

BELÉN IRÁIZOZ (*)

MANUEL RAPÚN (*)

Eficiencia técnica de la industria agroalimentaria de Navarra ()**

1. INTRODUCCIÓN (1)

La industria agroalimentaria es un sector industrial fundamental en el contexto de la economía navarra, dada su importancia cuantitativa. A este respecto cabe señalar que, según el Instituto Nacional de Estadística (1995), en 1991 representaba el 20 por ciento del empleo, el 19 por ciento del valor de la producción y el 14 por ciento del valor añadido bruto industrial navarro. A ello cabe añadir que este sector tiene un carácter estratégico en el desarrollo de la región por la importancia de sus relaciones con el sector agrario. En otras palabras, un sistema agroalimentario desarrollado y eficiente es una condición indispensable para el crecimiento futuro de la región.

El objetivo de este trabajo es analizar la eficiencia técnica de la industria agroalimentaria de Navarra. Con ello se pretende responder de la mejor forma posible a interrogantes tales como, ¿Cuál es el nivel de eficiencia técnica que alcanzan los establecimientos agroindustriales de Navarra? ¿Qué relación tiene la eficiencia con las productividades factoriales, con el tamaño del establecimiento o con la eventualidad del em-

(*) Departamento de Economía. Universidad Pública de Navarra.

(**) Este trabajo forma parte del proyecto de investigación PBS 91-0956-CO2-01 titulado «Estructura productiva y política comercial de la Industria Agroalimentaria de Navarra» y financiado por la CICYT y el Gobierno de Navarra.

(1) Agradecemos los comentarios y sugerencias realizados por dos evaluadores anónimos que han contribuido a mejorar versiones previas de este trabajo. En todo caso, la responsabilidad de todo lo dicho y de los posibles errores presentes en el artículo es exclusivamente nuestra.

pleo? ¿En qué medida la rama de actividad incide sobre el nivel de eficiencia?

La respuesta a estos interrogantes nos proporciona un primer diagnóstico sobre la situación de cada establecimiento en el conjunto de la industria agroalimentaria. No cabe duda que la mejora en la eficiencia técnica permite a los productores disminuir el coste medio de producción, y por lo tanto, ser más competitivos en costes y precios. Como señala Segura (1993), «*los costes son un componente significativo en la competitividad de casi todas las actividades*», y especialmente en aquéllas pertenecientes a los denominados sectores industriales maduros, donde por regla general se incluye a la industria agroalimentaria.

Para analizar la eficiencia técnica se estiman funciones de producción frontera a través de tres métodos alternativos. Así, las funciones de producción frontera a estimar son: una determinística a través de mínimos cuadrados corregidos, una estocástica por máxima verosimilitud y una estocástica por mínimos cuadrados modificados.

Los datos empleados proceden de una encuesta que hemos realizado a una muestra de establecimientos agroindustriales de Navarra y están referidos al año 1991.

En relación con el alcance de este trabajo debe tenerse en cuenta que, tanto las hipótesis implícitas en los métodos de estimación, como la utilización de información expresada en términos monetarios, aconsejan interpretar los resultados con cautela. Su utilidad práctica no se detiene en la mayor o menor exactitud de la eficiencia de cada observación. Por el contrario, pensamos que los resultados obtenidos constituyen una guía para buscar las causas de la ineficiencia, tanto en variables observadas, como en las no observadas relativas a la organización empresarial y la política de compras y ventas, entre otras.

El contenido del trabajo se estructura de acuerdo con el siguiente esquema. A continuación se exponen los distintos métodos econométricos utilizados en la estimación de las funciones de producción frontera. El apartado tercero se dedica a describir los datos y sus características. En el siguiente apartado se exponen los resultados y se relaciona la eficiencia técnica con otras variables cuantitativas y cualitativas. Finalmente, se recogen las conclusiones más importantes que se desprenden del trabajo realizado.

2. MÉTODOS DE ESTIMACIÓN DE LA EFICIENCIA TÉCNICA

Antes de comenzar el estudio debemos definir claramente qué entendemos por eficiencia técnica y diferenciarla de otros tipos de eficiencias. Así, la eficiencia técnica se refiere al logro del máximo *output* posible dadas unas cantidades de *inputs*, teniendo en cuenta las relaciones físicas de producción. La eficiencia asignativa se refiere a la asignación de los recursos teniendo en cuenta los precios de los factores, e implica que el valor del producto marginal de cada input debe ser igual a su precio. Por último, la eficiencia económica es un término que se aplica al concepto de eficiencia total, que incluye la asignativa y la técnica.

La aproximación más simple a la medida de la eficiencia técnica son los índices de productividad parcial. La limitación de estos índices se deriva de que las variaciones en los mismos pueden ser debidas a la mayor o menor eficiencia en el uso de un recurso concreto, y también a cambios en la combinación de los distintos *inputs* y en la eficiencia productiva.

Con el fin de superar esta limitación, Farrell (1957) propuso un método basado en la obtención de una función de producción frontera. Esta función representa las relaciones técnicas de producción y a través de la misma es posible estimar el *output* máximo que puede ser obtenido por cada unidad de producción, dada una combinación de *inputs*. Las unidades que son técnicamente eficientes se sitúan en la frontera, mientras que las ineficientes se sitúan por debajo de la misma, ya que obtienen menos cantidad de *output* que el técnicamente posible.

El nivel de eficiencia técnica (ET) de cada unidad productiva se puede calcular como la relación entre el producto obtenido (y) y el que se obtendría si se situara en la frontera (y^*), es decir,

$$0 \leq ET = \frac{y}{y^*} \leq 1$$

Conocida la forma en que se va a medir la eficiencia técnica, cabe plantearse cómo calcular el *output* máximo con el cual comparar el realmente obtenido por las unidades pro-

ductivas. Básicamente, podemos diferenciar entre fronteras de producción paramétricas y no paramétricas.

En la estimación de las fronteras no paramétricas no se impone ninguna forma previamente definida a la función de producción frontera (es lo que en la literatura se conoce como *Data Envelopment Analysis*, DEA (2)). La técnica utilizada para estimarlas es la programación matemática y por lo tanto no se hacen supuestos sobre las propiedades estocásticas de los datos utilizados.

