

LA DISTRIBUCIÓN REGIONAL DE LA RENTA Y SU POLARIZACIÓN EN
LA UNIÓN EUROPEA

*REGIONAL DISTRIBUTION OF INCOME AND ITS POLARIZATION IN
THE EUROPEAN UNION*

Adolfo Maza Fernández
Universidad de Cantabria
mazaaj@unican.es

BIBLID [1576-0162 (2004), 10/11, 151-169]

RESUMEN

En este trabajo se analiza la distribución regional de la renta en la Unión Europea entre 1980 y 1996 por medio de técnicas no paramétricas. Asimismo, se evidencia la existencia de polarización y se utilizan técnicas de estadística espacial para identificar los distintos polos. El trabajo concluye que: a) la forma de la distribución regional de la renta ha variado de forma significativa; b) el grado de movilidad no es muy elevado; c) existe polarización y se pueden diferenciar, en términos muy generales, dos grandes grupos de renta, los cuales se sitúan en el norte (altos niveles de renta) y en el sur de Europa (regiones con baja renta).

Palabras clave: movilidad, polarización, regiones, Unión Europea.

ABSTRACT

This paper analyses the regional distribution of income in Europe for the period 1980-1996 by means of non-parametric techniques. In addition, it shows the existence of polarisation and it employs spatial statistic techniques to identify the poles. The main conclusions of this paper are: a) the shape of the *per capita* income regional distribution has varied between 1980 and 1996; b) the degree of mobility is not very high; c) the polarisation between the European regions exists and there are, in general terms, two large groups of income, which locate themselves in the north (group of high levels of income) and in the south of Europe (low income regions).

Key words: mobility, polarisation, regions, European Union.

Clasificación JEL: R11; F15; O52; C21

1. INTRODUCCIÓN¹

Uno de los principales problemas a los que se enfrenta el proceso de integración en el que el continente europeo se haya inmerso es el que se refiere a las disparidades económicas espaciales existentes en su seno, fruto de las cuales se puso en marcha la política regional europea. Como consecuencia de ello, existe una profusa literatura sobre este particular (véanse, por ejemplo, los trabajos de Esteban, 1994; Armstrong, 1995; López-Bazo et al., 1999; Cuadrado, 2001; Gil et al., 2002; Villaverde y Maza, 2003; Maza y Villaverde, 2004).

De todos los estudios acumulados hasta ahora se deriva una conclusión: las disparidades regionales en Europa son elevadas. Además, el proceso de ampliación de la Unión Europea (UE) a los países del Este desembocará, con toda certeza, en un aumento de las mismas, convirtiendo el asunto de las desigualdades regionales en crucial para el futuro de la Unión.

El presente trabajo considera conocido este hecho y su principal objeto es profundizar en el conocimiento de las desigualdades regionales. Así, se centra en dos aspectos complementarios. En primer lugar, presta atención a la dinámica experimentada por la distribución regional de la renta *per capita*, ya que es la variable que mejor refleja el nivel de riqueza medio de cada región. En segundo lugar, analiza con profundidad el fenómeno de la polarización en la UE.

Con este fin se han utilizado técnicas de estimación no paramétricas y técnicas de estadística espacial. En este sentido conviene destacar, en primer lugar, que su uso puede considerarse un complemento a las ecuaciones de convergencia en el análisis de la dinámica de la renta, ya que estas técnicas superan las limitaciones de las ecuaciones de convergencia señaladas por Quah (1993)². Asimismo, en lo que respecta al estudio de la polarización,

¹ El autor desea mostrar su agradecimiento a José Villaverde y a dos evaluadores anónimos por sus acertados comentarios y sugerencias.

² Aunque De la Fuente (2003) difiere de Quah y señala que esas limitaciones, relativas a la poca información que suministran las ecuaciones de convergencia, pueden ser solventadas introduciendo ciertas modificaciones.

parece evidente el carácter complementario del enfoque utilizado en este trabajo con el índice de polarización propuesto por Esteban y Ray (1994) –y ampliado posteriormente por Esteban et al. (1999)–; aunque, a diferencia de lo que ocurre con el cómputo del mencionado índice, las técnicas anteriormente señaladas no facilitan ningún resultado numérico, su utilización elimina la principal limitación del enfoque tradicional, ya que, tal y como reconoce Esteban (1996), los índices de polarización resultan sensibles al número de intervalos de renta considerados.

Como fuente de información para el análisis se ha tomado, dada su homogeneidad, la suministrada por la base de datos de CRENoS, más completa que la oficial de REGIO pues rellena algunos de los *gaps* existentes en esta última; además, se ha empleado como marco de referencia a la Unión Europea de 12 miembros (UE-12) y elegido como periodo objeto de estudio el que abarca desde 1980 hasta 1996. Asimismo, se han considerado diferentes niveles de desagregación, si bien el predominante es el denominado NUTS-2 (unidades administrativas de base)³. El resultado es una base de datos compuesta por 108 regiones o unidades territoriales; más concretamente, se dispone de 21 regiones para Francia, 17 para España, 5 para Portugal, 1 para Irlanda, 11 para Gran Bretaña, 20 para Italia, 3 para Bélgica, 1 para Dinamarca, 11 para Alemania (no se considera Alemania del Este), 13 para Grecia, 1 para Luxemburgo y 4 para Holanda⁴.

El trabajo se estructura como sigue. La sección 2 estudia la dinámica en la distribución de la renta *per capita* a escala regional, tanto su forma externa como el grado de movilidad experimentado en la misma. La sección 3 pone de relieve el fenómeno de polarización que existe en Europa, cotejando las disparidades existentes a escala europea con las que se producen entre las regiones de un mismo país y entre regiones limítrofes. La sección 4 corrobora los resultados de la sección anterior e identifica, por medio de un análisis de estadística espacial, los polos existentes y las regiones que los componen. Por último, la sección 5 presenta las principales conclusiones de este estudio.

2. EL DINAMISMO EN LA DISTRIBUCIÓN REGIONAL DE LA RENTA EN LA UE-12

Ya se ha señalado que una conclusión unánime de todos los trabajos que analizan las disparidades regionales en la UE es la existencia de fuertes desequilibrios. Aunque el objetivo no es ahondar en esta cuestión, valga como reflejo de lo que se acaba de señalar el hecho de que, considerando la media europea igual a la unidad, las cinco regiones con mayor renta *per capita* en 1996 alcanzan una media de 1,69, mientras que el valor medio de las cinco regiones más pobres de la muestra analizada es de 0,52.

