

EFICIENCIA PRODUCTIVA DEL SECTOR INDUSTRIAL ESPAÑOL: UN ANÁLISIS ESPACIAL Y SECTORIAL

Francisco PEDRAJA CHAPARRO
Julián RAMAJO HERNÁNDEZ
Javier SALINAS JIMÉNEZ (*)

I. INTRODUCCIÓN

Es bien conocido el renovado interés mostrado en los últimos años por los economistas en identificar los factores que influyen en el crecimiento de los sectores productivos, habiéndose pasado de las primeras investigaciones sobre el papel que juega el progreso técnico en la productividad de una economía (Solow, 1957) a las más recientes, que analizan el efecto diferencial (sobre los *inputs* clásicos) de la inversión en infraestructuras sobre el crecimiento de la producción (*enfoque de la función de producción*) —Aschauer (1989a,b)— o la reducción de costes (*enfoque de la dualidad*) —Diewert (1986)— del sector privado (1). También ha resurgido una importante preocupación por el análisis de la eficiencia con que actúan las unidades productivas (Farrell, 1957), puesto que se ha encontrado que la mejora de dicha variable es una de las principales fuentes del crecimiento de la productividad.

El análisis que se realiza en este trabajo está a caballo entre ambos tipos de inquietudes. En primer lugar, centrándose en el sector industrial español, el trabajo investiga los factores determinantes de las ganancias de productividad que se han producido en las industrias de nuestro país durante el período 1980-1992. En este sentido, aparte de considerar los *inputs* privados clásicos (mano de obra y *stock* de capital privado), se contempla la posibilidad de que las dotaciones de capital público hayan jugado un papel importante como potenciadoras del ritmo de crecimiento de la productividad. En segundo lugar, se está interesado también en investigar el grado de eficiencia técnica (2) con que han actuado las ramas industriales españolas. El enfoque que se seguirá está basado en las funciones de producción de cada sector productivo, por lo que, para identificar los niveles de ineficiencia, se calcularán las desviaciones entre el nivel de *output* observado y el máximo posible dada la cantidad de *inputs* utilizados. En este sentido, se usarán los dos enfoques que actualmente existen para la estima-

ción de fronteras de producción: paramétrico y no paramétrico. En particular, siguiendo la primera aproximación, se estimarán funciones de producción estocásticas, mientras que, siguiendo el segundo enfoque, basado en métodos de programación matemática, se utilizará la técnica de envolvente de datos (DEA) para medir la eficiencia relativa de las ramas industriales.

Aunque el trabajo no representa ninguna aportación teórica original, queremos detallar cuales son, desde nuestro punto de vista, sus posibles méritos. En primer lugar, los avances que se han producido en los últimos años en la base estadística nacional nos han permitido hacer uso de datos desagregados regionalmente, tanto del capital privado como de capital público (Fundación BBV, 1996). Por otra parte, los recientes trabajos de Campo *et al.* (1996) y Cordero y Gayoso (1996) nos han proporcionado series homogéneas de producción por comunidad autónoma en términos constantes (3), elaboradas a partir de las cifras de la Contabilidad Regional de España publicadas por el Instituto Nacional de Estadística (INE, 1993, 1996). Por tanto, desde la perspectiva de la información estadística de base, nuestro trabajo ofrece la posibilidad de obtener nuevos resultados para el caso español acerca de los determinantes de la productividad de los factores, en especial sobre la incidencia del *stock* de capital público sobre la producción, añadiéndose los mismos a la evidencia obtenida en España sobre este tema (4).

En segundo lugar, el trabajo analiza el impacto de los distintos factores sobre el nivel de *output* y la eficiencia técnica con que éste se produce a nivel desagregado. Desde nuestro punto de vista, la mayor parte de los análisis realizados hasta el momento en el caso español —el caso de Avilés (1997) es una excepción— adolecen de «exceso de agregación sectorial», en el sentido de que, aunque se han realizado esfuerzos para desagregar a una escala espacial inferior a la unidad nacional, la mayoría de las estimaciones realizadas corresponden al total de la economía (en general al sector privado), a algún «gran sector» en particular —como es la industria, en el caso de Mas *et al.* (1993)— o a varios «grandes sectores» (como en Gumbau-Albert y Maudos, 1996). En este sentido, nuestro trabajo se centra en la industria manufacturera española, y dentro de ésta se han distinguido nueve ramas de actividad (las correspondientes a la clasificación R-17 del sector de productos industriales). Por tanto, y como se refleja en el título de la investigación, en el trabajo se realiza un análisis desagregado espacial y sectorialmente, dando una nueva perspectiva respecto a trabajos similares de ámbito nacional.

Por último, y en un aspecto más técnico, a la hora de estimar los niveles de ineficiencia de las unidades industriales, se han utilizado tanto métodos paramétricos como no paramétricos, lo que permitirá contrastar los resultados que se obtienen, para un mismo conjunto de datos, con estas dos metodologías. De nuevo, en este sentido, el trabajo aporta alguna evidencia sobre la cuestión de la coincidencia de resultados de ambas aproximaciones para el análisis de la eficiencia productiva.

II. EL MODELO TEÓRICO (5)

Como en gran parte de los estudios empíricos sobre productividad, la forma funcional que se ha elegido para representar la función de producción de la industria española es del tipo Cobb-Douglas (6). Sin embargo, en lugar de considerar sólo los *inputs* clásicos (*stock* de capital privado y mano de obra), siguiendo la línea iniciada por Aschauer (1989a,b), también se considera como factor relevante en el proceso de producción el *stock* de capital público (7). Más aún, teniendo en cuenta los resultados encontrados para el caso español (8), sólo se ha considerado como *input* directo en la función de producción el conjunto de infraestructuras más directamente ligadas al proceso productivo (carreteras, infraestructuras hidráulicas, estructuras urbanas y puertos), ya que el efecto inmediato de las infraestructuras de carácter social (educación y sanidad) es prácticamente irrelevante (9).

De esta forma, la función que representará la producción agregada de cada rama industrial para el conjunto de regiones españolas vendrá dada por (10):

$$Y_{it} = A^* K_{it}^{\alpha} L_{it}^{\beta} G_{it}^{\gamma} \quad [1]$$

donde Y_{it} , K_{it} , L_{it} y G_{it} representan, respectivamente, la producción, el *stock* de capital privado, el nivel de mano de obra y el *stock* de capital público productivo en la i -ésima región y en el período t . Por otra parte, A^* es un término constante que recogerá aquellas fuentes de cambio tecnológico que no pueden ser asimiladas a la variable G_{it} (11).

La función de producción [1] implica que, en equilibrio, la tasa de crecimiento de la producción de cada sector industrial en la región i se puede descomponer en tres fuentes separadas: crecimiento del capital privado, crecimiento en las dotaciones de capital público y crecimiento del empleo.

Tomando logaritmos en la expresión [1], e introduciendo un término de error que recoja aquellos

componentes «residuales» que pueden afectar al crecimiento del *output*, se llega a la expresión (12):

$$y_{it} = a^* + \alpha k_{it} + \beta l_{it} + \gamma g_{it} + \epsilon_{it} \quad [2]$$

donde las minúsculas indican que las variables están expresadas en logaritmos.

La ecuación [2] se puede reparametrizar de la siguiente forma, al objeto de poder contrastar el tipo de rendimientos (constantes o variables) implícito en la función de producción de cada sector:

$$(y - l)_{it} = a^* + \alpha(k - l)_{it} + \gamma(g - l)_{it} + (\alpha + \beta + \gamma - 1)l_{it} + \epsilon_{it} \quad [3]$$

Así, la no significación del coeficiente de la variable l_{it} será un indicio de la existencia de rendimientos constantes en todos los *inputs*, tanto los privados como el público. Bajo ese supuesto ($\alpha + \beta + \gamma = 1$), la ecuación [3] implica de nuevo que, en equilibrio, la tasa de crecimiento de la productividad del trabajo se puede descomponer en dos fuentes, que son las variaciones del nivel de *stock* de capital privado y público por ocupado.

III. METODOLOGÍA Y DATOS

1. Metodología: medición del grado de eficiencia

La medición de la eficiencia técnica de las distintas unidades productivas ha sido (y continúa siendo) un tema de especial relevancia en el campo económico desde la aparición del trabajo de Farrell (1957). En la actualidad, existen dos métodos para abordar el problema de la estimación de fronteras de eficiencia, el enfoque paramétrico y el no paramétrico. El primero de ellos arranca con los trabajos de Aigner *et al.* (1977), Meeusen y van den Broeck (1977) y Battese y Corra (1977), mientras que el segundo, usualmente denominado análisis envolvente de datos (DEA), se inició con el trabajo de Charnes *et al.* (1978, 1979).

Puesto que existe una extensa literatura sobre los fundamentos de ambos enfoques (13), no vamos a realizar aquí un análisis detallado de ambas técnicas, sino a hacer una breve descripción de cada una de ellas para orientar al lector ajeno al tema.

En este trabajo, dentro del *enfoque paramétrico*, se considerarán funciones de producción frontera estocásticas. Tales funciones consisten en una función de producción específica (como la propues-

ta en [2]), en la que el término de error se descompone en dos partes (14): una clásica, que recoge tanto aspectos incontrolables (clima, huelgas, *shocks* energéticos, etc., así como otros aspectos no incluidos explícitamente en el modelo), y otra que hace referencia a la diferencia existente entre el *output* potencial y el real, lo que se conoce como nivel de ineficiencia técnica.

El modelo econométrico que se ha utilizado en este trabajo, bajo el enfoque paramétrico, parte del hecho de que se dispone de un panel de datos para cada una de las ramas industriales, es decir, se poseen T observaciones sobre cada una de las N regiones españolas. Este hecho evita algunos problemas inherentes a la estimación de funciones frontera (Schmidt y Sickles, 1984) y facilita la estimación consistente de todos sus parámetros.

Siguiendo a Schmidt y Sickles (1984), consideremos en primer lugar la estimación de la siguiente función de producción con frontera estocástica que se deriva de la expresión [2]:

$$y_{it} = a^* + \alpha k_{it} + \beta l_{it} + \gamma g_{it} + v_{it} - \mu_i \quad [4]$$

donde $\mu_i > 0$ representa el nivel de ineficiencia técnica de la región i .

Si se denota por μ_i^* al término $a^* - \mu_i$, entonces el modelo [4] no es más que un modelo de datos de panel con efectos regionales específicos, pero sin efecto temporal y, por tanto, pueden aplicarse toda la batería de estimadores apropiados para este tipo de modelos (Greene, 1993; Schmidt y Sickles, 1984), dependiendo del tipo de hipótesis que se hagan acerca del efecto regional μ_i^* .

Una de las restricciones más importantes del modelo [4] es que implica que el grado de ineficiencia permanece constante en el tiempo, lo que parece poco realista en paneles donde, como en nuestro caso, la dimensión temporal es importante (al menos si se compara con la dimensión espacial). Para relajar esta hipótesis tan fuerte, se han propuesto distintas alternativas, todas ellas permitiendo que el término de ineficiencia varíe en el tiempo. De entre ellas (15), en nuestro trabajo se utilizará una versión simplificada del modelo propuesto por Cornwell *et al.* (1990), puesto que supondremos que los efectos «fijos» son una función lineal del tiempo (16) —en el trabajo citado, se asume una función cuadrática del tiempo. La razón de esta simplificación responde al hecho de intentar «ahorrar» el mayor número de grados de libertad dada la muestra disponible (en todas las ramas, salvo en una, el tamaño muestral es $T \times N = 13 \times 17 = 221$ observaciones) y, sobre todo, evitar en lo

posible acentuar aún más los graves problemas de multicolinealidad con que nos hemos visto obligados en trabajar en la aplicación empírica (17). El modelo que se estimará en este trabajo es, por tanto,

$$y_{it} = \mu_i^* + \alpha k_{it} + \beta l_{it} + \gamma g_{it} + v_{it} \quad \text{con } \mu_i^* = \theta_1 + \theta_2 t \quad [5]$$

donde, al ser μ_i^* una función lineal en los parámetros θ_j , puede aplicarse el mismo tipo de estimadores que para el modelo [4] (18).

