

CONVERGENCIA REAL DE LAS REGIONES ESPAÑOLAS: EL IMPACTO DE LOS FONDOS ESTRUCTURALES

Ramón MARÍA-DOLORES
José GARCÍA SOLANES (*)

Universidad de Murcia

Resumen

En este trabajo aplicamos contrastes de convergencia β condicionada y modelos de selectividad para cuantificar los efectos de los fondos estructurales sobre la convergencia de las comunidades autónomas españolas. Obtenemos que: a) la inclusión de determinadas regiones en el Objetivo n.º 1, y las implicaciones financieras que ello conlleva, han acelerado la convergencia real de las mismas con respecto a aquellas que gozan de un mayor nivel de renta per cápita, y b) la contribución de los fondos es positiva en cada una de sus categorías, aunque modesta y de efectos lentos, al menos hasta ahora. Así, desde 1987, primer año en que empezaron a percibirse estas ayudas, el FEDER ha hecho que aumente la tasa anual de convergencia en 0,70 por 100, el FSE 0,12 por 100, y el FEOGA-Orientación, 0,94 por 100. De todo esto se desprende la necesidad de mantener estas ayudas en el presupuesto comunitario, supervisando su distribución regional y garantizando que se materialicen en proyectos rentables a medio y largo plazo.

Palabras clave: convergencia regional, integración económica, fondos estructurales.

Abstract

In this article we apply conditioned β -convergence contrasts and selectivity models to assess the effects of structural funds on Spanish autonomous community convergence. We obtain: a) the inclusion of specific regions in Objective n.º 1 has speeded up their real convergence in relation to those that have a higher per capita income level; and b) the contribution of the funds is positive in every one of the categories, albeit modest and slow-acting, up to the present time at least. Thus, since 1987, the first year in which these funds began to be received, the ERDF has brought about a rise in the annual convergence rate of 0,70%, the ESF 0,12%, and the EAGGF-Guidance 0,94%. All this shows the need to maintain these funds in the Community budget, although supervising their regional distribution and ensuring that they are embodied in cost-effective projects in the medium and long term.

Key words: regional convergence, economic integration, structural funds.

JEL classification: F20, F36, R10.

I. INTRODUCCIÓN

EL proceso de integración económica en el que está profundizando la UE constituye un resorte para aumentar la tasa de crecimiento de toda la zona en su conjunto (1). Sin embargo, no está garantizado que ese impulso de prosperidad sea «equilibrado» en términos regionales. De hecho, existen dos grandes posturas al respecto, apoyadas en modelos de crecimiento y de comercio internacional muy distintas.

De acuerdo con la primera, la constitución de áreas económicas más grandes acentúa las divergencias económicas porque hace que los factores productivos se desplacen desde las regiones más atrasadas hacia las más adelantadas. El soporte teórico se encuentra en los modelos de la «nueva geografía económica», cuyas piezas clave son los rendimientos crecientes y de escala, la capacidad de las empresas para asentar su liderazgo en la innovación y las externalidades asociadas al proceso productivo. Estos modelos de aglomeración han sido bien estudiados por Krugman (1991) y Krugman y Venables (1995). También se deducen de la teoría del crecimiento endógeno desarrollada por Romer (1986, 1990) y Grossman y Helpman (1991, 1994). Una versión más simple de esta línea de pensamiento se encuentra en aquellos modelos que requieren que todas las regiones posean un mínimo de factores inductores

de externalidades (capital humano, infraestructuras públicas, inversión en I+D, etc.) para asegurar la reducción de los desequilibrios regionales (véase, por ejemplo, Cánova, 1998; Quah, 1996).

La segunda postura defiende la idea de que, siempre que no estén restringidas la difusión y la adopción de las innovaciones tecnológicas, en un área integrada los mecanismos de mercado conducen a un nivel de bienestar económico común al cabo de un período de tiempo más o menos largo (Harberguer, 1998; Parente y Prescott, 2000).

De estos dos posicionamientos teóricos se desprenden prescripciones muy distintas en lo que respecta a la política regional europea. Los defensores de las tesis de no convergencia consideran que, frente a un proceso de integración económica, es imprescindible un sistema de transferencias hacia las regiones más pobres para que, compitiendo con las más ricas, puedan alcanzar el nivel de vida de éstas en un plazo razonable. Las ayudas deberán financiar, fundamentalmente, proyectos relacionados con infraestructuras básicas y capital humano, cuidadosamente seleccionados. Estas ideas guían la estrategia de la política regional que se ha venido adoptando en la Unión Europea, y fundamentan uno de sus pilares básicos: el principio de cohesión económica y social. Precisamente, este principio acompaña a

varios hitos importantes de la UE y fue introducido en el momento de redactarse el Acta Única Europea (año 1986), quedando reforzado en 1993 con la creación del Fondo de Cohesión y la firma del Tratado de Maastricht.

Por el contrario, los defensores de las tesis de convergencia por el mercado consideran que las transferencias comunitarias deben suprimirse, dado que, en su opinión, dificultan la movilidad geográfica y sectorial de los factores, en especial la mano de obra, y hacen que los precios relativos no sean correctos. Encontramos ejemplos en las aportaciones de académicos observadores externos de la Unión Europea, tales como Obstfeld y Peri (1998), Boldrin y Cánova (2001) y Dornbusch (2000).

Por lo expuesto anteriormente, es fácil comprender que los defensores de la no convergencia automática predigan efectos positivos de los fondos estructurales sobre la convergencia económica de las regiones europeas, mientras que los que apoyan la tesis contraria aventuren que tales fondos no promoverán, por sí mismos, un mejor equilibrio de las regiones.

Cualquier avance que podamos realizar en la polémica acerca de la utilidad equilibradora de los fondos estructurales ha de ser importante, dado que, por un lado, los montantes que se distribuyen tienen una ponderación alta en el presupuesto comunitario (y representan un porcentaje no despreciable del PIB de los países destinatarios) y, por otro, las disparidades económicas regionales siguen siendo muy acusadas en la UE, tanto en tasas de desempleo como en renta per cápita (Villaverde Castro, 2000).

En el caso de España, en el que centraremos nuestro análisis, las divergencias económicas entre las distintas regiones son notorias. Así, de acuerdo con el reciente estudio de Alcaide Inchausti y Alcaide Guindo (2000), entre 1995 y 1999 los desequilibrios regionales, medidos en términos de dispersión del PIB por habitante ajustado por el poder de compra, se han reducido muy ligeramente, pero sin que disminuyan las diferencias entre las posiciones extremas. Sus datos indican que, en 1999, la comunidad autónoma más próspera seguía siendo Baleares, con un índice de 148,82 (tomando como base el valor de 100 dado al conjunto de España), y la más pobre Andalucía, a la que corresponde el valor de 68,79. Esta situación hace que los ciudadanos no disfruten del mismo bienestar ni se hallen en igualdad de condiciones frente al progreso económico.

Por todas estas razones, en este trabajo nos proponemos evaluar la incidencia de los fondos estructurales sobre la convergencia regional en España. Hacemos

uso de dos metodologías complementarias. La primera consta de cálculos convencionales de convergencia β condicionada a la percepción de cada uno de los fondos que afluyen a las regiones españolas. Aunque esta técnica ha sido utilizada por muchos trabajos para averiguar la influencia de diversos factores sobre la convergencia de las regiones españolas, nunca se ha aplicado al caso de los fondos estructurales (2). La segunda consiste en aplicar los modelos de selectividad (*switching models*), introducidos en la literatura estadística por Quandt (1972) y Goldfeld y Quandt (1972). Estos modelos son especialmente útiles porque permiten individualizar la influencia de un determinado fenómeno sobre alguna variable específica. Los utilizamos para valorar los aspectos siguientes: 1) *en qué medida el hecho de que algunas regiones hayan sido incluidas en el Objetivo número 1 ha facilitado su convergencia con respecto a las otras más desarrolladas del país*; 2) *cómo ha contribuido cada uno de los fondos estructurales a la convergencia económica de las regiones españolas*. Utilizamos datos referentes a las ayudas anuales que se han distribuido a las comunidades autónomas (CCAA) españolas a lo largo del período 1987-1997, y tomamos como variable de observación el nivel de valor añadido bruto real per cápita.

