

EFICIENCIA TECNICA DE EXPLOTACIONES LECHERAS (*)

Por

ANTONIO ALVAREZ (**), JOHN BELKNAP y WILLIAM SAUPE (***)

I. INTRODUCCION

LA reciente incorporación de España a la Comunidad Económica Europea (CEE) ha avivado los interrogantes sobre las posibles consecuencias de la integración para los diferentes sectores de la economía. En lo que respecta a la agricultura, los pronósticos han sido bastante pesimistas para el sector lechero.

El precio de la leche en España es más alto que en la CEE, por lo que, en los próximos años, tendrá que reducirse hasta igualarse con el comunitario. Por otra parte, la Comunidad ha acordado reducir el precio de la leche, lo que supondrá una mayor caída en el precio percibido por el ganadero español. Este hecho va a ejercer una fuerte presión a la baja sobre los ingresos de los ganaderos de leche que, debido a la política de cuotas, no podrán incrementar la producción para compensar el descenso en el precio, ya que toda producción adicional se ve penalizada. Esta medida repercute de forma muy negativa sobre muchos productores es-

(*) Una versión preliminar de este trabajo, con el título de «Technical Efficiency of Dairy Farms in Northern Spain», se presentó en el V Congreso de Economistas Agrarios Europeos, celebrado en Budapest en Agosto de 1987.

(**) Unidad de Econometría e Informática del Centro de Experimentación Agraria de Villaviciosa (Asturias). Este trabajo fue realizado, durante una estancia en la Universidad de Wisconsin, cuando el autor era profesor de la Fac. de CC. Económicas de Oviedo.

(***) Departamento de Economía Agraria. Universidad de Wisconsin-Madison.

pañoles, que en los últimos años han realizado inversiones en maquinaria e instalaciones con el objetivo de incrementar la producción.

Una solución para aumentar los ingresos, manteniendo la producción constante, es reduciendo los costes medios, es decir, el coste de producir un litro de leche. Esto supone producir la misma cantidad de leche utilizando menos recursos, es decir, aumentar la eficiencia técnica. También se podrían aumentar los beneficios, sin aumentar la producción, reasignando los recursos productivos según las reglas económicas que implican la minimización del coste, o lo que es lo mismo, aumentar la eficiencia asignativa.

Las medidas sugeridas en el párrafo anterior requieren, para que sean eficaces, que exista un cierto grado de ineficiencia económica en la producción de leche. El análisis de uno de estos aspectos, la eficiencia técnica, es el objetivo global de este trabajo. En primer lugar, se calcula una medida de la eficiencia técnica de las explotaciones lecheras en Asturias. En una segunda parte, se usan análisis de varianza y de regresión múltiple para relacionar la eficiencia con algunas características de la explotación y del agricultor, lo que permite construir una cierta tipología de explotaciones eficientes. Por último, se sugieren unas líneas de actuación a la luz de los resultados que se derivan del análisis.

Los datos

Este estudio usa datos obtenidos en Diciembre de 1985 a partir de un muestreo aleatorio simple de la totalidad de las explotaciones agrarias de Asturias. Una serie de observaciones fueron excluidas del análisis, siguiendo los siguientes criterios:

- a) Explotaciones sin vacas lecheras.
 - b) Explotaciones lecheras con menos de dos vacas o menos de 0,5 ha. de tierra.
 - c) Explotaciones que presentan valores muy extremos en algunas de las variables («outliers»).
-

Este proceso de selección fue superado por 154 explotaciones cuyas principales características pueden verse en el Cuadro 1. Dada la aleatoriedad de la muestra, estas estadísticas pueden considerarse representativas de las explotaciones lecheras asturianas.