A diferencia de la aproximación paramétrica, que acabamos de describir, bajo el *enfoque no paramétrico* no se especifica una forma funcional determinada para la frontera de producción. En dicha aproximación, la frontera de producción es estimada mediante técnicas de programación lineal, partiendo de unos supuestos muy poco restrictivos acerca de la misma. Las aproximaciones no paramétricas que estiman la frontera basándose en los supuestos de convexidad, libre disponibilidad de *inputs* y *outputs* y especificación de los rendimientos de escala (constantes o variables) reciben el nombre genérico de Análisis Envoltente de Datos o DEA.

Desde que el modelo DEA fue desarrollado por Charnes *et al.* (1978, 1979), se han propuesto diferentes versiones del mismo (Charnes *et al.*, 1991), que permiten incorporar diversos supuestos y consideraciones a la hora de estimar la frontera de producción. Con el fin de facilitar la exposición, en este trabajo adoptamos la formulación que se ofrece a continuación, siguiendo la notación propuesta por Ali y Seiford (1993). La eficiencia de una determinada unidad (unidad 0, por ejemplo) puede ser calculada como $\theta_0 = 1/\phi_0$, donde ϕ_0 es la solución del siguiente problema de programación lineal:

Maximizar ϕ_0 sujeto a

$$\begin{aligned} \sum_{j=1}^n \lambda_j Y_{rj} - s_r + \phi_0 Y_{r0} &= 0 \quad r = 1 \dots s \\ \sum_{j=1}^n \lambda_j X_{ij} - e_i &= X_{i0} \quad i = 1 \dots m \end{aligned} \quad [6]$$

$$\lambda_j, e_i, s_r \geq 0 \quad \forall i, j, r$$

donde X_i es el vector de los m *inputs* e Y_j es el vector de los s *outputs* consumidos y producidos, respectivamente, por la unidad j . De forma intuitiva, el problema formulado consiste en buscar un grupo de referencia para la unidad analizada —formado como combinación lineal de las restantes unidades— que consuma una cantidad menor de cada uno de los *inputs* considerados y que, al mismo

tiempo, sea capaz de producir una cantidad mayor de *output* que la unidad 0. Este modelo es el que propusieron originalmente Charnes, Cooper y Rhodes, en la versión de maximización de *outputs* e, implícitamente, asume la existencia de rendimientos de escala constantes (19).

2. Datos

Para evaluar la eficiencia técnica de las ramas industriales españolas, bien a través de la estimación de la función de producción frontera o a partir de la aplicación de técnicas de programación lineal, ambas descritas anteriormente, se ha recogido información tanto del *output* de cada uno de los sectores (medido por el valor añadido bruto) como de los *inputs* que aparecen en la función de producción (explícita o implícita) considerada; en nuestro caso, dotaciones de capital físico (*stock* de capital público y privado) y *stock* de mano de obra.

El nivel de producción, medido a través de la evolución del valor añadido bruto a precios de mercado (*VAB_{pm}*) en pesetas constantes de 1990, se ha obtenido del trabajo de Cordero y Gayoso (1996). En este trabajo (20) aparecen, para el período 1980-1992, las cifras del *VAB* regional al nivel desagregado por ramas de actividad que proporciona la Contabilidad Regional. Ello nos ha permitido dividir el sector industrial en los nueve subsectores siguientes: minerales y metales férreos y no férreos (sector 13 en la clasificación NACE-CLIO R-17), minerales no metálicos y sus productos derivados (sector 15), productos químicos (sector 17), productos metálicos, máquinas y material eléctrico (sector 24), material de transporte (sector 28), productos alimenticios, bebidas y tabaco (sector 36), productos textiles, cuero y calzado y vestido (sector 42), papel, artículos de papel e impresión (sector 47) y productos de industrias diversas (sector 50).

Por otra parte, las series correspondientes al empleo (número de empleados) proceden, para el período 1980-1989, de la serie homogénea de la Contabilidad Regional del INE, con una desagregación igual a la considerada para la producción. Los datos para el período 1990-1992 se han obtenido de la última publicación de Contabilidad Regional realizada por el INE.

En cuanto a los datos sobre *stock* de capital público y privado, se han utilizado los datos de la Fundación BBV/IVIE (Fundación BBV, 1996), que son los únicos disponibles en los que se desglosa la información tanto sectorial como regionalmente. Pa-

ra los datos de *stock* de capital privado, se procedió a agrupar las ramas inicialmente consideradas de forma que coincidiesen con los subsectores industriales considerados. En el caso del *stock* de capital público, se agruparon en una única magnitud las cifras correspondientes a infraestructuras públicas productivas (transporte, urbanas e hidráulicas), no considerándose como *input* relevante las dotaciones de infraestructuras sociales, tales como educación y sanidad (21).

IV. RESULTADOS EMPÍRICOS

En primer lugar, comentaremos los resultados que se han obtenido al aplicar el enfoque paramétrico en la estimación del grado de eficiencia regional en cada uno de los sectores industriales considerados.

A partir de la función de producción del tipo Cobb-Douglas especificada, y teniendo en cuenta que el fin último es la estimación del grado de eficiencia tecnológica regional, se procedió a la estimación de la especificación frontera [4] a través de un modelo de panel de datos con efectos fijos (que se corresponden con los términos $a^* - \mu_i$), lo que equivale a introducir una variable artificial para cada una de las diecisiete comunidades autónomas (CCAA). En todos los casos, se impuso la restricción de rendimientos constantes a escala en todos los *inputs* (es decir, $\alpha + \beta + \gamma = 1$), con lo que la función de producción se expresa, en logaritmos, como:

$$(y - l)_i = \mu_i^* + \alpha(k - l)_i + \gamma(g - l)_i + v_i \quad [7]$$

Antes de entrar en la interpretación de los resultados, queremos hacer dos anotaciones. En primer lugar, de entre los estimadores disponibles para estimar el modelo, se ha elegido el de efectos fijos por varias razones. La primera es que en el análisis se recogen todas las unidades de decisión del fenómeno a analizar, en nuestro caso las diecisiete CCAA, por lo que la naturaleza de los efectos latentes individuales de cada región puede considerarse determinista y no aleatoria. La segunda es que las otras alternativas exigirían ciertas hipótesis para garantizar la consistencia (y eficiencia) de los estimadores asociados; así, por ejemplo, el modelo de efectos aleatorios exige la ausencia de correlación entre los regresores y los efectos individuales. Sin embargo, el estimador intra-grupos tiene garantizada su consistencia de forma incondicional, sin depender ni de la correlación de los efectos individuales con los regresores ni de la distribución de dichos efectos (22). Por último, tendría poco

sentido suponer en esta primera fase que los efectos μ_i^* son aleatorios y a continuación, al relajar el supuesto de invariancia en el tiempo de la ineficiencia, suponer que tales efectos que siguen una evolución determinista definida por $\mu_{it}^* = \theta_{i1} + \theta_{i2}t$.

Por otra parte, en cuanto a la imposición de la hipótesis de rendimientos constantes en todos los *inputs*, es importante destacar que se realizaron inicialmente estimaciones para cada sector en las que no se introdujo esta restricción. Salvo en los sectores 24 (productos metálicos, máquinas y material eléctrico) y 47 (papel, artículos de papel e impresión), en el resto de ramas industriales no se rechazó la existencia de rendimientos constantes. Para estos dos casos, se observaron problemas de multicolinealidad elevada entre las variables explicativas, lo que podría haber originado los signos incorrectos que se apreciaron en las estimaciones no restringidas (23). Por este motivo, se decidió finalmente imponer la restricción de rendimientos constantes en los *inputs* en todos los sectores industriales.

Los resultados de estimar la función de producción [7] se presentan el cuadro n.º 1 (24). Dado que en las primeras estimaciones de algunos sectores se obtuvieron unos coeficientes de autocorrelación de primer orden significativos, se procedió, cuando se hizo necesario, a corregir dicho problema mediante la aplicación del método de mínimos

cuadrados generalizados adaptado a datos de panel (25); en el cuadro n.º 1 aparecen en la penúltima fila los coeficientes de autocorrelación estimados para cada sector. Por otra parte, también se presentan en dicha tabla los contrastes F sobre la significación de las variables artificiales para cada una de las comunidades autónomas; tal como se observa, en todos los casos se rechaza la hipótesis de igualdad de los efectos específicos, lo que evidencia la significativa heterogeneidad tecnológica regional existente en cada una de las ramas industriales.

Desde el punto de vista de las elasticidades estimadas para cada uno de los *inputs*, se observa que la productividad del capital público es positiva y estadísticamente significativa en seis de los nueve sectores considerados. Sólo en uno de los sectores, y de forma marginal (y no significativa), se estima una incidencia negativa del capital público sobre la productividad. Por tanto, puede concluirse que en la industria española existe, en general, una conexión positiva entre capital público y productividad.

En cuanto a los *inputs* privados, se mostró como altamente significativo el factor trabajo, con una elasticidad estimada por encima de 0,5 salvo en el sector 42 (productos textiles, cuero y calzados y vestido). En cuanto al *stock* de capital productivo privado, su elasticidad estimada fue positiva en cinco de los nueve sectores (aunque sólo significativa

CUADRO N.º 1

ESTIMACIÓN DE LA FUNCIÓN DE PRODUCCIÓN $(y - I)_{it} = \mu_i + \alpha(k - I)_{it} + \gamma(g - I)_{it} + v_{it}$
PANEL DESAGREGADO POR CCAA. 1980-1992

	Sector 13	Sector 15	Sector 17	Sector 24	Sector 28	Sector 36	Sector 42	Sector 47	Sector 50
β	0,56672	0,52629	0,73060	0,73457	0,85954	0,68425	0,22973	0,52083	0,55681
(t_i)	(7,877)	(10,109)	(7,832)	(7,605)	(8,981)	(7,636)	(2,783)	(7,775)	(8,618)
α	0,21757	0,27156	-0,06120	-0,07527	-0,02585	-0,13789	0,46722	0,31555	0,45301
(t_i)	(1,564)	(4,357)	(-0,607)	(-0,761)	(-0,285)	(-1,335)	(4,910)	(3,520)	(6,655)
γ	0,21571	0,20215	0,33060	0,34071	0,16631	0,45364	0,30305	0,16362	-0,00982
(t_i)	(2,239)	(5,670)	(4,313)	(3,937)	(1,354)	(6,812)	(5,131)	(1,647)	(-0,165)
R^2	0,964	0,991	0,975	0,976	0,960	0,969	0,980	0,980	0,988
$F_{a,b=al,b}$	12,864 (0,000)	53,491 (0,000)	7,117 (0,000)	8,961 (0,000)	3,164 (0,000)	56,729 (0,000)	30,581 (0,000)	10,560 (0,000)	17,127 (0,000)
AR (1)	NO	NO	$\rho = 0,515$	$\rho = 0,561$	$\rho = 0,353$	$\rho = 0,558$	NO	$\rho = 0,480$	$\rho = 0,377$
$N \times T$	182	221	221	221	221	221	221	221	221

Notas:

(a) Las ramas consideradas son: SECTOR 13, minerales y metales férricos y no férricos; SECTOR 15, minerales no metálicos y sus productos derivados; SECTOR 17, productos químicos; SECTOR 24, productos metálicos, máquinas y material eléctrico; SECTOR 28, material de transporte; SECTOR 36, productos alimenticios, bebidas y tabaco; SECTOR 42, productos textiles, cuero y calzados y vestido; SECTOR 47, papel, artículos de papel e impresión; SECTOR 50, productos de industrias diversas.

(b) Se ha estimado la función de producción a través de un modelo de datos de panel con efectos individuales fijos.

(c) Los estadísticos que se presentan son: R^2 , el coeficiente de determinación; $F_{a,b=al,b}$, el contraste F de igualdad de efectos fijos por CCAA (con el p-valor entre paréntesis);

AR (1) es el coeficiente de autocorrelación estimado; $N \times T$ es el número de observaciones de la muestra.

en cuatro de ellos), no apareciendo en el resto de sectores (17, 24, 28 y 36) como estadísticamente significativa.

