

**Eficiencia productiva sectorial en las regiones españolas:  
una aproximación fronterera**

Mercedes Gumbau

Joaquín Maudos\*

Universidad de Valencia

Departamento de Análisis Económico  
Universidad de Valencia  
Avda. Blasco Ibañez, 32  
46010 Valencia, ESPAÑA  
Tel: 34-6-386 44 08  
Fax: 34-6-360 06 08

\* Los autores agradecen los comentarios y sugerencias realizados por un evaluador anónimo a una versión anterior de este trabajo. Joaquín Maudos agradece la ayuda financiera de la OTAN y de la DGICYT PB94-1523. Mercedes Gumbau agradece el soporte financiero de la DGICYT SEC94-1397.

# **Eficiencia productiva sectorial en las regiones españolas: una aproximación frontera**

Mercedes Gumbau y Joaquín Maudos

## **RESUMEN**

El objetivo de este trabajo es analizar la eficiencia técnica de los sectores productivos de las regiones españolas en el periodo 1980-91. Para ello, se estima una función frontera de producción estocástica para los sectores productivos de las regiones españolas bajo tres supuestos distribucionales alternativos para el término de ineficiencia. Los resultados obtenidos muestran la existencia de importantes niveles de ineficiencia en la producción, siendo el sector de la energía y el sector agrícola los que experimentan los mayores niveles de ineficiencia.

Asimismo, se estiman las tasas de crecimiento de la productividad total de los factores para cada uno de los sectores productivos obtenidas como la diferencia entre la tasa de crecimiento del progreso técnico y la tasa de crecimiento de la ineficiencia.

Finalmente, se analiza la convergencia de los niveles de ineficiencia entre las regiones españolas en cada uno de los sectores analizados.

*Palabras clave:* eficiencia técnica, frontera estocástica, productividad regional.

## **ABSTRACT**

The aim of this paper is to analyse the technical efficiency of the productive sectors of the Spanish regions over the period 1980-91. We estimate a production function using an stochastic frontier approach for the productive sectors under three different distributional assumptions for the inefficiency term. The results obtained show the existence of important inefficiency levels in the production, being the energetic and agriculture sectors those that present the higher inefficiency levels.

We also estimate the growth rate of the total factor productivity in every productive sector, calculated as the difference between the growth rate of technical change and the growth rate of the inefficiency.

Finally, we analyse the convergence process of the inefficiency levels for every productive sectors.

*Key words:* technical efficiency, stochastic frontier, regional productivity.



## 1.- Introducción

Una de las principales fuentes del crecimiento de la productividad es la eficiencia productiva, entendiendo ésta como la maximización del nivel de output dado la cantidad de inputs utilizados. Desde el trabajo pionero de Farrell (1957), la medición de la ineficiencia productiva ha discurrido en paralelo a la estimación de fronteras de producción. Dado que la ineficiencia productiva se define como la discrepancia del nivel actual de producción respecto al máximo técnicamente alcanzable situado en la frontera, la medición de la ineficiencia requiere necesariamente la estimación de la frontera de producción.

Sin embargo, la práctica habitual en la literatura económica ha consistido en estimar funciones de producción medias (estimadas por métodos de regresión convencionales) más que auténticas fronteras asumiendo que todas las unidades de producción son igualmente eficientes. En el presente trabajo se relaja este supuesto permitiendo la existencia de diferencias en el nivel de eficiencia de dichas unidades de producción.

Diversos ejemplos ponen de manifiesto la importancia de la inadecuada estimación de funciones de producción. Así, los estudios de los determinantes de la productividad basados en la estimación de funciones medias de producción obtienen estimaciones sesgadas de los parámetros afectando, por tanto, a las posibles implicaciones de política económica. Otro ejemplo más llamativo lo encontramos en los estudios que cuantifican el progreso técnico a través del desplazamiento en el tiempo de la función media de producción (o de costes). En este caso, dichos desplazamientos pueden deberse tanto al progreso técnico como al acercamiento a la frontera de producción de las empresas no eficientes (catching-up). En definitiva, los trabajos que estiman funciones medias de producción sólo estiman verdaderas funciones de producción (frontera) en el caso de que todas las unidades de producción sean igualmente eficientes.

El objetivo de este trabajo es estimar y comparar niveles de eficiencia siguiendo un procedimiento econométrico estocástico y paramétrico. Por un lado, la aproximación estocástica implica estimar una función de producción frontera en la que la desviación entre el nivel de output observado y el máximo posible comprende dos componentes: un término

de error que capta el efecto de variables que no están bajo el control de la unidad productiva analizada, y un término de ineficiencia. Por otro lado, la aproximación paramétrica consiste en especificar una determinada relación funcional entre las variables objeto de estudio.

La característica fundamental de la aproximación econométrica de la frontera de producción es que se asume que la ineficiencia sigue una distribución asimétrica, dado que sólo puede reducir la producción por debajo de la frontera, mientras que las fluctuaciones aleatorias siguen una distribución normal simétrica. La única dificultad estriba en que se han de utilizar supuestos distribucionales para identificar las diferencias en ineficiencia de otras fluctuaciones aleatorias, siendo necesario analizar la robustez de los resultados obtenidos ante distintos supuestos distribucionales.

La eficiencia económica comprende dos elementos, la eficiencia técnica (la maximización de la producción dada la cantidad de inputs utilizados) y la eficiencia asignativa (la utilización de la combinación de inputs óptima dados sus precios relativos). Sin embargo, la ausencia de información a nivel regional del precio de los factores sólo nos permite estimar la eficiencia (o ineficiencia) técnica en la producción.

Más concretamente, en este trabajo se estima una función frontera de producción para cada uno de los sectores productivos del sector privado de la economía permitiendo la existencia de progreso técnico. La ineficiencia técnica se calcula como la distancia de cada observación respecto de la frontera, estimando la tasa de crecimiento de la productividad total de los factores (PTF) como la diferencia entre la tasa de crecimiento del progreso técnico y la tasa de crecimiento de la ineficiencia. Asimismo, se comparan los niveles de eficiencia técnica alcanzados por cada uno de los sectores productivos del sector privado de las Comunidades Autónomas españolas en el período 1980-1991, siendo estos sectores la agricultura, la industria, la energía, la construcción y los servicios destinados a la venta.

Dicha descomposición del crecimiento de la productividad conjunta en el uso de los factores privados de producción, permite analizar la contribución a la misma de las ganancias de eficiencia y del progreso técnico, siendo dicha descomposición de importancia para el diseño de las políticas económicas a la hora de seleccionar el destino del gasto público

(inversión, mejora educativa de la fuerza de trabajo, etc). En este mismo sentido, es también de interés comparar los niveles de eficiencia tanto entre sectores como entre regiones.

Para realizar las estimaciones se realizan supuestos distribucionales alternativos para el término de ineficiencia. En concreto, se asume que dichos términos siguen una distribución half normal, normal truncada y/o exponencial.

El trabajo se organiza como sigue. En el segundo apartado se presenta la metodología utilizada para estimar la ineficiencia a partir de la aproximación de frontera estocástica. En el tercer apartado se describe la forma funcional adoptada para la frontera de producción y se presentan las ineficiencias sectoriales estimadas para cada una de las CC.AA. españolas. Asimismo, en este mismo apartado se calcula la tasa de crecimiento de la PTF de cada sector productivo como diferencia entre la tasa de crecimiento del progreso técnico y la tasa de crecimiento de la ineficiencia, se comparan los resultados con los obtenidos utilizando la aproximación no paramétrica de números índices, y se analiza la convergencia en los niveles de ineficiencia entre las regiones españolas para cada uno de los sectores considerados. Por último, en el apartado cuatro se presentan las conclusiones del trabajo.

