

CRECIMIENTO ECONÓMICO Y DINÁMICA DE DISTRIBUCIÓN DE LA RENTA EN LAS REGIONES DE LA UE: UN ANÁLISIS NO PARAMÉTRICO

Autores: *Julián Ramajo Hernández*^(a)
María del Mar Salinas Jiménez^(b)

P. T. N.º 15/01

(a) ramajo@unex.es. Universidad de Extremadura.

(b) msalinas@unex.es. Universidad de Extremadura.

N.B.: Las opiniones expresadas en este trabajo son de la exclusiva responsabilidad de los autores, pudiendo no coincidir con las del Instituto de Estudios Fiscales.

Desde el año 1998, la colección de Papeles de Trabajo del Instituto de Estudios Fiscales está disponible en versión electrónica, en la dirección: ><http://www.minhac.es/ief/principal.htm>.

Edita: Instituto de Estudios Fiscales
N.I.P.O.: 111-01-007-0
I.S.S.N.: 1578-0252
Depósito Legal: M-23772-2001

ÍNDICE

1. INTRODUCCIÓN

2. LA METODOLOGÍA: EL ENFOQUE NO PARAMÉTRICO

3. ANÁLISIS EMPÍRICO

4. CONCLUSIONES

ANEXO: CONTRASTE DE LA HIPÓTESIS DE MULTIMODALIDAD
MEDIANTE TÉCNICAS DE COMPONENTES MIXTAS

ABSTRACT

El objetivo del presente trabajo consiste en analizar el crecimiento económico en las regiones de la UE desde el punto de vista de la dinámica en la distribución de la renta (PIB *per capita*) disponible. A diferencia de la regularidad encontrada en recientes trabajos empíricos sobre el tema a nivel de países, que sugiere una tendencia temporal hacia la bimodalidad (*twin-peaks*) en la distribución transversal, en el caso aquí estudiado a nivel de regiones NUTS-2 de la Unión Europea durante el período 1981-1996, se observa el fenómeno contrario, pasándose de una situación inicial bimodal a una situación final unimodal.

JEL: C14, O40, O52

Palabras clave: crecimiento económico, distribución de renta, análisis no paramétrico, Unión Europea.

1. INTRODUCCIÓN

En los últimos años ha habido un auge importante de estudios teóricos y empíricos dedicados a analizar las causas del crecimiento económico, los procesos de convergencia entre áreas económicas (países o regiones) y la dinámica en la distribución de la renta entre dichas áreas.

La mayor parte de ese conjunto de investigaciones se basa en regresiones de crecimiento promedio que utilizan datos de corte transversal (o de panel, si se dispone de varias observaciones temporales para cada una de las unidades analizadas), las cuales por definición intentan explicar el comportamiento de la media condicional, pero aportan poca información sobre la distribución transversal de la riqueza y sobre la evolución de la misma, y no dicen casi nada acerca de los procesos de polarización y estratificación que pueden experimentar las diferentes economías.

Este trabajo intenta aportar algo más de información sobre estos últimos fenómenos, utilizando para ello un enfoque eminentemente no paramétrico, pero usando a la vez las regresiones paramétricas de convergencia “clásicas” como fuente para analizar las causas de la evolución observada en la distribución transversal de la renta *per capita*. Como base empírica se utilizarán datos de ámbito europeo; en concreto, se utilizarán datos de una muestra de 164 regiones europeas, correspondientes al nivel NUTS-2 de clasificación estadística territorial establecido por EUROSTAT. El período considerado abarca desde 1981 hasta 1996.

2. LA METODOLOGÍA: EL ENFOQUE NO PARAMÉTRICO

Tal como se ha dicho en la introducción, la mayor parte de los análisis empíricos sobre convergencia se basan en regresiones de crecimiento transversales del tipo $y_i = m(X_i) + \varepsilon_i$, donde y es alguna medida del crecimiento experimentado por cada unidad económica durante cierto período de tiempo, X una matriz de variables explicativas de dicho crecimiento, ε un término de perturbación aleatorio (de media nula y varianza desconocida, $\sigma^2(X)$) representativo de shocks específicos, y m una función prefijada que depende de un conjunto de parámetros desconocidos que hay que estimar, $m(X) = m(X, \beta)$. Dado el carácter de estas regresiones, es obvio que la función m se entiende como el valor esperado (promedio) de crecimiento para unos determinados valores de las variables explicativas, $E[y | X = X_i]$ y, en ausencia de información a priori que indique lo contrario, suele asumirse que la función m es lineal, es decir, $m(X, \beta) = X\beta$.

En este trabajo se utilizarán las técnicas de estimación no paramétricas desde una doble perspectiva. En primer lugar, a la hora de analizar la distribución del

producto *per capita* de las regiones europeas, se han usado estimaciones *kernel* (núcleo) para aproximar la función de densidad de probabilidad ($f(\bullet)$) de la variable aleatoria correspondiente a dicho producto regional. En segundo lugar, se han utilizado también dichas técnicas para estimar la relación funcional existente entre la variable y y los regresores X , es decir, la esperanza condicional $E[y|X]=m(X)$; esta forma de determinación de la función de regresión es más flexible que el enfoque paramétrico ya que no exige la pertenencia de la función m a una determinada familia de funciones, exigiendo únicamente ciertas condiciones de regularidad que debe cumplir la función $m(\bullet)$.

Sin querer entrar en demasiados detalles de tipo técnico¹, en las siguientes líneas se exponen los fundamentos básicos del enfoque no paramétrico.

Suponiendo que se dispone de n observaciones independientes, y_1, y_2, \dots, y_n , de la variable aleatoria Y , el estimador *kernel* del valor de la función de densidad de dicha variable en un punto y , $f(y)$, viene dado por

$$\hat{f}_h(y) = \frac{1}{nh} \sum_{i=1}^n K\left(\frac{y_i - y}{h}\right) \quad (1)$$

donde $K(\bullet)$ es la denominada función núcleo y h el llamado parámetro de suavizado (*bandwidth*) que controla la regularidad de la curva estimada.

Las propiedades estadísticas (sesgo, varianza, consistencia, etc.) del estimador propuesto dependen de la elección de la función núcleo y del parámetro de suavizado, aunque en la práctica la elección del *kernel* es menos importante que la del parámetro h ya que se pueden reescalar las funciones núcleo para que la diferencia entre dos estimaciones basadas en *kernels* diferentes sea prácticamente despreciable (Marron y Nolan, 1988).

En nuestro caso se han empleado en todos los cálculos funciones núcleo de tipo Gaussiano ($K(u) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{1}{2}u^2\right)$) y se ha seleccionado el parámetro de suavización en base el criterio de validación cruzada mínimo-cuadrático (LSCV)².

Para ilustrar cómo funciona la estimación *kernel* en un ejemplo sencillo, consideremos el caso de la distribución del PIB *per capita* de las regiones españolas en 1996³. En este caso, la función $\hat{f}_h(\bullet)$ viene dada por la expresión

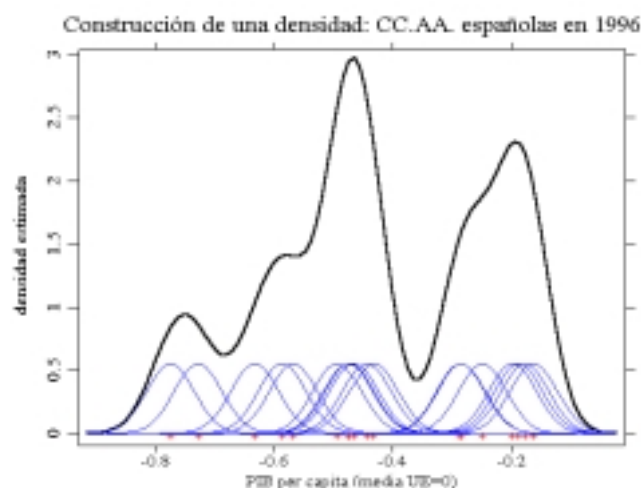
¹ Los cuales se pueden encontrar en diversos libros y artículos especializados, como por ejemplo Härdle y Linton (1994), Silverman (1986) o los surveys más recientes de Cao *et al.* (1997) y Delgado y Robinson (1995).