³ La mezcla de distintos niveles de desagregación permite conseguir una base de datos que abarque todos los países miembros de la UE-12. No obstante, conviene señalar que los resultados son sensibles a la unidad territorial elegida.

⁴ En el Anexo puede verse la relación completa de las 108 regiones consideradas en este estudio.

El propósito de este apartado es ofrecer información sobre aspectos diferentes de la distribución regional del Producto Interior Bruto *per capita* (PIBpc) en Europa: la forma externa de la misma y su evolución durante el periodo 1980-1996, por una parte, y el grado de movilidad entre las distintas regiones, por otra. Ambos asuntos, aunque distintos, se encuentran estrechamente relacionados y su análisis conjunto se torna necesario para una correcta interpretación de los mismos.

2.1. FORMA EXTERNA DE LA DISTRIBUCIÓN REGIONAL DE LA RENTA

El procedimiento más sencillo para conocer la forma externa de cualquier distribución es la construcción de histogramas. Sin embargo, esta metodología se enfrenta a varios problemas, tales como los de elección del origen y del número de intervalos a considerar (Silverman, 1986). Una técnica alternativa, cuya principal virtud es precisamente la eliminación de estos problemas, consiste en la estimación de funciones de densidad. Así, en este apartado se recogen las funciones de densidad correspondientes a la distribución del PIBpc en Europa a escala regional en los años inicial y final del estudio (1980 y 1996). La estimación se ha realizado utilizando el kernel Gaussiano y con una amplitud de ventana o *bandwith* óptimo según la regla general de Silverman (1986)⁵.

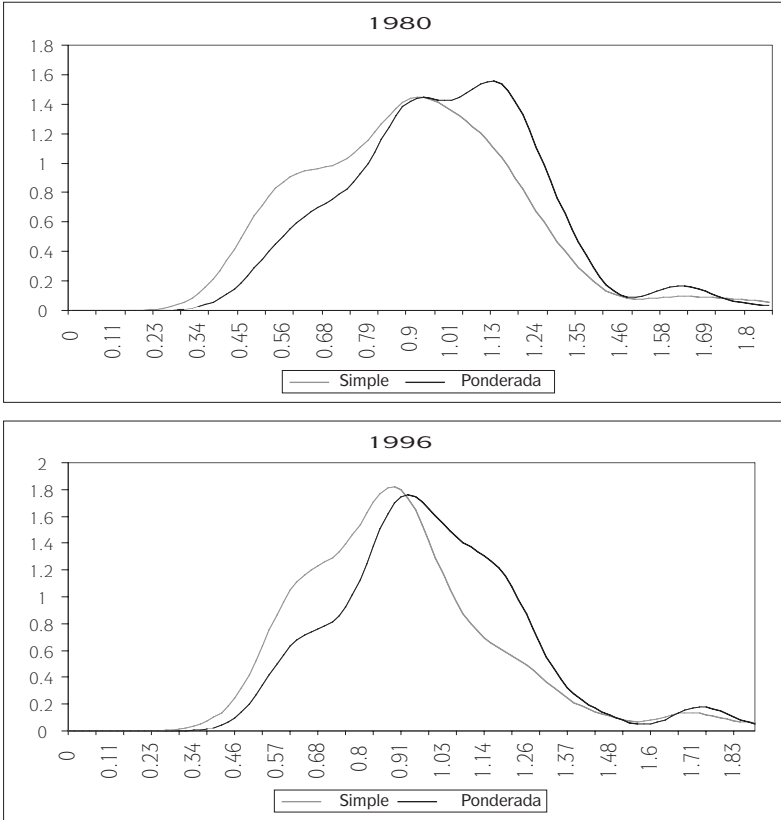
Asimismo, hay que reseñar que se han estimado tanto las funciones de densidad simples como las funciones de densidad ponderadas por la población de cada una de las regiones objeto de estudio. A pesar de que la literatura empírica sobre la convergencia apenas ha tenido en cuenta el distinto peso de las observaciones consideradas (Quah, 1999), en este trabajo, dado el dispar volumen de población que presenta cada una de las regiones de la muestra, se ha considerado oportuno calcular las funciones de densidad siguiendo ambos criterios (sin ponderar y ponderar) para, posteriormente, cotejar los resultados obtenidos.

Con estas consideraciones en mente, las funciones de densidad para la distribución regional de la renta en la UE-12 permiten resaltar las siguientes características (gráfico nº 1). En primer lugar, que la forma externa de la distribución ha variado de manera significativa. La función de densidad simple correspondiente al año 1980 presenta unos grados de asimetría y curtosis de 0,63 y 3,82 respectivamente; sin embargo, los coeficientes de asimetría y curtosis para 1996 se elevan hasta 1,11 y 4,71. Estos resultados, junto con el análisis gráfico, indican, por un lado, que la masa de probabilidad se encuentra desplazada, cada vez en mayor medida, hacia niveles de renta inferiores a la media comunitaria y, por otro, que existe una mayor concentración

⁵ La elección del tipo de kernel no es muy relevante, pues los resultados se mantienen, a grandes rasgos, sea cual sea el kernel elegido. Sin embargo, la elección de la amplitud de ventana sí es determinante y se basa en el tradicional *trade-off* entre sesgo y varianza.

de la misma en 1996 que en 1980. Los resultados se mantienen, a grandes rasgos, para las funciones de densidad ponderadas.

GRÁFICO Nº 1. FUNCIONES DE DENSIDAD DEL PIBpc REGIONAL



En segundo lugar, que en 1980 existían, si atendemos a la función de densidad simple, dos modas: una en torno al 50 por ciento de la media comunitaria y otra ligeramente por debajo de dicha media. Sin embargo, en la función de densidad ponderada desaparece la primera de ellas; asimismo, en este segundo caso la moda principal se sitúa en torno al 110 por ciento del valor medio apreciándose, además y aunque de forma ténue, la gestación de una nueva moda para niveles de renta muy superiores a la media europea, lo cual es indicativo de que las regiones más ricas eran las más pobladas de Europa.

Por último, el gráfico nº 1 pone de relieve que en el año 1996 hay una mayor similitud entre la función de densidad simple y ponderada. En ambas



existe un ligero repunte para el grupo de regiones situadas en torno a la mitad de la media comunitaria, mientras que incluso en la función de densidad simple se advierte, aunque de forma tenue, la existencia de una moda secundaria para niveles de renta muy elevados.