## **2.- La medición de la ineficiencia: la aproximación de frontera estocástica**

La medición de la ineficiencia puede llevarse a cabo por diversas técnicas. Una primera clasificación de técnicas permite distinguir entre aproximaciones estadísticas, que se basan en las propiedades estadísticas de los datos, y no estadísticas. Una segunda clasificación permite distinguir entre técnicas paramétricas y no paramétricas en función de si se especifica o no una determinada relación funcional entre las variables, siendo el análisis de envolvente de datos (data envelopment analysis, DEA) la técnica no paramétrica más comúnmente utilizada.

Entre las aproximaciones estadísticas podemos distinguir a su vez entre una aproximación determinista y estocástica. En el primer caso, se asume que toda desviación respecto de la frontera es ineficiencia, mientras que en el segundo caso dicha desviación

comprende un término de ineficiencia junto con un elemento puramente aleatorio que recoge el efecto de variables que no están bajo el control de la unidad productiva analizada.

De entre las citadas técnicas, en este trabajo se sigue una aproximación estocástica y paramétrica dado que permitimos la existencia de un término puramente aleatorio además de la ineficiencia y asumimos una determinada relación funcional entre la producción y los inputs.

El modelo de frontera de producción estocástica propuesto de forma simultánea por Aigner, Lovell y Schmidt (1977) y Meeusen y van der Broeck (1977) postula que el término de error ( $\epsilon_i$ ) engloba dos componentes: uno asociado a la presencia de ineficiencia técnica ( $u_i$ ) y otro al término de error aleatorio habitual ( $v_i$ ).

En este caso, la función de producción puede expresarse como:

$$Y_i = X_i' \beta + \epsilon_i \quad (1)$$

donde

$$\epsilon_i = v_i - u_i; \quad u_i \geq 0; \quad v_i \text{ no está restringido} \quad \text{y} \quad v_i \sim N(0, \sigma_v^2) \quad (2)$$

Asumiendo supuestos distribucionales para el término de ineficiencia y considerando este término independientemente distribuido del término de error, la frontera de producción puede estimarse por máxima verosimilitud, así como las ineficiencias individuales a través de los residuos de la regresión. Dado que la ineficiencia sólo puede reducir la producción por debajo de la frontera, es necesario asumir distribuciones asimétricas para el término de ineficiencia, siendo las más utilizadas las distribuciones half-normal, normal-truncada y exponencial<sup>1</sup>.

Como demuestran Schmidt y Sickles (1984), la ventaja de disponer de un panel de datos es que no es necesario asumir ningún supuesto distribucional para el término de ineficiencia y para el término de error, pudiéndose estimar la ineficiencia a través de los modelos estándar de datos de panel (modelo de efectos fijos y aleatorios). Sin embargo, el

coste que hay que asumir es que dichos modelos de datos de panel se basan en el supuesto restrictivo de que la ineficiencia es constante en el tiempo, siendo este supuesto poco atractivo y, en palabras de Cornwell et al. (1990), "irreal en multitud de aplicaciones" sobre todo con paneles de periodos largos de tiempo<sup>23</sup>.

A este respecto, los trabajos de Cornwell et al. (1990), Kumbhakar (1990), Battese and Coelli (1992) y Lee and Schmidt (1993) constituyen contribuciones importantes a la flexibilización del supuesto de invarianza en el tiempo de la ineficiencia. Sin embargo, la limitación que presentan estos trabajos es que el término de ineficiencia varía en el tiempo imponiendo estructura en el tipo de variación: Cornwell, Schmidt and Sickles (1990) permiten que la ineficiencia varíe en el tiempo asumiendo que los efectos fijos son una función cuadrática del tiempo; Kumbhakar (1990) asume que la ineficiencia es el producto de una función determinística del tiempo y de un efecto individual no negativo e invariante en el tiempo, siendo el patrón temporal idéntico para todos los individuos; Battese y Coelli (1992) asumen que los efectos individuales son una función exponencial del tiempo, por lo que la ineficiencia crece, decrece o permanece constante; por último, Lee y Schmidt (1993) no imponen ningún tipo de restricción en la evolución temporal de la ineficiencia, si bien imponen que dicha evolución es igual para todas las empresas.

Otra desventaja de utilizar técnicas de panel en la estimación de la ineficiencia es que su tasa de crecimiento puede ser una fuente importante de crecimiento de la productividad total de los factores (véase Bauer (1990) y Esho y Sharpe (1995), entre otros), por lo que imponer la restricción de invarianza en el tiempo del término de ineficiencia implica renunciar a una importante fuente de variación de la productividad.

Por todos estos motivos, se ha considerado oportuno estimar la función frontera de producción asumiendo determinados supuestos distribucionales para el término de ineficiencia pero sin imponer el supuesto restrictivo de que la ineficiencia es invariante en el tiempo.

El modelo half normal asume que el término de ineficiencia es el valor absoluto de una variable que se distribuye como una normal con media igual a cero ( $|N(0, \sigma_u^2)|$ ), en cuyo caso la estimación del término de ineficiencia individual puede calcularse utilizando la

distribución del término de ineficiencia condicionado al término de error compuesto estimado<sup>3</sup>:

$$E[u_i|\epsilon_i] = \frac{\sigma\lambda}{(1+\lambda^2)} \left[ \frac{\phi(\epsilon_i\lambda/\sigma)}{\Phi(-\epsilon_i\lambda/\sigma)} - \frac{\epsilon_i\lambda}{\sigma} \right] \quad (3)$$

donde  $\phi$  y  $\Phi$  son la función de densidad normal y la función de distribución normal, respectivamente.

En el caso del modelo normal truncado ( $|N(\mu, \sigma^2)|$ ), las ineficiencias individuales se calculan de igual forma que en la expresión anterior sustituyendo el término  $[\epsilon_i\lambda/\sigma]$  por

$$\mu_i^* = \frac{\epsilon_i\lambda}{\sigma} + \frac{\mu}{\sigma\lambda} \quad (4)$$

ya que en este caso la media de la distribución ( $\mu$ ) es distinta de cero.

Por último, la expresión correspondiente al modelo exponencial para el cálculo de la ineficiencia es la siguiente<sup>4</sup>:

$$E[u_i|\epsilon_i] = (\epsilon_i - \theta\sigma_v^2) + \frac{\sigma_v\phi[(\epsilon_i - \theta\sigma_v^2)/\sigma_v]}{\Phi[(\epsilon_i - \theta\sigma_v^2)/\sigma_v]} \quad (5)$$

### 3.- Ineficiencia sectorial en las regiones españolas.

Las mejoras de productividad de una unidad de producción dependen de dos factores. Por un lado, de la adopción de innovaciones tecnológicas que permiten desplazar en el tiempo la función frontera de producción. Y por otro, de las ganancias de eficiencia obtenidas a través de la mejora en la capacidad de las unidades productivas para alcanzar el máximo nivel de producción dada la cantidad de inputs utilizados y la tecnología disponible.