Como puede comprobarse, la elasticidad del capital privado es superior a la del capital público en la mayoría de los sectores, lo cual revela que la aportación que el *stock* de capital privado realiza a la producción es, en general, superior a la del capital público. Las únicas excepciones a esta regularidad son las que se observan los sectores 17, 24, 28 y 36, donde precisamente el parámetro estimado para α resultó ser negativo y no significativo (26).

En términos generales, puede apreciarse que la elasticidad del capital público media para los nueve sectores es de 0,24, encontrándose en el rango de las elasticidades estimadas en distintos trabajos para el caso español (27). Por otro lado, la elasticidad media del trabajo es de 0,60, mientras que la elasticidad media del capital, tanto público como privado, es de 0,40. Por tanto, las estimaciones promedio están próximas a lo que predice la teoría (28).

Desde el punto de vista de la medida de eficiencia, se procedió a evaluar, a partir de las estimacio-

nes anteriores de los coeficientes de regresión, el nivel de eficiencia técnica de cada región en cada rama industrial. Los resultados de dichos cálculos se muestran en el cuadro n.º 2, donde aparece la eficiencia técnica estimada de cada una de las diecisiete CCAA (29) para las nueve ramas industriales consideradas. En el Anexo, se muestran gráficos resumidos de cada sector que permiten hacer una valoración global del nivel de eficiencia regional alcanzado en cada uno de ellos.

En lugar de hacer un comentario individualizado de los resultados obtenidos con este primer modelo, lo dejaremos para el final, con el objeto de hacer una valoración global de las conclusiones a las que se llega a partir de los tres modelos propuestos.

Tal como se indicó en el epígrafe III.1, con el fin de evitar la fuerte restricción de invariancia temporal del término de ineficiencia que supone el modelo de Schmidt y Sickles (1984), se ha relajado dicho supuesto permitiendo que la ineficiencia varíe en el tiempo. Por las razones expuestas en dicho apartado, en esta investigación asumiremos que los efectos individuales son una función lineal del

CUADRO N.º 2

ESTIMACIÓN DEL NIVEL DE EFICIENCIA TÉCNICA (EN PORCENTAJE) A PARTIR DEL MODELO DE SCHMIDT Y SICKLES (1984)

	Sector 13	Sector 15	Sector 17	Sector 24	Sector 28	Sector 36	Sector 42	Sector 47	Sector 50
Andalucía	63,64	72,86	75,04	43,86	57,01	39,36	41,76	54,55	62,92
Aragón.....	43,80	69,42	44,67	66,70	91,50	24,90	60,95	72,88	80,55
Asturias.....	81,35	100,00	39,69	45,53	41,35	29,96	37,91	69,96	61,74
Baleares		57,60	13,01	24,56	32,64	25,66	74,35	44,15	84,97
Canarias		71,73	48,57	35,57	54,42	28,35	64,27	53,51	62,35
Cantabria.....	68,97	73,88	93,88	72,67	62,01	33,73	25,32	57,56	87,23
Castilla y León.....	38,39	60,08	50,70	39,23	100,00	31,17	28,73	64,08	100,00
Castilla-La Mancha	33,08	81,37	80,60	50,40	40,17	23,67	65,35	37,20	57,40
Cataluña	43,00	83,74	100,00	85,72	70,81	45,95	66,14	84,44	83,32
Comunidad Valenciana	47,92	86,12	49,50	57,88	97,78	34,63	78,58	49,97	79,78
Extremadura	16,70	33,13	12,29	21,89	23,91	20,88	22,30	32,20	42,86
Galicia	100,00	58,74	47,31	40,63	68,09	32,40	45,61	54,58	59,37
Madrid	52,92	80,39	88,23	100,00	93,74	43,99	100,00	100,00	87,22
Murcia	59,21	63,90	46,24	38,35	71,17	27,59	68,47	45,86	66,73
Navarra	91,12	67,96	38,76	80,37	84,50	31,30	44,72	73,09	73,62
País Vasco	78,80	85,34	63,69	89,54	68,16	29,28	37,64	66,99	94,53
La Rioja		48,54	28,86	50,00	53,31	100,00	64,05	47,37	73,82
MEDIA NACIONAL ..	58,49	70,28	54,18	55,46	65,33	35,46	54,48	59,32	74,02

Nota:

Las ramas consideradas son: SECTOR 13, minerales y metales féreos y no féreos; SECTOR 15, minerales no metálicos y sus productos derivados; SECTOR 17, productos químicos; SECTOR 24, productos metálicos, máquinas y material eléctrico; SECTOR 28, material de transporte; SECTOR 36, productos alimenticios, bebidas y tabaco; SECTOR 42, productos textiles, cuero y calzados y vestido; SECTOR 47, papel, artículos de papel e impresión; SECTOR 50, productos de industrias diversas.

tiempo, lo que equivale a tomar una aproximación de primer orden (y no de segundo, como en el modelo de Cornwell *et al.*, 1990) a la verdadera función del tiempo.

Tras estimar el modelo [5], imponiendo la restricción de rendimientos constantes a escala en todos los *inputs* (es decir, $\alpha + \beta + \gamma = 1$), y utilizando las expresiones descritas en el epígrafe III.1 (ver nota 15), se han calculado los niveles de eficiencia relativa de cada región para cada uno de los años del período muestral y en cada uno de los nueve sectores industriales. En el cuadro n.º 3 se muestran dichos niveles para los años 1980, 1985 y 1992, y en el Anexo se presentan los gráficos correspondientes a los datos contenidos en dicha tabla.

Por lo que respecta al modelo no-paramétrico de frontera, se ha realizado el análisis aplicando el modelo [6] a las 221 observaciones consideradas en cada sector (ver nota 15). Es decir, hemos optado por realizar la evaluación de la eficiencia productiva de las distintas comunidades estimando

una frontera intertemporal a partir de las mejores prácticas observadas en *cualquiera* de los años considerados. La alternativa obvia habría sido realizar el análisis año a año, estimando una frontera distinta para cada uno de los trece años comprendidos en el período analizado. La realización del análisis intertemporal ofrece una serie de ventajas respecto a la segunda posibilidad. La primera de ellas —de índole técnica— está relacionada con el problema de los «grados de libertad» en el modelo DEA. Aunque el número de unidades ($N = 17$) y el número de variables ($K = 4$) permitirían la realización del análisis estático de eficiencia de acuerdo con los criterios tradicionalmente aceptados en las evaluaciones no-paramétricas, la fiabilidad de los resultados aumenta cuanto mayor es el número de grados de libertad (30). En segundo lugar, la realización del análisis para la totalidad del período analizado nos permite realizar comparaciones entre los índices calculados para cada uno de los años y contrastar, de esta forma, la hipótesis de que se hayan producido variaciones en los niveles de eficiencia a lo largo del tiempo (31).

CUADRO N.º 3

ESTIMACIÓN DEL NIVEL DE EFICIENCIA TÉCNICA (EN PORCENTAJE) A PARTIR DEL MODELO DE SCHMIDT Y SICKLES (1984)

	Sector 13			Sector 15			Sector 17			Sector 24			Sector 28			Sector 36			Sector 42			Sector 47			Sector 50		
	1980	1985	1992	1980	1985	1992	1980	1985	1992	1980	1985	1992	1980	1985	1992	1980	1985	1992	1980	1985	1992	1980	1985	1992	1980	1985	1992
Andalucía	47,7	56,5	49,0	77,3	69,5	59,9	88,5	86,9	82,8	91,6	78,2	62,7	43,6	58,5	45,9	34,1	37,9	44,0	25,0	23,6	20,3	35,2	26,2	17,3	66,5	62,9	54,4
Aragón	33,0	40,5	36,9	53,8	59,5	68,5	68,4	59,1	47,1	89,3	76,7	61,9	37,7	63,1	67,4	22,3	27,1	35,6	31,0	32,0	31,3	34,8	34,8	34,8	85,9	82,8	73,4
Asturias	44,2	47,3	35,6	100,0	100,0	100,0	42,4	48,2	56,4	67,6	57,6	45,9	21,2	44,7	66,0	29,3	33,1	39,4	16,2	11,9	7,2	40,1	29,2	18,8	73,4	63,6	48,7
Baleares				62,4	60,4	57,7	37,2	29,2	20,4	75,8	60,6	44,2	57,8	68,4	44,9	25,7	26,8	28,5	88,1	75,7	57,4	19,4	17,4	15,1	96,0	86,8	70,4
Canarias				54,8	57,0	60,3	41,0	59,3	97,2	100,0	100,0	100,0	57,2	94,8	100,0	22,2	28,7	41,0	6,2	9,5	16,0	23,2	22,3	21,3	63,5	61,9	55,8
Cantabria	31,1	39,2	37,0	85,6	84,3	82,6	90,8	83,7	73,0	57,5	56,6	55,5	48,0	63,0	48,0	32,1	32,5	33,1	16,8	16,0	14,0	40,3	30,2	20,2	84,3	87,9	86,9
Castilla y León	40,4	44,4	34,7	54,4	57,7	62,6	60,3	61,6	62,2	80,8	66,7	51,0	70,3	94,4	74,0	26,3	30,5	37,6	19,8	19,4	17,7	32,6	27,9	22,5	93,9	99,1	100,0
Castilla-La Mancha	38,7	39,2	27,3	79,9	82,4	86,1	100,0	100,0	97,8	65,6	71,4	80,4	52,3	75,5	65,6	18,1	23,1	32,6	30,3	35,7	42,0	10,3	10,1	9,9	55,8	56,6	54,1
Cataluña	23,6	34,1	39,1	88,3	88,8	89,6	90,5	95,2	100,0	82,2	71,2	58,2	42,2	54,2	39,9	38,3	42,7	49,7	95,4	100,0	100,0	70,6	68,0	64,6	76,2	83,9	89,7
Comunidad Valenciana	44,9	40,8	24,5	98,6	95,9	92,3	51,3	58,0	67,5	83,0	73,5	62,0	79,0	91,4	58,2	31,2	34,5	39,7	100,0	99,4	92,2	29,0	27,3	25,1	79,7	81,5	78,5
Extremadura	32,1	25,0	12,0	32,3	29,5	26,0	34,2	28,6	21,7	47,1	47,3	47,5	55,8	76,9	62,5	18,4	22,1	28,4	13,4	13,1	11,8	8,9	6,9	4,8	45,8	42,8	36,3
Galicia	100,0	100,0	68,3	52,9	56,1	60,9	51,2	59,1	70,8	78,5	64,7	49,4	39,0	56,5	49,3	26,0	30,6	38,7	19,5	22,3	25,4	32,4	26,5	20,1	67,5	62,2	51,9
Madrid	30,8	43,3	47,6	86,7	85,8	84,6	88,7	91,9	94,6	79,3	72,5	63,8	38,5	64,1	68,0	36,0	41,2	49,9	69,5	66,5	58,5	100,0	100,0	100,0	82,8	88,1	89,8
Murcia	57,2	67,3	57,7	60,4	58,0	54,9	66,1	56,5	44,3	68,1	59,1	48,5	100,0	100,0	51,9	20,1	23,0	27,9	36,6	40,9	44,7	20,8	18,8	16,3	67,1	71,7	73,5
Navarra	61,2	88,0	100,0	66,3	74,4	87,3	43,8	48,7	55,3	88,8	74,1	57,4	66,3	78,9	52,3	27,7	29,6	32,5	22,8	23,6	23,1	58,7	53,0	46,0	71,4	74,9	75,0
País Vasco	38,5	44,9	38,2	85,4	84,2	82,5	75,6	70,8	63,1	62,0	56,9	50,3	38,7	56,4	49,7	42,6	37,5	31,3	24,1	20,0	14,4	78,3	62,8	46,1	100,0	100,0	93,4
La Rioja				31,9	40,6	56,9	47,0	48,6	49,9	84,5	71,2	56,1	38,3	57,9	53,5	100,0	100,0	100,0	49,3	55,0	60,2	21,5	21,2	20,9	70,6	74,1	73,9
Media	44,52	50,76	43,42	68,88	69,66	71,34	63,34	63,84	64,95	76,57	68,13	58,52	52,10	70,51	58,65	32,36	35,35	40,59	39,05	39,09	37,42	38,59	34,29	29,63	75,31	75,34	70,93
Desv. estand.	19,03	20,88	21,38	20,92	19,55	18,81	21,97	21,45	24,58	13,62	11,87	13,87	18,88	16,57	14,41	18,77	17,74	16,73	30,28	29,68	27,98	24,84	23,78	23,46	14,34	15,54	18,12

Notas:

Las ramas consideradas son: SECTOR 13, minerales y metales féreos y no féreos; SECTOR 15, minerales no metálicos y sus productos derivados; SECTOR 17, productos químicos; SECTOR 24, productos metálicos, máquinas y material eléctrico; SECTOR 28, material de transporte; SECTOR 36, productos alimenticios, bebidas y tabaco; SECTOR 42, productos textiles, cuero y calzados y vestido; SECTOR 47, papel, artículos de papel e impresión; SECTOR 50, productos de industrias diversas.

