



The World's Largest Open Access Agricultural & Applied Economics Digital Library

This document is discoverable and free to researchers across the globe due to the work of AgEcon Search.

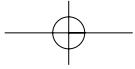
Help ensure our sustainability.

Give to AgEcon Search

AgEcon Search
<http://ageconsearch.umn.edu>
aesearch@umn.edu

Papers downloaded from AgEcon Search may be used for non-commercial purposes and personal study only. No other use, including posting to another Internet site, is permitted without permission from the copyright owner (not AgEcon Search), or as allowed under the provisions of Fair Use, U.S. Copyright Act, Title 17 U.S.C.

No endorsement of AgEcon Search or its fundraising activities by the author(s) of the following work or their employer(s) is intended or implied.



Economía Agraria y Recursos Naturales. ISSN: 1578-0732. Vol. 7, 13. (2007). pp. 91-106

Efecto de la intensificación sobre la eficiencia de las explotaciones lecheras

Antonio Álvarez^a, Julio del Corral^a, José Antonio Pérez^b y Daniel Solís^c

RESUMEN: Este trabajo analiza las diferencias en costes de producción asociados con la intensificación productiva de explotaciones lecheras en Asturias. Para lograr este objetivo se han considerado dos aspectos que no se suelen abordar habitualmente en la literatura empírica sobre funciones de costes. Por un lado, se permite la existencia de distintas tecnologías en la muestra. Por otro lado, se estiman funciones de costes *ex ante*, donde se utiliza el «output planeado» en lugar del método tradicional *ex post* en donde se usa el «output observado». Los resultados obtenidos muestran claramente la existencia de una relación positiva entre intensificación productiva y eficiencia.

PALABRAS CLAVE: Análisis cluster, eficiencia, función de costes *ex ante*, intensificación.

Clasificación JEL: Q12, C23.

The effect of intensification on dairy farm efficiency

SUMMARY: This study analyzes the differences on production cost associated with the intensification of production for a sample of dairy farms in Asturias. In doing so, we account for two methodological issues which are not usually considered in the empirical literature. On the one hand, we allow for different technologies within the sample. On the other hand, we estimate *ex ante* cost functions, which use 'planned output' instead of the traditional *ex post* approach which uses the 'observed output'. Our results show a positive relation between intensification and efficiency.

KEYWORDS: Cluster analysis, efficiency, *ex ante* cost function, intensification.

JEL classification: Q12, C23.

^a Departamento de Economía. Universidad de Oviedo.

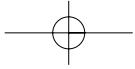
^b Departamento de Administración de Empresas y Contabilidad. Universidad de Oviedo.

^c División de Asuntos y Políticas Marinas, RSMAS, Universidad de Miami.

Agradecimientos: Los autores agradecen los comentarios de los asistentes al IV North American Productivity Workshop, y de los revisores anónimos de la revista. Este trabajo ha sido financiado parcialmente por el proyecto PC04-21 de la FICYT y por el proyecto ALFA-NERUDA de la Unión Europa. Asimismo queremos expresar nuestro agradecimiento a la Consejería de Medio Rural y Pesca del Principado de Asturias por habernos facilitado los datos del programa de gestión de explotaciones lecheras. El segundo autor agradece la financiación del Ministerio de Educación y Ciencia mediante una beca FPU.

Dirigir correspondencia a: Antonio Álvarez. E-mail: alvarez@uniovi.es.

Recibido en junio de 2006. Aceptado en febrero de 2007.



1. Introducción

En los últimos años se ha producido el abandono de un elevado número de explotaciones lecheras en España. Como consecuencia, las que permanecen activas han podido aumentar su cuota y, por tanto, su producción¹. Este crecimiento ha ido acompañado de un proceso de intensificación de la producción que ha consistido básicamente en el aumento de la carga ganadera, la adquisición de ganado con mayor capacidad productiva y un aumento en el uso de concentrados en las raciones alimenticias (Pérez y Machado, 2001; Sineiro y Valdés, 2001).

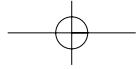
Aunque estos cambios estructurales en las explotaciones pueden tener efectos importantes en el coste medio de producción, los trabajos que han estudiado el efecto de la intensificación sobre los costes son muy escasos en la literatura. Una excepción es el artículo de Álvarez y Pérez (2004) en el que se calcula el coste medio de producción para explotaciones con distintos grados de intensificación. Sus resultados indican que aunque las explotaciones extensivas producen a un coste variable medio inferior al de las intensivas, éstas presentan un coste total medio más bajo. Las diferencias en los costes variables se deben principalmente a que el coste de alimentación en las ganaderías intensivas es más alto ya que usan más cantidad de alimentos concentrados, en detrimento de forrajes producidos en la propia explotación. Por otra parte, el menor coste fijo medio de las explotaciones intensivas se debe principalmente al mayor tamaño de las mismas.

El objetivo de este trabajo es completar el estudio anterior, prestando atención a una posible fuente adicional de diferencias en los costes. En concreto, se permite que el nivel de eficiencia sea distinto en estos grupos de explotaciones. El trabajo de Álvarez y Pérez (2004) comparó costes medios, incluyendo por tanto explotaciones eficientes e ineficientes. En el presente trabajo se compara el coste de producción de las explotaciones eficientes tanto intensivas como extensivas. Nuestra hipótesis es que el sistema de producción intensivo tiene un mayor nivel de eficiencia ya que es más sencillo de manejar que el extensivo. El motivo es que las ganaderías extensivas basan la alimentación del ganado en forrajes producidos en la explotación, por lo que realizan más tareas productivas (siembra, cosecha y ensilado de forrajes, etc.) que las explotaciones intensivas, que basan la alimentación del ganado en pienso comprado². Este mayor número de labores productivas aumenta la probabilidad de cometer errores a la hora de tomar decisiones técnicas, lo que se puede reflejar en un menor nivel de eficiencia para las explotaciones extensivas.

