzas por el método propuesto por White (1980).

estudio de la especialización productiva en un ámbito geográfico determinado pueden resultar sensibles al grado de desagregación territorial adoptado en los mismos. Asimismo, la densidad de población tendría en principio un efecto positivo sobre la especialización regional, lo que sugiere que las regiones europeas más densamente pobladas se caracterizarían por poseer unas estructuras productivas diferenciadas de la media comunitaria.

La evidencia empírica aportada indica adicionalmente que a medida que se producen avances en los procesos de desarrollo regional la especialización productiva tiende a disminuir inicialmente, para aumentar en etapas posteriores. De esta forma, la evolución de la especialización regional en el seno de la Unión Europea a lo largo del período analizado parece seguir una trayectoria en forma de U, lo que confirmaría la hipótesis de Imbs y Wacziarg (2000).

Por su parte, la situación geográfica estaría estrechamente relacionada con el grado de especialización de las regiones europeas. En efecto, las regiones localizadas en la periferia norte y sur de la Unión Europea poseerían unos niveles de especialización relativamente elevados. Esto es, a medida que nos alejamos de las áreas centrales de la Unión, aumenta el grado de divergencia de las estructuras productivas regionales en relación con el promedio europeo.

A continuación, hemos optado por incluir en el modelo variables ficticias nacionales²¹. Podemos observar cómo este procedimiento mejora la capacidad explicativa del modelo estimado previamente. Asimismo, las variables ficticias nacionales resultan en la mayor parte de los casos estadísticamente significativas. Todo ello sugiere nuevamente la relevancia del componente espacial a la hora de explicar el nivel de especialización regional observado en el contexto europeo durante el período examinado. La única diferencia destacable con respecto a los resultados comentados con anterioridad está relacionada con la variable $DENS_{it}$. En efecto, cuando incorporamos al análisis el elemento nacional, la densidad de población tendría un efecto negativo sobre la variable dependiente. Este hecho, plantea ciertas dudas alrededor del posible efecto de $DENS_{it}$ sobre la especialización regional, y pone de manifiesto la necesidad de profundizar en futuras investigaciones en la relación existente entre ambas variables en el contexto europeo.

Finalmente, y con el fin de comprobar la robustez de las conclusiones

²¹En este caso hemos eliminado las variables espaciales debido a la elevada correlación de las mismas con diversas variables ficticias nacionales.

obtenidas, hemos contemplado la posibilidad de incluir una nueva medida de especialización regional como variable dependiente en sustitución de ESP_{it}^K . De acuerdo con este planteamiento, hemos calculado para cada una de las regiones consideradas el siguiente índice:

$$ESP_i^{(2)} = \sum_{j=1}^m (q_{ij} - \overline{q_{ij}})^2 \quad (7)$$

cuyos valores se encuentran comprendidos en el intervalo $[0, 4]$. Conviene notar que en comparación con ESP_i^K , esta nueva medida de especialización otorga un mayor peso en su cálculo a aquellas regiones con unas estructuras productivas relativamente más alejadas de la media comunitaria²². Los resultados obtenidos se presentan en las columnas 3 y 4 del cuadro 4 y son muy similares a los ya comentados, aún cuando la bondad de ajuste de los modelos disminuye notablemente. En concreto, la principal diferencia radica en que en este caso la variable $DENS_{it}$ no resulta estadísticamente significativa en el modelo que no incorpora variables ficticias nacionales.

Ahora bien, el análisis que hemos llevado a cabo ha puesto de manifiesto, entre otros aspectos, la importancia de la localización geográfica a la hora de explicar el nivel de especialización regional observado en el ámbito europeo durante el intervalo temporal examinado. Ello sugiere que la especialización regional no se distribuye aleatoriamente en el espacio, siendo probable que regiones próximas tiendan a poseer estructuras productivas similares. Con el objetivo de profundizar en el estudio de este asunto, a continuación examinaremos con mayor detalle la relevancia de la dimensión espacial en la dinámica experimentada por la distribución de la especialización regional en el seno de la Unión Europea a lo largo del período comprendido entre 1977 y 1999.

Para ello inicialmente hemos construido, siguiendo a Quah (1996b), una distribución condicionada que resulta de normalizar el nivel de especialización correspondiente a cada región de acuerdo con ESP_i^K en función de la estructura productiva de las regiones físicamente adyacentes a la misma²³. Esta

²²En el anexo se ofrece información acerca del nivel y la evolución de la especialización regional en la Unión Europea entre 1977 y 1999 de acuerdo con $ESP_i^{(2)}$.

²³En este punto hemos adoptado el planteamiento de Quah (1996b), excluyendo por tanto del análisis aquellas regiones para las que carecemos de información acerca del nivel de especialización de las regiones contiguas a las mismas. Asimismo, resulta evidente que podríamos haber contemplado a su vez diferentes normalizaciones alternativas que incor-

distribución condicionada puede interpretarse intuitivamente como aquella parte de la distribución original no explicada por 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 la dimensión espacial no ejerciera influencia alguna sobre la dinámica de la distribución regional de ESP_i^K , de forma que las regiones más (menos) especializadas continuaran siéndolo en relación con los valores medios del índice correspondientes a las regiones vecinas. En este escenario hipotético la distribución original coincidiría con la distribución condicionada. Por el contrario, si la variable espacio desempeñara un papel relevante en este contexto, cabría esperar que las regiones más (menos) especializadas disfrutaran de unos valores del índice de especialización similares a la media del grupo del que forman parte, definido en este caso en función de criterios exclusivamente espaciales.

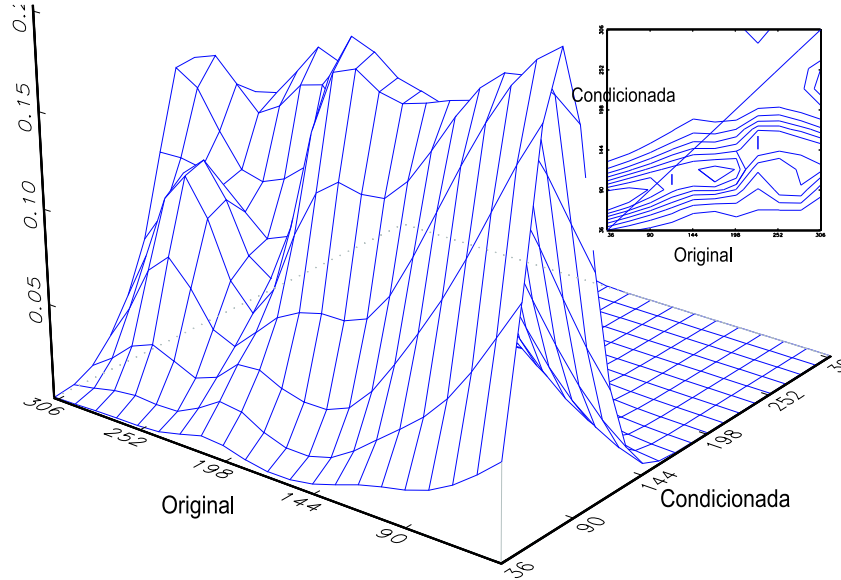
Quah(1996b) propone analizar estas cuestiones a partir de la estimación de distintas matrices de transición. Sin embargo, como ya sabemos, este enfoque presenta ciertos problemas relacionados con la determinación arbitraria por parte del investigador del número de clases en que es necesario agrupar inicialmente 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 contorno²⁴. 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 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 principal²⁵. Por el contrario, si la variable espacio es determinante 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.

porasen al análisis factores adicionales relativos, por ejemplo, a la longitud de las fronteras interregionales o incluso las características físicas del terreno fronterizo.

²⁴Los 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.

²⁵En el caso discreto la matriz de transición correspondiente debería coincidir con la matriz identidad.

Figura 7: La variable espacio y la dinámica de la distribución regional de ESP_i^K , 1977-1999.



La figura 7 muestra los resultados obtenidos al examinar de acuerdo con esta metodología la influencia de la dimensión espacial 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. Asimismo, a fin de facilitar las comparaciones, ambas distribuciones han sido normalizadas con respecto al promedio europeo. Los resultados obtenidos ponen claramente de manifiesto la importancia del componente espacial en este contexto. Ahora bien, una inspección detallada de los gráficos que aparecen en la figura 7 permite matizar, al menos parcialmente, esta conclusión. De hecho, el componente espacial parece ser más relevante entre aquellas regiones que presentan valores elevados del índice de especialización. Ahora bien, paralelamente, en el extremo inferior de la distribución se observa un acercamiento de la masa de probabilidad a la diagonal principal. Este hecho indica que la especialización regional tiende a estar menos relacionada con la estructura productiva de las regiones vecinas en aquellas áreas con valores reducidos de ESP_i^K . Por lo tanto, la información suministrada por la figura 7 sugiere que en el ámbito europeo las regiones con unas estructuras productivas relativamente alejadas

de la media comunitaria presentan, salvo excepciones, un mayor grado de concentración espacial que las regiones con niveles reducidos del índice de especialización.

