

# EFICIENCIA TÉCNICA Y ACCIONES ESTRUCTURALES EN LAS COMUNIDADES AUTÓNOMAS

## UNA APROXIMACIÓN PARAMÉTRICA

Núria BOSCH  
Marta ESPASA  
Pilar SORRIBAS (\*)

Universitat de Barcelona

### Resumen

El objetivo de este estudio es medir y explicar el grado de eficiencia técnica de las comunidades autónomas españolas mediante una frontera de producción estocástica durante el período 1986-96. El modelo utilizado, a partir de un panel de datos, permite, simultáneamente, estimar la eficiencia técnica y determinar posibles factores explicativos de su ineficiencia. Las variables utilizadas para explicarla son los distintos fondos estructurales y de cohesión, así como la ratio del *stock* de capital público sobre el del capital privado. Los resultados constatan una influencia positiva de dichos fondos sobre los niveles de eficiencia.

*Palabras clave:* frontera de producción, eficiencia técnica, acciones estructurales.

### Abstract

The aim of this study is to measure and explain the degree of technical efficiency of the Spanish autonomous communities by means of a stochastic production frontier over the period 1986-96. The data-panel-based model used enables us not only to estimate technical efficiency, but also to determine the possible factors accounting for their inefficiency at the same time. The variables used to explain it are the different structural and cohesion funds, as well as the ratio of the stock of public capital to that of private capital. The results confirm a positive influence of these funds on levels of efficiency.

*Key words:* production frontier, technical efficiency, structural measures.

*JEL classification:* C23, R58.

## I. INTRODUCCIÓN

UNA de las líneas de investigación más activas en los últimos años, y que ha producido un gran número de artículos, ha sido el análisis de los factores determinantes del crecimiento económico y de la productividad. No obstante, la mayoría de estos estudios no incorporan el concepto de eficiencia técnica, omisión que según Grosskopf (1993) puede sesgar los resultados obtenidos. Además, como afirman Pedraja *et al.* (1999), la eficiencia técnica también es una causa del crecimiento de la productividad. A partir de estos razonamientos, ha surgido una nueva línea de investigación que incorpora el concepto de eficiencia técnica en el estudio del crecimiento económico y de la productividad tanto a escala de sectores o subsectores productivos como a escala territorial (países o regiones). Entre los primeros, destacan el estudio de Beeson y Husted (1989), en el que se analiza la eficiencia técnica en los sectores manufactureros de EE.UU., y el de Fecher y Perelman (1992), en el que se estudia la eficiencia en varios sectores industriales en los países de la OCDE. Para el caso español, cabe citar a Gumbau y Maudos (1996), Gumbau (1998), Pedraja *et al.* (1999), y Delgado y Álvarez (2001). Entre los trabajos que analizan la eficiencia a escala territorial, cabe mencionar la selección que realiza Puig-Junoy (2001) y el propio estudio de éste para los distintos estados de EE.UU. La metodología utilizada en estas investigaciones parte de la estimación de fronteras de producción, ya sea a través

de métodos paramétricos —funciones de producción estocásticas— o no paramétricos basados en métodos de programación lineal —análisis envolvente de datos (DEA).

Este estudio tiene un doble objetivo. Primero, medir el grado de eficiencia técnica de las comunidades autónomas españolas para el período 1986-96 mediante una frontera de producción estocástica, siguiendo el modelo de Batesse y Coelli (1995), y segundo, analizar en qué medida los fondos estructurales y de cohesión han contribuido a alcanzar dicha eficiencia. El modelo utiliza el *vAB* como *output*, y como *inputs* el nivel de ocupación y el *stock* de capital privado y de capital público. Dicho modelo permite, además, explicar la ineficiencia a través de un conjunto de variables, optando en nuestro caso por explicarla a través de los recursos percibidos de los distintos fondos estructurales y de cohesión, así como de la ratio entre el *stock* de capital público y el del capital privado. Asimismo, se estima para el período analizado si ha habido convergencia entre las comunidades autónomas en los niveles de eficiencia y la velocidad de dicho proceso.

La temática de este artículo entronca con el debate emergido en los últimos años, a raíz de la ampliación de la Unión Europea, en torno a los efectos de la ayuda estructural comunitaria sobre el crecimiento económico de las regiones receptoras de dicha ayuda. Un claro exponente de este debate es el trabajo de Boldrin y Cár-

nova (2001), en el que se analiza la convergencia regional dentro de la Unión Europea y se llega a la conclusión de que las políticas estructurales y regionales poseen escasa influencia en la estimulación del crecimiento económico, ya que dificultan la movilidad geográfica y sectorial de los factores productivos y hacen que los precios relativos no sean los correctos, por lo que se concluye que dichas transferencias deben suprimirse. Este trabajo contradice, por un lado, toda la extensa literatura que analiza los efectos positivos de la inversión pública sobre el crecimiento económico (1), ya que la mayor parte de estas transferencias se concretan en inversiones públicas; y también contradice, por otro, los diversos estudios y estimaciones macroeconómicas que han evaluado los efectos de las acciones estructurales sobre los territorios beneficiarios de éstas.

En concreto, el *Sexto informe periódico sobre la situación económica y social de las regiones de la Unión Europea* proporciona los resultados de las simulaciones realizadas por cuatro estudios elaborados a partir de modelos macroeconómicos (Comisión Europea, 1999). De acuerdo con los mismos, se puede afirmar que los fondos estructurales han permitido que los cuatro países de la cohesión (España, Grecia, Irlanda y Portugal) tuvieran un crecimiento adicional del PIB, en relación con el que hubieran tenido en ausencia de estos fondos, entre el 0,1 por 100 y el 1 por 100, según los países y los modelos empleados. Para el caso de España, los fondos habrían generado un crecimiento adicional entre el 0,1 por 100 y el 0,5 por 100. También el *Segundo Informe sobre la cohesión económica y social en la Unión Europea* recoge los estudios de evaluación sobre los efectos macroeconómicos de las políticas estructurales (Comisión Europea, 2001). Los resultados obtenidos por los distintos modelos indican que el impacto de estas acciones es especialmente importante en Grecia y Portugal, tanto en términos de PIB como de empleo o inversión privada.