La función frontera de producción  $g [.]$  que permite la existencia de progreso técnico puede ser definida como sigue:

$$Y^F(t) = g[X(t), t] \quad (6)$$

donde  $Y^F(t)$  es el máximo nivel de producción alcanzable en el instante  $t$ , y  $X(t)$  es el vector de inputs utilizados en el proceso productivo. Así, el nivel de producción observado en el instante  $t$  ( $Y(t)$ ) puede expresarse como,

$$Y(t) = Y^F(t)e^{-u(t)} = g[X(t), t]e^{-u(t)} \quad (7)$$

donde  $u(t)$  es la ineficiencia técnica correspondiente al nivel observado de producción  $Y(t)$ .

Tomando logaritmos en (7) y derivando con respecto al tiempo, tenemos que

$$\dot{Y}(t) = g_x \dot{X}(t) + g_t - \dot{u}(t) \quad (8)$$

donde  $g_x$  y  $g_t$  representan las elasticidades de  $g[X(t), t]$  con respecto a  $X(t)$  y  $t$ , respectivamente, y los puntos sobre las variables indican tasas de crecimiento.

La expresión (8) indica que la tasa de crecimiento de la producción depende de 3 elementos: 1) de la tasa de crecimiento ponderada de los factores de producción; 2) de la tasa de crecimiento del progreso técnico; y 3) de la tasa de crecimiento de la ineficiencia.

Siguiendo a Nishimuzu y Paga (1982), definimos la tasa de crecimiento de la productividad total de los factores (PTF) como la variación de la producción no explicada por el crecimiento de los factores. Esto es, para una unidad de producción  $i$ ,

$$PTF_i(t) = g_t - \dot{u}_i(t) \quad (9)$$

la tasa de crecimiento de la PTF es igual a la tasa de crecimiento del progreso técnico ( $g_t$ ) menos la tasa de crecimiento de la ineficiencia ( $\dot{u}_i(t)$ ).

Con objeto de estimar la tasa de crecimiento de la PTF de los sectores productivos de las regiones españolas, es necesario estimar previamente la función frontera de producción. En concreto, vamos a suponer que la tecnología subyacente a la función de producción es del tipo Cobb-Douglas:

$$\log Y_{ri}(t) = \sum_{s=1}^S [\alpha_s + \sum_{j=1}^J \beta_{j,s} \log X_{j,ri}(t) + \gamma_s t] Z_r + v_{ri}(t) - u_{ri}(t) \quad (10)$$

$$r=1,\dots,S; \quad i=1,\dots,I; \quad \text{y} \quad t=1,\dots,T$$

donde los subíndices  $r$  y  $s$  indican el sector productivo, y  $Z_r$  es una variable dummy sectorial que toma el valor 1 cuando  $r=s$ , y 0 en caso contrario. Los subíndices  $i$  y  $j$  indican la CC.AA. y el factor de producción, respectivamente. Más concretamente, el output e inputs introducidos en la función de producción son los siguientes:

$Y_{ri}(t)$  es el nivel de producción (PIBpm) de la Comunidad  $i$  en el sector  $r$  y en el año  $t$ , en pesetas constantes de 1990.

$L_{ri}(t)$  es el nivel de empleo de la Comunidad  $i$  en el sector  $r$  y en el año  $t$ .

$K_{ri}(t)$  es el stock de capital privado de la Comunidad  $i$  en el sector  $r$  y en el año  $t$ , en pesetas constantes de 1990.

y  $t$  es una dummy tendencial que toma los valores  $T=1,2,\dots,12$  con objeto de captar la influencia del progreso técnico.

Las series correspondientes a la producción y al empleo proceden de la Serie Homogénea de la Contabilidad Regional del INE. Los deflatores utilizados para cada sector productivo han sido obtenidos de la Serie Enlazada de la Contabilidad Nacional de España 1964-1991 del INE dada la ausencia de deflatores regionales.

Las series de capital privado proceden del trabajo de Mas et al (1995) publicadas por la Fundación BBV. Dicho trabajo contiene una estimación a nivel regional del stock de capital privado para los grandes sectores de la economía española desde 1964 a 1991.

En relación a la expresión (10), es necesario poner de manifiesto que si bien dicha expresión representa la función de producción frontera correspondiente a todos los sectores productivos y regiones de la muestra, cada sector posee sus propias elasticidades, su propia tasa de progreso técnico, y su propio término constante, permitiendo en consecuencia que cada sector tenga su propia tecnología de producción<sup>5</sup>.

Con objeto de contrastar el tipo de rendimientos implícito en la función de producción, se ha reparametrizado la ecuación (10) de la siguiente forma:

$$\log[Y/L]_{r,t} = \sum_{s=1}^S [\alpha_s + \beta_s \log[K/L]_{r,t} + (\alpha_s + \beta_s - 1) \log L_{r,t} + \gamma_s t] Z_r + v_{r,t} - u_{r,t} \quad (11)$$

$$r=1,\dots,S; \quad i=1,\dots,I; \quad \text{y} \quad t=1,\dots,T$$

Así, la no significatividad del parámetro que acompaña a la variable  $\log(L)$ , permitirá no rechazar la hipótesis de rendimientos constantes a escala en el sector  $s$ .

El cuadro 1 muestra el valor estimado del parámetro  $(\alpha + \beta - 1)$  así como el estadístico *t-student* en los cinco sectores considerado. A la luz de dichos resultados, se acepta la hipótesis de rendimientos a escala constantes en todos sectores considerados a excepción del sector energético, en el que existen rendimientos a escala decrecientes. Por este motivo, los resultados que se presentan en todo el trabajo se obtienen imponiendo dicha restricción en los sectores de la agricultura, la industria, la construcción y los servicios.

Los cuadros 2, 3 y 4 muestran los resultados de la estimación por maximaverosimilitud de la función de producción (10) correspondientes a los modelos half-normal, normal-truncado y exponencial, respectivamente. Los resultados obtenidos muestran valores similares para la elasticidad de los parámetros estimados con independencia del

modelo elegido, confirmando así la robustez de los supuestos distribucionales asumidos. Así, todos los sectores, a excepción del sector de los servicios destinados a la venta, han experimentado un progreso técnico estadísticamente significativo en el periodo 1980-91, siendo el sector de la construcción el que ha experimentado la tasa de crecimiento más elevada (en torno al 2.3% anual).

Asimismo, en cada uno de los cuadros se reportan los valores correspondientes a las varianzas del término de ineficiencia ( $\sigma_u^2$ ) y del término de error ( $\sigma_v^2$ ). Atendiendo a estos valores es posible calcular el porcentaje que el componente de ineficiencia representa sobre el total del término de error compuesto ( $\sigma^2$ ). Así, en el modelo half normal un 84% del total de la variación de la perturbación aleatoria puede explicarse por la variación en la ineficiencia sectorial mientras que el 16% restante corresponde a las fluctuaciones aleatorias no controladas por la unidad de producción analizada. Igualmente, pueden obtenerse los porcentajes que los términos de variación de la ineficiencia y variación del componente aleatorio representan sobre el total del error compuesto en los modelos normal truncado y exponencial. Los porcentajes explicados por el término de ineficiencia son, respectivamente, 94% y 68%. Estos resultados muestran que gran parte de los cambios en el nivel de output no explicados por la variación en la cantidad de factores productivos utilizados pueden ser explicados por la ineficiencia, mientras que una reducida proporción se explica por factores que no están bajo el control de las unidades de producción.