La presencia de varias modas, tanto en las funciones de densidad correspondientes al año inicial como final de este estudio, constituye un primer síntoma del fenómeno de polarización existente en Europa. Secciones posteriores de este trabajo retoman y profundizan en esta cuestión.

2.2. LA MOVILIDAD EN LA DISTRIBUCIÓN REGIONAL DE LA RENTA

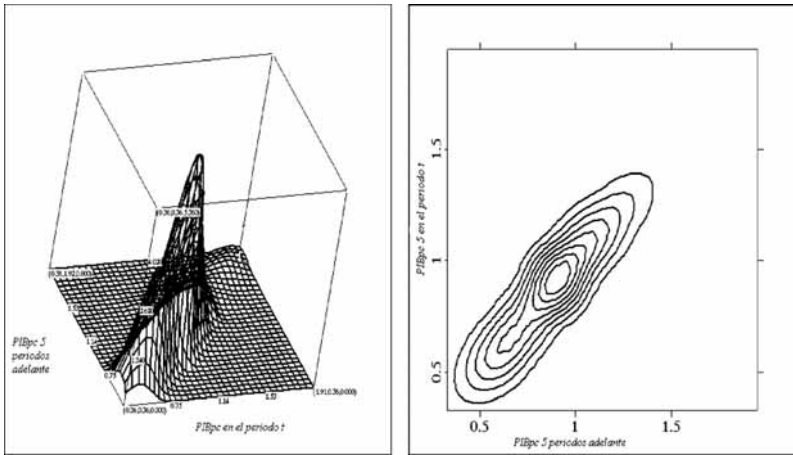
El análisis anterior, aunque informativo, podría dar lugar a equívoco. Esto es así porque se podría dar el caso de que la forma externa de las funciones de densidad al principio y al final del periodo muestral fuese la misma y, sin embargo, se hubiesen dado importantes cambios en la posición relativa de las regiones, cambios que serían relevantes y que permanecerían ocultos. Captar esos movimientos es el objeto de este apartado, para lo cual se ha utilizado el enfoque no paramétrico propuesto por Quah (1996a, 1997).

De acuerdo con este enfoque, se ha estimado un kernel estocástico entre el PIBpc de un periodo y el PIBpc de cinco periodos hacia delante. De este modo, se analiza la dinámica en la distribución regional de la renta en Europa, obteniéndose la probabilidad de transitar de cualquier nivel de renta *per capita* a otro distinto pasados esos cinco años.

La estimación⁵ se recoge en el gráfico nº 2. En el gráfico tridimensional de la izquierda, el eje de las X representa el PIBpc en el periodo t y el de las Y el PIBpc en el periodo $t+5$, mientras que el eje Z mide la densidad (o probabilidad) condicionada de cada punto en el espacio X-Y; las líneas paralelas al eje Y muestran la probabilidad de transitar desde el punto que se considere en el eje X (t) a cualquier otro punto en el eje Y ($t+5$). En el gráfico de la derecha se representan las líneas de contorno, obtenidas al efectuar un corte paralelo a los ejes X e Y para distintos valores de la densidad. De acuerdo con lo señalado, cuanto más se concentre la masa de probabilidad en torno a la diagonal positiva -y menor sea su amplitud, menor es la movilidad (o, lo que es lo mismo, mayor es la persistencia). Pues bien, la conclusión que se obtiene, dada la forma de estas líneas de contorno, es que el grado de movilidad es muy reducido, ya que la masa de probabilidad se sitúa preferentemente sobre la diagonal positiva y la amplitud de las líneas de contorno es mínima.

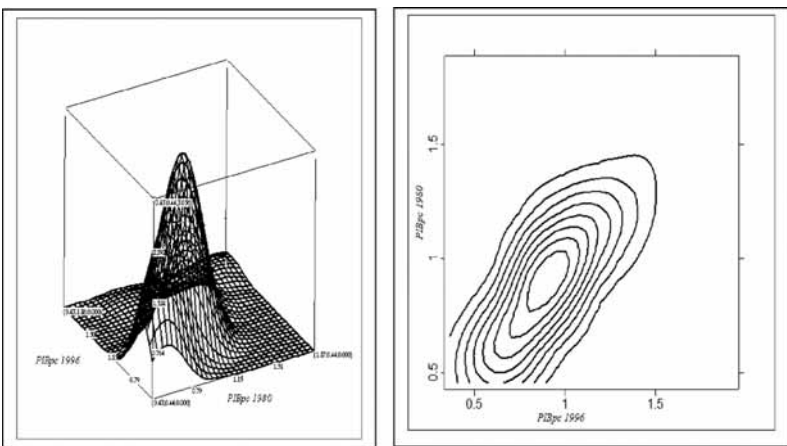
⁵ Realizada por medio del programa XPLORE.

GRÁFICO 2: DINÁMICA DE LA DISTRIBUCIÓN DEL PIBpc REGIONAL. TRANSICIONES DE CINCO AÑOS



No obstante, se puede pensar que la poca movilidad es debida, entre otras causas, a que un periodo de cinco años no es suficiente para que se produzcan cambios sustanciales. Para comprobarlo, se ha estimado un kernel estocástico entre la distribución de la renta en el año inicial (1980) y el año final (1996). En este caso, el gráfico n° 3 muestra que, aunque la movilidad sigue siendo reducida dado que el kernel se concentra sobre la diagonal, la amplitud de las líneas de contorno es mucho mayor, signo inequívoco de que, cuando se amplía el periodo considerado, las oscilaciones son más elevadas.

GRÁFICO 3: DINÁMICA DE LA DISTRIBUCIÓN DEL PIBpc REGIONAL. 1980-1996



Abundando en esta cuestión se ha realizado, asimismo, una aproximación discreta a la movilidad por medio de las conocidas matrices de transición, las cuales representan, para cada celda ij , la probabilidad de transitar del estado de la naturaleza i al estado j (véase, entre otros, el trabajo de Quah, 1996b). Este tipo de análisis tiene algunas ventajas, tales como la aportación de información adicional dada la cuantificación de los resultados obtenidos. Sin embargo, su principal rémora es que la determinación del número –y la amplitud– de los estados considerados es determinante, ya que los resultados dependen críticamente de esa elección. En este caso, se han considerado los siete estados o grupos regionales siguientes: $1 < 0,5$; $0,5 \geq 2 > 0,75$; $0,75 \geq 3 > 0,9$; $0,9 \geq 4 > 1,1$; $1,1 \geq 5 > 1,3$; $1,3 \geq 6 > 1,5$; $1,5 \geq 7 > 2$ ⁷.