En la parte empírica, usamos una muestra de 269 explotaciones lecheras asturianas para las que se tienen datos durante el período 1999-2004. Para considerar la po-

¹ El número de explotaciones lecheras en España se ha reducido un 44% en el período comprendido entre la campaña 1999-2000 hasta la campaña 2004-2005 (65.307 ganaderías en 1999 y 36.816 en 2005), incrementándose la cuota media por ganadería un 94% pasando de 85.240 a 164.960 kilogramos por explotación (FEAGA, 2001 y 2006).

² Hay explotaciones intensivas que usan en la alimentación del ganado «mezclas» alimenticias que contienen concentrado y forraje triturado. Por tanto, una vez que eligen el tipo de «mezcla» a emplear, su única decisión es determinar la cantidad de mezcla a utilizar.



sibilidad de que las explotaciones de la muestra no utilicen la misma tecnología empleamos un algoritmo cluster que permite dividir la muestra en tres grupos, que denominamos «extensivo», «semiextensivo» e «intensivo». Una vez clasificada la muestra, se estima una frontera de costes estocástica para cada uno de los tres grupos identificados en el análisis cluster. Esta metodología permite estudiar si hay diferencias en las características de la tecnología y en el nivel de eficiencia técnica de cada uno de los grupos.

Los resultados de este estudio pueden ser de gran importancia para orientar mejor la gestión de las explotaciones. Expertos en el sector opinan que la reciente reforma de la PAC puede provocar un descenso del precio de la leche percibido por los ganaderos (Ocáriz, 2005), por lo que mejorar la competitividad de las explotaciones es un objetivo fundamental para su supervivencia. Esta mejora puede lograrse por dos vías: una, mejorando la calidad de la leche, ya que ello repercutirá en un mayor precio percibido por el productor; y otra, reduciendo el coste medio de producción.

El resto de este estudio se estructura de la forma siguiente. En la siguiente sección se presentan las fronteras de costes. Luego se describen los datos y el modelo empírico. A continuación, se presentan los resultados y su discusión. El trabajo termina con un resumen y las principales conclusiones.

2. Fronteras de costes

La función de costes indica el mínimo coste de producir cada nivel de output dados los precios de los factores. Esta definición se corresponde con la idea de una función frontera (Farrell, 1957). Las primeras estimaciones de funciones frontera (Aigner y Chu, 1968) atribuían todo el error a la ineficiencia, no considerando la existencia de aleatoriedad. Para solucionar este problema Aigner, Lovell y Schmidt (1977) propusieron un modelo de error compuesto, conocido como modelo de frontera estocástica³. Para el caso de la función de costes, la frontera estocástica se puede especificar de la siguiente forma:

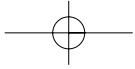
$$C = C^*(w, y, t) + v + u ; u \geq 0 \quad [1]$$

donde C es el coste observado, C^* es el mínimo coste, w son los precios de los inputs, y es la cantidad de output, y t es el estado de la tecnología. La perturbación aleatoria está compuesta por dos términos: uno simétrico, v , que refleja la aleatoriedad del proceso productivo, y otro no negativo, u , que recoge la ineficiencia en costes de la empresa.

La eficiencia en costes (EC) refleja la habilidad de una explotación para producir una cantidad de output al mínimo coste posible. Si la variable dependiente de la ecuación (1) está en logaritmos el índice de eficiencia en costes se puede calcular mediante la siguiente expresión:

$$EC = \exp(-\hat{u}) \quad [2]$$

³ Una amplia exposición de estos modelos puede verse en Kumbhakar y Lovell (2000).



donde el valor estimado de la ineficiencia (\hat{u}) se separa del componente simétrico del error (\hat{v}) aplicando la metodología propuesta por Jondrow *et al.* (1982).

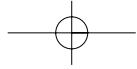
Un posible problema en la especificación de la ecuación [1] se refiere al supuesto de que todas las explotaciones de la muestra usan la misma tecnología. Este supuesto puede dar lugar a estimaciones sesgadas de los parámetros en el caso de que las observaciones de la muestra provengan de distintos procesos generadores de datos. Este hecho es de especial relevancia en el sector lechero donde en los últimos años se ha producido un cambio hacia el uso de sistemas de producción más intensivos por un gran número de explotaciones.

Algunos estudios han intentado solucionar este problema dividiendo la muestra en varios subgrupos en función de alguna variable clasificadora y luego estimando distintas tecnologías para cada uno de los subgrupos obtenidos. Por ejemplo, Hoch (1962) separó su muestra con respecto a la localización de las explotaciones lecheras. Bravo-Ureta (1986) clasificó sus observaciones en función de la raza bovina presente en la explotación. Katsumata y Tauer (2005) estimaron funciones de costes para explotaciones con diferentes sistemas de ordeño. Por su parte, Newman y Matthews (2006) estimaron funciones distancia para explotaciones lecheras especializadas y no especializadas.