La aplicación de la primera metodología revela que cada uno de los fondos influye positivamente sobre el crecimiento medio de la renta per cápita de las regiones, y contribuye a elevar la velocidad de convergencia. Nuestro análisis usando la segunda metodología pone de manifiesto que: a) la inclusión de determinadas regiones en el Objetivo n.º 1 ha acelerado su convergencia real con respecto a aquellas que gozan de un mayor nivel de renta per cápita, y b) la contribución de los fondos es positiva en cada una de sus categorías, aunque modesta y de efectos lentos, al menos hasta ahora. Así, desde 1987, que es el primer año en que empezaron a percibirse estas ayudas, el FEDER ha aumentado la tasa anual de convergencia en 0,70 por 100, el FSE, 0,12 por 100, y el FEOGA-Orientación, 0,94 por 100.

El resto de este artículo se ordena así: en el apartado II realizamos contrastes tradicionales beta y sigma. En primer lugar, aplicamos test de convergencia absoluta o incondicional, suponiendo que todas las CCAA españolas comparten el mismo nivel estacionario de renta per cápita. Una vez constatado que la convergencia ha existido, a continuación investigamos si la percepción de fondos estructurales ha influido en estos resultados (convergencia condicional). En el apartado III describimos los modelos de selectividad y la metodología econométrica que incorporan para la contrastación, y los aplicamos a los datos de la muestra. Finalmente, en el apartado IV resumimos los resultados principales y derivamos algunas consideraciones de política económica.

II. ANÁLISIS TRADICIONAL: CONVERGENCIA β Y σ

1. Convergencia absoluta β y convergencia σ

El contraste empírico de este tipo de convergencia para la renta real per capita (y) de la sección cruzada de i de comunidades autónomas, sugerido y aplicado por primera vez por Barro y Sala-i-Martin (1991,1992), consiste en estimar diferentes variantes de esta ecuación:

$$\Delta \log(y_t^i) = \alpha_i - \beta \log(y_{t-T}^i) + \varepsilon^i \quad [1]$$

donde T es la longitud del período analizado, α es una constante, β es la tasa a la que la renta por habitante converge a su nivel de estado estacionario, con un valor comprendido entre cero y la unidad, y ε^i representa el término de error (3). Este contraste, derivado del modelo neoclásico de crecimiento, supone que hay un único estado estacionario de referencia para la renta per cápita de todas las economías.

El enfoque de convergencia β tiene una naturaleza dinámica porque informa del tiempo que una economía pobre promedio tardará en alcanzar el nivel de renta per cápita de una economía rica.

En nuestro análisis utilizamos la serie de datos anuales del valor añadido bruto al coste de los factores de las regiones españolas, elaborados por el Banco Bilbao Vizcaya Argentaria, del período 1955-1997, deflactados por el índice de precios al consumo de todo el país. Para trabajar en términos per cápita, dividimos esa variable por el número de ocupados, lo cual significa que nuestra variable observada es la productividad del trabajo (4). Con objeto de comprobar si el proceso de convergencia ha sido o no homogéneo a lo largo del tiempo, hemos realizado estimaciones con datos de toda la muestra, y con observaciones de los tres subperíodos siguientes: 1955-1964, 1964-1987, y 1987-1997.

El primer subperíodo se corresponde, a grandes rasgos, con el que consideran los autores que han trabajado previamente en este tema (por ejemplo, Dolado y otros, 1994, y Mas y otros, 1994), y el último empieza en el año en que los fondos comenzaron a llegar a España (el siguiente al de su ingreso en la CEE). El último año considerado viene impuesto por la disponibilidad de datos oficiales sobre la distribución regional de los fondos. Hacer coincidir el último período con el de percepción de fondos nos permite examinar la influencia de éstos en el proceso de convergencia regional de la economía española.

CUADRO N.º 1

CONVERGENCIA REGIONAL TIPO β INCONDICIONAL

| Periodo Muestral | 1955-1997 | 1955-1964 | 1964-1987 | 1987-1997 |
|----------------------------|----------------|----------------|----------------|----------------|
| β Incondicional..... | 1,78 (2,87) | 2,34 (7,74) | 1,51 (2,36) | 1,71 (4,62) |

Nota: Estadístico t entre paréntesis.

Los resultados se presentan en el cuadro n.º 1. Los valores de β son significativos y tienen el signo correcto en todos los casos. La velocidad de convergencia que obtenemos para el período completo (1,78 por 100 anual) es un poco más baja que la que han derivado previamente otros autores, pero confirma la idea de que la convergencia de las CCAA españolas se encuentra en las bandas de ritmo lento estilizado por Barro y Sala-i-Martin (1991,1992) (5). La velocidad cae mucho en el período intermedio, probablemente como consecuencia de los *shocks* del petróleo de la década de los setenta, que afectaron con más intensidad a las regiones más pobres (6). Esta idea queda confirmada al observar la evolución de β a lo largo de los subperíodos: su valor más alto, con gran diferencia, corresponde al subperíodo 1955-1964. En el intervalo siguiente, 1964-1987, registra una caída muy fuerte, de la que se recupera, en parte, en la última submuestra temporal, 1987-1997.

Los resultados que acabamos de comentar se pueden apreciar en un gráfico que relaciona la tasa de crecimiento medio anual del VAB real per cápita, a lo largo de toda la muestra (en el eje de ordenadas), con el VAB real per cápita en el año de inicio de la muestra (en el eje de abscisas). El gráfico 1 presenta la información para todo el período: la recta ajustada de la nube de puntos tiene una acusada pendiente negativa que indica, bien a las claras, que las regiones inicialmente más pobres han crecido, en promedio, a una tasa superior a la de las regiones más ricas. Los gráficos 2 a 4, en los que representamos la misma información para cada uno de los subperíodos, revelan que la tendencia a la convergencia varía de un período a otro siguiendo la pauta que resaltan las regresiones que ajustan las nubes de puntos.

Siguiendo el mismo criterio de otros autores, creemos oportuno completar el análisis de la convergencia absoluta o incondicional estudiando la evolución de la dispersión de la renta per cápita de las CCAA españolas a lo largo de los años de la muestra. Es lo que se conoce como convergencia σ , siguiendo la denominación que le dieron Barro y Sala-i-Martin (1992) (7). Tomados conjuntamente, estos dos tipos de análisis complementarios permiten que tengamos una visión más amplia y rigurosa de la convergencia regional en España (8).