Los resultados obtenidos para todo el periodo se muestran en el cuadro nº 1. Las filas indican el PIBpc de cada región con respecto a la media europea en 1980, denotando las columnas esa misma variable en 1996. Por lo tanto, las celdas pertenecientes a la diagonal del cuadro y resaltadas en negrita (excluida la primera columna y la primera fila, en las cuales se muestra el número de regiones en cada estado de la naturaleza en el año 1980 y 1996 respectivamente) son indicativas de persistencia, mientras que las celdas situadas por encima indican movilidad al alza y las celdas situadas por debajo movilidad a la baja. De acuerdo con esto, los principales rasgos que se pueden extraer son los siguientes: en primer lugar, que, aunque la movilidad es reducida, casi un 38 por ciento de las regiones han cambiado de estado (prácticamente siempre, eso sí, a un estado contiguo), lo cual no es despreciable y; en segundo lugar, que un mayor número de regiones se han movido a la baja (destacando las regiones situadas en el cuarto grupo)⁸, mientras que las regiones más ricas de Europa siguen siendo, en principio, las mismas al inicio y al final del lapso temporal considerado.

CUADRO 1: MATRIZ DE TRANSICIÓN (EUROPA=1). 1980-1996

| | n | [0-0.5] | [0.5-0.75] | [0.75-0.9] | [0.9-1.1] | [1.1-1.3] | [1.3-1.5] | [1.5-2] |
|------------|-----|--------------|--------------|--------------|--------------|--------------|---------------|---------------|
| n | 108 | 1 | 29 | 28 | 28 | 15 | 4 | 3 |
| [0-0.5] | 5 | 20.00 | 80.00 | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.00 |
| [0.5-0.75] | 27 | 0.00 | 85.19 | 11.11 | 3.70 | 0.00 | 0.00 | 0.00 |
| [0.75-0.9] | 19 | 0.00 | 10.53 | 57.89 | 31.58 | 0.00 | 0.00 | 0.00 |
| [0.9-1.1] | 32 | 0.00 | 0.00 | 43.75 | 43.75 | 12.50 | 0.00 | 0.00 |
| [1.1-1.3] | 18 | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 38.89 | 61.11 | 0.00 | 0.00 |
| [1.3-1.5] | 4 | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 100.00 | 0.00 |
| [1.5-2] | 3 | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 100.00 |

Fuente: CRENoS y elaboración propia.

⁷ Los resultados se modifican, aunque no en gran medida, si se cambia el número y la amplitud de los estados considerados. A pesar de la asimetría existente en el número de regiones pertenecientes a cada estado se ha elegido el 50 por ciento de la renta *per capita* media como límite de pobreza y, por concordancia, el 150 por ciento de la misma como señal de extrema riqueza.

⁸ Corroborando uno de los resultados del apartado anterior, la mayor concentración de regiones para niveles de renta inferiores a la media.

3. EL FENÓMENO DE LA POLARIZACIÓN EN LA UE-12

El análisis realizado en la sección anterior ilustra sobre aspectos interesantes de la distribución de la renta *per capita* en la UE a escala regional. No obstante, no permite arrojar resultados concretos respecto al fenómeno de la polarización en Europa.

Para tratar esta cuestión se ha llevado a cabo, de nuevo, un análisis no paramétrico. En concreto, se ha comparado la distribución regional del PIBpc en Europa –tomando la media europea igual a la unidad– con la misma para determinados grupos de regiones. Así, se han asociado las regiones atendiendo a distintos criterios y se han construido dos nuevas series: la primera, representativa de la media de la renta *per capita* de cada región con respecto al valor promedio de su país y, la segunda, indicativa de la media del PIBpc de cada región en relación con sus regiones limítrofes⁹.

En primer lugar, se ha cotejado si las regiones pertenecientes al mismo país poseen rentas *per capita* más semejantes entre sí que con respecto al resto de Europa. Con este objeto, se estima, tomando todo el periodo 1980-1996¹⁰, el kernel estocástico entre las dos primeras series: la habitual, representativa del valor de cada una de ellas respecto a la media europea, y la serie que recoge la media respecto al país al que pertenecen. De este modo, si todas las regiones del mismo país tuvieran valores de renta *per capita* similares, las diferencias corresponderían a las regiones pertenecientes a distintos países y, en este caso, casi toda la masa probabilística estaría concentrada alrededor de la unidad. Sin embargo, si el kernel se concentrase sobre la diagonal no existirían diferencias importantes entre las dos series.

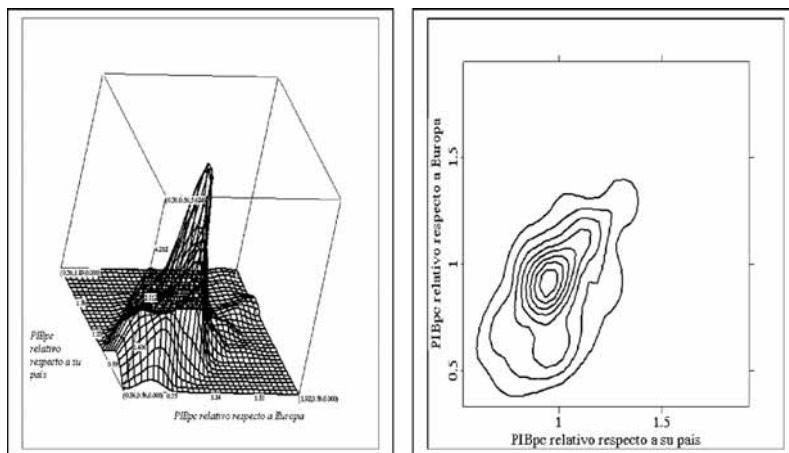
La conclusión que se obtiene sobre la base de las líneas de contorno (gráfico nº 4) no es conclusiva. Parece que las regiones con una renta *per capita* inferior a la media europea sí que están concentradas en determinados países, pues para valores del gráfico de contorno inferiores a 1 la masa del kernel se encuentra, en buena medida, sobre la unidad. Sin embargo, los resultados obtenidos para las regiones ricas del continente europeo no siguen el mismo patrón: para valores superiores a 1 el kernel gira y se concentra sobre la diagonal principal, signo de que los resultados de estas regiones son bastante dispares a los del resto del país o, al menos, no muy diferentes a los que anotan respecto al conjunto de regiones europeas.