Las paramétricas consideran la frontera de producción como una función paramétrica de los inputs y parten de una forma particular de función (Cobb-Douglas, CES, Translog, etc.). Dentro de este conjunto se puede diferenciar entre fronteras determinísticas y estocásticas, en función de los supuestos que se hagan acerca del término de error.

En nuestro caso se estiman fronteras de producción paramétricas, por lo que se asume que el *output* de los establecimientos viene dado por una función $y_i = f(x_i; \beta) + \epsilon_i$, que se puede estimar a través de técnicas econométricas.

2.1. Fronteras determinísticas

En este tipo de fronteras se supone que el término de error recoge la ineficiencia técnica y se pueden estimar por programación lineal o por técnicas econométricas. Entre las posibles aproximaciones (3) a este tipo de fronteras, hemos elegido la desarrollada por Greene (1980), que demuestra que se pueden obtener estimadores consistentes de los parámetros de una función de producción frontera a través de mínimos cuadrados corregidos.

La técnica empleada consiste en aplicar mínimos cuadrados ordinarios (MCO), de forma que se obtienen los mejores estimadores lineales, insesgados y consistentes de los parámetros de pendiente (β), pero obtenemos un estimador no consistente del término constante, α . Para solucionar este problema, se utilizan los residuos obtenidos por MCO. El término constante se corrige añadiéndole el máximo residuo positivo,

(2) Esta aproximación fue sugerida por Charnes, Cooper y Rhodes (1978).

(3) Véase entre otros Aigner y Chu (1968), Timmer (1970-71) y Richmond (1974).

y de esta forma se obtiene un estimador consistente de α . Una vez realizado este proceso, todos los residuos tienen el signo correcto: son negativos y por lo menos uno es cero.

Dado que el nivel de eficiencia técnica de cada observación es la relación entre el *output* obtenido y el que obtendrían los establecimientos si se situaran en la frontera (valor producción/valor óptimo de producción), en el caso de la frontera determinística vendrá dado por:

$$\frac{y_i}{[f(x_i; \hat{\beta})]}$$

Las principales ventajas de estos métodos de estimación son su facilidad de cálculo y la posibilidad de medir la eficiencia individual de cada una de las observaciones. Sin embargo, tienen una limitación importante, ya que consideran todo el residuo como ineficiencia, y por lo tanto no contemplan la posible existencia de errores aleatorios.

2.2. Fronteras estocásticas

Este tipo de fronteras tienen su origen en el intento de solucionar la limitación de las fronteras determinísticas, diferenciando la ineficiencia de otras fuentes de perturbación que están fuera del control de la unidad de producción. Así, Aigner, Lovell y Schmidt (1977) y Meussen y van den Broek (1977) consideran que el proceso de producción está sujeto a dos perturbaciones aleatorias distintas: un ruido blanco y un componente asimétrico. El primero recoge los efectos aleatorios que pueden registrarse en la producción y no están bajo el control de la unidad de decisión. El segundo mide la ineficiencia técnica de las observaciones a través de la distancia al valor óptimo y se supone que está originada por ciertos comportamientos que sí están bajo el control de la unidad de decisión.

El modelo que se plantea es que, dada una función de producción $y_i = f(x_i; \beta) + \varepsilon_i$, $i = 1, \dots, N$, se supone que $\varepsilon_i = v_i - u_i$.

El componente del error v_i representa la perturbación simétrica, y se supone que se distribuye idéntica e independientemente como una $N(0, \sigma_v^2)$. El componente del error u_i se

asume que se distribuye independientemente de v_i , y satisface que $u_i \geq 0$. Por lo tanto, hay que seleccionar distribuciones estadísticas para u_i que se distribuyan para un solo lado. Aigner, Lovell y Schmidt (ALS) analizan el caso de la seminormal y la exponencial. Meussen y van den Broeck estudian solamente este último caso (4).

La perturbación u_i refleja el hecho de que el *output* de cada unidad productiva debe situarse en o por debajo de su frontera $[f(x_i; \beta) + v_i]$. Cualquier desviación es el resultado de factores que están bajo su control, tal como la gestión empresarial y el esfuerzo de sus empleados, entre otros. Pero la frontera puede variar aleatoriamente entre las unidades de producción, por esta razón es estocástica, con una perturbación $v_i > 0$, que es el resultado de sucesos externos al proceso de toma de decisiones favorables o desfavorables tales como el clima, la suerte, el resultado de las máquinas, así como errores en la observación y medida de los datos.

El método de estimación que proponen es el de máxima verosimilitud (MLE). A partir de la función de densidad de la suma de una variable normal simétrica y una variable seminormal, y suponiendo que la función de producción es lineal, elaboran la función de verosimilitud que debe ser maximizada.

El logaritmo de la función de verosimilitud, si disponemos de N observaciones, viene dado por:

$$\ln L(y/\beta, \lambda, \sigma^2) = N \ln \frac{\sqrt{2}}{\sqrt{\pi}} + N \ln^{-1} + \\ + \sum_{i=1}^N \ln [1 - F^*(\epsilon_i \lambda \sigma^{-1})] - \frac{1}{2\sigma^2} \sum_{i=1}^N \epsilon_i^2$$

donde $\sigma^2 = \sigma_u^2 + \sigma_v^2$, $\lambda = \sigma_u / \sigma_v$ y $F^*(.)$ es la función de distribución de una normal estándar. Una vez estimados λ y σ , se puede calcular σ_u y σ_v .

