

Análisis de la calidad de la leche en un modelo microeconómico multi-output: el papel de la genética

Antonio Álvarez^a, Carlos Arias^b y David Roibás^c

RESUMEN: Este trabajo analiza la calidad en la producción de leche y su relación con la genética del rebaño. El marco analítico es un modelo de producción *multi-output* en el que la calidad de la leche se considera como un *output* del proceso productivo. El modelo propuesto abre la posibilidad del tratamiento empírico de la calidad y la genética mediante el uso de funciones distancia. En la parte empírica del trabajo se usa un panel de datos de 96 explotaciones lecheras asturianas que contiene índices genéticos del rebaño.

PALABRAS CLAVE: Leche, calidad, genética, multi-output, función distancia.

Clasificación JEL: D21, Q12, C23.

^a Departamento de Economía. Universidad de Oviedo. E-mail: alvarez@uniovi.es

^b Departamento de Economía. Universidad de León. E-mail: deccas@unileon.es

^c Departamento de Economía. Universidad de Oviedo. Avda. del Cristo, s/n. 33071 Oviedo. Tel. 985 103 789. E-mail: droibas@uniovi.es

Los autores agradecen los comentarios de Rafaela Dios, de los asistentes al II Congreso de Eficiencia y Productividad de la Universidad de Córdoba y de los revisores anónimos de la revista. También agradecen la cesión de datos por parte de las Agrupaciones de Gestión de Explotaciones Lecheras de la Central Lechera Asturiana y de la Cooperativa La Oturense.

Dirigir correspondencia a: Antonio Álvarez.

E-mail: alvarez@uniovi.es

Recibido en marzo 2005. Aceptado en febrero 2006.

Analyzing milk quality using a microeconomic multi-output model: the role of genetics

ABSTRACT: In this paper we analyze the influence of genetics on milk quality. For that purpose, we use a multi-output production model in which milk quality is included as an additional output in milk production. A distance function is used to estimate empirically the contribution of genetics to milk quality. For that purpose, we use a panel data of 96 dairy farms in Asturias. This dataset contains indexes measuring the genetic traits of the herd.

KEY WORDS: Milk, quality, genetics, multi-output production model, distance function.

JEL classification: D21, Q12, C23.

1. Introducción

En el sector lechero, la calidad de la leche ha adquirido una gran relevancia en los últimos tiempos. Dado que la Unión Europea (UE) es excedentaria en leche, el objetivo se ha convertido en producir leche de más calidad, lo que se ha traducido en unas mayores exigencias para la leche obtenida en las explotaciones. El resultado es que la calidad de la leche cruda, tanto en su aspecto sanitario como en el de la calidad físico-química (contenido en grasa y proteína), ha mejorado mucho en los últimos años en España. El principal factor que está detrás de esta notable mejora es el esquema de primas y penalizaciones que todas las industrias tienen establecido, tanto para la calidad sanitaria como para la físico-química¹. En el caso de los componentes, la mayoría de las industrias priman (penalizan) a las explotaciones cuando el contenido en proteína está por encima (debajo) del 3,1% (3,7% en el caso de la grasa).

Los datos del Laboratorio Interprofesional Lechero y Agroalimentario de Asturias, que es el encargado de hacer los análisis a todos los ganaderos que entregan leche a industrias establecidas en Asturias, confirman esta tendencia en la mejora de la calidad de la leche. Sin embargo, mientras que el número de células somáticas y de gérmenes por ml siguen una marcada tendencia decreciente, el contenido en grasa y proteína parecen haberse estancado a partir del año 2000 (ver Anexo I). Por una parte, la grasa parece estar estancada en torno al 3,7%, mientras que la proteína se ha situado en el 3,1%. Dado que la media para Asturias coincide con los valores límites establecidos por las industrias, puede deducirse que hay bastantes ganaderos que están siendo penalizados por la baja calidad de la leche².

Por tanto, uno de los grandes desafíos actuales de un buen número de ganaderos asturianos es cómo mejorar la calidad físico-química de la leche. En concreto, dado que la cuota del ganadero viene expresada en kilogramos de grasa, el principal obje-

¹ Esta tendencia a la mejora de la calidad de la leche también se debe en parte a la entrada en vigor el 1 de enero de 1998 del Decreto sobre Homologación de las Explotaciones Lecheras (RD 1679/94).

² La rentabilidad de las explotaciones puede depender de una gestión adecuada de los aspectos cualitativos de la leche. Sin embargo, este aspecto ha estado ausente en estos estudios. Ver, por ejemplo: Pérez y Machado (2001).

tivo es subir el porcentaje de proteína en leche, ya que una mejora en el contenido de grasa puede hacer que el ganadero sobrepase su cuota de referencia y sea penalizado³. Entre los técnicos del sector se ha generado un debate sobre cuál es el modo más eficaz de aumentar el contenido de proteína: por medio de la mejora genética o por la vía nutricional. Actualmente, no existe un consenso sobre cómo se debe aumentar el contenido de proteína. El análisis empírico que se realiza en este estudio pretende aportar algo de luz sobre esta cuestión. Para ello, el trabajo se centra en evaluar la eficacia de la genética en la producción de proteína.

