

## Investigación

# CAMBIO TECNOLÓGICO Y EFICIENCIA TÉCNICA EN PREDIOS LECHEROS DE TRES PAÍSES DEL CONO SUR

**Technological change and technical efficiency for dairy farms in three Southern Cone countries**

**Boris E. Bravo-Ureta<sup>1</sup>, Víctor H. Moreira<sup>2\*</sup>, Amilcar A. Arzubi<sup>3</sup>, Ernesto D. Schilder<sup>4</sup>, Jorge Álvarez<sup>5</sup>  
y Carlos Molina<sup>5</sup>**

## ABSTRACT

The progressive liberalization of agricultural markets along with the threat that imported products can pose on local producers, reveal the importance of productivity growth as a mechanism to improve competitiveness. Technical efficiency measurement is the most studied component of productivity because it can help to generate valuable information for policy formulation and farm level decisions focused on the improvement of farm performance. This study uses unbalanced panel data sets for dairy farms from Argentina, Chile and Uruguay, to estimate stochastic production frontier models. These frontiers are then used to estimate returns to scale, technological change and technical efficiency. All estimations are based on the Battese and Coelli model, which is widely used in empirical productivity studies. The models for all three countries exhibit increasing returns to scale, which suggests that the dairy farms in the samples are operating at a sub-optimal size. The average annual rate of technological change for Argentina was 0.9%, for Chile was 2.6% and for Uruguay was 6.9%, while the average technical efficiency was 87.0%, 84.9% and 81.1%, respectively.

**Keywords:** stochastic frontiers, dairy farms, Argentina, Chile, Uruguay.

## RESUMEN

---

<sup>1</sup> Universidad de Connecticut, Departamento de Economía Agraria y de los Recursos, Storrs, 06269, Connecticut, USA. E-mail: boris.bravoureta@uconn.edu.

<sup>2</sup> Universidad Austral de Chile, Instituto de Economía Agraria, Campus Isla Teja, Valdivia, Chile. E-mail: vmoreira@uach.cl. \*Autor para correspondencia.

<sup>3</sup> Universidad Nacional de Lomas de Zamora, Facultad de Ciencias Agrarias, Ruta Provincial 4, kilómetro 2, (1836) Llavallol, Buenos Aires, Argentina.

<sup>4</sup> Instituto Nacional de Tecnología Agropecuaria (INTA), Dirección Nacional, Rivadavia 1439 (1033), Buenos Aires, Argentina.

<sup>5</sup> Universidad de la República, Facultad de Agronomía, Av. 18 de Julio 1968, Montevideo, Uruguay.

Recibido: 11 octubre 2007.

Aceptado: 06 marzo 2008.

La liberalización progresiva de los mercados agrícolas, junto a la amenaza que implica para productores nacionales la competencia de productos importados, dejan en claro la relevancia del incremento en la productividad como un elemento para mejorar la competitividad. La medición de la eficiencia técnica es uno de los componentes de la productividad más estudiados, debido a la importancia de proporcionar información valiosa al momento de formular políticas y tomar decisiones destinadas a mejorar la administración predial. Este trabajo utiliza datos de panel desbalanceados de predios lecheros provenientes de Argentina, Chile y Uruguay, para estimar fronteras estocásticas de producción. Luego estas fronteras se usaron para analizar economías de tamaño, tasas de cambio tecnológico y eficiencia técnica. En todas las estimaciones se empleó el modelo de Battese y Coelli, ampliamente usado en la literatura de productividad. Los modelos para los tres países exhiben economías de escala crecientes, lo que implica que los predios en las muestras operan a un tamaño sub-óptimo. La tasa promedio anual de cambio tecnológico fue 0,9% para Argentina, 2,6% para Chile y 6,9% para Uruguay mientras que la eficiencia técnica media fue igual a 87,0%, 84,9% y 81,1%, respectivamente.

**Palabras clave:** fronteras estocásticas, predios lecheros, Argentina, Chile, Uruguay.

## INTRODUCCIÓN

A partir de la ronda de Uruguay de la Organización Mundial del Comercio (OMC) iniciada el año 1997, la liberalización multilateral de los mercados agrícolas ha sido una meta importante, la cual se ha visto reforzada por la disminución en los niveles de protección arancelaria en varios países (Hanrahan y Schnepf, 2005). Los mismos autores señalan que otro elemento que ayudó a proyectar un escenario de creciente liberalización en los mercados agrícolas es el papel protagónico que jugó este sector en la fallida Ronda de Doha, Qatar, la cual comenzó el año 2001. Esta apertura comercial ha llevado a un incremento en la competencia de productos importados en diversos mercados, y se espera que nuevos productos agrícolas se incorporen a este proceso de liberalización. En este nuevo escenario, el sector lechero juega un papel muy importante en todas las discusiones sobre liberalización de mercados, fundamentalmente por el alto nivel de protección que tiene en muchos países, y porque además se espera que el sector lácteo experimente una fuerte expansión en el mundo, especialmente en Asia, Norte de África, Cercano Oriente, Centro América y en la Federación Rusa en Europa (FAO, 2003; Blayney y Gehlhar, 2005; European Commission, 2005).

