

La eficiencia técnica de la industria española*

Mercedes Gumbau Albert

Universitat de València. Departament d'Anàlisi Econòmica.

Recibido: mayo de 1997
Aceptado: febrero de 1998

Resumen

El objetivo de este trabajo es analizar la eficiencia técnica de los sectores industriales españoles durante el período 1991-1994 utilizando la Encuesta Sobre Estrategias Empresariales (ESEE) del Ministerio de Industria y Energía. Más concretamente, se va a seguir el enfoque de frontera estocástica para calcular los niveles de eficiencia que se obtienen tras la estimación de una función de producción frontera con dos factores de producción: trabajo y capital privado. Los resultados obtenidos muestran un nivel de eficiencia media entorno al 76-83%, si bien existen importantes diferencias intrasectoriales.

Palabras clave: eficiencia técnica, frontera estocástica, industria.

Abstract. *Technical Efficiency in the Spanish Industry*

The objective of this paper is to analyze the technical efficiency of the Spanish industrial sectors during the period 1991-1994 using the Encuesta Sobre Estrategias Empresariales (ESEE) of the Industry and Energy Ministry. More concretely, the paper follows the stochastic frontier approach to calculate the efficiency levels that are obtained from a production frontier function with two inputs: labour and private capital. The obtained results show a mean efficiency level of 76-83%, even though there are important differences within industrial sectors.

Key words: technical efficiency, stochastic approach, industry.

(*) Este estudio se enmarca dentro del programa de investigación SEC-1357 de la Comisión Interministerial de Ciencia y Tecnología. Agradezco al Ministerio de Industria y Energía el haberme permitido utilizar la Encuesta Sobre Estrategias Empresariales para la elaboración de este trabajo. Agradezco también los comentarios de dos evaluadores anónimos así como los de Joaquín Maudos.

1. Introducción

La teoría económica postula que la productividad de una empresa puede ser definida por su ratio output/input y que los cambios de esta ratio se deben fundamentalmente a tres fuentes diferentes: las diferencias en la tecnología de producción utilizada por las empresas, las diferencias en la eficiencia del proceso de producción y, finalmente, las diferencias en el entorno en que se desarrolla la producción de cada una de ellas.

De entre las citadas fuentes este trabajo se centra especialmente en la contribución de la eficiencia técnica a la productividad. Para llevar a cabo el estudio se utilizan los datos de un conjunto de empresas que abarcan todo el tejido industrial de la economía española cuya información recoge la Encuesta Sobre Estrategias Empresariales (ESEE) realizada por el Ministerio de Industria y Energía.

La eficiencia técnica consiste en maximizar el nivel de output que puede obtenerse a partir de una combinación determinada de inputs, es decir, el concepto de eficiencia técnica indica el grado de éxito en la utilización de los recursos productivos. Por tanto, la ineficiencia no es más que la diferencia entre los valores observados de la producción y los valores máximos alcanzables dada la tecnología utilizada.

Tradicionalmente, cuando se ha analizado la productividad se han utilizado indicadores de productividad aparente de un factor (del trabajo, generalmente) o de productividad total de los factores (PTF). En este último caso, es práctica habitual medir el crecimiento de la productividad utilizando aproximaciones no paramétricas de números índice (Tornqvist, Theil, etc.) estimando así de forma residual (residuo de Solow) el crecimiento de la PTF.¹ Sin embargo, como señala Grosskopf (1993), el problema que presentan estas aproximaciones no frontera es que obtienen estimaciones sesgadas del crecimiento de la productividad en presencia de ineficiencia, no pudiéndose identificar las ganancias de productividad exclusivamente con progreso técnico. Así, implícitamente se asume que todas las unidades de producción son igualmente eficientes.

Más recientemente, varios autores han relajado este supuesto con el fin de estimar las diferencias existentes en eficiencia entre los agentes económicos. Para ello es necesario estimar la frontera de producción (*best-practice frontier*) en la que se localizan los agentes eficientes. A partir de esta frontera se calculan las desviaciones de las demás empresas de esta frontera, es decir, las ineficiencias.

En la literatura económica pueden encontrarse trabajos previos que han realizado estimaciones de la eficiencia productiva entre los que cabe destacar los trabajos de Beeson y Husted (1989), Fecher y Perelman (1992) y Perelman (1995). Para el caso español, se han realizado estimaciones de la eficiencia a nivel de grandes sectores productivos en Prior (1990) y en Gumbau y Maudos (1996). En

1. Esta es la aproximación utilizada por Fariñas et al. (1996) en el caso de la industria española donde se utiliza como indicador de «eficiencia productiva» la PTF computada a través de un índice de Tornqvist.

el primer caso, se analiza la eficiencia del sector industrial de las comunidades autónomas utilizando una aproximación no paramétrica determinista (análisis de la envolvente de datos, DEA), mientras que en el segundo caso se analiza la eficiencia de los grandes sectores productivos (agricultura, industria, energía, construcción y servicios destinados a la venta) también de las comunidades autónomas españolas utilizando una aproximación de frontera estocástica.

Sin embargo, apenas existen estudios que analicen a nivel inter e intrasectorial la eficiencia de la industria española. De hecho, tan sólo existe un trabajo (Martín y Suárez, 1997) que utilizando técnicas de panel, analiza la eficiencia técnica de las empresas industriales españolas agrupadas en 15 sectores de actividad.² No obstante, la utilización de técnicas de panel para la estimación de la eficiencia presenta algunas limitaciones que expondremos a continuación. Por este motivo, el objetivo de este trabajo es profundizar en el fenómeno de la eficiencia de la industria española a nivel inter e intrasectorial utilizando, para la estimación de la eficiencia, el enfoque de frontera estocástica (*stochastic frontier approach*).