Tradicionalmente, las diferencias en el nivel genético de las explotaciones han sido ignoradas en los análisis empíricos realizados sobre el sector lechero. En este trabajo hemos calculado índices genéticos para los rebaños de una muestra de explotaciones lecheras asturianas, para las que existe además información técnico económica. El uso de estos índices genéticos de rebaño dentro de un modelo microeconómico es una novedad importante que marca la contribución de este trabajo con respecto a la literatura previa, tanto nacional como internacional.

El modelo microeconómico empleado se basa en una función distancia (ver Coelli y Perelman, 2001), lo que permite considerar la producción lechera como una actividad *multi-output*, en la que además de la cantidad de leche también se considera separadamente su contenido en proteína. Esta forma de modelizar el problema es novedosa ya que los trabajos empíricos en este sector suelen usar la cantidad de leche como medida de la producción, sin tener en cuenta su calidad. Los trabajos que han estimado funciones de producción con datos de explotaciones lecheras han considerado como *output* los litros de leche (Alvarez y González, 1999), el peso de la leche (Ahmad y Bravo-Ureta, 1995) o el producto bruto de la explotación (Hallam y Machado, 1996). De alguna forma, estos dos últimos tipos de trabajos reflejan la calidad de la leche en el modelo. Por otra parte, los escasos trabajos que han estimado funciones distancia (Brümmer *et al.*, 2002; Tauer y Stefanides, 1998) han estudiado explotaciones que producen leche y otros productos agrarios o ganaderos. Por tanto, han considerado como *outputs* la cantidad de leche y otras producciones (ventas de ganado, ...), usando una medida agregada de cantidad y calidad para el *output* leche (peso).

La estimación de la función distancia permite obtener también una medida de la eficiencia técnica de las explotaciones (ver Álvarez, 2001). Esta propiedad de la función distancia permite estudiar el *trade-off* entre la cantidad y la calidad de la leche producida, por una parte, y predecir el impacto que tendrían en el mismo aquellos procesos que condujeran a una mayor eficiencia técnica de los productores.

La estructura del trabajo es la siguiente. En la sección 2 se presenta el modelo teórico. En la sección 3 se describen los datos. La sección 4 contiene el modelo empírico. Los resultados de la estimación se presentan en la sección 5. El artículo finaliza con algunas conclusiones.

³ Algunos estudios recientes sobre las cuotas en España son los de Calcedo (2002), Miguel Domínguez *et al.* (2003) y Álvarez Pinilla *et al.* (2004).

2. Modelo teórico

Los porcentajes de proteína y grasa son las características más importantes para describir la calidad físico-química de la leche. Sin embargo, los modelos de producción plantean relaciones funcionales entre cantidades de *inputs* y de *outputs*. Por este motivo, en este trabajo, se considera un modelo de producción en el que la cantidad de leche producida por cada explotación se separa en dos componentes básicos: kilogramos de proteína y kilogramos de otros componentes. En concreto, los kilogramos de otros componentes se obtienen restando al peso total de la leche los kilogramos de proteína. Por tanto, el output «otros componentes» incluye no sólo la cantidad de grasa, lactosa y otros sólidos sino también la cantidad de agua. La razón de incluir el agua en uno de los outputs es que a los ganaderos se les paga en función de la calidad de la leche y de la cantidad (en litros). Esta descomposición permite usar el marco de análisis de la producción multi-*output* para analizar las posibilidades que ofrece la tecnología para producir distintas cantidades de cada componente a partir de la dotación de *inputs* utilizada. En principio, nuestro análisis parece diferente de la caracterización de la calidad mediante porcentajes de proteína y grasa. Sin embargo, los porcentajes de grasa y proteína permiten obtener las respectivas cantidades a partir de la cantidad de leche total (y viceversa). Por tanto, el análisis en términos de cantidades es equivalente a la más frecuente discusión sobre porcentajes.

Para la producción de estos dos *outputs* las explotaciones utilizan varios *inputs* (trabajo, vacas, pienso, gastos en forrajes y gastos en el rebaño). Además de estos *inputs* tradicionales en este trabajo se consideran dos índices que miden la calidad genética del rebaño. Un primer índice hace referencia a la capacidad de producción de porcentaje de proteína. Un valor alto de este índice indica que el rebaño puede producir leche con una alta proporción de este componente. Un segundo índice recoge la aptitud del rebaño para producir kilos de leche. De este modo, un valor alto de este índice indica que el rebaño es capaz de producir una cantidad alta de agua y/o de uno o varios componentes.