La progresiva liberalización de los mercados agrícolas, y la amenaza que puede significar para productores locales la competencia de productos importados, revela la importancia del mejoramiento en la productividad como un factor clave para contrarrestar las presiones de países que puedan presentar una mayor competitividad (Pinstrup-Andersen, 2002; Ruttan, 2002). Un ejemplo que ilustra este proceso es el caso de Nueva Zelanda, donde el desmantelamiento unilateral de los subsidios a la agricultura ha sido acompañado de incrementos significativos en la eficiencia predial y en la productividad total de los factores a nivel nacional (Sandrey y Scobie, 1994; Evans *et al.*, 1996; Paul *et al.*, 2000; ABARE, 2006). Hoy, Nueva Zelanda es el mayor exportador de productos lácteos en el mundo (Blayney y Gehlhar, 2005).

Para lograr incrementos significativos en la productividad y competitividad se requieren políticas económicas que incentiven la adopción de nuevas tecnologías, y de medidas que promuevan el uso eficiente de las tecnologías existentes. Además, es necesario que gestores de políticas, productores y extensionistas dispongan de estudios empíricos que les permitan dilucidar el efecto de los diferentes factores que influyen en el crecimiento de la productividad (Russell y Young, 1983; Kalirajan, 1984). A pesar de la importancia de este tema, existen muy pocos estudios especializados que consideren el caso de los países del Cono Sur de América. Por lo tanto, el objetivo de este trabajo fue analizar el nivel de eficiencia técnica (ET) a nivel microeconómico (predial), considerando muestras de predios lecheros de Argentina, Chile y Uruguay. También se analizó el cambio tecnológico (CT) y economías de tamaño (EDT) para las tres muestras.

## **MATERIALES Y MÉTODOS**

### **Frontera estocástica de producción**

Para conseguir los objetivos propuestos, se estimaron fronteras estocásticas de producción (FEP) utilizando datos de panel desbalanceados. Los modelos de frontera se pueden clasificar en dos tipos básicos: paramétricos y no-paramétricos. Las fronteras paramétricas requieren la especificación de una forma funcional particular y pueden clasificarse en determinísticas y estocásticas. El modelo determinístico asume que cualquier desviación de la frontera se debe a ineficiencia, mientras que el estocástico incorpora el ruido estadístico. De esta manera, en las fronteras determinísticas cualquier error de medición y cualquier otra fuente de variación estocástica en la variable dependiente se atribuye a ineficiencia, haciendo que las estimaciones de ET sean sensibles a valores extremos (Greene, 1993). Por su parte, la FEP resuelve el problema de valores extremos incorporando un error compuesto con un término simétrico de dos colas y un componente de una cola. Este último refleja la ineficiencia mientras que el error de dos colas captura los efectos aleatorios fuera del control de la unidad de producción.

La frontera de producción utilizada aquí sigue la estructura de Battese y Coelli (1992), la cual ha logrado una gran popularidad en los últimos años. En 1995 estos autores publicaron una extensión del modelo original el cual es típicamente utilizado cuando existen datos que expliquen la variación de la ET (Battese y Coelli, 1995). En el presente estudio, sin embargo, no contamos con la información necesaria para explicar ET.

De acuerdo a Battese y Coelli (1992) la FEP se puede representar como:

$$Y_{it} = \exp(x_{it}\beta + V_{it} - U_{it}) \quad [1]$$

donde  $Y_{it}$  es la producción (output) del  $i$ -ésimo predio en el período de tiempo  $t$ -ésimo;  $x_{it}$  es un vector ( $1 \times K$ ) de insumos y otras variables explicativas para el  $i$ -ésimo predio en el período de tiempo  $t$ -ésimo;  $\beta$  es un vector ( $K \times 1$ ) de los parámetros desconocidos a estimar;  $V_{it}$  es el error aleatorio, el cual se supone tiene una distribución normal con media cero y varianza constante ( $\sigma_v^2$ ), es decir  $V_{it} \sim iid N(0, \sigma_v^2)$ ; y  $U_{it}$  es un error aleatorio no observable y no-negativo, que captura la ineficiencia técnica para el  $i$ -ésimo predio.