Los resultados obtenidos utilizando esta aproximación al análisis de la eficiencia muestran cómo la industria española presenta niveles de eficiencia en torno al 76-83%, esto es, podría incrementar la producción en un 17-24% con los factores productivos realmente utilizados. Dicha ineficiencia media es bastante similar entre los distintos sectores de la industria si bien existen importantes diferencias en cuanto a las desigualdades intrasectoriales.

El trabajo se organiza como sigue. En la segunda sección se repasan las distintas metodologías para la estimación de la eficiencia, haciendo hincapié en la aproximación de frontera estocástica. En la sección tercera, tras especificar la función de producción a estimar así como la descripción de los datos y variables, se muestran los resultados obtenidos en términos de eficiencia. Finalmente, la sección cuarta presenta las conclusiones principales del trabajo.

2. La estimación de la eficiencia: la aproximación de frontera estocástica

Desde el trabajo pionero de Farrell (1957), el análisis de la eficiencia a partir de modelos frontera ha sido ampliamente realizado. La eficiencia de una unidad de producción puede definirse como la capacidad para obtener la cantidad máxima de output dados los inputs y la tecnología utilizada. O, alternativamente, la ineficiencia puede definirse como la diferencia entre la relación óptima de output obtenido con unos determinados factores de producción y la misma relación observada.

Econométricamente, se pueden utilizar varios enfoques para estimar la frontera de producción y el término de ineficiencia si bien el enfoque que va a utilizarse

2. Utilizando también la ESEE, Fariñas et al. (1996) analizan la «eficiencia productiva» de la industria españolas si bien lo que realmente analizan es la productividad. En consecuencia, el único trabajo que realmente analiza la eficiencia en las empresas industriales españolas es el de Martín y Suárez (1997).

en este trabajo es la aproximación de frontera estocástica (*stochastic frontier approach*). La razón es que los enfoques deterministas presentan una desventaja que consiste en asumir que todas las desviaciones del nivel de producción observado de una empresa respecto de la frontera de producción se deben, exclusivamente, a la ineficiencia, suponiendo, por lo tanto, que todos los errores de medida en las variables o las fluctuaciones aleatorias en la suerte de los agentes se captan como parte del término de ineficiencia. Este supuesto puede producir estimaciones sesgadas al alza de la ineficiencia. En cambio, la característica particular del enfoque de frontera estocástica es que asume que el término de error es compuesto y está formado por el término de ineficiencia, que sigue una distribución asimétrica, y la perturbación aleatoria, que sigue una distribución simétrica normal. Además, en este trabajo se relaja el supuesto de estabilidad de la ineficiencia permitiendo que ésta varíe en el tiempo. Como indican Cornwell et al. (1990), Lovell (1993) o Greene (1993), el supuesto de estabilidad de la eficiencia puede ser poco realista ya que si estamos interesados en analizar el comportamiento de un sector en la economía que incorpora empresas no eficientes es importante analizar el comportamiento de la misma a través del tiempo.

En este sentido, la disponibilidad de un panel de datos permite utilizar los modelos estándar de efectos fijos y aleatorios para estimar la eficiencia sin necesidad de realizar ningún supuesto distribucional para el término de ineficiencia (Schmidt y Sickles, 1984), si bien a costa de imponer el supuesto poco realista de que la eficiencia es constante en el tiempo.³

En el caso del modelo de efectos fijos el término de ineficiencia es tratado como una constante específica de cada empresa, estimándose el modelo por OLS (o utilizando la transformación intragrupos si el número de empresas es muy grande). El supuesto que se realiza es que la empresa con el mayor efecto fijo (en caso de estimarse una función de producción) es la más eficiente de la muestra, midiéndose la eficiencia como la distancia entre los efectos fijos de cada empresa y el de la empresa más eficiente.⁴ No obstante, como señala Simar (1992), la utilización del modelo de efectos fijos para el análisis de la eficiencia presenta varios inconvenientes: 1) supone que la eficiencia es invariante en el tiempo; 2) no es posible estimar el efecto de regresores invariantes en el tiempo; 3) si los regresores presentan escasa variación temporal, puede presentarse un problema de multicolinealidad. Además, como señalan Schmidt et al. (1984), Cornwell et al. (1990) y Simar (1992), las estimaciones de la eficiencia a partir de los efectos fijos se interpretan como observaciones respecto a un modelo frontera determinístico, por lo que no se tiene en cuenta la naturaleza estocástica de la eficiencia. De hecho, algunos trabajos (Simar (1992), Gathon et al. (1992), Bauer y Hancock (1993), Berger (1993), etc.) muestran cómo el modelo de efectos fijos suministra estimaciones poco creíbles (muy reducidas) de la eficiencia.

3. Obviamente, existe un *trade-off* entre el supuesto de invarianza en el tiempo de la eficiencia y la imposición de supuestos distribucionales específicos. Sobre este punto puede verse una discusión más detallada en Gumbau y Maudos (1996) y Maudos (1996).
4. Véase una aplicación en Martín y Suárez (1997).

Al contrario que el modelo de efectos fijos, el modelo de efectos aleatorios tiene en cuenta explícitamente la naturaleza estocástica de la eficiencia siendo, en consecuencia, un atractivo de este modelo. Sin embargo, el principal inconveniente de este modelo, además de imponer la constancia de la eficiencia en el tiempo, es que su estimación por MCG no es consistente si los regresores están correlacionados con los efectos individuales. De hecho, como señalan Schmidt y Sickles (1984), este supuesto puede ser muy restrictivo en diversos casos ya que si las empresas conocen su nivel de ineficiencia, ello debería afectar al nivel de inputs a utilizar.