El cuadro 5 muestra la evolución de las ineficiencias sectoriales en el periodo objeto de estudio correspondientes al modelo half normal. En él se aprecia como para la media del periodo 1980-91, los sectores productivos del sector privado de la economía han experimentado niveles de ineficiencia que oscilan entre un valor mínimo del 24.3% correspondiente al sector de la construcción, y un valor máximo de 42% en el sector de la energía, siendo dicho porcentaje de 31%, 25% y 26% en los sectores de la agricultura, la industria y los servicios, respectivamente. Igualmente, los resultados indican que los sectores de la industria y la energía experimentan una reducción de la ineficiencia que cambia de sentido a finales de los años ochenta, mientras que en los sectores de la construcción y de los servicios destinados a la venta, la ineficiencia desciende hasta mediados de la década de los ochenta, si bien a partir de entonces vuelve a aumentar.

Por otra parte, cabe destacar la existencia de importantes diferencias en los niveles medios de ineficiencia por regiones. Así, el cuadro 6 muestra los niveles de ineficiencia de las CC.AA. españolas en cada uno de los sectores considerados correspondientes al modelo half-normal. Dicha información muestra importantes diferencias entre regiones en los niveles de ineficiencia en la totalidad de los sectores productivos, siendo los sectores de la energía y de la agricultura los que presentan las mayores diferencias entre regiones. Así, en el sector energético, frente a un nivel de ineficiencia del 98% en el caso de Cantabria, Murcia presenta un nivel de ineficiencia de sólo el 5.8%. En el sector agrícola, destacan los elevados niveles de ineficiencia alcanzados por las comunidades de Asturias y Galicia (62% y 60%, respectivamente) mientras que la comunidad de Murcia presenta niveles de ineficiencia inferiores al 10%. Por contra, la menor dispersión en los niveles de ineficiencia tiene lugar en el sector de la construcción, ya que la ineficiencia varía entre el 16% de Asturias y el 36% de Galicia. Por último cabe destacar que en el caso del sector industrial, La Rioja es la CC.AA. más eficiente mientras que Canarias lo es en el caso de los servicios.

El cuadro 6 también reporta las tasas de crecimiento de los niveles de ineficiencia de las regiones españolas en cada uno de los sectores considerados. En dicho cuadro se constata las importantes diferencias entre regiones en cuanto al comportamiento de la ineficiencia se refiere. Entre los resultados más destacables puede señalarse el crecimiento de la ineficiencia en el sector de la agricultura de gran parte de las comunidades autónomas, mientras que, en sentido opuesto, se observa una evolución favorable del sector de la construcción en las comunidades de Andalucía, Asturias, Canarias, Castilla La Mancha, Castilla León, Extremadura, Galicia, Murcia y País Vasco.

Los cuadros 7 a 10 muestran la información referente a los modelos normal-truncado y exponencial, siendo los resultados muy parecidos a los comentados en el caso del modelo half-normal. De hecho, a la vista del cuadro 11, el ranking de las regiones respecto de los niveles de ineficiencia es muy similar en los tres modelos utilizados tal y como muestran los elevados valores de los coeficientes de correlación de Spearman. Asimismo, los valores de los niveles de ineficiencia también son muy similares por lo que las conclusiones que del análisis de la ineficiencia sectorial se desprenden son las mismas con independencia del supuesto distribucional adoptado para el término de ineficiencia.

El cuadro 12 muestra para el modelo half-normal la tasa de crecimiento sectorial de la productividad total de los factores obtenida como diferencia entre la tasa de crecimiento del progreso técnico y la tasa de crecimiento de la ineficiencia (expresión 9). Sólo dos sectores, el sector energético y el sector de la construcción, han experimentado reducciones en sus niveles de ineficiencia. Así, si bien el sector energético es el que presenta los niveles más elevados de ineficiencia (ver cuadros 5, 7 y 9), es el que ha experimentado las mayores ganancias de eficiencia, ya que la tasa anual de disminución de la ineficiencia es del 1.86%. Por contra, el sector agrícola ha experimentado las mayores ganancias de ineficiencia (2.06%).

Teniendo en cuenta la evolución de la ineficiencia y la tasa de crecimiento del progreso técnico, los resultados muestran cómo sólo el sector de los servicios ha experimentado reducciones en la PTF (-0.82%), siendo el sector energético el que ha experimentado un mayor crecimiento en la productividad conjunta del uso de los factores (3.6%). Los sectores de la construcción, la industria y la agricultura experimentan tasas de crecimiento de la PTF de 3.02%, 1.53% y 0.05, respectivamente.

Resultados muy similares se obtienen en los modelos normal-truncado (cuadro 13) y exponencial (cuadro 14) ya que son los sectores energético y de la construcción los que han experimentado las mayores tasas de crecimiento de la PTF, mientras que el sector de los servicios destinados a la venta ha experimentado tasas de crecimiento negativas.

A la vista de los cuadros 12, 13 y 14 podemos concluir que a excepción del sector de la energía, la principal fuente de crecimiento de la productividad ha sido el progreso técnico, siendo más reducida la contribución de las mejoras de eficiencia. El sector agrícola, si bien ha experimentado una elevada tasa de crecimiento del progreso técnico, apenas ha obtenido ganancias de productividad en el uso de los factores privados de producción como consecuencia del importante crecimiento de la ineficiencia.

Con objeto de analizar la robustez de los resultados obtenidos mediante la aproximación estocástica de frontera de producción al análisis de la eficiencia, es interesante comparar los resultados obtenidos con los que se derivan de la obtención de la tasa de

crecimiento de la productividad total de los factores mediante la aproximación no paramétrica de los números índice de Christensen y Jorgenson (1972) más comúnmente utilizada en los análisis de productividad. Esta última aproximación, a diferencia de la aproximación de frontera estocástica, no permite descomponer la tasa de crecimiento de la PTF en tasa de crecimiento de la eficiencia y del progreso técnico, por lo que los trabajos que utilizan dicha aproximación suelen identificar todos los cambios en productividad con el cambio técnico.

De acuerdo con la aproximación no paramétrica de los números índices, la tasa de crecimiento de la PTF puede aproximarse a través del cómputo del índice de Tornquist,

$$IND(t) = \log\left[\frac{Y(t)}{Y(t-T)}\right] - \sum_{k=1}^K \left[\frac{w_k(t) + w_k(t-T)}{2}\right] \log\left[\frac{X_k(t)}{X_k(t-T)}\right] \quad (12)$$

donde  $w_k(t)$  es la participación de la renta del factor  $k$  en el total de las rentas.

En el cuadro 15 aparecen para los cinco sectores considerados las tasas de crecimiento regionales de la PTF para el periodo 1980-91 calculadas según la expresión (12), apareciendo en la última fila el coeficiente de correlación entre dichas tasas de crecimiento y las obtenidas mediante la estimación de la frontera de producción de acuerdo con el modelo half-normal<sup>6</sup>.

En todos los casos el elevado valor de los coeficientes muestra la existencia de una alta correlación entre ambas aproximaciones a la medición de la productividad. Las diferencias en dichas tasas se deben al hecho de que en la aproximación de números índice, la importancia relativa del crecimiento de los factores de producción depende de las participaciones de los mismos en la renta total, mientras que en la aproximación frontera la importancia relativa de cada factor depende de las elasticidades estimadas correspondientes a la frontera.