Una alternativa para clasificar una muestra en grupos es el análisis cluster (ver Alenderfer y Blashfield, 1984). Esta técnica utiliza un algoritmo para formar grupos de una muestra maximizando la varianza entre ellos y minimizando la varianza dentro de cada uno de los grupos formados respecto a un conjunto de características. En este trabajo utilizamos el análisis cluster para clasificar explotaciones lecheras a través de variables que reflejan el grado de intensificación productiva. Este procedimiento ha permitido dividir la muestra en tres grupos de explotaciones (extensivas, semiextensivas, e intensivas) y, hemos estimado una frontera de costes para cada uno de los grupos obtenidos.

3. Datos

Los datos empleados en el análisis empírico consisten en un panel completo compuesto por 269 explotaciones lecheras asturianas pertenecientes al programa de Agrupaciones de Gestión de Explotaciones Lecheras. Los datos corresponden al período 1999-2004. El Cuadro 1 presenta algunas estadísticas descriptivas de las principales variables usadas en el análisis. En el coste total se incluyen las siguientes partidas: los gastos en alimentación comprada (pienso, forrajes comprados, etc.), los gastos en la producción de forrajes (semillas, tratamientos, alquiler de maquinaria, etc.), los gastos del rebaño (veterinario, medicamentos, ordeño, etc.), otros gastos (materiales diversos, transporte, etc.) y los gastos considerados como fijos (seguridad social, amortización de edificios, maquinaria e instalaciones técnicas, así como una imputación del coste de oportunidad de la tierra y de la mano de obra). El precio del pienso se calcula dividiendo el gasto en pienso de cada explotación por la cantidad de pienso comprada en un año. Todas las variables monetarias se expresan en euros constantes del 2004.



CUADRO 1
Estadísticas descriptivas de los datos (1999-2004)

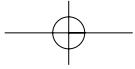
	Media	Coeficiente de Variación	Mínimo	Máximo
Coste total medio (€/litro)	0,32	0,18	0,18	0,56
Leche (litros)	261.696	0,62	42.578	1.115.550
Vacas	36	0,47	9	134
Trabajo (unidades trabajo anual)	1,83	0,35	1,00	4,00
Tierra (hectáreas)	17	0,45	5	50
Precio del pienso (€/kilogramo)	0,22	0,08	0,16	0,38
Leche por hectárea	15.439	0,44	3.051	46.510
Leche por vaca	7.001	0,20	3.453	11.632
Pienso por vaca (kilogramos/vaca)	3.313	0,28	1.055	6.182
Vacas por hectárea	2,17	0,35	0,53	5,20

En el Cuadro 1 se observa que la producción media de leche de las explotaciones incluidas en la muestra es bastante mayor que la media regional dado que la cuota media en el año 2004 fue de 127.705 kilogramos (SADEI, 2004). Existe una amplia variabilidad en el tamaño de las explotaciones, que viene reflejado en el elevado coeficiente de variación de la producción de leche. Asimismo, se aprecia que las variables relacionadas con la intensificación productiva presentan medias elevadas.

Para clasificar la muestra en grupos según su nivel de intensificación se ha usado el algoritmo cluster de k-medias (el programa estadístico fue SPSS 12.0). Las variables seleccionadas para reflejar el nivel de intensificación en la explotación fueron: litros de leche por vaca, litros de leche por hectárea, vacas por hectárea y la proporción que supone el gasto en alimentación comprada sobre los gastos variables. Se han utilizado ratios para evitar que las explotaciones se agrupen en función del tamaño. Este análisis permitió separar la muestra en tres grupos de explotaciones: extensivas, semiextensivas e intensivas. La clasificación se realizó de tal forma que una misma explotación puede pertenecer a distintos grupos a través de los años, obteniendo así tres paneles incompletos de datos. De hecho, como se puede observar en el Cuadro 2, el número de explotaciones consideradas como intensivas va aumentando con el tiempo, mientras que en el número de explotaciones consideradas extensivas se observa la tendencia opuesta.

CUADRO 2
Clasificación de las explotaciones según el nivel de intensificación

Grupos	1999	2000	2001	2002	2003	2004	Total
Extensivo	160	143	114	93	92	96	698
Semiestensivo	93	100	118	127	128	117	683
Intensivo	16	26	37	49	49	56	233



El Cuadro 3 muestra las características de los grupos formados por el algoritmo cluster. Se puede observar que el coste total medio presenta una tendencia decreciente con la intensificación. Por otra parte, como era de esperar, las explotaciones más intensivas producen más leche, utilizan más cantidad de inputs, tienen vacas de mayor producción, consumen más pienso por vaca, tienen una mayor carga ganadera y, como consecuencia, producen más litros de leche por hectárea.