Un método de estimación alternativo al de MLE fue propuesto por Olson, Schmidt y Waldman (1980) a través de mí-

(4) Posteriormente, se han desarrollado otros modelos de frontera estocástica como los propuestos por Stevenson (1980) y Greene (1990), que asumen una distribución para el término asimétrico truncada normal y gamma, respectivamente.

nimos cuadrados modificados (MCM). Si estimamos el modelo por MCO obtenemos estimadores insesgados y consistentes para todos los parámetros de la función de producción excepto para el término constante que es sesgado, y su sesgo es la media de e . Se pueden obtener estimadores consistentes de σ_u^2 y de σ_v^2 a través de los momentos de los residuos obtenidos por MCO. En el caso de que u_i se distribuya como una seminormal, dichos estimadores vienen dados por las siguientes expresiones:

$$\hat{\sigma}_u = \left[\sqrt{\frac{\pi}{2}} \left(\frac{\pi}{\pi - 4} \right) \hat{\mu}'_3 \right]^{\frac{1}{3}}; \quad \hat{\sigma}_v = \sqrt{\hat{\mu}'_2 - \left(\frac{\pi - 2}{\pi} \right) \sigma_u^2}$$

donde $\hat{\mu}'_2$ y $\hat{\mu}'_3$ son el segundo y tercer momento de los residuos MCO (5). Una vez estimado $\hat{\sigma}_u$, se puede corregir el sesgo del término independiente añadiendo al estimador MCO el negativo del sesgo estimado, es decir,

$$-\hat{E}(\epsilon) = -\hat{E}(u) = \frac{\sqrt{2}}{\sqrt{\pi}} \hat{\sigma}_u,$$

de forma que obtenemos un estimador consistente del término constante.

Una implicación de este modelo es que se puede estimar la eficiencia de cada unidad de producción por la *ratio*

$$\frac{y_i}{\left[f(x_i; \hat{\beta}) + v_i \right]} \text{ en vez de por la } \textit{ratio} \frac{y_i}{\left[f(x_i; \hat{\beta}) \right]}.$$

Sin embargo, v_i no es observable, por lo que realmente no se va a poder calcular dicha *ratio*. Con el fin de solucionar este problema Jondrow, Lovell, Materov y Schmidt (1982) calcularon a partir de las funciones de densidad de cada uno de los componentes de la perturbación aleatoria la $E(u_i/\epsilon_i)$. Si u_i se distribuye como una seminormal, una vez estimada la función de producción frontera, el estimador de dicha esperanza viene dado por:

(5) En algunas ocasiones no se puede utilizar este método debido a que los residuos no se distribuyen conforme a las hipótesis del modelo. Esto ocurre cuando el momento de orden 3 es positivo (en cuyo caso la estimación de $\hat{\sigma}_u$ es negativa) o cuando el momento de orden 2 es menor que $\frac{\pi-2}{\pi}$ (en cuyo caso la estimación de $\hat{\sigma}_v^2$ es negativa).

$$\hat{E}(u_i|\epsilon_i) = \frac{\hat{\sigma}\hat{\lambda}}{1+\hat{\lambda}^2} \left[\left(\frac{f^*\left(\frac{\epsilon_i\hat{\lambda}}{\hat{\sigma}}\right)}{1-F^*\left(\frac{\epsilon_i\hat{\lambda}}{\hat{\sigma}}\right)} \right) - \left(\frac{\epsilon_i\hat{\lambda}}{\hat{\sigma}} \right) \right]$$

donde f^* y F^* son respectivamente la función de densidad y de distribución de una normal estándar.

3. DATOS EMPLEADOS

En principio, este tipo de análisis debe basarse en datos expresados en magnitudes físicas. Ahora bien, dado que esta información no está disponible en la mayoría de los trabajos sobre eficiencia técnica, los datos se expresan en magnitudes monetarias (6). En este tema nuestro trabajo no constituye una excepción.

Los datos proceden de una encuesta realizada a una muestra de establecimientos agroindustriales navarros que suministraron información relativa a su proceso productivo durante el año 1991. La selección de la muestra de establecimientos se realizó de forma similar a la utilizada por el Instituto Nacional de Estadística para elaborar la Encuesta Industrial. Es decir, se llevó a cabo un muestreo aleatorio estratificado por tamaño para los establecimientos que ocupan entre 4 o más trabajadores, mientras que los establecimientos con más de 20 trabajadores se encuestaron en su totalidad.

Inicialmente se dispone de 149 encuestas completas. A este respecto cabe señalar la preocupación expresada en los trabajos empíricos sobre eficiencia técnica en relación con la sensibilidad de las funciones de producción frontera a las observaciones extremas (7). Por esta razón se han eliminado 18 ob-

(6) El utilizar magnitudes económicas puede sesgar el análisis, puesto que incluimos los precios relativos de los *inputs* y de los *outputs* (el nivel de eficiencia técnica obtenido incorpora parte de la ineficiencia asignativa). De todas formas, dada la heterogeneidad de *inputs* y *outputs* de los establecimientos considerados, es preferible utilizar las magnitudes económicas que nos permiten realizar el análisis con magnitudes homogéneas para todos los grupos considerados.

(7) Entre otros autores que han intentado solucionar este problema a través de la eliminación de algunas observaciones se encuentran Timmer (1970, 1971), Seaver y Triantis (1989), Harris (1992) y Feijoo y Pérez y Pérez (1994).

servaciones, de modo que se dispone de información relativa a 131 establecimientos agroindustriales (8).

A partir de los datos disponibles en la encuesta hemos seleccionado las variables que se van a incluir en la función de producción. La variable que mide el nivel del *output* de los distintos establecimientos es el valor de la producción (es decir, ventas+existencias finales de productos terminados-existencias iniciales de productos terminados). Los *inputs* considerados (9) son trabajo, capital y materias primas. El trabajo viene expresado en términos físicos mediante el número de trabajadores, calculados como la media aritmética del número de trabajadores fijos y eventuales al final de cada trimestre. El consumo del *input* capital se mide a través de la dotación a amortizaciones que realizan los establecimientos. El consumo de materias primas que hemos considerado se refiere a los productos agrarios incorporados al proceso productivo así como a envases, embalajes, aditivos, etc.. Estos *inputs* representan como media el 85 por ciento del total de consumos intermedios.

La información estadística básica relativa a las variables utilizadas aparece recogida en el cuadro 2 del Anexo.

4. RESULTADOS

El primer supuesto que hacemos es que la tecnología empleada en los establecimientos estudiados puede ser representada por una función de producción Cobb-Douglas (10), de modo que:

(8) La eliminación de estas observaciones extremas (Fz. de Trocóniz, 1987: p. 169) se explica porque distorsionan la ecuación de regresión debido a que sus valores incoherentes influyen en la estimación de los coeficientes, otorgándoles valores diferentes a los que se hubieran obtenido a partir de las observaciones correctas. Las observaciones extrañas se caracterizan por la gran magnitud de los residuos que generan en virtud de su distanciamiento de los valores típicos. El método utilizado en nuestro caso para detectarlas es que los residuos *studentizados* tengan un módulo superior 2.