5. Especialización, concentración y distribución de la renta

Tal y como señala Krugman (1991), las variaciones en la composición de la producción y en la concentración geográfica de la actividad influyen sobre el crecimiento agregado y, por tanto, sobre la distribución espacial de la renta por habitante, pudiendo contribuir a suavizar o a incrementar las disparidades existentes en un ámbito geográfico determinado. Por ello, en esta sección pretendemos estudiar la relación existente entre la evolución de la especialización productiva y la concentración sectorial, y la dinámica experimentada por los desequilibrios territoriales en renta por habitante observados en el seno de la Unión Europea a lo largo del período comprendido entre 1977 y 1999. En concreto, analizaremos en qué medida los índices de especialización y concentración calculados en las páginas precedentes presentan un comportamiento diferenciado con respecto a una serie de indicadores representativos del grado de desigualdad y polarización asociados a la distribución regional de la renta por habitante en el ámbito europeo.

De acuerdo con este planteamiento, y dado que como es sabido las conclusiones alcanzadas en el examen de la desigualdad de una distribución pueden diferir, en ocasiones incluso de manera significativa, en función de cuáles sean los índices empleados, hemos optado por incluir en nuestro análisis diferentes medidas de desigualdad. En concreto, hemos seleccionado el índice de Gini, $G(x)$, las dos medidas propuestas por Theil a partir del concepto de entropía de la teoría de la información, $T(0)$ y $T(1)$, y el índice normativo de Atkinson, $A(\epsilon)$, para diferentes valores del parámetro ϵ de aversión a la desigualdad²⁶. Asimismo, hemos calculado la medida de polarización propuesta por Esteban, Gradín y Ray (1999), $P^{EGR}(\alpha)$, en el caso de dos, tres y cuatro grupos para diversos valores del parámetro α de aversión a la polarización²⁷.

²⁶Véase Chakravarty (1990) o Cowell (1995) para un análisis de las propiedades normativas que satisfacen los distintos indicadores.

²⁷En el anexo se recoge la evolución de la desigualdad y la polarización regional en renta por habitante en el contexto europeo de acuerdo con la información suministrada por los distintos indicadores calculados. Sin embargo, el análisis en profundidad de esta cuestión

Cuadro 5 : Correlación entre especialización, concentración, desigualdad y polarización regional.

Medidas	ESP_i^K			CON		
	Sin Pond.	P. Renta	P. Pobl.	Sin Pond.	P. Renta	P. Empl.
$G(x)$	0,811**	0,637**	0,778**	0,898**	0,964**	0,943**
$T(0)$	0,729**	0,589**	0,704**	0,807**	0,915**	0,886**
$T(1)$	0,749**	0,580**	0,725**	0,844**	0,937**	0,911**
$A(0,5)$	0,749**	0,610**	0,711**	0,824**	0,931**	0,902**
$A(1)$	0,735**	0,609**	0,700**	0,803**	0,915**	0,886**
$A(2)$	0,701**	0,602**	0,676**	0,756**	0,873**	0,841**
$A(20)$	0,124	0,318	0,129	0,062	0,142	0,095
$P^{EGR}(1)(2 \text{ gr.})$	0,846**	0,638**	0,816**	0,927**	0,914**	0,916**
$P^{EGR}(1,6)(2 \text{ gr.})$	0,824**	0,616**	0,796**	0,898**	0,859**	0,869**
$P^{EGR}(1)(3 \text{ gr.})$	0,929**	0,776**	0,905**	0,969**	0,957**	0,958**
$P^{EGR}(1,6)(3 \text{ gr.})$	0,953**	0,815**	0,936**	0,967**	0,910**	0,922**
$P^{EGR}(1)(4 \text{ gr.})$	0,817**	0,657**	0,747**	0,884**	0,962**	0,951**
$P^{EGR}(1,6)(4 \text{ gr.})$	0,760**	0,613**	0,663**	0,814**	0,908**	0,900**

Nota: ** La correlación es significativa al nivel 0,01 (bilateral). * La correlación es significativa al nivel 0,05 (bilateral).

En el cuadro 5 aparecen los coeficientes de correlación parcial entre los distintos índices considerados. En la mayor parte de los casos se obtiene valores positivos y estadísticamente significativos. La única excepción corresponde a $A(20)$, que presenta un comportamiento claramente diferenciado de las medidas de especialización y concentración contempladas. En consecuencia, los resultados obtenidos ponen de manifiesto la existencia en el marco europeo de un notable grado de asociación entre la evolución de la desigualdad regional y los cambios observados en la especialización productiva y en la distribución espacial de la actividad²⁸. En cualquier caso, existe una mayor correlación entre desigualdad regional y concentración de la producción que entre desigualdad regional y especialización productiva.

Análogamente, de acuerdo con el cuadro 5, existen importantes semejanzas entre el comportamiento experimentado por los índices de polarización regional de la renta por habitante y las medidas de especialización y concentración que venimos considerando. De hecho, los valores de los coeficientes de correlación correspondientes resultan más elevados que los alcanzados por los índices de desigualdad. En concreto, los mayores coeficientes se obtienen al examinar la relación entre la dinámica de la polarización regional en el caso de tres grupos y la concentración de la actividad. En cualquier caso, al igual que sucedía previamente, la distribución espacial de la producción está más correlacionada con la polarización que la especialización regional.

Por lo tanto, la evidencia empírica aportada sugiere que los distintos fenómenos estudiados a lo largo de este trabajo se encuentran estrechamente vinculados a la evolución de la distribución regional de la renta por habitante en la Unión Europea. Este hecho pone de manifiesto que los aumentos registrados por la especialización productiva y, en menor medida, por la concentración de la actividad durante la década de los noventa, podrían contribuir a incrementar las diferencias regionales en términos de desarrollo y el grado de fraccionamiento de la distribución regional de la renta por habitante en el ámbito europeo. Esta conclusión resalta la necesidad de estudiar con mayor detalle, tanto desde un punto de vista teórico como empírico, la naturaleza de la relación existente entre especialización, concentración, desigualdad y polarización regional.

Seguidamente hemos llevado a cabo un análisis cluster jerárquico con el

queda fuera de los límites del presente trabajo. En cualquier caso, el lector interesado puede consultar Ezcurra (2003).

²⁸Nótese que en el caso del índice de Atkinson la magnitud de los coeficientes disminuye a medida que aumenta el valor del parámetro de aversión a la desigualdad.

objetivo de obtener una tipología regional que considere conjuntamente la estructura productiva de las diferentes regiones y su nivel de desarrollo. Para ello, inicialmente hemos calculado los valores medios correspondientes al período 1977-1999 de la renta por habitante regional y del grado de participación de una serie de actividades productivas en el valor añadido total de cada región. En concreto, hemos distinguido en nuestro análisis entre agricultura (sector 1), industrias de intensidad tecnológica baja (sectores 3, 4, 8, 9 y 10), industrias de intensidad tecnológica alta (sectores 5, 6, 7 y 11), servicios tradicionales (sectores 13 y 14), servicios avanzados (sectores 15 y 16) y servicios no destinados a la venta (sector 17)²⁹. A partir de la información suministrada por estas variables, el análisis cluster jerárquico nos va a permitir identificar los siguientes cinco grupos homogéneos de regiones (cuadro 6)³⁰:

- El grupo 1 engloba a 16 regiones localizadas mayoritariamente en las áreas centrales de la Unión y que representan el 10,39 por 100 de la población europea en 1999. A esta agrupación pertenecen asimismo varias regiones que acogen las capitales nacionales de distintos Estados miembros (Bruselas, Île de France, Estocolmo,...). Las estructuras productivas de estas regiones se caracterizan fundamentalmente por poseer un terciario avanzado muy desarrollado, mientras que la contribución de la agricultura al valor añadido total es prácticamente residual. Las regiones que forman parte de este grupo disfrutaban en término medio de una renta por habitante notablemente superior a la media comunitaria. Este hecho pone de manifiesto el importante papel desempeñado por cierto tipo de servicios avanzados (servicios financieros y servicios a empresas) en los procesos de desarrollo regional observados en el ámbito europeo a lo largo del período analizado. (*Terciario avanzado*.)