El presente artículo se estructura en seis apartados, siendo el primero esta breve introducción. En el segundo se muestra la evolución y distribución de los fondos estructurales y del Fondo de Cohesión por comunidades autónomas en el período de estudio (1986-96). La metodología utilizada y el modelo a estimar se detallan en el tercer apartado, mientras que en el cuarto se presentan la estimación del modelo y el análisis de los resultados obtenidos. En el quinto se lleva a cabo el análisis de convergencia de los índices de eficiencia estimados. Finalmente, en el sexto y último apartado se recogen las principales conclusiones.

## II. EVOLUCIÓN Y DISTRIBUCIÓN DE LOS FONDOS ESTRUCTURALES Y DEL FONDO DE COHESIÓN POR COMUNIDADES AUTÓNOMAS

Los instrumentos específicos de que dispone la Unión Europea para alcanzar los objetivos de la cohesión económica y social son las denominadas acciones estructurales, las cuales han ido aumentando su peso relativo en el conjunto del presupuesto comunitario hasta representar actualmente alrededor del 33 por 100 del total de los gastos comunitarios, cifra que supone el 0,4 por 100 del PIB comunitario. Durante el período 1986-96, que es el que se analiza en el presente estudio, los gastos estructurales duplicaron su peso relativo en el presupuesto comunitario, al pasar de representar el 16,3 por 100 al 32,0 por 100, lo que supone aumentar su peso relativo respecto al PIB del 0,16 por 100 al 0,36 por 100 (Comisión Europea, 2000).

Estas acciones se dividen en dos grandes componentes: los fondos estructurales y el Fondo de Cohesión. Los fondos estructurales se destinan fundamentalmente a financiar programas globales presentados por los estados miembros sobre la base de sus propios planes de desarrollo nacionales o regionales. Éstos incluyen el FEDER, el FSE, el FEOGA-Orientación y el IFOP, a través de los que se canalizan subvenciones dirigidas a apoyar e impulsar las reformas estructurales de carácter regional, laboral, agrario y pesquero, según el fondo de que se trate, siendo el FEDER el de mayor envergadura en términos cuantitativos.

Desde la reforma de los fondos estructurales de 1988, su actuación se fundamenta en una serie de grandes principios, que se han ido modificando ligeramente en las sucesivas reformas de 1993 y 1999. Entre estos principios cabe mencionar el *principio de concentración*, según el cual los fondos estructurales deben concentrarse en unas acciones prioritarias, con el propósito de evitar la dispersión de esfuerzos y reforzar su eficacia. En este sentido, se han ido definiendo una serie de objetivos prioritarios, siendo el Objetivo 1 el que ha aglutinado la mayor parte de los fondos estructurales. Dicho objetivo pretende fomentar el desarrollo y el ajuste estructural de las regiones menos desarrolladas (aquellas con un PIB per cápita, expresado en paridades de poder de compra, inferior al 75 por 100 de la media comunitaria). El *principio de complementariedad* es también importante, ya que supone que los fondos comunitarios y los fondos nacionales deben ser complementarios. Dos manifestaciones de este principio son la cofinanciación de las intervenciones de los fondos estructurales y la «adicionalidad», es decir, la ayuda comunitaria debe complementar, y no sustituir, a los recursos nacionales en la financiación

CUADRO N.º 1

**DISTRIBUCIÓN DE LOS RECURSOS ESTRUCTURALES POR COMUNIDADES AUTÓNOMAS  
TOTAL DEL PERÍODO 1986-1996 (En millones de pesetas constantes de 1986)**

	FEDER	FSE	FEOGA-O IFOP	Total fondos estructurales	Fondo de Cohesión	Total medidas estructurales	Porcentaje sobre el PIB
Andalucía.....	374.516	177.835	57.327	609.677	41.794	651.472	1,14
Aragón.....	27.501	17.406	28.203	73.110	10.694	83.805	0,57
Asturias.....	78.602	25.410	17.715	121.726	12.907	134.634	1,20
Baleares, Islas .....	3.435	6.814	3.668	13.918	8.120	22.038	0,21
Canarias.....	100.557	33.347	18.040	151.944	2.902	154.846	1,01
Cantabria.....	23.525	9.071	7.887	40.483	101	40.584	0,72
Castilla y León.....	162.434	54.696	58.578	275.708	14.350	290.058	1,12
Castilla-La Mancha.....	138.779	34.856	39.160	212.795	8.643	221.439	1,42
Cataluña.....	69.182	89.388	19.489	178.060	42.371	220.431	0,27
Comunidad Valenciana.....	128.553	71.620	24.665	224.838	36.661	261.499	0,63
Extremadura.....	95.701	39.354	23.390	158.445	1.585	160.030	1,99
Galicia.....	158.217	54.111	63.325	275.653	33.825	309.478	1,31
Madrid.....	21.737	58.621	3.779	84.137	35.747	119.884	0,19
Murcia.....	49.549	19.432	10.036	79.016	4.232	83.248	0,80
Navarra.....	6.693	9.773	9.191	25.657	2.698	28.355	0,41
País Vasco.....	50.360	42.955	17.900	111.215	4.144	115.360	0,42
Rioja, La.....	3.554	3.564	3.809	10.927	1.143	12.070	0,34
<b>Total comunidades autónomas.....</b>	<b>1.492.898</b>	<b>748.253</b>	<b>406.161</b>	<b>2.647.311</b>	<b>261.918</b>	<b>2.909.229</b>	<b>0,69</b>

Nota: No se incluyen las partidas no regionalizadas.

Fuente: Correa y Maluquer (1998).

de los programas de desarrollo. Finalmente, otro principio a destacar es el de *programación*, según el cual los fondos estructurales no financian proyectos concretos, sino programas, dentro de los cuales los estados miembros eligen los proyectos a financiar.

Por su parte, el Fondo de Cohesión, creado por el Tratado de la Unión Europea, tiene el objetivo de incrementar la cohesión económica y social entre los distintos estados miembros a través de la financiación de proyectos específicos de infraestructuras medioambientales y de transporte. Se destina exclusivamente a España, Grecia, Portugal e Irlanda (países con un PNB por habitante, medido en paridad de poder de compra, inferior al 90 por 100 de la media comunitaria) para que puedan cubrir sus necesidades de inversión sin que tengan que incurrir en déficit presupuestarios excesivos.