(*) De acuerdo con la nota 15, se han escalado las puntuaciones obtenidas para cada región de tal forma que se compara cada región con la más eficiente de cada año.

En el cuadro n.º 4 se presentan los valores de los niveles de eficiencia estimados por el modelo DEA (32) —normalizados, para que puedan compararse con los obtenidos anteriormente, de tal forma que se compara cada región con la más eficiente *de cada año*— y, al igual que en casos anteriores, en el Anexo se representan tales valores para que puedan compararse de forma conjunta.

A la hora de hacer una evaluación global de los resultados, distinguiremos entre los correspondientes al modelo con eficiencia constante frente a los resultados obtenidos con los modelos que permiten variar a ésta en el tiempo. Respecto a los primeros, a la vista de las cifras que aparecen en el cuadro n.º 2, queda patente la existencia de importantes diferencias en los niveles de eficiencia de las CCAA en los distintos sectores industriales. Entre las regiones que destacan en lo positivo, situándose entre las más eficientes (entre el 90 por 100 y el 100 por 100) en más de un sector productivo, cabe resaltar a Madrid (sectores 24, 28, 42 y 47) y Castilla y León (sectores 28 y 50); entre las comunidades que destacan en lo negativo, situándose en los

últimos lugares en cuanto a niveles de eficiencia, destacan Extremadura (clasificada en último lugar en todos los *rankings* sectoriales de eficiencia) y, en menor medida, Baleares; en ambos casos, la razón puede ser la poca representatividad del sector industrial en las respectivas comunidades, lo que origina, tal como apuntan nuestras estimaciones, un mal uso de los *inputs* en la producción de sus *outputs*, debido a la escasa competencia regional que encuentran las empresas industriales en su ámbito espacial más cercano.

A resultados similares en cuanto a clasificación de las regiones más eficientes, pero ahora no sólo a escala sectorial, sino también en los distintos años considerados para cada sector, se llega con los modelos con eficiencia variable (cuadros n.ºs 3 y 4). Así, de nuevo aparece Madrid como una de las comunidades donde se alcanza mayor grado de eficiencia productiva, destacando también Cataluña, Comunidad Valenciana y País Vasco como regiones con altos niveles de eficiencia. En términos generales, también vuelve a aparecer Extremadura como una de las regiones con mayores niveles de

CUADRO N.º 4

ESTIMACIONES DEL NIVEL DE EFICIENCIA TÉCNICA (EN PORCENTAJE) SEGÚN EL MODELO DEA

	Sector 13			Sector 15			Sector 17			Sector 24			Sector 28			Sector 36			Sector 42			Sector 47			Sector 50				
	1980	1985	1992	1980	1985	1992	1980	1985	1992	1980	1985	1992	1980	1985	1992	1980	1985	1992	1980	1985	1992	1980	1985	1992	1980	1985	1992	1980	1985
Andalucía	45,5	63,7	61,2	100,0	60,4	68,6	51,3	88,5	59,7	53,5	79,1	71,1	29,2	40,0	46,7	58,4	39,3	39,7	49,3	58,4	56,8	58,1	68,1	40,3	61,5	60,2	56,1		
Aragón	34,0	34,8	46,5	64,7	64,2	78,1	31,9	46,4	36,0	68,6	79,4	86,6	38,3	80,3	81,2	29,6	24,9	34,1	40,9	64,5	65,1	71,0	92,5	76,2	68,7	79,3	63,9		
Asturias	100,0	97,5	96,8	86,7	100,0	100,0	48,6	34,5	42,3	55,7	63,2	67,3	22,1	47,7	53,6	43,7	35,0	40,4	41,4	59,3	54,0	60,6	94,3	45,4	77,9	54,0	51,3		
Baleares	—	—	—	64,7	50,7	56,9	32,5	45,7	35,2	64,5	75,5	79,8	22,8	54,7	38,5	33,7	30,4	36,6	67,9	100,0	83,6	53,8	40,6	44,2	100,0	100,0	76,7		
Canarias	—	—	—	63,4	68,2	78,9	33,2	70,5	93,0	61,1	95,2	95,3	31,3	85,2	58,4	33,7	22,8	38,1	16,0	66,0	77,1	62,6	58,0	58,2	38,4	51,6	49,1		
Cantabria	68,4	100,0	90,3	96,8	72,6	89,4	90,8	96,4	74,9	72,5	71,8	92,8	57,5	50,7	47,8	72,3	39,5	42,2	46,5	69,5	50,5	67,2	55,2	49,8	81,4	82,2	78,4		
Castilla y León	37,6	39,2	44,0	38,6	59,0	66,6	33,2	44,4	47,0	48,2	64,1	62,1	82,5	73,8	94,6	38,4	26,7	34,3	48,5	62,9	56,3	66,3	77,1	50,5	90,3	84,8	93,3		
Castilla-La Mancha	44,7	29,7	54,5	71,5	65,7	79,4	59,4	65,9	61,2	56,9	61,2	89,2	31,5	42,7	50,2	31,2	21,8	30,3	49,5	68,8	81,1	43,5	46,4	40,3	59,5	49,3	60,6		
Cataluña	27,2	39,4	64,9	70,7	84,0	75,8	100,0	100,0	100,0	73,7	86,1	92,7	84,4	68,3	67,9	65,1	50,0	44,3	100,0	89,0	91,1	82,9	88,7	86,1	76,0	82,9	90,6		
Comunidad Valenciana	40,5	32,0	45,7	95,7	92,9	96,5	43,7	42,2	51,1	53,7	100,0	80,0	46,9	71,7	69,9	49,4	34,7	39,8	96,7	100,0	87,5	53,7	54,6	52,8	99,7	86,7	100,0		
Extremadura	25,3	34,0	15,2	39,4	36,6	44,6	40,2	38,5	32,1	46,6	36,6	44,6	42,3	53,1	38,9	32,9	24,4	28,4	25,7	39,9	37,1	33,4	38,0	42,4	44,1	37,1	36,0		
Galicia	86,3	71,2	60,0	59,4	56,8	68,8	29,7	57,3	49,0	56,1	67,4	64,1	68,1	76,7	64,9	44,1	34,8	41,7	40,0	60,8	61,5	62,6	68,2	49,5	64,4	52,6	44,0		
Madrid	35,9	38,3	73,7	78,8	72,9	86,1	86,9	96,7	98,4	98,3	99,3	100,0	100,0	100,0	100,0	61,1	47,6	43,2	67,3	98,8	100,0	100,0	100,0	100,0	85,8	91,5	98,8		
Murcia	68,0	48,0	100,0	79,2	62,4	76,6	55,5	58,0	32,1	58,5	61,8	60,5	62,9	51,8	65,4	72,9	40,4	35,6	50,1	79,7	85,6	68,0	45,3	43,2	85,6	62,8	71,8		
Navarra	62,3	73,4	95,3	72,1	68,8	85,7	31,8	32,2	41,0	68,8	79,2	96,7	56,5	60,7	78,1	42,6	33,6	29,7	51,4	61,4	62,3	71,0	77,6	70,7	64,3	66,5	73,6		
País Vasco	87,2	89,6	91,8	73,2	81,4	88,9	63,4	65,3	59,8	100,0	88,1	90,0	65,2	50,2	59,0	44,4	30,5	35,8	55,0	61,2	55,7	89,7	87,4	71,6	100,0	96,6	97,2		
La Rioja	—	—	—	45,1	50,0	60,5	37,7	59,5	53,4	49,0	66,3	78,9	30,7	49,4	60,9	100,0	100,0	58,7	77,2	76,0	53,0	53,0	47,7	67,3	65,6	76,0			
Media	54,5	56,5	67,1	70,6	67,4	76,5	51,2	61,3	56,8	63,9	74,9	79,5	51,3	62,2	63,3	50,2	37,4	40,8	53,2	71,6	69,5	64,6	67,4	57,0	74,4	70,8	71,6		
Desv. estand.	24,20	25,59	25,30	18,51	15,89	14,45	22,40	22,46	22,43	15,61	16,23	15,63	22,39	16,83	17,63	19,10	18,07	15,96	21,29	16,92	17,18	16,15	20,29	17,65	18,38	18,62	20,14		

Nota:

Las ramas consideradas son: SECTOR 13, minerales y metales férricos y no férricos; SECTOR 15, minerales no metálicos y sus productos derivados; SECTOR 17, productos químicos; SECTOR 24, productos metálicos, máquinas y material eléctrico; SECTOR 28, material de transporte; SECTOR 36, productos alimenticios, bebidas y tabaco; SECTOR 42, productos textiles, cuero y calzados y vestido; SECTOR 47, papel, artículos de papel e impresión; SECTOR 50, productos de industrias diversas.

ineficiencia, aunque ahora se ve acompañada por otras regiones, en distintos años y en diferentes actividades industriales.

Por otra parte, en la fila final de cada uno de los cuadros antes señalados se presenta la desviación estándar de los niveles de eficiencia de los nueve sectores productivos en los tres años considerados. Del análisis de tales cifras se desprende la idea de que, en general, no ha habido una reducción significativa de las desigualdades regionales durante la década de los ochenta; es decir, no ha habido, en la terminología de las nuevas teorías de crecimiento económico, σ -convergencia (Barro y Sala-i-Martin, 1992).

Por último, en el cuadro n.º 5 se realiza una comparación de los resultados que se obtienen con los dos enfoques considerados para estimar la eficiencia variable. Como puede apreciarse, los resultados son muy similares (midiendo la similitud a través de los coeficientes de correlación de Pearson y de Spearman) en los sectores 15, 17, 36, 42 y 47, siendo relativamente baja en los sectores 13 y 24, y muy baja en el sector 28, y en el año 1980 para el sector 24.

V. CONCLUSIONES

Del presente trabajo pueden extraerse dos tipos de conclusiones de carácter económico. Aunque el objetivo básico ha sido analizar la eficiencia técnica de los sectores industriales de las regiones españolas, cuando se han estimado las funciones de producción, se ha examinado el efecto de las infraestructuras públicas sobre la productividad de las distintas industrias manufactureras. Los resultados sugieren que existen efectos significativos del capi-

tal público, variando su contribución entre los distintos tipos de industrias (33).

En cuanto a los resultados obtenidos en el análisis de la eficiencia productiva, muestran con claridad acusadas diferencias en los niveles de ineficiencia técnica sectorial, a la vez que importantes desigualdades regionales. Así, se observan regiones, como Extremadura, con una reducida tasa de eficiencia técnica en todas sus ramas industriales manufactureras y, en la vertiente positiva, comunidades como la de Madrid que presentan elevados niveles de eficiencia en buena parte de tales actividades. Por otra parte, no parece existir una tendencia clara de convergencia en los niveles de eficiencia, manteniéndose estables (cuando no aumentando) las disparidades regionales en la mayor parte de las actividades industriales manufactureras.

Finalmente, bajo una perspectiva más técnica, los resultados obtenidos bajo los enfoques paramétrico y no paramétrico son similares en general, concluyendo de igual forma respecto a las regiones y sectores más ineficientes a lo largo del período 1980-1992.