- El grupo 2 es el más numeroso e integra a 97 regiones que representan el 53,54 por 100 de la población europea en 1999. Dicho grupo engloba a la

²⁹A fin de evitar en lo posible la influencia del ciclo económico en los resultados, no hemos incluido en esta clasificación los productos energéticos (sector 2) y la construcción (sector 12), dado que su evolución se encuentra estrechamente vinculada a la coyuntura económica.

³⁰La lista completa de regiones que integran los distintos grupos se encuentra en el anexo. Asimismo, hemos contemplado la posibilidad de clasificar a las diferentes regiones en un número alternativo de grupos. Sin embargo, finalmente hemos optado por una solución que permite diferenciar un número relativamente amplio de situaciones regionales sin necesidad de considerar por ello un número excesivo de agrupaciones.

mayor parte de las regiones de Alemania, Holanda, Austria y Suecia, el norte de Francia e Italia, el sur de Irlanda y las zonas más desarrolladas de España (con la excepción de Baleares). Estas regiones presentan la mayor participación del sector secundario en la producción total, tanto en actividades de intensidad tecnológica baja como en actividades de intensidad tecnológica alta. Asimismo, su renta por habitante se sitúa ligeramente por encima del promedio europeo durante los veintitrés años contemplados. (*Núcleo industrial.*)

- Por su parte, el grupo 3 está compuesto por 43 regiones que representan el 15,79 por 100 de la población europea en 1999. Dicho grupo engloba a la mayor parte de las regiones de Finlandia y el Reino Unido. La estructura productiva de dichas áreas es similar a la de las regiones que forman parte del grupo 2, aunque con un mayor peso de los servicios no destinados a la venta. El nivel de renta por habitante de esta agrupación se sitúa en torno al 80 por 100 de la media comunitaria durante los veintitrés años contemplados. (*Industria-Servicios.*)
- El grupo 4 engloba a 29 regiones que representan el 17,94 por 100 de la población europea en 1999. A este grupo pertenecen la mayor parte de las regiones españolas e italianas. Se trata de un conjunto de economías que han experimentado a lo largo de las dos últimas décadas un proceso caracterizado por una pérdida de peso relevante del sector agrario en favor del sector servicios. Este hecho ha generado el desarrollo en dichas áreas de un terciario no avanzado relativamente importante que engloba mayoritariamente actividades no cualificadas remuneradas con bajos salarios. Por ello no es de extrañar que la renta por habitante media de esta agrupación durante el intervalo temporal examinado se sitúe en torno al 75 por 100 de la media comunitaria. (*Terciario no avanzado.*)

Cuadro 6 : Resumen de los grupos generados en el análisis cluster jerárquico.

Grupo	Agricultura	Int. Tecn. Baja	Int. Tecn. Alta	Serv. Tradicion.	Serv. Avanzad.	Serv. No Venta.	VApc
Terciario avanzado (1)	1,09	5,98	12,49	23,30	34,05	14,18	145,62
Núcleo industrial (2)	3,73	10,76	16,14	20,50	24,40	14,49	107,24
Industria-Servicios (3)	3,43	8,80	13,96	16,91	20,50	24,40	80,95
Terciario no avanzado (4)	5,98	6,63	6,33	24,84	24,85	18,95	76,55
Agrario (5)	32,77	9,91	6,70	15,28	13,75	11,50	33,76
Media	3,52	9,00	14,36	20,79	25,80	16,34	100,00

Nota: Todos los valores aparecen expresados en porcentajes.

- Finalmente el grupo 5 integra a 12 regiones que representan el 2,35 por 100 de la población europea en 1999. Se trata de la mayor parte de Grecia (Attiki y Notio Aigaio son las únicas excepciones), junto con la región portuguesa del Alentejo. Dichas áreas se caracterizan fundamentalmente por el importante papel que continúa desempeñando la agricultura en el valor añadido total y el escaso protagonismo, en comparación con el resto de la Unión, del sector servicios. Asimismo, destaca la presencia de un sector secundario relativamente importante especializado en actividades de bajo contenido tecnológico. Esta agrupación presenta unos niveles de desarrollo sensiblemente inferiores al promedio europeo durante el período comprendido entre 1977 y 1999. (*Agrario.*)

Para concluir esta sección, a continuación examinaremos la distribución espacial de las disparidades regionales en renta por habitante observadas en la Unión Europea entre 1977 y 1999 a partir de los resultados del análisis cluster. En concreto, pretendemos determinar qué parte de la desigualdad total en renta por habitante es atribuible a cada uno de los distintos grupos de regiones que acabamos de describir.

Para estudiar esta cuestión hemos adaptado al ámbito regional una serie de resultados obtenidos por la literatura dedicada al examen de la distribución personal de la renta. Así, un índice de desigualdad se dice que es aditivamente descomponible en sentido débil si puede ser expresado como la suma de un *componente intergrupos* y un *componente intragrupos*, donde: (a) el componente intergrupos, que mide la desigualdad externa, es el valor registrado por el índice de desigualdad cuando cada miembro del grupo disfruta de la renta por habitante media de dicho grupo; y (b) el componente intragrupos, que mide la desigualdad interna, es simplemente una suma ponderada de los índices de desigualdad correspondientes a cada uno de los distintos grupos, de manera que las ponderaciones dependen exclusivamente de las proporciones de población y/o renta de dicho grupo con respecto al total. Tal y como demostraron Shorrocks (1980, 1984) y Foster (1983), la familia de índices de Theil es la única linealmente descomponible en el sentido anterior que adicionalmente satisface las propiedades habituales exigibles a las medidas de desigualdad³¹.

El cuadro 7 presenta el índice $T(1)$ descompuesto de acuerdo con la tipo-

³¹El lector interesado puede consultar la completa revisión acerca de estas cuestiones llevada a cabo por Deutsch y Silber (1999).

Cuadro 7 : Descomposición de la desigualdad regional en base a los resultados del análisis cluster jerárquico ($T(1)$).

Desigualdad	Total	%	Externa	%	Interna	%
1977	0,0322	100	0,0079	24,51	0,0243	75,49
1978	0,0310	100	0,0092	29,62	0,0218	70,38
1979	0,0299	100	0,0098	32,61	0,0202	67,39
1980	0,0261	100	0,0105	40,05	0,0157	59,95
1981	0,0265	100	0,0108	40,99	0,0156	59,01
1982	0,0266	100	0,0112	42,17	0,0154	57,83
1983	0,0264	100	0,0110	41,69	0,0154	58,31
1984	0,0271	100	0,0111	40,95	0,0160	59,05
1985	0,0276	100	0,0112	40,69	0,0164	59,31
1986	0,0275	100	0,0115	41,63	0,0161	58,37
1987	0,0265	100	0,0112	42,23	0,0153	57,77
1988	0,0254	100	0,0109	42,98	0,0145	57,02
1989	0,0253	100	0,0113	44,52	0,0140	55,48
1990	0,0253	100	0,0119	47,01	0,0134	52,99
1991	0,0257	100	0,0129	50,16	0,0128	49,84
1992	0,0258	100	0,0134	51,89	0,0124	48,11
1993	0,0252	100	0,0130	51,74	0,0122	48,26
1994	0,0252	100	0,0129	51,34	0,0122	48,66
1995	0,0250	100	0,0129	51,39	0,0122	48,61
1996	0,0248	100	0,0127	51,19	0,0121	48,81
1997	0,0242	100	0,0124	51,28	0,0118	48,72
1998	0,0250	100	0,0132	52,59	0,0119	47,41
1999	0,0254	100	0,0136	53,67	0,0118	46,33

logía regional derivada del análisis cluster en sus dos componentes: desigualdad externa (componente intergrupos) y desigualdad interna (componente intragrupos). La información suministrada por el mismo pone de manifiesto que las disparidades regionales en renta por habitante han disminuido en el conjunto de la Unión Europea a lo largo del período comprendido entre 1977 y 1999. En efecto, el valor de $T(1)$ se ha reducido en un 21 por 100 durante los veintitrés años contemplados. Sin embargo, este proceso no ha sido uniforme en el tiempo. En concreto, la mayor parte de la disminución de la desigualdad observada tuvo lugar fundamentalmente durante los últimos años setenta, detectándose un cierto estancamiento en las dos décadas posteriores.

Ahora bien, la evolución global de $T(1)$ oculta la existencia de un comportamiento diferenciado en sus dos componentes. Por una parte, a lo largo del intervalo temporal examinado han aumentado las distancias entre los diversos grupos en términos de renta por habitante media. En concreto, el valor del índice de desigualdad externa se ha incrementado en un 72 por 100 durante el citado período. Sin embargo, paralelamente, la desigualdad interna ha disminuido, ya que el valor del componente intragrupos de $T(1)$ se ha reducido en un 51 por 100 entre 1977 y 1999. Este resultado sugiere que la cohesión interna ha aumentado en el interior de las distintas agrupaciones a lo largo de los veintitrés años contemplados. Asimismo, en el año inicial más del 75 por 100 de la desigualdad total era atribuible a la desigualdad interna. Sin embargo, al final del período analizado dicho porcentaje ha disminuido hasta situarse en el 46 por 100, como consecuencia de las dinámicas experimentadas por el componente intergrupos y el componente intragrupos de $T(1)$.

