

# EFICIENCIA TÉCNICA Y PRODUCTIVA EN LA EXPLICACIÓN DEL CRECIMIENTO ECONÓMICO DE CASTILLA Y LEÓN: EL ENFOQUE DE LA FUNCIÓN FRONTERA ESTOCÁSTICA

María José CALDERÓN MILÁN  
Universidad de Castilla-La Mancha\*

## 1. INTRODUCCIÓN

En las últimas décadas, con el resurgimiento de las regiones como entes de decisión política, aparecen innumerables trabajos que tratan de determinar los factores que hacen que unas regiones sigan un ritmo de crecimiento distinto a otras, resaltando las diferencias ya no entre países o estados, sino dentro de un mismo país.

En el caso concreto de España, muchas de esas diferencias se deben a factores históricos que llevaron a que determinadas zonas tuvieran un desarrollo más dinámico que otras. En cualquier caso, esto no conlleva a que regiones menos desarrolladas antaño queden relegadas a los puestos más bajos al considerar las tasas de crecimiento económico regional, si bien es cierto que los cambios en estas regiones deben ser más radicales, lo que no impide que sigan manteniendo sus actividades tradicionales aunque adaptadas a los nuevos tiempos.

En esta investigación, se pretende explicar cuáles están siendo los factores que más están influyendo en que las regiones españolas difieran en sus tasas de crecimiento, determinando las distintas alternativas en materia de políticas regional que se pueden adoptar al respecto. Aunque se mostrarán los resultados para todas las regiones españolas, nos centraremos en las diferencias entre la comunidad autónoma de Castilla y León y el conjunto de regiones españolas.

En el enfoque de la función frontera estocástica que vamos a utilizar en esta investigación, se podrán diferenciar, por un lado, los esfuerzos de las diferentes regiones para aproximarse a la frontera de producción (*best practice*) y, por otro lado, los propios desplazamientos de la frontera de producción debidos al progreso técnico. A continuación se exponen los conceptos teóricos básicos que se considerarán en el enfoque de la función frontera estocástica.

## 2. MARCO TEÓRICO

La medición de la ineficiencia se puede realizar utilizando distintas técnicas. Una de las clasificaciones de estas técnicas permite distinguir entre técnicas paramétricas (si se especifica una determinada forma funcional entre las variables) y técnicas no paramétricas (si no es necesario especificar dicha forma funcional). Entre las técnicas incluidas en el primer tipo se

---

\* Facultad de Ciencias Sociales de Cuenca  
Avenida Alfares, 44. 16071 Cuenca  
Tfno: 902 204100. Ext. 4255. Fax: 902 204130  
e-mail: mariajose.calderon@uclm.es

encuentra el análisis estocástico de una frontera de producción (SFA)<sup>1</sup>, y entre las del segundo tipo destaca el análisis envolvente de datos (DEA)<sup>2</sup>. En nuestro análisis utilizaremos un modelo de frontera de producción estocástica.

Partiremos de un panel de datos para  $N$  empresas, países o regiones y  $T$  períodos. Cada observación particular tendrá un doble subíndice, uno para expresar el elemento cross-section (en nuestro caso, será cada región) y otro para hacer referencia al período de tiempo concreto (en nuestro caso, a cada año). Utilizaremos el subíndice  $i$  para la región ( $i=1, 2, \dots, N$ ) y el subíndice  $t$  para el año ( $t=1, 2, \dots, T$ ).

La función de producción de la que partiremos en nuestro análisis será del tipo Cobb-Douglas, que en su especificación lineal queda definida como sigue:

$$\ln Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 t_{it} + \sum_j \beta_j \ln X_{jit} + e_{it} \quad e_{it} = v_{it} - u_{it} \quad [1]$$

$$u_{it} = z_{it}\delta + w_{it} \quad [2]$$

donde,

- $Y_{it}$ : output o producto para la región  $i$  en el período  $t$ .
- $X_{jit}$ : conjunto de inputs de producción ( $j=1, 2, \dots$ ) para la región  $i$  en el período  $t$ .
- $\beta$ : conjunto de parámetros desconocidos que serán estimados.
- $t$ : tendencia lineal. Introducimos esta tendencia en la función para permitir ajustes de la frontera en el tiempo, lo que sería interpretado como cambio técnico.
- $v_{it}$ : error aleatorio i.i.d. siguiendo una distribución normal  $N(0, \sigma^2_v)$ .
- $u_{it}$ : variable aleatoria independiente de  $v_{it}$ , i.i.d. no-negativa asociada a la ineficiencia técnica de producción que se distribuye como una normal truncada (en el cero)  $|N(z_{it}\delta, \sigma^2)|$ .
- $z_{it}$ : variables que representan las características particulares de cada región y que utilizaremos como explicativas del comportamiento de la ineficiencia técnica.
- $\delta$ : parámetros desconocidos que acompañan a los regresores  $z_{it}$ .
- $w_{it}$ : variable aleatoria que sigue una distribución normal truncada  $|N(0, \sigma^2)|$ , con punto de truncamiento  $(-z_{it}\delta)$ , por lo tanto,  $w_{it} \geq -z_{it}\delta$ .

Alternativamente, también se puede realizar la especificación del modelo utilizando una función de producción translogarítmica:

$$\ln Y_{it} = (\beta_0 + \sum_{j=1} \beta_j X_{jit} + \sum_{j \leq k} \sum_{k=1} \beta_{jk} X_{jit} X_{kit}) + v_{it} - u_{it} \quad [3]$$

$$u_{it} = z_{it}\delta + w_{it} \quad [2]$$

La diferencia con la especificación de Cobb-Douglas está en el tercer término de la ecuación, en el que se incluyen los productos cruzados entre los diferentes inputs (coeficientes de segundo orden) que aparecen en el segundo término.

El término de error en los modelos especificados por las ecuaciones [1] y [3] está dividido en dos,  $v_{it}$  recoge los posibles errores de medida del output y la influencia conjunta de aquellas variables que no se han incluido de manera explícita en los dos modelos especificados. Mientras que la otra componente del error  $u_{it}$  está asociado a la ineficiencia técnica de producción, que

<sup>1</sup> Esta técnica fue inicialmente propuesta por Aigner, Lovell y Schmidt (1977), y también por Meeusen y Van den Broeck (1977). Aplicaciones de esta técnica pueden encontrarse en Battese y Coelli (1993), Wu (1995), Coelli (1/1996, 7/1996, 3/1998), Gumbau y Maudos (1996), Zofío Prieto, Vicéns Otero y Dones Tacero (1996), Lundvall y Battese (1998), Battese y Hassan (1998) y Singh, Coelli y Fleming (2/2000, 3/2000). Existen otros muchos trabajos en los que se aplica esta técnica de estimación estocástica de la frontera de producción, publicados como documentos de trabajo del *Centre for Efficiency and Productivity Analysis* (CEPA) en la Universidad de New England en Australia.