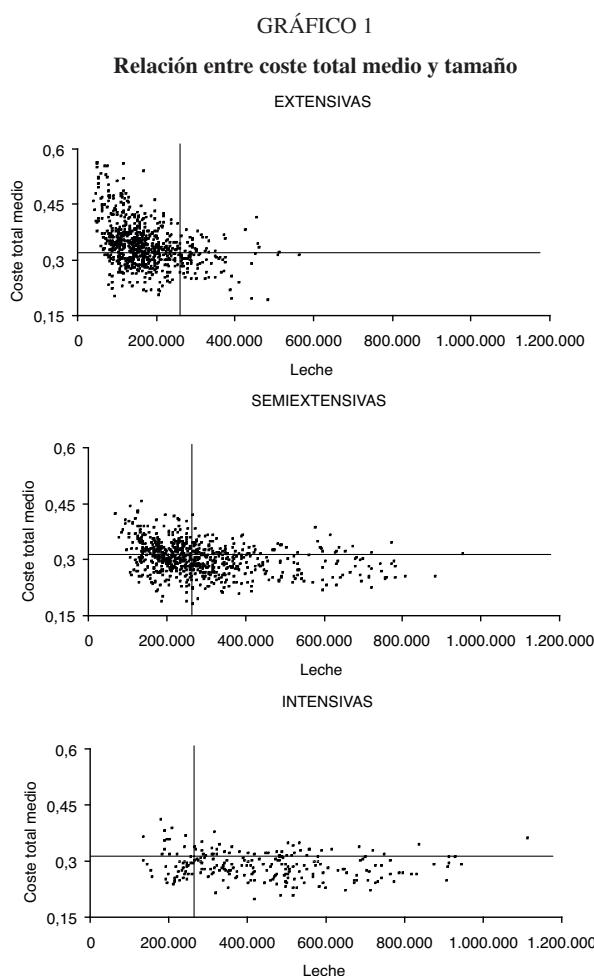
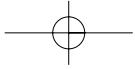
CUADRO 3
Características de los grupos (medias)

	Grupo Extensivo	Grupo Semiestensivo	Grupo Intensivo
Coste total medio (€)	0,34	0,30	0,29
Leche (litros)	171.954	291.134	444.246
Vacas	27	39	52
Pienso (kilogramos)	79.637	141.308	214.475
Trabajo (unidades trabajo anual)	1,60	1,93	2,25
Tierra (hectáreas)	18,43	16,88	16,08
Precio del pienso (€)	0,22	0,22	0,23
Leche por hectárea	9.613	17.157	27.854
Leche por vaca	6.175	7.329	8.514
Pienso por vaca	2.834	3.537	4.087
Vacas por hectárea	1,58	2,39	3,30
<i>Número de observaciones</i>	698	683	233

El Gráfico 1 muestra la relación entre el coste total medio (CTME) y el tamaño de las explotaciones (expresado en litros de leche) para los tres grupos formados en el análisis cluster. Cada uno de los gráficos se ha dividido en cuatro cuadrantes en donde la línea vertical se sitúa en la media de los litros de leche producidos por las explotaciones de la muestra y la línea horizontal representa el promedio del coste total medio de la muestra total. En estos gráficos se puede apreciar que la mayoría de las explotaciones extensivas son más pequeñas que la media mientras que la mayoría de las explotaciones intensivas se encuentran por encima de ésta. Por otra parte, en las explotaciones extensivas se observa una gran dispersión en el coste total medio, dispersión que disminuye a medida que la producción aumenta. Por el contrario, el grupo intensivo presenta una mayor homogeneidad en el coste total medio. Esta menor dispersión se puede deber a la mayor sencillez de manejo de este sistema, tal y como se apuntó en la Introducción.

4. El modelo empírico

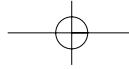
Según lo expuesto anteriormente, el modelo empírico consiste en tres fronteras de costes estocásticas, una para cada grupo formado en el análisis cluster. Antes de pasar a la especificación del modelo es importante comentar un aspecto comúnmente ob-



viado en el análisis empírico de funciones de costes. Tradicionalmente en la literatura se estiman funciones de costes *ex post*, en donde se utiliza el nivel de «output observado» como variable explicativa (Bravo-Ureta, 1986; Katsumata y Tauer, 2005). Sin embargo hay trabajos (e.g., Moschini, 2001; Pope y Just, 1996, 1998; Hubbard y Dawson, 1987) que argumentan que el uso del «output observado» como variable dependiente en la estimación de funciones de costes puede plantear problemas en las estimaciones dado que las decisiones respecto al uso de inputs se realizan antes de conocer el nivel de producción⁴.

Este hecho puede ser importante en el sector lechero donde, a pesar del sistema de cuotas, la influencia de factores tales como el clima y/o enfermedades pueden afectar en gran medida al proceso productivo. Para evitar este problema Dawson y Hubbard (1987) proponen estimar funciones de costes *ex ante* utilizando un modelo bietápico.

⁴ Por tanto las decisiones productivas se basan en expectativas respecto al «output planeado».



En una primera etapa se estima una función de producción para cada uno de los sistemas, de la que se obtiene el valor esperado de la producción, el cual se usa posteriormente como *proxy* del «output planeado» en lugar del «output observado» en la estimación de las funciones de costes.