Siguiendo a Battese y Coelli (1992),  $U_{it}$  puede ser definido como:

$$U_{it} = \{ \exp[-\eta(t - T)] \} U_i \quad [2]$$

donde  $\eta$  es un escalar desconocido, a ser estimado,  $t$  es el período de tiempo analizado y  $T$  es el número total de períodos. La ET aumenta, permanece constante o disminuye con el tiempo, cuando el valor de  $\eta > 0$ ,  $\eta = 0$  ó  $\eta < 0$ , respectivamente. El término  $U_{it}$  puede tener diferentes especificaciones. Las utilizadas más frecuentemente son la distribución no-negativa de una normal truncada con una media  $\mu$  y una varianza constante ( $U_i \sim iid/N(\mu, \sigma_U^2)$ ) y la distribución semi-normal ( $U_i \sim iid/N(0, \sigma_U^2)$ ). Coelli *et al.* (1998) sugieren que la elección de una distribución más general, tal como la normal truncada, es generalmente preferible. Sin embargo, esto es una cuestión empírica y, en consecuencia, en este trabajo se testeó la distribución normal truncada contra la semi-normal.

La ET para el  $i$ -ésimo predio está dada por:

$$ET = \exp(-U_i) \quad [3]$$

donde  $U$  está especificado en las Ecuaciones [1] y [2]. La ET para cada predio se calcula utilizando la esperanza condicional de  $\exp(-U_i)$ , dado el término de error compuesto ( $V-U$ ) (Jondrow *et al.*, 1982; Battese y Coelli, 1988). Todos estos cálculos se realizaron usando el software FRONTIER 4.1, que entrega estimaciones de máxima verosimilitud para los parámetros del modelo de frontera estocástica (Coelli, 1996). FRONTIER 4.1 es un programa de uso frecuente en estimaciones de fronteras estocásticas

y su distribución es gratuita (Sena, 1999), que no es el caso con otros programas alternativos (e.g., LIMDEP, STATA).

Considerando las especificaciones señaladas más arriba, se testeó la hipótesis nula de que la ineficiencia técnica no está presente en el modelo. Esto es equivalente a decir que  $\gamma = 0$ , teniendo en cuenta que este parámetro corresponde al cociente entre la varianza del error de una cola ( $\sigma_U^2$ ) y la varianza total ( $\sigma_V^2 + \sigma_U^2$ ), es decir  $\gamma = \sigma_U^2 / (\sigma_V^2 + \sigma_U^2)$  y por lo tanto el rango de su valor es entre 0 y 1 (Battese y Corra, 1977). Además se testeó la hipótesis nula de que los efectos de la ineficiencia técnica son invariables en el tiempo ( $H_0: \eta = 0$ ) y que tienen una distribución semi-normal ( $H_0: \mu = 0$ ).

### **Datos y modelo empírico**

Estadísticas descriptivas para los datos utilizados en este análisis se presentan en el **Cuadro 1**. Los datos de Argentina provienen de una muestra de predios lecheros ubicados en la cuenca de Abasto Sur, localizada en la Provincia de Buenos Aires. Estos datos se colectaron por investigadores adscritos a la Universidad de Lomas de Zamora en Buenos Aires, abarcando tres períodos agrícolas (1997-1998, 1999-2000 y 2001-2002), e incluyen 46 predios lecheros con un total de 82 observaciones. Los datos de la muestra chilena provienen de 48 predios de pequeños productores lecheros integrantes del Centro de Gestión de Paillaco, Valdivia, localizados en el sur de este país en las comunas de Paillaco, Los Lagos y Futrono, y comprende los años agrícolas 1996-1997, 1998-1999, 1999-2000, 2000-2001 y 2001-2002, con un total de 92 observaciones. Los datos uruguayos corresponden a una muestra de predios lecheros recolectada por investigadores pertenecientes a la Universidad de la República, en Montevideo, incluyendo cuatro años agrícolas (1999-2000, 2000-2001, 2001-2002 y 2002-2003) y 70 predios lecheros, con un total de 147 observaciones. Claramente se observa que se está frente a paneles de datos desbalanceados.

Todas las variables que reflejan valores monetarios estaban disponibles en dólares nominales para cada período y país. Los dólares nominales se ajustaron al mismo poder adquisitivo de cada país (Argentina, Chile o Uruguay) con respecto a Estados Unidos, utilizando para este efecto el Índice de Precios al Consumidor (IPC) de cada país. Esto se logró multiplicando los dólares nominales por el IPC de EE.UU., y posteriormente dividiendo por el IPC específico de cada país, para cada uno de los períodos considerados. Luego todas las variables ajustadas se convirtieron a dólares reales usando como base el período de julio 2004-junio 2005.