NOTAS

(*) Parte del contenido de este trabajo fue presentado en la XXIII Reunión de Estudios Regionales y en el V Encuentro de Economía Pública. Los autores agradecen los comentarios y sugerencias que los asistentes a dichos encuentros hicieron sobre la ponencia. Asimismo, deseamos hacer constar nuestro agradecimiento por las valiosas anotaciones hechas por Joaquín Maudos (Universidad de Valencia), Antonio Álvarez (Universidad de Oviedo), Marcelino Martínez (Universidad Complutense de Madrid) y por un evaluador anónimo de FUNCAS.

(1) Las citas que se incorporan no son, lógicamente, extensivas, sino que se pretende dar alguna referencia representativa.

(2) Dadas las limitaciones estadísticas existentes en la actualidad en nuestro país en cuanto al conocimiento de los precios de los

CUADRO N.º 5

CORRELACIÓN LINEAL DE PEARSON, Y POR RANGOS DE SPEARMAN, ENTRE LAS EFICIENCIAS ESTIMADAS POR EL MÉTODO ECONOMÉTRICO CON EFICIENCIA VARIABLE EN EL TIEMPO Y POR EL MÉTODO NO-PARAMÉTRICO DE ENVOLVENTE DE DATOS

	Sector 13	Sector 15	Sector 17	Sector 24	Sector 28	Sector 36	Sector 42	Sector 47	Sector 50									
Año 1980	0,5318	0,5297	0,8081	0,7627	0,7566	0,6985	-0,059	-0,059	0,1300	0,1201	0,7549	0,6863	0,9104	0,8750	0,9167	0,8015	0,8137	0,8473
Año 1985	0,3314	0,4681	0,9153	0,8971	0,8011	0,7917	0,6221	0,5319	0,2145	0,3333	0,9484	0,7034	0,8719	0,7492	0,7732	0,8848	0,9371	0,9338
Año 1992	0,5626	0,6264	0,8849	0,7819	0,8459	0,9086	0,5236	0,6127	0,2651	0,3922	0,9582	0,7500	0,8038	0,8897	0,9480	0,9485	0,9228	0,9044

Nota:

Las ramas consideradas son: SECTOR 13, minerales y metales féreos y no féreos; SECTOR 15, minerales no metálicos y sus productos derivados; SECTOR 17, productos químicos; SECTOR 24, productos metálicos, máquinas y material eléctrico; SECTOR 28, material de transporte; SECTOR 36, productos alimenticios, bebidas y tabaco; SECTOR 42, productos textiles, cuero y calzados y vestido; SECTOR 47, papel, artículos de papel e impresión; SECTOR 50, productos de industrias diversas.

factores de capital (en especial, del precio de la infraestructura pública), no se ha considerado la estimación de la eficiencia asignativa, que hace referencia a la correcta utilización de los *inputs*, dados sus precios relativos y un nivel de *output* particular.

(3) El INE, en su *Contabilidad regional*, sólo facilita datos sobre variables económicas en pesetas corrientes de cada año.

(4) Ver las referencias contenidas en MAS *et al.* (1993), DE LA FUENTE (1994) o ARGIMÓN y GONZÁLEZ-PÁRAMO (1997).

(5) En MAS *et al.* (1993) y ARGIMÓN y GONZÁLEZ-PÁRAMO (1997) se exponen las principales objeciones metodológicas e implicaciones normativas que se derivan del marco conceptual que se ofrece a continuación.

(6) En la función de producción Cobb-Douglas rige el supuesto de que la elasticidad de sustitución entre los factores es siempre igual a la unidad. Podría utilizarse una función menos restringida (tal como la función *translog* propuesta por CHRISTENSEN *et al.*, 1975), que permitiese cualquier tipo de sustituibilidad entre los factores; sin embargo, para no acentuar aún más los problemas de colinealidad entre los regresores, se ha preferido mantener la especificación menos flexible.

(7) A esta especificación también se han añadido, en algunos casos, otras variables explicativas, entre las que podemos destacar las que intentan recoger los factores cíclicos de la economía, el progreso técnico, el nivel de educación de la fuerza laboral o la dimensión del territorio (DE LA FUENTE, 1994).

(8) MAS *et al.* (1993,1994) y PÉREZ *et al.* (1996).

(9) Aunque en esta investigación se omite la variable capital social como argumento de la función de producción, no cabe duda de que una mejor dotación de infraestructuras sanitarias y educativas influye positivamente sobre el crecimiento y el desarrollo de las economías por sus efectos sobre el capital humano. No obstante, dicha influencia presentará, en general, retardos muy superiores a los de otras infraestructuras, lo que complica la búsqueda de relaciones (en este caso dinámicas) entre el *stock* de capital social y la productividad o el crecimiento.

(10) Si no se permitiese que el *stock* de infraestructura pública (G) fuese un *input* productivo —es decir, si se partiese de una función de producción del tipo $Y = AF(K, L)$ —, los cambios en G vendrían recogidos a través del término de productividad total de los factores (A), haciendo que los *inputs* privados sean más productivos. Por tanto, añadir explícitamente el capital público en la función de producción significa «extraer» dicha magnitud del término A y escribir la función de producción como $Y = A^* F(K, L, G)$.

(11) Se ha intentado en este trabajo modelizar dicho término a través de una función del tipo $A^*(t) = \gamma_0 + \gamma_1 t$, donde *t* es una variable *dummy* tendencial que recogería la influencia del progreso técnico descontado el efecto de G. Sin embargo, tal como ocurrió en MAS *et al.* (1993), debido al elevado nivel de correlación entre ambas variables (G y *t*), cuando se introdujo la tendencia perdió significación el parámetro asociado al *stock* de capital público, debido a los problemas de multicolinealidad en la regresión correspondiente. Ante esta situación, hemos preferido dejar únicamente la variable *stock* de capital público, entendiendo que ésta puede recoger (debido a su evolución monótona creciente en el tiempo) una parte importante del progreso técnico; no obstante, creemos que esta elección puede estar sesgando al alza el impacto del capital público sobre la productividad (la elasticidad correspondiente recogerá algo más que el efecto aislado del nivel de infraestructuras productivas).

(12) Nos gustaría hacer varias anotaciones en este momento. En primer lugar, el proceso de especificación y la fase de estimación en este trabajo se han llevado a cabo bajo la hipótesis de que existe una relación a largo plazo entre la producción y los *inputs* considerados; esta hipótesis es necesaria, dado que si tales variables no «cointegran», estaríamos ante un problema de regresiones «espurias» (en particular, los efectos fijos estimados serían erróneos; ENTORF, 1997). Por este motivo, hubiera sido adecuado disponer de un contraste para datos de panel sobre la existencia de tal relación a largo plazo, previo análisis de las características estocásticas de las series utilizadas (probablemente no estacionarias). Sin embargo, tal análisis no se ha realizado, dada la aún incipiente teoría econométrica existente sobre el tema (ver al respecto el trabajo de IM *et al.*, 1997).

En segundo lugar, puesto que hemos trabajado con un panel de datos donde *T*, el número de observaciones temporales, y *N*, el número de grupos, son pequeños y del mismo orden de magnitud ($T = 13$, $N = 17$), el *pool* de datos que se ha hecho asume la homogeneidad transversal de los coeficientes de las pendientes (α , β y γ) —aunque se permite heterogeneidad en las ordenadas en el origen— y de las varianzas residuales. Tal como se hace en PESARAN *et al.* (1998), también podría proponerse un modelo del tipo

$$\Delta y_{it} = \delta_{i,0} + \delta_{i,1} \Delta k_{it} + \delta_{i,2} \Delta l_{it} + \delta_{i,3} \Delta g_{it} + (y_{it} - \alpha k_{it} - \beta l_{it} - \gamma g_{it}) + \epsilon_{it}$$

que restringe los coeficientes de largo plazo a ser idénticos, pero permite a los coeficientes de corto plazo y a las varianzas residuales diferir entre grupos. Los cálculos necesarios para estimar dicho modelo requieren la estimación de modelos dinámicos del tipo ARDL individuales para cada región, lo que, en nuestro caso, dada la reducida longitud temporal de los datos ($T = 13$), imposibilita el uso de dicho estimador.

(13) Ver, por ejemplo, el suplemento del *Journal of Econometrics* (LEWIN y LOVELL, 1990) o el libro de FRIED *et al.* (1993), donde se recogen los resultados fundamentales sobre cada una de las perspectivas.

(14) Bajo el paradigma paramétrico, también pueden utilizarse funciones de producción frontera de tipo determinista, cuyo término de error está formado únicamente por un componente no positivo.

(15) Los trabajos de CORNWELL *et al.* (1990); KUMBHAKAR (1990); BATTESE y COELLI (1992), y LEE y SCHMIDT (1993) constituyen las contribuciones más importantes a este respecto.

(16) De esta forma, el término de ineficiencia permanece constante o se incrementa o decrece en el tiempo a una tasa constante. Por tanto, nuestra especificación coincide en esencia (aunque su implementación econométrica es mucho más sencilla) con la propuesta por BATTESE y COELLI (1992), quienes proponen una forma exponencial para el componente de ineficiencia.

(17) En su momento, nos pareció también interesante estimar los términos de ineficiencia sin imponer ningún tipo de restricción sobre su evolución temporal. Ello sólo es posible asumiendo algún tipo de distribución asimétrica para dichos términos, siendo las elecciones más habituales las distribuciones *half-normal*, normal truncada o exponencial. Sin embargo, cuando se realizaron tales estimaciones a nivel de sector o se estimaron todas las funciones sectoriales como una única frontera (FECHER y PERELMAN, 1992), no se verificó (salvo en algún caso particular) la hipótesis de asimetría negativa en los residuos estimados necesaria para poder estimar la ineficiencia técnica.

(18) Puesto que $\mu_{it} = a^* - \mu_{it}$ para el modelo [5] —y $\mu_{it} = a^* - \mu_{it}$, para [4]—, una vez estimadas las ordenadas en el origen μ_{it} (μ_{it}), puede llegarse a estimaciones de a^* (a^*) y μ_{it} a partir de las expresiones $a^* = \max_i \mu_{it}$ ($a^* = \max_i \mu_{it}$) y $\mu_{it} = a^* - \mu_{it}$ ($\mu_{it} = a^* - \mu_{it}$) (CORNWELL, SCHMIDT y SICKLES [1990]; SCHMIDT y SICKLES [1984]).

(19) El modelo puede modificarse fácilmente para introducir el supuesto de rendimientos variables de escala, añadiendo al problema formulado la restricción adicional:

$$\sum_{j=1}^n \lambda_j = 1$$

(20) En el citado trabajo aparece el valor añadido expresado en pesetas constantes de 1986. Tras solicitar a los autores las series originales en pesetas corrientes y constantes de 1986, se procedió a un cambio de base al año 1990, para hacer las cifras compatibles con las utilizadas para el *stock* de capital público y privado.

(21) Ver nota 7. Por otro lado, somos conscientes de que la característica de red de muchas infraestructuras supone que no sólo las dotaciones de capital público de una región particular, sino también de las regiones colindantes, son importantes en la explicación de las ganancias de productividad. Un contraste de la significatividad del efecto «desbordamiento» en el caso español puede encontrarse en MAS *et al.* (1994) o GIL *et al.* (1998).

(22) A este respecto, hay que añadir que las estimaciones de las pendientes son consistentes cuando *N* o *T* tienden a infinito; sin embargo, la consistencia de los efectos individuales estimados exige que $T \rightarrow \infty$. Como puede apreciarse, en nuestra aplicación empírica no se cumple ninguna de las condiciones anteriores.

(23) Además de los errores en las estimaciones de las elasticidades para los dos sectores mencionados, cuando se estimaron las eficiencias con dicho modelo libre también se apreciaron incoherencias en los resultados.

(24) Para la estimación de todos los modelos paramétricos, se ha utilizado el programa LIMDEP (7.0).

(25) El procedimiento de estimación se implementa en dos etapas. En la primera, se estima el modelo ignorando la autocorrelación en el término v_t y, partir de los errores estimados, se obtiene una estimación consistente del parámetro ρ . En el segundo paso, se aplica el procedimiento de mínimos cuadrados generalizados al modelo con los datos transformados.

(26) Creemos que tales resultados se deben no a las características intrínsecas de estos cuatro sectores, sino a los ya mencionados problemas de multicolinealidad entre los regresores de las ecuaciones estimadas.