² Para más detalles sobre los distintos métodos de selección del *bandwidth* pueden consultarse los trabajos de Härdle (1991), Marron (1989), Park y Turlack (1992), Sheater y Jones (1991) o Turlack (1993).

³ Los datos forman parte de las 164 observaciones disponibles para ese año a nivel europeo.

$\hat{f}_h(u) = \frac{1}{17\sqrt{2\pi}h} \sum_{i=1}^{17} \exp\left(-\frac{1}{2}(u_i - u/h)^2\right)$ y la Figura 1 ilustra la construcción de la estimación *kernel* basada en los 18 puntos, usando en la misma una función núcleo Gaussiana y eligiendo el h óptimo en base al criterio LSCV⁴.

Figura 1



Respecto a la utilización del enfoque no paramétrico para estimar la relación funcional entre una variable de respuesta (y) y un conjunto de p variables explicativas (X), dada por $E[y | X] = m(X)$, en este trabajo se ha usado el estimador de Nadaraya-Watson, el cual en el caso multivariante toma la forma

$$\hat{m}_h(X) = \frac{\sum_{i=1}^n \hat{K}\left(\frac{x_{i1} - x_1}{h_1}, \frac{x_{i2} - x_2}{h_2}, \dots, \frac{x_{ip} - x_p}{h_p}\right) y_i}{\sum_{i=1}^n \hat{K}\left(\frac{x_{i1} - x_1}{h_1}, \frac{x_{i2} - x_2}{h_2}, \dots, \frac{x_{ip} - x_p}{h_p}\right)} \quad (2)$$

donde $\hat{K}(u) = \hat{K}(u_1, \dots, u_p) = K(u_1) \dots K(u_p)$ es una función núcleo multi-dimensional de tipo multiplicativo, con K denotando la función *kernel* univariante, y el *bandwidth* es ahora un vector p -dimensional dado por $h = (h_1, h_2, \dots, h_p)$.

3. ANÁLISIS EMPÍRICO

Una vez expuestos los fundamentos básicos de la metodología empleada, en este apartado se estudia la distribución del producto *per capita* de las regiones eu-

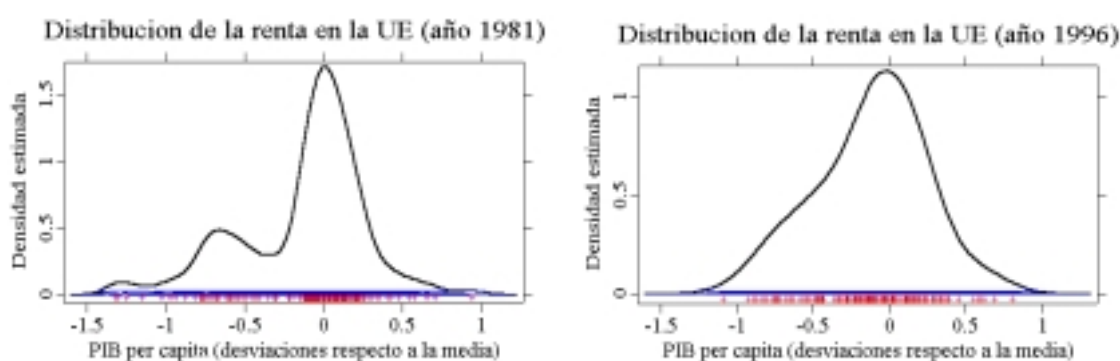
⁴ Todos los cálculos econométricos de este trabajo se han llevado a cabo con el programa XploRe (Härdle et al, 2000).

ropeas y su evolución a lo largo del período 1981/1996. Este análisis nos proporcionará información no sólo acerca del comportamiento relativo de las diferentes regiones, sino también sobre la dinámica del proceso de convergencia europeo.

La variable básica de análisis, el producto relativo, viene expresado como el logaritmo natural del PIB *per capita* de cada región normalizado con relación al producto *per capita* medio europeo.

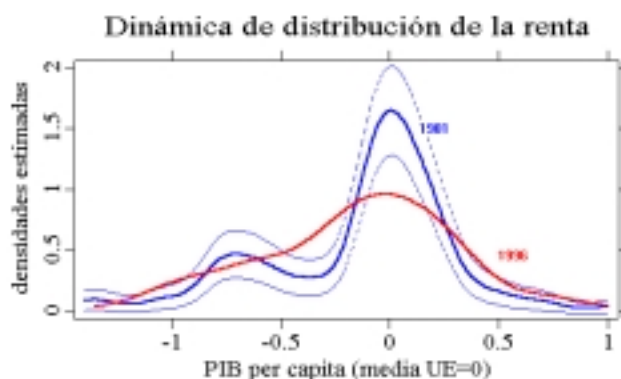
En la Figura 2 se presentan las densidades *kernel*-estimadas de la renta per capita relativa de las 164 regiones consideradas.

Figura 2



A fin de comprobar si existen diferencias estadísticamente significativas entre las densidades estimadas, en la Figura 3 se muestra ambas simultáneamente junto con la correspondiente banda de confianza⁵ –para $\alpha = 0.05$ – calculada para la densidad de 1981.

Figura 3



⁵ Se han calculado los intervalos de confianza para la densidad estimada $\hat{f}_h(\bullet)$ a través de la

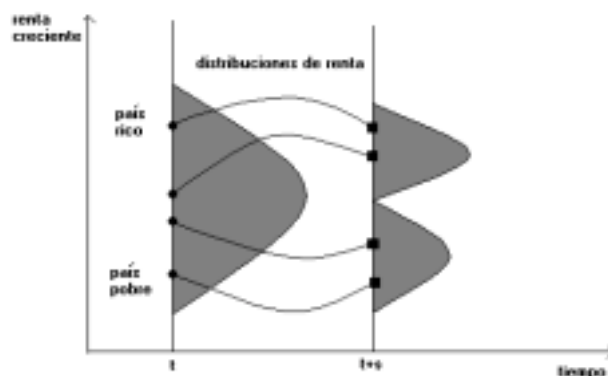
expresión $\left[\hat{f}_h(y) - z_{1-\alpha/2} \sqrt{\frac{\hat{f}_h(y) \|K\|_2^2}{nh}}, \hat{f}_h(y) + z_{1-\alpha/2} \sqrt{\frac{\hat{f}_h(y) \|K\|_2^2}{nh}} \right]$, donde el valor $z_{1-\alpha/2}$ representa el $(1-\alpha/2)$ cuartil de la distribución normal estándar (ver Härdle, 1991).

Tal como se observa en la gráfica, existen diferencias significativas entre las densidades estimadas para los años 1981 y 1996. Por una parte, la distribución de la renta en 1981 es claramente bi-modal⁶, lo que pone de manifiesto que las regiones europeas hasta esa fecha siguieron diferentes trayectorias de crecimiento, tendiendo a agruparse en diferentes clases de renta. Este es el escenario de clubes de convergencia sugerido por Baumol (1986), e ilustrado, entre otros, por Quah (1996), en el que algunas regiones alcanzaron y se unieron al club de regiones “ricas” –con rentas similares a la media europea– mientras otras cayeron en la ‘trampa de la pobreza’.

Por otro lado, la distribución de renta quince años después, a mediados de la década de los noventa, parece acercarse a la unimodalidad, con una mayor cantidad de regiones agrupándose en torno a la renta media europea.