Se estimaron tres FEP separadas, una para cada país, utilizando una especificación translogarítmica (TL). Este modelo se puede representar como:

$$y_{it} = \alpha_0 + \sum_{k=1}^4 \beta_k x_{kit} + \frac{1}{2} \sum_{k=1}^4 \sum_{l=1}^4 \beta_{kl} x_{kit} * x_{lit} + \sum_{k=1}^4 \delta_k x_{kit} * t + \lambda_1 t + \frac{1}{2} \lambda_2 t^2 + V_{it} - U_{it}, \quad [4]$$

donde los subíndices  $k$  representan la  $k$ -ésima variable explicatoria,  $i$  refleja a un predio específico,  $t$  es una variable de tendencia para capturar el CT, y el subíndice  $j$ , que indica el país, es omitido para simplificar la exposición.

La variable dependiente ( $y$ ) es el logaritmo natural de la producción (output) anual de leche por predio, medida en litros. Las variables explicativas, también están expresadas en logaritmos naturales, y son las siguientes: número promedio de vacas por predio lechero ( $CO$ ); trabajo, medido en trabajadores equivalentes ( $LB$ ); alimentos comprados ( $FD$ ), donde se incluyen alimentos concentrados, heno y minerales, más todos los costos asociados con la producción de heno, ensilaje y pasto; y gastos en insumos veterinarios ( $VE$ ). La definición de  $t$  como variable de tendencia que captura el CT se modifica con cada conjunto de datos. De esta forma, el valor de  $t$  para Argentina es 1 = 1997-1998, 3 = 1999-2000, y 5 = 2001-2002; para Chile 1 = 1996-1997, 3 = 1998-1999, 4 = 1999-2000, 5 = 2000-2001, y 6 = 2001-2002; y para Uruguay 1 = 1999-2000, 2 = 2000-2001, 3 = 2001-2002 y 4 = 2002-2003. Los términos aleatorios  $V_{it}$  y  $U_{it}$  son los mismos que ya fueron definidos en las Ecuaciones [1] y [2], y las letras griegas representan los parámetros que deben ser estimados. En el modelo TL todas las variables se expresan como desviaciones de sus medias geométricas, lo que permite interpretar los coeficientes lineales directamente como elasticidades parciales de producción.

## RESULTADOS Y DISCUSIÓN

Diferentes especificaciones de la frontera estocástica se estimaron para los tres países, con el objeto de determinar el modelo más consistente con los datos disponibles. Este análisis preliminar reveló que la forma funcional TL es superior a la Cobb-Douglas, lo que es consistente con la literatura en fronteras de producción (Coelli *et al.*, 2005; Bravo-Ureta *et al.*, 2007). El término que captura la ET sigue una distribución semi-normal, y la ET es estadísticamente significativa y constante en el tiempo. Mayores detalles del procedimiento usado para la selección de modelos y especificaciones de los mismos se puede revisar en Moreira (2006). Por lo tanto, el análisis desarrollado de aquí en adelante, se limitó a los resultados provenientes del modelo con las características predominantes.

En el modelo para Argentina los parámetros lineales fueron altamente significativos con la excepción del coeficiente para la variable de tendencia  $t$  (tiempo). El parámetro para  $t^2$  (tiempo al cuadrado) fue positivo y significativo mientras que el único parámetro significativo para los términos de interacción fue el de  $t$  y  $VE$  (insumos veterinarios) (**Cuadro 2**). El coeficiente para  $CO$  (vacas) fue el más importante entre las elasticidades parciales, lo cual implica que un cambio porcentual en el número de vacas, tendría una mayor influencia en la producción de leche que un cambio similar en cualquier otro insumo. Estos resultados son consistentes con muchos otros estudios, incluyendo a Kumbhakar *et al.* (1991), Arias y Álvarez (1993), Heshmati y Kumbhakar (1994), Ahmad y Bravo-Ureta (1996), Jaforullah y Devlin (1996), Cuesta (2000), Lawson *et al.* (2004a; 2004b), y Moreira *et al.* (2006).

El modelo para Chile también presentó parámetros de primer orden altamente significativos, con la excepción de  $LB$  (trabajo) y  $t$  (**Cuadro 2**). La mayoría de los comentarios hechos para Argentina son también válidos para Chile, a diferencia del parámetro para  $t^2$  que fue negativo y significativo y de los parámetros de interacción entre  $t$  y los otros insumos que no fueron significativos. Los resultados en el **Cuadro 2** también muestran que los parámetros de primer orden para el modelo de Uruguay fueron altamente significativos con la excepción de  $LB$ . El parámetro de  $t^2$  no fue significativo y, como en el caso chileno, ninguno de los parámetros de interacción entre  $t$  y los otros insumos fue significativo.