<sup>2</sup> Esta técnica fue inicialmente propuesta por Farrell (1957). Entre los trabajos que contienen aplicaciones de esta técnica podemos destacar: Färe, Grosskopf, Norris y Zhang (1994), Domazlicky y Weber (1997), Coelli (8/1996, 3/1998), Rao y Coelli (1998) y Singh, Coelli y Fleming (2/2000). Al igual que en el caso anterior, existen numerosos estudios publicados por CEPA, en los que se aplica la técnica del análisis envolvente de datos.

vamos a hacerla depender de una serie de variables explicativas ( $z_{it}$ ), tal y como se especifica en la ecuación [2].

Para estimar los dos modelos especificados, tanto el modelo de Cobb-Douglas como el translogarítmico, se va a utilizar el método de máxima-verosimilitud<sup>3</sup>. El programa FRONTIER 4.1 desarrollado en el *Centre for Efficiency and Productivity Analysis* (CEPA) de la Universidad de New England en Australia<sup>4</sup>, es el que se utilizará para realizar las estimaciones de los parámetros del modelo y calcular los valores estimados para la eficiencia técnica en cada región ( $i$ ) y período de tiempo ( $t$ ).

La estimación de la eficiencia técnica ( $ET_{it}$ ) se hará teniendo en cuenta que:

$$ET_{it} = e^{(-u_{it})} = e^{(-z_{it}\delta - w_{it})}$$

La eficiencia técnica será igual a uno, sólo si el efecto ineficiencia es igual a cero, en los demás casos será menor que uno, pero siempre positiva.

El programa FRONTIER versión 4.1 nos estimará los parámetros del modelo simultáneamente, proporcionando también las estimaciones de las eficiencias técnicas para cada región y cada período de observación, y las siguientes varianzas:

$$\gamma = \frac{\sigma^2}{\sigma^2 + \sigma_v^2} \quad y \quad \sigma_s^2 = \sigma^2 + \sigma_v^2$$

Para realizar contrastes de hipótesis, es conveniente utilizar contrastes de significación de grupos de coeficientes, mejor que contrastes individuales basados en la distribución t-Student. Hay ocasiones en las que los problemas de multicolinealidad nos llevan a conclusiones erróneas al utilizar el estadístico  $t$  de contraste individual de parámetros<sup>5</sup>. Por lo tanto, el contraste de hipótesis sobre un conjunto de parámetros en la función de producción frontera o en el modelo de ineficiencia, se realizará a través del contraste estadístico de la razón de verosimilitudes, definido como:

$$\lambda = -2(L(H_0) - L(H_1))$$

donde  $L(H_0)$  es el estimador de máxima verosimilitud del modelo restringido y  $L(H_1)$  es el estimador de máxima verosimilitud del modelo sin restringir. El valor crítico de este contraste se compara con una distribución  $\chi^2$  con tantos grados de libertad como la diferencia de parámetros existente entre el modelo general y el modelo restringido.

Uno de los contrastes que nos interesaría realizar, nos ayudaría a decidir si la forma funcional utilizada en el modelo se corresponde a una especificación translogarítmica o de Cobb-Douglas. En este caso concreto, nuestra hipótesis nula sería  $H_0: \beta_{jk} = 0, \quad j, k = 1, 2, 3, \dots$ , es decir,  $H_0$ : *función de producción Cobb-Douglas*, frente a la hipótesis alternativa que sería  $H_1$ : *función de producción translogarítmica*.

Si finalmente decidimos especificar una función translogarítmica que es mucho más flexible que la función de Cobb-Douglas (al considerar esta última que la elasticidad de sustitución entre factores es unitaria), las estimaciones de los coeficientes de primer orden en la función translog no pueden interpretarse directamente como elasticidades. Las elasticidades del output medio con respecto a cada uno de los inputs se calcularán como se especifica a continuación:

<sup>3</sup> La derivación de la función de verosimilitud y su derivada parcial respecto a cada uno de los parámetros del modelo puede consultarse Battese y Coelli (1993).

<sup>4</sup> Una guía para la utilización del programa FRONTIER versión 4.1 puede encontrarse en Coelli (7/96).

<sup>5</sup> Ante el problema de la multicolinealidad, son mayores las desviaciones típicas de cada parámetro y serán menores los valores del contraste individual, tendiendo a aceptar la hipótesis nula de no significación individual del parámetro.

$$\frac{\partial \ln[E(Y_{it})]}{\partial X_k} = \beta_k + 2\beta_{kk}X_{kit} + \sum_{j \neq k} \beta_{kj}X_{jit} \left\{ -C_{it} \left( \frac{\partial \mu_{it}}{\partial X_k} \right) \right\} \quad [4]$$

donde,

$$C_{it} = 1 - \frac{1}{\sigma} \left[ \frac{\phi\left(\frac{\mu_{it}}{\sigma} - \sigma\right)}{\Phi\left(\frac{\mu_{it}}{\sigma} - \sigma\right)} - \frac{\phi\left(\frac{\mu_{it}}{\sigma}\right)}{\Phi\left(\frac{\mu_{it}}{\sigma}\right)} \right]$$

El término entre llaves en la ecuación [4] sólo es necesario si se incluye como regresor en la ecuación de ineficiencia alguna variable ya incluida como input en la función frontera de producción. Los símbolos  $\phi$  y  $\Phi$  representan las funciones de densidad y de distribución normal estándar, respectivamente.

Para estimar las desviaciones típicas para cada una de las elasticidades es necesario utilizar la matriz de varianzas-covarianzas estimada para los coeficientes estimados en un principio, que también la ofrece la salida obtenida por el programa FRONTIER 4.1.

Otras hipótesis que resultan interesantes para contrastar son las que hacen referencia al cambio técnico: si el cambio técnico es significativo o no lo es; y, en el caso de que sea significativo, si es neutral (en el sentido de Hicks) o, por el contrario, es no neutral. En el caso de especificar la función de producción del tipo Cobb-Douglas, el cambio técnico (en caso de ser significativo el parámetro que acompaña a la variable tiempo) será neutral. Sin embargo, en la especificación translog, el cambio técnico puede ser no neutral. Para contrastar la neutralidad o no del cambio técnico en esta especificación, hemos de suponer como hipótesis nula que todos los coeficientes de segundo orden que acompañan a las variables en las que se incluye el tiempo son nulos ( $H_0$ : cambio técnico neutral)<sup>6</sup>, utilizaremos el contraste estadístico de la razón de verosimilitudes. Si lo que se pretende es contrastar la existencia o no de cambio técnico, habrá que añadir una restricción más a la hipótesis anterior, y es la nulidad del parámetro (de primer orden) que acompaña a la variable tiempo ( $H_0$ : no cambio técnico).