Adicionalmente, el cuadro 8 muestra la evolución de los índices de desigualdad internos para cada uno de los diferentes grupos considerados. De acuerdo con el mismo, cuatro de los cinco grupos considerados (terciario avanzado, núcleo industrial, terciario no avanzado y agrario) han registrado en términos globales una notable disminución de las disparidades regionales en renta por habitante en el interior de los mismos. En efecto, los valores de los índices de desigualdad correspondientes a cada uno de ellos se han reducido respectivamente en un 57, un 56, un 47 y un 78 por 100 entre 1977 y 1999. Por su parte, las regiones que integran el grupo que hemos denominado industria-servicios han visto aumentar su nivel de desigualdad regional a lo largo del intervalo temporal contemplado, ya que el valor del índice interno se ha incrementado en un 17 por 100. Sin embargo, esta agrupación presentaba al comienzo del período analizado un nivel de desigualdad considerablemente

Cuadro 8 : Desigualdad regional en los grupos generados por el análisis cluster jerárquico: Índices internos ($T(1)$).

Grupo	Ter. avan.	Núcleo Ind.	Ind.-Serv.	Ter. no avan.	Agrario
1977	0,0256	0,0248	0,0075	0,0375	0,0241
1978	0,0228	0,0231	0,0066	0,0309	0,0152
1979	0,0224	0,0213	0,0072	0,0263	0,0088
1980	0,0163	0,0175	0,0071	0,0156	0,0077
1981	0,0166	0,0169	0,0074	0,0171	0,0072
1982	0,0173	0,0161	0,0073	0,0183	0,0042
1983	0,0181	0,0160	0,0072	0,0183	0,0042
1984	0,0179	0,0167	0,0081	0,0189	0,0052
1985	0,0179	0,0174	0,0072	0,0196	0,0051
1986	0,0168	0,0167	0,0077	0,0211	0,0073
1987	0,0150	0,0159	0,0082	0,0206	0,0064
1988	0,0149	0,0146	0,0083	0,0200	0,0030
1989	0,0149	0,0138	0,0088	0,0196	0,0035
1990	0,0143	0,0129	0,0088	0,0194	0,0035
1991	0,0148	0,0122	0,0072	0,0186	0,0029
1992	0,0147	0,0116	0,0066	0,0192	0,0023
1993	0,0142	0,0113	0,0065	0,0191	0,0024
1994	0,0143	0,0114	0,0064	0,0193	0,0025
1995	0,0137	0,0114	0,0069	0,0190	0,0029
1996	0,0129	0,0116	0,0070	0,0187	0,0032
1997	0,0123	0,0112	0,0077	0,0182	0,0033
1998	0,0118	0,0111	0,0083	0,0192	0,0045
1999	0,0111	0,0108	0,0088	0,0199	0,0053

más reducido que el resto³².

6. Conclusiones

A modo de síntesis los aspectos que nos parece deben destacarse de este trabajo son los siguientes:

1. En relación con el **estado de la cuestión**, la agenda de trabajo pendiente para los investigadores interesados en estos temas es amplia y compleja. Sin ánimo de ser exhaustivos cabe citar la necesidad, en primer término, de disponer de información estadística adecuada. En segundo lugar, cabe esperar que las investigaciones futuras tengan un mayor grado de comparabilidad. Para ello se precisa al menos, utilizar instrumentos descriptivos y analíticos similares sobre una realidad económica comparable y durante periodos de tiempo más o menos homogéneos.

2. En lo que se refiere a **nuestros resultados**, puede decirse que en términos generales están en la línea de los obtenidos por otros autores que han estudiado la distribución del conjunto de la actividad económica regional. Cabe destacar también que los resultados de esta investigación no difieren de forma sustancial de los presentados en otros trabajos centrados exclusivamente en el sector industrial, que suele ser el más estudiado.

3. En lo que se refiere a la **especialización** productiva, se detecta un descenso de la misma durante el periodo de estudio, si bien no ha sido uniforme en el tiempo. En este sentido cabe destacar que durante los años noventa ha aumentado la especialización. Los resultados alcanzados pueden considerarse relativamente robustos, ya que se han obtenido mediante el empleo de distintos instrumentos estadísticos y metodológicos. Asimismo, cabe resaltar que de la distribución ergódica presentada se deduce que el proceso de convergencia productiva no es indefinido, y por tanto, las disparidades regionales, ceteris paribus, serán función de las diferentes productividades y pesos sectoriales.

4. En relación con la **concentración** de las 17 ramas productivas, pue-

³²Con el fin de comprobar la robustez de estas conclusiones, hemos repetido este análisis para el caso de $T(0)$. Los resultados obtenidos aparecen en el anexo y son muy similares a los correspondientes a $T(1)$.

de decirse que ha disminuido levemente. Obviamente, en una realidad tan heterogénea como la de 197 regiones y 17 sectores se han detectado comportamientos diferenciados. Por ejemplo, como cabría esperar, algunos sectores industriales han aumentado su nivel de concentración, mientras que la agricultura y los servicios no destinados a la venta se encuentran mucho más dispersos. En este contexto la tipología sectorial obtenida muestra de forma clara los diferentes comportamientos observados.

5. Los **factores explicativos** de la especialización regional se han contrastado con la ayuda de un modelo de datos de panel. De los resultados obtenidos nos interesa destacar la importancia de variables como el tamaño, la densidad, el desarrollo económico y la distancia a los mercados. También se ha constatado la presencia del efecto país y la relevancia del componente espacial puesto de manifiesto con la ayuda de un kernel estocástico que incorpora una distribución condicionada de la especialización de una región en relación con las adyacentes.

6. La última parte del trabajo nos ha permitido relacionar las variables **especialización, concentración, desigualdad y polarización**, destacando la relación inversa entre concentración y desigualdad. Asimismo, la tipología regional establecida pone claramente de manifiesto la relación entre disparidades regionales y especialización productiva. La evolución de los grupos de regiones muestra un aumento de la cohesión intragrupos y una mayor diferenciación intergrupos. Las posibles implicaciones de política económica que se derivan de ello, plantearían la necesidad de una política regional selectiva que contribuya a reducir la desigualdad externa.

Referencias

- [1] ACEMOGLU, D. y ZILIBOTTI, F. (1999): “Information Accumulation in Development”, *Journal of Economic Growth* 4, pp. 5-38.
- [2] ARMSTRONG, H. W. (2002): “European Union Regional Policy: Reconciling the Convergence”, J. R. Cuadrado-Roura y M. Parellada (Eds.): *Regional Convergence in the European Union: Facts, Prospects and Policies*, Springer-Verlag, Berlín.
- [3] BRÜLHART, M. (2001): “Marginal Intra-Industry Trade: Towards a Measure of Non-Disruptive”, Mimeo, Universidad de Lausanne.

- [4] CHAKRAVARTY, S. R. (1990): *Ethical Social Index Numbers*, Springer Verlag, Berlín.
- [5] COPUS, A. (1999): “A New peripherality Index for the NUTS III Regions of the European Union”, ERDF/FEDER Study 98/00/27/130, Comisión Europea.
- [6] COWELL, F. (1995): *Measuring Inequality*, 2nd Edition, LSE Handbooks in Economics, Prentice Hall, Londres.
- [7] 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.
- [8] DEUTSCH, J. y SILBER, J. (1999): “Inequality Decomposition by Population Subgroups and the Analysis of Interdistributional Inequality”, en J. Silber (Ed.): *Handbook of Income Inequality Measurement*, Kluwer Academic Publishers, Boston.
- [9] DEWHURST, J. y MCCANN, P. (2001): “A Comparison of Measures of Industrial Specialisation for Travel-to-work Areas in Great Britain 1981-1997”, *Regional Studies* 36, pp. 541-551.
- [10] DEWHURST, J. y MCCANN, P. (2003): “Specialisation and Regional Size”, Mimeo, University of Dundee.
- [11] ESTEBAN, J. M., GRADÍN, C. y RAY, D. (1999): “Extension of a Measure of Polarization with an application to the income distributions of five OECD countries”, Luxembourg Income Study Working Paper Series 218, Maxwell School of Citizenship and Public Affairs, Syracuse University, New York. (<ftp://lissy.ceps.lu/218.pdf>).
- [12] EZCURRA, R. (2003): “Desigualdad, polarización y movilidad regional en la Unión Europea”, Mimeo, Universidad Pública de Navarra.
- [13] FINGLETON, B., LEWNEY, R. y PINELLI, D. (1996): “Regional Growth and Convergence”, *The Single Market Review*, subseries VI, vol. 1, Kogan Page-Earthscan, Londres.
- [14] FUJITA, M., KRUGMAN, P. y VENABLES, A. (1999): *The Spatial Economy*. MIT Press, Cambridge.