España ha sido, desde su entrada en la Comunidad Económica Europea en 1986 hasta nuestros días, uno de los principales países beneficiarios de la ayuda estructural, dado que la mayor parte de sus regiones tienen un nivel de desarrollo económico inferior a la media comunitaria. En concreto, durante el período 1988-92 nueve comunidades autónomas, además de Ceuta y Melilla, eran consideradas Objetivo 1, es decir, presentaban un PIB per cápita (medido en paridad de po-

der de compra) inferior al 75 por 100 de la media comunitaria. Estas comunidades eran Andalucía, Asturias, Castilla y León, Castilla-La Mancha, Comunidad Valenciana, Extremadura, Galicia, Canarias y Murcia. En el período 1993-99 se añadió a la lista la Comunidad de Cantabria.

En concreto, para el período 1986-96, el conjunto de las comunidades autónomas han recibido un total de 2.909.229 millones de pesetas en concepto de fondos estructurales y de cohesión, cifra que supone el 0,69 por 100 del PIB, tal y como puede apreciarse en el cuadro n.º 1.

Las comunidades que más se han beneficiado de los recursos estructurales en términos de porcentaje de PIB son Extremadura, con el 1,99 por 100; Castilla-La Mancha (1,42 por 100); Galicia (1,31 por 100); Asturias (1,20 por 100); Andalucía (1,14 por 100); Castilla y León (1,12 por 100), y Canarias (1,01 por 100), todas ellas regiones Objetivo 1. En sentido opuesto se sitúan las comunidades con un mayor nivel de desarrollo, como son Madrid (0,19 por 100), Islas Baleares (0,21 por 100), Cataluña (0,27 por 100), La Rioja (0,34 por 100), Navarra (0,41 por 100) y el País Vasco (0,42 por 100). Por su parte, Murcia, Cantabria, Comunidad Valenciana y Aragón se sitúan en torno a la media nacional, con unos porcentajes del 0,80 por 100, 0,72 por 100, 0,63 por 100 y 0,57 por 100, respectivamente.

Esta distribución cambia ligeramente cuando se examina la distribución de los fondos por comunidades autónomas en términos absolutos. Andalucía continúa siendo la comunidad que absorbe un mayor volumen de recursos (el 22,4 por 100 del total). El resto de comunidades presentan los siguientes porcentajes: Galicia (10,6 por 100), Castilla y León (10,0 por 100), Comunidad Valenciana (9,0 por 100), Castilla-La Mancha (7,6 por 100), Cataluña (7,6 por 100), Extremadura (5,5 por 100), Canarias (5,3 por 100), Asturias (4,6 por 100), Madrid (4,1 por 100), País Vasco (4,0 por 100), Aragón (2,9 por 100), Murcia (2,9 por 100), Cantabria (1,4 por 100), Navarra (1,0 por 100), Islas Baleares (0,8 por 100) y La Rioja (0,4 por 100).

El cuadro n.º 1 permite también observar que el FEDER es el principal fondo estructural en términos cuantitativos, al representar el 51,3 por 100 de los recursos recibidos por las comunidades autónomas. Le siguen el FSE, con el 25,7 por 100, el FEOGA-Orientación y el IFOP, con el 14 por 100, y, finalmente, el Fondo de Cohesión, con el 9 por 100. Cabe señalar que este último Fondo tiene en este período poca importancia relativa, ya que empezó a funcionar en 1993 y, por tanto, sólo se contabilizan cuatro años.

Asimismo, los datos del cuadro n.º 1 ponen también de manifiesto que la distribución relativa de cada uno de los fondos por comunidades autónomas no es homogénea. Así, mientras que los recursos del FEDER son destinados en mayor medida a las regiones más pobres —por ejemplo, entre las tres comunidades más beneficiarias encontramos Andalucía, que absorbe el 25,1 por 100, Castilla y León (10,9 por 100) y Galicia (10,9 por 100)—, los recursos del FSE no guardan esta relación las tres comunidades que absorben un mayor volumen de recursos de este fondo son Andalucía, Cataluña y Comunidad Valenciana, con el 23,8 por 100, 11,9 por 100 y 9,6 por 100, respectivamente. Por su parte, entre las comunidades más beneficiarias del FEOGA-Orientación y del IFOP se encuentran Galicia (15,6 por 100), Castilla y León (14,4 por 100) y Andalucía (14,1 por 100). Finalmente, por lo que respecta al Fondo de Cohesión, las comunidades que han recibido mayor volumen de ingresos son Cataluña (16,2 por 100), Andalucía (16 por 100), Comunidad Valenciana (14,0 por 100), Madrid (13,6 por 100) y Galicia (12,9 por 100).

### III. METODOLOGÍA

La metodología que empleamos se basa en la desarrollada por Battese y Coelli (1995), que ha sido recientemente utilizada por Esteller (2002) y Puig-Junoy (2001). A partir de la estimación de una frontera estocástica de

producción y de un panel de datos, esta metodología estima los niveles de eficiencia técnica descomponiendo el término de error en dos factores: el propio término de error de la estimación y el efecto de la ineficiencia. El avance del modelo de Battese y Coelli es que permite estimar la frontera de producción, medir los niveles de eficiencia y determinar los factores explicativos de la ineficiencia de manera simultánea, superando la inconsistencia que se produce a través de métodos de estimación en dos etapas, en los que se impone una distribución concreta a los niveles de ineficiencia estimados que puede no corresponder a su distribución real.

El panel de datos utilizado en este estudio comprende las 17 comunidades autónomas y el período 1986-96. Como medida del *output* se utiliza el VAB a coste de factores contabilizado por el Instituto Nacional de Estadística (INE). En cuanto a los *inputs*, se consideran el número total de ocupados ( $L$ ) procedente también del INE, el *stock* de capital público ( $G$ ) y el *stock* de capital privado ( $K$ ). Estos dos últimos se obtienen del trabajo de Mas, Pérez y Uriel (1999).