Otra hipótesis que contrastaremos es la significatividad de los efectos de ineficiencia técnica. Aunque en este caso también utilizaremos el contraste estadístico de la razón de verosimilitudes, los valores críticos no coincidirán con los de la chi-cuadrado, sino que su distribución será la de una chi-cuadrado mixta (*mixed chi-square*) pues la hipótesis nula incluye no sólo la nulidad de los parámetros  $\delta$  sino también la del parámetro  $\gamma$  ( $H_0$ :  $\gamma = \delta_0 = \delta_1 = \delta_2 = \dots = 0$ ). Los valores críticos están incluidos en Kodde y Palm (1986).

Finalmente, contrastaremos la existencia de rendimientos constantes a escala sumando las elasticidades calculadas para cada uno de los inputs básicos. Si se cumple esta hipótesis esa suma debe ser significativamente igual a la unidad.

### 3. ESTIMACIONES DE FUNCIONES DE PRODUCCIÓN FRONTERA ESTOCÁSTICAS PARA LAS REGIONES ESPAÑOLAS

Partiremos de un panel de datos para las diecisiete comunidades autónomas españolas durante el período 1986-1995. Utilizando el marco teórico de las funciones de producción frontera estocásticas que se mostraba anteriormente, se van a estimar dichas funciones frontera considerando que los efectos de ineficiencia técnica van a estar en función de un conjunto de variables que definirán las características particulares de cada comunidad autónoma y que

<sup>6</sup> El cambio técnico es neutral si no modifica la tasa marginal de sustitución entre los factores.

serán variables en el tiempo. Las características consideradas van a hacer referencia al esfuerzo innovador, al capital humano y a las infraestructuras públicas.

Se van a estimar dos modelos básicos, un modelo del tipo Cobb-Douglas y un modelo translogarítmico. Aunque la función de producción del tipo translogarítmico es mucho más flexible que la de tipo Cobb-Douglas, se han estimado ambos modelos al considerar que los resultados del modelo translogarítmico pueden verse un tanto condicionados porque la muestra de datos utilizados no es muy grande.

### **3.1. Estimación de la función de producción frontera estocástica tipo Cobb-Douglas para las CC.AA. españolas**

La especificación inicial del modelo será la siguiente:

$$\ln VAB_{it} = \beta_0 + \beta_1 t_{it} + \beta_2 \ln L_{it} + \beta_3 \ln K_{it} + (v_{it} - u_{it})$$

$$u_{it} = \delta_0 + \delta_1 EI_{it} + \delta_2 KH_{it} + \delta_3 \ln INF_{it} + w_{it}$$

donde,

- $\ln VAB_{it}$ : Logaritmo neperiano del VAB a precios de mercado<sup>7</sup> de la región  $i$  en el año  $t$ .
- $t_{it}$ : Tiempo. ( $t=1, 2, 3, \dots, 10$ ).
- $\ln L_{it}$ : Logaritmo neperiano de los ocupados totales de la región  $i$  en el año  $t$ .
- $\ln K_{it}$ : Logaritmo neperiano del stock de capital neto total de la región  $i$  en el año  $t$ .
- $\beta_0, \beta_1, \beta_2, \beta_3$ : Parámetros desconocidos de la función frontera de producción que serán estimados.
- $v_{it}$ : Error aleatorio i.i.d. que sigue una distribución normal  $N(0, \sigma_v^2)$ .
- $u_{it}$ : Variable aleatoria independiente de  $v_{it}$ , i.i.d. no-negativa asociada a la ineficiencia técnica de producción que se distribuye como una normal truncada (en el cero)  $|N(z_{it}, \delta, \sigma^2)|$ .
- $EI_{it}$ : Esfuerzo innovador de la región  $i$  en el año  $t$  (gastos en I+D/VAB).
- $KH_{it}$ : Proporción de ocupados cualificados (con estudios superiores y anteriores al superior) sobre los ocupados totales de la región  $i$  en el año  $t$ .
- $\ln INF_{it}$ : Logaritmo del stock de capital público en infraestructuras de la región  $i$  en el año  $t$ .
- $\delta_0, \delta_1, \delta_2, \delta_3$ : Parámetros desconocidos que acompañan a los regresores de la función de ineficiencia que serán estimados.
- $w_{it}$ : Variable aleatoria que sigue una distribución normal truncada  $|N(0, \sigma^2)|$ , con punto de truncamiento  $(-z_{it}, \delta)$ , por lo tanto,  $w_{it} \geq -z_{it} \delta$ .

En el Cuadro nº 1 están representados los resultados obtenidos en la estimación del modelo que se acaba de especificar.

<b>Cuadro nº 1: ESTIMACIÓN POR MÁXIMA-VEROSIMILITUD DE UNA FRONTERA DE PRODUCCIÓN ESTOCÁSTICA TIPO COBB-DOUGLAS</b>			
<i>Variable</i>	<i>Coficiente</i>	<i>Desviación típica</i>	<i>Estadístico t</i>
<i>Constante</i>	<b>0,1117</b>	<b>0,5376</b>	<b>0,2078</b>
<i>t</i>	<b>-0,0068</b>	<b>0,0009</b>	<b>-7,6505</b>
<i>ln L</i>	<b>0,1991</b>	<b>0,0680</b>	<b>2,9288</b>
<i>ln K</i>	<b>0,8758</b>	<b>0,0511</b>	<b>17,1231</b>
<b>Modelo de ineficiencia</b>			
<i>Constante</i>	<b>-1,1148</b>	<b>0,0601</b>	<b>-18,5471</b>
<i>EI</i>	<b>-0,0638</b>	<b>0,0131</b>	<b>-4,8731</b>
<i>KH</i>	<b>-0,9922</b>	<b>0,1039</b>	<b>-9,5462</b>
<i>ln INF</i>	<b>0,1160</b>	<b>0,0056</b>	<b>20,7471</b>
<b>Estimaciones de las varianzas del modelo</b>			
$\sigma_s^2 = \sigma^2 + \sigma_v^2$	<b>0,0009</b>	<b>0,0001</b>	<b>8,4275</b>
$\gamma = \sigma^2 / (\sigma^2 + \sigma_v^2)$	<b>0,0869</b>	<b>0,0028</b>	<b>31,2804</b>
<i>Función de verosimilitud</i>	<b>349,9482</b>		

<sup>7</sup> Todas las variables expresadas en términos monetarios están medidas en precios constantes de 1986.

Todos los parámetros relevantes estimados en el modelo son significativos individualmente, y los parámetros que acompañan a las variables en logaritmos pueden interpretarse directamente como elasticidades. Los signos de los estimadores de los parámetros que acompañan a los inputs primarios (trabajo y capital) son positivos como cabría esperar. Cabe destacar el signo negativo de la tasa de crecimiento del progreso técnico (-0,68%), que nos ha llevado a considerar una nueva especificación del modelo, en la que vamos a partir de tasas de crecimiento diferentes para el progreso técnico en cada comunidad autónoma, como se muestra más adelante. En cuanto a los signos de los parámetros que acompañan a las variables en el modelo de ineficiencia, tanto el esfuerzo en I+D (EI) como el indicador de capital humano (KH) tienen signo negativo, lo que indica que, a medida que aumenta el esfuerzo innovador y la cualificación de la mano de obra, disminuye la ineficiencia técnica. Además, al ser ambas variables significativas nos muestran la importancia de considerar estos factores como determinantes del crecimiento. Por otro lado, y siguiendo con el modelo de ineficiencia, el parámetro que acompaña a la variable infraestructuras públicas es positivo, este signo puede ser un indicativo del “*efecto desbordamiento*” y nos daría indicios de las infraestructuras situadas en una determinada comunidad autónoma y que ejercen sus efectos positivos en las zonas colindantes, así estos efectos no quedan reflejados en el indicador utilizado en esta investigación para medir las infraestructuras públicas de cada región, por estos motivos en posteriores estimaciones utilizaremos una variable diferente para medir este tipo de infraestructuras.