Las figuras anteriores sugieren algunas ideas interesantes. En primer lugar, a nivel comparado, los resultados obtenidos contrastan con los encontrados a nivel de países; por ejemplo, Quah (1997) encuentra como hecho estilizado lo que denomina ‘*emerging twin peaks*’, o bipolarización de la distribución transversal de la renta entre países. La Figura 4 muestra a grandes rasgos el fenómeno documentado en dicho trabajo: la población de economías subyacente ha tendido en el tiempo (s períodos) a polarizarse en torno a valores distintos.

Figura 4



Nuestros resultados para el caso de las regiones europeas parecen ir en la dirección contraria al caso de los países⁷, habiéndose suavizado notablemente el agrupamiento inicial de las regiones ricas y pobres. En cierto modo, esta evidencia indicando una reducción importante de las desigualdades regionales señala el

⁶ Ver el Anexo final en el que se contrasta la hipótesis de multimodalidad a través del uso de técnicas de componentes mixtas (*mixture of components*).

⁷ No se trata de contraponer unos resultados empíricos con los otros puesto que el período temporal analizado por Quah (1961/1988) no coincide con el aquí utilizado (1981/1996), sino de comparar la regularidad empírica observada.

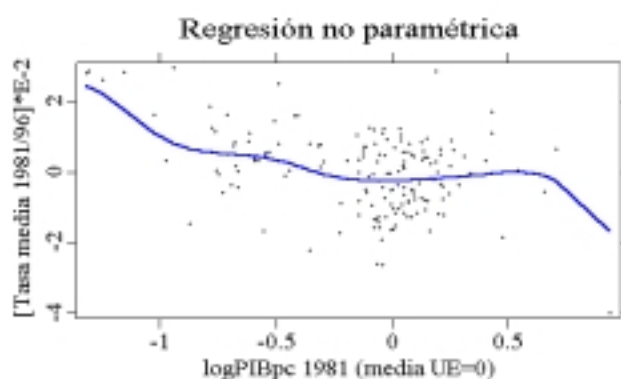
efecto positivo que han tenido las distintas políticas regionales llevadas a cabo por la Unión Europea a través de los Fondos de Desarrollo Regional o de los Fondos de Cohesión, habiéndose cumplido –al menos en parte– con uno de los objetivos del Tratado de Maastricht⁸.

En segundo lugar, las Figuras 2 y 3 plantean diversas cuestiones acerca de cuál ha sido la dinámica de intra-distribución de la renta regional: ¿todas las regiones ricas en 1981 han continuado siendo ricas en 1996?, ¿todas las pobres se han mantenido pobres? (una respuesta afirmativa a estas preguntas implicaría una fuerte *persistencia* en la distribución); ¿o ha habido un proceso de acercamiento de las regiones ricas y pobres hacia valores promedio –empobrecimiento o enriquecimiento relativos–? (tal fenómeno de convergencia señalaría un fuerte *movilidad* en el posicionamiento relativo de la regiones).

Las interrogantes anteriores plantean un análisis empírico complementario al ya realizado. ¿Ha existido convergencia en los niveles de producción?⁹ ¿Han tendido a desaparecer las diferencias existentes en los niveles del PIB *per capita* regional? ¿Ha sido significativo el grado de movilidad regional intra-distribución? ¿Cuáles han sido las causas de esta movilidad dentro del sistema y sobre el período analizado? En los próximos párrafos se intentará responder a cada una de las cuestiones planteadas.

En primer lugar, para responder a la cuestión acerca de la existencia de convergencia regional en Europa –y su velocidad–, analizaremos la relación existente entre las tasas de crecimiento y los niveles iniciales de renta, tal como se deduce del modelo propuesto por Barro y Sala-i-Martin (1991,1992). La Figura 5 ilustra el resultado de la regresión no paramétrica entre dichas variables.

Figura 5



⁸ En el artículo 130A de dicho Tratado se dice que "...la Comunidad se propondrá, en particular, reducir las diferencias entre los niveles de desarrollo de las diversas regiones y el retraso de las regiones menos favorecidas".

⁹ Esto implicaría que las regiones inicialmente más atrasadas han crecido en el período 1981/1996 a un ritmo mayor que las más avanzadas al comienzo de dicho período.

Como puede apreciarse en la gráfica, existe una relación inversa entre la tasa media de crecimiento del PIB *per capita* entre 1981 y 1996 y el valor inicial de dicha variable, lo que indica que aquellas regiones con menor nivel inicial de renta son las que, en promedio, han tenido un mayor crecimiento durante este período (β -convergencia)¹⁰. Realizando la regresión paramétrica correspondiente, dada por $\log y_{iT} - \log y_{i,t_0} = a - b \log y_{i,t_0} + \varepsilon_{it}$, se obtiene una velocidad de convergencia¹¹ absoluta del 1.3% anual, relativamente lenta si se compara con la obtenida a partir de las distintas estimaciones a nivel nacional e internacional para países o regiones.

A pesar de la utilidad del análisis anterior, sin embargo, no se obtiene información acerca de si las regiones pobres se están acercando a las ricas, o sobre la posibilidad de que se esté observando un proceso de convergencia entre las regiones de un mismo grupo (club), pero no entre los distintos grupos de economías. A continuación abordamos estas cuestiones (hipótesis de clubes de convergencia) analizando la evolución relativa del producto *per capita* de las distintas regiones europeas.

Siguiendo la formulación propuesta por Chatterji (1992,1993), si definimos la variable z_{it} como la diferencia entre el logaritmo de la renta *per capita* de cada región y el logaritmo la renta media en un cierto instante de tiempo, para analizar el proceso de convergencia de una economía es necesario analizar una relación del tipo $z_{it} = \Phi(z_{i,t_0})$, donde 0 representa el año base.

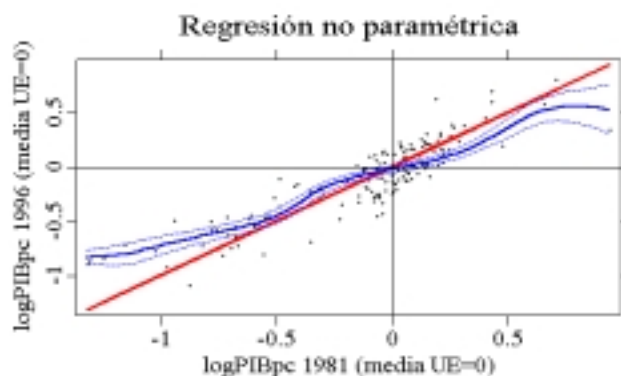
Representando la variable z_{iT} frente a z_{i,t_0} , es decir, la distancia de cada región con relación a la media en los momentos inicial y final, y una recta de 45°, correspondiente a una situación de estabilidad en la que la distancia respecto a la media no cambia en ambos momentos, pueden presentarse distintas situaciones de equilibrio dependiendo de la posición relativa inicial: puede convergerse hacia un único punto de equilibrio o aparecer múltiples estados estacionarios, localmente estables, a los que convergerán las distintas regiones, poniendo así de manifiesto la existencia de distintos clubes de convergencia.

En la Figura 6 se presentan los resultados obtenidos al estudiar la convergencia de las regiones europeas entre 1981 y 1996.

¹⁰ Por otro lado, cuando se analizó la dispersión del PIB *per capita* a lo largo del período 1981/1996 (σ -convergencia), la gráfica correspondiente mostró un descenso de σ_t en el tiempo, aunque en los primeros años tendió a aumentar, y sólo a partir de la segunda mitad de la década de los ochenta el grado de dispersión comenzó a disminuir, aunque de forma reducida.

¹¹ Para calcular la velocidad de convergencia se ha utilizado la fórmula $\hat{b} = (1 - e^{-\hat{\beta}T}) / T$ donde T es la duración del intervalo de estimación (en nuestro caso 15 años).