Para obtener medidas de ineficiencia técnica, Aigner et al. (1977) y Meeusen y van der Broeck (1977) propusieron, simultáneamente, una frontera de producción con un error compuesto:

$$Y_{it} = f(X_{it}, \beta) + \varepsilon_{it} = f(X_{it}, \beta) + v_{it} - u_{it} \quad u_{it} \geq 0 \quad [1]$$

donde Y_{it} es la producción, X_{it} es un conjunto de factores de producción, y el término de error se compone de dos términos independientes: v_{it} que mide el error estadístico y otros efectos estocásticos (errores de medida, presencia de efectos incontrolados, etc.), y u_{it} que representa la ineficiencia técnica que, además, varía a través del tiempo. Concretamente, el término u_{it} capta la ineficiencia técnica en el sentido de que mide la diferencia entre el output Y_{it} observado y el máximo valor posible dado por la frontera de producción $f(X_{it}, \beta) + v_{it}$.

Para separar estos dos componentes es necesario realizar supuestos distribucionales específicos. Por una parte, se asume que las perturbaciones aleatorias (v_{it}) siguen una distribución simétrica mientras que los términos de ineficiencia (u_{it}) siguen una distribución asimétrica ya que estos términos únicamente pueden disminuir la producción por debajo del máximo nivel alcanzable en la frontera.

La dificultad estriba en calcular el componente de ineficiencia u_{it} . Cuando se estima un modelo de este tipo, la estimación del término de error se obtiene de los residuos estimados de la regresión:

$$\hat{\varepsilon}_{it} = Y_{it} - f(X_{it}, \hat{\beta}) \quad [2]$$

Para descomponer la perturbación estimada podemos considerar la distribución condicional de u_{it} dado ε_{it} ya que esta distribución contiene toda la información que ε_{it} contiene acerca de u_{it} . Por tanto, tal y como demostró Jondrow et al. (1982), la media de la distribución puede utilizarse como una estimación de u_{it} . Sin embargo, la dificultad principal estriba en elegir, a priori, la mejor distribución. Por este motivo, es necesario analizar la robustez de los resultados comparando diferentes supuestos distribucionales para el término de ineficiencia. Greene (1993) presenta dos modelos alternativos que hacen referencia a supuestos diferentes sobre la distribución del término de ineficiencia. Estos modelos, se estiman por máximaverosimilitud bajo el supuesto de que los dos componentes del término de error compuesto se distribuyen de forma independiente. Los modelos y sus expresiones son las siguientes:

- a) el modelo semi-normal, que se obtiene asumiendo que el término de ineficiencia es una variable aleatoria que se distribuye según el valor absoluto de una distribución normal con media cero ($\mu = 0$) y varianza σ_u^2 . En ese caso, la estimación de las ineficiencias individuales viene dada por la siguiente expresión⁵:

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

donde ϕ y Φ son, respectivamente, las funciones de densidad y distribución de la distribución normal, $\lambda = \sigma_u/\sigma_v$ es el ratio de la desviación estándar de u sobre la desviación estándar de v , y σ es la desviación estándar del término de error compuesto ($v-u$).

- b) el modelo normal-truncado; el modelo semi-normal ha sido criticado por Stevenson (1980) porque «impone una restricción innecesaria», esto es, que la media de la distribución es cero. Si u_{it} se distribuye como el valor absoluto de una normal con media μ distinta de cero y varianza σ_u^2 , la media de la distribución condicional es⁶:

$$E\left[\frac{u_{it}}{\varepsilon_{it}}\right] = \frac{\sigma\lambda}{1+\lambda^2} \left[\frac{\phi(\varepsilon_{it}\lambda/\sigma)}{\Phi(-\varepsilon_{it}\lambda/\sigma)} - \frac{\varepsilon_{it}\lambda}{\sigma} + \frac{\mu}{\sigma\lambda} \right] \quad [4]$$

donde ϕ y Φ son, respectivamente, las funciones de densidad y distribución de la distribución estándar normal, y los parámetros λ y σ han sido definidos previamente. A diferencia del modelo semi-normal, la distribución normal-truncada implica que la verosimilitud de la ineficiencia no decrece, necesariamente, de forma monótonica para mayores niveles de ineficiencia.⁷

3. Especificación, variables y resultados

Para identificar la relación entre el nivel de producción de una empresa y la cantidad de inputs productivos utilizados en el proceso de producción se asume que la tecnología subyacente a la función de producción es del tipo Cobb Douglas⁸:

$$Y_{it} = A_{it} \prod_i X_{it}^{\beta_i} \exp(v_{it}) \quad [5]$$

donde v es el término aleatorio que capta shocks aleatorios exógenos que no están bajo el control de la empresa y A es un parámetro de ineficiencia técnica que es diferente para cada una de las empresas.

5. Véase Jondrow et al. (1982).

6. Véase Greene (1993).

7. Véase Stevenson (1980).

8. Se utiliza la función de producción Cobb-Douglas en vez de la translogarítmica debido al elevado grado de multicolinealidad que existe entre los regresores, siendo éste un problema inherente a la especificación translog.