(9) A este respecto nos gustaría señalar la imposibilidad de disponer de información más precisa sobre el consumo de *inputs*, como pudiera ser el número de horas trabajadas para medir el factor trabajo, o el stock de capital fijo o la depreciación física para el consumo de capital. En todo caso, la información disponible utilizada es una limitación más de nuestra aplicación empírica, presente en otras aplicaciones de la literatura.

(10) En primer lugar se ajustó una función de producción translog por su mayor flexibilidad. En las dos estimaciones (MCO y MLE) el contraste de la hipótesis conjunta de que todos los parámetros estimados que acompañan a las variables que se añaden respecto a la función Cobb-Douglas son iguales a cero nos indica que se debe aceptar la hipótesis nula. Por lo tanto, se acepta que la función Cobb-Douglas se ajusta a los datos.

$$y_i = a \prod_{j=1}^3 x_{ij}^{\beta_j} e^{\epsilon_i}$$

En forma logarítmica, y teniendo en cuenta las variables consideradas, la función a estimar es la siguiente:

$$\ln VPRO_i = \alpha + \beta_1 \ln EMP_i + \beta_2 \ln AMO_i + \beta_3 \ln CMP_i + \epsilon_i$$

En primer lugar, hemos estimado un función de producción media a través de MCO, que va a ser utilizada para obtener la función de producción frontera determinística y la estocástica por mínimos cuadrados modificados.

La estimación de la función de producción media por MCO presenta el problema de heterocedasticidad de los residuos (el test de Breuch-Pagan tiene un valor de 22,5), por lo que se ha corregido siguiendo el método de White (11). Respecto a la multicolinealidad, aunque está presente como en todas las estimaciones de este tipo, no llega a ser grave (12).

Por otro lado, hemos validado la hipótesis de rendimientos constantes a escala. Es decir, que la suma de los coeficientes estimados de los tres *inputs* considerados es igual a 1. Hemos obtenido un valor del estadístico F de 0,08, por lo que se acepta dicha hipótesis.

El máximo residuo positivo de la estimación MCO equivale a 0,514, que se ha añadido a la constante para obtener la frontera determinística. Por otro lado, los momentos de orden 2 y 3 de los residuos son, respectivamente, 0,037 y -0,0017. A partir de ellos hemos estimado los parámetros de la función frontera estocástica a través de mínimos cuadrados modificados.

Respecto a la estimación por MLE, los valores iniciales para el proceso de maximización han sido los estimadores obtenidos para la frontera estocástica por mínimos cuadrados modificados (13).

(11) Véase Greene (1993a): p. 391.

(12) La regla que se ha seguido para determinar la gravedad de la multicolinealidad ha sido comparar los coeficientes de correlación entre las variables incluidas en la ecuación y el coeficiente de determinación (véase Judge *et al.*, 1988: p. 868). Si los coeficientes de correlación son menores que el coeficiente de determinación, entonces la multicolinealidad no se considera grave.

(13) El paquete estadístico utilizado tanto para la estimación MCO como para la estimación MLE ha sido SHAZAM (Econometrics Computer Program, Versión 7.0).

Los resultados obtenidos de las estimaciones de las fronteras de producción aparecen recogidos en cuadro 1. Como se puede observar, la principal diferencia entre los parámetros estimados se encuentra en el término constante, debido al diferente método de estimación utilizado. Por lo tanto, la frontera de producción supone un desplazamiento neutral de la función de producción media (14).

Cuadro 1

FUNCIONES DE PRODUCCIÓN FRONTERA ESTIMADAS (1)

	Determinística (MCC)	Estocástica (MLE)	Estocástica (MCM)
Constante	2,817 (2)	2,632** (14,87)	2,461 (2)
ln EMP	0,171** (6,61)	0,184** (6,152)	0,171** (6,61)
ln AMO	0,053** (2,12)	0,049* (3,09)	0,053* (2,12)
ln CMP	0,770** (36,23)	0,757** (38,57)	0,770** (36,23)
$\hat{\lambda} = \frac{\hat{\sigma}_u}{\hat{\sigma}_v}$	-	1,604* (2,106)	1,298
$\hat{\sigma} = \sqrt{\hat{\sigma}_u^2 + \hat{\sigma}_v^2}$	-	0,263** (7,77)	0,249
$\hat{\sigma}_u^2$	-	0,050	0,0389
$\hat{\sigma}_v^2$	-	0,019	0,0231
$E[u] = -\sqrt{\frac{2}{\pi}} \hat{\sigma}_u$	-	-0,178	-0,157
Eficiencia Técnica Media =			
$\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \exp(\epsilon_i)$	0,61		
$\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \exp[-E(u_i \epsilon_i)]$		0,84	0,86
Logaritmo de Función Verosimilitud	-	30,18	-
\bar{R}^2	0,98		0,98

(1) Los valores entre paréntesis son los t-ratios. (2) Corregido el sesgo.

* Significativos al 5 por ciento. ** Significativos al 1 por ciento.

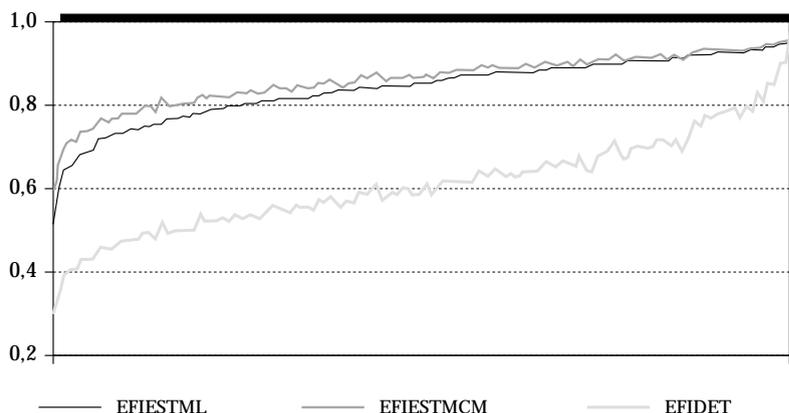
(14) Este resultado también ha sido obtenido por otros autores que comparan distintos métodos de estimación de fronteras de producción, entre otros cabe señalar a Taylor, G. T.; Shonkwiler, J. S. (1986); Bravo Ureta, B. E.; Rieger, L. (1990) y Greene, W. H. (1993a).