GRÁFICO 1
CONVERGENCIA EN RENTA REAL PER CÁPITA 1955-1997

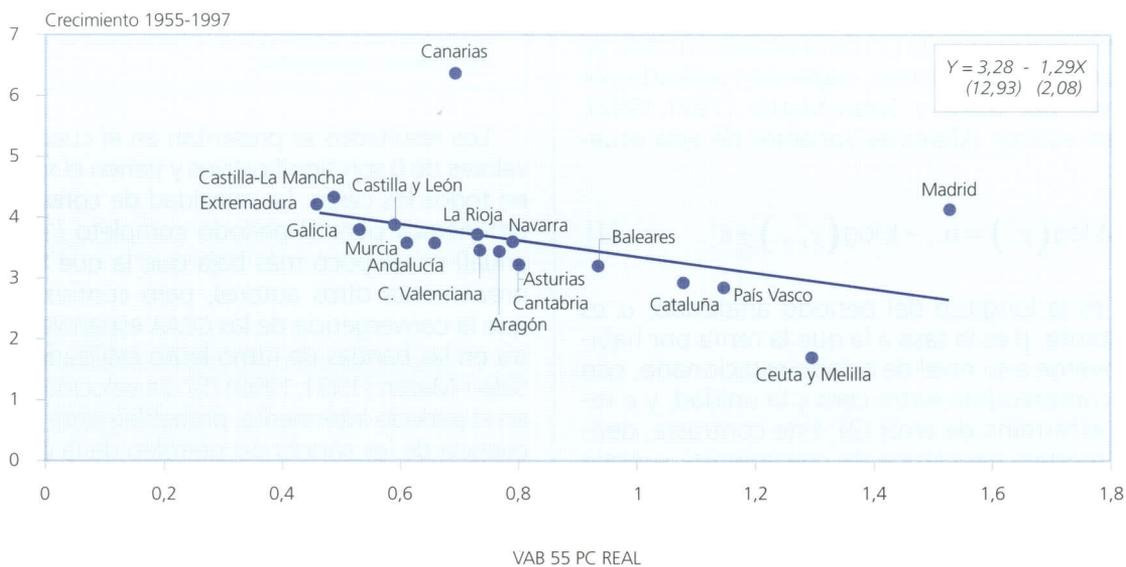


GRÁFICO 2
CONVERGENCIA EN RENTA REAL PER CÁPITA 1955-1964

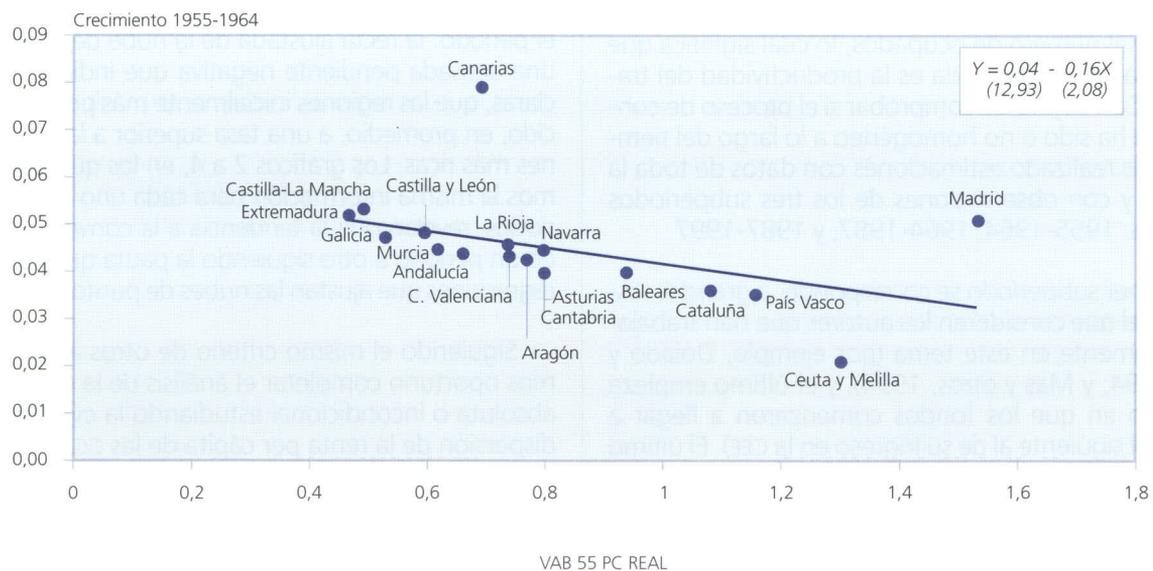


GRÁFICO 3
CONVERGENCIA EN RENTA PER CÁPITA 1964-1987

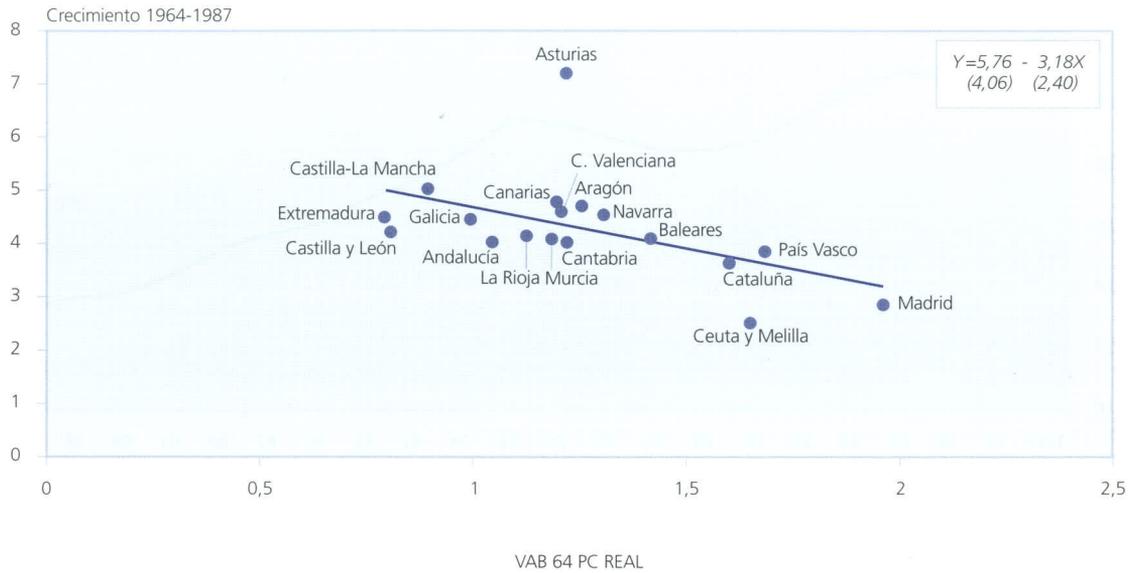


GRÁFICO 4
CONVERGENCIA EN RENTA PER CÁPITA 1987-1997

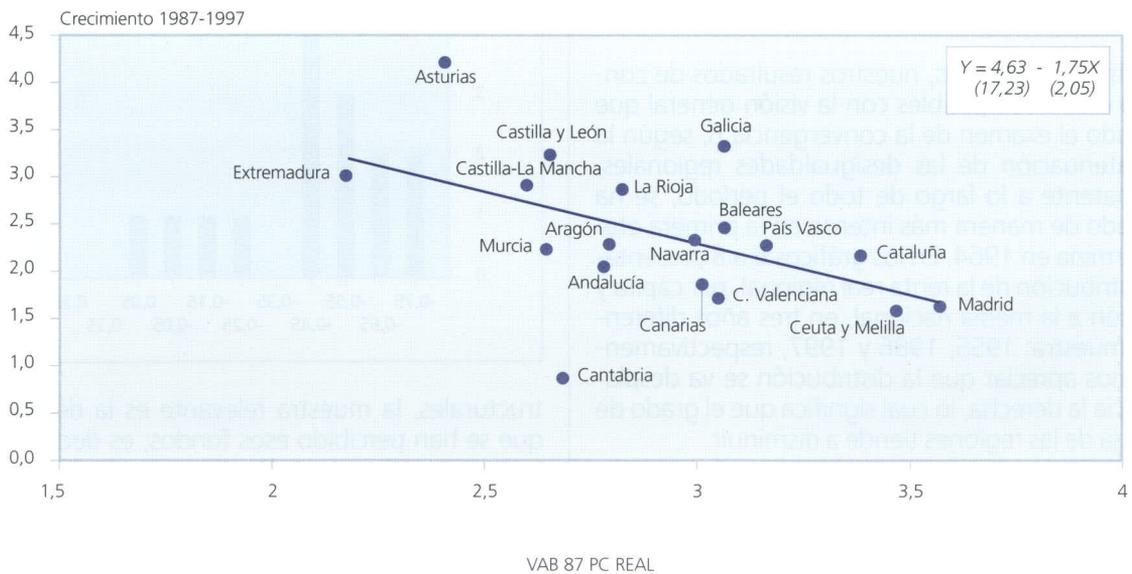
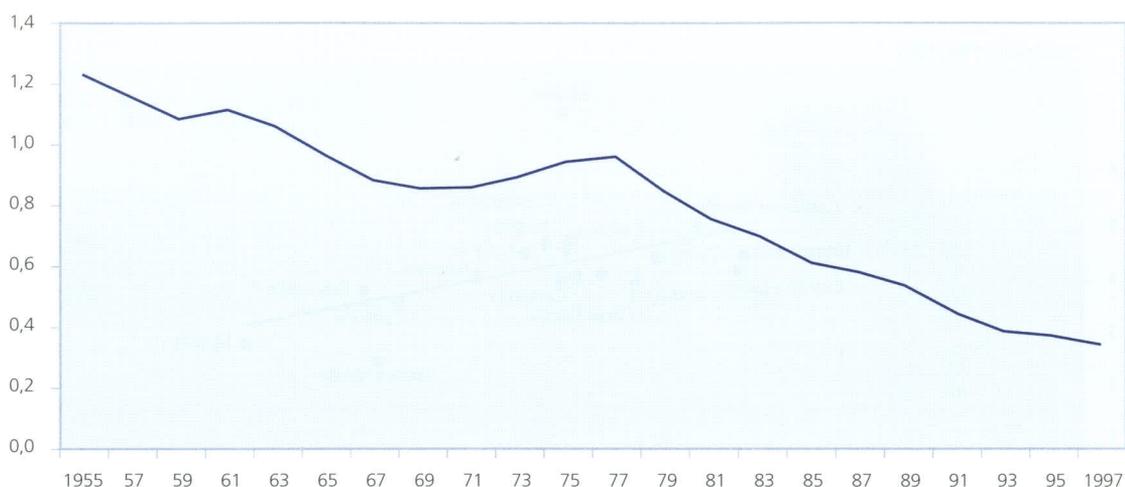


GRÁFICO 5
EVOLUCIÓN DE LA DISPERSIÓN DE LA RENTA PER CÁPITA (1955-1997)



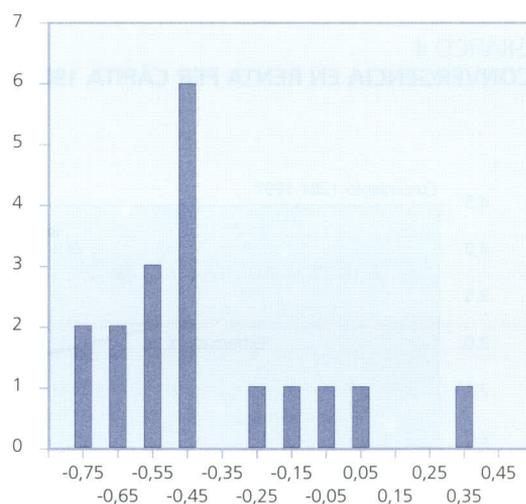
En el gráfico 5 representamos la evolución de la desviación típica del logaritmo del VAB real per cápita a lo largo de la muestra completa. Podemos constatar una disminución general de la dispersión, con un notable retroceso en los años setenta y una ralentización en los cuatro últimos años de la muestra. La disminución de la velocidad de convergencia σ en los años finales podría indicar que ésta se está aproximando a su valor estacionario. Si fuese así, no podríamos esperar avances permanentes futuros en la reducción de la dispersión de la renta real per cápita, aunque sí cambios en la ordenación de las regiones por niveles de esta variable (9).