La función de producción Cobb Douglas [5] puede ser fácilmente relacionada con la frontera de producción reescribiendo A como:

$$A_{it} = a_0 \exp(-u_{it}) \quad [6]$$

donde u_{it} capta la ineficiencia técnica que difiere entre empresas, mientras a_0 es común a todas ellas. Tomando logaritmos en [5] y teniendo en cuenta [6] se tiene:

$$\ln Y_{it} = \ln a_0 + \beta' \ln X_{it} + v_{it} - u_{it} \quad [7]$$

Dado que la función de producción frontera se define en términos logarítmicos, y dado que la eficiencia técnica es equivalente al cociente entre la producción observada y la producción máxima técnicamente alcanzable cuando no hay ineficiencia ($u_{it}=0$), la eficiencia ($EFIC_{it}$) de la empresa i en el año t será igual a⁹:

$$EFIC_{it} = \frac{a_0 \prod X_{it}^{\beta_i} \exp(v_{it} - u_{it})}{a_0 \prod X_{it}^{\beta_i} \exp(v_{it})} = \exp(-u_{it}) \quad [8]$$

Introduciendo los factores de producción capital físico y empleo de cada empresa y para cada uno de los sectores, la función de producción pasa a ser la siguiente:

$$\ln Y_{is}(t) = \sum_{s=1}^{18} [\ln a_{0s} + \alpha_s \ln L_{is}(t) + \beta_s \ln K_{is}(t)] Z_r + v_{is}(t) - u_{is}(t) \quad [9]$$

donde: $s=1, \dots, 18$ = cada uno de los 18 sectores de la clasificación CNAE en que se divide la ESEE.

$Y_{is}(t)$ = output de la empresa i del sector s en el año t .

$L_{is}(t)$ = empleo de la empresa i del sector s en el año t .

$K_{is}(t)$ = capital de la empresa i del sector s en el año t .

Z_r = es una variable dummy sectorial que toma el valor 1 cuando $r = s$, y 0 en caso contrario.

La ecuación [9] puede reparametrizarse con objeto de contrastar el tipo de rendimientos a escala implícito en la función de producción:

$$\ln \left(\frac{Y}{L} \right)_{is}(t) = \sum_{s=1}^{18} \left[\ln a_{0s} + (\alpha_s + \beta_s - 1) \ln L_{is}(t) + \beta_s \ln \left(\frac{K}{L} \right)_{is}(t) \right] Z_r + v_{is}(t) - u_{is}(t) \quad [10]$$

Si el coeficiente que acompaña al factor trabajo ($\alpha_s + \beta_s - 1$) no es estadísticamente significativo, es posible no rechazar la existencia de rendimientos constantes a escala en inputs privados, capital y trabajo, en el sector s .

9. Véase Battese y Coelli (1988).

Para estimar los valores de la eficiencia correspondiente a las empresas españolas se utilizan los datos de 1.149 empresas recogidos en la Encuesta Sobre Estrategias Empresariales para el período de tiempo 1991 a 1994. Aunque la ESEE abarca el período 1990-1994 no se dispone de información para la variable capital físico en el año 1990. Inicialmente se dispone de un total de 1399 empresas comunes a los cuatro años pero se han eliminado de la muestra aquellas empresas para las que no se dispone de información de las variables relevantes y aquellas empresas que, claramente, distorsionan el análisis. En concreto, se trata de empresas cuya tasa de crecimiento del valor añadido por trabajador en valor absoluto es superior en más de 100 veces la tasa de crecimiento del capital por trabajador en valor absoluto (y viceversa). Las variables utilizadas para determinar la eficiencia son¹⁰:

- a) Valor añadido (Y). Se define como el valor que representa la suma de las ventas, la variación de existencias y de otros ingresos de gestión menos las compras y los servicios exteriores. El valor añadido está expresado en pesetas constantes de 1990 y se ha deflactado por el Índice de Precios Industriales del Instituto Nacional de Estadística para los 18 sectores a dos dígitos que componen la ESEE.
- b) Volumen de empleo (L). Se trata del número de trabajadores que operan en la empresa.
- c) Capital físico (K). Se define, siguiendo a Merino y Salas (1995), como el valor del inmovilizado material excepto terrenos y construcciones. El capital se expresa en pesetas constantes de 1990 y ha sido deflactado por el deflactor de los bienes de equipo que proporciona el Instituto Nacional de Estadística.

En cuanto a los resultados, la tabla 1 muestra el contraste del tipo de rendimientos para cada uno de los 18 sectores en los que puede dividirse la encuesta y para los dos supuestos distribucionales alternativos adoptados para el término de ineficiencia: semi-normal y normal-truncado. Cabe señalar que, como muestra la ecuación [10], la estimación ha sido realizada permitiendo que cada uno de estos 18 sectores tenga su propia tecnología de producción y, por tanto, distintas elasticidades para el capital y el trabajo. El motivo es que cuando se estiman las fronteras de producción de forma separada para cada uno de los sectores se obtienen, en ocasiones, residuos asimétricos no negativos incompatibles con una función de producción frontera.¹¹ Para evitar este problema, inherente a la estimación de funciones frontera, y obtener residuos negativamente asimétricos se estiman todos los sectores de forma agregada permitiendo distintas elasticidades para cada uno de ellos. Esta práctica es habitual en la literatura como lo demuestran los trabajos de Fecher y Perelman (1992) y Gumbau y Maudos (1996).