Cuadro n.º 1

ESTADISTICAS DESCRIPTIVAS DE LAS EXPLOTACIONES
LECHERAS ASTURIANAS, 1985

Variable	Mínimo	Máximo	Media	Desv Tip
Número de Trabajadores	1	6	2,3	1,01
Hectáreas de SAU	0,6	20	5,3	3,94
Número de máquinas	1	9	3,5	2,24
Edad del titular	25	85	53,9	11,58
Vacas lecheras	2	35	8,9	6,52
Litros de leche	2.190	115.00	26.367	21.581
Litros de leche/vaca	1.000	6.388	2.937	1.125
Número de vacas/ha.	0,3	9,5	2,1	1,5

Los datos representan claramente una muestra de pequeñas explotaciones familiares, donde solamente un 15% de las mismas utiliza mano de obra asalariada (siendo la mayor parte contratada para realizar faenas agrícolas en época estival). La mayoría de los agricultores no tienen otro trabajo adicional dedicándose únicamente al trabajo en la explotación. Sólo un 11% de los agricultores realizan otra actividad remunerada. En lo que se refiere a tecnología, sólo el 31% de las explotaciones ensilan.

La frontera de producción

Este estudio calcula una medida de eficiencia técnica (1) de una explotación, como el cociente entre la producción actual y la que obtendría si estuviera en la frontera de producción (2) (la

(1) Un estudio más completo de la eficiencia incluiría también las eficiencias de precios y de escala.
(2) Dado que el cálculo de una frontera de producción implica la estimación de una función de producción, este estudio está sujeto a las tadiciones críticas, bien resumidas por Upton [10].

máxima posible, dada una cierta combinación de inputs). El cálculo de la eficiencia en la agricultura mediante la comparación de la producción actual con alguna medida de la producción óptima se ha convertido en una técnica habitual [1,2,4,5,8]. Sin embargo, los únicos trabajos aplicados a la agricultura española son los de Muro [7] y Millán [6].

La forma general de la frontera de producción es:

$$Y = F(x) e^u, u \leq 0$$

en la que la perturbación aleatoria está sometida a la restricción de no ser positiva, ya que ninguna explotación puede producir por encima de la frontera, es decir, más de lo técnicamente posible. Esto implica que los errores no se distribuyen normalmente, lo que vuelve complicada la estimación directa de la frontera. Por ello, se emplea la técnica de los Mínimos Cuadrados Ordinarios Corregidos, que supone un proceso en dos pasos. Primeramente, se usan Mínimos Cuadrados Ordinarios para ajustar una función de producción «media». En el segundo paso, se calcula la frontera desplazando la función «media» por el máximo residuo positivo.

Este procedimiento es muy sensible a las observaciones extremas. Timmer [9] sugiere evitar este problema calculando una frontera de producción probabilística. El método consiste en permitir que un pequeño número de observaciones queden por encima de la frontera. En este caso, la función de producción media estimada se «corrige» desplazando el término independiente de la ecuación por una cantidad que deja el 2,5% de la distribución por encima de la frontera (3).

El modelo econométrico

La función de producción estimada es del tipo Cobb-Douglas.

(3) Si llamamos al factor de desplazamiento t , buscamos un valor tal que $P([e] > t) = 5\%$. Normalizando los residuos se tiene $P(t^* < e/s < -t^*) = 5\%$, donde $t^* = t/s$. En las tablas estadísticas se obtiene $t^* = 1,96$. Como estamos interesados en t , y s es 0,5148, se obtiene que $t = 1,009$.

La ecuación se linealiza tomando logaritmos naturales y la estimación se realiza, mediante MCO, sobre:

$$\text{Ln}Y = \beta_0 + \sum \beta_i \text{Ln}X_i + u$$

donde u se supone que se distribuye normalmente con media cero y varianza constante.

Las variables de la ecuación

La variable dependiente mide la venta anual de leche de las explotaciones. Las variables independientes son, además de las típicas tierras, trabajo y capital, la edad del agricultor, el consumo de forrajes y piensos, una medida de la dedicación (total o parcial) del agricultor, y tres variables ficticias para tener en cuenta las diferencias de localización geográfica (cota = 1, interior = 0), raza del ganado (frisón = 1, otras = 0), y en función de sí se ensila o no (sí = 1, no = 0). Se espera que estas variables tengan signos positivos dado que las categorías excluidas han sido las que corresponden a las peores explotaciones, es decir, aquéllas situadas en las zonas altas y montañosas, con vacas no frisonas y explotaciones que no ensilan.

La medida de alguna de las variables merece algún comentario adicional. En primer lugar, la variable dependiente (ventas de leche) no mide la producción total de leche dado que no tiene en consideración el autoconsumo y el reemplazo, sesgando los resultados en favor de aquellas explotaciones que venden los terneros jóvenes.