- [15] HALLET, M. (2002): “Regional Specialisation and Concentration in the EU”, J. R. Cuadrado-Roura y M. Parellada (Eds.): *Regional Convergence in the European Union: Facts, Prospects and Policies*, Springer-Verlag, Berlín.
- [16] HARRIS, C. D. (1954): “The Market as a Factor in the Localization of Industry in the United States”, *Annals of the Association of American Geographers* 64, pp. 315-348.
- [17] IMBS, J. y WACZIARG, R. (2000): “Stages of Diversification”, Mimeo, London Business School y Stanford University.
- [18] KIM, S. (1995): “Expansion of Markets and the Geographic Distribution of Economic Activities: the Trends in US Regional Manufacturing Structure 1860-1987”, *Quarterly Journal of Economics* 110, pp. 881-908
- [19] KRUGMAN, P. (1999): *Geography and Trade*, MIT Press, Cambridge.
- [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] MIDELFART-KNARVIK, K.; OVERMAN, H. G.; REDDING, S. J. y VENABLES, A. J. (2000): “The Location of European Industry”, *Economic Papers* 142, Directorate General for Economic and Financial Affairs, Comisión Europea.
- [22] MONASTIRIOTIS, V. (2000): “City size and production diversity: patterns of specialisation and diversity in the US cities, 1969-1997”, 40th European Regional Science Congress, Barcelona.
- [23] OVERMAN, H. y PUGA, D. (2002): “Regional unemployment clusters”, *Economic Policy* 34, pp. 115-147.
- [24] PONS, J. y TIRADO, D. (2003): “Especialización productiva y asimetrías en las fluctuaciones económicas de las regiones europeas”, VI Encuentro de Economía Aplicada, Granada.
- [25] QUAH, D. (1996a): “Empirics for Economic Growth and Convergence”, *European Economic Review* 40, pp. 1353-1375.
- [26] QUAH, D. (1996b): “Regional convergence clusters across Europe”, *European Economic Review* 40, pp. 951-958.

- [27] QUAH, D. (1997): “Empirics for Growth and Distribution: Stratification, Polarization and Convergence Clubs”, *Journal of Economic Growth* 2, pp. 27-59.
- [28] SCOTT, D. W. (1992): *Multivariate Density Estimation: Theory, Practice and Visualization*, John Wiley and Sons, Nueva York.
- [29] SHUETRIM, G. (1999): “Gauss Routines to Estimate Univariate and Bivariate Kernel Densities”, <http://ideas.repec.org/c/apr/aprsft/cd0003.html>.
- [30] SILVERMAN, B. W. (1986): *Density Estimation for Statistics and Data Analysis*, Chapman and Hall, Monographs on Statistics and Applied Probability 26, Londres.
- [31] SIMONOFF, J. S. (1996): *Smoothing Methods in Statistics*, Springer-Verlag, Berlín.
- [32] TRAISTARU, I. y IARA, A. (2002): “European Integration, Regional Specialization and Location of Industrial Activity in Accession Countries: Data and Measurement”, Zentrum für Europäische Integrationsforschung Center for European Integration Studies, Documento de Trabajo, Universität Bonn.
- [33] ULLMAN, E. y DACEY, M. (1960): “The Minimum Requirements Approach to the Urban Economic Base”, *Papers and Proceedings of the Regional Science Association* 6, pp. 174-194.
- [34] VENABLES, A. (1996): “Equilibrium locations of vertically linked industries”, *International Economic Review* 37 (2), pp. 341-359.
- [35] WAND, M. P. y JONES, M. C. (1994): *Kernel Smoothing*, Chapman and Hall, Londres.

Anexo

Cuadro A-1: Especialización regional, áreas geográficas y conglomerados.

Regiones	$ESP_i^K(77)$	$ESP_i^K(99)$	Variación	Área Geogr.	Cluster
Bruxelles	0,4000	0,4062	0,0062	Centro	1
Antwerpen	0,3596	0,4904	0,1307	Centro	2
Limburg	0,2514	0,3437	0,0923	Centro	2
Oost-Vlaan.	0,2619	0,2409	-0,0210	Centro	2
Vlaams Brab.	0,3114	0,2868	-0,0247	Centro	1
West-Vlaander.	0,3024	0,3323	0,0299	Centro	2
Brabant Wall.	0,3676	0,4840	0,1164	Centro	2
Hainaut	0,2510	0,2683	0,0173	Centro	2
Liège	0,2679	0,1965	-0,0714	Centro	2
Luxembourg	0,4525	0,3772	-0,0753	Centro	3
Namur	0,3855	0,3759	-0,0096	Centro	3
Danmark	0,2119	0,3263	0,1144	Intermedia	2
Stuttgart	0,3296	0,2836	-0,0460	Centro	2
Karlsruhe	0,2950	0,2774	-0,0176	Centro	2
Freiburg	0,2929	0,2823	-0,0106	Centro	2
Tübingen	0,2628	0,2533	-0,0095	Centro	2
Oberbayern	0,1379	0,2623	0,1245	Intermedia	1
Niederbayern	0,1932	0,4172	0,2240	Intermedia	2
Oberpfalz	0,1718	0,2563	0,0845	Intermedia	2
Oberfranken	0,3249	0,3514	0,0265	Intermedia	2
Mittelfranken	0,2478	0,2571	0,0093	Intermedia	2
Unterfranken	0,1849	0,2484	0,0635	Intermedia	2
Schwaben	0,2224	0,2948	0,0724	Intermedia	2
Berlin	0,2029	0,2451	0,0422	Centro	2
Bremen	0,2192	0,2733	0,0541	Centro	1
Hamburg	0,2477	0,4501	0,2024	Centro	1
Darmstadt	0,1893	0,3648	0,1755	Centro	1
Giessen	0,2100	0,3008	0,0908	Centro	2
Kassel	0,1840	0,2910	0,1070	Centro	2
Braunschw.	0,3000	0,5195	0,2195	Centro	2
Hannover	0,1914	0,1881	-0,0032	Centro	2
Lüneburg	0,1220	0,2765	0,1545	Centro	2
Weser-Ems	0,1487	0,1916	0,0429	Centro	2
Düsseldorf	0,2207	0,2346	0,0138	Centro	2
Köln	0,2004	0,2335	0,0331	Centro	2
Münster	0,2705	0,2398	-0,0307	Centro	2

Detmold	0,2712	0,2502	-0,0210	Centro	2
Arnsberg	0,3323	0,2733	-0,0591	Centro	2
Koblenz	0,1731	0,2021	0,0290	Centro	2
Trier	0,1309	0,2833	0,1524	Centro	2
Rheinhessen	0,3214	0,2188	-0,1027	Centro	2
Saarland	0,2452	0,2395	-0,0057	Centro	2
Schl. Holstein	0,1222	0,2152	0,0929	Intermedia	2
Anat.Makedonia	1,1934	0,8128	-0,3807	Perif. Sur	4
Kent.Makedonia	0,9374	0,5323	-0,4051	Perif. Sur	4
Dytiki Maked.	1,0128	0,6090	-0,4038	Perif. Sur	4
Thessalia	1,1242	0,8640	-0,2602	Perif. Sur	4
Ipeiros	1,0342	0,6436	-0,3905	Perif. Sur	4
Ionia Nisia	0,9241	0,5889	-0,3352	Perif. Sur	4
Dytiki Ellada	1,0688	0,7764	-0,2925	Perif. Sur	4
Stereia Ellada	0,9965	0,7900	-0,2065	Perif. Sur	4
Peloponnisos	1,1787	0,8394	-0,3394	Perif. Sur	4
Attiki	0,2913	0,2822	-0,0091	Perif. Sur	3
Voreio Aigaio	0,8476	0,5823	-0,2653	Perif. Sur	4
Notio Aigaio	0,6375	0,4526	-0,1849	Perif. Sur	3
Kriti	1,0598	0,7309	-0,3290	Perif. Sur	4
Galicia	0,5786	0,4181	-0,1605	Perif. Sur	3
Asturias	0,5689	0,4046	-0,1643	Perif. Sur	3
Cantabria	0,2911	0,2101	-0,0809	Perif. Sur	2
P. Vasco	0,4310	0,4122	-0,0188	Perif. Sur	2
Navarra	0,3011	0,4217	0,1206	Perif. Sur	2
Rioja	0,5427	0,6557	0,1130	Perif. Sur	2
Aragón	0,4545	0,2422	-0,2123	Perif. Sur	3
Madrid	0,2834	0,2381	-0,0453	Perif. Sur	1
Castilla-León	0,4629	0,3781	-0,0848	Perif. Sur	3
C. La Mancha	0,6265	0,4622	-0,1643	Perif. Sur	3
Extremadura	0,5253	0,5401	0,0148	Perif. Sur	3
Cataluña	0,4131	0,2969	-0,1162	Perif. Sur	2
C. Valenciana	0,4227	0,3520	-0,0706	Perif. Sur	2
Baleares	0,6467	0,5649	-0,0819	Perif. Sur	5
Andalucía	0,4572	0,3688	-0,0884	Perif. Sur	3
Murcia	0,5501	0,4006	-0,1495	Perif. Sur	3
Canarias	0,5487	0,5269	-0,0219	Perif. Sur	5
Î. France	0,3136	0,2581	-0,0555	Centro	1
Champagne	0,3540	0,3224	-0,0316	Intermedia	2
Picardie	0,2703	0,2509	-0,0194	Intermedia	2
Haute-Norman.	0,2580	0,3693	0,1113	Intermedia	2
Centre	0,2839	0,2284	-0,0555	Intermedia	2
Basse-Norman.	0,2993	0,2251	-0,0742	Intermedia	2