El coeficiente de la función es el indicador que comúnmente se utiliza para medir economías de tamaño (EDT) en los modelos primales, como es el caso de la FEP que se está empleando aquí. Para el modelo que se presenta en la Ecuación [4] el coeficiente de la función es igual a:

$$EDT = \sum_{k=1}^4 \beta_k + \sum_{k=1}^4 \beta_{kl} * x_{lit} + \sum_{k=1}^4 \delta_k * t \quad [5]$$

Dado que los datos están normalizados por la media geométrica, el coeficiente de la función calculado a

dicha media es igual a la suma de los parámetros lineales ( $EDT = \sum_{k=1}^4 \beta_k = \beta_{CO} + \beta_{LB} + \beta_{FD} + \beta_{VE}$ ). Por

lo tanto, a la media geométrica, las muestras de los tres países revelan la presencia de EDT, siendo la de Argentina la mayor (1,231), luego la de Chile (1,100) y finalmente la de Uruguay (1,068). Para tener una visión más amplia del comportamiento de las EDT, el **Cuadro 3** entrega esta medida para cuatro grupos de diferente tamaño. Los grupos se definieron de acuerdo al número de vacas por cuartil para cada país. Para Chile y Argentina las EDT disminuyeron monótonicamente a medida que el número promedio de vacas subió. Los datos sugieren que la curva de costos medios para Argentina tiene forma de L mientras que para Chile tiene forma de U. En el caso de Uruguay, las EDT aumentaron monótonicamente con el número de vacas, lo que sugiere una curva de costos medios con pendiente negativa.

Otra dimensión importante de la estructura productiva, que se puede analizar a partir de las estimaciones econométricas de una frontera de producción con datos de panel, es el CT. Para el modelo TL en la Ecuación [4] la expresión para el CT es igual a:

$$CT = \sum_{k=1}^4 \delta_k x_{kit} + \lambda_1 + \lambda_{11}t \quad [6]$$

A la media geométrica, la tasa anual de CT fue igual al coeficiente lineal de la variable de tendencia ( $\lambda_1$ ), es decir 0,9, 2,6 y 6,9% para Argentina, Chile y Uruguay, respectivamente. Para dilucidar la variación en el tiempo, el **Cuadro 4** entrega la tasa anual de CT para cada país según la información disponible. De esta forma se observa que en Argentina hay una tasa anual muy baja y negativa entre 1997-1998 y 1998-1999 (-1,1%) la que sube entre el 1999-2000 y el 2000-2001 (2,1%). Para Chile se observa un deterioro claro entre el 1996-1997 y 1997-1998 (5,5%) y el 2000-2001 y 2001-2002 (-4,4%). En el caso de Uruguay se observa una tasa de CT importante durante el período analizado, la que experimenta una baja entre el 1999-2000 y 2000-2001 (11,9%) y el 2000-2001 y 2001-2002 (8,0%), y luego un incremento en el 2001-2002 y 2002-2003 (13,6%).

El **Cuadro 5** muestra las medidas de ET para los predios de cada país. El promedio de ET para Argentina fue de 87,0% con un mínimo igual a 69,1% y un máximo de 97,9%. En el caso de Chile el promedio fue 84,9% con extremos de 64,4 y 94,8%. Para Uruguay, las estadísticas muestran un promedio de 81,1% con una variación entre 49,3 y 97,1%. Varios estudios de predios lecheros que utilizan el modelo de frontera estocástica tienen ET cercanas a los resultados de esta investigación, como lo reporta Moreira (2006).

Es importante destacar que los diferentes indicadores de productividad informados en este trabajo se calcularon para cada país individualmente y con respecto a sus respectivas fronteras de producción, y por lo tanto no son directamente comparables. Para que estos indicadores sean comparables es necesario analizar formalmente si las muestras tienen acceso al mismo nivel de tecnología. Esta idea es la base de la meta-frontera de producción, enfoque desarrollado recientemente por Battese *et al.* (2004) y refinado por O'Donnell *et al.* (2008).