Los resultados poco satisfactorios obtenidos en estas estimaciones, nos ha llevado a realizar nuevas estimaciones de la frontera productiva a partir de la forma funcional del tipo Cobb-Douglas pero cambiando algunas de las variables del modelo. Por otro lado, por si los problemas venían del hecho de considerar una forma funcional poco flexible en cuanto al comportamiento de las variables inputs también hemos incluido otra especificación alternativa, la de la función de producción translogarítmica, que por cuestiones de espacio no llegamos a recoger en el texto pero que nos han llevado también a resultados poco satisfactorios. Los resultados de estas nuevas estimaciones son los que se recogen en el siguiente epígrafe.

### 3.1.1. Diferentes tasas de progreso técnico regional

Como consecuencia de los resultados obtenidos en la estimación de una función de producción tipo Cobb-Douglas para las regiones españolas, se ha creído conveniente considerar que las tasas del progreso técnico exógeno, que se han aproximado a través de la inclusión de una tendencia en la función frontera, no responden a nuestros objetivos al considerarse que sus valores no varían entre las diferentes regiones.

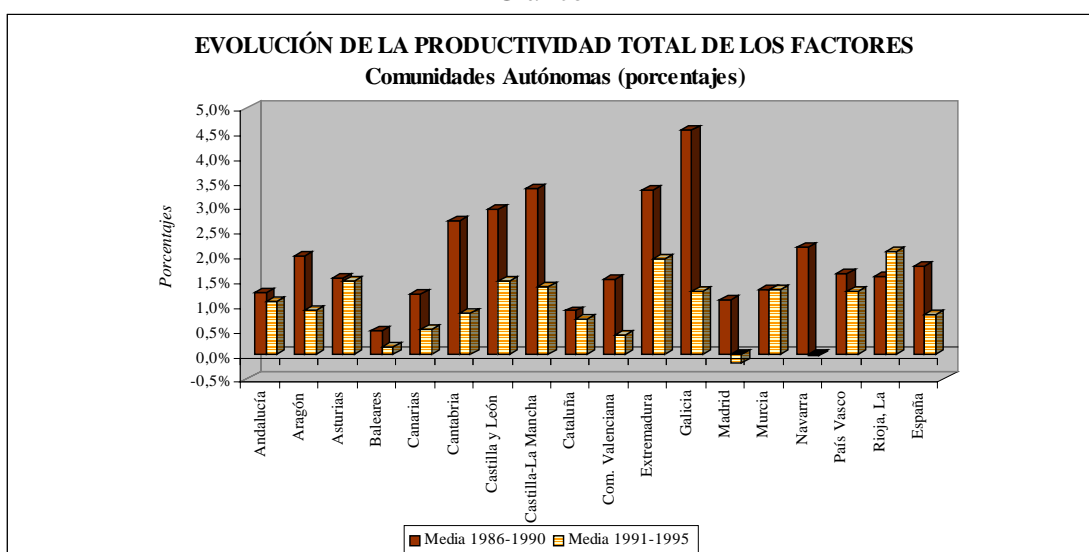
En las estimaciones iniciales de la función frontera estocástica para las comunidades autónomas españolas hemos obtenido un coeficiente estimado para el progreso técnico con signo negativo. Este resultado es difícil de justificar económicamente, pues sería un indicio del desplazamiento de la frontera de producción hacia adentro (equiparable a un retraso tecnológico). Estos resultados pueden ser debidos a la variable utilizada para medir ese progreso técnico, en nuestro caso ha sido la inclusión de una tendencia (variable  $t$ ) que, por otra parte, es la misma para cada una de las CC.AA., lo cual no parece muy correcto al no permitir que existan diferencias en la tasa de progreso técnico de las diferentes regiones españolas. Por lo tanto, no parece conveniente el uso de ese indicador de progreso técnico que podría ser válido

cuando trabajamos con datos de series temporales pero no es muy adecuado al trabajar con datos de corte transversal o de panel como en nuestro caso<sup>8</sup>.

Por estos motivos, se ha vuelto a estimar la función frontera estocástica incluyendo las tasas de crecimiento de la PTF para cada región, calculadas a partir de la contabilidad del crecimiento<sup>9</sup>. Se ha considerado, el progreso técnico como la parte del crecimiento del VAB no explicada por la variación en las cantidades de los factores básicos trabajo y capital. De este modo, nos aseguramos que los valores de esta variable serán diferentes para cada comunidad autónoma y momento del tiempo.

En el Gráfico nº 1 se muestra la evolución de la PTF en los distintos subperíodos en que se ha dividido la muestra y para cada una de las comunidades autónomas españolas. Esta variable ha sido la que se ha utilizado en las estimaciones de la función de producción frontera como *proxy* de la tasa de progreso técnico.

Gráfico nº 1



En el Cuadro nº 2, se muestran los resultados de la función de producción frontera en la que se ha incluido la variable señalada como indicador de la tasa de progreso técnico (*PT*). Otra de las modificaciones que se han introducido respecto a las estimaciones realizadas en el subepígrafe anterior, van referidas a la variable incluida en el modelo de ineficiencia como aproximación a las diferencias tecnológicas. En esta estimación, esa variable se ha aproximado a través del stock de capital tecnológico (en logaritmos,  $\ln KT$ ), con resultados negativos y significativos, tal y como cabría esperar. Dado que en las estimaciones anteriores no obtuvimos los resultados esperados en cuanto a la variable infraestructuras públicas, también hemos introducido una nueva variable que incluye las infraestructuras de las regiones colindantes, sin llegar tampoco a resultados significativos en este caso. En este cuadro, cabe destacar los

<sup>8</sup> En Pulido San Román (2000) se señala que “si la función de producción se estima con datos de corte transversal o de panel, la componente de progreso tecnológico puede obtenerse a través de la utilización de ficticias por países o regiones” (pág. 267).