Figura 6



Tal como parece desprenderse del ajuste no paramétrico realizado, no se observa evidencia a favor de la hipótesis de existencia de distintos clubes de convergencia entre las regiones europeas: entre 1981 y 1996 tanto las regiones más avanzadas como las más atrasadas (en términos relativos) han tendido a reducir la distancia que las separa de la media europea. Sin embargo, en el cuadrante inferior izquierdo –en torno al valor -0.5– el intervalo de confianza¹² (al 95%) alrededor de la curva estimada llega a tocar a la recta de 45° lo que evidencia, siquiera marginalmente, la existencia de un grupo de regiones cercana a un punto de equilibrio “inferior” al resto de economías regionales.

Una vez analizados el proceso de convergencia y la evolución relativa del producto *per capita* regional, a continuación abordamos el tema de la dinámica de movilidad regional.

Una de las formas de cuantificar la dinámica intra-distribución es a través de las tablas de movilidad, en las cuales se discretiza el espacio de la variable renta y se contabilizan las transiciones observadas entre las distintas celdas. Si representamos en la primera columna la distribución de frecuencias del producto *per capita* en 1981, en la primera fila la distribución correspondiente a 1996 y en cada celda (i,j) se recuenta el número de regiones que comenzaron en el grupo correspondiente a la fila *i*-ésima y terminaron en 1996 en la columna *j*-ésima, se

¹² Como en el caso de la estimación de densidades, puede obtenerse un intervalo de confianza aproximado para la función $\hat{m}_h(x)$; la expresión es similar, substituyendo la expresión dentro de la raíz cuadrada por $\hat{\sigma}_h^2(x) \|K\|_2^2 / nh \hat{f}_h(x)$, donde $\hat{f}_h(x)$ es la densidad estimada de la variable explicativa x y $\hat{\sigma}_h^2(x)$ es la estimación de la varianza $\text{Var}[y | x] = \sigma^2(x)$, dada por la

$$\text{expresión } \hat{\sigma}_h^2(x) = \frac{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n K\left(\frac{x_i - x}{h}\right) [y_i - \hat{m}_h(x)]^2}{\sum_{i=1}^n K\left(\frac{x_i - x}{h}\right)}.$$

obtiene la siguiente información acerca de la movilidad interna existente entre las 164 regiones europeas consideradas para el período 1981-1996¹³.

Cuadro 1

1996 → 1981 ↓		-1.5	-1.25	-1	-0.75	-0.5	-0.25	0	0.25	0.5	0.75	1
	frec	0	0	3	15	20	33	51	32	7	3	0
-1.5	0											
-1.25	4			1	3							
-1	3			1	1	1						
-0.75	16			1	9	6						
-0.5	16				1	10	4	1				
-0.25	15				1	1	10	3				
0	71					2	19	39	11			
0.25	30							8	19	2	1	
0.5	6								1	4	1	
0.75	2									1	1	
1	1								1			

A partir de la tabla anterior se puede construir una tipología de regiones en función de su posición relativa al comienzo y al final del período analizado.

Así, se pueden distinguir: regiones con una posición inicial por debajo de la media europea y que al final del período mantienen la distancia que la separa de esta (diagonal del segundo cuadrante); regiones con una posición inicial por encima o en torno a la media y que mantienen su ventaja comparativa al final de 1996 (diagonal del cuarto cuadrante); regiones que partieron en 1981 en una posición por debajo de la media y empeoraron su situación relativa (parte inferior del segundo cuadrante), o aquellas que redujeron la distancia al final del período pero se mantuvieron aún por debajo de la media (parte superior del segundo cuadrante); regiones que mejoraron su situación, moviéndose de una posición por debajo de la media a otra en torno a la media o por encima de ésta (primer cuadrante completo), o aquellas que empeoraron considerablemente su situación pasando de estar por encima o en torno a la media a situarse por debajo de ésta (tercer cuadrante completo).

Finalmente, pueden considerarse aquellas regiones con una posición inicial por encima o en torno a la media que redujeron la distancia que la separa de la misma –empeoraron–, aunque manteniéndose por encima o en torno a la media (parte inferior del cuarto cuadrante), y aquellas que partiendo de dicha posición

¹³ El valor de las primeras columna y fila representa el centro de cada uno de los intervalos considerados en la distribución (marca de clase).

aumentaron aún más la distancia respecto al promedio europeo (parte superior del cuarto cuadrante).

Clasificando las 164 regiones europeas en los ocho grupos considerados se obtuvieron los siguientes porcentajes (en el mismo orden en el que se han definido los distintos tipos de regiones): 18.3% en las regiones tipo I, 38.4% en las regiones tipo II, 2.4% en las regiones tipo III, 9.8% en las regiones tipo IV, 2.4% en las regiones tipo V, 12.8% en las regiones tipo VI, 6.7% en las regiones tipo VII y, finalmente, 9.2% en las regiones tipo VIII.

Como puede apreciarse, a partir de la tipología anterior se deduce que entre 1981 y 1996 la mayor parte –56.7%– de las regiones ha mantenido su posición relativa (tipos I y II). También se observa que las regiones avanzadas son las que más –19.5%– ven empeorar su posición (tipos VI y VII), mientras que son muchas menos –12.2%– las regiones más atrasadas que ven mejorar su posición (tipos IV y V). Finalmente, son pocas –11.6%– las regiones que aumentan la distancia que las separa de la media europea, tanto entre las más ricas (tipo VIII) como entre las más pobres (tipo III).

Para complementar los comentarios hechos a partir de la tabla de movilidad regional, a continuación se ha descompuesto la misma en dos sub-tablas: la tabla de inmovilidad, que comprende aquellas regiones cuya posición relativa no ha cambiado a lo largo del período considerado (diagonal de la tabla); y la tabla de cambio, en la que aparecen las regiones situadas inicialmente en el grupo i y que al final del período se sitúan en el grupo j ($i \neq j$).

Sumando las frecuencias absolutas de las celdas de cada sub-tabla y dividiendo por el número total de regiones se obtienen, respectivamente, los índices de inmovilidad (I_i) y de cambio (I_c)¹⁴. Además, al estar ordenados los grupos, en la sub-tabla de cambio las frecuencias de las celdas de la matriz triangular superior muestran cambios ascendentes (regiones que han mejorado de grupo a lo largo del período), mientras que las de la matriz inferior indican cambios descendentes. Por tanto, puede descomponerse el índice de cambio de la forma $I_c = I_{CA} + I_{CD}$.

El resultado de aplicar la descomposición anterior a la matriz de movilidad original dio como resultado los valores (en %): $I_i = 56.7$, $I_c = 43.3$, $I_{CA} = 21.3$ y $I_{CD} = 22.0$. Como puede apreciarse, el índice de inmovilidad es superior al de cambio (persistencia elevada) y, entre las regiones que modifican su posición relativa entre 1981 y 1996, el número de las que mejoran su posición es similar al de aquellas que la empeoran¹⁵.

¹⁴ Por definición, ha de cumplirse que $I_c = 1 - I_i$.

¹⁵ Habría que matizar los índices de cambio ascendente y descendente para diferenciar los cambios ascendentes de las regiones más atrasadas y los descendentes de las más avanzadas, al ser éstos los que indicarían una tendencia a la convergencia.

A pesar de la utilidad del análisis realizado en los párrafos anteriores a la hora de cuantificar el grado de movilidad intra-distribución, la discretización *ad hoc* realizada puede distorsionar la dinámica real subyacente puesto que las observaciones que constituyen nuestros datos se supone que proceden de variables continuas. La solución a este problema consiste en no discretizar la variable renta y cuantificar la movilidad a través de la estimación no paramétrica de una densidad conjunta para las observaciones originales del producto *per capita* regional de los años 1981 y 1996¹⁶.