En el modelo de Battese y Coelli, la frontera estocástica de producción se estima a partir de la siguiente ecuación:

$$Y_{it} = f(X_{it}; \beta_t) e^{(V_{it} - U_{it})} \quad [1]$$

donde,

$Y_{it}$  es el *output* de la comunidad autónoma (C.A.)  $i$  en el año  $t$ ;

$f(\cdot)$  representa la tecnología de producción;

$X_{it}$  es el vector de valores de *inputs* de la C.A.  $i$  en el año  $t$ ;

$\beta_t$  es el vector de parámetros desconocidos en el año  $t$  que han de ser estimados;

$V_{it}$  se asume que son errores aleatorios y distribuidos idénticamente con una distribución normal con media cero y varianza desconocida,  $\sigma^2_v$ ;

$U_{it}$  son variables aleatorias no negativas, asociadas con la ineficiencia técnica en la producción, tales que explican que el *output* observado se sitúe por debajo de su *output* potencial, dado un determinado nivel tecnológico y de *inputs*.

Los efectos de la ineficiencia técnica  $U_{it}$  pueden ser explicados como:

$$U_{it} = z_{it}\delta + W_{it} \quad [2]$$

donde,

$U_{it}$  son variables aleatorias no negativas, que se supone se distribuyen independientemente de tal forma que  $U_{it}$  se obtiene truncando en el valor cero la distribución normal con media  $z_{it}\delta$ , y varianza  $\sigma^2_U$ ;

$z_{it}$  es un vector de variables que pueden influir en la ineficiencia de las comunidades autónomas;

$\delta$  es un vector de parámetros desconocidos a estimar;

$W_{it}$  es la variable aleatoria definida a través de truncar la distribución normal con media cero y varianza  $\sigma^2$ , donde el punto de trunco es  $-z_{it}\delta$ .

El contraste de la importancia relativa de los efectos de la ineficiencia técnica respecto del error de especificación de la frontera se lleva a cabo a través del parámetro  $\gamma$ , definido como  $\gamma = \sigma^2_U / (\sigma^2_U + \sigma^2_V)$  y  $0 \leq \gamma \leq 1$ . Un valor de  $\gamma$  igual a cero significa que las desviaciones de la frontera se deben exclusivamente a los efectos del error de especificación, no teniendo sentido la inclusión en la estimación de los factores explicativos de la ineficiencia técnica.

La medida de la eficiencia técnica en la versión de maximización del *output* de la comunidad autónoma  $i$  en el año  $t$  es la ratio entre el *output* que se obtendría a partir de la forma funcional estimada (frontera de producción) con el nivel de *inputs* de esa comunidad autónoma,  $f(X_{it}; \beta_t) \exp(V_{it})$  y el valor real del *output* de esa misma comunidad autónoma,  $Y_{it}$ . Así, se expresa la medida de la eficiencia técnica orientada al *output* tal y como sigue:

$$ET_{it} = \frac{f(X_{it}; \beta_t) \exp(V_{it})}{Y_{it}} = \exp(-U_{it}) = \exp(-z_{it}\delta - W_{it}) \quad [3]$$

donde,  $0 \leq ET_{it} \leq 1$ .

En el presente trabajo, la especificación del modelo econométrico se ha realizado a partir de una función de producción Cobb-Douglas:

$$\ln Y_{it} = \beta_0 + \beta_K \ln K_{it} + \beta_G \ln G_{it} + \beta_L \ln L_{it} + \lambda_t t + \eta_i + V_{it} + U_{it} \quad [4]$$

donde,

$Y_{it}$  es el VAB en pesetas constantes de 1986 de la C.A.  $i$  en el año  $t$ ;

$K_{it}$  es el capital privado en pesetas constantes de 1986 de la C.A.  $i$  en el año  $t$ ;

$G_{it}$  es el capital público expresado en pesetas constantes de 1986 de la C.A.  $i$  en el año  $t$ ;

$L_{it}$  es el número de ocupados de la C.A.  $i$  en el año  $t$ ;

$t$  es una tendencia temporal introducida para captar la influencia del progreso técnico;

$\eta_i$  es un parámetro que captura los posibles efectos fijos al recoger características específicas de cada C.A., constantes en el tiempo, no incluidas en los *inputs*.

La ecuación [4] se ha reparametrizado, relativizando todas las variables respecto al *input* trabajo, con el objeto de contrastar el tipo de rendimientos implícito en la función de producción. De este modo, podemos reescribir la ecuación [4] de la forma siguiente:

$$\ln(Y/L)_{it} = \beta_0 + \beta_K \ln(K/L)_{it} + \beta_G \ln(G/L)_{it} + (\beta_K + \beta_G + \beta_L - 1) \ln L_{it} + \lambda_t t + \eta_i + V_{it} + U_{it} \quad [5]$$

donde, si el coeficiente que acompaña al factor trabajo ( $\beta_K + \beta_G + \beta_L - 1$ ) no es estadísticamente significativo, será un indicio de rendimientos constantes en todos los *inputs*.

Entre los posibles factores explicativos de los niveles de la ineficiencia, en el presente estudio se ha analizado el efecto de los fondos estructurales y de cohesión, dado el debate actual sobre sus efectos. En concreto, como variables explicativas de la ineficiencia técnica se han considerado, por un lado, los recursos procedentes de cada uno de los fondos estructurales y del Fondo de Cohesión de la Unión Europea destinados a las distintas comunidades autónomas, ya que dichos fondos pretenden influir de manera positiva sobre los factores determinantes del crecimiento económico (creación de infraestructuras, formación del capital humano, inversión en I+D, etc.). De este modo, se podrá contrastar si los fondos estructurales y de cohesión tienen un efecto positivo sobre la eficiencia técnica y permiten que las regiones beneficiarias mejoren sus niveles iniciales de eficiencia. Estas variables se han tomado en pesetas constantes de 1986 y en términos per cápita.

Por otro lado, siguiendo el criterio establecido por Mulligan y Sala-i-Martin (1993) y Sala-i-Martin (1994 y 1997), se contrasta en qué medida la relación entre el *stock* de capital público y el *stock* de capital privado ( $G/K$ ) influye sobre el nivel de ineficiencia de las distintas comunidades autónomas. Según estos autores, la eficiencia marginal del capital público es una función creciente del *stock* de capital privado y una función decreciente del de capital público. Por tanto, la productividad marginal del capital público está positivamente relacionada con el *stock* de capital privado. Ello es debido a que capital público y capital privado son complementarios. Por el contrario, la productividad marginal del capital público está negativamente relacionada con el *stock* de capital público, al presentar éste rendimientos decrecientes. De ahí que las regiones con una relación  $G/K$  baja hayan de ser más eficientes que las regiones donde esta relación es alta, y viceversa.