Sin embargo, los niveles de eficiencia estimados (15) presentan diferencias relevantes, sobre todo entre el nivel de eficiencia calculado a partir de la frontera determinística y los calculados a partir de las estocásticas (entre éstas las diferencias no son apreciables). No obstante, los coeficientes de correlación de Pearson entre los distintos niveles de eficiencia y los coeficientes de correlación de Spearman entre las ordenaciones de los establecimientos que producen dichos índices, son en todos los casos superiores a 0,92 y estadísticamente significativos al 1 por ciento.

En el gráfico 1, se muestran los tres niveles de eficiencia técnica para cada una de las observaciones. Como puede observarse, las dos fronteras estocásticas tienen un perfil muy similar y se mantienen por encima de la frontera determinística. En todo caso, las tres fronteras siguen una senda paralela.

Gráfico 1

Niveles de eficiencia técnica de los establecimientos agroindustriales navarros, según las tres funciones de producción frontera estimadas (1)



(1) Ordenadas en función del nivel de eficiencia calculado en base a la frontera estocástica por el método de MLE.

EFIESTML: nivel de eficiencia calculado a partir de la frontera estocástica estimada por MLE.

EFIESTMCM: nivel de eficiencia calculado a partir de la frontera estocástica estimada por MCM.

EFIDET: nivel de eficiencia calculado a partir de la frontera determinística.

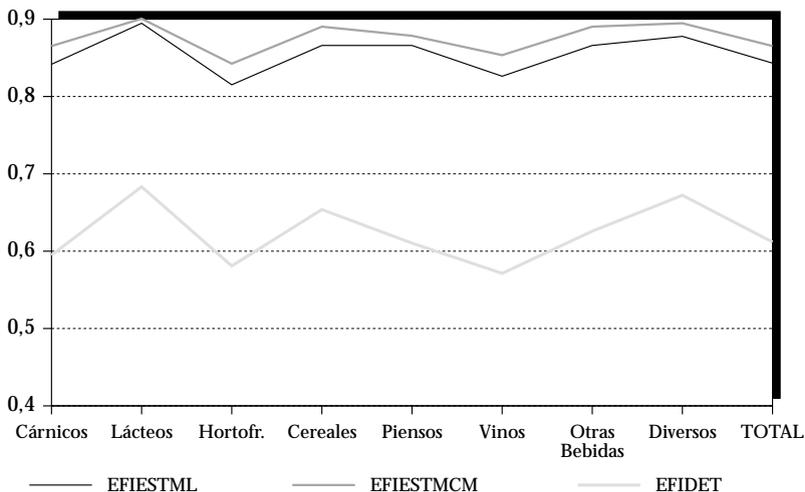
(15) Dado que las funciones de producción frontera estimadas están expresadas en logaritmos, el nivel de Eficiencia de cada observación se calcula como $\exp(\varepsilon_i)$ en la frontera determinística y como $\exp[-E(u_i|\varepsilon_i)]$ en las estocásticas.

El mayor nivel de ineficiencia calculado con la frontera determinística tiene una lógica clara: todo el residuo se considera ineficiencia, mientras que en las estocásticas, una parte del mismo se supone que son errores aleatorios fuera del control de la unidad de producción.

Con el objetivo de evaluar la relación entre eficiencia y actividad, y teniendo en cuenta el grado de diversidad productiva presente en la industria agroalimentaria, los establecimientos agroindustriales se han agrupado en ocho ramas de actividad, tal como puede observarse en el cuadro 1 del Anexo. En el gráfico 2 (y en el cuadro 3 del Anexo) se muestran los niveles de eficiencia calculados según las tres fronteras de producción desagregados por ramas de actividad. Como se puede comprobar en los mismos, las ramas de actividad más eficientes, con independencia del método utilizado en su estimación, son las de Industrias Lácteas, Cereales y Derivados e Industrias Diversas. Las ramas menos eficientes son las Hortofrutícolas y las de Vinos. En estas ramas la actividad productiva es más estacional, y por lo tanto su nivel de ineficiencia podría

Gráfico 2

Valores medios de los distintos niveles de eficiencia técnica calculados por ramas de actividad



EFIESTML: nivel de eficiencia calculado a partir de la frontera estocástica estimada por MLE.
 EFIESTMCM: nivel de eficiencia calculado a partir de la frontera estocástica estimada por MCM.
 EFIDET: nivel de eficiencia calculado a partir de la frontera determinística.

estar relacionado con un bajo nivel de utilización de la capacidad productiva. En todo caso, se ha constatado, a través del análisis de la varianza, que las diferencias en la eficiencia técnica entre ramas de actividad son estadísticamente significativas solamente en el caso de la eficiencia calculada con el modelo de frontera estocástica obtenida por MLE.

Por otra parte, una cuestión relevante de este trabajo consiste en analizar las relaciones de la eficiencia técnica con otras variables cuantitativas y cualitativas. Para ello, nos vamos a centrar en el nivel de eficiencia técnica calculado a partir de la frontera estocástica obtenida por máxima verosimilitud, dado que presenta las mejores propiedades estadísticas desde un punto de vista metodológico.

En primer lugar, cabe plantear la relación entre eficiencia y propiedad del establecimiento. Una hipótesis ampliamente contrastada en la literatura es que los establecimientos con capital extranjero son más eficientes, dado que se supone que las empresas multinacionales disponen de mejor gestión empresarial (Sterner, 1990) e imponen criterios de eficiencia más estrictos a sus plantas (Harris, 1991). El análisis de la varianza realizado pone de manifiesto que los establecimientos agroindustriales con capital extranjero alcanzan mayores niveles de eficiencia técnica, siendo la diferencia estadísticamente significativa al 8 por ciento. Esto nos permite concluir que en cierta medida estos establecimientos tienen una gestión mejor que los de propiedad nacional (16).