En términos generales, nuestros resultados de convergencia σ son compatibles con la visión general que nos ha dado el examen de la convergencia β , según la cual, la atenuación de las desigualdades regionales, aunque patente a lo largo de todo el período, se ha manifestado de manera más intensa en la primera etapa que termina en 1964. En los gráficos 6 a 8 presentamos la distribución de la renta real regional, per cápita y con relación a la media nacional, en tres años diferentes de la muestra: 1955, 1986 y 1997, respectivamente. Podemos apreciar que la distribución se va desplazando hacia la derecha, lo cual significa que el grado de divergencia de las regiones tiende a disminuir.

2. Convergencia condicional β

Dado que en este epígrafe el análisis de convergencia enfoca directamente la incidencia de los fondos es-

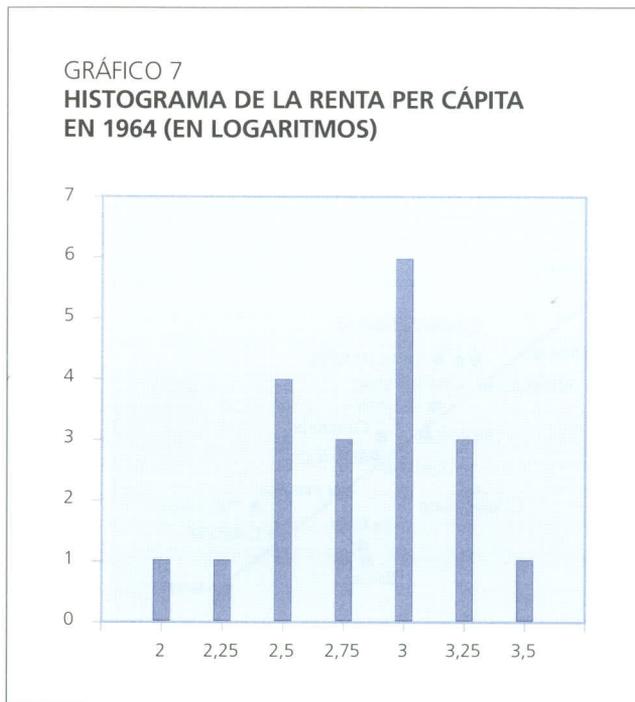
GRÁFICO 6
HISTOGRAMA DE LA RENTA PER CÁPITA EN 1955 (EN LOGARITMOS)



tructurales, la muestra relevante es la de los años en que se han percibido esos fondos; es decir, los del tercer subperíodo.

Como hemos resaltado en las páginas anteriores, la predicción de convergencia hacia un único estado estacionario, fundamentada en el modelo neoclásico de crecimiento para economías cerradas, supone que és-

GRÁFICO 7
HISTOGRAMA DE LA RENTA PER CÁPITA
EN 1964 (EN LOGARITMOS)



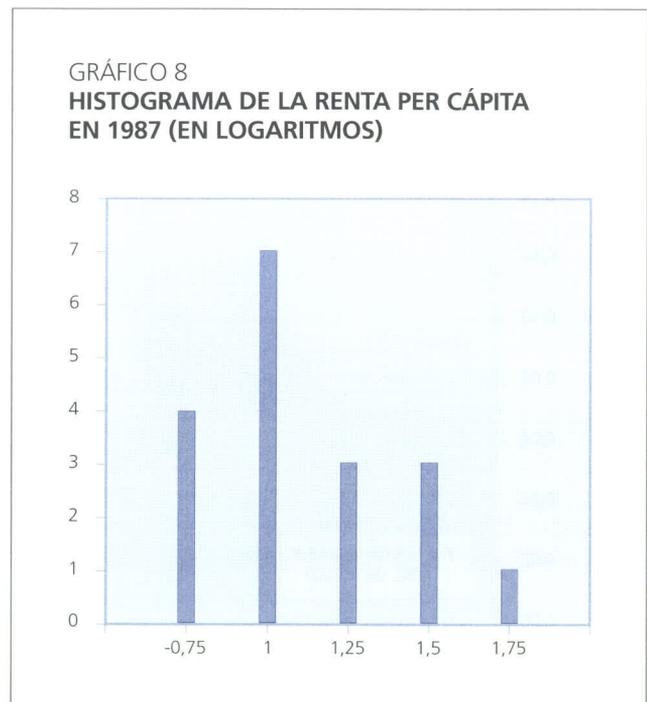
tas comparten los mismos parámetros que definen el equilibrio de largo plazo, tales como las preferencias, la tecnología, el crecimiento de la población y la tasa de depreciación del capital. Pero si existen varios conjuntos de valores para estos parámetros dentro del grupo de economías que se están analizando, habrá también varios niveles estacionarios de renta per cápita a los que pueden converger las economías. En esa situación, podrá detectarse convergencia condicionada de cada región hacia su propio estado estacionario, más que convergencia absoluta β .

Cuando se da esta segunda situación, el análisis de convergencia β debe realizarse introduciendo en la regresión, de manera ad hoc, ciertas variables que recojan la diversidad de condiciones estructurales de las regiones. Si, manteniendo constantes esas variables adicionales, la regresión determina un coeficiente negativo para la renta inicial, diremos que las economías analizadas presentan convergencia condicional β .

Lógicamente, cuando las estimaciones revelen que existen diversos estados estacionarios, solamente se podrá dar convergencia β absoluta si las variables que definen o aproximan esos estados tienden a redistribuirse de manera más equilibrada entre las economías con el paso del tiempo.

Varios autores han ampliado las regresiones de convergencia con variables regionales o sectoriales, dado que con ellas obtienen mejores ajustes en sus estimaciones. Así, Dolado y otros (1994) incorporan la tasa de

GRÁFICO 8
HISTOGRAMA DE LA RENTA PER CÁPITA
EN 1987 (EN LOGARITMOS)

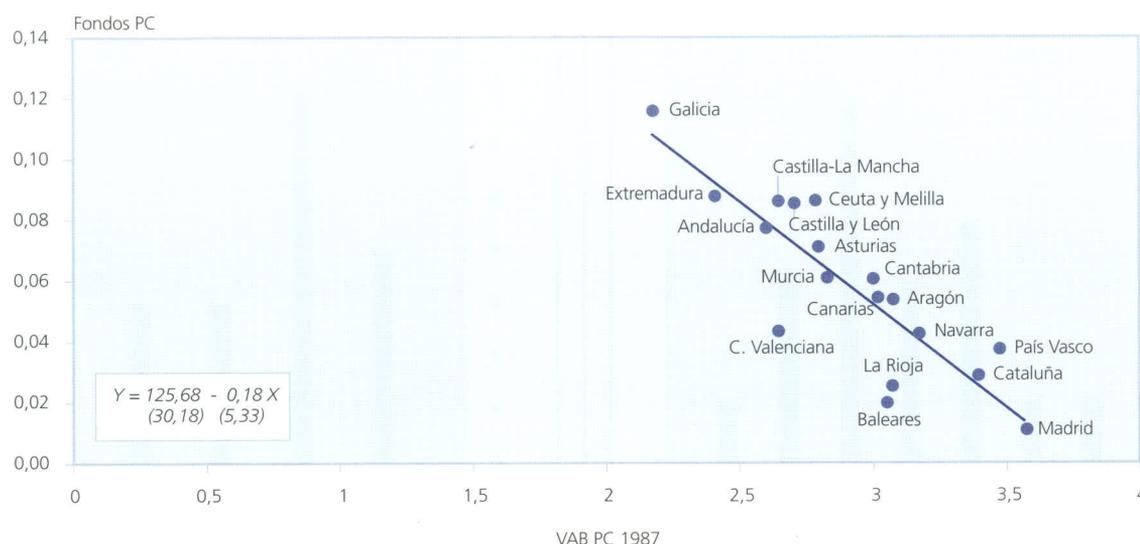


ahorro en capital físico y el flujo de migraciones; Mas y otros (1994) introducen el peso de la agricultura en el VAB regional, la importancia relativa del capital público con respecto al VAB en cada región y la posición geográfica de las regiones con respecto a los ejes europeos de desarrollo. El sector agrícola también es tenido en cuenta por Raymond y García (1994) y García-Milá y Marimón (1999).