Por último, se ha introducido una tendencia temporal como otro factor explicativo de los niveles de ineficiencia técnica obtenidos, dado que dichos niveles pueden variar linealmente a lo largo del tiempo.

Así pues, la ineficiencia técnica la explicamos a partir de la siguiente especificación:

$$U_{it} = \delta_0 + \delta_1 FEDER_{it} + \delta_2 (FEOGA - O - IFOP)_{it} + \delta_3 FSE_{it} + \delta_4 FC_{it} + \delta_5 (G/K)_{it} + \delta_6 t + W_{it} \quad [6]$$

donde,

$FEDER_{it}$  son los recursos que recibe del FEDER la C.A.  $i$  en el año  $t$  expresados en pesetas constantes de 1986 per cápita;

$FEOGA - O - IFOP_{it}$  son los recursos que recibe del FEOGA-IFOP la C.A.  $i$  en el año  $t$ , expresados en pesetas constantes de 1986 per cápita;

$FSE_{it}$  son los recursos que recibe del FSE la C.A.  $i$  en el año  $t$ , expresados en pesetas constantes de 1986 per cápita;

$FC_{it}$  son los recursos que recibe del Fondo de Cohesión la C.A.  $i$  en el año  $t$ , expresados en pesetas constantes de 1986 per cápita;

$(G/K)_{it}$  es la ratio entre el *stock* de capital público y el *stock* de capital privado de la C.A.  $i$  en el año  $t$ ;

$t$  es una tendencia temporal

#### IV. RESULTADOS

La estimación conjunta de la frontera de producción estocástica y de algunos de los factores explicativos de la ineficiencia se ha realizado mediante el método de máxima verosimilitud, tal y como proponen Battese y Coelli (1995) (2). Los resultados obtenidos se presentan en el cuadro n.º 2.

Para identificar la forma funcional más adecuada, se ha realizado el test de significación de la razón de máxima verosimilitud, rechazando la hipótesis nula de que los efectos fijos no son significativamente diferentes de cero (3). Además, el parámetro  $\gamma$  es significativamente diferente de cero, lo que evidencia que la importancia relativa de los efectos de la ineficiencia técnica respecto del error de especificación de la frontera es elevada, y por tanto tiene sentido la inclusión de los posibles factores explicativos de la ineficiencia en la estimación.

Los parámetros estimados de la función de producción presentan el signo esperado y se acepta la hipótesis de rendimientos constantes a escala, dada la no significatividad del parámetro de la variable ocupación. La elasticidad estimada del capital privado es 0,13 y significativa al 99 por 100, y la del capital público es 0,02 y significativa al 90 por 100.

En cuanto a los posibles factores explicativos de la ineficiencia, la estimación de los parámetros correspondientes a los fondos europeos confirma su influencia positiva sobre la eficiencia técnica, al resultar todos ellos significativos y presentar el signo esperado. Los valores reducidos de los coeficientes estimados son debidos a que las variables consideradas sólo explican una pequeña parte de las diferencias observadas en los niveles de eficiencia.

Para poder comparar la contribución de cada uno de los fondos a la eficiencia hemos estandarizado los coeficientes estimados (4) y obtenemos que la ordenación ascendente de éstos en función de su contribución a la eficiencia es la siguiente: Fondo de Cohesión, FEOGA-O-IFOP, FSE, FEDER. Por su parte, la variable  $G/K$  presenta el signo contrario al esperado, ya que cuanto menor es la ratio mayor es la ineficiencia. En cuanto a la tendencia temporal, el coeficiente positivo obtenido evidencia que los efectos de la ineficiencia varían positivamente con el tiempo.

Los resultados obtenidos de la eficiencia técnica indican que la eficiencia media para el período 1986-96 es de 0,893 (es decir, en media, las comunidades autónomas podrían aumentar su VAB en un 10,7 por 100 sin incrementar sus *inputs*). En el cuadro n.º 3 y

CUADRO N.º 2

**ESTIMACIÓN DE LA FRONTERA DE PRODUCCIÓN ESTOCÁSTICA POR MV**  
(Variable dependiente:  $\ln(VAB/L)$ )

Variable	Coefficiente	t-Student
<b>Modelo de la frontera estocástica</b>		
Constante.....	7,49102	48,640***
Ln(K/L).....	0,13357	118,986***
Ln(G/L).....	0,02358	1,415*
Ln(L).....	0,00001	0,152
t.....	0,07538	3,342***
<b>Modelo de los efectos de la ineficiencia</b>		
Constante.....	-0,13852	-0,464
FEDER.....	-0,00015	-1,298*
FEOGA-O-IFOP.....	-0,00400	-2,361***
FSE.....	-0,00040	-6,422***
FC.....	-0,00323	-3,131***
G/K.....	-0,00006	-1,906**
t.....	0,00017	15,426***
<b>Varianza de los parámetros</b>		
$\sigma_s^2$ .....	0,080	3,838***
$\gamma$ .....	0,999	7511,723***
Log-verosimilitud.....	192,637	
Eficiencia media		0,893

\*\*\* Significativo para un nivel de confianza del 99 por 100.

\*\* Significativo para un nivel de confianza del 95 por 100.

\* Significativo para un nivel de confianza del 90 por 100.

en el gráfico 1 se muestra la evolución de dicha eficiencia media para los años analizados. Su evolución es errática en el tiempo. Así, entre los años 1986 y 1990 existe una tendencia creciente. Posteriormente, hasta 1992 la eficiencia media experimenta un descenso. En 1993 y 1994 vuelve a crecer, para otra vez acabar descendiendo en los dos últimos años del período, siendo la eficiencia media de 1996 la más baja de todos los años analizados.

En el cuadro n.º 4 figura la ordenación de las comunidades autónomas en función de sus niveles de eficiencia técnica en el año inicial (1986) y en el final (1996) del período analizado, así como según la eficiencia media. Estos datos permiten observar que existen cambios significativos en el *ranking* de las comunidades dependiendo del año analizado. Así, por ejemplo, La Rioja es la comunidad autónoma que presenta un mayor índice de eficiencia (0,999) en el año inicial y un menor índice (0,708) en el año final.