El «capital» se mide por el número de máquinas empleadas. Esta es una forma muy sencilla de medir el capital ya que es fácilmente comprensible y puede ser contestada con exactitud por los encuestados. Además, se observó que guarda una alta correlación con medidas radicales del factor capital, como el valor actual descontado de la maquinaria utilizada.

La variable «piensos» incluye cereales-pienso y piensos compuestos comprados por el agricultor. La variable «forraje» se mide por el importe en pesetas de los fardos de hierba comprados.

La edad se incluyó en forma cuadrática para estar en concordancia con el significado esperado de la variable, es decir, se

espera que la experiencia aumente con la edad pero que también disminuya la resistencia física.

La «grado de profesionalidad» del agricultor viene medido por el porcentaje que suponen los ingresos de la explotación agraria con respecto al total de ingresos de la unidad familiar.

La variable dummy indicativa de la situación geográfica no sólo recoge diferencias en el clima y en la calidad del suelo, sino también aquellos efectos que hacen la ganadería más difícil en áreas montañosas. Las vacas de raza Frisona suelen proporcionar una mayor producción que las de raza Parda Suiza o las de raza locales. Pero dado que las vacas importadas han sido cruzadas con toros locales para obtener mayores terneros para el mercado de carne, el efecto de esta variable es incierto.

Los resultados de la regresión

A continuación se exponen los resultados de los MCO para la función de producción media. La desviación típica aparece entre paréntesis y *, **, *** y **** señalan niveles de significación del 15, 10, 5 y 1 por ciento, respectivamente.

$$\begin{aligned} \text{LLECHE} = & 5,566 + 0,148 \text{ LTRABAJO} + 0,433 \text{ LTIERRA} + 0,308 \text{ LCAPITAL} \\ & (0,931)^{****} \quad (0,099)^* \quad (0,067)^{****} \quad (0,080)^{****} \\ & + 0,155 \text{ LPIENSO/VACA} + 0,009 \text{ LFORRAJE/VACA} - 0,145 \text{ LRENTAIND} \\ & (0,065)^{****} \quad (0,010) \quad (0,024)^{***} \\ & + 0,048 \text{ EDAD} - 0,0005 \text{ EDAD}^2 + 0,29 \text{ DZONA} + 0,29 \text{ DRAZA} + 0,25 \text{ DSILO} \\ & (0,0002)^{***} \quad (0,091)^{****} \quad (0,107)^{**} \quad (0,110)^{***} \quad (0,064)^{***} \end{aligned}$$

a) *L, D*, indican respectivamente variables logarítmicas o dummy

El coeficiente de determinación ajustado es 0,649, lo que indica que el 64,9% de las variaciones en la producción lechera son explicadas por las variables del modelo. La no existencia de heteroscedasticidad se comprobó por medio del test Breusch-Pagan.

Parte de la variación residual se debe al efecto de las variables omitidas y a la regular medición de alguna de las variables. La variable omitida más importante es posiblemente la gestión de

la explotación (4). El número de vacas no se incluyó en la ecuación al estar fuertemente correlacionado con otras variables independientes, como las hectáreas de terreno, y número de máquinas y trabajadores.

Los coeficientes de las variables logarítmicas se interpretan como elasticidades los números no muestran ninguna sorpresa en términos de signo o tamaño, aunque las elasticidades del pienso y el forraje parecen bajas. La interpretación de la «edad» es más complicada, a causa de que las variables de edad eran lineales y cuadráticas.

Finalmente, los coeficientes de las variables binarias deben interpretarse teniendo en cuenta que el modelo es logarítmico. El efecto de cada variable dummy, $(e^{b_i}-1)$, se interpreta como el porcentaje de incremento en la producción de leche con respecto a la categoría excluida. Los resultados indican que en la zona costera la producción es un 34,6% superior que en las explotaciones que están en el interior, lo que probablemente refleje la influencia de un clima más suave y de un suelo más llano y productivo. El efecto de emplear vacas de raza frisona en vez de otras razas locales, es el de incrementar la producción en un 24,3%. Finalmente, la utilización de ensilado en la alimentación del ganado podría incrementar la producción en un 28,4%.