La tecnología de producción se representa mediante una función distancia orientada al *output* (Shephard, 1953). Esta función se puede escribir como:

$$D(x, y_1, y_2) = \min \left\{ \theta / x, \frac{y_1}{\theta}, \frac{y_2}{\theta} \text{ sea factible} \right\} \quad [1]$$

donde y_1 representa la cantidad de proteína, y_2 representa la cantidad del resto de componentes de la leche, x es el vector de factores utilizados en la producción y θ es el índice de eficiencia técnica orientado al *output* (ver Coelli y Perelman, 2001), es decir, el cociente entre el *output* producido y el *output* potencial (el que se obtendría si la tecnología se usase eficientemente).

La función distancia orientada al *output* es homogénea de grado 1 en las cantidades de *outputs* (Kumbhakar y Lovell, 2000; p. 32). Esta propiedad implica que para todo $\omega > 0$ se tiene que verificar que:

$$D(x, \omega y_1, \omega y_2) = \omega \theta$$

Por lo tanto, si se elige $\omega = 1/y_1$ la función distancia se puede escribir como:

$$\frac{\theta}{y_1} = D \left(x, 1, \frac{y_1}{y_2} \right) \quad [2]$$

Tomando logaritmos en la expresión [2] se obtiene:

$$\ln y_1 = -\ln D \left(x, 1, \frac{y_1}{y_2} \right) + \ln \theta \quad [3]$$

En la ecuación [3] la cantidad de proteína (y_1) es explicada a partir de la dotación de factores utilizada (x) y por la proporción de otros componentes sobre proteína (y_2/y_1). En adelante, esta proporción se denotará como y_2^* .

El modelo de producción multiproducto representado en la ecuación [3] puede estimarse por métodos econométricos clásicos como mínimos cuadrados o máxima verosimilitud. La clave está en la posibilidad de despejar uno de los *outputs* en función de las cantidades de *inputs* y de las proporciones del resto de los *outputs* en relación al elegido como variable dependiente. Por otra parte, el término de ineficiencia es aditivo, por lo que puede modelizarse como un componente del término de error (frontera estocástica) o como un efecto fijo. Estas propiedades han hecho de la función distancia un modelo popular para el análisis empírico de la producción *multi-output*.

3. Los datos

El modelo empírico planteado en la sección anterior se estima usando datos de una muestra de 96 explotaciones lecheras asturianas durante el periodo 1999-2003. Estas explotaciones pertenecen a dos Agrupaciones de Gestión de Explotaciones Lecheras (AGEL): la AGEL de Central Lechera Asturiana (47 explotaciones) y la AGEL de la Cooperativa La Oturense (49 explotaciones). En el cuadro 1 se puede ver la evolución de los distintos parámetros que reflejan la calidad de la leche para las explotaciones de la muestra.

CUADRO 1

Evolución de la calidad de la leche de las explotaciones de la muestra

	1999	2000	2001	2002	2003
Proteína (%)	3,07	3,14	3,13	3,15	3,14
Grasa (%)	3,77	3,76	3,77	3,78	3,76
Células somáticas	228.000	209.000	213.000	251.000	237.000
Bacteriología*	34	29	25	28	24

* Miles de gérmenes por mililitro.

Como se puede observar, en los últimos cuatro años el porcentaje de proteína ha aumentado en menos de una décima, mientras que el porcentaje de grasa ha permanecido más o menos constante. Esto demuestra la dificultad de aumentar estos componentes. Las medias de todas las características de calidad presentan en los últimos años de la muestra valores que no suponen una penalización⁴. Sin embargo, si se comparan con otros países de la Unión Europea, se observa que la calidad físico-química de la leche no es muy alta⁵. Para profundizar más en la dimensión del problema, en el cuadro 2 se presenta el número de casos que están por debajo de los mínimos exigidos para no ser penalizados por baja calidad. En los cinco años de la muestra ha habido 177 casos con media anual por debajo del 3,1% de proteína y 157 casos con grasa por debajo del 3,7%.

CUADRO 2
Explotaciones con media anual por debajo del mínimo

	1 año	2 años	3 años	4 años	5 años	Explotaciones con problema
Proteína	17	8	14	8	14	61
Grasa	11	9	7	13	11	51

El número de explotaciones con problemas en alguno de los dos componentes es relativamente elevado. En el caso de la proteína el 63% de las explotaciones ha estado por debajo del 3,1% de media anual en al menos uno de los cinco años de la muestra, mientras que en el caso de la grasa el 53% de las explotaciones ha estado alguna vez por debajo del 3,7%. Algunas de estas explotaciones presentan esta característica en 4 ó en los 5 años de la muestra, por lo que se puede calificar como un problema «permanente». En concreto, el 23% de las explotaciones en el caso de la proteína y el 25% en el caso de la grasa tienen este problema permanentemente.