⁹ Un análisis similar realizan Overman y Puga (2002) para estudiar la formación de *clusters* en materia de desempleo en Europa.

¹⁰ Es decir, 108 regiones durante 17 años o, lo que es lo mismo, 1836 datos.



GRÁFICO 4: PIBpc RELATIVO RESPECTO A EUROPA Y A SU PAÍS. 1980-1996



Asimismo, y a pesar de sus limitaciones, se ha computado la matriz de transición correspondiente (cuadro nº 2). La forma más sencilla de interpretar esta matriz es, de acuerdo con lo señalado anteriormente, comparar las cifras de la diagonal principal con las cifras del intervalo que contiene el valor 1 (el cuarto estado de la naturaleza considerado). Como puede observarse, se corroboran los resultados anteriores: para valores inferiores a la media hay más analogía con las regiones de ese mismo país que con el resto, circunstancia que deja de cumplirse en las regiones con mayor nivel de renta *per capita*.

CUADRO 2: MATRIZ DE TRANSICIÓN (PIBpc RELATIVO RESPECTO A EUROPA Y A SU PAÍS). 1980-1996

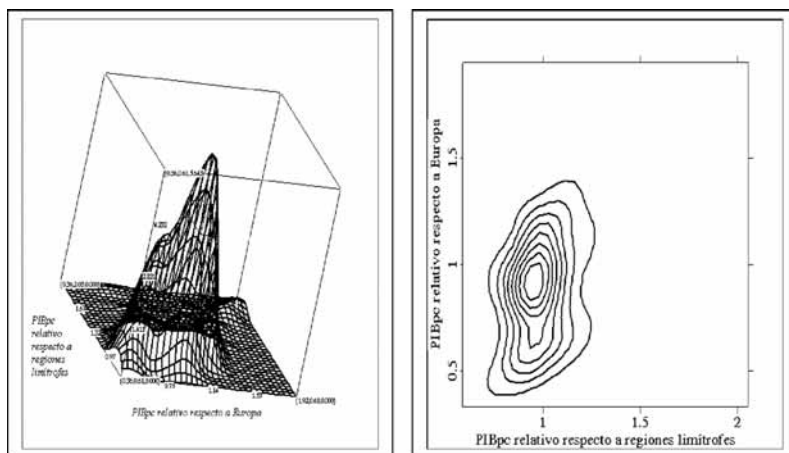
| | n | [0-0.5] | [0.5-0.75] | [0.75-0.9] | [0.9-1.1] | [1.1-1.3] | [1.3-1.5] | [1.5-2] |
|------------|------|-------------|--------------|--------------|--------------|--------------|--------------|--------------|
| n | 1836 | 0 | 156 | 381 | 809 | 359 | 99 | 32 |
| [0-0.5] | 74 | 0.00 | 37.84 | 62.16 | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.00 |
| [0.5-0.75] | 467 | 0.00 | 23.55 | 19.49 | 45.82 | 10.92 | 0.21 | 0.00 |
| [0.75-0.9] | 370 | 0.00 | 4.59 | 35.95 | 40.54 | 13.51 | 4.32 | 1.08 |
| [0.9-1.1] | 541 | 0.00 | 0.18 | 20.33 | 62.85 | 15.53 | 1.11 | 0.00 |
| [1.1-1.3] | 253 | 0.00 | 0.00 | 1.58 | 31.62 | 58.50 | 8.30 | 0.00 |
| [1.3-1.5] | 64 | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 23.44 | 26.56 | 50.00 | 0.00 |
| [1.5-2] | 67 | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 10.45 | 13.43 | 34.33 | 41.79 |

Fuente: Idem. Cuadro 1.

En segundo lugar, se ha evaluado la posibilidad de que las regiones europeas tengan resultados similares a los obtenidos por sus regiones limítrofes, con independencia de cual sea su país. Así, el kernel estimado entre la serie de renta *per capita* relativa respecto a la media europea y respecto a sus regiones limítrofes se muestra en el gráfico nº 5. A diferencia del caso ante-

rior, ahora los resultados sí son evidentes. Dado que las líneas de contorno se concentran, claramente, sobre la unidad, se puede concluir que la renta *per capita* de una región individual se encuentra mucho más cercana a la de sus regiones vecinas que a la media europea y, dados los resultados anteriores, que a la renta media de su país.

GRÁFICO 5: PIBpc RELATIVO RESPECTO A EUROPA Y A REGIONES LÍMITROFES. 1980-1996



La matriz de transición no hace sino ratificar esta conclusión, si bien es cierto que con un pequeño matiz (cuadro nº 3). Aunque la columna que incluye el valor 1 toma valores más elevados que la diagonal principal en casi todos los casos, esto no ocurre en los dos últimos estados o grupos regionales considerados. De hecho, el análisis realizado pone de manifiesto que algunas de las regiones más ricas de Europa están rodeadas de regiones con mucha menor renta, es decir, la presencia de unas pocas “islas de riqueza en un mar de pobreza”.

CUADRO 3: MATRIZ DE TRANSICIÓN (PIBpc RELATIVO RESPECTO A EUROPA Y REGIONES LÍMITROFES).

| 1980-1996 | | | | | | | | |
|------------|------|-------------|-------------|--------------|--------------|--------------|--------------|--------------|
| | n | [0-0.5] | [0.5-0.75] | [0.75-0.9] | [0.9-1.1] | [1.1-1.3] | [1.3-1.5] | [1.5-2.0] |
| n | 1836 | 0 | 44 | 349 | 1051 | 252 | 63 | 77 |
| [0-0.5] | 74 | 0.00 | 37.84 | 60.81 | 1.35 | 0.00 | 0.00 | 0.00 |
| [0.5-0.75] | 467 | 0.00 | 0.21 | 22.91 | 59.31 | 15.20 | 2.36 | 0.00 |
| [0.75-0.9] | 370 | 0.00 | 1.62 | 26.76 | 58.11 | 6.22 | 3.51 | 3.78 |
| [0.9-1.1] | 541 | 0.00 | 1.66 | 16.82 | 68.58 | 11.09 | 1.85 | 0.00 |
| [1.1-1.3] | 253 | 0.00 | 0.00 | 2.77 | 70.36 | 24.51 | 2.37 | 0.00 |
| [1.3-1.5] | 64 | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 14.06 | 56.25 | 26.56 | 3.13 |
| [1.5-2] | 67 | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 8.96 | 91.04 |

Fuente: Idem. Cuadro 1.