Para aprovechar la estructura de panel de los datos en este trabajo las funciones de producción se estiman mediante un modelo de efectos fijos⁵ para cada uno de los paneles incompletos. La forma funcional empleada en la función de producción es la translog y la variable dependiente es la cantidad de leche producida. Se incluyen cinco inputs: número de vacas, alimentación externa (kilogramos de pienso), trabajo (unidades de trabajo anual), gastos del rebaño (GREBAÑO) que incluye los gastos en veterinario, medicamentos, inseminación y ordeño; y el gasto en forraje (GFORRAJE) que incluye los gastos realizados en la producción de forraje: semillas, tratamientos, abono, carburante, alquiler de maquinaria, así como la amortización de la maquinaria y una imputación del coste de oportunidad de la tierra. Adicionalmente, se introducen efectos temporales para controlar los factores que afectan del mismo modo a todas las explotaciones pero varían a lo largo del tiempo, tales como la variabilidad en el clima (la categoría excluida es el año 1999). Por tanto, la función de producción a estimar se puede escribir como:

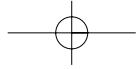
$$\ln y_{it} = \alpha_i|_j + \sum_{m=1}^M \beta_m|_j \ln x_{int} + \frac{1}{2} \sum_{m=1}^M \sum_{n=1}^N \beta_{mn}|_j \ln x_{int} \ln x_{int} + \sum_{t=2000}^{2004} \beta_t|_j D_t + e_{it}|_j \quad [3]$$

donde y_{it} es el «output observado» de la explotación i en el año t , x son los inputs, D son las *dummies* temporales, e es el error aleatorio y α_i es el efecto individual que recoge la heterogeneidad inobservable invariante en el tiempo de cada explotación. El subíndice j indica que se estima un modelo diferente para cada uno de los tres grupos. El valor calculado (\hat{y}) se utilizará posteriormente como *proxy* del «output planeado».

Por otro lado, al igual que en la función de producción, en la estimación de la frontera de costes se emplea la forma funcional translog. La variable dependiente en este caso es el coste total dividido por el output planeado, mientras que las variables explicativas son el output planeado (LECHEP) y el precio del pienso (PPIENSO). Además se incluyen *dummies* temporales para recoger el cambio técnico. Por tanto, la función de costes a estimar es:

$$\begin{aligned} \ln CTMe_{it} = & \beta_0|_j + \beta_{\hat{y}}|_j \ln \hat{y}_{it} + \beta_w|_j \ln w_{it} + \frac{1}{2} \beta_{\hat{y}\hat{y}}|_j \ln (\hat{y}_{it})^2 + \frac{1}{2} \beta_{ww}|_j \ln w_{it}^2 + \\ & + \beta_{w\hat{y}}|_j \ln w_{it} \ln \hat{y}_{it} + \sum_{\tau=2000}^{2004} \delta_{\tau}|_j D_{\tau} + v_{it}|_j + u_i|_j \end{aligned} \quad [4]$$

⁵ El test de Hausman rechaza para los tres grupos, con un nivel de confianza del 95%, la hipótesis nula de que los efectos individuales no están correlacionados con los inputs.



donde $CTMe$ es el coste total dividido por el «output planeado», \hat{y} es el «output planeado», w es el precio del pienso, v es el error simétrico que se supone que sigue una distribución normal, mientras que u es el componente asimétrico del error, el cual se supone que se distribuye como una normal truncada invariante en el tiempo.

En los modelos frontera la heterocedasticidad puede ser un grave problema puesto que las estimaciones de los parámetros de la tecnología y de los índices de eficiencia están sesgadas (Caudill *et al.*, 1995). Para contrastar la existencia de heterocedasticidad se han estimado modelos heterocedásticos para cada uno de los grupos. En los tres grupos se rechaza la existencia de heterocedasticidad dado que ninguna de las variables elegidas para modelizar las varianzas de los términos de error resultó significativa. Por tanto, hemos optado por presentar los resultados de los modelos no heterocedásticos.

5. Resultados y discusión

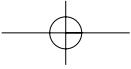
El Cuadro 4 presenta la estimación de las funciones de costes frontera *ex ante* para cada uno de los tres grupos. Estas estimaciones se obtuvieron por máxima verosimilitud usando el paquete estadístico STATA 9⁶. Las variables explicativas en la

CUADRO 4
Fronteras de costes *ex ante*

	Grupo Extensivo	Grupo Semiestensivo	Grupo Intensivo
Constante	-1,552***	-1,541***	-1,498
LECHEP	-0,128***	-0,090***	-0,015
PPIENSO	0,266***	0,236***	0,198**
LECHEP*LECHEP	0,195***	0,218***	0,284***
PPIENSO*PPIENSO	0,584	0,457	0,143
LECHEP*PPIENSO	-0,018	-0,081	0,209
D2000	-0,028***	-0,049***	0,014
D2001	-0,032***	-0,048***	-0,022
D2002	-0,073***	-0,076***	-0,039*
D2003	-0,034***	-0,039***	-0,046*
D2004	-0,066***	-0,052***	-0,064***
μ	0,478	0,359	0,240
σ_u^2	0,017	0,012	0,009
σ_v^2	0,005	0,004	0,004
Log. F. de verosimilitud	617	695	242

* , ** , *** niveles de significación al 10%, 5% y 1%, respectivamente.

⁶ En el apéndice se presenta la estimación de las funciones de costes *ex post*, que usan como variable explicativa el «output observado» en lugar del «output planeado». Dado que en los tres grupos el valor de la función de verosimilitud de las funciones de costes *ex ante* es superior al de las funciones de costes *ex post* se utilizan las funciones *ex ante* para efectuar los distintos análisis.



funciones de producción y en las de costes se han dividido por su media geométrica, por lo que los coeficientes de primer orden se pueden interpretar como elasticidades.