El análisis de los índices de eficiencia media por comunidades autónomas constata que existen diez comunidades con un índice superior a la media y siete con un índice inferior. Las comunidades situadas por encima de la media son Aragón (0,938), Cantabria (0,926), Ex-

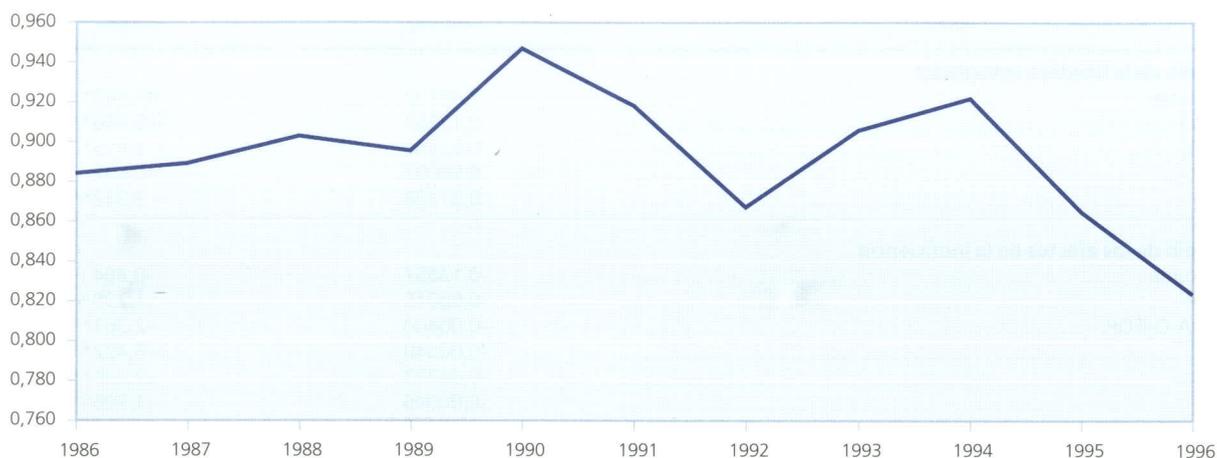
CUADRO N.º 3

**VALORES DE LA EFICIENCIA MEDIA ANUAL**

	Índice de eficiencia	Desviación estándar
1986.....	0,884	0,131
1987.....	0,889	0,055
1988.....	0,903	0,076
1989.....	0,896	0,109
1990.....	0,947	0,029
1991.....	0,919	0,146
1992.....	0,867	0,191
1993.....	0,906	0,143
1994.....	0,922	0,042
1995.....	0,865	0,140
1996.....	0,824	0,069
<b>Eficiencia media.....</b>	<b>0,893</b>	<b>0,026</b>

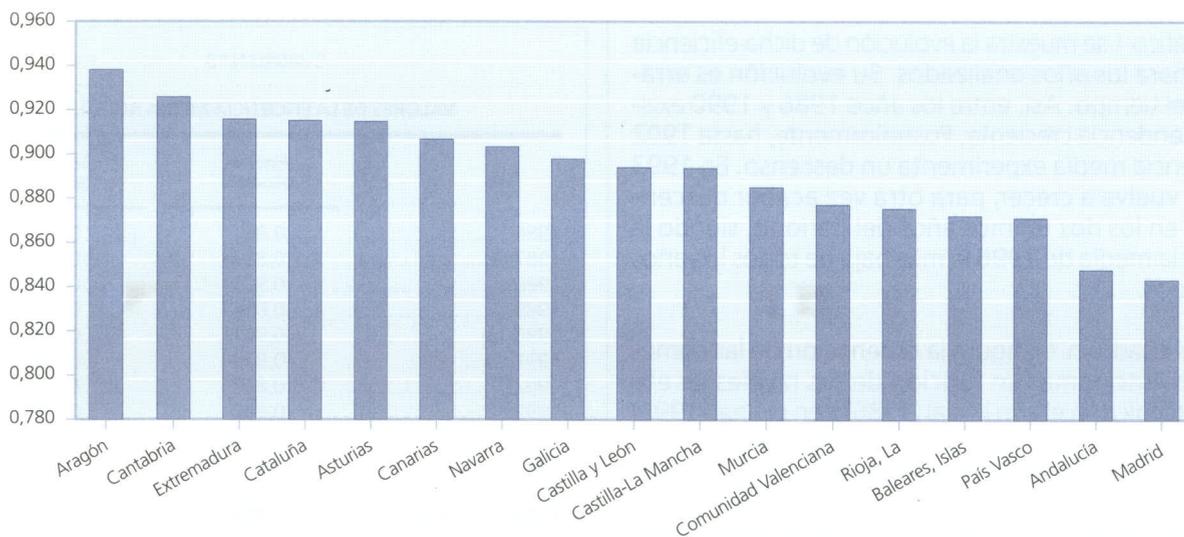
tremadura (0,916), Cataluña (0,915), Asturias (0,915), Canarias (0,907), Navarra (0,904), Galicia (0,898), Castilla y León (0,894), y Castilla-La Mancha (0,894). Las comunidades que presentan un índice inferior a la media son: Murcia (0,885), Comunidad Valenciana (0,877), La Rioja (0,876), Islas Baleares (0,872), País Vasco (0,871), Andalucía (0,848) y Madrid (0,843) (gráfico 2 y cuadro número 4).

**GRÁFICO 1**  
**EVOLUCIÓN DEL ÍNDICE DE EFICIENCIA MEDIA ANUAL**



Fuente: Gráfico elaborado a partir de los datos de la primera columna del cuadro nº 3.

**GRÁFICO 2**  
**ÍNDICE DE EFICIENCIA MEDIA POR COMUNIDADES AUTÓNOMAS**



Fuente: Gráfico elaborado a partir de los datos de la tercera columna del cuadro nº 4.