El nivel genético de los rebaños se ha calculado a partir de los datos proporcionados por Asturiana de Control Lechero (ASCOL) sobre los índices genéticos de las vacas que estaban en Control Lechero en el rebaño⁶. Estos índices son diferencias con respecto a la media poblacional de cada característica (la cual se hace siempre igual a cero). Por tanto, los índices están expresados en las mismas unidades que las caracte-

⁴ En la campaña 2004/2005, la prima (penalización) por cada décima por encima (debajo) del 3,1% de proteína es 3,01 euros/1.000 litros (4,21 euros/1000 litros en el caso de la grasa). Con respecto a la calidad sanitaria, la mayoría de las industrias priman cuando la leche tiene menos de 400.000 células somáticas y 50.000 gérmenes.

⁵ Por ejemplo, la media de proteína y grasa es muy superior en los cuatro principales países productores de leche en la Unión Europea (Eurostat, 2002): Alemania (3,42 y 4,20), Francia (3,37 y 4,08), Inglaterra (3,30 y 3,98) y Holanda (3,47 y 4,43).

⁶ Estos índices individuales de vaca se elaboran dos veces al año por CONAFE para un número elevado de características productivas de las vacas y se calculan usando técnicas sofisticadas de análisis de varianza. Una sencilla exposición de la forma en la que se elaboran los índices puede verse en CONAFE (2004).

rísticas a las que se refieren⁷. Usando los índices de la evaluación de enero del 2004, se calcularon para cada explotación índices genéticos del rebaño como la media de los índices genéticos de las vacas que se encontraban en control cada año. La fórmula para calcular los índices de rebaño es la siguiente:

$$IGX_{it} = \frac{\sum_j^{J_{it}} IGX_{ji}}{J_{it}} \quad [4]$$

donde el subíndice j denota vacas, IGX es el índice genético para la característica X y J_{it} es el número de vacas en Control Lechero de la explotación i en el año t . Es importante destacar que mientras que una vaca permanece en el rebaño, se le asigna el mismo índice en todos los periodos (en nuestro caso, el de la última evaluación disponible). La variabilidad entre años de los índices para cada explotación se debe, por tanto, a las diferencias en las vacas que estaban en control en cada año (entradas y salidas de vacas en el rebaño). En concreto, se elaboraron índices de rebaño para kilogramos de leche, kilogramos de proteína, kilogramos de grasa, porcentaje de proteína y porcentaje de grasa.

Dado que los índices originales están expresados en desviaciones sobre la media poblacional, toman valores positivos y negativos, lo que imposibilita su uso en un modelo logarítmico. Por esta razón, se sumó a cada índice la media de la característica en el rebaño español en 1995, que es el punto de referencia a partir del cual se definen estos índices. De este modo, un cambio de un uno por ciento en la característica se corresponde, aproximadamente, con un cambio de un uno por ciento en el índice modificado. En el cuadro 3 se pueden ver las medias de estos índices modificados para los distintos años de la muestra.

El cuadro 3 refleja que los índices de kg de leche, kg de grasa y kg de proteína han crecido sustancialmente durante el período considerado, mientras que los índices de porcentaje de proteína y de grasa apenas han variado. El ligero descenso en el índice genético de porcentaje de grasa puede deberse a que los ganaderos prefieren usar toros que no sean mejorantes en esta característica, ya que, como se comentó anteriormente, la cuota lechera está definida en kilos de grasa. Por otra parte, el ligerísimo aumento del índice genético de porcentaje de proteína puede ser el reflejo de que muchos ganaderos prefieren seleccionar para producción de leche, cuyo índice tiene correlación genética negativa con el de porcentaje de proteína.

A continuación se estudian las diferencias que existen entre las explotaciones según su contenido de proteína en leche. Para ello, se divide la muestra en tres grupos, que se han denominado *proteína alta*, que está formado por aquellas explotaciones que presentan un porcentaje de proteína superior a 3,2; *proteína media*, integrado por las explotaciones cuyo porcentaje de proteína se sitúa entre 3,1 y 3,2 y *proteína baja*

⁷ A modo de ejemplo, si una vaca tiene un índice genético de kilogramos de leche igual a 1.000 quiere decir que sus hijas producirán por término medio 500 kg de leche más que las hijas de las vacas con un índice 0 (la media de la población).

CUADRO 3
Evolución de los índices genéticos «modificados» de los rebaños*

	1999	2000	2001	2002	2003
IG de kg de leche	4.568	4.645	4.704	4.772	4.883
IG de kg de proteína	139	142	144	146	150
IG de kg de grasa	165	167	168	170	174
IG de % de proteína	3,067	3,068	3,068	3,070	3,078
IG de % de grasa	3,591	3,578	3,570	3,564	3,562

* A cada índice genético se le ha sumado la media de su característica para 1995.

que recoge explotaciones con porcentaje de proteína inferior a 3,1. En el año 2003 estos grupos están formados, respectivamente, por 24, 30 y 20 explotaciones. En el cuadro 4 se puede ver la media de algunas características técnicas de esos grupos para ese año.