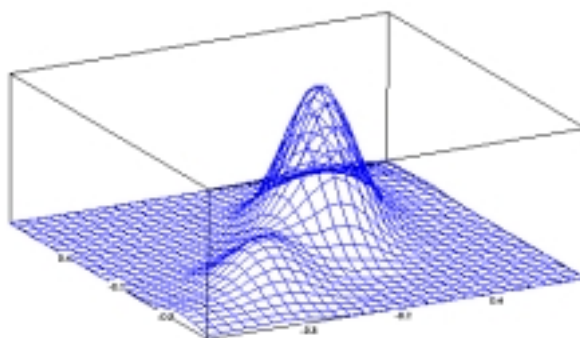
En el caso multivariante, la densidad estimada a partir de un conjunto de n observaciones independientes $\mathbf{y}_1, \mathbf{y}_2, \dots, \mathbf{y}_n$ (donde ahora $\mathbf{y}_j = (y_{j1}, y_{j2}, \dots, y_{jp})'$) viene dada por la expresión

$$\hat{f}_h(\mathbf{y}) = \hat{f}_h(y_1, \dots, y_p) = \frac{1}{nh_1 \dots h_p} \sum_{i=1}^n \hat{K} \left(\frac{y_{i1} - y_1}{h_1}, \frac{y_{i2} - y_2}{h_2}, \dots, \frac{y_{ip} - y_p}{h_p} \right) \quad (3)$$

donde $\hat{K}(\mathbf{u}) = \hat{K}(u_1, \dots, u_p) = K(u_1) \dots K(u_p)$ es la función núcleo multivariante.

La Figura 7 muestra la densidad conjunta estimada para las observaciones $\mathbf{y}_1, \mathbf{y}_2, \dots, \mathbf{y}_{164}$, con $\mathbf{y}_j = (y_{j1981}, y_{j1996})'$. Tal gráfica indica cómo ha evolucionado la distribución transversal de la renta regional desde el año 1981.

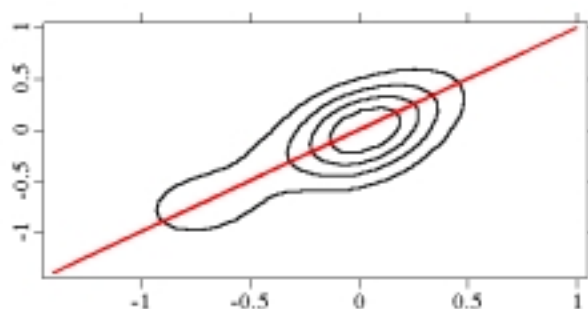
Figura 7



Esta densidad bivalente puede visualizarse en detalle a través de los gráficos de contorno, las cuales representan las curvas $\hat{f}_h(y_{1981}, y_{1996}) = c$ para diferentes valores de c . La Figura 8 siguiente muestra las líneas de contorno de la densidad estimada $\hat{f}_h(y_{1981}, y_{1996})$ para los niveles 0.2, 0.4, 0.6 y 0.8.

¹⁶ Esto es equivalente a hacer que el número de intervalos considerados con anterioridad en la distribución de frecuencias tienda hacia infinito.

Figura 8



Como puede apreciarse, la mayor parte del gráfico se concentra alrededor de la línea diagonal¹⁷, lo que corrobora el análisis realizado con la tabla de movilidad, en el sentido de que señala que existe una parte importante de regiones que se mantienen al final del período considerado en la misma posición que inicialmente ocupaban (por encima o por debajo de la media europea)¹⁸.

Finalmente, para concluir el análisis realizado cabe preguntarse, tal como se hacía algunos párrafos atrás, cuáles son las causas que pueden explicar el crecimiento de las distintas economías regionales europeas en el período 1981/1996 o, más generalmente, cuales son los factores explicativos de la (in)movilidad observada en la distribución regional.

En este sentido, se utilizará una regresión de convergencia condicional del tipo $\log y_{iT} - \log y_{i,t_0} = \alpha - \beta \log y_{i,t_0} + X_{i,t_0} \theta + \varepsilon_{it}$ para intentar cuantificar los determinantes del crecimiento y la convergencia observados durante el período analizado; es decir, una regresión donde se intenta explicar la tasa de crecimiento en función del nivel inicial de renta y un conjunto de variables que determinan la posición de estado estacionario de cada región.

En este trabajo se han incluido como variables adicionales al efecto de convergencia neoclásico el peso del sector agrícola en cada región (expresado en términos de participación del empleo en el sector primario), la tasa de participación del empleo en la población total y un conjunto de variables ficticias de carácter geográfico que hacen referencia a la pertenencia de las regiones a alguno

¹⁷ La diagonal de 45° grados mostrada aquí se corresponde con la diagonal de 135° marcada en la tabla de movilidad.

¹⁸ Si, por el contrario, la mayor parte de la masa de la densidad estimada se concentrara en la diagonal de 45° rotada otros 90° en el sentido contrario a las agujas del reloj (en total 135°), señalaría que muchas regiones ricas han empeorado su posición relativa –regiones tipo VI– mientras que otras tantas de las regiones pobres se han movido de una situación por debajo de la media a otra en torno o por encima de ésta –regiones tipo V–.

de los ejes de desarrollo identificados por la propia Comisión de las Comunidades Europeas¹⁹.

En el Cuadro 2 se recogen los resultados obtenidos al estimar la regresión anterior con los datos correspondientes a las 164 regiones europeas.

Cuadro 2

	Coef. estimado	Estadístico <i>t</i> (White)	P-valor
Constante	-0.226	-2.048	0.042
log(PIBpc) ₈₁	0.386	10.217	0.000
%AGRIC ₈₁	-0.004	-2.253	0.026
%OCUP ₈₁	0.009	3.942	0.001
Arco SP	-0.204	-5.313	0.000
Arco AT	-0.207	-5.573	0.000
Arco CC	-0.068	-2.273	0.024
Arco DC	-0.092	-2.883	0.004
Arco MC	-0.211	-4.384	0.000
Arco MO	-0.088	-2.381	0.019
Ajuste del modelo →	R ² =0.46	$\hat{\sigma}$ =0.129	F = 14.57 [P-val=0.000]

A partir de las cifras anteriores pueden extraerse varias conclusiones. En primer lugar, la velocidad de convergencia que se deriva de la regresión anterior es del 3.2% anual, sensiblemente superior a la tasa estimada a partir de la regresión absoluta. En segundo lugar, los efectos del peso del sector agrícola y de la participación en el empleo resultan estadísticamente significativos y presentan el signo esperado. Por último, las variables geográficas relativas a los distintos arcos regionales resultan conjunta e individualmente significativas, señalando cómo la convergencia en los niveles de producto *per capita* entre las regiones europeas se produce a ritmos diferentes según la pertenencia a determinadas áreas geográficas.

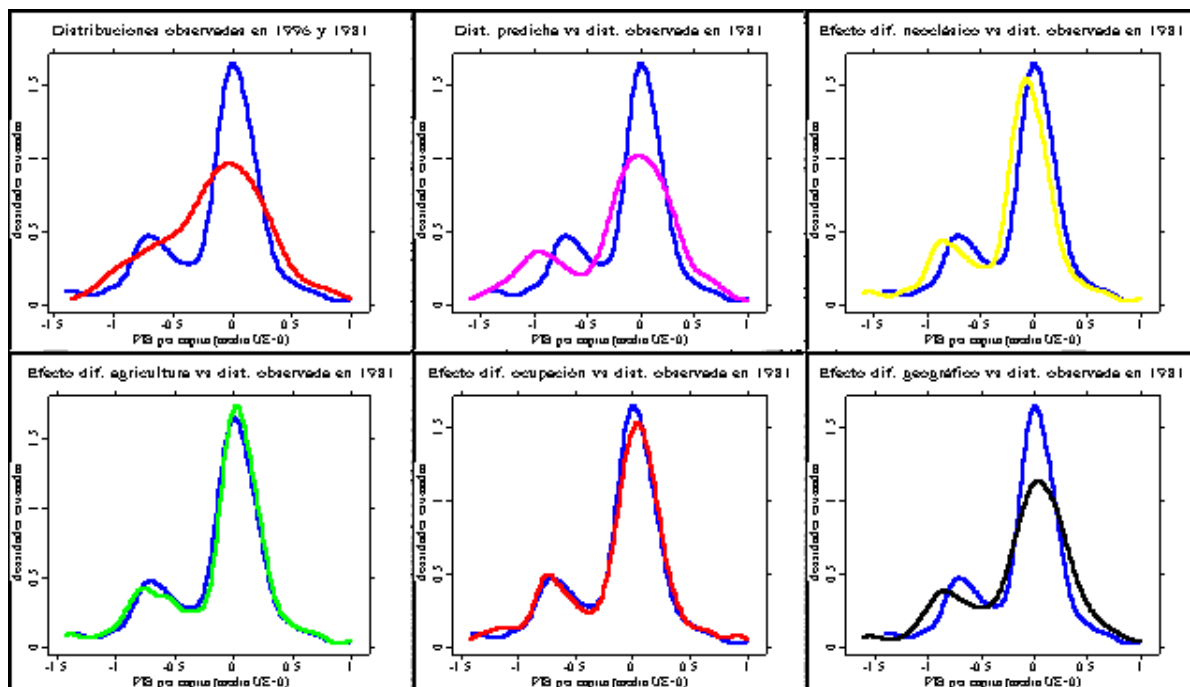
A continuación, se han utilizado los resultados de la regresión condicional para descomponer la tasa de crecimiento observada en sus distintas fuentes dife-