## V. CONVERGENCIA DE LOS ÍNDICES DE EFICIENCIA

En este apartado se analiza si existe convergencia en los índices de eficiencia obtenidos a lo largo del

período analizado. Un simple gráfico permite observar una relación negativa entre los índices de eficiencia de 1986 y la variación experimentada por éstos en el período 1986-96 (gráfico 3). La estimación del ajuste entre las dos variables ofrece un coeficiente de

CUADRO N.º 4

## ORDENACIÓN DE LAS COMUNIDADES AUTÓNOMAS SEGÚN LOS NIVELES DE EFICIENCIA TÉCNICA

1986	1996	Eficiencia media
Rioja, La ..... 0,999	Castilla y León ..... 0,936	Aragón ..... 0,938
País Vasco ..... 0,997	Asturias ..... 0,921	Cantabria ..... 0,926
Navarra ..... 0,963	Cantabria ..... 0,896	Extremadura ..... 0,916
Comunidad Valenciana ..... 0,952	Galicia ..... 0,883	Asturias ..... 0,915
Asturias ..... 0,939	Cataluña ..... 0,869	Cataluña ..... 0,915
Andalucía ..... 0,936	Aragón ..... 0,862	Canarias ..... 0,907
Murcia ..... 0,929	Castilla-La Mancha ..... 0,854	Navarra ..... 0,904
Baleares, Islas ..... 0,924	Madrid ..... 0,842	Galicia ..... 0,898
Canarias ..... 0,905	País Vasco ..... 0,841	Castilla y León ..... 0,894
Castilla y León ..... 0,904	Extremadura ..... 0,824	Castilla-La Mancha ..... 0,894
Madrid ..... 0,884	Canarias ..... 0,793	Murcia ..... 0,885
Castilla-La Mancha ..... 0,872	Navarra ..... 0,790	Comunidad Valenciana ..... 0,877
Aragón ..... 0,867	Andalucía ..... 0,771	Rioja, La ..... 0,876
Cantabria ..... 0,865	Comunidad Valenciana ..... 0,761	Baleares, Islas ..... 0,872
Extremadura ..... 0,865	Murcia ..... 0,728	País Vasco ..... 0,871
Galicia ..... 0,822	Baleares, Islas ..... 0,725	Andalucía ..... 0,848
Cataluña ..... 0,411	Rioja, La ..... 0,708	Madrid ..... 0,843

-2,324, significativo al 99 por 100. El valor y la significación de este parámetro permiten afirmar la existencia de un proceso de *catching-up*, que indica que las comunidades que partían de unos índices de eficiencia más bajos han tenido un crecimiento superior en su índice de eficiencia durante el período analizado que las comunidades que partían de índices de eficiencia más altos.

En consecuencia, se ha estimado la velocidad de convergencia,  $\beta$ , siguiendo la metodología propuesta por Sala-i-Martin (1996). En concreto, se ha estimado la siguiente ecuación usando mínimos cuadrados no lineales.

$$\frac{1}{T} \log \left( \frac{IE_{it}}{IE_{i,t-T}} \right) = \alpha - \left( \frac{1 - e^{-\beta T}}{T} \right) \log IE_{i,t-T} + u_{i,t+T} \quad [7]$$

donde,

$IE_{it}$  es el índice de eficiencia para la C.A.  $i$  el año  $t$ ;

$t$  es el año inicial del período analizado, es decir,  $t = 1986$ ;

$T$  es el año final del período analizado, es decir,  $T = 1996$ .

El resultado de dicha estimación muestra una velocidad de convergencia del 6,87 por 100 (cuadro n.º 5). Sin embargo, hay que tener en cuenta que, dada la evolución tan errática de los índices de eficiencia, la estimación de la velocidad de convergencia puede ser diferente para otro período de análisis.

CUADRO N.º 5

## ESTIMACIÓN DE LA VELOCIDAD DE CONVERGENCIA EN LA EFICIENCIA TÉCNICA

Variable	Coficiente	t-Student
$\alpha$ .....	-0,0195	-8,623***
$\beta$ .....	0,0687	15,406***
R <sup>2</sup> ajustada .....	0,879	

\*\*\* Significativo a un nivel de confianza del 99 por 100.

## VI. CONCLUSIONES

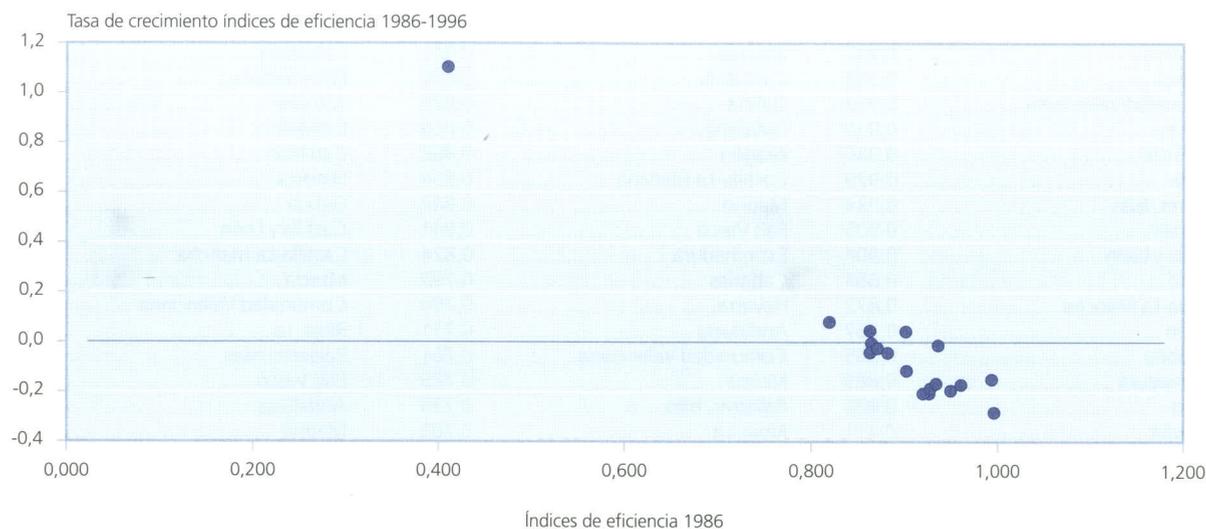
Del análisis realizado para las 17 comunidades autónomas, y para el período 1986-96, se desprenden las siguientes conclusiones:

1. Los índices de eficiencia, en términos generales, son relativamente elevados, siendo la eficiencia media estimada para el período de 0,893. Ello quiere decir que, sin necesidad de aumentar los inputs considerados en media, las comunidades autónomas pueden incrementar su *vab* en un 10,7 por 100.