A la vista de los resultados de la tabla 1, se observa un paralelismo claro entre la frontera de producción estocástica obtenida por el modelo semi-normal y la obtenida por el modelo normal-truncado. Por otra parte, la no significatividad del parámetro que acompaña a la variable trabajo ($\alpha + \beta - 1$) permite no rechazar

10. Los estadísticos descriptivos de las variables aparecen en el apéndice del trabajo.

11. Esto es lo que ocurre para los sectores 4, 10, 11, 12, 13, 14 y 16.

Tabla 1. Contraste del tipo de rendimiento en la frontera de producción estocástica. Estimación del parámetro $(\alpha+\beta-1)$ en (10).

| Sector | Modelo semi-normal | | Modelo normal-truncado | |
|--|--------------------|---------|------------------------|---------|
| | $(\alpha+\beta-1)$ | t-ratio | $(\alpha+\beta-1)$ | t-ratio |
| 1. Metales féreos y no féreos | -0,1333 | -3,974 | -0,13650 | -4,174 |
| 2. Productos minerales no metálicos | 0,0564 | 3,259 | 0,05727 | 3,409 |
| 3. Productos químicos | 0,0904 | 4,433 | 0,09635 | 4,782 |
| 4. Productos metálicos | 0,0239 | 1,152 | 0,02742 | 1,328 |
| 5. Máquinas agrícolas e industriales | 0,0389 | 1,511 | 0,04421 | 1,705 |
| 6. Máquinas de oficina, proceso de datos, instrumentos de precisión óptica y similares | 0,0983 | 1,564 | 0,11388 | 1,605 |
| 7. Material y accesorios eléctricos | 0,0298 | 1,980 | 0,03343 | 2,213 |
| 8. Vehículos automóviles y motores | 0,0149 | 0,537 | 0,02020 | 0,748 |
| 9. Otro material de transporte | 0,0310 | 0,927 | 0,03951 | 1,206 |
| 10. Carnes, preparados y conservas de carne | 0,0751 | 2,549 | 0,08200 | 2,796 |
| 11. Productos alimenticios y tabaco | -0,0072 | -1,131 | -0,00569 | -0,842 |
| 12. Bebidas | 0,1726 | 4,989 | 0,17785 | 5,141 |
| 13. Textiles y vestido | 0,0250 | 1,625 | 0,03555 | 2,302 |
| 14. Cuero, piel y calzado | -0,1259 | -5,012 | -0,11049 | -4,184 |
| 15. Madera y muebles de madera | 0,0424 | 1,237 | 0,05788 | 1,691 |
| 16. Papel, artículos de papel e impresión | 0,1576 | 7,445 | 0,15776 | 7,369 |
| 17. Productos de caucho y plástico | 0,0626 | 2,361 | 0,06843 | 2,546 |
| 18. Otros productos manufacturados | 0,0048 | 0,086 | 0,01994 | 0,359 |

la existencia de rendimientos constantes a escala en 9 de los 18 sectores: Productos metálicos, Máquinas agrícolas e industriales, Máquinas de oficina, Vehículos automóviles y motores, Otro material de transporte, Productos alimenticios y tabaco, Textiles y vestido, Madera y muebles de madera, y Otros productos manufacturados. No obstante, de acuerdo con el modelo normal-truncado no es posible aceptar la existencia de rendimientos constantes a escala en el sector Textiles y vestido. Por tanto, siguiendo este criterio se va a reestimar la frontera estocástica de producción imponiendo rendimientos constantes a escala en los sectores señalados. Los resultados obtenidos se presentan en la tabla 2.¹²

En esta tabla se observa, en primer lugar, que existe una clara similitud entre los resultados obtenidos bajo los dos supuestos distribucionales del término de ineficiencia que se refleja en la semejanza entre los parámetros estimados de la función de producción, demostrándose de esta forma la robustez de los resultados ante distintos supuestos distribucionales.¹³ En segundo lugar, se obtiene que, de acuerdo con el modelo semi-normal y teniendo en cuenta los valores respectivos de las varianzas (σ_u^2 y σ_v^2), el 43% de las variaciones no explicadas de la producción pueden explicarse por las variaciones de la ineficiencia, mientras que el resto corresponde estrictamente a variaciones en la perturbación aleatoria.¹⁴

A la vista de estos resultados, las funciones medias de producción son funciones sesgadas porque asumen que todo el término de error se debe a factores fuera del control de los agentes mientras que, por el contrario, la frontera de producción estocástica muestra que un porcentaje importante del término de error se debe a un uso ineficiente de los factores de producción y, por tanto, puede ser controlado por el empresario.

La tabla 3 (modelo semi-normal) y tabla 4 (modelo normal-truncado) presentan los valores de la eficiencia para cada uno de los 18 sectores de la clasificación CNAE en que se divide la ESEE para cada uno de los años del período 1991-1994. Así pues, la eficiencia media de la industria española para el período 1991-1994 oscila entorno al 76%-83%.¹⁵ Este hecho significa que, por término medio, las empresas españolas producen alrededor de un 76%-83% de lo que podrían producir dada la cantidad de recursos utilizados. En otras palabras, podrían incrementar la producción entorno al 17%-24% si fueran eficientes en la producción.¹⁶

12. En Martín y Suárez (1997) se acepta la existencia de rendimientos constantes a escala en 8 de los 15 sectores por ellos considerados.
13. Por este motivo, en lo que resta del trabajo los comentarios de los resultados obtenidos se centran de forma mayoritaria en el modelo semi-normal, si bien se reportan los resultados de las eficiencias del modelo normal-truncado en la tabla 4.
14. De acuerdo con el modelo normal-truncado, el porcentaje explicado por la ineficiencia es del 29%.
15. El ranking entre los sectores más eficientes o menos eficientes en los modelos semi-normal y normal-truncado se mantiene estable, constatándose, de nuevo, la robustez de los resultados y poniendo de manifiesto que los resultados se mantienen con independencia del modelo estocástico considerado.
16. Estos resultados son compatibles con los obtenidos en Gumbau y Maudos (1996) donde se muestra con datos de la Contabilidad Regional del INE que la ineficiencia media de la industria española en el período 1980-1991 oscila entorno al 25% en el modelo semi-normal y al 19% en el modelo normal-truncado. La comparación con Prior (1990) es mucho más arriesgada dado el muy distinto período de tiempo analizado en dicho trabajo (1955-85) así como la distinta aproximación al análisis de la eficiencia (análisis de la envolvente de datos (ddataenvelopment analysis, DEA) que es una aproximación no paramétrica determinista)