¹⁹ La Comisión de las CE considera la existencia de los siguientes arcos de desarrollo: arco Alpino (AL) formado por las regiones alpinas de Alemania, Francia e Italia; el arco Septentrional (SP), con las regiones costeras del mar del Norte; el arco Atlántico (AT); el arco de las Capitales Centrales (CC), formado por las regiones más avanzadas del Reino Unido, Alemania, Países Bajos, Bélgica, Luxemburgo y Francia; la Diagonal Continental (DC), o regiones continentales interiores de Francia y España; y dos zonas de desarrollo en el Mediterráneo: el arco Mediterráneo Central (MC), que comprende las regiones del Mezzogiorno italiano y Grecia, y el arco Mediterráneo Occidental (MO), que se extiende desde Andalucía hasta Nápoles.

renciales. En concreto, se han estimado cuatro factores de crecimiento diferencial con respecto a una región representativa hipotética, básicamente la región promedio durante el período 1981/1996: el efecto de convergencia neoclásico, el impacto del sector agrícola, la contribución del empleo y el impacto de la ubicación geográfica de cada región.

Una vez realizada la descomposición diferencial, se ha planteado el siguiente ejercicio de simulación: ¿cuál hubiera sido la distribución de la renta regional en 1996 si la renta relativa de cada región hubiera cambiado sólo debido a alguno de los factores diferenciales estimados (*ceteris paribus*, es decir, manteniéndose constantes –en su valor promedio– el resto de factores)? Para responder a esta cuestión se han calculado los valores de renta teórica que corresponderían a la regiones sumando al nivel inicial de producto *per capita* en 1981 el valor promedio del período completo y el factor diferencial correspondiente. Una vez realizados los cálculos anteriores, se han estimado las correspondientes densidades y se han comparado con la densidad estimada en 1981. En la Figura 9 siguiente se presentan las densidades estimadas en cada caso (a efectos comparativos aparece en primer lugar la gráfica conjunta de las densidades estimadas con los datos reales de 1981 y 1996).

Figura 9



Como puede apreciarse a través de la segunda gráfica superior, la distribución que se obtendría en 1996 a partir del modelo –distribución predicha–, obtenida como suma de todos los factores diferenciales, no se corresponde con la

realmente observada en 1996 (primera gráfica superior). La distribución sigue mostrando claramente dos modas, e incluso se aprecia como aumenta la polarización entre regiones puesto que la segunda moda se sitúa aún más a la izquierda de la que se observaba en 1981.

Por otra parte, de los cuatro factores explicativos introducidos, los únicos que contribuyen a modificar la distribución inicial de renta, aunque sin conseguir eliminar la bimodalidad, son los efectos neoclásico y geográfico.

Como conclusión al ejercicio de simulación realizado, podemos anotar que el modelo de regresión empírico utilizado *no es capaz* de explicar la desaparición – al menos parcial– de los dos modas que se observaban en 1981. Además, el análisis sugiere que los únicos factores que han contribuido a modificar la situación inicial han sido el efecto de convergencia neoclásico y las variables ficticias geográficas.

Es obvio que deben haber existido otras causas que han originado cambios importantes en la distribución transversal del producto *per capita* europeo a nivel regional. Entre las variables que explicarían dichos cambios se encuentran las diferencias en las dotaciones de capital público, tecnológico o humano, o los movimientos migratorios entre las distintas regiones europeas. Sin embargo, estas variables no se han podido incluir en el modelo por las deficiencias existentes en la información estadística a nivel regional en la Unión Europea.

4. CONCLUSIONES

En este trabajo se ha analizado la dinámica de crecimiento económico de las regiones europeas durante el período 1981/1996. Del análisis realizado se desprenden varias conclusiones.

En primer lugar, ha habido una reducción importante de las desigualdades regionales, pasándose de una situación inicial polarizada en torno a dos grupos de renta a otra caracterizada por una mayor homogeneidad en la distribución. Además, las ecuaciones de convergencia estimadas muestran que ha existido una β -convergencia significativa, indicando que las regiones inicialmente más atrasadas son las que han experimentado un mayor crecimiento durante los quince años considerados.

En segundo lugar, a pesar de los cambios que se han producido, ha existido una fuerte persistencia en el comportamiento regional, es decir, el grado de inmovilidad intra-distribución ha sido muy elevado.

Finalmente, a la hora de buscar factores explicativos del cambio producido, se ha encontrado que las variables condicionantes empleadas (efectos neoclásico, geográfico, agrícola y de empleo) no son capaces de explicar por sí solas la



situación económica regional que se ha dado finalmente en 1996. Ello indica claramente que la investigación aquí realizada no está cerrada y que habrá que seguir buscando factores explicativos adicionales a los aquí utilizados.

ANEXO: CONTRASTE DE LA HIPÓTESIS DE MULTIMODALIDAD MEDIANTE TÉCNICAS DE COMPONENTES MIXTAS

Las Figuras 2 y 3 indicaban claramente la propiedad de bimodalidad en la distribución de la variable renta regional en el año 1981 y, por tanto, parece lógico plantearse el contraste estadístico de tal hipótesis para ese año, así como el test de la unimodalidad en el año 1996.

La forma en la que se abordará aquí este contraste consiste en realizar un análisis de la homogeneidad de la población subyacente, separando la misma en dos subpoblaciones e investigando si la distribución de la variable producto *per capita* es la misma en esas dos clases.

Como no se dispone de información *a priori* que separe la población global²⁰, el problema planteado ha de tratarse con el enfoque conocido en el campo de la estadística como análisis de componentes mixtas, el cual se basa en el contraste de la hipótesis de homogeneidad a través del uso de modelos mixtos de variables continuas y discretas (Lauritzen y Vermuth, 1989; Whittaker, 1990; Edwards, 1995).

En nuestro caso concreto, el análisis de distribuciones mixtas consiste en el estudio de la función de densidad de probabilidad mixta siguiente, la cual es una suma ponderada de dos funciones de densidad componentes²¹

$$f(y | \mu, \sigma) = p_1 f(y | \mu_1, \sigma_1) + p_2 f(y | \mu_2, \sigma_2)$$

Asumiendo que se dispone de una muestra aleatoria de n observaciones independientes, y_1, y_2, \dots, y_n , y que las distribuciones componentes son normales²² y homoscedásticas, el contraste de homogeneidad consiste en la estimación de los parámetros del modelo (las proporciones, las medias y las desviaciones estándar de las componentes) y el contraste posterior de la igualdad de medias de las distribuciones componentes²³.

²⁰ Salvo la noción vaga de regiones “ricas” –en torno a la media europea– y “pobres” –por debajo de tal media– que se ha utilizado en el análisis empírico del apartado 3.