En cuanto a las variables cuantitativas relativas a los establecimientos estudiados, la forma de analizar su relación con la eficiencia técnica es a través del cálculo de coeficientes de correlación (que aparecen recogidos en el cuadro 4 del Anexo). Según dicho cuadro, la primera relación significativa es la que se establece entre la eficiencia técnica y las productividades factoriales. Esta correlación resulta bastante lógica dado que, como se ha señalado anteriormente, la primera es un índice

(16) Merino y Salas (1996) analizan las diferentes de eficiencia en las empresas manufactureras españolas en función de la propiedad. La conclusión que obtienen es que las de propiedad extranjera son más eficientes, pero esa mayor eficiencia obedece a diferencias en la dotación de recursos y procesos productivos, y no tanto a factores relacionados con la nacionalidad que puedan influir en la gestión de los recursos disponibles. Por lo tanto, en nuestro caso necesitaríamos disponer de información adicional para llegar a resultados más concluyentes.

que trata de recoger de forma conjunta las productividades unitarias de los factores de producción. Este resultado es muy común en la mayor parte de la literatura sobre eficiencia.

Una segunda variable a tener en cuenta es el tamaño del establecimiento y se espera que mantenga una relación positiva con la eficiencia técnica, debido al ahorro en *inputs* que se puede lograr al operar cerca del tamaño mínimo eficiente (Harris, 1993), aunque también es posible que no exista tal relación, ya que cada establecimiento puede utilizar eficientemente la tecnología disponible en su escala de tamaño (17). En nuestro caso, los coeficientes de correlación entre la eficiencia técnica y las tres variables de tamaño consideradas (número de trabajadores, valor de la producción y valor de las ventas) se muestran positivos pero estadísticamente no significativos.

En relación con los costes de los factores por unidad de producto, se observa una relación negativa y significativa en el caso de las amortizaciones y los consumos de materias primas. Por el contrario, la relación entre eficiencia y costes de personal no es estadísticamente significativa. De ello se desprende que los establecimientos que utilizan más materias primas por unidad de producto tienen un nivel de eficiencia relativamente bajo.

Por otra parte, la variable costes de personal por unidad de trabajo tiene una correlación positiva y significativa con la eficiencia. Esto se podría explicar porque los establecimientos que pagan más a sus empleados lo hacen para que estos sean más eficientes y por lo tanto se mejore la productividad del factor trabajo. Otra posible explicación también puede ser que los establecimientos que pagan más a sus empleados contratan personal más formado, lo cual incide positivamente sobre la eficiencia. En cierto modo, esta relación haría referencia a una variable no recogida en nuestros datos como puede ser la calidad del factor trabajo. De esta manera, una mano de obra con más capital humano se corresponde con unos gastos de personal unitarios más elevados.

(17) Conforme a lo dicho, los resultados empíricos en la literatura son diversos. Así, por ejemplo en Page (1984) se analizan 4 sectores industriales de la India y como resultado se obtiene que existe correlación positiva entre tamaño y eficiencia solamente para uno de ellos. Otros autores, como Tyler (1979) y Harris (1991, 1993) obtienen como resultado que las plantas industriales más grandes son más eficientes.

Por último, nos interesa analizar la relación entre eficiencia y empleo eventual. De acuerdo con Caves y Barton (1990) cabe esperar una relación positiva, ya que la eventualidad puede dar al establecimiento una mayor capacidad de adaptación al entorno, e incidir favorablemente sobre la eficiencia. Sin embargo, también podría suceder que los trabajadores eventuales tuviesen bajos salarios y bajo nivel de formación con el consiguiente efecto negativo sobre la eficiencia. En nuestro caso, el coeficiente de correlación entre ambas variables es negativo y significativo al 5 por ciento. Por lo tanto, prima la influencia negativa del empleo eventual sobre la eficiencia. Un ejemplo de esta situación sería el bajo nivel de eficiencia observado en las industrias hortofrutícolas y vinícolas de Navarra.

5. CONCLUSIONES

Los aspectos más relevantes que cabe destacar del trabajo realizado son los siguientes:

1. En primer término, las funciones de producción frontera obtenidas a través de los tres métodos empleados suponen una transformación neutral de la función de producción media. Sin embargo, las tres fronteras proporcionan distintos valores absolutos del nivel de la eficiencia técnica, siendo las diferencias más notables entre la frontera determinística y las estocásticas. Por lo tanto, a la hora de interpretar los resultados hay que tener en cuenta que el valor absoluto del nivel de eficiencia depende del método utilizado. Dicho esto, debe destacarse que la situación relativa de los establecimientos según el nivel de eficiencia permanece constante. Es decir, la ordenación de los establecimientos es independiente de la frontera considerada.
2. En segundo lugar, el nivel de eficiencia técnica media varía entre un 60 por ciento en la frontera determinística y un 85 por ciento en las estocásticas. Está claro que la primera sobrevalora la ineficiencia al considerar todo el residuo como ineficiencia. En las segundas el problema es que se debe elegir una distribución de probabili-

dad para el término que mide la ineficiencia. En todo caso, la industria agroalimentaria navarra podría aumentar su producción sin aumentar el consumo de *inputs*, si utilizara éstos de forma más eficiente.

3. En cuanto a las diferentes ramas de actividad consideradas, existen diferencias estadísticamente significativas, siendo las más eficientes las Industrias Lácteas, las de Cereales y Derivados para el consumo humano y las Industrias Diversas. Las actividades menos eficientes son las Industrias Hortofrutícolas y Vinícolas. Una parte de estas diferencias en el nivel de eficiencia puede deberse a las diferentes tecnologías de producción empleadas en cada rama de actividad, por lo que cabría la posibilidad, si se dispusieran de datos suficientes, de realizar una estimación de una frontera de producción para cada rama.
4. La eficiencia técnica de los establecimientos agroindustriales de Navarra está relacionada de forma significativa y positiva con la participación de capital extranjero, las productividades factoriales y los costes de personal por trabajador. Por el contrario, hemos constatado una relación negativa y significativa de la eficiencia con los consumos intermedios y las amortizaciones por unidad de producto y con el porcentaje de trabajadores eventuales. Asimismo, cabe destacar que eficiencia y tamaño tienen una relación estadísticamente no significativa. □

BIBLIOGRAFÍA

- AIGNER, D. J. y CHU, S. F. (1968): «On estimating the industry production function». *American Economic Review*, vol. 58, n.º 4: pp. 826-839.
- AIGNER, D. J.; LOVELL, C. A. K. y SCHMIDT, P. (1977): «Formulation and estimation of stochastic frontier production function models». *Journal of Econometrics*, vol. 5, n.º 1: pp. 21-38.
- BRAVO URETA, B. E. y RIEGER, L. (1990): «Alternative production frontier methodologies and dairy farm efficiency». *Journal of Agricultural Economics*, vol. 41, n.º 2: pp. 215-226.