(27) Ver DE LA FUENTE (1994), y ARGIMÓN y GONZÁLEZ-PÁRAMO (1997), donde se discuten los resultados obtenidos por distintos autores.

(28) Bajo los supuestos de competencia perfecta y rendimientos constantes a escala, la teoría económica anticipa que los coeficientes del capital privado y del trabajo en la función de producción deberían ser iguales a las participaciones de estos factores en el producto total. Por tanto, el coeficiente del capital privado (o la suma de los coeficientes del capital privado y el público, dado que el segundo no se remunera y el primero recibe el excedente de explotación) habría de oscilar entre 0,30 y 0,40, mientras que el del trabajo debería estar entre 0,60 y 0,70.

(29) En el sector 13 se eliminaron las observaciones correspondientes a las regiones de Baleares, Canarias y La Rioja por tener observaciones nulas (es decir, no ser el sector representativo) en muchos de los años del período 1980-1992, que sirve de base para nuestro análisis.

(30) BANKER *et al.* (1989) propusieron, como norma general, que el número de unidades analizadas debería ser, al menos, el triple del número de variables incluidas en el análisis. Para un análisis detallado de la fiabilidad de los resultados del modelo DEA, en función del número de grados de libertad, ver PEDRAJA *et al.* (1999).

(31) Sin embargo, el enfoque de medir la eficiencia estimando una frontera intertemporal no está exento de problemas. El principal reside en que la estimación de una frontera intertemporal no capta el efecto del progreso tecnológico sobre los procesos productivos, pudiendo confundirse eficiencia con distinto grado de desarrollo tecnológico. En nuestra aplicación, este problema está presente, pero amortiguado por el hecho de que, como se explicó en la nota 9, una de las variables incluidas, el *stock* de capital público, puede estar recogiendo una parte importante del progreso técnico.

(32) Los cálculos de este apartado se han llevado a cabo con el programa DEA (1.02) de la Universidad de Warwick (Reino Unido).

(33) Lo que señala la necesidad de desagregar los datos sectorialmente siempre que sea posible.

BIBLIOGRAFÍA

- AIGNER, A.; LOVELL, C. A. K., y SCHMIDT, P. (1977), «Formulation and estimation of stochastic frontier production function models», *Journal of Econometrics*, vol. 6, págs. 21-37.
- ALI, A. I., y SEIFORD, L. M. (1993), «The mathematical programming approach to efficiency analysis», en FRIED, H. O.; LOVELL, C. A. K., y SCHMIDT, S. S. (eds.), *The Measurement of Productive Efficiency*, Oxford, Oxford University Press.
- ARGIMÓN, I., y GONZÁLEZ-PÁRAMO, J. M. (1997), «Efectos de la inversión en infraestructuras sobre la productividad y la renta de las CC.AA.: Especial referencia al transporte por carretera en Galicia», *Mimeo*.
- ASCHAUER, D. (1989a), «Is public expenditure productive?», *Journal of Monetary Economics*, vol. 23, págs. 177-200.

— (1989b), «Does public capital crowd out private capital?», *Journal of Monetary Economics*, vol. 24, págs. 171-188.

AVILÉS, A. (1997), «Los efectos de la infraestructura pública sobre los costes, producción y demanda de las ramas de actividad españolas», *Mimeo*.

BANKER, R. D.; CHARNES, A., y COOPER, W. W. (1984), «Some models for estimating technical and scale inefficiencies in data envelopment analysis», *Management Science*, vol. 30, n.º 9, páginas 1078-1092.

BANKER, R. D.; CHARNES, A.; COOPER, W. W.; SWARTS, J., y THOMAS, D. A. (1989), «An introduction to data envelopment analysis with some of their models and its uses», *Research in Governmental and Nonprofit Accounting*, vol. 5, págs. 125-163.

BARRO, R., y SALA-I-MARTIN, X. (1992), «Convergence», *Journal of Political Economy*, 100, 2, abril, págs. 223-251.

BATTESE, G. E., y COELLI, T. J. (1992), «Frontier production functions, technical efficiency and panel data: With application to paddy farmers in India», *Journal of Productivity Analysis*, vol. 3, páginas 153-169.

BATTESE, G. E., y CORRA, G. S. (1977), «Estimation of a production frontier model: With application to the pastoral zone of eastern Australia», *Australian Journal of Agricultural Economics*, vol. 21, número 3, págs. 169-179.

CAMPO, J. A.; CORDERO, G., y GALLOSO, A. (1996), «Desagregación espacial del valor añadido: una serie del VAB a precios constantes (base 1986) de las comunidades autónomas españolas (1980-1992)». Subdirección General de Planificación Regional, Ministerio de Economía y Hacienda, Madrid.

CHARNES, A.; COOPER, W. W., y RHODES, E. (1978), «Measuring the efficiency of decision making units», *European Journal of Operational Research*, vol 2, págs. 429-444.

— (1979), «Short communication: Measuring the efficiency of decision making units», *European Journal of Operation Research*, vol. 3, número 4, pág. 339.

CHARNES, A.; COOPER, W. W., y THRALL, R. M. (1991), «A structure for classifying and characterizing efficiency and inefficiency in data envelopment analysis», *Journal of Productivity Analysis*, vol. 2, número 3, págs. 197-237.

CHRISTENSEN, L.; JORGENSEN, D., y LAU, L. (1975), «Transcendental logarithmic utility functions», *American Economic Review*, vol. 65, páginas 367-383.

CORDERO, G., y GAYOSO, A. (1996), «El comportamiento de las economías regionales en tres ciclos de la economía española: primera explotación de una serie (1980-1993) del VAB regional a precios constantes (base 1986) elaborada a partir de la Contabilidad Regional de España», Dirección General de Análisis y Programación Presupuestaria, Ministerio de Economía y Hacienda, Madrid.

CORNWELL, C. P.; SCHMIDT, P., y SICKLES, R. C. (1990), «Production frontiers with cross-sectional and time-series variation in efficiency levels», *Journal of Econometrics*, vol. 46, págs. 185-200.

DE LA FUENTE, A. (1994), «Capital público y productividad», en ESTEBAN, J. M., y VIVES, X. (dirs.), *Crecimiento y convergencia regional en España y Europa*, vol. 2, págs. 479-505, Instituto de Análisis Económico-CSIC, Barcelona.

DI EWERT, (1986), «The measurement of the economic benefits of infrastructure services», en BECKMANN, M., y KRELLE, W. (eds.), *Lecture Notes in Economics and Mathematical Systems*, n.º 278, Berlin-Heidelberg.

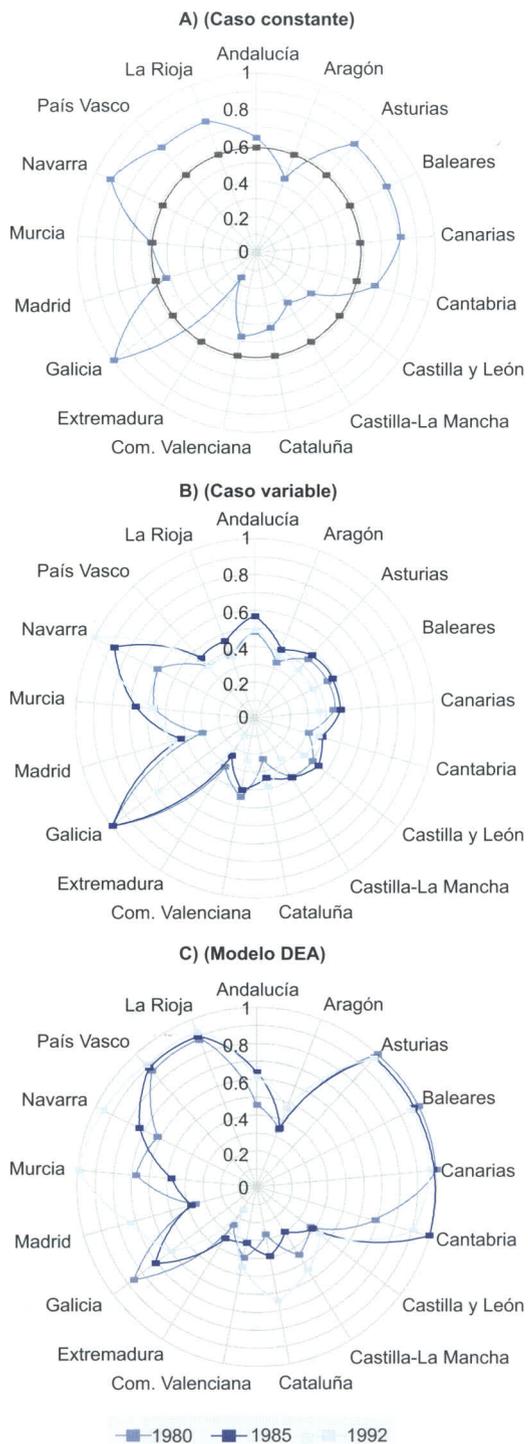
DOMAZLICKY, B. R., y WEBER, W. L. (1997), «Total factor productivity in the contiguous United States», *Journal of Regional Science*, volumen 37, n.º 2, págs. 213-233.

ENTORF, H. (1997), «Random walks with drifts: Nonsense regression and spurious fixed-effect estimation», *Journal of Econometrics*, volumen 80, págs. 287-296.

FARRELL, M. (1957), «The measurement of productive efficiency», *Journal of the Royal Statistical Society (A)*, 120 (3), páginas 253-281.