Las fronteras de costes estimadas presentan coeficientes de primer orden estadísticamente significativos con la excepción del «output planeado» en el grupo intensivo. Se puede observar que existen economías de tamaño en la media geométrica de los grupos extensivo y semiextensivo, mientras que el grupo intensivo tiene rendimientos constantes a escala. Además, la menor elasticidad del precio del pienso se da en el grupo intensivo. Por otra parte se observa que las *dummies* temporales presentan en las tres fronteras un patrón decreciente, lo que sugiere la existencia de progreso técnico en el sector⁷. Por último, el parámetro μ disminuye con la intensificación, indicando que la eficiencia es mayor en las explotaciones intensivas.

De cara a caracterizar la relación entre el tamaño de las explotaciones y el coste de producción es interesante estudiar qué tipo de economías de tamaño presenta cada una de las explotaciones. Para ello se evalúa la siguiente derivada en cada una de las observaciones utilizando la estimación del modelo en forma exacta⁸:

$$\frac{\partial \ln CTMe}{\partial \ln \hat{y}} = \hat{\beta}_y + \hat{\beta}_{yy} \ln \hat{y} + \hat{\beta}_{ly} \ln w \quad [5]$$

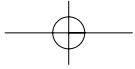
Si el valor de esta derivada es mayor (menor) que 0 indica que una determinada observación tiene deseconomías (economías) de tamaño. Usando datos del último año de la muestra (2004), el porcentaje de observaciones con deseconomías de tamaño es del 10% en el grupo extensivo, 22% en el grupo semiextensivo y 52% en el grupo intensivo. Por tanto, se puede concluir que a medida que el sistema es más intensivo más explotaciones presentan deseconomías de tamaño. Estos resultados permiten matizar los resultados de trabajos anteriores (por ejemplo, Álvarez y Arias, 2003) que encontraron que existen deseconomías de tamaño en el sector lechero asturiano.

Para poder evaluar mejor el efecto de la intensificación en la función de costes nos centraremos en el análisis de los dos grupos extremos (extensivo e intensivo). En el Gráfico 2 se representan las curvas de costes medios para estos dos grupos de explotaciones calculadas a partir de las estimaciones presentadas en el cuadro 4⁹. Para realizar este gráfico se utilizó el precio medio del pienso en cada grupo. De este modo, las diferencias observadas reflejan tanto diferencias en la tecnología como di-

⁷ Es importante destacar que en el año 2003 hubo una fuerte sequía, que puede estar reflejada en el aumento del coeficiente de la dummy temporal para ese año. El mayor incremento de la dummy temporal se da en el grupo extensivo, que es el grupo que más debería acusar una climatología adversa.

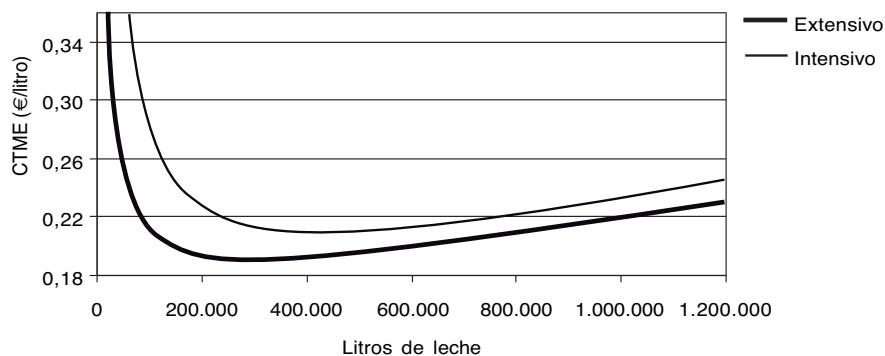
⁸ Esto significa que las variables no se han dividido por su media geométrica. La única diferencia entre el modelo en forma exacta y el modelo donde el punto de expansión es la media geométrica es que los coeficientes de primer orden del segundo modelo pueden interpretarse como las elasticidades en el punto de aproximación, lo que facilita la interpretación de los resultados.

⁹ La mayor explotación extensiva no supera los 565.000 litros por lo que a partir de ahí la curva de costes extensiva es una mera proyección de la función estimada.



ferencias de precios entre los grupos. En el gráfico se puede apreciar que la curva de coste total medio del grupo intensivo se encuentra siempre por encima de la curva del grupo extensivo. Este gráfico permite entender mejor el resultado mostrado en el Cuadro 3 de que el promedio del coste medio del grupo extensivo es mayor que el del grupo intensivo. En concreto, el gráfico sugiere que el mayor coste medio del grupo extensivo se debe a la mayor presencia de ineficiencia. También se observa que el grupo extensivo empieza a tener deseconomías de tamaño para una producción de leche menor que en el grupo intensivo.

GRÁFICO 2
Funciones de costes *ex ante* con los precios propios



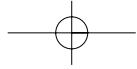
Basándonos en las estimaciones de las funciones de costes hemos calculado los óptimos técnicos para los dos grupos de explotaciones. En concreto, en el Cuadro 5 se presenta el mínimo coste medio estimado y el óptimo de producción para el año 2004.

CUADRO 5
Óptimos técnicos para el modelo *ex ante*: año 2004

	Grupo Extensivo	Grupo Intensivo
Mínimo coste medio (€)	0,190	0,210
Óptimo de producción (litros)	299.266	427.203

El Cuadro 6 muestra las estadísticas de la eficiencia calculada¹⁰. El grupo intensivo es el más eficiente respecto a su frontera, lo que parece confirmar nuestra hipótesis inicial sobre la existencia de una relación positiva entre la intensificación productiva y los niveles de eficiencia. Asimismo, el coeficiente de variación tiene una ligera tendencia decreciente con la intensificación.