Una forma de analizar la evolución de las desigualdades regionales en los niveles de ineficiencia es recurriendo a lo que Barro y Sala-i-Martin han popularizado bajo los términos de  $\beta$  y  $\sigma$  convergencia. La  $\beta$ -convergencia implica analizar la relación existente entre la tasa de crecimiento de la ineficiencia y su nivel inicial. Así, existirá convergencia en los niveles de ineficiencia si las regiones que partían de niveles más elevados de ineficiencia

experimentan tasas de crecimiento de la ineficiencia más reducidas. La  $\sigma$ -convergencia implica analizar la dispersión en el tiempo de los niveles de ineficiencia utilizando algún estadístico de dispersión.

Con objeto de analizar la  $\beta$ -convergencia, el cuadro 16 muestra los resultados de la regresión de las tasas de crecimiento de la ineficiencia frente a sus niveles iniciales en 1980 de acuerdo con el modelo-half-normal. Los resultados indican que si bien en la totalidad de los sectores considerados existe una relación negativa entre la tasa de crecimiento de la ineficiencia y los niveles iniciales, tan solo dicha correlación negativa es estadísticamente significativa en el sector de la construcción y, aunque en menor medida, en el sector de la energía, indicando que no existe convergencia regional en los niveles de ineficiencia en el resto de los sectores productivos.

Para analizar la existencia de  $\sigma$ -convergencia, el gráfico 1 muestra la evolución en el periodo objeto de estudio de la desviación típica de los niveles de ineficiencia de los cinco sectores productivos considerados de acuerdo con el modelo half-normal. Nuevamente, son los sectores de la construcción y de la energía los que han reducido sus desigualdades regionales hasta finales de la década de los ochenta, siendo dicha dispersión prácticamente estable en el resto de los sectores analizados.

#### **4.- Conclusiones**

El objetivo de este trabajo ha sido analizar la eficiencia técnica de los sectores productivos del sector privado de las regiones españolas así como su contribución a las ganancias de productividad en el periodo 1980-91 mediante la estimación de una función de producción frontera. Para ello, se han utilizado diversas aproximaciones estocásticas en función de los supuestos distribucionales asumidos para el término de ineficiencia: el modelo half normal, el modelo normal truncado y el modelo exponencial.

Los resultados obtenidos muestran cómo los niveles de ineficiencia son muy similares independientemente de los supuestos distribucionales adoptados para el término de

ineficiencia. Asimismo, se obtienen importantes diferencias en los niveles de ineficiencia entre los distintos sectores productivos de cada región, siendo en el sector de la energía y en el sector agrícola donde tienen lugar los mayores niveles de ineficiencia.

Las diferencias son más acusadas si comparamos los niveles de ineficiencia sectoriales entre las distintas regiones siendo nuevamente el sector de la energía el que experimenta las mayores desigualdades regionales en ineficiencia.

Las tasas de crecimiento del progreso técnico estimadas por sectores muestran que, a excepción del sector de los servicios destinados a la venta, el resto de sectores han experimentado tasas de crecimiento positivas, siendo el sector de la construcción y el sector agrícola los más beneficiados por el progreso técnico.

Las tasas de crecimiento de la productividad total de los factores, obtenidas como diferencia entre la tasa de crecimiento del progreso técnico y la tasa de crecimiento de la ineficiencia indican que, nuevamente, a excepción del sector de los servicios destinados a la venta, el resto de los sectores productivos del sector privado de la economía han mejorados su niveles de productividad en el uso de los factores, siendo el sector de la energía y el sector de la construcción los que han experimentado las tasas de crecimiento más elevadas.

Los resultados obtenidos muestran que la identificación de los crecimientos en la productividad con progreso técnico que frecuentemente se ha realizado en la literatura, suponen negar una dimensión importante de las ganancias de productividad: las ganancias de eficiencia. No obstante, en el caso de los sectores productivos analizados, y con la excepción del sector energético, las tasas de crecimiento en la PTF se deben principalmente al progreso técnico, contribuyendo en menor medida las ganancias de eficiencia. Además, dichas tasas de crecimiento de la PTF son muy similares a las obtenidas mediante la aproximación no paramétrica de números índices.

La comparación de los niveles de ineficiencia tanto entre regiones como entre sectores puede servir de apoyo para el diseño de la política regional, en la medida en la que ayuda a seleccionar los destinos sectoriales y regionales del gasto público. Además, el análisis de

las fuentes de crecimiento de la productividad en el uso conjunto de los factores privados de producción (eficiencia y cambio técnico), también puede ser de ayuda a la hora de seleccionar entre inversión en capital físico (que incorpora progreso técnico) e inversión en capital humano (que puede contribuir a las mejoras de eficiencia en el uso de los factores).

Finalmente, los resultados obtenidos muestran la presencia de convergencia en los niveles de ineficiencia de los sectores de la energía y de la construcción de las regiones españolas, manteniéndose estables las desigualdades regionales en el resto de los sectores analizados.

## NOTAS

1. Véase Green (1993).

2. Véase también Lovell (1993).

3. En el contexto de datos de panel, también es posible estimar la ineficiencia bajo el supuesto de que es invariante en el tiempo especificando supuestos distribucionales específicos para el término de ineficiencia. Así, en el caso del modelo half-normal y normal-truncado la fórmula para computar la ineficiencia individual ha sido derivada por Battese y Coelli (1988), no estando disponible por el momento la expresión en el caso del modelo exponencial.

4. Véase Jondrow et al. (1982)

5. Véase Green (1993)

6. La estimación de todas las funciones sectoriales de producción como una única frontera es una forma de evitar determinados problemas particulares de la estimación de funciones frontera. Como ponen de manifiesto Aigner et al. (1977), la estimación de la ineficiencia técnica exige que los residuos de la regresión sean negativamente asimétricos. Cuando inicialmente se procedió a la estimación de una función de producción frontera de forma separada para cada sector, en dos de los cinco sectores considerados no se cumple dicha condición. Sin embargo, la aproximación adoptada de estimar la frontera de producción con todos los sectores evita este problema. Véase una aproximación similar en Fecher et al. (1992).

7. Los resultados que se presentan en lo que resta de este apartado sólo hacen referencia al modelo half-normal puesto que los resultados se mantienen en los modelos normal-truncado y exponencial.

## REFERENCIAS BIBLIOGRAFICAS

Aigner, A., C.A.K. Lovell, and P. Schmidt (1977): "Formulation and Estimation of Stochastic Frontier Production Function Models", *Journal of Econometrics*, 86, pp. 21-37

Barro, R. and X. Sala-i-Martin (1992): "Convergence", *Journal of Political Economy*, Vol. 100:2.

Bauer, P. (1990): "A survey of recent econometric development in frontier estimation", *Journal of Econometrics*, 46, pp. 21-39.

Battese, G.E. and T.J. Coelli (1988): "Prediction of Firm-Level Technical Efficiencies with a Generalized Frontier Production Function and Panel Data", *Journal of Econometrics*, 38, pp. 387-399.

Battese, G.E. and T.J. Coelli (1992): "Frontier Production Functions, Technical Efficiency and Panel Data: With Application to Paddy Farmers in India", *Journal of Productivity Analysis*, 3, pp. 153-169.