²¹ Obviamente, puede generalizarse el análisis al caso de k componentes distintas.

²² También se puede asumir que las densidades componentes son log-normales, gamma, exponencial o Weibull.

²³ Para más detalles sobre el proceso de estimación, puede consultarse el trabajo de Fajardo *et al.* (2000).

A partir de las 164 observaciones disponibles, y utilizando el algoritmo EM para estimar la función de verosimilitud asociada al modelo, se obtuvieron los siguientes resultados para el año 1981: $\hat{p}_1 = 0.51$, $\hat{p}_2 = 0.49$, $\hat{\mu}_1 = -0.281$, $\hat{\mu}_2 = 0.041$, $\hat{\sigma}_1^2 = 0.242$, $\hat{\sigma}_2^2 = 0.012$. Al realizar el contraste de igualdad de medias se obtuvo un valor para el estadístico de razón de verosimilitud de $LR = 58.38$, el cual sobrepasa ampliamente cualquier valor crítico estándar (P-valor=0.0000)²⁴.

Los resultados anteriores nos indican que en el año 1981 existían dos subpoblaciones de renta, repartidas aproximadamente al 50%, y con medias y dispersiones distintas.

Además, se puede realizar una asignación de la muestra a las dos clases encontradas a través de la regla de Bayes de la distribución *a posteriori*; en nuestro caso se obtuvieron las siguientes características muestrales:

- clase 1 (regiones "pobres"): media = -0.39 varianza = 0.28, recuento = 62.
- clase 2 (regiones "ricas"): media = 0.04 varianza = 0.01, recuento = 102.

Por lo que respecta al año 1996, no se encontró evidencia alguna de la existencia de dos subpoblaciones distintas²⁵, por lo que en principio puede aceptarse la hipótesis de homogeneidad de la variable renta para ese año.

²⁴ Debe tenerse en cuenta el resultado de Ghosh y Sen (1985) respecto a la validez asintótica del test *LR* y la alternativa propuesta por McLachlan y Basford (1987) para tratar dicho problema.

²⁵ Para este año la estimación bajo la hipótesis alternativa de heterogeneidad resultó infructuosa, independientemente de los valores iniciales tomados al implementar el algoritmo EM de optimización. Este hecho ha sido tomado como indicativo de la imposibilidad de encontrar dos subpoblaciones distintas.

REFERENCIAS

- BARRO, R. J., y SALA-I-MARTIN, X. (1991): "Convergence across states and regions", *Brookings Papers on Economic Activity*, n. 1, pp. 107-182.
- (1992): "Convergence", *Journal of Political Economy*, Vol. 100(2), pp. 223-251.
- BAUMOL, W. J. (1986): "Productivity growth, convergence, and welfare", *American Economic Review*, Vol. 76(5), pp.1072-1085.
- CAO, R.; DELGADO, M. A., y GONZÁLEZ-MANTEIGA W. (1997): "Nonparametric curve estimation: an overview", *Investigaciones Económicas*, Vol. XXXI(2), pp. 209-252.
- CHATTERJI, M. (1992): "Difusion, endogenous growth and múltiple equilibria", *Discusión Paper* n. 38, University of Dundee.
- (1993): "Convergence clubs and endogenous growth", *Oxford Review of Economic Policy*, Vol. 8(4), pp. 57-69.
- DELGADO, M. A., y ROBINSON P. M. (1995): "Nonparametric and semi-parametric methods for economic research", en *Surveys in Econometrics*, Oxley *et al.* (ed.), Basil Blackwell, Cambridge, pp. 350-396.
- EDWARDS, D. (1995): *Introduction to graphical modelling*, Springer-Verlag, New York.
- FAJARDO, M. A.; PÉREZ, J., y ANDRADES, L. (2000): "Homogeneidad de poblaciones estadísticas. El problema de la mixtura de componentes", *Anales de Economía Aplicada, XIV Reunión ASEPELT-España* (CD-Rom), Oviedo.
- GHOSH, J. K., y SEN, P. K. (1985): "On the asymptotic performance of the log likelihood ratio statistic for the mixture model and related results", en *Proceedings of the Berkeley Conference in honour of Jerzy Neyman and Jack Kiefer*, Vol. 2, Wadsworth.
- HÄRDLE, W. (1991): *Smoothing techiques, with implementations in S*, Springer-Verlag, New York.
- HÄRDLE, W., y LINTON, O. (1994): "Applied nonparametric methods", en *Handbook of Econometrics*, Vol. IV, Engle y McFadden (ed.), Elsevier Science, Amsterdam, pp. 2295-2339.
- HÄRDLE, W.; KLINKE, S., y MÜLLER M. (2000): *XploRe®-Learning Guide*, Springer-Verlag, Berlin.
- LAURITZEN, S. L., y WERMUTH N. (1989): "Graphical models for associations between variables, some of which are qualitative ans some quantitative", *Annals of Statistics*, Vol. 17, pp. 31-57.

- MCLACHLAN, G. F., y BASFORD, K. E. (1987): *Mixture Models*, Marcel Dekker, New York.
- MARRON, J. S. (1989): "Comments on a data based bandwidth selector", *Computational Statistics and Data Analysis*, Vol. 8, pp. 155-170.
- MARRON, J. S., y NOLAN, D. (1988): "Canonical kernels for density estimation", *Statistics and Probability Letters*, Vol. 7(3), pp. 195-199.
- PARK, B. U., y TURLACH, B. A. (1992): "Practical performance of several data driven bandwidth selectors", *Computational Statistics*, Vol. 7, pp. 251-270.
- QUAH, D. T. (1996): "Twin peaks: growth and convergence in models of distribution dynamics", *The Economic Journal*, Vol. 106, pp. 1045-1055.
- (1997): "Empirics for growth and distribution: stratification, polarization, and convergence clubs", *Discussion Paper* n. 324, Centre for Economic Performance.
- SHEATER, S. J., y JONES, B. C. (1991): "A reliable data-based bandwidth selection method for kernel density estimation", *Journal of the Royal Statistical Society*, Ser. B, Vol. 53, pp. 683-690.
- SILVERMAN, B. W. (1986): *Density Estimation for Statistics and Data Analysis*, Monographs on Statistics and Applied Probability, Vol. 26, Chapman and Hall, London.
- TURLACH, B. A. (1993): "Bandwidth selection in kernel density estimation: a review", *Discussion Paper* n. 9307, Institut für Statistik und Ökonometrie, Humboldt-Universität zu Berlin.
- WHITTAKER, J. (1990): *Graphical Models in Applied Multivariate Statistics*, Wiley, New York.

NORMAS DE PUBLICACIÓN DE PAPELES DE TRABAJO DEL INSTITUTO DE ESTUDIOS FISCALES

Esta colección de *Papeles de Trabajo* tiene como objetivo ofrecer un vehículo de expresión a todas aquellas personas interesadas en los temas de Economía Pública. Las normas para la presentación y selección de originales son las siguientes:

1. Todos los originales que se presenten estarán sometidos a evaluación y podrán ser directamente aceptados para su publicación, aceptados sujetos a revisión, o rechazados.
2. Los trabajos deberán enviarse por duplicado a la Subdirección de Estudios Tributarios. Instituto de Estudios Fiscales. Avda. Cardenal Herrera Oria, 378. 28035 Madrid.
3. La extensión máxima de texto escrito, incluidos apéndices y referencias bibliográficas será de 7000 palabras.
4. Los originales deberán presentarse mecanografiados a doble espacio. En la primera página deberá aparecer el título del trabajo, el nombre del autor(es) y la institución a la que pertenece, así como su dirección postal y electrónica. Además, en la primera página aparecerá también un abstract de no más de 125 palabras, los códigos JEL y las palabras clave.
5. Los epígrafes irán numerados secuencialmente siguiendo la numeración arábica. Las notas al texto irán numeradas correlativamente y aparecerán al pie de la correspondiente página. Las fórmulas matemáticas se numerarán secuencialmente ajustadas al margen derecho de las mismas. La bibliografía aparecerá al final del trabajo, bajo la inscripción "Referencias" por orden alfabético de autores y, en cada una, ajustándose al siguiente orden: autor(es), año de publicación (distinguiendo a, b, c si hay varias correspondientes al mismo autor(es) y año), título del artículo o libro, título de la revista en cursiva, número de la revista y páginas.
6. En caso de que aparezcan tablas y gráficos, éstos podrán incorporarse directamente al texto o, alternativamente, presentarse todos juntos y debidamente numerados al final del trabajo, antes de la bibliografía.
7. En cualquier caso, se deberá adjuntar un disquete con el trabajo en formato word. Siempre que el documento presente tablas y/o gráficos, éstos deberán aparecer en ficheros independientes. Asimismo, en caso de que los gráficos procedan de tablas creadas en excel, estas deberán incorporarse en el disquete debidamente identificadas.