## CONCLUSIONES

Este estudio utilizó datos de panel desbalanceados de predios lecheros provenientes de Argentina, Chile y Uruguay para estimar fronteras estocásticas de producción, y a partir de estas fronteras se evaluaron economías de tamaño, tasas de cambio tecnológico y eficiencia técnica. En análisis preliminar se

evidenció que la forma funcional translogarítmica (TL) es superior a la Cobb-Douglas. El término que captura la eficiencia técnica (ET) sigue una distribución semi-normal, y es estadísticamente significativo y constante en el tiempo, presentando valores medios de 87,0; 84,9 y 81,1% para Argentina, Chile y Uruguay, respectivamente. Este resultado evidencia que los productores lecheros incluidos en la muestra de los tres países podrían incrementar su producción de leche en un 13; 15,1 y 18,9%, respectivamente, sin incrementar el uso de insumos. El cambio tecnológico (CT) promedio fue 0,9% para Argentina, 2,6% para Chile y 6,9% para Uruguay. Finalmente, se apreciaron economías de tamaño crecientes, lo que implica que los predios de las muestras operan a un tamaño sub-óptimo.

### LITERATURA CITADA

- ABARE. 2006. Agricultural economies of Australia & New Zealand, past, present, future. Australian Bureau of Agricultural and Resource Economics. New Zealand Ministry of Agriculture and Forestry. Available at <http://www.maf.govt.nz/mafnet/rural-nz/statistics-and-forecasts/iaae-australia-nz-agriculture/> (Accessed March 2007).
- Ahmad, M., and B.E. Bravo-Ureta. 1996. Technical efficiency measures for dairy farms using panel data: A comparison of alternative model specifications. *J. Prod. Anal.* 7:399-415.
- Arias, C., and A. Álvarez. 1993. Estimación de eficiencia técnica en explotaciones lecheras con datos de panel. *Invest. Agrar. Econ.* 8:101-109.
- Battese, G.E., and T.J. Coelli. 1988. Prediction of firm-level technical efficiencies with a generalized frontier production function and panel data. *J. Econometrics* 38:387-399.
- Battese, G.E., and T.J. Coelli. 1992. Frontier production functions, technical efficiency and panel data: With application to paddy farmers in India. *J. Prod. Anal.* 3:153-169.
- Battese, G.E., and T.J. Coelli. 1995. A model for technical inefficiency effects in a stochastic frontier production function for panel data. *Empir. Econ.* 20:325-332.
- Battese, G.E., and G.S. Corra. 1977. Estimation of a production frontier model: With application to the pastoral zone of Eastern Australia. *Aust. J. Agric. Econ.* 21:169-179.
- Battese, G.E., D.S.P. Rao, and C.J. O'Donnell. 2004. A metafrontier production function for estimation of technical efficiencies and technology gaps for firms operating under different technologies. *J. Prod. Anal.* 21:91-103.
- Blayney, D.P., and M.J. Gehlhar. 2005. U.S. Dairy at a new crossroads in a global setting. *Amber Waves* 3:1-6.
- Bravo-Ureta, B.E., D. Solís, V.H. Moreira, J.F. Maripani, A. Thiam, and T.E. Rivas. 2007. Technical efficiency in farming: A meta-regression analysis. *J. Prod. Anal.* 27:57-72.

- Coelli, T.J. 1996. A guide to Frontier version 4.1: A computer program for stochastic frontier production and cost function estimation. Australia: CEPA Working Paper 96/7, Department of Econometrics, University of New England, Armidale, New South Wales, Australia.
- Coelli, T.J., D.S.P. Rao, and G.E. Battese. 1998. An introduction to efficiency and productivity analysis. 275 p. Springer, New York, USA.
- Coelli, T., D.S.P. Rao, C. O'Donnell, and G. Battese. 2005. An introduction to efficiency and productivity analysis. 349 p. 2<sup>nd</sup> ed. Springer, New York, USA.
- Cuesta, R.A. 2000. A production model with firm-specific temporal variation in technical inefficiency: With application to Spanish dairy farms. *J. Prod. Anal.* 13:139-158.
- European Commission. 2005. Prospects for agricultural markets and income: 2005-2012. European Commission Directorate-General for Agriculture. Available at [http://ec.europa.eu/agriculture/publi/caprep/prospects2005/index\\_en.htm](http://ec.europa.eu/agriculture/publi/caprep/prospects2005/index_en.htm) (Accessed March 2007).
- Evans, L., A. Grimes, B. Wilkinson, and D. Teece. 1996. Economic reform in New Zealand 1984-95: The pursuit of efficiency. *J. Econ. Lit.* 34:1856-1902.
- FAO. 2003. World agriculture: Towards 2015/2030 an FAO perspective. FAO Corporate document repository. Available at <http://www.fao.org/docrep/005/y4252e/y4252e00.htm> (Accessed April 2007).
- Greene, W.H. 1993. The econometric approach to efficiency analysis. p. 67-119. *In* Fried, H.O., C.A.K. Lovell, and S.S. Schmidt (eds.) *The measurement of productive efficiency*. Oxford University Press, New York, USA.
- Hanrahan, C., and R. Schnepf. 2005. WTO Doha round: Agricultural negotiating proposals. The Library of Congress. Available at <http://fpc.state.gov/documents/organization/57217.pdf> (Accessed December 2006).
- Heshmati, A., and S.C. Kumbhakar. 1994. Farm heterogeneity and technical efficiency: Some results from Swedish dairy farms. *J. Prod. Anal.* 5:45-61.
- Jaforullah, M., and N.J. Devlin. 1996. Technical efficiency in the New Zealand dairy industry: A frontier production function approach. *N.Z. Econ. Pap.* 30:1-17.
- Jondrow, J., C.A.K. Lovell, I.S. Materov, and P. Schmidt. 1982. On the estimation of technical inefficiency in the stochastic frontier production function model. *J. Econometrics* 19:233-238.
- Kalirajan, K.P. 1984. Farm-specific technical efficiencies and development policies. *J. Econ. Stud.* 11:3-13.
- Kumbhakar, S.C., S. Ghosh, and J.T. McGuckin. 1991. A generalized production frontier approach for estimating determinants of inefficiency in U.S. Dairy farms. *J. Bus. Econ. Stat.* 9:279-286.