<sup>9</sup> Se ha partido de considerar la tasa de crecimiento de la PTF como la diferencia entre el crecimiento del VAB ( $\dot{Y}$ ) de cada región y los crecimientos del factor trabajo ( $\dot{L}$ ) y capital ( $\dot{K}$ ) ponderados, estos últimos, por sus respectivas productividades, suponiendo rendimientos constantes de escala y que a cada factor se le retribuye de acuerdo a su productividad.

$$PTF = \dot{Y} - \alpha \dot{L} - (1 - \alpha) \dot{K}$$

donde:  $\alpha = RL/Y$  (proporción de las rentas del trabajo sobre la renta total) y  $(1 - \alpha) = RK/Y$  (proporción de las rentas de capital sobre la renta total).

resultados positivos y significativos obtenidos para el coeficiente que acompaña a la variable incluida como *proxy* de la tasa de progreso técnico (*PT*). Por otro lado, los coeficientes que acompañan a los inputs básicos tienen los signos esperados y también son significativos.

<b>Cuadro n° 2: ESTIMACIÓN DE UNA FRONTERA DE PRODUCCIÓN ESTOCÁSTICA TIPO COBB-DOUGLAS CON DIFERENTES TASAS DE PROGRESO TÉCNICO ENTRE COMUNIDADES AUTÓNOMAS</b>			
<i>Variable</i>	<i>Coeficiente</i>	<i>Desviación típica</i>	<i>Estadístico t</i>
<i>Constante</i>	<b>4,9124</b>	<b>0,5613</b>	<b>8,7523</b>
<i>PT</i>	<b>0,0255</b>	<b>0,0102</b>	<b>2,4995</b>
<i>Ln L</i>	<b>0,7192</b>	<b>0,0844</b>	<b>8,5225</b>
<i>Ln K</i>	<b>0,2354</b>	<b>0,0744</b>	<b>3,1658</b>
Modelo de ineficiencia			
<i>Constante</i>	<b>0,4097</b>	<b>0,3281</b>	<b>1,2487</b>
<i>Ln KT</i>	<b>-0,0199</b>	<b>0,0050</b>	<b>-3,9970</b>
<i>KH</i>	<b>-0,6415</b>	<b>0,0557</b>	<b>-11,5230</b>
<i>Ln INFCOL</i>	<b>0,0117</b>	<b>0,0103</b>	<b>1,1418</b>
Estimaciones de las varianzas del modelo			
$\sigma_s^2 = \sigma^2 + \sigma_v^2$	<b>0,0030</b>	<b>0,0002</b>	<b>12,8298</b>
$\gamma = \sigma^2 / (\sigma^2 + \sigma_v^2)$	<b>0,9999</b>	<b>0,0001</b>	<b>135701</b>
<i>Función de verosimilitud</i>	<b>282,7252</b>		

Para finalizar con las estimaciones alternativas de la función de producción estocástica tipo Cobb-Douglas, se ha realizado una estimación más, utilizando una variable alternativa para medir las infraestructuras productivas. En este caso, se han considerado las infraestructuras públicas medidas en unidades físicas, estimadas por Delgado Rodríguez y Álvarez Ayuso (1999). Las ventajas de este indicador radican esencialmente en que incluyen información sobre las dimensiones de cada una de las regiones, presentándose los datos en niveles relativos<sup>10</sup>.

<b>Cuadro n° 3: ESTIMACIÓN DE UNA FRONTERA DE PRODUCCIÓN ESTOCÁSTICA TIPO COBB-DOUGLAS CON DIFERENTES TASAS DE PROGRESO TÉCNICO ENTRE COMUNIDADES AUTÓNOMAS E INCLUSIÓN DE INFRAESTRUCTURAS FÍSICAS</b>			
<i>Variable</i>	<i>Coeficiente</i>	<i>Desviación típica</i>	<i>Estadístico t</i>
<i>Constante</i>	<b>4,9072</b>	<b>0,1171</b>	<b>41,9172</b>
<i>PT</i>	<b>0,0248</b>	<b>0,0042</b>	<b>5,8255</b>
<i>Ln L</i>	<b>0,7207</b>	<b>0,0136</b>	<b>53,0939</b>
<i>Ln K</i>	<b>0,2358</b>	<b>0,0148</b>	<b>15,9865</b>
Modelo de ineficiencia			
<i>Constante</i>	<b>0,4314</b>	<b>0,1257</b>	<b>3,4322</b>
<i>Ln KT</i>	<b>-0,0163</b>	<b>0,0045</b>	<b>-3,6222</b>
<i>KH</i>	<b>-1,0441</b>	<b>0,0738</b>	<b>-14,1531</b>
<i>KPúbFís</i>	<b>-0,0012</b>	<b>0,0002</b>	<b>-5,7108</b>
Estimaciones de las varianzas del modelo			
$\sigma_s^2 = \sigma^2 + \sigma_v^2$	<b>0,0013</b>	<b>0,0001</b>	<b>9,0075</b>
$\gamma = \sigma^2 / (\sigma^2 + \sigma_v^2)$	<b>1,0000</b>	<b>0,0012</b>	<b>830,9248</b>
<i>Función de verosimilitud</i>	<b>328,0937</b>		

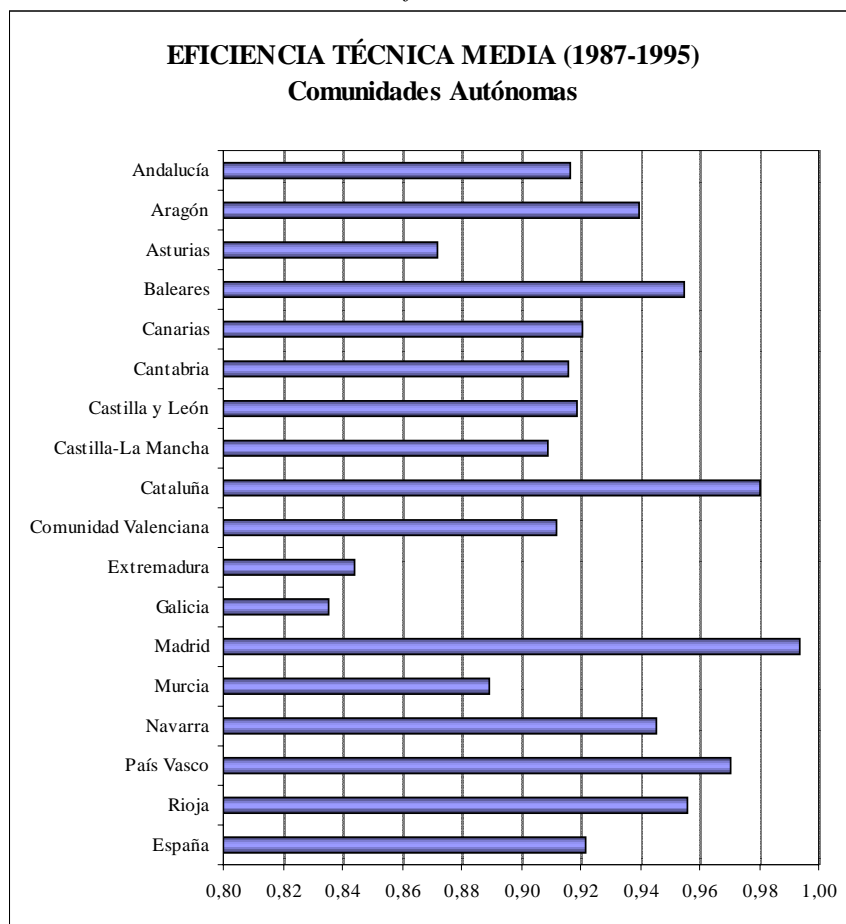
En el modelo estimado en el Cuadro n° 3, resultan ser significativas todas las variables de la función de producción y del modelo de ineficiencia. Los signos de los parámetros son los que cabría esperar, positivos para los inputs básicos (trabajo y capital) y para la tasa de progreso