¹⁰ Para contrastar si las diferencias de medias son significativas entre los grupos se han realizado contrastes de diferencia de medias. Los resultados rechazan la hipótesis nula de que las medias son iguales entre los grupos.

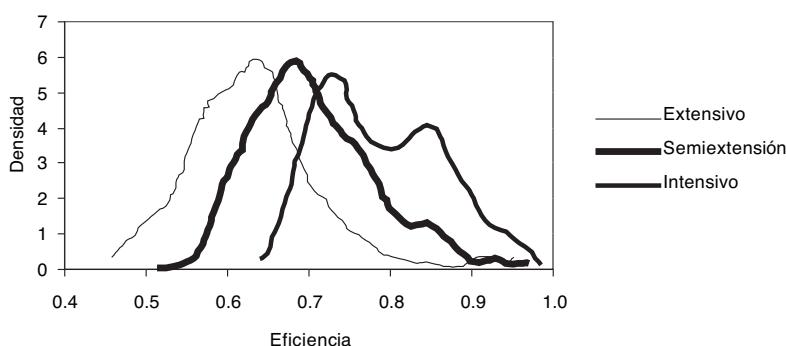


CUADRO 6
Eficiencia en costes (función *ex ante*)

Grupos	Media	Coeficiente de variación	Mínimo	Máximo
Extensivo	0,63	0,13	0,46	0,93
Semiestensivo	0,70	0,11	0,53	0,95
Intensivo	0,79	0,10	0,66	0,96

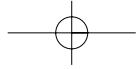
El Gráfico 3 presenta los kernels de los niveles de eficiencia para los tres grupos de explotaciones lecheras. El gráfico confirma lo que ya se había apuntado en las estadísticas descriptivas: la eficiencia aumenta con la intensificación mientras que la dispersión disminuye con la intensificación. Estos resultados, parecen confirmar nuestra hipótesis inicial de que el sistema intensivo es más fácil de manejar que el extensivo y que, además, el manejo de las explotaciones intensivas es más homogéneo que el de las extensivas, donde existen grandes diferencias en decisiones productivas importantes, tales como: época de siembra del forraje, altura de corte del pasto, tipos de forrajes sembrados, etc.

GRÁFICO 3
Kernels de la eficiencia en la función de costes *ex ante*



6. Conclusiones

En este trabajo se han analizado las diferencias en costes de producción asociados con la intensificación. Para ello se han considerado dos aspectos que no se suelen abordar habitualmente en la literatura empírica sobre funciones de costes. Por un lado, se permite la existencia de distintas tecnologías en la muestra a través de la clasificación de las explotaciones en tres niveles de intensificación productiva mediante un análisis cluster. Por otro lado, se ha estimado la función de costes *ex ante*, en la cual se utiliza el output planeado en lugar del método tradicional *ex post* en donde se usa el output observado.

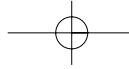


Respecto a los resultados obtenidos cabe destacar la existencia de deseconomías de tamaño en los tres grupos de explotaciones lecheras. Asimismo, hay que destacar que la función de costes estimada para el grupo extensivo se sitúa siempre por debajo de la función de costes del grupo intensivo.

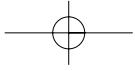
Por otra parte el grupo intensivo presenta una eficiencia media superior respecto al grupo extensivo. Esto sugiere que las explotaciones intensivas se encuentran más cerca de su frontera que las explotaciones extensivas respecto a la suya. También se observa que el grupo extensivo tiene la dispersión más alta en sus niveles de eficiencia. Estos resultados son acordes con nuestra hipótesis inicial de que las explotaciones intensivas son más fáciles de manejar que las explotaciones extensivas.

Bibliografía

- Aigner, D. y Chu, S. (1968). «On Estimating the Industry Production Function». *American Economic Review*, 58:826-39.
- Aigner, D., Lovell, K. y Schmidt, P. (1977). «Formulation and Estimation of Stochastic Frontier Production Function Models». *Journal of Econometrics*, 6:21-37.
- Aldenderfer, M. y Blashfield, R. (1984). *Cluster Analysis*. Sage.
- Álvarez, A. y Pérez, J. A. (2004). «El efecto de la intensificación sobre los costes de las explotaciones lecheras». *Frisona Española*, 143:100-102.
- Álvarez, A. y Arias, C. (2003). «Diseconomies of Size with Fixed Managerial Ability». *American Journal of Agricultural Economics*, 85:134-142.
- Bravo-Ureta, B. (1986). «Technical Efficiency Measures for Dairy Farms Based on a Probabilistic Frontier Function Model». *Canadian Journal of Agricultural Economics*, 34:399-415.
- Caudill, S., Ford, J. y Gropper, D. (1995). «Frontier Estimation and Firm-specific Inefficiency Measures in the Presence of Heterocedasticity». *Journal of Business and Economic Statistics*, 13:105-111.
- Dawson, P. y Hubbard, L. (1987). «Management and Size Economies in the England and Wales Dairy Sector». *Journal of Agricultural Economics*, 38:27-37.
- Farrell, M. (1957). «The Measurement of Productive Efficiency». *Journal of the Royal Statistical Society*, 120:253-290.
- Fondo Español de Garantía Agraria (2001). Informe de Actividad 2000, campaña de actividad 1999-2000, MAPA.
- Fondo Español de Garantía Agraria (2006). Informe de Actividad 2005, campaña de actividad 2004-2005, MAPA.
- Hoch, I. (1962). «Estimation of Production Function Parameters Combining Time-Series and Cross-Section Data». *Econometrica*, 30(1):34-53.
- Hubbard, L. y Dawson, P. (1987). «*Ex ante* and *ex post* Long-Run Average Cost Functions». *Applied Economics*, 19:1411-1419.
- Jondrow, J., Lovell, K., Materov, I. y Schmidt, P. (1982). «On the Estimation of Technical Inefficiency in the Stochastic Frontier Production Function Model». *Journal of Econometrics*, 19:233-238.
- Katsumata, K. y Tauer, L.W. (2005). «An Empirical Analysis of Stanchion and Parlor Milking Cost in New York Dairy Farms: Cost Curve and Cost Function Approaches». Unpublished Paper. Department of Applied Economics and Management.