Junto al original del Papel de Trabajo se entregará también un resumen de un máximo de dos folios que contenga las principales implicaciones de política económica que se deriven de la investigación realizada.

PUBLISHING GUIDELINES OF WORKING PAPERS AT THE INSTITUTE FOR FISCAL STUDIES

This serie of *Papeles de Trabajo* (working papers) aims to provide those having an interest in Public Economics with a vehicle to publicize their ideas. The rules governing submission and selection of papers are the following:

1. The manuscripts submitted will all be assessed and may be directly accepted for publication, accepted with subjections for revision or rejected.
2. The papers shall be sent in duplicate to Subdirección General de Estudios Tributarios (The Deputy Direction of Tax Studies), Instituto de Estudios Fiscales (Institute for Fiscal Studies), Avenida del Cardenal Herrera Oria, nº 378, Madrid 28035.
3. The maximum length of the text including appendices and bibliography will be no more than 7000 words.
4. The originals should be double spaced. The first page of the manuscript should contain the following information: (1) the title; (2) the name and the institutional affiliation of the author(s); (3) an abstract of no more than 125 words; (4) JEL codes and keywords; (5) the postal and e-mail address of the corresponding author.
5. Sections will be numbered in sequence with arabic numerals. Footnotes will be numbered correlatively and will appear at the foot of the corresponding page. Mathematical formulae will be numbered on the right margin of the page in sequence. Bibliographical references will appear at the end of the paper under the heading "References" in alphabetical order of authors. Each reference will have to include in this order the following terms of references: author(s), publishing date (with an a, b or c in case there are several references to the same author(s) and year), title of the article or book, name of the journal in italics, number of the issue and pages.
6. If tables and graphs are necessary, they may be included directly in the text or alternatively presented altogether and duly numbered at the end of the paper, before the bibliography.
7. In any case, a floppy disk will be enclosed in Word format. Whenever the document provides tables and/or graphs, they must be contained in separate files. Furthermore, if graphs are drawn from tables within the Excell package, these must be included in the floppy disk and duly identified.

Together with the original copy of the working paper a brief two-page summary highlighting the main policy implications derived from the research is also requested.

ÚLTIMOS PAPELES DE TRABAJO EDITADOS POR EL INSTITUTO DE ESTUDIOS FISCALES

2000

- 1/00 Crédito fiscal a la inversión en el impuesto de sociedades y neutralidad impositiva: Más evidencia para un viejo debate.
Autor: Desiderio Romero Jordán.
Páginas: 40.
- 2/00 Estudio del consumo familiar de bienes y servicios públicos a partir de la encuesta de presupuestos familiares.
Autores: Ernesto Carrillo y Manuel Tamayo.
Páginas: 40.
- 3/00 Evidencia empírica de la convergencia real.
Autores: Lorenzo Escot y Miguel Ángel Galindo.
Páginas: 58.

Nueva Época

- 4/00 The effects of human capital depreciation on experience-earnings profiles: Evidence salaried spanish men.
Autores: M. Arrazola, J. de Hevia, M. Risueño y J. F. Sanz.
Páginas: 24.
- 5/00 Las ayudas fiscales a la adquisición de inmuebles residenciales en la nueva Ley del IRPF: Un análisis comparado a través del concepto de coste de uso.
Autor: José Félix Sanz Sanz.
Páginas: 44.
- 6/00 Las medidas fiscales de estímulo del ahorro contenidas en el Real Decreto-Ley 3/2000: análisis de sus efectos a través del tipo marginal efectivo.
Autores: José Manuel González Páramo y Nuria Badenes Pla.
Páginas: 28
- 7/00 Análisis de las ganancias de bienestar asociadas a los efectos de la Reforma del IRPF sobre la oferta laboral de la familia española.
Autores: Juan Prieto Rodríguez y Santiago Álvarez García.
Páginas 32.
- 8/00 Un marco para la discusión de los efectos de la política impositiva sobre los precios y el *stock* de vivienda.
Autor: Miguel-Ángel López García.
Páginas 36.
- 9/00 Descomposición de los efectos redistributivos de la Reforma del IRPF.
Autores: Jorge Onrubia Fernández y María del Carmen Rodado Ruiz.
Páginas 24.
- 10/00 Aspectos teóricos de la convergencia real, integración y política fiscal.
Autores: Lorenzo Escot y Miguel-Ángel Galindo.
Páginas 28.

2001

- 1/01 Notas sobre desagregación temporal de series económicas.
Autor: Enrique M. Quilis.
Páginas 38.
- 2/01 Estimación y comparación de tasas de rendimiento de la educación en España.
Autores: M. Arrazola, J. de Hevia, M. Risueño, J.F. Sanz.
Páginas 28.
- 3/01 Doble imposición, "efecto clientela" y aversión al riesgo.
Autores: Antonio Bustos Gisbert y Francisco Pedraja Chaparro.
Páginas 34.
- 4/01 Non-Institutional Federalism in Spain.
Autor: Joan Rosselló Villalonga.
Páginas 32.
- 5/01 Estimating utilisation of Health care: A groupe data regression approach.
Autor: Mabel Amaya Amaya.
Páginas 30.
- 6/01 Shapley inequality decomposition by factor components.
Autores: Mercedes Sastre y Alain Trannoy
Páginas 40.
- 7/01 An empirical analysis of the demand for physician services across the European Union.
Autores: Sergi Jiménez Martín, José M. Labeaga y Maite Martínez-Granado
Páginas 40.
- 8/01 Demand, childbirth and the costs of babies: evidence from spanish panel data.
Autores: José M.^a Labeaga, Ian Preston y Juan A. Sanchis-Llopis
Páginas 56.
- 9/01 Imposición marginal efectiva sobre el factor trabajo: Breve nota metodológica y comparación internacional.
Autores: Desiderio Romero Jordán y José Félix Sanz Sanz
Páginas 40.
- 10/01 A non-parametric decomposition of redistribution into vertical and horizontal components.
Autores: Irene Perrote, Juan Gabriel Rodríguez y Rafael Salas.
Páginas 28.
- 11/01 Efectos sobre la renta disponible y el bienestar de la deducción por rentas ganadas en el IRPF.
Autora: Nuria Badenes Plá.
Páginas 28.
- 12/01 Seguros sanitarios y gasto público en España. Un modelo de microsimulación para las políticas de gastos fiscales en sanidad.
Autora: Ángel López Nicolás.
Páginas 40.
- 13/01 A complete parametrical class of redistribution and progressivity measures
Autores: Isabel Rabadán y Rafael Salas.
Páginas 20.
- 14/01 La medición de la desigualdad económica.
Autor: Rafael Salas.
Páginas 40.

15/01 Crecimiento económico y dinámica de distribución de la renta en las regiones de la UE:
un análisis no paramétrico.

Autores: Julián Ramajo Hernández y María del Mar Salinas Jiménez.

Páginas 32.