Por su parte, Gorostiaga (1999) estudia la influencia de los capitales público y humano sobre el proceso de convergencia, ampliando el armazón teórico de Mankiw, Romer y Weil (1992). El impacto del capital humano sobre el crecimiento económico y la convergencia regional también ha sido resaltado por De la Fuente y Da Rocha (1996), y De la Fuente y Doménech (2000a). Finalmente, Lamo (2000) encuentra que los movimientos migratorios han influido positivamente en el proceso de convergencia regional español, una conclusión que está en línea con los resultados de Raymond y García (1994) y De la Fuente y Freire (2000).

Nosotros pensamos que la percepción de fondos estructurales es un buen candidato para condicionar el proceso de convergencia regional, dado que estos fondos influyen en los niveles de infraestructuras y de capital humano que puedan conseguir las CCAA receptoras. De hecho, tal como muestra el gráfico 9, existe una relación negativa muy clara entre el VAB real per cápita que tenían las regiones en 1987 y el valor medio de los fondos estructurales, en pesetas constantes, que han recibido las regiones en el curso de todo el período de

GRÁFICO 9
VAB PER CÁPITA EN 1987 Y FONDOS ESTRUCTURALES MEDIOS PERCIBIDOS



CUADRO N.º 2

CONVERGENCIA REGIONAL TIPO β CONDICIONAL

| β (FEDER) | | β (FSE) | | β (FEOGA-O) | | β (FC) | | β (FCI) | |
|-----------------|----------------|---------------|----------------|-------------------|----------------|---------------|----------------|---------------|----------------|
| β | 2,55 (2,86) | β | 1,82 (1,73) | β | 1,71 (1,87) | β | 2,63 (2,03) | β | 2,90 (1,71) |
| FEDER..... | 0,19 (2,16) | FSE | 0,64 (3,48) | FEOGAO..... | 0,02 (3,41) | FC | 0,31 (3,44) | FCI..... | 0,77 (1,69) |

FEDER: Fondo Europeo de Desarrollo Regional; FSE: Fondo Social Europeo; FEOGA: Fondo Europeo de Orientación y Garantía Agrícola; FCI: Fondo de Compensación Interterritorial; FEOGA-O: FEOGA-Orientación.
Nota: Estadístico t entre paréntesis.

la muestra. Por esa razón, hemos ampliado la regresión de convergencia de la expresión [1], incluyendo sucesivamente, y por separado, las variables que corresponden a los fondos siguientes: FEDER, FSE, FEOGA-Orientación, Fondo de Cohesión y Fondo de Compensación Interterritorial. Este último no es un fondo estructural europeo, pero lo incluimos a efectos comparativos, pues, sabiendo que sus funciones redistributivas son importantes, cabe esperar que haya influido positivamente en el proceso de convergencia de las CCAA españolas. Los datos acerca de la distribución de los fondos estructurales a las CCAA proceden de Correa y otros (1995).

La hipótesis que deseamos contrastar es si estos fondos han ayudado en el proceso de convergencia de las regiones españolas. En el caso de que las variables hayan influido positivamente, las regresiones deberán

arrojar estos resultados: a) las variables han de ser estadísticamente significativas, y b) el nuevo valor de β será positivo y más significativo que en el caso de convergencia absoluta. Si además las variables en cuestión tienen un signo positivo, esto indicará que inciden positivamente en el crecimiento medio de las regiones.

En el cuadro n.º 2 presentamos los resultados de las regresiones ampliadas con el montante medio per cápita de los fondos anuales recibidos. Consideramos, de manera separada, la influencia de cada uno de los fondos. Como puede verse, todas las variables condicionantes son significativas, y los ajustes de las regresiones ganan en calidad con respecto a la ecuación de convergencia absoluta. Cada uno de los fondos influye positivamente en el crecimiento medio de la renta per cápita de las regiones y contribuye a elevar la velocidad de convergencia.

La influencia de los distintos fondos sobre la velocidad de convergencia es muy semejante: hacen que β aumente a valores situados entre 1,71 y 2,90. Las diferencias son más acusadas en lo que respecta a los efectos sobre el crecimiento medio del VAB real per cápita. Los más pronunciados provienen, por este orden, del Fondo de Compensación Interterritorial, del Fondo Social Europeo y del FEDER. A bastante más distancia se encuentra la repercusión que proviene del FEOGA-Orientación.

Con objeto de valorar de manera más directa y precisa los efectos de los fondos estructurales sobre el proceso de convergencia, en el apartado siguiente utilizamos una metodología complementaria de la tradicional, que son los modelos de selectividad introducidos en la literatura estadística por Quandt (1972) y Goldfeld y Quandt (1972).

III. ANÁLISIS MEDIANTE MODELOS DE SELECTIVIDAD

Hasta ahora, los modelos de selectividad han sido empleados para cuantificar efectos e influencias en otros campos de la economía, como por ejemplo la repercusión de ciertos programas de formación en las probabilidades de que los trabajadores encuentren empleo, la incidencia que tiene la salida de una empresa a Bolsa sobre su propio comportamiento posterior, etcétera.

En el contexto de este trabajo, consideramos oportuno aplicar esta clase de modelos para evaluar los efectos de los programas de ayudas estructurales sobre el grado de convergencia de las CCAA españolas. En concreto, nos plantearemos las dos cuestiones siguientes: 1) *el hecho de que algunas CCAA españolas hayan sido incluidas en el Objetivo n.º 1, ¿ha favorecido la convergencia de éstas con el resto de CCAA de nuestro país?, y 2) ¿en qué medida ha influido cada uno de los fondos estructurales sobre el proceso de convergencia regional en España?*

1. Modelización econométrica

En primer lugar, definimos el proceso estadístico que gobierna la característica de que una región esté incluida o no en el Objetivo n.º 1. Supongamos la variable aleatoria D_i , que toma el valor cero cuando la comunidad autónoma i no es objetivo n.º 1 ($D_i = 0$), y valor 1 cuando sí lo es ($D_i = 1$).

Denominamos Y_i a la tasa de crecimiento de la renta real per cápita de la comunidad autónoma i . Para el

problema que deseamos analizar, nos interesa conocer la distribución de $(Y_{1i} - Y_{0i})$ y la distribución conjunta (Y_{1i}, Y_{0i}) . Para una determinada región i , sólo conocemos Y_0 ó Y_1 , pero estamos interesados en una medida que involucre a las dos:

$$Y_i = \begin{cases} Y_{0i} & \text{si } D_i = 0 \\ Y_{1i} & \text{si } D_i = 1 \end{cases} \quad [2]$$

1.1. Modelización econométrica incondicional

Siguiendo el mismo procedimiento que en la metodología de convergencia β , en primer lugar modelizamos el caso incondicional donde no se consideran los efectos individualizados de cada uno de los fondos estructurales.

Suponemos que D es una variable endógena, que depende de una serie de variables macroeconómicas, Z , que determinan que una comunidad autónoma concreta sea considerada Objetivo n.º 1, tales como el capital físico por ocupado, el desempleo de larga duración, etcétera.

Para las distintas categorías de CCAA tendremos lo siguiente:

$$Y_i = \begin{cases} Y_{0i} = \mu_0 + v_{0i} & \text{si } D_i = 0 \\ Y_{1i} = \mu_1 + v_{1i} & \text{si } D_i = 1 \end{cases} \quad [3]$$

donde v_{0i} y v_{1i} son términos de error que se distribuyen bajo la normal.