CUADRO 4
Características de las explotaciones según su nivel de proteína (2003)

	Proteína baja	Proteína media	Proteína alta
Proteína (%)	3,03	3,14	3,26
Grasa (%)	3,65	3,79	3,86
Leche (litros)	262.106	307.732	386.407
Leche por vaca	6.978	7.560	7.925
Pienso por vaca (kg)	3.363	3.655	4.361
Precio del pienso (€/kg)	0,23	0,21	0,20
IG de porcentaje de proteína	3,067	3,082	3,083

En primer lugar, se puede ver que, por término medio, los grupos con mayor nivel de proteína también tienen un mayor nivel de grasa. Asimismo, las explotaciones más grandes y con vacas de mayor producción producen leche con más proteína. En cuanto a la alimentación, las explotaciones con mayor porcentaje de proteína emplean más pienso por vaca. Sin embargo, un resultado no esperado es que hay una relación negativa entre el precio del pienso y el contenido en proteína. Este resultado puede deberse a la existencia de descuentos por volumen en la compra de pienso, aunque también puede ser una señal de que el problema de la proteína no se soluciona comprando piensos «caros». Por último, las explotaciones de los grupos de medio y alto nivel de proteína tienen un índice genético de porcentaje de proteína ligeramente mayor que el de nivel de proteína bajo.

4. El modelo empírico

En este apartado se especifica una función distancia *translog*. Se supone que la producción de los componentes considerados de la leche (kilogramos de proteína y

kilogramos de otros componentes) se realiza utilizando cinco *inputs* convencionales a los que se añaden, como *inputs* adicionales, los índices genéticos de porcentaje de proteína y de kilogramos de leche. Los *inputs* convencionales son los siguientes: cantidad de trabajo que utilizan las explotaciones⁸, número de vacas, kilogramos de piensos compuestos, los gastos en la producción y compra de forrajes⁹, y el gasto en el rebaño¹⁰. De este modo, la ecuación a estimar sería la siguiente:

$$\ln y_{1it} = \alpha_0^i + \alpha_y \ln y_{2it}^* + \frac{1}{2} \alpha_{yy} (\ln y_{2it}^*)^2 + \sum_{j=1}^7 \alpha_{yj} \ln y_{2it}^* \ln x_j + \sum_{j=1}^7 \beta_j \ln x_j + \frac{1}{2} \sum_{j=1}^7 \sum_{h=1}^7 \beta_{jh} \ln x_j \ln x_h + \quad [5]$$

$$\Psi_{2000} T_{2000} + \Psi_{2001} T_{2001} + \Psi_{2002} T_{2002} + \Psi_{2003} T_{2003} + u_{it}$$

donde el subíndice i representa explotaciones y el subíndice t indica el momento del tiempo. Por tanto, y_{1it} es la cantidad de proteína producida por la explotación i en el momento t , y_{2it}^* es la proporción del resto de componentes de la leche sobre la proteína, x_{1it} es la dotación de trabajo, x_{2it} el número de vacas, x_{3it} la cantidad de pienso, x_{4it} el gasto en forrajes, x_{5it} el gasto en el rebaño, x_{6it} es el índice de porcentaje de proteína y x_{7it} es el índice de kilogramos de leche. En esta especificación empírica se añaden las variables binarias T_{2000} , T_{2001} , T_{2002} y T_{2003} que representan los diferentes años en la muestra (la categoría excluida es el año 1999). Los parámetros son efectos individuales (fijos) de las explotaciones. Por último, u_{it} es una perturbación aleatoria, que se supone que sigue una distribución simétrica de media cero.

Los efectos individuales se suelen interpretar como indicadores del nivel de eficiencia técnica de las explotaciones. Se supone que el efecto individual más alto (α_0) corresponde a la explotación más eficiente ($\ln \theta_i = 0$), pudiendo calcularse los índices de eficiencia de las distintas explotaciones de la siguiente forma (Schmidt y Sickles, 1984):

$$\theta_i = e^{\alpha_0^i - \alpha_0} \quad [6]$$

Para la realización del análisis empírico se excluyeron aquellas explotaciones que tenían una proporción de vacas en control lechero inferior al 50% del rebaño. De esta manera se evita la introducción de índices genéticos de rebaño basados en muy pocas vacas. La muestra seleccionada constituye un panel incompleto de 83 explotaciones con un total de 369 observaciones. Las estadísticas descriptivas de las variables de la muestra se recogen en el cuadro 5.

⁸ Medido en Unidades de Trabajo Humano, es decir, trabajadores empleados a tiempo completo.

⁹ El gasto en forrajes se mide en euros constantes de 2003. La parte correspondiente a la producción de forrajes incluye las siguientes partidas: semillas, abonos, alquiler, reparación y amortización de maquinaria, carburantes y el coste de oportunidad de la tierra.