Los resultados arriba indicados ponen de relieve la existencia de polarización en Europa. Regiones ricas y regiones pobres tienden a concentrarse. Pero, de momento, no se han identificado esos polos o *clusters*. Éste es, precisamente, el objetivo de la próxima sección.

4. POLARIZACIÓN: UN ANÁLISIS DE ESTADÍSTICA ESPACIAL

El análisis realizado hasta el momento no toma en consideración la localización espacial de las regiones europeas¹¹. En concreto, no se toma en cuenta la presencia, o no, de autocorrelación espacial, es decir, la existencia de alguna relación entre lo que sucede en un ámbito geográfico y lo que sucede en otro distinto; este factor, como parece obvio, se encuentra muy relacionado con la existencia de polos y su formación. Pues bien, el uso de técnicas de estadística espacial que se aborda en esta parte del estudio nos permite identificar la situación de esos polos, así como las regiones que los componen¹².

En lo que se refiere a la existencia de autocorrelación espacial que, por otro lado, parece bastante clara a tenor de los resultados de secciones anteriores, hay que señalar que el indicador más utilizado es el conocido como I de Moran (Moran, 1948)¹³. El cómputo de este indicador, utilizando una matriz de ponderaciones definida en términos de contigüidad física de primer orden¹⁴ estandarizada, muestra la existencia de una dependencia espacial positiva y estadísticamente significativa –a un nivel del 1 por ciento– entre las regiones europeas, reflejando que regiones próximas en el espacio toman valores de PIBpc similares (cuadro nº 4). No obstante, hay que señalar que esta dependencia sigue una tendencia decreciente en el tiempo.

CUADRO 4: I DE MORAN

| Año | I-Moran | Media | Des. típica | Z | Probabilidad |
|------|----------|--------|-------------|----------|--------------|
| 1980 | 0.637912 | -0.009 | 0.076129 | 8.502086 | 0.0000000 |
| 1996 | 0.509326 | -0.009 | 0.076129 | 6.813032 | 0.0000000 |

Fuente: *Idem*. Cuadro 1

Una forma más ilustrativa de examinar la dependencia espacial, si bien no tiene una significación estadística que la respalde, consiste en la representa-

¹¹ Algunos trabajos recientes estudian el fenómeno de la dependencia espacial (Rey, 2001; López-Bazo et al., 2002; Villaverde y Maza, 2003; Maza y Villaverde, 2004).

¹² En esta sección se han utilizado los programas ArcView GIS 3.2 y SpaceStat 1.91.

¹³ La expresión que adopta este indicador es la siguiente:

$$I = \frac{n}{\sum_i \sum_j w_{i,j}} \frac{\sum_i \sum_j w_{i,j} (y_i - \bar{y})(y_j - \bar{y})}{\sum_i (y_i - \bar{y})^2}$$

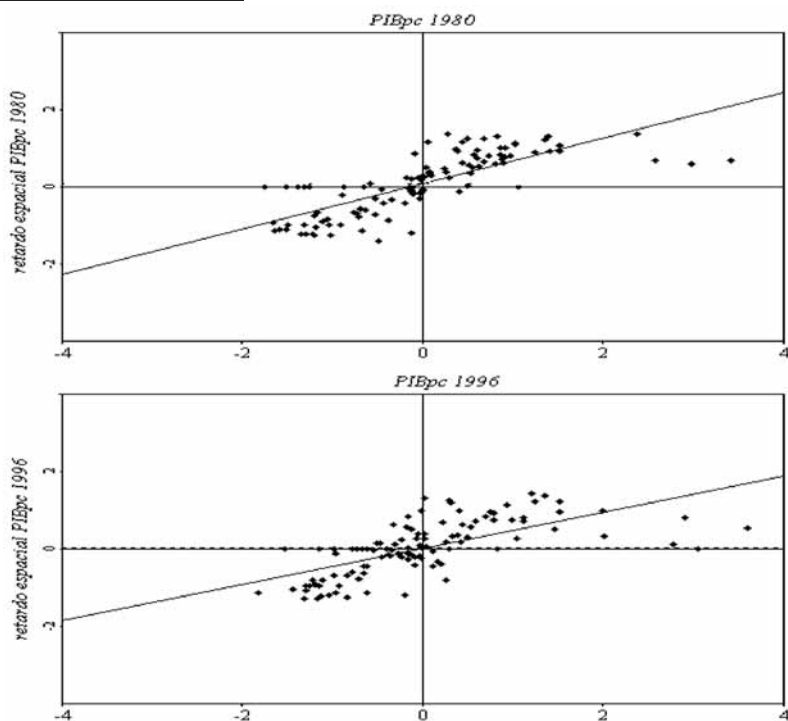
donde (y_j) es la renta *per capita* de la región i (j), \bar{y} es la renta *per capita* media w_{ij} es un elemento de la matriz de pesos (W) entre cada par de regiones.

¹⁴ En otras palabras, dentro de la matriz de pesos W cada término w_{ij} es igual a uno si las regiones son físicamente adyacentes o cero en caso contrario.

ción de los *scatterplots* de Moran, propuestos por Anselin (1986). En estos gráficos el valor del PIBpc de cada región, estandarizado con respecto a la media, se muestra en el eje de abscisas, mientras el valor estandarizado de las demás regiones (o retardo espacial) se representa en el eje de ordenadas. El retardo espacial es ilustrativo de la media ponderada de la renta *per capita* de las demás regiones, donde la matriz de pesos espaciales utilizada se basa, de nuevo, en el concepto de contigüidad física de primer orden.

Como se puede observar en el gráfico nº 6, en el que se muestran los *scatterplots* para el año inicial y final de la muestra, existe una notable concentración de la nube de puntos en los cuadrantes I y III, corroborándose que tanto las regiones ricas como las pobres tienden a estar geográficamente próximas entre sí. Sin embargo, existen regiones pobres rodeadas de regiones que disfrutaban de elevados niveles de renta *per capita* (cuadrante II), así como regiones ricas cuyas zonas más próximas tienen niveles de renta mucho más reducidos (cuadrante IV). Es de destacar que en 1996 se ha acrecentado el número de regiones que se encuentran en el segundo cuadrante, dato acorde con la disminución en el valor del contraste de la I de Moran observada con anterioridad.