- CAVES, R. E. y BARTON, D. (1990): *Efficiency in U.S. Manu-
facturin Industries*. MIT Press. Cambridge.
- CHARNES, A.; COOPER, W. W. y RHODES, E. (1978): «Measur-
ing the efficiency of decision making units». *European Jour-
nal of Operational Research*, n.º 2 (6): p. 429-444.
- FARRELL, M. J. (1957): «The measurement of productive ef-
ficiency». *Journal of the Royal Statistical Society*, ser. A, vol. 120,
part. III: pp. 253-281.
- FEIJOO, M. L. y PÉREZ y PÉREZ, L. (1994): «Determinación
paramétrica de la eficiencia técnica de la industria agroali-
mentaria de Aragón». *Investigación Agraria. Economía*, n.º 9
(2): pp. 267-278.
- FZ. DE TROCONIZ, A. (1987): *Modelos Lineales*. Universidad
del País Vasco. Bilbao.
- GREENE, W. H. (1980): «Maximum likelihood estimation of econo-
metric frontier functions». *Journal of Econometrics*, n.º 13: pp. 27-56.
- GREENE, W. H. (1990): «A Gamma-distributed stochastic
frontier model». *Journal of Econometrics*, n.º 46: pp. 141-163.
- GREENE, W. H. (1993a): *Econometric analysis* (2.ª Edición).
Macmillan. New York.
- GREENE, W. H. (1993b): «The econometric approach
to efficiency analysis», en *The measurement of productive
efficiency. Techiques and Applications*. Fried, H. O.; Lov-
ell, C. A. K.; Schmidt, S. S. Oxford University Press.
New York.
- HARRIS, C. M. (1992): «Technical Efficiency in Australia:
Phase 1». En Caves, R. E. (1992): *Industrial Efficiency in six
nations*. Cambridge: MIT Press: pp. 199-239.
- HARRIS, R. I. D. (1991): «Measuring efficiency in Northern
Ireland manufacturing using a frontier production func-
tion approach». *Scottish Journal of Political Economy*, vol. 38,
n.º 4: pp. 386-397.
- HARRIS, R. I. D. (1993): «Measuring efficiency in New Zealand
manufacturing in 1986/7 using a frontier production function
approach». *New Zealand Economic Paper*, vol. 27, n.º 1: pp. 57-79.
- INSTITUTO NACIONAL DE ESTADÍSTICA (1995): *Encuesta In-
dustrial, 1989-1992*. INE. Madrid.
- JONDROW, J.; LOVELL, C. A. K.; MATEROV, I. S. y SCHMIDT,
P. (1982): «On the estimation of technical inefficiency in
the stochastic frontier production function model». *Journal
of Econometrics*, vol. 19: pp. 269-294.

- JUDGE *et al.* (1988): *Introduction to the theory and practice of econometrics* (2.^a Edición). John Wiley & Sons. New York.
- MEEUSEN, W. y VAN DEN BROECK, J. (1977): «Efficiency estimation from Cobb-Douglas production function with composed error». *International Economic Review*, vol. 18, n.º 2: pp. 435-455.
- MERINO DE LUCAS, F. y SALAS FUMAS, V. (1996): «Diferencias de eficiencia entre empresas nacionales y extranjeras en el sector manufacturero». *Papeles de Economía Española*, n.º 66: pp. 191-208.
- OLSON, J. A.; SCHMIDT, P. y WALDMAN, D. M. (1980): «A Monte Carlo study of estimators of stochastic frontier production functions». *Journal of Econometrics*, vol. 13: pp. 67-82.
- RICHMOND, J. (1974): «Estimating the efficiency of production». *International Economic Review*, vol. 15, n.º 2, pp. 515-521.
- SEAVER, B. L. y TRIANTIS, K. P. (1989): «The implications of using messy data to estimate production frontier based technical efficiency measures». *Journal of Business and Economic Statistics*, vol. 7 (1): pp. 49-59.
- SEGURA, J. (1993): «Sobre políticas microeconómicas de competitividad». *Papeles de Economía Española*, n.º 56: pp. 348-360.
- STERNER, T. (1990): «Ownership, technology and efficiency: an empirical study of cooperatives, multinationals, and domestic enterprises in the mexican cement industry». *Journal of Comparative Economics*, vol. 14, n.º 2: pp. 286-300.
- STEVENSON, R. E. (1980): «Likelihood functions for generalized stochastic frontier estimation». *Journal of Econometrics*, n.º 13: pp. 57-66.
- TAYLOR, T. G. y SHONKWILER, J. S. (1986): «Alternative stochastic specifications of the frontier production function in the analysis of agricultural credit programs and technical efficiency». *Journal of Development Economics*, n.º 21: pp. 149-160.
- TIMMER, C. P. (1970): «On measuring technical efficiency». *Food Research Institute Studies in Agricultural Economics, Trade and development*, 9, n.º 2: pp. 99-171.
- TIMMER, C. P. (1971): «Using a probabilistic frontier function to measure technical efficiency». *Journal of Political Economic*, vol. 79: pp. 179-194.
- TYLER, W. G. (1979): «Technical efficiency in production in a developing country: an empirical examination of the brazilian plastics and steel industries». *Oxford Economic Papers*, vol. 31, n.º 3: pp. 477-495.