¹⁰ El gasto en el rebaño se mide en euros constantes de 2003 e incluye: veterinario, inseminación, ordeño, electricidad, agua y amortización de instalaciones.

CUADRO 5
Estadísticas descriptivas de las variables

	Media	Desv. Típica	Mín.	Máx.
Leche (l)	295.128	150.886	64.298	773.632
Proteína (kg)	9.344	4.948	1.946	25.649
Otros Componentes (kg)	285.783	145.954	62.351	749.456
Trabajo (UTH)	2,04	0,55	1	3,5
Vacas	39,20	15,79	11	88
Pienso (kg)	146.333	81.999	23.009	431.740
Gasto en forraje (€)	19.293	12.900	1.387	76.505
Gasto en rebaño (€)	7.503	4.738	1.097	31.154
IG modificado de kg de leche	4.718	155	4.300	5.263
IG modificado de % de proteína	3,07	0,04	2,80	3,20

5. Estimación y resultados

El modelo se estima utilizando el estimador de efectos fijos (Hsiao, 1986)¹¹. Las variables se han dividido por su media geométrica, de modo que el valor de las distintas elasticidades evaluadas en la media geométrica viene determinado por los coeficientes de primer orden de la ecuación. Los resultados pueden verse en el cuadro 6¹².

En general, las elasticidades evaluadas en la media geométrica presentan el signo esperado. El coeficiente que acompaña a la proporción de otros componentes de la leche sobre cantidad de proteína es significativo y negativo, mostrando que el aumento de las proporciones de otros componentes conduce a una reducción en la cantidad total de proteína producida (dada la cantidad de *inputs* empleada). Este coeficiente permite calcular el porcentaje en el que se reduciría la cantidad de proteína producida si se incrementa en un uno por ciento la cantidad de otros componentes, manteniendo constantes los *inputs*. La fórmula para esta elasticidad viene dada por la siguiente expresión:

$$\frac{\partial \ln y_1}{\partial \ln y_2} = \frac{\alpha_y}{1 + \alpha_y} = \frac{-0,89}{1 - 0,89} = -8,26 \quad [7]$$

Es decir, un incremento de un uno por ciento en otros componentes implica una reducción de la cantidad de proteína en un 8,26%. A su vez, este resultado permite calcular el efecto en el porcentaje de proteína de un aumento de un uno por ciento en la cantidad producida de leche (proteína más otros componentes), sin cambiar los *inputs*. En el presente caso, ese cambio supone una bajada en el porcentaje de proteína de 0,39¹³.

¹¹ Los parámetros se estiman por mínimos cuadrados ordinarios con datos en desviaciones sobre medias individuales. De forma equivalente, el modelo se puede estimar incluyendo una variable binaria para cada explotación.

¹² La estimación se realizó utilizando el programa econométrico TSP.

¹³ Esta cifra es una transformación del resultado [7], cuyos detalles pueden obtenerse de los autores.

CUADRO 6
Estimación de la función distancia

Parámetro	Estimación	Estadístico <i>t</i>	Parámetro	Estimación	Estadístico <i>t</i>
α_y	-0,89211	-4,32371**	β_{22}	-0,09525	-0,26358
α_{yy}	1,76335	0,39216	β_{23}	-0,20966	-1,28184
α_{y1}	-1,02515	-1,37001	β_{24}	-0,00839	-0,06896
α_{y2}	-0,00722	-0,00665	β_{25}	0,06792	0,70436
α_{y3}	1,09808	1,75505*	β_{26}	0,42225	1,36657
α_{y4}	-0,68060	-1,47386	β_{27}	-1,11008	-0,94393
α_{y5}	-0,18976	-0,41762	β_{33}	0,14032	1,28192
α_{y6}	0,93588	0,75500	β_{34}	-0,01751	-0,23545
α_{y7}	1,40436	0,30814	β_{35}	-0,07500	-1,40793
β_1	-0,08181	-1,54065	β_{36}	-0,24565	-1,29828
β_2	0,64495	11,14400**	β_{37}	0,77359	1,02683
β_3	0,23095	7,12235**	β_{44}	0,08469	1,36680
β_4	0,07508	3,56575**	β_{45}	-0,07063	-1,52683
β_5	0,03277	1,65920**	β_{46}	0,15304	1,21765
β_6	0,19708	3,05314**	β_{47}	-0,25196	-0,59110
β_7	-0,04512	-0,14350	β_{55}	0,04771	0,93286
β_{11}	-0,56047	-2,84255**	β_{56}	-0,17616	-1,28982
β_{12}	0,29524	1,29362	β_{57}	0,39205	0,80742
β_{13}	0,17960	1,43657	β_{66}	0,73385	1,74160*
β_{14}	-0,03220	-0,42908	β_{67}	2,05843	1,68472
β_{15}	-0,00697	-0,09850	β_{77}	2,38332	0,34400
β_{16}	-0,24696	-1,01306	Ψ_{2000}	0,03578	2,58434**
β_{17}	0,56672	0,73143	Ψ_{2001}	0,05575	3,30083**
			Ψ_{2002}	0,08363	3,98016**
			Ψ_{2003}	0,05306	1,98852**
			R^2	98,9%	

*, ** Significativo al 10%, 5%.