- Lawson, L.G., J.F. Agger, M. Lund, and T.J. Coelli. 2004a. Lameness, metabolic and digestive disorders, and technical efficiency in Danish dairy herds: A stochastic frontier production function approach. *Livest. Prod. Sci.* 91:157-172.
- Lawson, L.G., J. Bruun, T.J. Coelli, J.F. Agger, and M. Lund. 2004b. Relationships of efficiency to reproductive disorders in Danish milk production: A stochastic frontier analysis. *J. Dairy Sci.* 87:212-224.
- Moreira, V.H. 2006. Dairy farm technical efficiency and milk total factor productivity growth in three South American countries. 162 p. Ph.D. Dissertation. University of Connecticut, Storrs, Connecticut, USA.
- Moreira, V.H., B.E. Bravo-Ureta, B.L. Carrillo, and J.A. Vásquez. 2006. Technical efficiency measures for small dairy farms in Southern Chile: A stochastic frontier analysis with unbalanced panel data. *Arch. Med. Vet.* 38:25-32.
- O'Donnell, C.J., D.S.P. Rao, and G.E. Battese. 2008. Metafrontier frameworks for the study of firm-level efficiencies and technology ratios. *Empir. Econ.* 34:231-255.
- Paul, C.J.M., W.E. Johnston, and G.A.G. Frengley. 2000. Efficiency in New Zealand sheep and beef farming: The impacts of regulatory reform. *Rev. Econ. Stat.* 82:325-337.
- Pinstrup-Andersen, P. 2002. Food and agricultural policy for a globalizing world: Preparing for the future. *Am. J. Agric. Econ.* 84:1201-1214.
- Russell, N.P., and T. Young. 1983. Frontier production functions and the measurement of technical efficiency. *J. Agric. Econ.* 34:139-150.
- Ruttan, V.W. 2002. Productivity growth in world agriculture: Sources and constraints. *J. Econ. Perspect.* 16:161-184.
- Sandrey, R.A., and G.M. Scobie. 1994. Changing international competitiveness and trade: Recent experience in New Zealand agriculture. *Am. J. Agr. Econ.* 76:1041-1046.
- Sena, V. 1999. Stochastic frontier estimation: A review of the software options. *J. Appl. Econ.* 14:579-586.

**Cuadro 1. Estadísticas descriptivas de predios lecheros de Argentina, Chile y Uruguay.**  
**Table 1. Descriptive statistics of dairy farm data for Argentina, Chile and Uruguay.**