Dado que el parámetro D sólo toma dos valores, podemos expresar Y_i del siguiente modo:

$$Y_i = Y_{0i} + (Y_{1i} - Y_{0i}) D_i \quad [4]$$

con lo cual, el valor esperado de Y_i , condicionado a un conjunto de información Z , se puede escribir del siguiente modo:

$$E(Y_i / Z) = E(Y_{0i} / Z) + E(Y_{1i} - Y_{0i} / D_i = 1, Z) * \Pr(D_i = 1) \quad [5]$$

es decir:

$$E(Y_i / Z) = \mu_0 + (\mu_1 - \mu_0) * \Pr(D_i = 1 / Z) + E(v_{1i} - v_{0i} / D_i = 1, Z) * \Pr(D_i = 1 / Z) \quad [6]$$

Una vez definidas las distribuciones de la renta real per cápita en función de la eventualidad de pertenecer o no al Objetivo n.º 1 de la Unión Europea, podemos

definir nuestro parámetro de interés, α_0 , que mide el efecto medio del tratamiento.

$$\alpha_0 = E(Y_{1i} - Y_{0i}) = \mu_1 - \mu_0 \quad [7]$$

El método tradicional que se sigue en los modelos de regresiones alternantes es utilizar un modelo *probit* para D_i , que depende del conjunto de variables determinantes, Z , señalado anteriormente:

$$\Pr(D = 1 / Z) = E(D / Z) = \Phi(b_0 + b_1 Z) \quad [8]$$

Bajo el supuesto de una distribución conjunta para (Y_{1i}, Y_{0i}, D_i) , tendremos que:

$$\begin{pmatrix} v_{0i} \\ v_{1i} \\ \varepsilon \end{pmatrix} / Z \rightarrow N(0, \Sigma) \quad [9]$$

donde Σ es:

$$\begin{pmatrix} \sigma_{00} & \sigma_{01} & \sigma_{0\varepsilon} \\ \dots & \sigma_{11} & \sigma_{1\varepsilon} \\ \dots & \dots & 1 \end{pmatrix} \quad [10]$$

Definimos, a continuación, $h(Z)$ como la expresión siguiente:

$$h(Z) = E(v_{1i} - v_{0i} / D_i = 1, Z) = (\sigma_{1\varepsilon} - \sigma_{0\varepsilon})\lambda(b_0 + b_1 Z)$$

De este modo, la ecuación [6] puede expresarse así:

$$E(Y_i / Z) = \mu_0 + (\mu_1 - \mu_0) * \Phi(b_0 + b_1 Z) + (\sigma_{1\varepsilon} - \sigma_{0\varepsilon}) E[\lambda(b_0 + b_1 Z) * \Pr(D_i = 1 / Z)] \quad [11]$$

$$E(Y_i / Z) = \mu_0 + (\mu_1 - \mu_0) * \Phi(b_0 + b_1 Z) + (\sigma_{1\varepsilon} - \sigma_{0\varepsilon}) \phi(b_0 + b_1 Z) \quad [12]$$

Esta expresión nos permite obtener el valor de $(\mu_1 - \mu_0)$, que recogería el *efecto medio del tratamiento* de incluir determinadas regiones como Objetivo n.º 1, dado que μ_0 sería la tasa de convergencia regional si no se incluyen regiones como Objetivo n.º 1, y μ_1 es el valor de dicha tasa cuando incluimos determinadas regiones dentro de ese objetivo.

La estimación de [12] sugiere estimaciones tipo Heckman (1976) en dos etapas. Lo más eficiente en este caso sería proceder por Máxima Verosimilitud, pero un método más simple consiste en lo siguiente: 1) estimar

un *probit* y obtener \hat{b}_0 y \hat{b}_1 , y 2) regresar, por MCO, la variable Y_i sobre una constante, $\Phi(\hat{b}_0 + \hat{b}_1 Z)$, y sobre $\phi(\hat{b}_0 + \hat{b}_1 Z)$. Esto nos proporciona estimaciones consistentes de μ_0 , $(\mu_1 - \mu_0)$ y de $(\sigma_{1\varepsilon} - \sigma_{0\varepsilon})$ si aceptamos el supuesto de normalidad.

Con objeto de dar mayor robustez a nuestros resultados, también aplicaremos un procedimiento alternativo, que consiste en realizar en la segunda fase una regresión por Variables Instrumentales (VI). Regresamos Y_i sobre una constante, D_i , y sobre $\lambda(\hat{b}_0 + \hat{b}_1 Z)D_i$, y utilizamos como instrumentos una constante, Z_i , y $\lambda(\hat{b}_0 + \hat{b}_1 Z)$.

1.2. Modelización econométrica condicional

De modo paralelo al procedimiento tradicional, modificamos el modelo anterior para evaluar el efecto de cada uno de los fondos estructurales, denominando a esta modelización «condicional». El planteamiento es similar al del modelo «incondicional», con la salvedad de que, en este caso, μ es una función lineal de x (las aportaciones per cápita de cada uno de los fondos), $\mu(x) = x'\beta$, de tal modo que:

$$Y_i = \begin{cases} Y_{0i} = x'\beta_0 + v_{0i} & \text{si } D_i = 0 \\ Y_{1i} = x'\beta_1 + v_{1i} & \text{si } D_i = 1 \end{cases} \quad [13]$$

Este planteamiento resulta de gran utilidad para averiguar la medida en que cada uno de los fondos estructurales ha contribuido a la convergencia, acelerando o desacelerando el proceso.

2. Resultados

2.1. Modelo incondicional

En los cuadros n.ºs 3 y 4 se ofrecen los resultados obtenidos al estimar el modelo planteado en el apartado anterior. En el cuadro n.º 3 aparecen los del modelo *probit* en el que se utilizan como instrumentos la tasa de ahorro, el desempleo de larga duración, el porcentaje de la agricultura en el VAB, y el consumo y el capital físico per cápita. La respuesta a la mayoría de las variables es significativa, y con el signo que cabía esperar. Así, para una determinada comunidad autónoma, cuanto mayores sean el porcentaje de la agricultura en el VAB, el consumo per cápita y el desempleo de larga duración, mayor será también la probabilidad de que la misma se incluya en el Objetivo n.º 1. Análogamente, cuanto mayores sean la tasa de ahorro y el capital físico per cápita, menor será la probabilidad de que la correspondiente región sea catalogada como Objetivo n.º 1.

CUADRO N.º 3

MODELO PROBIT PARA LAS REGIONES OBJETIVO N.º 1

| Variables | |
|--|-----------------|
| Tasa de ahorro | -0,55 (1,26) |
| Desempleo de larga duración | 0,09 (1,91) |
| Consumo per cápita | 5,86 (1,20) |
| Capital físico per cápita | -6,95 (2,19) |
| Porcentaje de agricultura en VAB | 16,89 (2,48) |

Nota: Estadístico t entre paréntesis.

CUADRO N.º 4

EFFECTOS SOBRE LA CONVERGENCIA DEL OBJETIVO N.º 1 DURANTE EL PERÍODO 1987-1997

| Efectos del tratamiento | MCO | VI |
|-------------------------------------|------------------|------------------|
| μ_0 | 2,54 (4,26) | 2,37 (10,27) |
| $(\mu_1 - \mu_0)$ | 0,27 (1,82) | 0,36 (1,86) |
| $(\sigma_{1e} - \sigma_{0e})$ | -0,022 (1,96) | -0,047 (8,81) |
| R^2 | 0,17 | 0,28 |

Nota: Estadístico t entre paréntesis.

En el cuadro n.º 4 se ofrecen los resultados obtenidos en las estimaciones mediante los dos procedimientos señalados, MCO y VI, para el período 1987-1997. Si observamos los resultados del primer procedimiento (MCO), vemos que la incorporación de una serie de regiones en el Objetivo n.º 1 ha contribuido a aumentar la convergencia en 0,27 por 100. Esto viene a demostrar que los fondos estructurales han influido positivamente sobre la convergencia de las regiones españolas. Los resultados obtenidos mediante este método son robustos a la utilización de un segundo procedimiento (VI).

2.2. Modelo condicional

Analizamos, a continuación, de manera directa, el efecto que ha ejercido cada uno de los fondos por separado sobre el grado de convergencia de las CCAA españolas. En el cuadro n.º 5 presentamos los resultados del tratamiento para cada uno de los fondos estructurales, con datos del período 1987-1997, y siguiendo los dos procedimientos, MCO y VI.