Con respecto a los *inputs* convencionales, los coeficientes de primer orden del número de vacas, la cantidad de pienso, el gasto en forraje y el gasto en el rebaño son positivos y significativos al 10%. En cambio, el coeficiente del factor trabajo tiene signo negativo, aunque no es significativo. Sumando los coeficientes de primer orden de los *inputs* tradicionales se obtiene una medida local de los rendimientos a escala (en la media geométrica de estos *inputs*). En este caso, la elasticidad de escala calculada es igual a 0,9, aunque no es significativamente distinta de uno, por lo que parece que el crecimiento de las explotaciones en los últimos años ha llevado a un agotamiento de las economías de escala en el proceso productivo. Por último, cabe señalar que los parámetros asociados a las variables *dummy* anuales indican la presencia de un progreso técnico significativo a lo largo de los años estudiados. Sin embargo, el coeficiente del año 2003 es menor que el de los años 2002 y 2001, indicando la posibilidad de que las malas condiciones meteorológicas de ese año hayan podido influir negativamente en la producción lechera.

Respecto al efecto de la calidad genética en la producción, el coeficiente del índice genético de porcentaje de proteína es positivo. Este resultado indica que un au-

mento en el índice genético permite la expansión equiproporcional de los dos componentes de la leche, *ceteris paribus* la cantidad de *inputs* y el valor del otro índice genético. En cambio, el parámetro que acompaña al índice genético de kilogramos de leche es negativo, aunque no significativamente distinto de cero. En este sentido, la evidencia empírica obtenida no respalda la hipótesis de que una mayor calidad genética para la producción de leche incida en una mayor producción de ambos componentes de la leche.

Por último, como resultado de la estimación de la función distancia, se obtiene también el nivel de eficiencia técnica de las explotaciones. La eficiencia media se sitúa en el 71%, un resultado similar al obtenido en otros estudios sobre el sector lechero asturiano (Orea, Roibás y Wall, 2004; Cuesta, 2000; Álvarez y González, 1999). Este valor indica que, en promedio, las explotaciones lecheras asturianas podrían llegar a producir hasta un 29% más de los dos componentes de la leche considerados sin necesidad de modificar su dotación de *inputs*. Este resultado confirma que la difusión de tecnología (divulgación de las mejores prácticas técnicas para la producción de leche) entre los ganaderos asturianos puede permitir aumentar el porcentaje de proteína en leche.

El análisis empírico de la tecnología de producción lechera realizado permite concluir que existen varias vías para la mejora de la cantidad de proteína producida. Así, en primer lugar, habría que destacar que el bajo valor del índice de eficiencia (71%) indica el importante margen de mejora que se puede alcanzar mediante la difusión de las posibilidades que ofrece la tecnología de producción lechera. Por otra parte, a partir de los coeficientes de la función distancia estimada se observa que es posible aumentar la producción de proteína sin cambiar la dotación de *inputs*, pero ello implica asumir una reducción en el resto de componentes de la leche. Esta forma de aumentar la cantidad de proteína tiene un efecto incierto sobre los beneficios de la explotación, que dependen de la relación entre el precio de la leche y la prima de la proteína. Por último, los resultados muestran una tercera vía para la mejora de la proteína: un incremento en el índice genético de proteína conduce a un aumento en la producción de leche usando la misma dotación de factores de producción convencionales. En este caso, la prima para la proteína y el coste de la genética serían factores fundamentales a la hora de determinar los efectos totales sobre el beneficio de la explotación.

6. Conclusiones

La comparación de la leche producida en Asturias con la producida en otros países de la Unión Europea pone de manifiesto la menor calidad en proteína y grasa de la leche asturiana. Esta característica tiene importantes repercusiones económicas ya que tanto la proteína como la grasa son componentes que aumentan el valor de la leche producida y que, por lo tanto, inciden directamente sobre los ingresos de las explotaciones. Consecuentemente, el conocimiento de las características de la tecnología de producción de leche resulta un paso necesario para alcanzar una calidad similar a la de los mejores productores europeos. En este sentido, se observa que en-

tre los expertos no existe consenso a la hora de evaluar la efectividad de los distintos factores que inciden sobre la composición de la leche: la calidad genética del rebaño y la alimentación.

A pesar de la importancia del problema, la literatura económica no recoge estudios en los que se evalúe la importancia de estos factores para lograr producir leche de calidad. Este vacío se debe a la ausencia de bases de datos que recojan la calidad genética de los rebaños. La disponibilidad de una muestra que incorpora índices sobre determinados aspectos de la calidad genética de los animales ha permitido realizar el análisis que se presenta en este trabajo. El modelo se basa en una función distancia, la cual permite caracterizar la tecnología considerando la producción de los distintos componentes de la leche.