Bourgogne	0,2503	0,2408	-0,0096	Intermedia	2
Nord-Pas	0,2054	0,2194	0,0140	Centro	2
Lorraine	0,2086	0,2397	0,0311	Intermedia	2
Alsace	0,1760	0,2071	0,0311	Centro	2
Franche-Comt.	0,3423	0,4279	0,0856	Intermedia	2
Pays Loire	0,3054	0,1918	-0,1135	Intermedia	2
Bretagne	0,3567	0,2917	-0,0651	Intermedia	2
Poitou-Charen.	0,3156	0,2458	-0,0698	Perif. Norte	2
Aquitaine	0,2105	0,2427	0,0322	Perif. Norte	2
Midi-Pyrén.	0,2469	0,1958	-0,0511	Perif. Norte	2
Limousin	0,2669	0,2407	-0,0262	Perif. Norte	2
Rhône-Alpes	0,1707	0,1784	0,0078	Intermedia	2
Auvergne	0,2177	0,2566	0,0390	Intermedia	2
Languedoc	0,3330	0,3488	0,0157	Perif. Norte	3
Prov-Alpes-C.	0,2572	0,2372	-0,0200	Intermedia	3
Corse	0,5747	0,3996	-0,1750	Perif. Sur	5
Border	0,5380	0,4672	-0,0708	Perif. Norte	5
Southern-East.	0,3379	0,4200	0,0821	Perif. Norte	2
Piemonte	0,2284	0,2199	-0,0086	Intermedia	2
Valle d'Aosta	0,3310	0,2198	-0,1112	Intermedia	1
Liguria	0,3742	0,2275	-0,1467	Intermedia	1
Lombardia	0,2573	0,2582	0,0009	Intermedia	2
Trentino	0,2933	0,2679	-0,0254	Intermedia	1
Veneto	0,2018	0,2462	0,0445	Intermedia	2
Fr.-Venezia G.	0,2228	0,1705	-0,0523	Perif. Sur	2
Emilia-Rom.	0,2250	0,2252	0,0001	Intermedia	2
Toscana	0,2093	0,1686	-0,0407	Intermedia	2
Umbria	0,1638	0,2467	0,0829	Intermedia	2
Marche	0,1876	0,1931	0,0055	Intermedia	2
Lazio	0,3950	0,3016	-0,0934	Intermedia	3
Abruzzi	0,2241	0,2308	0,0066	Perif. Sur	2
Molise	0,3307	0,3258	-0,0049	Perif. Sur	3
Campania	0,2715	0,2871	0,0155	Perif. Sur	3
Puglia	0,2904	0,2926	0,0023	Perif. Sur	3
Basilicata	0,3783	0,4092	0,0309	Perif. Sur	3
Calabria	0,4117	0,4238	0,0121	Perif. Sur	3
Sicilia	0,3318	0,3814	0,0496	Perif. Sur	3
Sardegna	0,3275	0,3434	0,0159	Perif. Sur	3
Luxembourg	0,3514	0,3698	0,0184	Centro	1
Groningen	0,8768	0,4997	-0,3771	Intermedia	2
Friesland	0,3543	0,2236	-0,1308	Intermedia	2
Drenthe	0,3485	0,3043	-0,0442	Centro	2
Overijssel	0,2873	0,2316	-0,0557	Centro	2

Gelderland	0,4067	0,2525	-0,1542	Centro	2
Flevoland	0,7048	0,5252	-0,1795	Centro	3
Utrecht	0,3574	0,3985	0,0411	Centro	1
Noord-Holland	0,4457	0,4353	-0,0104	Centro	2
Zuid-Holland	0,2864	0,2674	-0,0190	Centro	1
Zeeland	0,4598	0,3898	-0,0700	Intermedia	2
Noord-Brabant	0,2790	0,2973	0,0183	Centro	2
Limburg	0,3179	0,2908	-0,0270	Centro	2
Burgenland	0,7666	0,6597	-0,1069	Perif. Norte	3
Niederöster.	0,4260	0,3859	-0,0401	Intermedia	3
Wien	0,3425	0,3269	-0,0156	Intermedia	2
Kärnten	0,3522	0,3075	-0,0447	Intermedia	3
Steiermark	0,3390	0,4511	0,1122	Intermedia	2
Oberöster.	0,3071	0,3513	0,0442	Intermedia	2
Salzburg	0,2358	0,2703	0,0346	Intermedia	2
Tirol	0,2018	0,2642	0,0624	Intermedia	2
Vorarlberg	0,2923	0,3400	0,0477	Centro	2
Norte	0,6281	0,3939	-0,2342	Perif. Sur	2
Centro	0,5975	0,3341	-0,2635	Perif. Sur	2
Lisboa	0,3712	0,2494	-0,1218	Perif. Sur	2
Alentejo	0,7730	0,6073	-0,1657	Perif. Sur	4
Algarve	0,7736	0,5098	-0,2637	Perif. Sur	3
Acores	0,6373	0,6076	-0,0297	Perif. Sur	5
Madeira	0,6226	0,5648	-0,0579	Perif. Sur	2
Itä-Suomi	0,4871	0,6139	0,1267	Perif. Norte	5
Väli-Suomi	0,4092	0,5426	0,1334	Perif. Norte	5
Pohjois-Suomi	0,4514	0,5334	0,0820	Perif. Norte	5
Uusimaa	0,3286	0,2863	-0,0423	Perif. Norte	2
Etelä-Suomi	0,3385	0,4831	0,1446	Perif. Norte	5
Aland	0,6662	0,3720	-0,2942	Perif. Norte	1
Stockholm	0,4118	0,2361	-0,1757	Perif. Norte	1
Östra Mell.	0,2973	0,3206	0,0233	Intermedia	2
Sydsverige	0,2667	0,2756	0,0089	Intermedia	2
Norra Mell.	0,2673	0,4016	0,1343	Perif. Norte	2
Mellersta Norr.	0,2332	0,3190	0,0858	Perif. Norte	2
Övre Norr.	0,2481	0,3615	0,1134	Perif. Norte	2
Smaland	0,2533	0,4008	0,1474	Intermedia	2
Västsv.	0,2816	0,2682	-0,0134	Intermedia	2
Tees Valley	0,3944	0,3772	-0,0172	Intermedia	5
Northumb.	0,3335	0,3813	0,0478	Intermedia	5
Cumbria	0,3265	0,3178	-0,0086	Intermedia	5
Cheshire	0,3750	0,1705	-0,2044	Intermedia	5
Greater Manch.	0,3381	0,2095	-0,1286	Intermedia	5