La medida de la eficiencia

La frontera de producción permite calcular para cada explotación la cantidad máxima producto que podría obtener, dados unos inputs y una determinada tecnología. Dado que la ecuación tiene una forma funcional doblemente logarítmica, el índice de eficiencia técnica para cada explotación es:

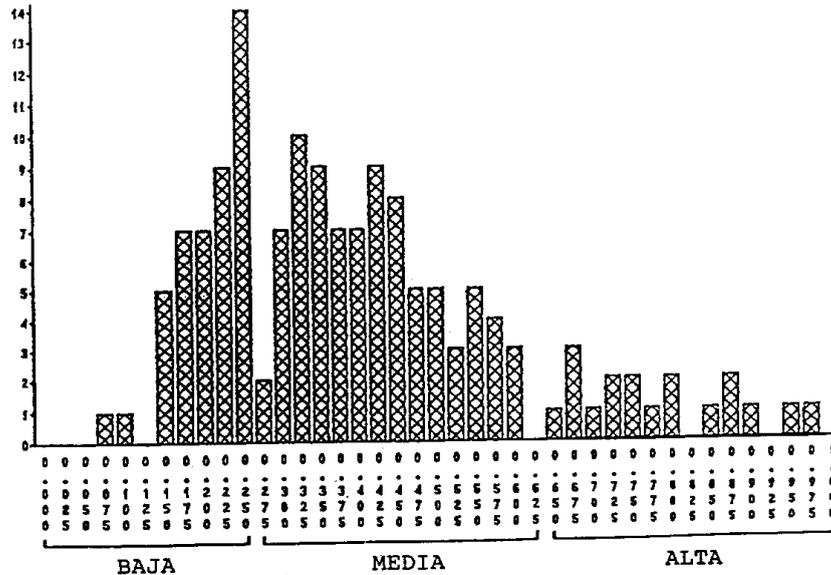
$$\text{EFICIENCIA TECNICA} = \exp (\text{Ln}Y_{\text{observada}} - \text{Ln}Y_{\text{potencial}}) \quad (5)$$

(4) En inglés se emplea el término «management».

(5) Deducción: como $Y = F(X) e^u$, si la explotación es eficiente $= > u = 0$, por lo que está produciendo en la frontera de producción $Y^* = F(X)$. Por lo tanto, el índice de eficiencia, Y/Y^* será igual a e^u . Como la estimación se hace sobre $\text{Ln}Y = \text{Ln}F(X) + u$, y como $\text{Ln}F(X) = \text{Ln}Y^*$, se tiene que $u = \text{Ln}Y - \text{Ln}Y^*$, por lo que $e^u = \exp (\text{Ln}Y - \text{Ln}Y^*)$.

El gráfico 1 muestra la distribución de frecuencias del índice de eficiencia, la cual está separada en segmentos que hemos denominado de «baja», «media» y «alta» eficiencia. Los puntos de corte se eligieron basándose en una mera inspección óptica.

GRAFICO 1



La media del índice, 40%, es baja, particularmente si se compara con los resultados de otros estudios. Belbase y otros (56%, USA) Kontos y Young (57%, Grecia), Russell y Young (73%, Inglaterra) han encontrado valores más altos. Una razón puede ser el sistema de elección de la muestra, ya que los citados estudios no hacen referencia a la naturaleza de sus datos, y puede ser que sus encuestas se realizaran a agricultores insertos en programas de capacitación de explotaciones agrarias, u otros grupos de agricultores con altos conocimientos. Sin embargo, las explotaciones en el presente estudio se han obtenido por un muestreo aleatorio, pudiendo esperarse que exista en la muestra una mayor diversidad de situaciones y, por tanto, una eficiencia media más baja.

El gráfico 1 plantea la cuestión de si algunas características de las explotaciones pueden asociarse con un nivel de eficiencia determinado. En los próximos dos apartados de este estudio se intentan relacionar las variaciones en el índice de eficiencia con alguna de las características de la explotación y del agricultor.

Pocos estudios [3,9] han tratado de investigar las causas de la ineficiencia. La falta de un modelo teórico es probablemente la razón fundamental. A continuación se usan análisis de varianza y análisis de regresión para arrojar alguna luz sobre los factores que influyen sobre la ineficiencia de las explotaciones.