Tabla 2. Frontera de producción estocástica: parámetros estimados*. Variable dependiente: Ln(Y/L).

| Sector | Modelo Semi-Normal | | | Modelo Normal-Truncado | | |
|----------------------------------|--------------------|------------------|----------------|------------------------|------------------|------------------|
| | Constante | Ln(L) | Ln(K/L) | Constante | Ln(L) | Ln(K/L) |
| 1. Metales ferreos | 6,0927 (14,731) | -0,1332 (-3,924) | 0,3885 (6,925) | 6,0026 (14,021) | -0,1366 (-4,131) | 0,39240 (7,093) |
| 2. Productos minerales | 6,4458 (49,978) | 0,0565 (3,221) | 0,2331 (12,43) | 6,1587 (34,303) | 0,05764 (3,391) | 0,25750 (13,88) |
| 3. Productos químicos | 6,7346 (33,122) | 0,09083 (4,393) | 0,2161 (8,237) | 6,5304 (27,677) | 0,09572 (4,704) | 0,22712 (8,616) |
| 4. Productos metálicos | 7,1731 (55,396) | | 0,1785 (4,922) | 6,8687 (38,459) | | 0,20788 (12,60) |
| 5. Maquinaria | 7,2428 (26,508) | | 0,1313 (1,805) | 6,9536 (23,589) | | 0,15741 (1,988) |
| 6. Máquinas de oficina | 7,8553 (12,532) | | 0,0293 (1,941) | 7,6239 (11,640) | | 0,03404 (2,238) |
| 7. Material eléctrico | 7,3575 (53,466) | | 0,1561 (9,454) | 7,0900 (38,969) | | 0,17876 (10,74) |
| 8. Vehículos | 7,7800 (25,189) | | 0,1047 (2,974) | 7,5218 (24,089) | | 0,12492 (3,797) |
| 9. Material transporte | 6,8739 (19,432) | | 0,1949 (4,527) | 6,6523 (18,645) | | 0,21571 (5,262) |
| 10. Carne y conservas | 6,2019 (16,396) | | 0,2394 (5,402) | 5,9497 (15,322) | | 0,25866 (5,869) |
| 11. Alimentos y tabaco | 5,1506 (36,491) | | 0,4188 (24,20) | 4,8325 (26,428) | | 0,44809 (26,17) |
| 12. Bebidas | 5,9388 (10,868) | | 0,2649 (3,887) | 5,5965 (9,573) | | 0,26073 (4,105) |
| 13. Textiles | 6,3034 (54,866) | | 0,2592 (16,65) | 5,9455 (33,332) | | 0,27687 (17,07) |
| 14. Cuero y calzado | 6,1611 (30,305) | | 0,3549 (13,94) | 5,8952 (24,738) | | -0,1100 (-4,160) |
| 15. Madera y muebles | 6,6893 (43,008) | | 0,1978 (9,458) | 6,4155 (32,291) | | 0,22331 (10,56) |
| 16. Papel | 6,6956 (27,711) | | 0,1644 (4,622) | 6,3834 (23,564) | | 0,15791 (7,352) |
| 17. Caucho y plástico | 6,3558 (17,907) | | 0,2412 (5,318) | 6,1036 (16,743) | | 0,26059 (5,860) |
| 18. Otros | 7,2161 (18,158) | | 0,1679 (3,068) | 6,9444 (16,925) | | 0,19798 (3,666) |
| Núm. de observaciones | 4596 | | | 4596 | | |
| Log-Lik. | -2846,765 | | | -2857,463 | | |
| μ/σ_u | | | | 0,10 (0,05) | | |
| σ_u'/σ_v | 0,87 (11,79) | | | 0,64 (3,31) | | |
| $\sqrt{\sigma_v^2 + \sigma_u^2}$ | 0,52 (48,11) | | | 0,49 (8,59) | | |
| σ_u^2 | 0,12090 | | | 0,07264 | | |
| σ_v^2 | 0,15839 | | | 0,17709 | | |

*t-estadístico entre paréntesis.

Centrándonos en las eficiencias medias por sectores se obtienen varias conclusiones destacables:

- a) no se aprecian diferencias significativas entre sectores en los niveles *medios* de eficiencia, ya que la diferencia entre la eficiencia media máxima y la mínima oscila entorno a 3-4 puntos porcentuales.
- b) a pesar de esta similitud entre las eficiencias medias sectoriales, existen importantes desigualdades intrasectoriales, tal y como muestran los máximos y mínimos dentro de cada sector. Así, coexisten sectores en los que, para un mismo año, la diferencia entre la empresa más eficiente y la más ineficiente oscila en torno a los 50 puntos porcentuales (por ejemplo, en 1991, los sectores: 4) productos metálicos; 11) alimentos y tabaco y 16) papel), con otros sectores en los que dicha diferencia no supera los 25 puntos porcentuales, (por ejemplo, en 1991, los sectores: 9) material de transporte; 12) bebidas, 14) cuero y calzado y 18) otros).
- c) estas mismas diferencias se aprecian si comparamos las desviaciones estándar de la eficiencia entre sectores. Concretamente, en un año puntual conviven sectores cuyas desigualdades (desviaciones estándar) duplican las de otros sectores.
- d) se detecta que a pesar de que el nivel medio de eficiencia de la industria española es relativamente estable en el período de tiempo analizado, algunos sectores experimentan, individualmente, variaciones importantes de eficiencia a lo largo del período analizado. Por ejemplo, de 1991 a 1993, el sector 9) material de transporte experimenta una reducción de 7 puntos porcentuales.
- e) a nivel sectorial no se observa ningún patrón definido del comportamiento de la eficiencia a lo largo del tiempo dado que coexisten sectores en los que la eficiencia ha disminuido en el período de tiempo considerado (sectores: 9) material de transporte; 13) textiles y 14) cuero y calzado) con sectores en los que se han producido ganancias de eficiencia (sectores: 3) productos químicos; 7) material eléctrico y 18) otros).