Lancashire	0,3646	0,2980	-0,0666	Intermedia	5
Merseyside	0,2815	0,3391	0,0576	Intermedia	5
East Riding	0,2622	0,3217	0,0596	Intermedia	5
N. Yorkshire	0,3323	0,2840	-0,0483	Intermedia	5
S. Yorkshire	0,4801	0,2712	-0,2089	Intermedia	5
W. Yorkshire	0,4220	0,2395	-0,1826	Intermedia	5
Derbyshire	0,4946	0,3312	-0,1634	Centro	5
Leics.	0,4434	0,2188	-0,2247	Centro	5
Lincolnshire	0,3702	0,3744	0,0043	Centro	5
Hereford <i>et al.</i>	0,3439	0,2285	-0,1153	Centro	5
Shrops.	0,3409	0,2710	-0,0699	Centro	5
West Midlands	0,3946	0,2288	-0,1659	Centro	5
East Anglia	0,3926	0,4320	0,0394	Intermedia	2
Bedfordshire	0,3373	0,2341	-0,1031	Intermedia	5
Essex	0,2841	0,2260	-0,0581	Intermedia	5
Inner London	0,3281	0,3684	0,0402	Centro	3
Outer London	0,3281	0,3684	0,0402	Centro	3
Berkshire <i>et al.</i>	0,3795	0,2439	-0,1356	Centro	5
Surrey	0,3263	0,2666	-0,0597	Centro	5
Hants.	0,3884	0,2628	-0,1256	Centro	5
Kent	0,3736	0,2388	-0,1347	Centro	5
Avon <i>et al.</i>	0,3528	0,2138	-0,1390	Intermedia	5
Dorset	0,2959	0,3007	0,0048	Intermedia	5
Cornwall	0,3245	0,4016	0,0771	Intermedia	5
Devon	0,3398	0,3663	0,0266	Intermedia	5
West Wales	0,3892	0,3596	-0,0296	Intermedia	5
East Wales	0,3439	0,3421	-0,0018	Intermedia	5
N. East Scot.	0,2490	0,2321	-0,0169	Perif. Norte	5
E. Scotland	0,3243	0,2707	-0,0536	Perif. Norte	5
South W. Scot.	0,2816	0,2868	0,0052	Perif. Norte	5
Highlands <i>et al.</i>	0,2724	0,4155	0,1431	Perif. Norte	5
N. Ireland	0,6294	0,6604	0,0310	Perif. Norte	5

Cuadro A-2 : Relación entre especialización regional y la variable tiempo.
(Mínimos cuadrados generalizados.)

Variable dependiente	ESP_{it}^K
<i>Constante</i>	0,4027*** (43,634)
T	-0,0095*** (-5,652)
T^2	0,0003*** (4,630)
F	23,96***
$\bar{R}^2$	0,0104
Observaciones	4.334

Nota: Los números entre paréntesis se refieren al estadístico t-Student.* Estadísticamente significativo al 10 por 100.** Estadísticamente significativo al 5 por 100.*** Estadísticamente significativo al 1 por 100. Los errores estándar se han calculado a partir de la estimación de la matriz de varianzas y covarianzas por el método propuesto por White (1980).

Cuadro A-3 : 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.

Cuadro A-4 : Variables ficticias correspondientes a los modelos estimados.

Modelo	(2)	(4)
Dinamarca	-0,0182 (-0,825)	0,0004 (0,9392)
Alemania	-0,0596*** (-7,752)	-0,0045** (-2,559)
Grecia	0,1847*** (14,635)	0,0739*** (25,224)
España	0,1115*** (12,671)	0,0158*** (7,737)
Francia	-0,0522*** (-6,073)	-0,0059*** (-2,984)
Irlanda	0,0403** (2,456)	0,0037 (0,972)
Italia	-0,0602*** (-7,258)	-0,0060*** (-3,123)
Luxemburgo	0,0592*** (2,747)	-0,0023 (-0,467)
Holanda	0,0432*** (5,078)	0,0098*** (4,959)
Austria	0,0166* (1,768)	-0,0014 (-0,643)
Portugal	0,0764*** (5,479)	0,0183*** (5,666)
Finlandia	0,0665*** (5,538)	-0,0017 (-0,617)
Suecia	-0,1083*** (-9,085)	-0,0181*** (-6,544)
Reino Unido	0,0064 (0,900)	0,0068*** (4,063)

Nota: Los números entre paréntesis se refieren al estadístico t-Student. * Estadísticamente significativo al 10 por 100. ** Estadísticamente significativo al 5 por 100. *** Estadísticamente significativo al 1 por 100.

Cuadro A-5 : Descomposición de la desigualdad regional en base a los resultados del análisis cluster jerárquico ($T(0)$).

Desigualdad	Total	%	Externa	%	Interna	%
1977	0,0380	100	0,0081	21,21	0,0300	78,79
1978	0,0357	100	0,0096	26,80	0,0261	73,20
1979	0,0340	100	0,0104	30,54	0,0236	69,46
1980	0,0289	100	0,0113	39,12	0,0176	60,88
1981	0,0290	100	0,0116	39,93	0,0174	60,07
1982	0,0293	100	0,0120	41,09	0,0173	58,91
1983	0,0291	100	0,0119	40,77	0,0172	59,23
1984	0,0302	100	0,0120	39,88	0,0181	60,12
1985	0,0308	100	0,0121	39,44	0,0186	60,56
1986	0,0310	100	0,0125	40,32	0,0185	59,68
1987	0,0300	100	0,0123	40,95	0,0177	59,05
1988	0,0282	100	0,0119	42,19	0,0163	57,81
1989	0,0281	100	0,0123	43,82	0,0158	56,18
1990	0,0280	100	0,0130	46,60	0,0149	53,40
1991	0,0282	100	0,0140	49,80	0,0141	50,20
1992	0,0283	100	0,0146	51,74	0,0137	48,26
1993	0,0276	100	0,0143	51,54	0,0134	48,46
1994	0,0278	100	0,0142	51,17	0,0136	48,83
1995	0,0278	100	0,0143	51,46	0,0135	48,54
1996	0,0274	100	0,0141	51,31	0,0133	48,69
1997	0,0268	100	0,0138	51,39	0,0130	48,61
1998	0,0282	100	0,0150	53,16	0,0132	46,84
1999	0,0288	100	0,0157	54,39	0,0132	45,61

Cuadro A-6 : Desigualdad regional en los grupos generados por el análisis cluster jerárquico: Índices internos ($T(0)$).

Grupo	Ter. avan.	Núcleo Ind.	Ind.-Serv.	Ter. no avan.	Agrario
1977	0,0325	0,0316	0,0086	0,0434	0,0300
1978	0,0280	0,0291	0,0073	0,0337	0,0177
1979	0,0268	0,0267	0,0076	0,0285	0,0094
1980	0,0181	0,0216	0,0070	0,0161	0,0075
1981	0,0183	0,0207	0,0071	0,0175	0,0075
1982	0,0193	0,0199	0,0070	0,0189	0,0043
1983	0,0201	0,0196	0,0071	0,0190	0,0043
1984	0,0200	0,0208	0,0079	0,0198	0,0053
1985	0,0199	0,0217	0,0072	0,0204	0,0053
1986	0,0185	0,0210	0,0077	0,0221	0,0080
1987	0,0165	0,0199	0,0083	0,0216	0,0068
1988	0,0164	0,0177	0,0084	0,0208	0,0030
1989	0,0164	0,0166	0,0088	0,0204	0,0036
1990	0,0156	0,0152	0,0088	0,0204	0,0036
1991	0,0162	0,0144	0,0073	0,0196	0,0030
1992	0,0161	0,0135	0,0067	0,0201	0,0025
1993	0,0156	0,0132	0,0066	0,0199	0,0026
1994	0,0157	0,0135	0,0065	0,0202	0,0026
1995	0,0150	0,0134	0,0070	0,0198	0,0030
1996	0,0140	0,0134	0,0071	0,0193	0,0033
1997	0,0133	0,0130	0,0077	0,0188	0,0034
1998	0,0128	0,0127	0,0083	0,0203	0,0045
1999	0,0120	0,0123	0,0088	0,0213	0,0052

Figura A-1: : Especialización regional de EU9.

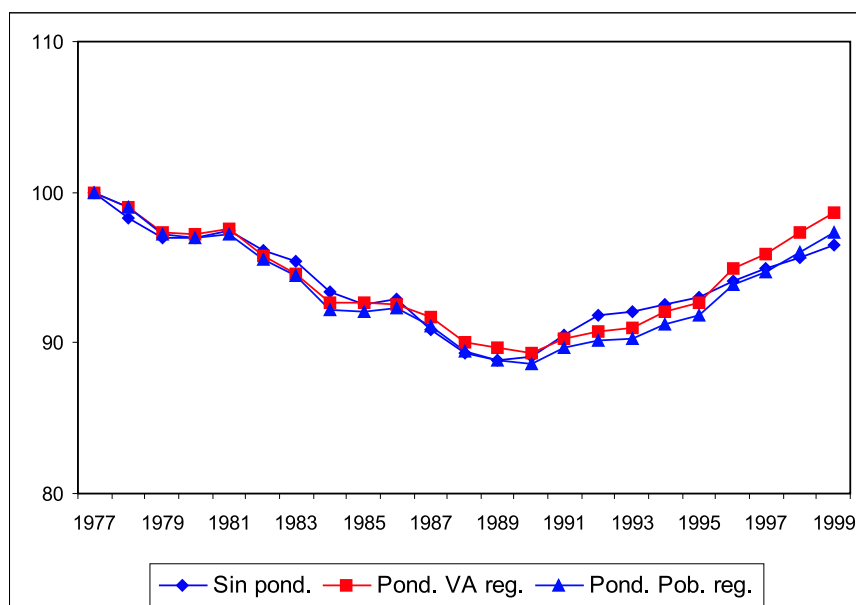


Figura A-2: : Especialización regional de Grecia.