Análisis de varianza

Se efectuó una comparación múltiple de medias en los tres niveles de eficiencia definidos en la anterior sección, contrastándose la significatividad de las diferencias entre medias al 90%. Hay que hacer notar que no hay un modelo causal en estas comparaciones, por lo que si para algunas variables la diferencia entre grupos es estadísticamente significativa, debe interpretarse únicamente como un indicio de posible relación causal.

Los resultados de la comparación de medias dos a dos son algo sorprendentes. Aunque las diferencias son significativas sólo en unos pocos casos, hay unos patrones de comportamiento bastante claros. Las características de las explotaciones han sido divididas en tres grupos para facilitar la búsqueda de grupos homogéneos de explotaciones según niveles de eficiencia.

El primer grupo de variables (trabajo, tierra, capital y número de vacas) pueden ser consideradas como variables de tamaño. Las explotaciones en el grupo de mediana eficiencia son mayores por todos los conceptos que las de los otros grupos. Aunque esto pudiera parecer que indica una relación creciente entre eficiencia y tamaño, hasta un determinado punto, ésta sería una interpretación equivocada de los resultados, ya que aunque las medias de los grupos así lo indiquen, existe una gran dispersión en todos los grupos alrededor de la media. Esto quiere decir que en todos los grupos hay explotaciones grandes y pequeñas. Este resultado no debería extrañar ya que, desde un punto de vista teóri-

Cuadro n.º 2

DIFERENCIAS ENTRE MEDIAS SEGUN GRUPOS DE EFICIENCIA

Variable	A-M	A-B	M-B
Número de trabajadores	-0,546	-0,386	0,160
Hectáreas de tierra	-0,999	0,107	1,106
Número de máquinas	-0,649	0,142	0,791*
Número de vacas lecheras	-0,199	4,855*	5,054*
Pesetas de forraje por vaca	-69,370	-187,680*	-118,300*
Pesetas de pienso por vaca	254,000	-1.511,000	-1.768,000
Litros de leche por vaca	841,700*	1.870,100*	1.022,400*
Núm de vacas por hectárea	0,596*	1,159*	0,563*
Ensilado	-0,115	-0,008	0,106
Raza frisona	-0,073	0,026	0,047
Zona geográfica	-0,087	-0,041	0,046

a) A,M,B hacen referencia a grupos de alta, media y baja eficiencia respectivamente.
 (*) Indica que la diferencia es significativa al 90%.

co, no hay ninguna razón por la que las empresas grandes deban ser más eficientes que las pequeñas, o viceversa. Por esa misma razón, tampoco es sorprendente que las explotaciones de alta eficiencia no sean muy diferentes de las de baja eficiencia.

El segundo grupo de variables (pienso por vaca, forraje por vaca, leche por vaca y vacas por hectárea) son, con la excepción de la producción por vaca, variables que controla el ganadero y que pueden ser modificadas en el corto plazo. Parece haber una relación negativa entre el forraje y la eficiencia, mientras que en el caso de los piensos ocurre lo contrario. Los agricultores más eficientes trabajan con una mayor carga ganadera, según refleja la variable vacas por hectárea.

Finalmente, el último grupo de características son las variables dummy incluidas en la regresión. Aunque las diferencias no son significativas, los patrones son claros aquí también. Hay una mayor proporción de explotaciones que emplean ensilado, raza frisona o que están en la costa en el grupo medio que en el de baja eficiencia. Por el contrario, el grupo de alta eficiencia tiene una menor proporción de explotaciones con estas características que el de eficiencia media. Este sorprendente resultado se supone que sea debido a la interacción del input gestión (no incluido en el aná-

lisis) con estas variables. El empleo de nuevas tecnologías (ensilado, distinta raza de ganado) que requieren unos conocimientos superiores hace que se incremente la producción, pero no tanto como se habría podido, aumentando así la diferencia entre producción actual y potencial, reduciendo, por tanto, la eficiencia.