El efecto positivo del índice genético de porcentaje de proteína en la posibilidad de producir una alta cantidad de proteína dada la cantidad de otros componentes es un resultado esperado. Sin embargo, también se puede apreciar que no está clara la repercusión que tiene en el proceso productivo una mayor capacidad genética para producir grandes cantidades de leche. Se observa también, que el manejo del rebaño influye en la calidad de la leche producida ya que existe un *trade-off* entre la composición y la cantidad de leche producida, de modo que las mejoras en calidad suponen reducciones en la cantidad. Por último, cabe destacar la capacidad de mejora, tanto de la cantidad como de la calidad de la leche producida, que se podría lograr aumentando el nivel de eficiencia técnica de los productores.

Bibliografía

- Ahmad, M. y Bravo-Ureta, B. (1995). «An Econometric Analysis of Dairy Output Growth». *American Journal of Agricultural Economics*, 77(4), 914-921.
- Álvarez, A. (coord.) (2001). *La medición de la eficiencia y la productividad*. Pirámide, Madrid.
- Álvarez, A. y González, E. (1999). «Using Cross-section Data to Adjust Technical Efficiency Indexes Obtained with Panel Data». *American Journal of Agricultural Economics*, 81(4):894-901.
- Álvarez, A.; Arias, C. y Gavilán, A. (2004). «Estimación econométrica del valor de las cuotas lecheras: eficiencia vs tamaño». *Revista Española de Estudios Agrosociales y Pesqueros*, 203:111-128.
- Brümmer, B.; Glauhen, T. y Thijssen, G. (2002). «Decomposition of Productivity Growth Using Distance Functions: The Case of Dairy Farms in Three European Countries». *American Journal of Agricultural Economics*, 84(3):628-644.
- Coelli, T. y Perelman, S. (2001). «Medición de la Eficiencia Técnica en Contextos Multiproducto». En A. Alvarez (coord.) *La medición de la eficiencia y la productividad*, Pirámide, Madrid.
- CONAFE (2004). *Manual de genética básica*. Madrid.
- Calcedo, V. (2002). «Las cuotas lecheras en España: análisis estructural y comparado de los efectos de su gestión». *Economía Agraria y Recursos Naturales*, 2(2):27-52.
- Cuesta, R.A. (2000). «A Production Model with Firm-Specific Temporal Variation in Technical Inefficiency: With Application to Spanish Dairy Farms». *Journal of Productivity Analysis*, 13:139-158.

- Hallam, D. y Machado, F. (1996). «Efficiency Analysis with Panel Data: A Study of Portuguese Dairy Farms». *European Review of Agricultural Economics*, 20:79-93.
- Hsiao, C. (1986). *Analysis of Panel Data*. Cambridge University Press.
- Kumbhakar, S.C. y Lovell, C.A.K. (2000). *Stochastic Frontier Analysis*. Cambridge University Press.
- Miguel Domínguez, J.C. de; Pérez, T. y Rodríguez, X.A. (2003). «Cálculo del valor de la cuota láctea en las explotaciones de leche gallegas». *Economía Agraria y Recursos Naturales*, 3(1):57-70.
- Orea, L., Roibás, D. y Wall, A. (2004). «Choosing the Technical Efficiency Orientation to Analyze Firm's Technology: A Model Selection Test Approach». *Journal of Productivity Analysis*, 22:51-71.
- Pérez, J.A. y Machado, A. (2001). «Evolución económica y análisis de resultados de una muestra de explotaciones lecheras del occidente de Asturias (1993-1998)». *Economía Agraria y Recursos Naturales*, 1(2):43-66.
- Schmidt, P. y Sickles, R. (1984). «Production Frontiers and Panel Data». *Journal of Business and Economic Statistics*, 2(4):367-74.
- Shephard, R. (1953). *Cost and Production Functions*. Princeton University Press.
- Tauer, L. y Stefanides, Z. (1998). «Success in Maximizing Profits and Reasons for Profit Deviation on Dairy Farms». *Applied Economics*, 30:151-156.

Anexo 1. Evolución de la calidad de la leche recogida en Asturias

	Células Somáticas (000 /ml)	Calidad Bacteriológica (000 ufc/ml)*	Proteína %	Grasa %
1995	419	214	3,06	3,60
1996	380	177	3,06	3,68
1997	371	117	3,02	3,66
1998	354	94	3,04	3,68
1999	318	87	3,05	3,68
2000	296	87	3,11	3,75
2001	307	55	3,10	3,77
2002	331	54	3,10	3,73

Fuente: Laboratorio Interprofesional Lechero y Agroalimentario de Asturias).

* UFC = Unidades Formadoras de Colonias.