CUADRO N.º 5

EFFECTOS SOBRE LA CONVERGENCIA DEL OBJETIVO N.º 1 DURANTE EL PERÍODO 1987-1997

| | MCO | FEDER | FSE | FEOGAO |
|-------------------------------------|-----|-----------------|-----------------|----------------|
| μ_0 | | 1,92 (4,09) | 1,01 (1,85) | 1,18 (3,83) |
| $(\mu_1 - \mu_0)$ | | 0,70 (1,65) | 0,12 (2,01) | 0,94 (1,87) |
| $(\sigma_{1e} - \sigma_{0e})$ | | -0,04 (3,35) | -0,07 (1,73) | 0,01 (1,32) |
| R^2 | | 0,18 | 0,23 | 0,61 |
| | VI | FEDER | FSE | FEOGAO |
| μ_0 | | 1,24 (1,91) | 1,43 (1,44) | 1,74 (5,66) |
| $(\mu_1 - \mu_0)$ | | 1,49 (1,65) | 0,05 (1,84) | 0,51 (2,16) |
| $(\sigma_{1e} - \sigma_{0e})$ | | 0,21 (2,43) | 0,44 (5,03) | 0,04 (6,03) |
| R^2 | | 0,31 | 0,58 | 0,51 |

Nota: Estadístico t entre paréntesis.

A la vista de las estimaciones, a cada fondo le corresponde una contribución significativa, pero menor que la que cabía esperar. Centrándonos en los resultados por MCO, vemos que el FEDER ha ayudado a acelerar la convergencia regional moderadamente, 0,70 por 100, superando los efectos del período precedente. Los resultados para el FSE y el FEOGA-Orientación son más positivos: 0,12 y 0,94 por 100, respectivamente. Cuando empleamos variables instrumentales, obtenemos resultados similares a los derivados por MCO para cada uno de los fondos estructurales.

IV. CONCLUSIONES

En este trabajo nos hemos propuesto evaluar la incidencia de las ayudas estructurales europeas sobre la convergencia económica de las CCAA españolas a partir del momento en el que nuestro país se incorporó a la Unión Europea. El tema es importante porque el montante de los fondos estructurales ha aumentado sustancialmente en los últimos años, y una parte muy considerable de los mismos se ha distribuido a las regiones españolas (10). En concreto, del volumen total de los fondos presupuestados en el período 1994-1999 (154.500 millones de euros a precios de 1994), nuestro país recibió un 22,5 por 100, y ello benefició a casi un 83 por 100 de la población española.

Con objeto de disponer de una base de referencia con la que hacer una primera valoración de la contribución diferencial de los fondos, en primer lugar hemos analizado el grado en que han convergido las CCAA españolas en el período 1955-1997, y también en las tres

submuestras en que dividimos el mismo, suponiendo que existe un solo estado estacionario al que tiende el VAB real por ocupado de nuestras regiones (convergencia absoluta). Obtenemos que ha tenido lugar una convergencia cercana a la marca estilizada del 2 por 100 anual, y que la mayor velocidad de convergencia se produjo en el subperíodo 1955-1964.

Al comparar los resultados del tercer subperíodo con los que obtenemos realizando regresiones de convergencia β condicionada al volumen de fondos estructurales percibidos en el curso del mismo, deducimos que cada uno de ellos ha influido positivamente en una magnitud semejante, elevando, además, la tasa de crecimiento media del VAB real por ocupado de las CCAA. La contribución al crecimiento, durante el período de análisis 1987-1997, está comprendida entre 0,02 (para el FEOGA-Orientación) y 0,64 (para el FSE), valores inferiores a los del Fondo de Compensación Interterritorial, que también hemos incluido en los cálculos a efectos de comparación. Esos resultados indican que las CCAA españolas convergen, en crecimiento, a distintos estados estacionarios de VAB real per cápita, los cuales están influidos por el valor medio anual de los fondos estructurales que perciben las regiones de nuestro país.

Con objeto de obtener un resultado más preciso y directo acerca de la influencia de los fondos sobre la tasa de convergencia, hemos recurrido a una metodología complementaria a la de las tradicionales convergencias β y σ . Se trata de los modelos de selectividad que, según lo que nosotros conocemos, no han sido aplicados hasta la fecha en el campo que nos ocupa. Contrariamente a los análisis convencionales, estos modelos sirven para valorar cuantitativamente y de manera directa los efectos de los fondos estructurales sobre la velocidad de convergencia económica.

La aplicación de los modelos de selectividad nos permite evaluar los efectos que produce el que una comunidad autónoma esté incluida en el Objetivo n.º 1. Obtenemos que esta circunstancia ha contribuido a aumentar la convergencia en un 0,28 por 100 en el curso del período 1987-1997. Distintas versiones del modelo, que incorporan como instrumentos adicionales cada uno de los fondos estructurales, revelan que todos ellos han contribuido a acelerar la convergencia en el período 1987-1997. Por orden de importancia, las influencias son: FEOGA-Orientación, 0,94 por 100; FEDER, 0,70 por 100, y FSE, 0,12 por 100.

En la medida en que los fondos percibidos financian infraestructuras emprendidas por las administraciones regionales, estos resultados están en sintonía con las conclusiones de Mas y otros (1994) y de Gorostiaga (1999), referente a que el capital público ha contribui-

do positivamente al proceso de convergencia de las regiones españolas, y se aparta de las valoraciones de Boldrin y Cánova (2001), para quienes la percepción de fondos estructurales ha ayudado a que se igualen los cocientes entre capital público y capital privado de las distintas CCAA, pero no a mejorar el grado de convergencia económica de éstas.

Valorados de manera absoluta, estos efectos son cuantitativamente modestos, pero no debemos perder de vista dos consideraciones. La primera es que nuestros datos terminan en 1997, lo cual nos obliga a dejar fuera algunos años más recientes, en los que, según muchos indicios (en especial las valoraciones indirectas del *Sexto Informe Periódico sobre las Regiones*, publicado por la Comisión Europea en 1999), se han producido algunos avances de convergencia. La segunda es que existen efectos inducidos que son cualitativos o muy difíciles de valorar, y otras influencias positivas que solamente saldrán al descubierto cuando transcurra más tiempo. No olvidemos que las inversiones en infraestructuras, medio ambiente, o formación de los trabajadores, que son los principales destinos de los fondos que van a las regiones de los Objetivos números 1 y 2, tienen un período de maduración muy largo (11).

El hecho de que las influencias de las ayudas se den sentir lentamente también hace que los impactos cuantitativos del FEDER y del FSE (conectados con el capital público y el capital humano, respectivamente) vayan, según nuestras estimaciones, por detrás de la influencia del FEOGA-Orientación, cuyas ayudas suelen repartirse con criterios alejados del concepto de productividad (12).

Finalmente, queremos resaltar que nuestros resultados no deben utilizarse para validar un modelo u otro de crecimiento y convergencia económica regionales.

Simplemente sirven para detectar efectos positivos de los fondos estructurales, aunque lentos y notorios a largo plazo. Además, dan pie a algunas consideraciones de política económica, como son la necesidad de mantener estos fondos en el presupuesto comunitario, no sólo por razones políticas (que de hecho existen, como señalan Boldrin y Cánova, 2001), sino fundamentalmente por motivos de reequilibrio regional y bienestar de los ciudadanos. Lo cual no está reñido con la necesidad acuciante de administrar bien las ayudas y comprobar que se destinan a proyectos rentables a medio y largo plazo.

NOTAS

(*) Agradecemos la financiación de Cajamurcia y de la Fundación Séneca (Proyecto PL/8/FS/00). Asimismo, agradecemos los útiles co-

mentarios y sugerencias de los participantes en el EEA Summer School *The Empirical Sources of Economic Growth* de Barcelona (1999) y en el *Workshop de Microeconometría* en la Universidad Carlos III (2001), donde fue presentado este trabajo.

(1) Así lo especifican tanto el informe Cecchini (1988) como el Tratado de Maastricht, firmado en 1993.

(2) En el apartado II pasamos revista de los resultados que se han obtenido en esos trabajos.

(3) Tal como argumenta SALA-i-MARTIN (1994), la condición $\beta < 1$ elimina la posibilidad de que las regiones pobres adelanten a las ricas en fechas futuras.

(4) No hay un acuerdo unánime sobre cuál es la variable de «renta per cápita» más apropiada para este tipo de análisis. No obstante, la evidencia empírica indica que los mejores resultados de convergencia β se obtienen cuando se emplea el VAB (o el PIB) real dividido por el total de trabajadores ocupados.

(5) En el marco de las CCAA españolas, SALA-i-MARTIN (1994) obtuvo una convergencia absoluta de 2,3 por 100 para el período 1955-1987. DOLADO, GONZÁLEZ-PÁRAMO y ROLDÁN (1994) estimaron un $\beta = 2,5$ por 100 utilizando datos del período 1955-1989, pero calculando una constante diferente para cada uno de los subperíodos en que dividen la muestra. Para una muestra un poco más larga (1955-1991), MAS, MAUDOS, PÉREZ y URIEL (1994) obtuvieron 1,94 por 100.