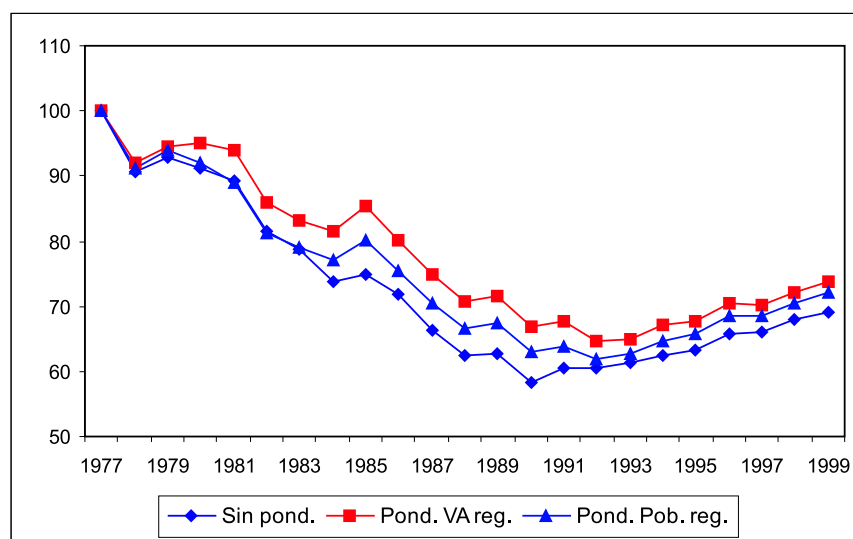


Figura A-3: : Especialización regional de España y Portugal.

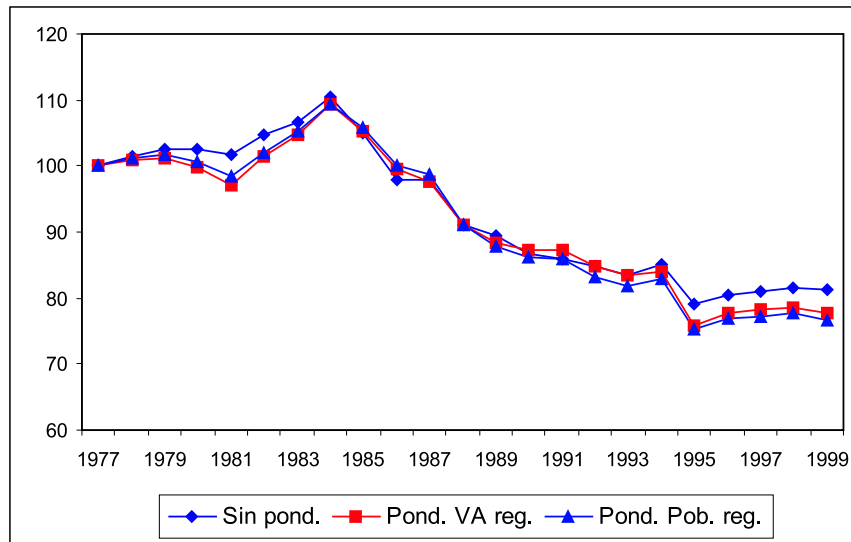


Figura A-4: : Especialización regional de Austria, Suecia y Finlandia.

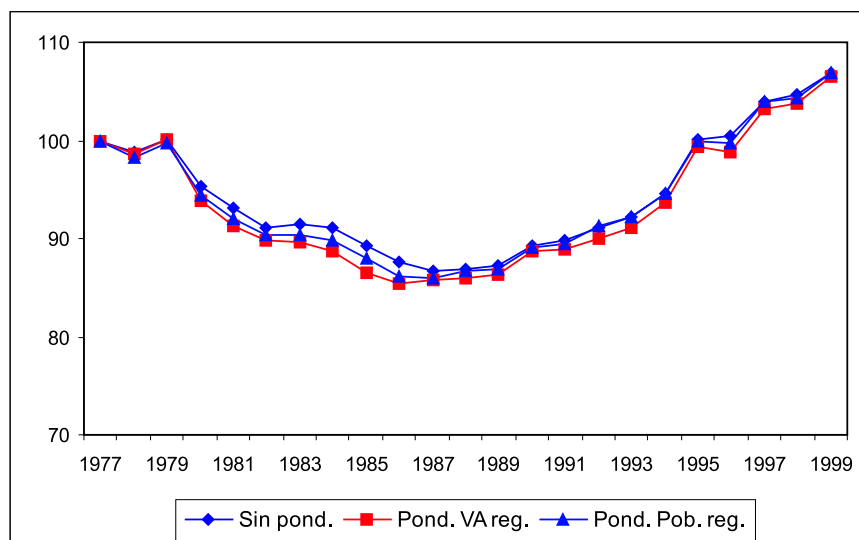


Figura A-5: : Especialización regional, $ESP_i^{(2)}$.

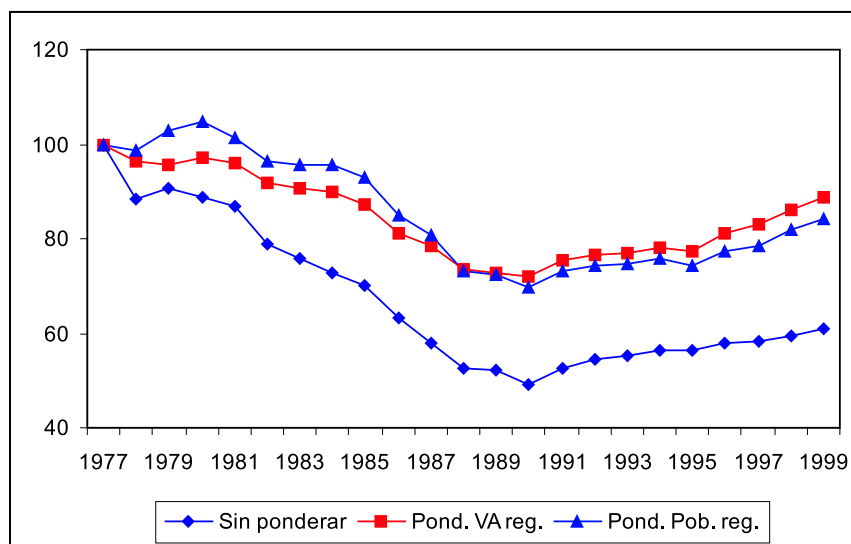


Figura A-6: : Desigualdad regional.

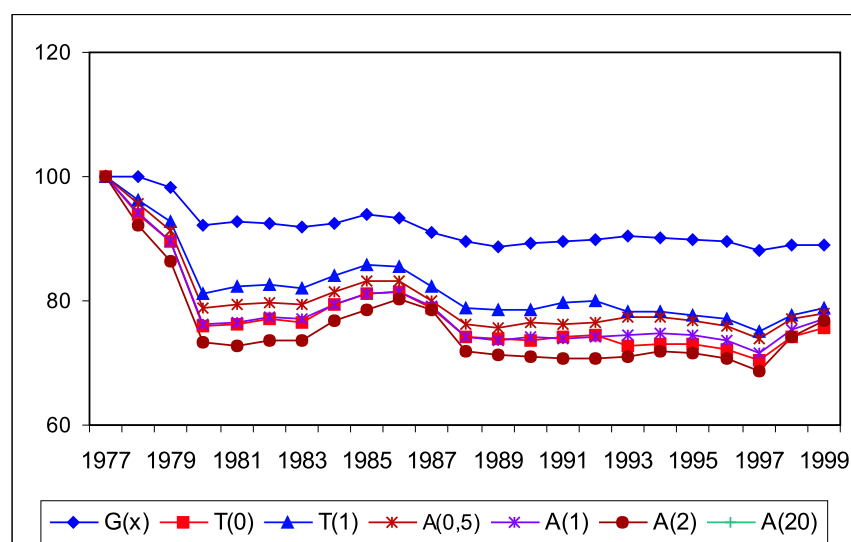


Figura A-7: : Polarización regional.