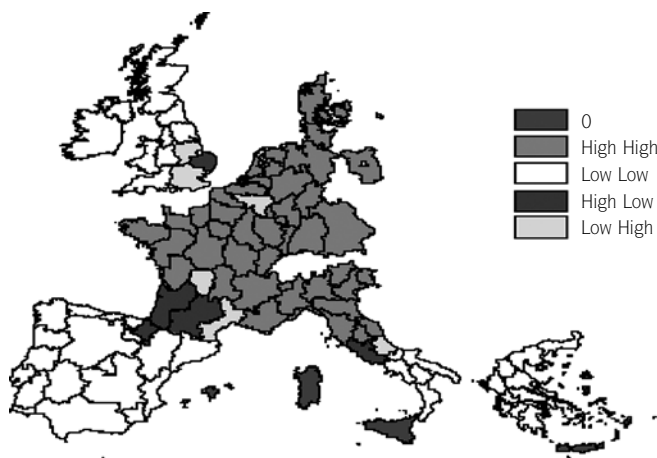
GRÁFICO 6: SCATTERPLOTS DE MORAN



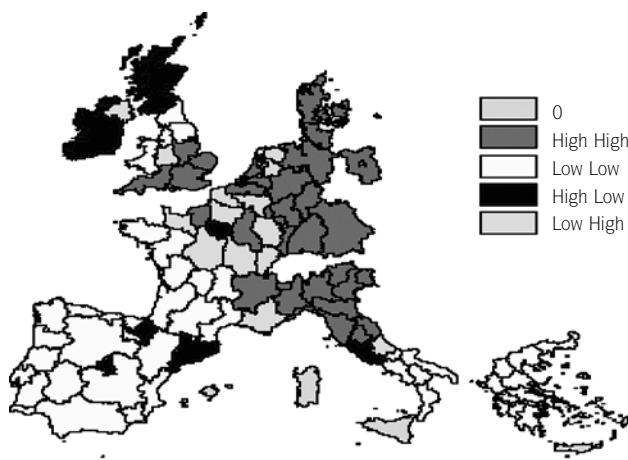
Una perspectiva similar a la anterior, pero mucho más útil pues permite identificar las regiones que componen los distintos *clusters* –las regiones que se sitúan en los cuadrantes del gráfico anterior–, consiste en representar los *scattermaps* de Moran. A este respecto, el gráfico n° 7 muestra, de forma clara, que las regiones pobres de Europa se encuentran situadas, principalmente, en España, Portugal, Grecia y el sur de Italia. Por el contrario, en la vertiente opuesta se hallan la mayor parte de las regiones del norte de Europa, entre otras las pertenecientes a Alemania, el norte de Italia y el sur del Reino Unido.

GRÁFICO 7: SCATTERMAPS DE MORAN

1980



1996



Por último, hay que señalar que, como es evidente, existe un elevado grado de heterogeneidad en el comportamiento de las regiones incluidas dentro de los dos grandes polos diferenciados (véase Cuadrado et al., 2002). Así, y en cuanto a las unidades territoriales situadas en un espacio geográfico poco concordante con su nivel de riqueza, destacan, por ejemplo y para el año 1996, las regiones de Madrid, Cataluña y Navarra como prototipo de regiones con altos valores de PIB *per capita* circundadas por regiones en una situación mucho menos favorecida¹⁵.

5. CONCLUSIONES

Adoptando una perspectiva regional, este trabajo analiza, desde diferentes perspectivas, la evolución de la distribución de la renta *per capita* en Europa a lo largo del periodo 1980-1996. El análisis ha puesto de manifiesto algunos resultados interesantes que se resumen a continuación.

En primer lugar, que la forma de la mencionada distribución ha variado de manera significativa; de hecho, las regiones europeas se encuentran más concentradas en los niveles de PIBpc inferiores a la media comunitaria en 1996 que en 1980.

En segundo lugar, que, pese a que un buen número de regiones han modificado parcialmente su situación entre los años considerados, el grado de movilidad en la distribución de la renta a escala regional no es muy elevado. Este resultado es acorde con el obtenido, por ejemplo, en los trabajos de Cuadrado (2001) y Maza y Villaverde (2004).

En tercer lugar, el estudio pone de relieve, al igual que trabajos anteriores como el de Rodríguez-Pose (1999), la presencia del fenómeno de la dependencia espacial y la polarización en Europa; en otras palabras, las regiones europeas con niveles similares de PIBpc tienen tendencia a estar geográficamente próximas entre sí. El análisis no paramétrico efectuado deja patente, por ejemplo, que las distintas regiones presentan unos niveles de renta *per capita* mucho más similares con respecto a sus regiones vecinas que con respecto al resto de Europa e, incluso, que con respecto al conjunto de regiones de su país.

En cuarto y último lugar, otro rasgo importante que emana de este trabajo es que la polarización ha derivado, *grosso modo*, en la existencia de varios, y bastante meridiano, polos o *clusters* compuestos por regiones de baja renta y de otros, si bien menos diáfanos, grupos de regiones con niveles

¹⁵ También se puede llevar a cabo un análisis complementario de autocorrelación espacial en el ámbito local. Este análisis trata de identificar si, además de la dependencia que existe en términos globales, hay grupos de regiones con valores de PIB per capita mucho mayores –o menores– que los que deberían ostentar si la distribución fuese homogénea. Los resultados en este caso indican que, en el año 80, varias regiones españolas formaban parte del grupo de regiones con bajos niveles de renta, mientras que en el año 96 sólo las comunidades autónomas de Andalucía y Extremadura forman parte de ese grupo.