RESUMEN

Eficiencia técnica de la industria agroalimentaria de Navarra

El trabajo pretende estimar la eficiencia técnica de la industria agroalimentaria de Navarra. El método utilizado se basa en la estimación econométrica de dos tipos de funciones de producción, determinísticas y estocásticas. La base empírica está formada por 131 establecimientos agroindustriales de Navarra. Los resultados obtenidos con los distintos métodos son acordes a los existentes en la literatura sobre eficiencia técnica. Finalmente, se relaciona la eficiencia técnica con otras variables como la rama de actividad, el trabajo eventual, la presencia de capital extranjero y el tamaño, entre otras.

PALABRAS CLAVE: Eficiencia técnica, función de producción frontera, industria agroalimentaria.

RÉSUMÉ

Efficiencia technique de l'industrie agroalimentaire de Navarre

Ce travail prétend apprécier l'efficiencia technique de l'industrie agroalimentaire de Navarre. La méthode utilisée se fonde sur l'estimation économétrique des deux types de fonctions de production, déterministiques et stocastiques. La base empirique est formée par 131 établissements agroindustriels de Navarre. Les résultats obtenus avec les différentes méthodes sont conformes à ceux qui existent dans la littérature concernant l'efficiencia technique. Finalement, il est mis en rapport l'efficiencia technique et d'autres variables telles que la branche d'activité, le travail temporaire, la présence de capital étranger et la taille, entre autres.

MOTS CLEF: Efficiencia technique, fonction de production frontière, industrie agroalimentaire.

SUMMARY

Technical efficiency of the Navarre agrofood industry

This paper seeks to estimate the technical efficiency of the Navarre agrofood industry. The method used is based on econometric estimation of two types of production functions: deterministic and stochastic. The empirical basis is composed of 131 agroindustrial establishments. The results obtained using the different methods match those described in the literature on technical efficiency. Finally, technical efficiency is related with other variables such as branch of industry, temporary work, foreign capital, size, etc.

KEYWORDS: Technical efficiency, function of production border, agrofood industry.

ANEXOS

Cuadro A.1

AGRUPACIÓN DE LOS ESTABLECIMIENTOS
AGROINDUSTRIALES EN RAMAS DE ACTIVIDAD

Clasificación Nacional de Actividades Económicas (CNAE)	Rama de actividad
413	Industrias cárnicas
414	Industrias lácteas
415	Manipulación hortofrutícola
417+419	Cereales y derivados para consumo humano
422	Piensos
424+425	Vinos y alcoholes
426+427+428	Otras bebidas
411+412+416+420+421+423	Industrias diversas

Cuadro A.2

ESTADÍSTICAS BÁSICAS DE LAS VARIABLES UTILIZADAS EN LA ESTIMACIÓN DE LAS FUNCIONES DE PRODUCCIÓN FRONTERA

Rama	N.º Obser.	Valor producción (Miles de ptas.)		N.º trabajadores (Unidades)		Amortizaciones (Miles de ptas.)		Consumo mater. primas (Miles de ptas.)	
		Media	Desv. Tip.	Media	Desv. Tip.	Media	Desv. Tip.	Media	Desv. Tip.
I. Cárnicas	17	896.720	849.880	39,88	36,57	23.915	25.086	578.450	529.630
I. Lácteos	5	3.280.700	3.732.800	115,60	116,06	40.031	41.329	2.315.000	2.765.600
M. Hortof.	57	770.780	1.109.700	64,54	83,97	20.711	29.415	486.750	789.480
Cereales	26	395.620	555.370	30,65	32,91	14.084	17.809	239.070	413.800
Piensos	8	2.332.100	325.100	67,75	119,57	40.944	44.938	1.772.100	2.431.800
Vinos y A.	7	383.620	368.460	17,00	13,79	16.213	17.030	259.370	234.440
O. Bebidas	2	2.368.700	3.163.100	24,50	17,67	102.420	115.370	1.841.100	2.502.260
Diversas	9	332.200	279.370	30,67	31,26	8.852	8.966	193.600	164.060
TOTAL	131	877.380	1.495.400	51,28	71,59	21.977	30.899	586.160	1.101.200

Cuadro A.3

NIVELES MEDIOS DE EFICIENCIA
Y DESVIACIONES TÍPICAS POR RAMAS DE ACTIVIDAD

Rama	Determinística (MCC)		Estocástica (MLE)		Estocástica (MCM)	
	Media	Desv. Tip.	Media	Desv. Tip.	Media	Desv. Tip.
I. Cárnicas	0,59	0,08	0,84	0,06	0,86	0,05
I. Lácteas	0,68	0,07	0,89	0,03	0,90	0,03
M. Hortofrutícola	0,58	0,12	0,81	0,09	0,84	0,07
Cereales y Derivados	0,65	0,12	0,86	0,05	0,88	0,04
Piensos	0,61	0,05	0,86	0,03	0,87	0,03
Vinos y Alcoholes	0,57	0,09	0,82	0,07	0,84	0,06
Otras Bebidas	0,62	0,09	0,86	0,06	0,88	0,05
Industrias Diversas	0,67	0,10	0,87	0,05	0,89	0,05
TOTAL	0,61	0,11	0,84	0,08	0,86	0,06

Cuadro A.4

COEFICIENTES DE CORRELACIÓN ENTRE LA EFICIENCIA
TÉCNICA (EFIESTML) Y VARIABLES CUANTITATIVAS REFERENTES
A LOS ESTABLECIMIENTOS AGROINDUSTRIALES

Productividades factoriales	
VABcf/N.º Trabajadores	0,5314**
VABcf/Amortizaciones	0,2410**
VABcf/Consumo Materias Primas	0,4528**
Ventas/N.º Trabajadores	0,2643**
Variables de tamaño	
N.º Trabajadores	0,0105
Valor de la producción	0,1484
Ventas	0,1377
Costes unitarios de producción	
Amortizaciones/Valor de la producción	-0,2008*
Consumo Materias Primas/Valor de la Producción	-0,4966**
Gastos Personal/Valor de la Producción	-0,1276
Otras variables	
Gastos de Personal/N.º trabajadores	0,4329**
N.º Trabajadores eventuales/N.º Trabajadores	-0,2231*

** Significativos al 1 por ciento.

* Significativos al 5 por ciento.