Cornwell, C.P., P. Schmidt and R.C. Sickles (1990): "Production Frontiers with Cross-Sectional and Time-Series Variation in Efficiency Levels", *Journal of Econometrics*, 46, pp. 185-200.

Esho, N. y Sharpe, I.G. (1995): "Long-run estimates of technical change and scale economies in a dynamic framework: Australian permanent building societies: 1974-1990", *Journal of Banking and Finance*, vol. 19(7), pp. 1135-1326.

Farrel, M. (1957): "The Measurement of Productive Efficiency", *Journal of the Royal Statistical Society (A, general)*, 120, pp. 253-281.

Fecher, F. y S. Perelman (1992): "Productivity Growth and Technical Efficiency in OECD Industrial Activities", en *Industrial Efficiency in Six Nations*, Richard E. Caves (Ed.), The

MIT Press, pp. 459-488.

Green, W.M. (1993): "The Econometric Approach to Efficiency Analysis", in *The Measurement of Productive Efficiency: Techniques and Applications*, Harold O. Fried, C.A.K. Lovell, y Shelton S. Schmidt (Eds.), Oxford: Oxford University Press, pp. 68-119.

INE (varios años): "Contabilidad Regional de España" (Instituto Nacional de Estadística, Madrid).

INE: "Serie enlazada de la Contabilidad Nacional de España" (Instituto Nacional de Estadística, Madrid).

Jondrow, J., C.A.K. Lovell, I.S. Materov and P. Schmidt (1982): "On the estimation of Technical Inefficiency in the Stochastics Frontier Production Models", *Journal of Econometrics*, 19, pp. 233-238.

Kumbhakar, S.C. (1990): "Production Frontiers, Panel Data and Time-Varying Technical Efficiency", *Journal of Econometrics*, 46, pp. 201-211.

Lee, Y.H. y Smith, P. (1993): "A Production Frontier Model with Flexible Temporal Variation in Technical Inefficiency", en *The Measurement of Productive Efficiency: Techniques and Applications*, edited by Harold O. Fried, C.A.K. Lovell, and Shelton S. Schmidt, Oxford: Oxford University Press, pp. 237-255.

Lovell, C.A.K. (1993): "Production Frontiers and Productive Efficiency", in *The Measurement of Productive Efficiency: Techniques and Applications*, edited by Harold O. Fried, C.A.K. Lovell, and Shelton S. Schmidt, Oxford: Oxford University Press, pp. 3-67.

Mas, M.; Pérez, F. and E. Uriel (1995): *El stock de capital en la economía española*, Fundación Banco Bilbao-Vizcaya.

Meeusen, W., and J. van den Broeck (1977): "Efficiency Estimation from Cobb-Douglas Production Function with Composed Error", *International Economic Review*, 18, pp. 435-444.

Nishimizu, M. y J.M. Page (1982): "Total factor productivity growth, technological progress and technical efficiency change: Dimensions of productivity change in Yugoslavia, 1967-1978", *Economic Journal* 92, pp. 920-936.

Schmidt, P. and R. Sickles (1984): "Production frontier and Panel Data", *Journal of Business and Economic Statistics*, 2, pp. 299-326

<b>Cuadro 1: Contraste tipo de rendimientos (Estimación del parámetro <math>(\alpha+\beta-1)</math> en (11))</b>			
	Half-normal	Normal-truncado	Exponencial
Agricultura	0.0098 (0.441)	0.0144 (0.632)	0.0421 (1.17)
Industria	0.0055 (0.128)	0.0058 (0.193)	-0.0098 (-0.377)
Energía	-0.0518 (-3.339)	-0.0994 (-6.475)	-0.0758 (-4.868)
Construcción	0.0028 (0.064)	0.0041 (0.133)	0.0016 (0.057)
Servicios	0.0259 (0.418)	0.0025 (0.601)	0.0303 (0.649)

t-estadístico entre paréntesis

<b>Cuadro 2: Parámetros estimados en el modelo half-normal</b>				
	Constante	Trabajo	Capital	Prog. técnico
Agricultura*	1.9540 (4.222)	0.3446 (5.772)	0.6554 (10.077)	0.0211 (3.383)
Industria*	6.4349 (4.559)	0.7829 (4.474)	0.2171 (1.241)	0.0154 (1.785)
Energía	3.4795 (12.079)	0.3533 (14.263)	0.5946 (22.696)	0.0174 (5.776)
Construcción*	5.7901 (4.016)	0.6381 (3.072)	0.3619 (1.742)	0.0231 (1.167)
Servicios*	4.6084 (1.219)	0.5312 (1.164)	0.4688 (1.028)	-0.0068 (-0.428)
No. Obs.	1020		$\sigma_u^2 = 0.14706$	
Log-Lik.	141.648		$\sigma_v^2 = 0.02846$	
$\sigma_u/\sigma_v$	2.2728 (10.414)			
$\sigma_v^2 + \sigma_u^2$	0.4189 (38.621)			

<b>Cuadro 3: Parámetros estimados en el modelo normal-truncado</b>				
	Constante	Trabajo	Capital	Prog. técnico
Agricultura*	1.3652 (3.218)	0.2695 (4.868)	0.7305 (13.187)	0.0147 (2.656)
Industria*	5.6184 (6.145)	0.6900 (6.076)	0.3100 (2.729)	0.0113 (1.956)
Energía	2.9582 (9.765)	0.2712 (9.676)	0.6589 (23.656)	0.0109 (4.518)
Construcción*	5.4581 (5.141)	0.5973 (3.931)	0.4027 (2.625)	0.0239 (2.078)
Servicios*	3.6842 (1.265)	0.4257 (1.209)	0.5743 (1.677)	-0.0085 (-0.690)
No. Obs.	1020		$\sigma_u^2 = 0.3009$	
Log-Lik.	143.618		$\sigma_v^2 = 0.0196$	
$\mu/\sigma_u$	0.7631 (2.003)			
$\sigma_u/\sigma_v$	3.9120 (11.939)			
$\sigma_v^2 + \sigma_u^2$	0.5661 (13.913)			

t-estadístico entre paréntesis

\* Estimación bajo el supuesto de rendimientos constantes a escala

<b>Cuadro 4: Parámetros estimados en el modelo exponencial</b>				
	Constante	Trabajo	Capital	Prog. técnico
Agricultura	2.1937 (6.200)	0.3826 (8.430)	0.6174 (13.602)	0.0229 (4.628)
Industria	6.3222 (6.594)	0.7792 (6.563)	0.2208 (1.859)	0.0138 (2.509)
Energía	3.3451 (10.948)	0.2753 (10.413)	0.6250 (23.005)	0.0127 (4.407)
Construcción	5.7114 (5.761)	0.6376 (4.465)	0.3624 (2.537)	0.0226 (2.390)
Servicios	4.5052 (1.771)	0.5285 (1.721)	0.4715 (1.535)	-0.0067 (-0.631)
No. Obs.	1020		$\sigma_u^2 = 0.05397$	
Log-Lik.	83.5847		$\sigma_v^2 = 0.02553$	
Theta	4.3044 (21.068)			
$\sigma_v$	0.1597 (21.711)			

t-estadístico entre paréntesis

\* Estimación bajo el supuesto de rendimientos constantes a escala

<b>Cuadro 5: Ineficiencias sectoriales en el modelo half-normal</b>					
	Agricultura	Industria	Energía	Construcción	Servicios
1980	0.2552	0.2752	0.4928	0.3024	0.2511
1981	0.3196	0.2765	0.4214	0.2568	0.2536
1982	0.3395	0.2742	0.4398	0.2480	0.2433
1983	0.3263	0.2444	0.4533	0.2452	0.2386
1984	0.2908	0.2479	0.4425	0.2523	0.2178
1985	0.3157	0.2509	0.4377	0.1960	0.2200
1986	0.3552	0.2437	0.4265	0.2100	0.2268
1987	0.3002	0.2327	0.4245	0.2187	0.2375
1988	0.2961	0.2315	0.3806	0.2211	0.2384
1989	0.2965	0.2474	0.3625	0.2389	0.2429
1990	0.3161	0.2643	0.3711	0.2515	0.2525
1991	0.3194	0.2753	0.4007	0.2794	0.2549
1980-91	0.3109	0.2553	0.4219	0.2434	0.2598