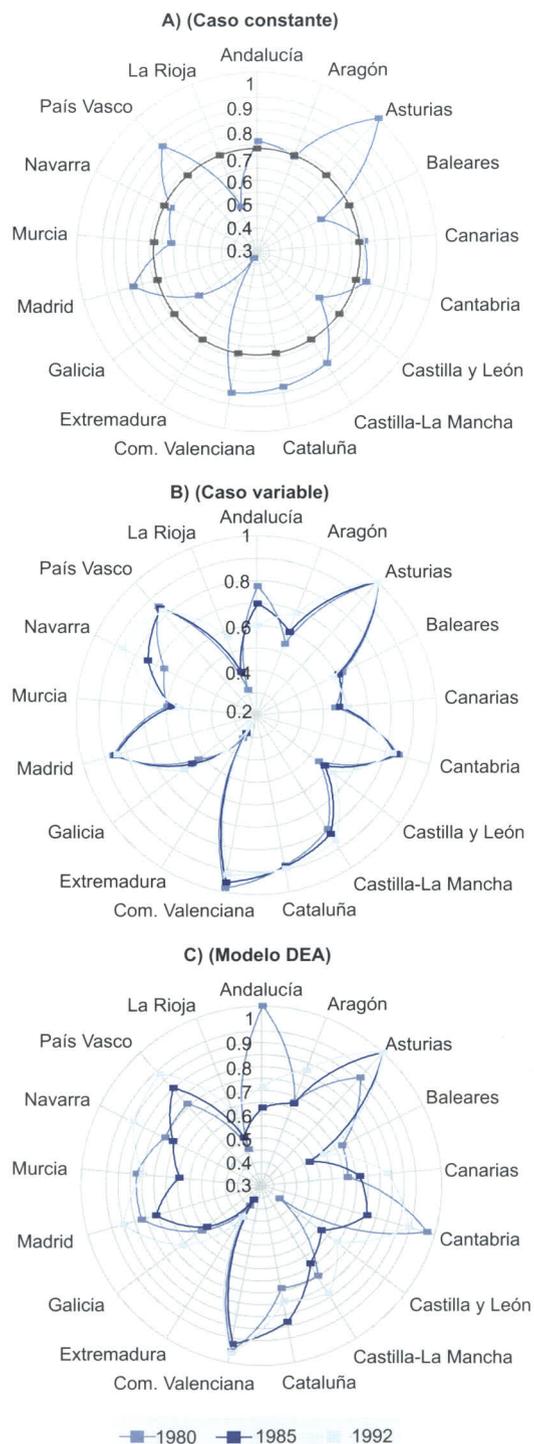
- FECHER, F., y PERELMAN, S. (1992), «Productivity growth and technical efficiency in OECD industrial activities», en R. CAVES (ed.), *Industrial Efficiency in Six Nations*, The MIT Press, págs. 459-488.
- FRIED, H. O.; LOVELL, C. A. K., y SCHMIDT, S. S. (1993), *The Measurement of Productive Efficiency*, Oxford, Oxford University Press.
- FUNDACIÓN BBV (1996), *El «stock» de capital en España y sus comunidades autónomas*, 3 volúmenes, edición 1996, Fundación BBV, Bilbao.
- GIL, C.; PASCUAL, P., y RAPÚN, M. (1998), «Capital público, productividad regional y efectos desbordamiento», *V Encuentro de Economía Pública*, Valencia.
- GREENE, W. H. (1993), «The econometric approach to efficiency analysis», en FRIED, H. O.; LOVELL, C. A. K., y SCHMIDT, S. S. (eds.), *The Measurement of Productive Efficiency*, Oxford, Oxford University Press.
- GUMBAU-ALBERT, M., y MAUDOS, J. (1996), «Eficiencia productiva sectorial en las regiones españolas: una aproximación fronteriza», *Revista Española de Economía*, vol. 13, n.º 2, págs. 239-260.
- IM, K.; PESARAN, M., y SHIN, Y. (1997), «Testing for unit roots in heterogeneous panels», *Mimeo*, University of Cambridge.
- INE (1993), *Contabilidad regional de España. Base 1986. Serie homogénea 1980-1989*, Instituto Nacional de Estadística, Madrid.
- (1996), *Contabilidad regional de España. Base 1986. Serie 1990-1994*, Instituto Nacional de Estadística, Madrid.
- KUMBHAKAR, S. C. (1990), «Production frontiers, panel data and time-varying technical efficiency», *Journal of Econometrics*, vol. 46, págs. 201-211.
- LEE, Y. H., y SCHMIDT, P. (1993), «A production frontier model with flexible temporal variation in technical inefficiency», en FRIED, H. O.; LOVELL, C. A. K., y SCHMIDT, S. S. (eds.), *The Measurement of Productive Efficiency*, Oxford, Oxford University Press.
- LEWIN, A. Y., y LOVELL, C. A. (eds.) (1990), «Frontier analysis. Parametric and nonparametric approaches», *Journal of Econometrics*, volumen 46, n.º 1/2, North-Holland, Amsterdam.
- MAS, M.; MAUDOS, J.; PÉREZ, F., y URIEL, E. (1993), «Competitividad, productividad industrial y dotaciones de capital público», *PAPELES DE ECONOMÍA ESPAÑOLA*, n.º 56, págs. 144-160.
- (1994), «Capital público y productividad en las regiones españolas», *Moneda y Crédito*, n.º 198, págs. 163-193.
- MEEUSEN, W., y VAN DEN BROECK, J. (1977), «Efficiency estimation from Cobb-Douglas production functions with composed errors», *International Economic Review*, vol. 2, págs. 435-444.
- PEDRAJA, F.; SALINAS, J., y SMITH, P. (1999), «On the quality of the data envelopment analysis model», *Journal of the Operational Research Society* (en prensa).
- PÉREZ F.; GOERLICH, F. J., y MAS, M. (1996), *Capitalización y crecimiento en España y sus regiones 1955-1995*, Fundación BBV, Bilbao.
- PESARAN, M.; SHIN, Y., y SMITH, R. (1998), «Pooled mean group estimation of dynamic heterogeneous panels», *Mimeo*, University of Cambridge.
- PRIOR, D. (1990), «La productividad industrial de las comunidades autónomas», *Investigaciones Económicas*, vol. XIV, n.º 2, páginas 257-267.
- SCHMIDT, P., y SICKLES, R. C. (1984), «Production frontier and panel data», *Journal of Business and Economic Statistics*, vol. 2, páginas 299-326.
- SOLOW, R. (1957): «Technical change and the aggregate production function», *The Review of Economics and Statistics*, vol. 39, páginas 312-320.

**GRÁFICO 1
EFICIENCIA TÉCNICA DEL SECTOR 13**



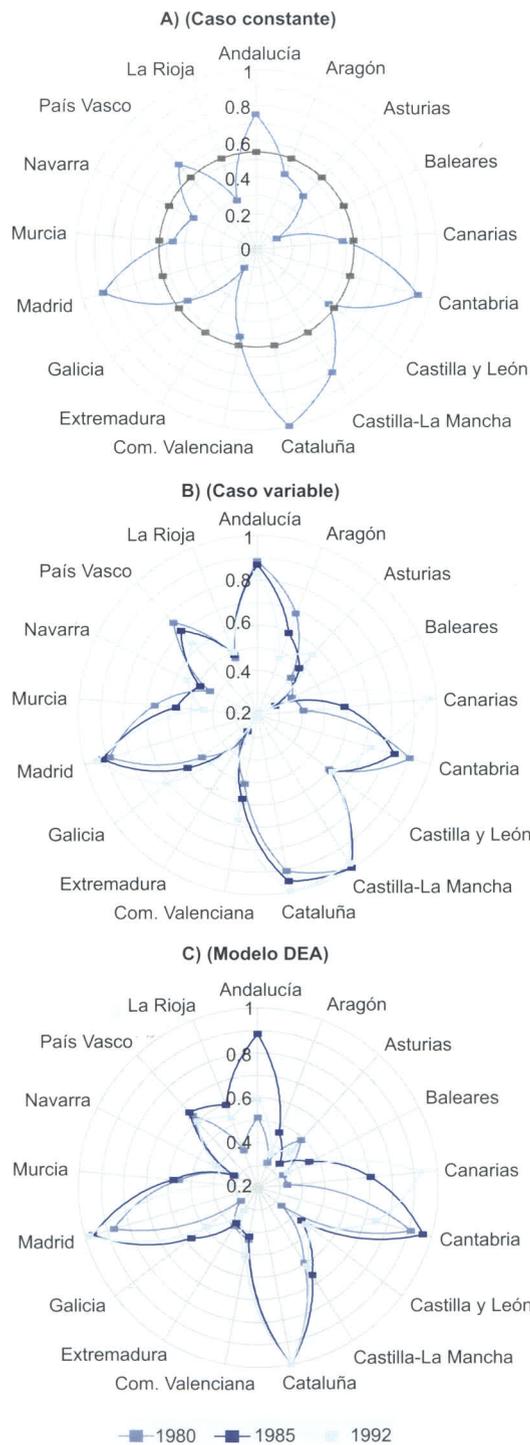
Fuentes: A) cuadro nº 2, B) cuadro nº 3, C) cuadro nº 4.

**GRÁFICO 2
EFICIENCIA TÉCNICA DEL SECTOR 15**



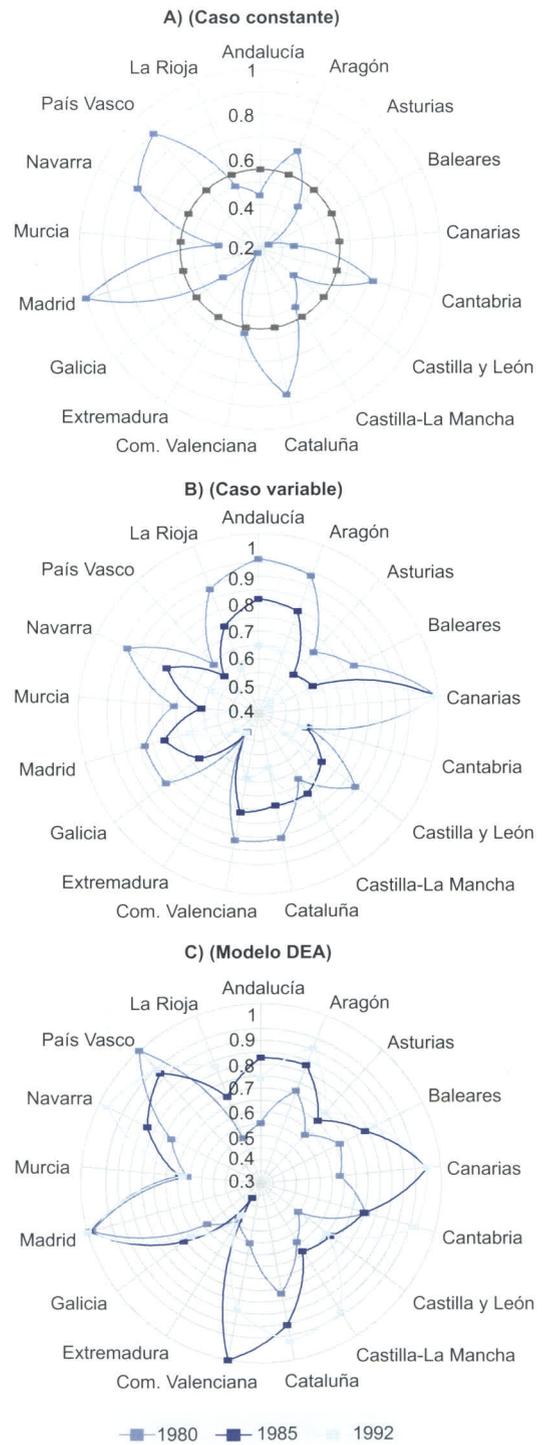
Fuentes: A) cuadro nº 2, B) cuadro nº 3, C) cuadro nº 4.

**GRÁFICO 3
EFICIENCIA TÉCNICA DEL SECTOR 17**



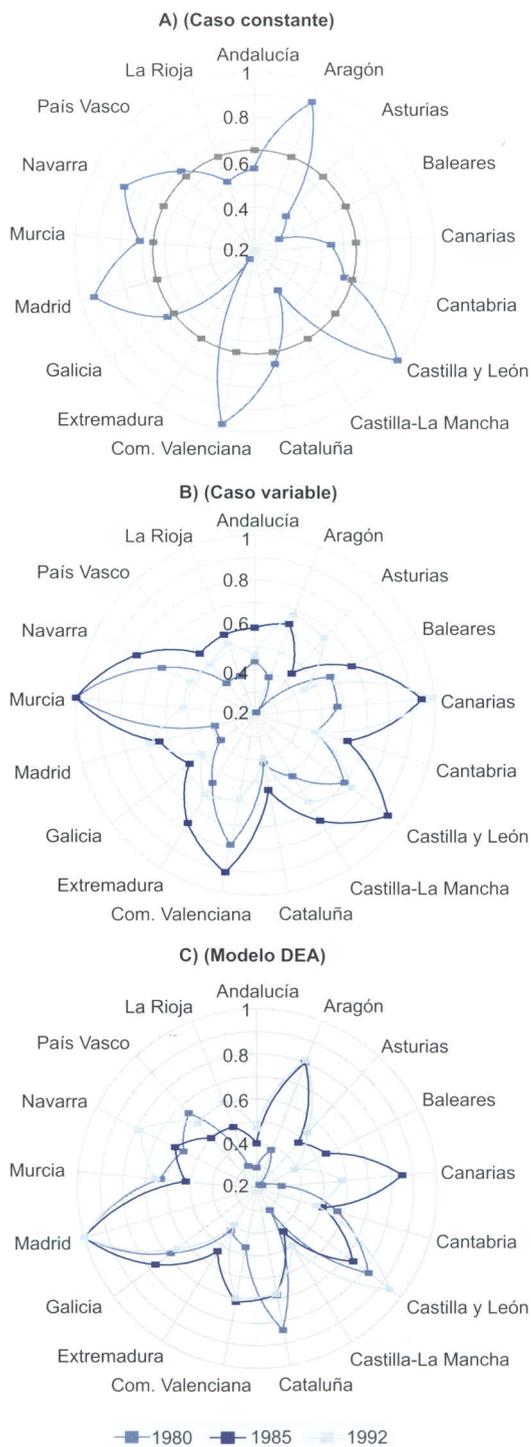
Fuentes: A) cuadro nº 2, B) cuadro nº 3, C) cuadro nº 4.