<sup>10</sup> Para la obtención del indicador de infraestructuras productivas regionales, estas autoras han utilizado la técnica de componentes principales incluyendo en el análisis, entre otras, las redes de transporte y comunicaciones, las redes de distribución de oferta energética, el sistema de abastecimiento de aguas y las estructuras urbanas; dejando sin incluir las infraestructuras sociales. Las dotaciones de infraestructura tipo red de cada región han sido relativizadas por la superficie regional y las de tipo puntual (aeropuertos y puertos) se relacionan con la población al encontrarse directamente vinculadas a la población a la que prestan sus servicios.



técnico; y negativos para los parámetros del modelo de ineficiencia mostrando que a medida que se incrementan las cantidades de capital tecnológico, humano o público productivo, disminuyen las ineficiencias regionales, teniendo lugar un proceso de “catch up” entre las regiones españolas que se acercan a la frontera productiva.

Gráfico nº 2



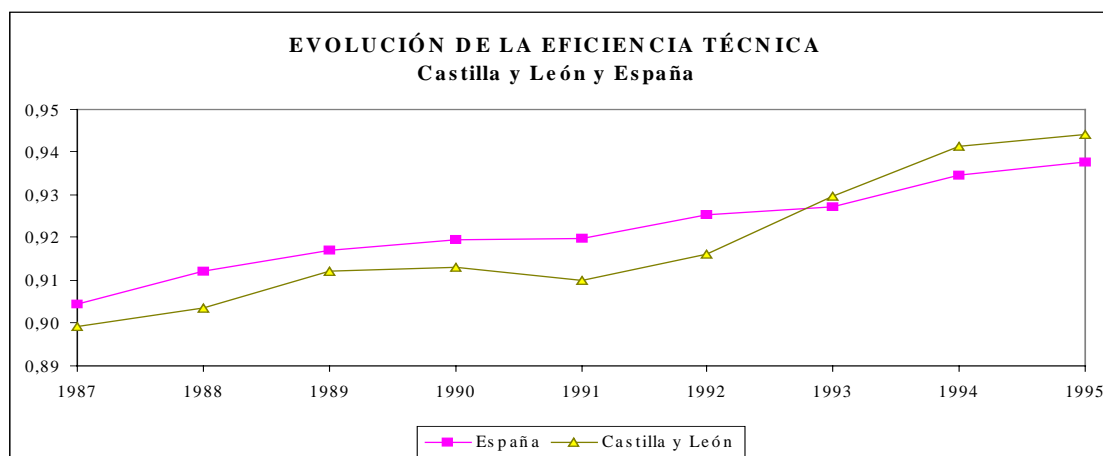
En el Gráfico nº 2, se realiza una comparación por regiones de la eficiencia técnica media estimada para el modelo cuyos resultados acabamos de mostrar. Se observa que una vez más son las regiones de Madrid, Cataluña y el País Vasco las que han mostrado unos niveles de eficiencia superiores al resto de regiones españolas. Castilla y León ocupa una de las posiciones intermedias (ligeramente por debajo de la media nacional), por encima de regiones como Galicia, Extremadura, Asturias, Murcia, Castilla-La Mancha, la Comunidad Valenciana, Cantabria y Andalucía. La posición de las regiones que muestran mayores niveles de ineficiencia nos indicaría que las características particulares de estas regiones como son el bajo esfuerzo en I+D, la escasez relativa de infraestructuras públicas y los menores niveles de cualificación de su mano de obra, les hacen alejarse de la frontera de producción (“best practice”). Los resultados obtenidos para Castilla y León son acordes con los niveles que muestran las variables incluidas en el modelo de ineficiencia, así por ejemplo, en el estudio que se elaboró en el año 1990 para 142 regiones de la Unión Europea (resumido en CDTI, 1996), Castilla y León ocupaba, por un lado, el puesto 102 en el ranking de accesibilidad<sup>11</sup> y, por otro

<sup>11</sup> El grado de accesibilidad depende de la facilidad o dificultad con la que la inversión o las nuevas ideas pueden llevarse a cabo. Para construir este indicador el CDTI utiliza variables referidas a: el nivel de urbanización, el índice de centralidad, la dotación de infraestructuras y la producción científica, todas estas variables convenientemente ponderadas.

lado, el puesto 81 en receptividad<sup>12</sup>, sobre el total de regiones objeto de estudio, sin embargo entre las regiones españolas Objetivo 1, ocupaba la tercera posición en accesibilidad detrás de la Comunidad Valenciana y Andalucía y el segundo puesto en receptividad después de la Comunidad Valenciana.

Si extraemos, de estos resultados globales, la evolución de la eficiencia técnica de la región castellano-leonesa y del conjunto de España, podemos observar en el Gráfico nº 3 que el comportamiento de la región pasa a superar el representado por la media española para los años más recientes, en los que el papel de la política regional es mucho más activo y donde los esfuerzos por mejorar las dotaciones de infraestructuras públicas, de capital tecnológico y de cualificación de la mano de obra en Castilla y León tienen sus efectos positivos para el crecimiento económico regional. La evolución de la eficiencia técnica para la región de Castilla y León están en consonancia con el crecimiento económico mostrado comparativamente con el conjunto nacional, así, durante el período 1986-1992 Castilla y León crece por debajo de la media nacional (0,6 puntos menos, si tenemos en cuenta la evolución del PIB), pero en el período 1993-1995 el ritmo de expansión de la economía castellano-leonesa llega a duplicar al del conjunto nacional.