**Cuadro 6: Ineficiencias sectoriales por CC.AA. en el modelo half-normal**

	Ineficiencia media 1980-91				Tasa de crecimiento anual 1980-91 (%)					
	Agri.	Indus.	Ener.	Const.	Sev.	Agri.	Indus.	Ener.	Const.	Sev.
Andalucía	0.1135	0.2043	0.1362	0.1702	0.2557	-3.87	0.05	-0.32	-3.82	0.37
Aragón	0.3581	0.2479	0.5616	0.2006	0.2207	6.42	-2.74	0.95	3.79	-0.32
Asturias	0.6257	0.2357	0.7333	0.1589	0.2699	4.35	0.22	2.02	-0.81	-0.12
Baleares	0.4813	0.3879	0.7799	0.2689	0.2039	-2.19	1.84	-5.75	0.46	-3.26
Canarias	0.2061	0.2110	0.1663	0.2752	0.1422	3.64	-1.76	9.12	-6.99	2.61
Cantabria	0.5253	0.2445	0.9800	0.2436	0.2119	-0.46	-0.09	-4.21	0.17	0.45
C-La Mancha	0.2573	0.3141	0.1797	0.3128	0.3412	2.21	-2.06	-2.77	-0.84	-0.29
C-León	0.3807	0.2008	0.6134	0.3174	0.3458	4.30	1.28	2.80	-0.68	0.75
Cataluña	0.2487	0.1971	0.3800	0.2013	0.2012	8.46	0.19	-1.23	0.31	-1.43
Extremadura	0.3826	0.5374	0.5452	0.3070	0.4217	-1.14	-0.07	-6.50	-5.15	0.04
Galicia	0.6057	0.2611	0.1067	0.3622	0.3370	2.57	0.54	4.80	-1.28	1.13
La Rioja	0.2059	0.0911	0.1920	0.2339	0.2308	-3.00	-0.66	-3.66	2.28	0.69
Madrid	0.3106	0.1570	0.3637	0.1946	0.1477	3.87	-1.09	-1.87	4.40	-1.30
Murcia	0.0976	0.3590	0.0583	0.1976	0.1829	-3.15	1.01	3.00	-4.57	3.21
Navarra	0.2102	0.2003	0.5433	0.2436	0.2141	4.90	0.64	-0.21	1.88	-1.13
P. Vasco	0.1334	0.2281	0.1455	0.2128	0.1597	-2.37	0.88	-7.56	-1.52	0.20
C. Valenciana	0.1428	0.2639	0.2022	0.2069	0.1908	9.03	0.74	-2.88	5.88	0.80

<b>Cuadro 7: Ineficiencias sectoriales en el modelo normal-truncado</b>					
	<b>Agricultura</b>	<b>Industria</b>	<b>Energía</b>	<b>Construcción</b>	<b>Servicios</b>
1980	0.2395	0.2250	0.5368	0.2497	0.2003
1981	0.3122	0.2293	0.4520	0.2057	0.2038
1982	0.3323	0.2265	0.4700	0.1993	0.1933
1983	0.3140	0.1955	0.4808	0.1995	0.1897
1984	0.2722	0.1965	0.4741	0.2042	0.1711
1985	0.3007	0.1932	0.4480	0.1494	0.1714
1986	0.3461	0.1842	0.4363	0.1580	0.1769
1987	0.2817	0.1713	0.4286	0.1680	0.1860
1988	0.2755	0.1693	0.3743	0.1680	0.1874
1989	0.2733	0.1846	0.3510	0.1851	0.1935
1990	0.2951	0.1993	0.3605	0.2012	0.2052
1991	0.3003	0.2105	0.3929	0.2318	0.2083
1980-91	0.2952	0.1988	0.4338	0.1933	0.1906

**Cuadro 8: Ineficiencias sectoriales por CC.AA. en el modelo normal-truncado**

	Ineficiencia media 1980-91				Tasa de crecimiento anual 1980-91 (%)					
	Agri.	Ind.	Ener.	Const.	Ser.	Agri.	Ind.	Ener.	Const.	Ser.
Andalucía	0.0822	0.1521	0.0988	0.1783	0.1973	-5.11	-0.76	-1.82	4.85	0.95
Aragón	0.3606	0.1922	0.5720	0.1066	0.1701	7.36	-4.27	0.37	-0.99	-0.13
Asturias	0.6136	0.2141	0.6658	0.2093	0.2131	5.00	-0.18	2.03	0.68	0.05
Baleares	0.5049	0.2951	0.8236	0.2218	0.1689	-2.15	1.90	-6.88	-8.76	-4.57
Canarias	0.1721	0.1623	0.1335	0.1834	0.0944	4.58	-2.63	8.88	0.43	3.35
Cantabria	0.5363	0.2181	0.9800	0.2583	0.1659	-0.32	-1.49	-4.46	-0.97	1.14
C-La Mancha	0.2408	0.2429	0.1782	0.2626	0.3000	1.71	-3.36	-3.96	-0.70	-0.08
C-León	0.3688	0.1435	0.6155	0.1424	0.2984	4.40	0.92	2.39	0.59	1.08
Cataluña	0.2320	0.1357	0.3865	0.2544	0.1494	9.87	-0.34	-2.43	-6.80	-1.51
Extremadura	0.3730	0.4864	0.6719	0.3064	0.3791	-2.29	-0.03	-6.78	-1.49	0.31
Galicia	0.5919	0.1853	0.0753	0.1758	0.2798	2.62	-0.03	4.01	3.31	1.71
La Rioja	0.2059	0.0537	0.1726	0.1478	0.1830	-3.62	-1.24	-5.88	5.78	0.91
Madrid	0.2601	0.1025	0.3232	0.1431	0.1025	1.96	-1.57	-3.87	-5.84	-1.41
Murcia	0.0665	0.2782	0.0412	0.1909	0.1278	-3.57	0.56	2.27	3.07	4.32
Navarra	0.2023	0.1425	0.6172	0.1598	0.1626	6.10	-0.25	-0.88	-1.84	-1.21
P. Vasco	0.1056	0.1880	0.1401	0.1484	0.1094	-2.80	0.22	-10.52	7.68	0.33
C. Valenciana	0.1025	0.1864	0.2028	0.1973	0.1382	10.48	0.20	-5.48	0.95	1.29