**GRÁFICO 4
EFICIENCIA TÉCNICA DEL SECTOR 24**



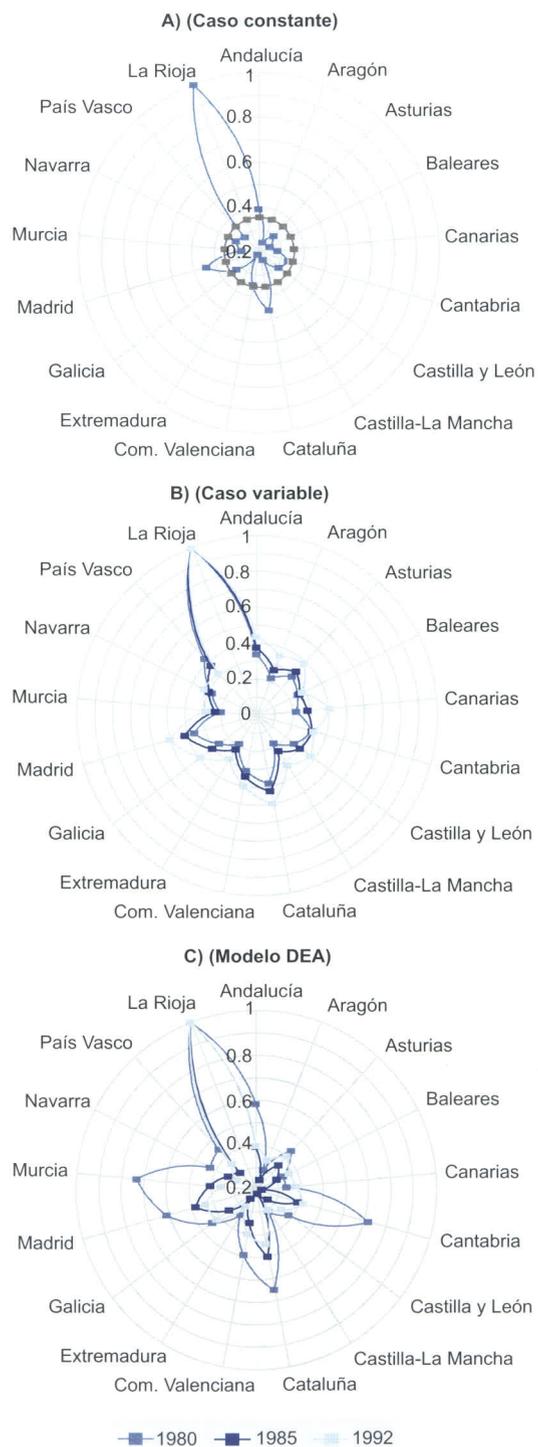
Fuentes: A) cuadro nº 2, B) cuadro nº 3, C) cuadro nº 4.

GRÁFICO 5
EFICIENCIA TÉCNICA DEL SECTOR 28



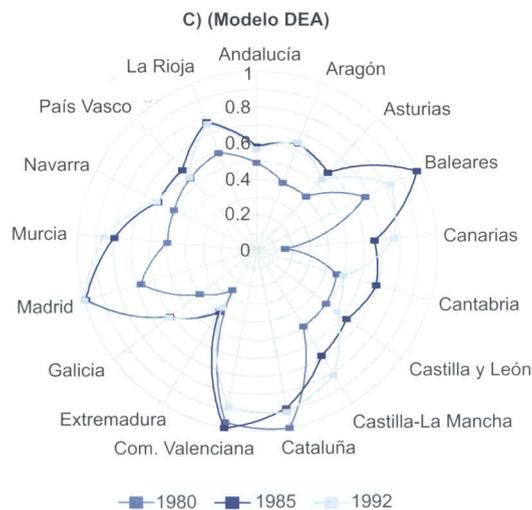
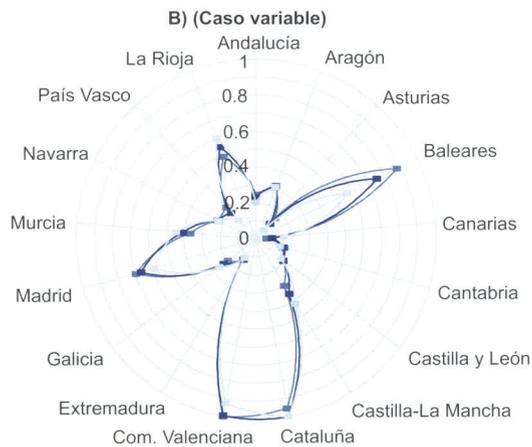
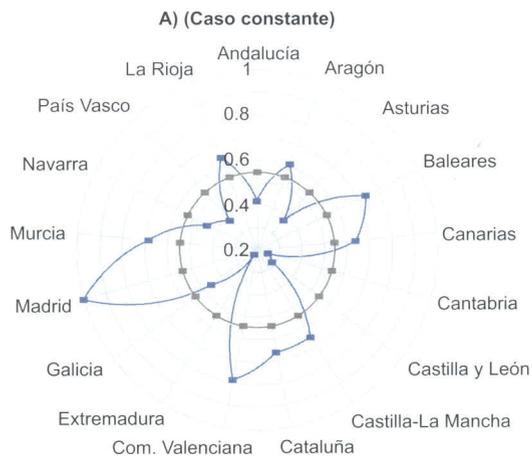
Fuentes: A) cuadro nº 2, B) cuadro nº 3, C) cuadro nº 4.

GRÁFICO 6
EFICIENCIA TÉCNICA DEL SECTOR 36



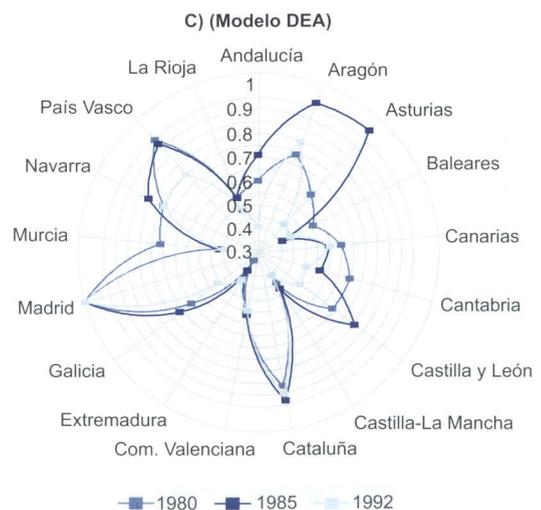
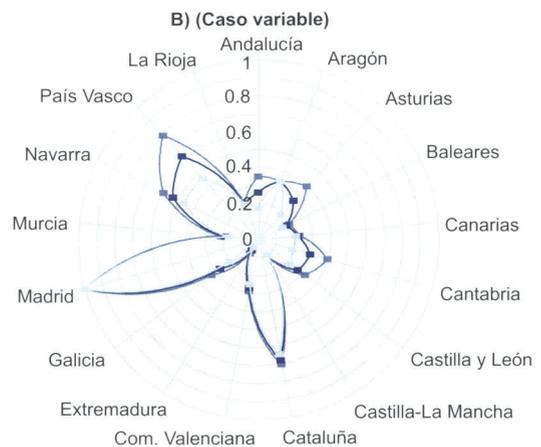
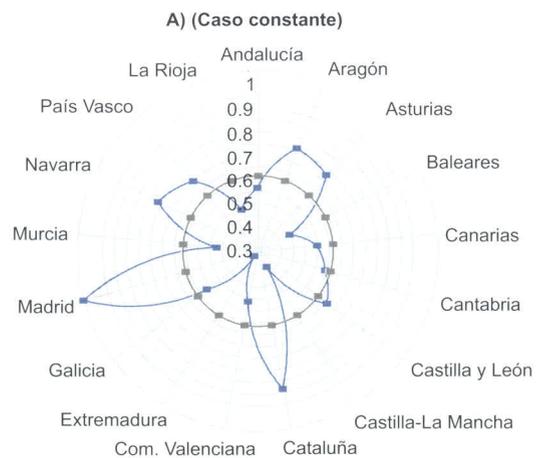
Fuentes: A) cuadro nº 2, B) cuadro nº 3, C) cuadro nº 4.

**GRÁFICO 7
EFICIENCIA TÉCNICA DEL SECTOR 42**



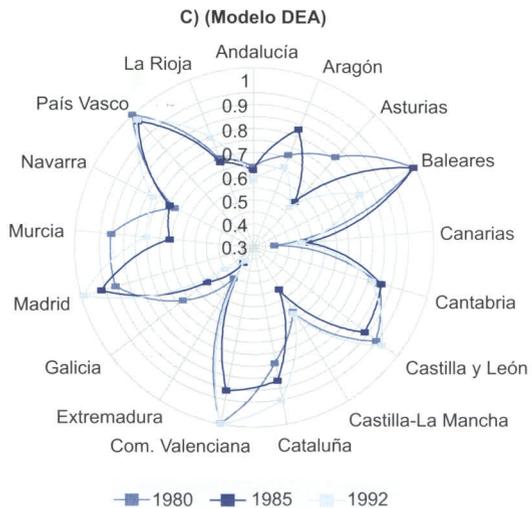
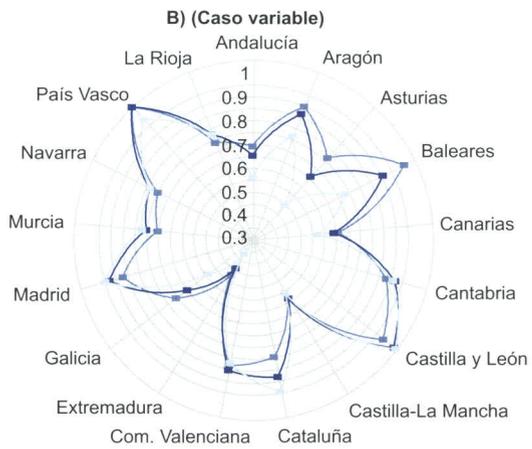
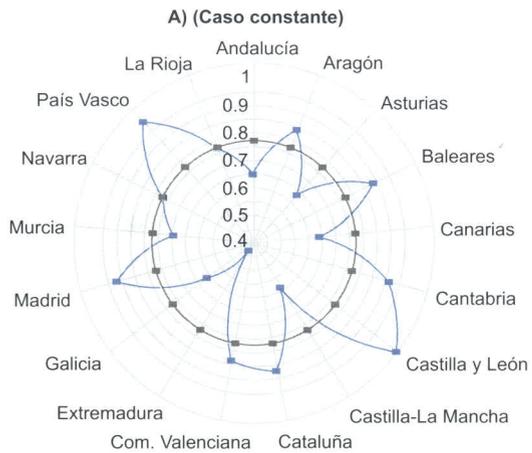
Fuentes: A) cuadro nº 2, B) cuadro nº 3, C) cuadro nº 4.

**GRÁFICO 8
EFICIENCIA TÉCNICA DEL SECTOR 47**



Fuentes: A) cuadro nº 2, B) cuadro nº 3, C) cuadro nº 4.

**GRÁFICO 9
EFICIENCIA TÉCNICA DEL SECTOR 50**



Fuentes: A) cuadro nº 2, B) cuadro nº 3, C) cuadro nº 4.

Resumen

El objetivo del trabajo consiste en analizar la eficiencia técnica de las ramas industriales de las regiones españolas durante el período 1980-1992. Para ello, se parte de funciones de producción ampliadas, que incluyen no sólo los *inputs* básicos (capital privado y trabajo), sino también las dotaciones de capital público productivo existentes en cada región. La metodología utilizada en el análisis hace uso tanto de métodos paramétricos (funciones de producción frontera estocásticas) como de métodos no paramétricos (análisis envolvente de datos), obteniéndose una clasificación de las regiones más (in)eficientes en cada sector durante el período analizado.

Palabras clave: función de producción, eficiencia técnica, productividad, capital público.

Abstract

The aim of this study is to analyse the technical efficiency of the industrial branches of the Spanish regions during the period 1980-1992. To this end, we start from extended production functions, which include not only basic inputs (private capital and labour), but also the transfers of productive public capital existing in every region. The methodology used in the analysis makes use of both parametric methods (stochastic border production functions) and non-parametric methods (envelope data analysis) and we obtain a classification of the most (in)efficient regions in each sector during the period analysed.

Key words: production function, technical efficiency, productivity, public capital.

JEL classification: D24, R11.