Los resultados que se han obtenido pueden compararse con los presentados en el trabajo de Martín y Suárez (1997). El hecho más destacable es el reducido valor que estos autores obtienen para la eficiencia media de la industria española que oscila entorno al 60% frente al valor medio del 76%-83% obtenido en el presente trabajo. Asimismo, las discrepancias se agudizan cuando se establecen comparaciones sector a sector ya que en el citado trabajo se alcanzan valores para la eficiencia media del orden tan sólo del 30% para el sector de «papel, artes gráficas y edición», del 40% en «Otras industrias manufactureras» o del 44% en el sector de «alimentación». En la mayoría de los casos, los valores más reducidos de la eficiencia se obtienen en el modelo de efectos fijos (estimaciones intragrupo). A este respecto, cabe señalar que la fiabilidad del modelo de efectos fijos ha sido cuestionada anteriormente por autores como Gathon y Perelman (1992) y Simar (1992). Concretamente, Gathon y Perelman (1992: 147), señalan que «los efectos fijos individuales tienden a recoger diferencias entre empresas distintas a la eficiencia» mientras que Simar (1992: 177), señala que «el modelo de efectos fijos suministra estimaciones poco creíbles de la eficiencia».

4. Conclusiones

La productividad de una empresa, de un sector y, por tanto, de una industria depende, entre otros factores, del grado de eficiencia en el uso de los factores de producción. A pesar de su importancia, este aspecto del comportamiento de las empresas ha recibido escasa atención. Por tanto, es de sumo interés analizar y cuantificar los niveles de eficiencia así como las diferencias existentes inter e intrasectorialmente.

En este trabajo se ha estimado el nivel de eficiencia técnica de la industria española durante el período 1991-1994 utilizando la Encuesta Sobre Estrategias Empresariales (ESEE) del Ministerio de Industria y Energía. Para llevar a cabo el análisis se ha utilizado la aproximación de frontera de producción estocástica que permite aislar el efecto de factores que no están bajo el control de la empresa distintos, por tanto, de la eficiencia. Para ello se divide el término de error en dos componentes: la perturbación aleatoria propiamente dicha y la ineficiencia alcanzada por las empresas en su proceso productivo. Asumiendo que la función de producción es del tipo Cobb Douglas, los resultados indican que la eficiencia media de la industria española varía entorno al 76%-83% (modelo semi-normal y normal-truncado, respectivamente), interpretándose este resultado como que por término medio, las empresas españolas producen alrededor de un 76%-83% de lo que podrían producir dada la cantidad de recursos utilizados. En otras palabras, podrían incrementar la producción entorno al 17%-24% si fueran eficientes en la producción. Asimismo, los resultados obtenidos muestran que, a pesar de que los niveles medios de eficiencia de los sectores de la industria española son bastante similares, existen diferencias intrasectoriales importantes. Así, dentro de un mismo sector, coexisten empresas eficientes con empresas con niveles de ineficiencia cercanos al 70%. Lo que este resultado sugiere es que una vía potencial para mejorar la productividad, y por tanto la competitividad de los sectores industriales españoles, es la reducción de los elevados niveles de ineficiencia que soporta la industria. Así, tan importante pueden ser las mejoras de eficiencia como la incorporación de progreso técnico para incrementar la productividad.

Apéndice

Estadísticos descriptivos (1991-1994).

| Variable sector | Media | Desviación típica | Variable sector | Media | Desviación típica |
|------------------------|--------------|--------------------------|------------------------|--------------|--------------------------|
| Y1/L1 | 6725 | 4005 | Y10/L10 | 4046 | 2189 |
| L1 | 773 | 1352 | L10 | 288 | 408 |
| K1 | 14955394 | 33501922 | K10 | 1245858 | 2320205 |
| Y2/L2 | 5011 | 3472 | Y11/L11 | 5234 | 5438 |
| L2 | 209 | 393 | L11 | 335 | 942 |
| K2 | 2333199 | 6550173 | K11 | 2896374 | 9824445 |
| Y3/L3 | 7272 | 4384 | Y12/L12 | 8609 | 4118 |
| L3 | 327 | 422 | L12 | 386 | 513 |
| K3 | 4263823 | 12020169 | K12 | 5497512 | 10026241 |
| Y4/L4 | 4461 | 2034 | Y13/L13 | 3313 | 2021 |
| L4 | 137 | 285 | L13 | 161 | 403 |
| K4 | 1115639 | 4039419 | K13 | 719413 | 1946156 |
| Y5/L5 | 4501 | 1743 | Y14/L14 | 3331 | 4368 |
| L5 | 249 | 464 | L14 | 61 | 86 |
| K5 | 1103422 | 2159890 | K14 | 165989 | 458969 |
| Y6/L6 | 6159 | 2992 | Y15/L15 | 2931 | 1694 |
| L6 | 433 | 456 | L15 | 58 | 123 |
| K6 | 1977166 | 2664808 | K15 | 397093 | 1431485 |
| Y7/L7 | 5188 | 2887 | Y16/L16 | 5047 | 3452 |
| L7 | 294 | 451 | L16 | 162 | 288 |
| K7 | 1644733 | 3497160 | K16 | 1460142 | 3401567 |
| Y8/L8 | 4858 | 1980 | Y17/L17 | 4610 | 1993 |
| L8 | 1390 | 3721 | L17 | 168 | 234 |
| K8 | 16682675 | 52824330 | K17 | 1146688 | 1861463 |
| Y9/L9 | 3861 | 1978 | Y18/L18 | 3840 | 1637 |
| L9 | 1414 | 2642 | L18 | 94 | 115 |
| K9 | 5684274 | 10600303 | K18 | 361222 | 669736 |

Y, K = miles de pesetas; L = número de trabajadores.