El análisis de regresión

Como en el análisis de varianza, la falta de un modelo teórico de la ineficiencia impide la interpretación causal del análisis de regresión. Los resultados obtenidos, utilizando un modelo lineal, son los siguientes:

$$\begin{aligned}
 \text{EFICIENCIA} = & 0,425 + 0,014 \text{ VACAS} + 0,009 \text{ TIERRA} - 0,028 \text{ TRABAJO} \\
 & \quad \text{(****)} \quad \text{(****)} \quad \quad \quad \text{(*)} \quad \quad \quad \text{(***)} \\
 - & 0,027 \text{ MAQUINAS} + 0,0000008 \text{ PIENSO/VACA} - 0,00048 \text{ FORRAJE/VACA} \\
 & \quad \text{(****)} \quad \quad \quad \text{(*)} \quad \quad \quad \text{((****))} \\
 + & 0,0001 \text{ EDAD} + 0,0985 \text{ RENTAIND} - 0,07 \text{ DZONA} - 0,012 \text{ DRAZA} - 0,093 \text{ DSILO} \\
 & \quad \quad \quad \text{(***)} \quad \quad \quad \text{(****)} \quad \quad \quad \quad \quad \quad \text{(****)}
 \end{aligned}$$

donde *, **, *** y **** indican niveles de significación el 15, 10, 5 y 1 por ciento.

El bajo coeficiente de determinación de la regresión ($R^2 = 31\%$) indica que una gran parte de variación en el índice de eficiencia se debe al efecto de variables omitidas. Sin embargo, el resultado es similar o mejor que el de otros estudios (Timmer, 30%; Bravo-Ureta, 5%).

Las primeras cuatro variables (vacas, tierras, trabajo y máquinas) intentan recoger el efecto del tamaño. Como puede verse, manteniendo el tamaño constante, el aumento de la utilización de los piensos compuestos en las raciones alimenticias contribuye a aumentar la eficiencia, mientras que el efecto contrario se observa para la utilización de forrajes.

Las explotaciones en la zona costera, las que emplean ensilado y las que tienen ganado de raza frisona, tienen por término medio unos niveles más bajos de eficiencia que el resto. Como ya se ha sugerido anteriormente, una explicación para el sorprendente signo negativo encontrado en estas variables puede consis-

tir en que la posible interacción existente entre una mala gestión y el empleo de técnicas modernas ocasiona unas pérdidas de eficiencia mayores que en el caso de técnicas tradicionales, más sencillas de emplear.

El coeficiente de la variable que representa la agricultura a tiempo parcial es positivo. Este resultado no es consistente con el de Timmer [9], aunque en este caso la variable consistía en el número de días trabajados fuera de la explotación, mientras que en este trabajo está medida como la proporción de renta que proviene de fuentes no agrarias.

Conclusiones

La principal conclusión de este trabajo es que mientras que la adopción de nuevas tecnologías (empleo de ensilado o utilización de vacas frisonas) incrementa la producción, también contribuye a aumentar la ineficiencia. La explicación para este sorprendente hallazgo es probablemente la interacción entre una baja capacidad de gestión y la utilización de técnicas que requieren unos conocimientos mayores que las tradicionales. Aunque los agricultores son capaces de aumentar su producción total de leche mediante el empleo de estas técnicas, también aumentan la diferencia entre la producción actual y la potencial (dada por la frontera). Por lo tanto, además de políticas diseñadas para ayudar a los agricultores a adquirir nuevas tecnologías, se debería poner un mayor énfasis en diseñar programas que proporcionen los suficientes conocimientos para usar eficientemente esas tecnologías.

Los resultados no indican una clara relación entre eficiencia y tamaño de la explotación, como cabía esperar. Esto no quiere decir que no existan ventajas de otro tipo para las explotaciones más grandes. Sin embargo, el análisis de la existencia o no de ineficiencia en la escala de operación o se ha incluido en este estudio.

Los agricultores más eficientes tienen un mayor número de vacas por hectárea que los otros. Por lo tanto, parece que los agricultores menos eficientes deberían aumentar su carga ganadera pero, dada la restricción que existe sobre la tierra, intensificar me-

dianete el incremento del rebaño puede entrar en contradicción con el esquema de cuotas impuesto por la CEE.