<b>Cuadro 9: Ineficiencias sectoriales en el modelo exponencial</b>					
	Agricultura	Industria	Energía	Construcción	Servicios
1980	0.1973	0.1879	0.5186	0.2183	0.1686
1981	0.2580	0.1927	0.4327	0.1770	0.1705
1982	0.2740	0.1923	0.4409	0.1691	0.1624
1983	0.2669	0.1683	0.4579	0.1684	0.1590
1984	0.2309	0.1710	0.4426	0.1741	0.1430
1985	0.2525	0.1697	0.4226	0.1274	0.1448
1986	0.2915	0.1663	0.4152	0.1357	0.1507
1987	0.2403	0.1574	0.4086	0.1442	0.1608
1988	0.2337	0.1566	0.3557	0.1434	0.1602
1989	0.2298	0.1718	0.3338	0.1549	0.1632
1990	0.2518	0.1835	0.3445	0.1656	0.1712
1991	0.2554	0.1922	0.3805	0.1893	0.1727
1980-91	0.2485	0.1758	0.4128	0.1640	0.1606

Cuadro 10: Ineficiencias sectoriales por CC.AA. en el modelo exponencial

	Ineficiencia media 1980-91				Tasa de crecimiento anual 1980-91 (%)					
	Agri.	Ind.	Ener.	Const.	Ser.	Agri.	Ind.	Ener.	Const.	Ser.
Andalucía	0.0767	0.1301	0.0897	0.1076	0.1671	-3.46	0.20	-1.19	-4.15	0.48
Aragón	0.2721	0.1630	0.5276	0.1508	0.1411	7.53	-3.28	0.69	4.24	-0.32
Asturias	0.5931	0.1531	0.6234	0.1000	0.1784	5.19	0.41	2.48	-0.99	-0.11
Baleares	0.3983	0.2861	0.8304	0.1831	0.1306	-3.54	2.74	-7.08	0.48	-3.67
Canarias	0.1401	0.1362	0.1282	0.1908	0.0898	3.55	-1.90	7.93	-8.96	2.62
Cantabria	0.4565	0.1597	0.9800	0.1597	0.1350	-1.05	0.01	-4.48	0.05	0.56
C-La Mancha	0.1762	0.2177	0.1492	0.2187	0.2407	2.38	-2.57	-3.12	-1.32	-0.35
C-León	0.3051	0.1272	0.5426	0.2208	0.2454	5.86	1.56	3.20	-1.10	1.06
Cataluña	0.1691	0.1245	0.2934	0.1281	0.1276	9.45	0.35	-2.50	0.18	-1.52
Extremadura	0.3022	0.4530	0.6205	0.2218	0.3222	-1.38	0.04	-7.68	-7.14	0.09
Galicia	0.5687	0.1718	0.0731	0.2680	0.2370	3.22	0.84	3.60	-1.94	1.57
La Rioja	0.1293	0.0596	0.2013	0.1523	0.1489	-3.84	-0.50	-4.97	2.67	0.80
Madrid	0.2500	0.0987	0.2736	0.1239	0.0931	5.32	-0.97	-4.01	4.49	-1.25
Murcia	0.0676	0.2602	0.0466	0.1281	0.1157	-3.04	1.53	2.46	-5.57	3.48
Navarra	0.1342	0.1270	0.6255	0.1632	0.1364	4.77	0.83	-0.75	2.12	-1.22
P. Vasco	0.0868	0.1470	0.1174	0.1374	0.1004	-2.54	1.16	-8.33	-1.88	0.24
C. Valenciana	0.0984	0.1538	0.1658	0.1330	0.1204	8.26	1.09	-4.54	6.54	0.89

<b>Cuadro 11: Coeficientes de correlación de Spearman</b>					
	Agri.	Ind.	Ener.	Const.	Serv.
H-normal/N-truncado	0.99	0.93	0.96	1	0.98
H-normal/exponencial	0.99	1	0.98	0.99	1
N-truncado/exponencial	0.98	0.93	0.96	0.99	0.98

<b>Cuadro 12 Productividad, ineficiencia y progreso técnico: modelo half-normal (tasa anual de crecimiento en %)</b>					
	Agricultura	Industria	Energía	Construcción	Servicios
Prog. técnico	2.11	1.54	1.74	2.31	-0.68
Ineficiencia	2.06	0.01	-1.86	-0.71	0.14
PTF	0.05	1.53	3.60	3.02	-0.82

<b>Cuadro 13: Productividad, ineficiencia y progreso técnico: modelo normal truncado (tasa anual de crecimiento en %)</b>					
	Agricultura	Industria	Energía	Construcción	Servicios
Prog. técnico	1.47	1.13	1.09	2.39	-0.85
Ineficiencia	2.07	-0.60	-2.79	-0.67	0.35
PTF	-0.60	1.73	3.88	3.06	-1.20

<b>Cuadro 14: Productividad, ineficiencia y progreso técnico: modelo exponencial (tasa anual de crecimiento en %)</b>					
	Agricultura	Industria	Energía	Construcción	Servicios
Prog. técnico	2.29	1.38	1.27	2.26	-0.67
Ineficiencia	2.37	0.21	-2.77	-1.28	0.22
PTF	-0.08	1.17	4.04	3.54	-0.89

<b>Cuadro 15: tasa de crecimiento de IND (%)</b>					
	Agricultura	Industria	Energía	Construcción	Servicios
Andalucía	4.03	1.60	1.04	2.86	-1.58
Aragón	-1.55	1.17	2.35	1.07	-1.15
Asturias	-3.15	2.60	1.01	2.66	-1.16
Baleares	2.31	7.34	2.31	2.13	0.36
Canarias	1.20	-1.78	1.28	5.47	-2.27
Cantabria	0.29	10.89	1.62	2.25	1.68
C-Mancha	0.83	1.13	1.84	2.65	1.29
C-León	-0.98	-0.12	0.60	2.65	1.57
Cataluña	-1.81	1.78	1.04	2.21	-0.74
Extremadura	2.63	5.97	0.20	4.07	-1.32
Galicia	-0.08	-0.57	0.97	2.96	-1.80
La Rioja	1.09	3.08	1.04	1.39	-1.47
Madrid	-0.38	2.56	1.43	0.70	-0.70
Murcia	3.73	0.18	0.73	4.19	-2.58
Navarra	-1.41	1.75	1.14	1.36	-0.88
P. Vasco	2.55	5.04	1.08	2.95	-1.25
C. Valenciana	-0.81	2.41	0.89	0.24	-1.67
Cof. correlación entre IND y PTF	0.836	0.881	0.702	0.757	0.996

<b>Cuadro 16: <math>\beta</math>-convergencia en los niveles de ineficiencia</b>			
	Constante	Pendiente	R <sup>2</sup>
Agricultura	0.0326 (0.777)	-0.0505 (-0.770)	0.04
Industria	0.0002 (0.021)	-0.0033 (-0.094)	0.01
Energía	0.0075 (0.182)	-0.0323 (-1.596)	0.15
Construcción	0.0591 (2.301)	-0.2081 (-3.743)	0.48
Servicios	0.0112 (0.743)	-0.0391 (-0.819)	0.04

t-estadístico entre paréntesis

# Gráfico 1: Desigualdades en ineficiencia (desviación típica)