Referencias bibliográficas

- AIGNER, D.J.; LOVELL, K.; SCHMIDT, P. (1977). «Formulation and Estimation of Stochastic Frontier Production Function Models». *Journal of Econometrics*, 6: 21-37.
- BATTESE, E.; COELLI, J. (1988). «Prediction of Firm-level Technical Efficiencies with a Generalized Frontier Production Function and Panel Data». *Journal of Econometrics*, 38: 387-399.
- BAUER, P.W.; HANCOCK, D. (1993). «The Efficiency of the Federal Reserve in Providing Check Processing Services». *Journal of Banking and Finance*, 17: 287-311.
- BEESON, E.; HUSTED, S. (1989). «Patterns and Determinants of Productive Efficiency in State Manufacturing». *Journal of Regional Science*, vol. 29, p. 15-28.
- BERGER, A. (1993). «Distribution-Free Estimates of Efficiency in the U.S. Banking Industry and Test of the Standard Distribution Assumptions». *Journal of Productivity Analysis*, 4: 261-292.
- CORNWELL, C.P.; SCHMIDT, P.; SICKLES, R.C. (1990). «Production Frontiers with Cross-Sectional and Time-Series Variation in Efficiency Levels». *Journal of Econometrics*, 46: 185-200.
- FARIÑAS, J.; HUERGO, E.; MARTÍN, A.; SUÁREZ, C. (1996). «La empresa industrial en la década de los noventa: resultados». Documento de Trabajo 9612. Fundación Empresa Pública.
- FARREL, M. (1957). «The Measurement of Productive Efficiency». *Journal of the Royal Statistical Society* (A, general), 120: 253-281.
- FECHER, F.; PERELMAN, S. (1992). «Productivity Growth and Technical Efficiency in OECD Industrial Activities». En CAVES, Richard E. (ed.). *Industrial Efficiency in Six Nations*. The MIT Press, 459-488.
- GATHON, H.; PERELMAN, S. (1992). «Measuring Technical Efficiency in European Railways: A Panel Data Approach». *Journal of Productivity Analysis*, 3: 135-151.
- GREENE, W.H. (1993). «The Econometric Approach to Efficiency Analysis». En FRIED, H.; LOVELL, K.; SCHMIDT, P. (eds.). *The Measurement of Productive Efficiency*. Oxford: Oxford University Press, 68-119.
- GROSSKOPF, S. (1993). «Efficiency and Productivity». En FRIED, H.O.; LOVELL, C.A.K.; SCHMIDT, S.S. (eds.). *The Measurement of Productive Efficiency: Techniques and Applications*. Oxford: Oxford University Press, 160-194.
- GUMBAU ALBERT, M.; MAUDOS, J. (1996). «Eficiencia Productiva Sectorial en las Regiones Españolas: una Aproximación Frontera». *Revista Española de Economía*, vol. 13, nº 2, p. 239-260.
- JONDROW, J.; LOVELL, C.; MATEROV, I.; SCHMIDT, P. (1982). «On the Estimation of Technical Inefficiency in the Stochastic Frontier Production Function Models». *Journal of Econometrics*, 19: 233-238.
- LOVELL, C.A.K. (1993). «Production Frontiers and Productive Efficiency». En FRIED, H.O.; LOVELL, C.A.K.; SCHMIDT, S.S. (eds.). *The Measurement of Productive Efficiency: Techniques and Applications*. Oxford: Oxford University Press, 3-67.
- MARTÍN, M.; SUÁREZ, C. (1997). «Análisis de la eficiencia técnica de las empresas industriales españolas». Documento de Trabajo 9707. Fundación Empresa Pública.
- MAUDOS, J. (1996). «Eficiencia, cambio técnico y productividad en el sistema bancario español: una aproximación de frontera estocástica». *Investigaciones Económicas*, núm. XX(3): 339-358.

- MEEUSEN, W.; BROECK, J. van den (1977). «Efficiency Estimation from Cobb Douglas Production Functions with Composed Error». *International Economic Review*, 18(2): 435-444.
- MERINO, F.; SALAS, V. (1995). «La empresa extranjera en la manufactura: sus efectos directos e indirectos». Documento de trabajo 9507. Fundación Empresa Pública.
- PERELMAN, S. (1995). «R&D, Technological Progress and Efficiency Change in Industrial Activities». *Review of Income and Wealth*, 41(3): 349-366.
- PRIOR, D. (1990). «La Productividad Industrial de las Comunidades Autónomas». *Investigaciones Económicas*, vol. XIV (2): 257-267.
- SCHMIDT, P.; SICKLES, R.C. (1984). «Production Frontiers and Panel Data». *Journal of Business and Economics Statistics*, 2: 367-374.
- SIMAR, L. (1992). «Estimating Efficiencies from Frontier Models with Panel Data: A Comparison of Parametric, Non-Parametric and Semi-Parametric Methods with Bootstrapping». *Journal of Productivity Analysis*, 3: 171-203.
- STEVENSON, R. (1980). «Likelihood Functions for Generalized Stochastic Frontier Estimation». *Journal of Econometrics*, 13: 58-66.