Por último, parece desprenderse de los resultados de este trabajo, que existen grandes posibilidades para aumentar la eficiencia técnica de los ganaderos de leche asturianos, lo que significaría reducir en el coste medio de producción. Dada la actual coyuntura del sector, ésta parece una línea interesante de investigación. Los principales esfuerzos deberían concentrarse en intentar desagregar la medida de la eficiencia, de forma que se pudiera saber en qué actividades concretas son más ineficientes los agricultores. Asimismo, estudios posteriores deberían analizar los otros tipos de eficiencia (asignativa y de escala) además de la eficiencia técnica.

BIBLIOGRAFIA

- [1] BAGI, F.S. (1984): «Stochastic Frontier Production Function and Farm Level Technical Efficiency of Full-Time and Part-Time Farms in West Tennessee», *North Central J. Agric. Econ.* 6, 48-55 pp.
 - [2] BELBASE, K., R. RRABOWSKI and S. KRAFT (1986): «Size, Tenure, and the Technical Efficiency of Grain Farms in Southern Illinois: An Application of a Ray-Homothetic Production Function», Trabajo presentado en el Congreso de la Asociación Americana de Economía Agraria, Reno, Nevada, Julio 1986.
 - [3] BRAVO-URETA, B. (1987): «Technical Efficiency Measures for New England Dairy Farms using a Statistical Production Frontier Model», Trabajo presentado en el Congreso de la Asociación Americana de Economía Agraria, East Lansing, Michigan, Agosto 1987.
 - [4] HALL, B.F. and E.P. LEVEEN (1978): «Farm Size and Economic Efficiency: The Case of California», *Amer. J. Agr. Econ.* 60, 589-600 pp.
 - [5] KONTOS, A. and t. YOUNG (1983): «An Analysis of Technical Efficiency on a Sample of Greek Farms», *Euro. R. Agric. Econ.* 10, 272-180 pp.
 - [6] MILLAN, J. (1986): Eficiencia, Dimensión y Crecimiento de las Cooperativas Olivareras en Jaén, Tesis Doctoral no publicada, Escuela Superior de Ingenieros Agrónomos de Córdoba.
 - [7] MURO, J. (1980): El Cambio Técnico como Motor de la Producción: Una aplicación a la Agricultura Española, Tesis Doctoral no publicada, Universidad Complutense de Madrid.
 - [8] RUSSELL, N.P. and T. YOUNG: «Frontier Production Functions and the Measurement of Technical Efficiency», *J. Agric. Econ.* 34, 139-149 pp.
-

[9] TIMMER, C.P. (1971): «Using a Probabilistic Frontier Production Function to Measure Technical Efficiency», *J. Polit. Econ.* 79, 776-794 pp.

[10] UPTON, M. (1979): «The Unproductive Production Function», *J. Agric. Econ.* 30, 179-191 pp.

RESUMEN

Este trabajo calcula una medida individual de la eficiencia técnica de una muestra aleatoria del total de las explotaciones lecheras asturianas en 1985. La estimación se hace a partir de una función de producción frontera que se obtiene desplazando la función de producción media por el máximo residuo positivo. En una segunda parte, mediante análisis de varianza y de regresión, se analizan los factores que afectan a la ineficiencia de las explotaciones. Por último, se indican algunas posibles medidas aconsejables de política económica que parecen derivarse de los resultados obtenidos.

RESUMEN

Dans ce travail il est calculé une mesure individuelle de l'efficacité technique d'un échantillon aléatoire prélevé sur l'ensemble des laiteries des Asturies, pour l'année 1985. L'évaluation est effectuée en partant d'une fonction de production frontalière qui est obtenue en remplaçant la fonction de production moyenne par le résidu positif maximum. Dans une deuxième partie, à l'aide des analyses de variance et de régression, il est étudié les acteurs affectant l'efficacité des exploitations. En dernier lieu, et comme conséquence es résultats obtenus, il est indiqué certaines mesures pouvant éventuellement s'appliquer en matière de politique économique.

SUMMARY

This work calculates an average individual technical efficiency from a random sample taken from the total population of Asturian dairy farms in 1985. The estimate uses a boundary production function obtained by displacing the average production function by the maximum positive residue. In the second part, analysis of variance and regression are used to analyse the factors influencing farm inefficiency. Finally, some suggestions are made as to the advisable economic policy measures that seemingly stem from the results obtained.