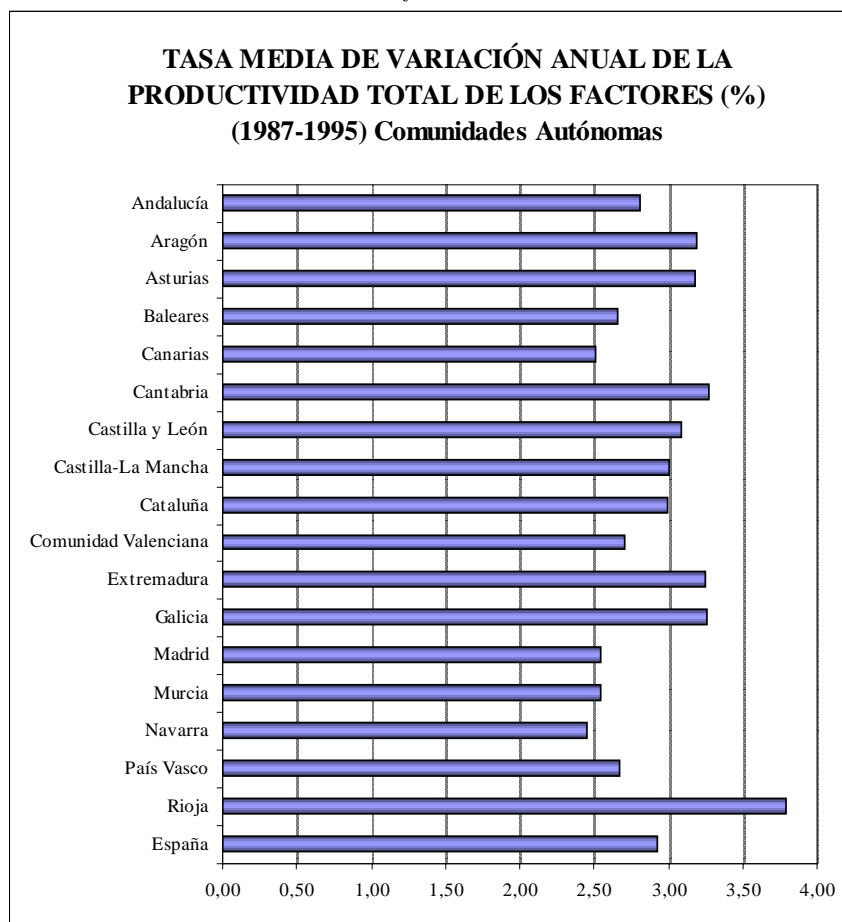
Gráfico nº 3



Si representamos también las tasas de crecimiento de la PTF como resultado de la suma de la tasa de crecimiento de la eficiencia y la del progreso técnico por comunidades autónomas, obtenemos el Gráfico nº 4. Podemos comprobar que aquellas regiones que estaban más alejadas de la frontera de posibilidades de producción muestran las mayores tasas de crecimiento de la PTF, tal es el caso de Cantabria, Asturias, Extremadura, ambas Castillas o Galicia, reflejando así el proceso de *catching-up* entre las regiones españolas. Por lo tanto, las conclusiones que se pueden extraer de estos resultados nos dan indicios de un proceso de acortamiento de distancias de las regiones menos desarrolladas, fruto probablemente de los esfuerzos de sus gobiernos regionales por favorecer todos aquellos factores que inciden en las mejoras de productividad como los incluidos en este estudio (capital tecnológico, capital humano e infraestructuras públicas).

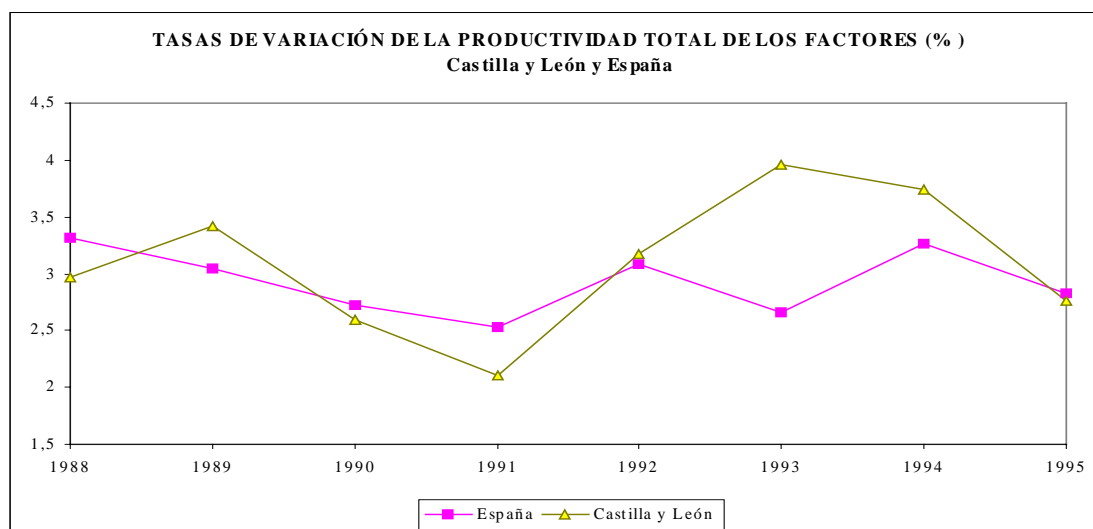
<sup>12</sup> El grado de receptividad depende de cómo los agentes económicos perciben estas condiciones. Las variables utilizados para el cálculo de este indicador han sido: el porcentaje de personal técnico en el empleo, la participación en el sistema educativo, el porcentaje de la I+D empresarial, la orientación internacional, la tolerancia hacia los inmigrantes, entre otras. También, en este caso, se han asignado pesos distintos a cada una de estas variables.

Gráfico nº 4



En el Gráfico nº 5 se puede observar la evolución que surge del modelo estimado sobre la productividad total de los factores para la región de Castilla y León comparada con la evolución para el conjunto nacional.

Gráfico nº 5



#### 4. CONCLUSIONES

Actualmente, se está poniendo de manifiesto que las ventajas de las que gozaban algunas regiones de costes salariales más bajos, están perdiendo importancia, dado que surgen nuevas formas de competir muy distintas que la simple competencia en precios. En este sentido, factores como el capital humano y el capital tecnológico se convierten en básicos para conseguir un crecimiento económico sobre unas bases más estables y para favorecer la competitividad. Así se pone de manifiesto en este trabajo, donde se concluye con la importancia que para el crecimiento regional tiene el mayor esfuerzo en investigación y desarrollo y, sobre todo, la importancia de la interacción entre capital humano y progreso técnico.

La presencia y efectos de las externalidades (*spillovers*) que generan las actividades de I+D han justificado tradicionalmente la intervención pública en materia de política científica y tecnológica<sup>13</sup>. Por tanto, la proximidad a centros de investigación, universidades y empresas que realizan I+D es importante para poder sacar el mayor partido a estas externalidades. En este aspecto, hay que tener en cuenta la dimensión territorial de la política tecnológica, ya que en el proceso de difusión tecnológica juegan cada vez un mayor papel las nuevas empresas creadas generalmente con una localización geográfica determinada. Estas empresas, para desarrollar sus actividades de I+D deberán tener importantes lazos con instituciones de investigación básica, contar con una disponibilidad de personal cualificado y personal que, aunque no tenga una alta cualificación, sea perceptivo de las innovaciones del sector y que se adapte fácilmente a los continuos cambios tecnológicos. La existencia de unos buenos canales de comunicación y de difusión del conocimiento también son fundamentales para favorecer la realización de actividades de I+D.