2. Cabe señalar que los índices de eficiencia presentan una evolución errática en el tiempo, y la ordenación de las comunidades autónomas en función de ellos varía sustancialmente dependiendo del año analizado.

3. Los fondos estructurales y el Fondo de Cohesión tienen un efecto positivo sobre los niveles de eficiencia técnica. El FEDER es el que presenta una mayor contribu-

GRÁFICO 3  
RELACIÓN ENTRE LOS ÍNDICES DE EFICIENCIA INICIALES Y SU TASA DE CRECIMIENTO



Fuente: Gráfico elaborado a partir de la información que figura en el cuadro nº 4.

ción a la eficiencia, seguido por el FSE, el FEOGA-O-IFOP y el Fondo de Cohesión. Por tanto, estos resultados corroboran la hipótesis de que las acciones estructurales inciden positivamente en los niveles de eficiencia técnica, y en la medida en que dicha eficiencia actúa sobre la productividad, tales actuaciones se convierten en un factor explícito del crecimiento económico de los territorios beneficiarios de sus recursos.

4. A lo largo del período analizado se observa la presencia de convergencia en los índices de eficiencia técnica, siendo la velocidad de dicho proceso del 6,87 por 100.

#### NOTAS

(\*) Las autoras agradecen la financiación recibida del proyecto CICYT SEC2000-0876 del Ministerio de Ciencia y Tecnología y los comentarios del Dr. Alejandro Esteller. Los posibles errores son responsabilidad exclusiva de las autoras.

(1) Un buen resumen de la literatura empírica sobre los efectos de las infraestructuras en el crecimiento económico puede encontrarse en Gil (2001).

(2) La estimación econométrica se ha realizado mediante el software FRONTIER V. 4.1 (COELLI, 1996).

(3) El valor del test de significación es igual a 237,28 (valor crítico = 25,689).

(4) Los valores de los coeficientes estandarizados son los siguientes: FEDER: -0.000979; FEOGA-O-IFOP: -0.000010; FSE: -0.000015; Fondo de Cohesión: -0.000005.

#### BIBLIOGRAFÍA

- BATESSE, G.E., y COELLY, T. (1995), «A model for technical inefficiency effects in a stochastic frontier production function for panel data», *Empirical Economics*, n.º 20: 325-332.
- BEESON, P., y HUSTED, S. (1989), «Patterns and determinants of productive efficiency in state manufacturing», *Journal of Regional Science*, volumen 21, 1: 15-28.
- BOLDRIN, M., y CÁNOVA, F. (2001), «Inequality and convergence in Europe's regions: reconsidering European regional policies», *Economic Policy*, volumen 32: 205-253.
- COELLI, T. (1996), «A guide to FRONTIER version 4.1: A computer program for stochastic frontier production and cost function estimation», *CEPA Working Paper 96/07*, University of New England, Armidale, Australia.
- COMISIÓN EUROPEA (1999), *Sexto informe periódico sobre la situación económica y social de las regiones de la Unión Europea*, Luxemburgo.
- (2000), *Vademécum Presupuesto 2000*, Luxemburgo.
- (2001), *Segundo informe sobre la cohesión económica y social en la Unión Europea*, Luxemburgo.
- CORREA, D., y MALUQUER, S. (1998), *Efectos regionales del presupuesto europeo en España*, Generalitat de Catalunya-Institut d'Estudis Autonòmics, Barcelona.
- DELGADO, Mª J., y ÁLVAREZ, I. (2001), «Medición de la eficiencia en la economía española: el papel de las infraestructuras productivas», *Papeles de Trabajo del Instituto de Estudios Fiscales*, n.º 18/01, Madrid.
- ESTELLER, A. (2002), *La administración tributaria en un contexto federal. El caso español*, Tesis Doctoral, Universitat de Barcelona.
- FECHER, F., y PERELMAN, S. (1992), «Productivity growth and technical efficiency in OECD industrial activities», en R. E. CAVES (ed.), *Industrial Efficiency in Six Nations*, MIT Press: 459-488.

- GIL, C. (2001), *Capital público y convergencia en las regiones europeas*, Ed. Cívitas, Madrid.
- GROSSKOPF, S. (1993), «Efficiency and productivity», en H. Fried, C. Lovell y S. Schmidt (eds.), *The measurement of Productive Efficiency: Techniques and Applications*, Oxford University Press: 160-194.
- GUMBAU, M. (1998), «La eficiencia técnica de la industria española», *Revista Española de Economía*, vol. 15, n.º 1: 67-84.
- GUMBAU, M., y MAUDOS, J. (1996), «Eficiencia productiva sectorial en las regiones españolas: una aproximación frontera», *Revista Española de Economía*, vol. 13, n.º 2: 239-260.
- MAS, M.; PÉREZ, F., y URIEL, E. (1999), *El stock de capital en España y su distribución territorial*, Fundación BBV-IVIE (4ª edición), edición electrónica: <http://bancoreg.fbbv.es>
- MULLIGAN, C. B., y SALA-I-MARTÍN, X. (1993), Transitional dynamics in two-sector models of endogenous growth», *Quarterly Journal of Economics*, 108, 3: 737-773.
- PEDRAJA, F.; RAMAJO, J., y SALINAS, J. (1999), «Eficiencia productiva del sector industrial español: un análisis espacial y sectorial», *PAPELES DE ECONOMÍA ESPAÑOLA*, n.º 80: 51-68.
- PUIG-JUNOY, J. (2001), «Technical inefficiency and public capital in U.S. states: A stochastic frontier approach», *Journal of Regional Science*, volumen 41, n.º 1: 75-96.
- SALA-I-MARTÍN, X. (1994), *Apuntes de crecimiento económico*, Ed. Antoni Bosch, Barcelona.
- (1996), «Regional cohesion: Evidence and theories of regional growth and convergence», *European Economic Review*, n.º 40: 1325-1352.
- (1997), «És bo que el govern inverteixi «sempre» a les regions menys desenvolupades?», *Nota d'Economia*, n.º 57: 123-157.