(6) A pesar de ello, un contraste de la ratio de similitudes no nos permite rechazar la hipótesis de que β se ha mantenido constante a lo largo del tiempo.

(7) Bien es verdad que ese concepto (aunque no con esa denominación) ya había sido utilizado y aplicado previamente por otros autores, como BAUMOL (1986) y DORWICK y NGUYEN (1989).

(8) Aunque, por la complementariedad de ambos contrastes, siempre es interesante analizar las dos clases de convergencia, QUAH (1994, 1997) ha criticado el enfoque de series temporales de Barro y Sala-i-Martin. Para Quah es esencial conocer las propiedades de dependencia de las regiones, que quedan reflejadas en la evolución de todos los momentos de la distribución de la variable estudiada. Si la distribución es discreta, esa evolución puede plasmarse en una matriz de probabilidades de transición, directamente estimable.

(9) Es la misma observación que hacen DOLADO y otros (1994) después de analizar la convergencia σ de las provincias españolas, con la diferencia de que en su trabajo el nivel de dispersión estacionario se alcanza a finales de los años setenta.

(10) DE LA FUENTE y DOMÉNECH (2000b) demuestran que el presupuesto de la UE ha tenido un impacto redistributivo de importancia creciente en el tiempo, como consecuencia, principalmente, de la influencia de los programas estructurales.

(11) Sus influencias se transmiten mejorando la productividad del capital privado. En el trabajo de ARGIMÓN y otros (1994) se demuestra que el gasto público en infraestructuras ha aumentado la productividad del capital privado de la economía española en el período 1964-1990.

(12) Esto explica por qué los montantes asignados a este fondo son cada vez relativamente más reducidos, y se encuentran en el centro del debate en las periódicas negociaciones y reformas del presupuesto comunitario.

BIBLIOGRAFÍA

- ALCAIDE INCHAUSTI, J., y ALCAIDE GUINDO, P. (2000), «El crecimiento económico de las autonomías españolas en 1999», *Cuadernos de Información Económica*, 155: 1-50.
- ARGIMÓN, I.; GONZÁLEZ-PÁRAMO, J. M., y ROLDÁN, J. M. (1994), «Inversión privada, gasto público y efecto expulsión: evidencia para el caso español», *Documentos de Trabajo*, Banco de España, Servicio de Estudios, n.º 9424.
- BARRO, R., y SALA-i-MARTIN, X. (1991), «Convergence across states and regions», *Brookings Papers on Economic Activity*, vol. 1: 107-182.
- (1992), «Convergence», *Journal of Political Economy*, 100(2): 223-251.
- BAUMOL, W. (1986), *Microtheory: application and origins*, Brighton Wheat-sheaf Books.
- BOLDRIN, M., y CÁNOVA, F. (2001), «Inequality and convergence: Reconsidering European regional policies», *Economic Policy*, 32: 207-253.
- CÁNOVA, F. (1998), «Testing for convergence clubs: A predictive density approach», mimeo, Universitat Pompeu Fabra.
- CECCHINI, P. (1988), *Europa 1992: Una apuesta de futuro*, Madrid, Alianza Editorial.
- CORREA, M. D.; FANLO, A.; MANZANEDO, J., y SANTILLÁN, S. (1995), «Fondos comunitarios en España: Regionalización y análisis de su incidencia», *Documento de Trabajo de Secretaría de Estado de Presupuestos y Gastos*. Ministerio de Economía y Hacienda, 95002.
- DE LA FUENTE, A., y DA ROCHA, J. M. (1996), «Capital humano y crecimiento: una panorámica de la evidencia empírica y algunos resultados para la OCDE», *Moneda y Crédito*, n.º 203: 43-84.
- DE LA FUENTE, A., y DOMÉNECH, R. (2000a), «Human capital in growth regressions: how much difference does data quality make?», *OECD Working Papers* n.º 262, Economics Department.
- (2000b), «The redistributive effect of the EU budget: an analysis and a proposal for reform», *Documentos de Economía* / 3, Fundación Caixa Galicia, Centro de Investigación Económica y Financiera.
- DE LA FUENTE, A., y FREIRE, M. J. (2000), «Estructura sectorial y convergencia regional», *Revista de Economía Aplicada*, vol. VIII, n.º 23: 189-208.
- DOLADO, J.; GONZÁLEZ-PÁRAMO, J. M., y ROLDÁN, J. M. (1994), «Convergencia económica entre las provincias españolas», *Moneda y Crédito*, 198: 81-118.
- DORNBUSCH, R. (2000), «Ampliación europea», *El País*, Suplemento de economía, 9 de julio.
- DORWICK, S., y NGUYEN, D. (1989), «OECD comparative economic growth 1950-85: Catch up and convergence», *American Economic Review*, vol. 79, n.º 5: 1010-1030.
- GARCÍA-MILÁ, T., y MARIMÓN, R. (1999), «Crecimiento de las regiones españolas», *PAPELES DE ECONOMÍA ESPAÑOLA*, n.º 80: 29-50.
- GOLDFELD, S. M., y QUANDT, R. E. (1972), *Non-Linear Methods in Econometrics*, North-Holland Publishing Co., Amsterdam.
- GOROSTIAGA, A. (1999), «Cómo afectan el capital público y el capital humano al crecimiento? Un análisis para las regiones españolas en el marco neoclásico», *Investigaciones Económicas*, vol. XXIII (1): 95-114.
- GROSSMAN, G. M., y HELPMAN, E. (1991), *Innovation and Growth in the Global Economy*, Cambridge, MA, MIT Press.
- (1994), «Comparative advantage and long-run growth», *American Economic Review*, 80: 796-815.
- HARBERGER, A. (1998), «A vision of the growth process», *American Economic Review*, vol. 88, n.º 1: 1-32.
- HECKMAN, J. J. (1976), «The common structure of statistical models of truncation, sample selection and limited dependent variables and a simple estimation for such models», *Annals of Economic and Social Measurement*, vol. 2, n.º 4: 475-486.
- KRUGMAN, P. (1991), «Increasing returns and economic geography», *Journal of Political Economy*, 99: 483-499.
- KRUGMAN, P., y VENABLES, A. (1995), «Globalization and the inequality of nations», *Quarterly Journal of Economics*, 110: 857-880.

- LAMO, A. (2000), «On convergence empirics: Some evidence for Spanish regions», *Investigaciones Económicas*, vol. 24(3): 681-707.
- MANKIW, N.; ROMER, D., y WEIL, D. (1992), «A contribution to the empirics of economic growth», *Quarterly Journal of Economics*, 107: 503-530.
- MAS, M.; MAUDOS, J.; PÉREZ, F., y URIEL, E. (1994), «Disparidades regionales y convergencia en las comunidades autónomas», *Revista de Economía Aplicada*, vol. II(4): 129-148.
- OBSTFELD, M., y PERI, G. (1998), «Regional non-adjustment and fiscal policy», *Economic Policy*, 26: 207-247.
- PARENTE, S., y PRESCOTT, E. (2000), *Barriers to Riches*, Cambridge, MA, MIT Press.
- QUAH, D. (1994), «Exploiting cross section variation for unit root inference in dynamic data», *Economic Letters*, 44(1): 9-19.
- (1996), «Convergence empirics across countries with (some) capital mobility», *Journal of Economic Growth* 1(1): 95-124.
- (1997), «Regional cohesion from local isolated actions: II. Conditioning», *CEPR Occasional Paper*, n.º 378, LSE.
- QUANDT, R. E. (1972), «A new approach to switching regressions», *Journal of the American Statistical Association*: 306-310.
- RAYMOND, J. L., y GARCÍA, B. (1994), «Las disparidades en el PIB per cápita entre comunidades autónomas, y la hipótesis de convergencia», *PAPELES DE ECONOMÍA ESPAÑOLA*, n.º 59: 37-58.
- ROMER, P. (1986), «Increasing returns and endogenous growth», *Journal of Political Economy*, 94: 1002-1037.
- (1990), «Endogenous technical change», *Journal of Political Economy*, 98: S71-S102.
- SALA-I-MARTIN, J. (1994), «La riqueza de las regiones. Evidencia y teorías sobre el crecimiento regional y convergencia», *Moneda y Crédito*, n.º 198: 13-54.
- VILLAVERDE CASTRO, J. (2000), «Los desequilibrios regionales en Europa y España: nuevas estimaciones, ¿viejos problemas?», *Cuadernos de Información Económica*, n.º 155: 107-115.