En cuanto a las características particulares de la región de Castilla y León, podemos señalar que, si bien la región ha acumulado un cierto retraso histórico, al igual que otras muchas regiones españolas incluidas en el grupo de regiones Objetivo 1, los resultados obtenidos en esta investigación auguran un futuro prometedor, porque gracias a las políticas diseñadas desde un ámbito regional estas regiones están potenciando sus factores de desarrollo que nos llevan a un proceso de acortamiento de distancias de las regiones menos desarrolladas al favorecer todos aquellos factores que inciden en las mejoras de productividad como los incluidos en este estudio (capital tecnológico, capital humano e infraestructuras públicas). El diseño por parte de la Junta de Castilla y León de un Plan Tecnológico Regional y el desarrollo cada vez más articulado del Sistema Regional de Innovación de Castilla y León están siendo los factores clave que están contribuyendo a esta mejora de eficiencia.

#### 5. BIBLIOGRAFÍA

- AIGNER, A., LOVELL, C.A.K. Y SCHMIDT, P. (1977): "Formulation and estimation of stochastic frontier production function models". Journal of Econometrics. Vol. 86.
- BATTESE, G.E., COELLI, T.J. (1993): "A stochastic frontier production function incorporating a model for technical inefficiency effects". Documento de Trabajo: University of New England. Econometrics and Applied Statistics. Nº 69. Oct. 1993.
- BATTESE, G.E., HASSAN, S. (1998): "Technical efficiency of cotton farmers in Vehari district of Punjab Pakistan". Documento de Trabajo: Centre for Efficiency and Productivity Analysis (CEPA). Nº 8/98.
- CDTI (Centro para el Desarrollo Tecnológico Industrial) (1996): El sistema de innovación de Castilla y León. Cuadernos CDTI nº 6. Julio, 1996. Madrid.
- COELLI, T.J. (1996a): "A guide to DEAP version 2.1: a data envelopment analysis (computer) program". Documento de Trabajo: Centre for Efficiency and Productivity Analysis (CEPA). Nº 8/96.

---

<sup>13</sup> La existencia de externalidades da lugar a una asignación de recursos destinados a actividades de I+D que suele ser inferior al óptimo social, dadas las características de bien público que tienen este tipo de actividades.

- COELLI, T.J. (1996b): "A guide to FRONTIER version 4.1: a computer program for stochastic frontier production and cost function estimation". Documento de Trabajo: Centre for Efficiency and Productivity Analysis (CEPA). Nº 7/96.
- COELLI, T.J. (1996c): "Measurement and sources of technical efficiency in Australian coal-fired electricity generation". Documento de Trabajo: Centre for Efficiency and Productivity Analysis (CEPA). Nº 1/96.
- COELLI, T.J. (1998): "Productivity growth in Australian electricity generation: will the real TFP measure please stand up?". Documento de Trabajo: Centre for Efficiency and Productivity Analysis (CEPA). Nº 3/98.
- DELGADO RODRÍGUEZ, M.J., ÁLVAREZ AYUSO, I. (1999): "Las infraestructuras productivas en España y su distribución regional: una propuesta de estimación en unidades físicas, 1985-1995". Instituto Universitario Ortega y Gasset. Economía de Europa 0199. Madrid, 1999.
- DOMAZLICKY, B.R., WEBER, W.L. (1997): "Total factor productivity in the contiguous United States, 1977-1986". Journal of Regional Science. Vol. 37, nº 2, 1997.
- FÄRE, R., GROSSKOPF, S., NORRIS, M., ZHANG, Z. (1994): "Productivity growth, technical progress, and efficiency change in industrialized countries". The American Economic Review. Vol. 84, nº 1. March, 1994.
- FARRELL, M.J. (1957): "The measurement of productivity efficiency". Journal of the Royal Statistical Society. Serie A. Vol. 120, nº 3.
- FUNDACIÓN BBV, (MAS, M., PÉREZ, F., URIEL, E., 4 volúmenes) (1998): El "stock" de capital en España y su distribución territorial. Fundación BBV-IVIE. Madrid, 1998.
- GUMBAU, M., MAUDOS, J. (1996): "Eficiencia productiva sectorial en las regiones españolas: una aproximación fronterá". Documento de Trabajo: Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas (IVIE). WP-EC 96-10.
- I.N.E., (varios años): Contabilidad Regional de España. Base 1986. Serie 1986-1998. Instituto Nacional de Estadística. Madrid.
- I.N.E., (varios años): Encuesta sobre innovación tecnológica en las empresas. Instituto Nacional de Estadística. Madrid.
- I.N.E., (varios años): Estadística de la Enseñanza Superior en España. Instituto Nacional de Estadística. Madrid.
- I.N.E., (varios años): Estadística sobre las actividades de investigación científica y desarrollo tecnológico (I+D). Instituto Nacional de Estadística. Madrid.
- JUNTA DE CASTILLA Y LEÓN (1998): La economía de Castilla y León ante el siglo XXI. Estudios Económicos. Consejería de Economía y Hacienda. Dirección General de Presupuestos y Programación. Valladolid, 1998.
- KODDE, D.A. Y PALM, F.C. (1986): "Wald criteria for jointly testing equality and inequality restrictions". Econometrica. Vol. 54 (pp. 1243-1248).
- LUNDVALL, K., BATTESE, G.E. (1998): "Firm size age and efficiency: evidence from Kenyan manufacturing firms". Documento de Trabajo: Centre for Efficiency and Productivity Analysis (CEPA). Nº 7/98.
- MEEUSEN, W., VAN DEN BROECK, J. (1977): "Efficiency estimation from Cobb-Douglas production function with composed error". International Economic Review. Vol. 18.
- PULIDO SAN ROMÁN, A. (2000): Economía en acción. Ediciones Pirámide. Fundación ICO. Madrid, 2000.
- RAO, D.S.P., COELLI, T.J. (1998): "Catch-up and convergence in global agricultural productivity 1980-1995". Documento de Trabajo: Centre for Efficiency and Productivity Analysis (CEPA). Nº 4/98.
- SINGH, S., COELLI, T.J., FLEMING, E. (2000a): "Measurement of technical and allocative efficiency in Indian dairy processing plants: an input distance function approach". Documento de Trabajo: Centre for Efficiency and Productivity Analysis (CEPA). Nº 3/2000.
- SINGH, S., COELLI, T.J., FLEMING, E. (2000b): "Performance of dairy plants in the cooperative and private sectors in India". Documento de Trabajo: Centre for Efficiency and Productivity Analysis (CEPA). Nº 2/2000.
- WU, Y. (1995): "Productivity growth, technological progress, and technical efficiency change in China: a three-sector analysis". Journal of Comparative Economics. Nº 21, 1995.
- ZOFÍO PRIETO, J.L., VICÉNS OTERO, J., DONES TACERO, M. (1996): "Productividad, cambio técnico y eficiencia en los sectores manufactureros de la OCDE". X Reunión ASEPELT-ESPAÑA. Albacete 20-21 Junio 1996.