- Kumbhakar, S. y Lovell, K. (2000). *Stochastic Frontier Analysis*. Cambridge University Press.
- Newman, C. y Matthews, A. (2006). «The Productivity Performance of Irish Dairy Farms 1984-2000: a Multiple Output Distance Function Approach». *Journal of Productivity Analysis*, 26(2):191-205.
- Moschini, G. (2001). «Production Risk and the Estimation of *ex ante* Cost Functions». *Journal of Econometrics*, 100:357-380.
- Ocáriz, J. (2005). «Primeras reflexiones sobre los efectos de la reforma de la PAC en la producción de leche en España». *Frisona Española*, 145:118-121.
- Pérez, J.A. y Machado, A. (2001). «Evolución económica y análisis de resultados en una muestra de explotaciones lecheras del Occidente de Asturias (1993-1998)». *Economía Agraria y Recursos Naturales*, 1(2):43-46.
- Pope, R. y Just, R. (1996). «Empirical Implementation of *ex ante* Cost Functions». *Journal of Econometrics*, 72:231-249.
- Pope, R. y Just, R. (1998). «Cost Function Estimation under Risk Aversion». *American Journal of Agricultural Economics*, 80:296-302.
- SADEI (2004). *Las explotaciones ganaderas en Asturias, 2004*. Servicio de Publicaciones del Principado de Asturias.
- Sineiro F. y Valdés, B. (2001). «Evolución del mercado y la estructura productiva del sector lácteo desde la integración en la CEE». *Economía Agraria y Recursos Naturales*, 1(1):125-148.

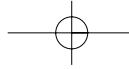


Apéndice

CUADRO A1
Funciones de producción mediante modelo de efectos fijos

	Grupo Extensivo	Grupo Semientejstivo	Grupo Intensivo
VACAS	0,523***	0,488***	0,752***
PIENSO	0,297***	0,260***	0,216***
TRABAJO	0,024	-0,001	0,053
GREBAÑO	0,009	0,003	0,056
GFORRAJE	0,063***	0,063***	0,015
VACAS*VACAS	0,166	0,404**	-0,334
PIENSO*PIENSO	0,305***	0,093	-0,542*
TRABAJO*TRABAJO	-0,045	-0,166	0,363**
GREBAÑO*GREBAÑO	-0,005	-0,018	-0,067
GFORRAJE*GFORRAJE	0,023	0,061*	-0,074
VACAS*PIENSO	-0,224**	-0,185*	0,378
VACAS*TRABAJO	0,113	0,245**	-0,344*
VACAS*GREBAÑO	0,025	0,016	-0,083
VACAS*GFORRAJE	-0,052	-0,034	0,002
PIENSO*TRABAJO	-0,039	-0,027	0,108
PIENSO*GREBAÑO	-0,066**	0,018	0,069
PIENSO*GFORRAJE	-0,054	-0,058	0,049
TRABAJO*GREBAÑO	0,024	-0,084**	-0,065
TRABAJO*GFORRAJE	-0,043	-0,022	0,083
GREBAÑO*GFORRAJE	0,061**	0,009	0,018
D2000	0,012	0,035***	0,012
D2001	0,028***	0,054***	0,043**
D2002	0,065***	0,087***	0,064***
D2003	0,030***	0,060***	0,060***
D2004	0,064***	0,074***	0,077***
<i>R</i> ²	0,98	0,99	0,99

* , ** , *** niveles de significación al 10%, 5% y 1%, respectivamente.



CUADRO A2
Funciones de costes *ex post*

	Grupo Extensivo	Grupo Semiestensivo	Grupo Intensivo
Constante	-1,660***	-1,600***	-1,478***
LECHEP	-0,220***	-0,161***	-0,056**
PPIENSO	0,109	0,161**	0,066
LECHEP*LECHEP	0,202***	0,169***	0,194**
PPIENSO*PPIENSO	0,955	0,395	-0,824
LECHEP*PPIENSO	-0,097	-0,187	0,132
D2000	-0,024**	-0,047***	0,014
D2001	-0,019	-0,039***	-0,010
D2002	-0,055***	-0,064***	-0,023
D2003	-0,030**	-0,031**	-0,038
D2004	-0,044***	-0,036***	-0,047*
μ	0,578	0,414	0,220
σ_u^2	0,017	0,011	0,008
σ_v^2	0,008	0,006	0,006
Log. F. de verosimilitud	512	577	214

* , **, *** niveles de significación al 10%, 5% y 1%, respectivamente.