de renta elevados. El análisis efectuado confirma el hecho de que el norte de Europa disfruta de un nivel de riqueza superior al que se posee en el sur del continente europeo. Sin embargo, también se observa que, aunque en el año 1980 la mayoría las regiones del centro y norte de Europa poseían altos niveles de renta y conformaban un *cluster* muy homogéneo, las diferencias existentes entre las mismas se han acrecentado durante el lapso temporal considerado; de hecho, en 1996 muchas de ellas han pasado a tomar la consideración de regiones de baja renta rodeadas por regiones con niveles marcadamente más elevados. Por el contrario, en lo que se refiere al grupo de regiones pobres lo más destacable es la mejora experimentada en algunas áreas del Reino Unido.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Anselin, L. (1986): "The Moran scatterplot as an ESDA tool to assess local instability in spatial association", en *Spatial Analytical Perspectives on GIS*, (Ed.) M. Fisher, H. Scholten y Unwin, D., Taylor and Francis, Londres.
- Armstrong, H. (1995): "Convergence among regions of the European Union", *Papers in Regional Science*, 74, 125-142.
- Cuadrado, J.R. (2001): "Regional convergence in the European Union: from hypothesis to actual trends", *The Annals of Regional Science*, 35, 333-356.
- Cuadrado, J.R., Mancha, T. y Garrido, R. (2002): "Regional dynamics in the European Union: Winners and losers", en *Regional convergence in the European Union*, (Ed.) Cuadrado, J.R. y Parellada, M., Springer-Verlag, Berlín.
- De la Fuente (2003): "Convergence equations and income dynamics: the sources of OECD convergence, 1970-95", *Economica*, 70, 655-671.
- Esteban, J.M. (1994): "La desigualdad interregional en Europa y España: descripción y análisis", en *Crecimiento y convergencia regional en España y Europa*, vol. 2, Institut d'Anàlisi Econòmica – Fundació de Economia Analítica, Barcelona.
- Esteban, J.M. (1996): "Desigualdad y polarización. Una aplicación a la distribución provincial de la renta", *Revista de Economía Aplicada*, 11(4), 5-26.
- 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, Syracuse University: Maxwell School of Citizenship and Public Affairs.
- Esteban, J.M. y Ray, D. (1994): "On the measurement of polarization", *Econometrica*, 62(4), 819-851.
- Gil, C., Pascual, P. y Rapún, M. (2002): "Structural change, infrastructure and convergence in the regions of the European Union", *European Urban and Regional Studies*, 9, 115-135.

- López-Bazo, E., Vayá, E., Mora, J. y Suriñach, J. (1999): "Regional economic dynamics and convergence in the European Union", *The Annals of Regional Science*, 22(3), 343-370.
- López-Bazo, E., Barrio, T. y Artís, M. (2002): "La distribución provincial del desempleo en España", *Papeles de Economía Española*, 93, 195-208.
- Maza, A. y Villaverde, J. (2004): "Regional disparities in the EU: Mobility and polarisation", *Applied Economics Letters*, 11(8), 517-522.
- Moran, P. (1948): "The interpretation of statistical maps", *Journal of the Royal Statistical Society B*, 10, 243-251.
- Overman, H. y Puga, D. (2002): "Unemployment clusters across European regions and countries", *Economic Policy*, 34, 117-147.
- Quah, D. (1993): "Galton's fallacy and convergence in models of distribution dynamics", *Scandinavian Journal of Economics*, 95, 427-443.
- Quah, D. (1996a): "Twin peaks: Growth and convergence in models of distribution dynamics", *The Economic Journal*, 437, 1045-1055.
- Quah, D. (1996b): "Empirics for economic growth and convergence", *European Economic Review*, 40, 1353-1375.
- Quah, D. (1997): "Empirics for growth and distribution: Stratification, polarization, and convergence clubs", *Journal of Economic Growth*, 2, 27-59.
- Quah, D. (1999): "6x10⁹: Some dynamics of global inequality and growth", Documento de Trabajo, LSE Economics Department.
- Rey, S. (2001): "Spatial analysis of regional income inequality", Documento de Trabajo 01-T-9, Regional Economics Applications Laboratory.
- Rodríguez-Pose, A. (1999): "Convergence or divergence? Type of regional responses to socio-economic change in Western Europe", *Tijdschrift voor Economische en Sociale Geografie*, 90(4), 363-378.
- Silverman, B.W. (1986): *Density estimation for statistics and data analysis*, Chapman and Hall, Londres.
- Villaverde, J. y Maza, A. (2003): "Desigualdades regionales y dependencia espacial en la Unión Europea", *CLM.economía*, 2, 109-128.

ANEXO: RELACIÓN DE REGIONES (UNIDADES TERRITORIALES)

| | | |
|----------------------------|--------------------------|-----------------------------|
| Francia | Canarias | Sicilia |
| Île de France | Portugal | Sardegna |
| Champagne-Ardenne | Norte | Belgica |
| Picardie | Centro | Vlaams Gewest |
| Haute-Normandie | Lisboa e Vale do Tejo | Région Wallonne |
| Centre | Alentejo | Bruxelles- Brussels |
| Basse-Normandie | Algarve | Dinamarca |
| Bourgogne | Irlanda | Alemania |
| Nord - Pas-de-Calais | Reino Unido | Baden-Württemberg |
| Lorraine | North East | Bayern |
| Alsace | Yorkshire and The Humber | Berlin |
| Franche-Comté | East Midlands | Bremen |
| Pays de la Loire | East Anglia | Hamburg |
| Bretagne | South East | Hessen |
| Poitou-Charentes | South West | Niedersachsen |
| Aquitaine | West Midlands | Nordrhein-Westfalen |
| Midi-Pyrénées | North West | Rheinland-Pfalz |
| Limousin | Wales | Saarland |
| Rhône-Alpes | Scotland | Schleswig-Holstein |
| Auvergne | Northern Ireland | Grecia |
| Languedoc-Roussillon | Italia | Anatoliki Makedonia, Thraki |
| Provence-Alpes-Côte d'Azur | Piemonte | Kentriki Makedonia |
| España | Valle d'Aosta | Dytiki Makedonia |
| Galicia | Liguria | Thessalia |
| Principado de Asturias | Lombardia | Ipeiros |
| Cantabria | Trentino-Alto Adige | Ionia Nisia |
| País Vasco | Veneto | Dytiki Ellada |
| Comunidad Foral de Navarra | Friuli-Venezia Giulia | Sterea Ellada |
| La Rioja | Emilia-Romagna | Peloponnisos |
| Aragón | Toscana | Attiki |
| Comunidad de Madrid | Umbria | Voreio Aigaio |
| Castilla y León | Marche | Notio Aigaio |
| Castilla-La Mancha | Lazio | Kriti |
| Extremadura | Abruzzo | Luxemburgo |
| Cataluña | Molise | Holanda |
| Comunidad Valenciana | Campania | Noord-Nederland |
| Baleares | Puglia | Oost-Nederland |
| Andalucía | Basilicata | West-Nederland |
| Murcia | Calabria | Zuid-Nederland |