País/Variable	Promedio general	Promedio por período				
		1997-1998	1999-2000	2001-2002		
<b>Argentina</b>						
Leche, L año <sup>-1</sup>	1.028.372	1.064.015	980.191	1.019.305		
DE <sup>a</sup>	523.977	521.096	575.399	501.568		
Vacas, número año <sup>-1</sup>	160	151	159	174		
DE	72	63	76	80		
Mano de obra, equiv.-hombre	4,6	5,0	4,3	4,2		
DE	1,8	2,0	1,5	1,6		
Gasto alimentación, US\$ año <sup>-1b</sup>	110.387	145.721	108.919	64.006		
DE	67.724	69.786	63.874	31.406		
Gastos veterinarios, US\$ año <sup>-1</sup>	11.634	14.028	12.900	7.389		
DE	7.364	7.938	7.824	3.593		
Número de predios <sup>c</sup>	82	35	21	26		
<b>Chile</b>						
		<b>1996-1997</b>	<b>1998-1999</b>	<b>1999-2000</b>	<b>2000-2001</b>	<b>2001-2002</b>
Leche, L año <sup>-1</sup>	55.010	33.016	45.000	56.810	84.285	95.469
DE	47.929	20.677	39.759	44.098	57.600	69.135
Vacas, número año <sup>-1</sup>	25	21	24	27	29	31
DE	15	10	14	20	13	17
Mano de obra, equival.-hombre	3,3	3,9	3,6	3,2	2,2	2,5
DE	2,3	1,4	3,2	1,9	0,4	1,2
Gasto alimentación, US\$ año <sup>-1b</sup>	3.214	2.063	1.837	2.919	3.806	9.388
DE	3.896	1.174	1.772	3.167	2.362	7.214
Gastos veterinarios, US\$ año <sup>-1</sup>	316	287	187	337	510	544
DE	299	180	206	224	416	471
Número de predios	92	20	33	18	10	11
<b>Uruguay</b>						
		<b>1999-2000</b>	<b>2000-2001</b>	<b>2001-2002</b>	<b>2002-2003</b>	
Leche, L año <sup>-1</sup>	848.321	875.259	739.653	914.308	892.313	
DE	655.832	537.802	615.381	699.623	833.278	
Vacas, número año <sup>-1</sup>	213	206	188	233	235	
DE	153	131	134	169	192	
Mano de obra, equivalen.-hombre	5,1	5,3	4,8	5,3	5,3	
DE	2,6	2,3	2,6	2,6	3,1	
Gasto alimentación, US\$ año <sup>-1b</sup>	63.588	88.892	57.634	55.849	42.771	
DE	56.189	63.690	52.515	51.409	41.932	
Gastos veterinarios, US\$ año <sup>-1</sup>	15.542	19.606	13.801	16.058	10.944	
DE	11.447	11.282	10.928	10.905	11.641	
Número de predios	147	42	43	37	25	

<sup>a</sup> DE: desviación estándar; <sup>b</sup> US\$, el año de referencia es julio 2004-junio 2005 ó 2004-2005; <sup>c</sup> Corresponde al total de predios.

**Cuadro 2. Parámetros estimados para las fronteras de producción translogarítmica de predios lecheros de Argentina, Chile y Uruguay<sup>a</sup>.**

**Table 2. Parameter estimates for translog production frontiers of dairy farms in Argentina, Chile and Uruguay<sup>a</sup>.**

	Argentina		Chile		Uruguay	
Const.	0,012	<i>0,034<sup>b</sup></i>	0,173 **	<i>0,081</i>	0,268 ***	<i>0,048</i>
CO	0,774 ***	<i>0,055</i>	0,488 ***	<i>0,096</i>	0,554 ***	<i>0,084</i>
LB	0,193 ***	<i>0,047</i>	0,195 *	<i>0,150</i>	0,103	<i>0,093</i>
FD	0,115 ***	<i>0,042</i>	0,289 ***	<i>0,055</i>	0,232 ***	<i>0,059</i>
VE	0,149 ***	<i>0,045</i>	0,128 ***	<i>0,042</i>	0,179 ***	<i>0,052</i>
t	0,009	<i>0,012</i>	0,026	<i>0,026</i>	0,069 ***	<i>0,022</i>
CO <sup>2</sup>	0,116	<i>0,146</i>	0,031	<i>0,177</i>	-0,307	<i>0,226</i>
LB <sup>2</sup>	0,144	<i>0,113</i>	0,176	<i>0,171</i>	0,017	<i>0,294</i>
FD <sup>2</sup>	0,134 **	<i>0,058</i>	0,015 **	<i>0,007</i>	0,074	<i>0,085</i>
VE <sup>2</sup>	0,003	<i>0,007</i>	0,005	<i>0,005</i>	-0,118 **	<i>0,057</i>
t <sup>2</sup>	0,037 ***	<i>0,008</i>	-0,057 ***	<i>0,017</i>	0,005	<i>0,021</i>
CO*LB	-0,334 *	<i>0,201</i>	-0,362	<i>0,342</i>	0,364	<i>0,422</i>
CO*FD	-0,061	<i>0,088</i>	-0,031	<i>0,126</i>	0,076	<i>0,202</i>
CO*VE	-0,024	<i>0,123</i>	0,017	<i>0,100</i>	0,230	<i>0,218</i>
CO*t	-0,057	<i>0,039</i>	-0,014	<i>0,077</i>	0,103	<i>0,104</i>
LB*FD	-0,030	<i>0,095</i>	-0,056	<i>0,161</i>	-0,222	<i>0,253</i>
LB*VE	0,043	<i>0,138</i>	0,089	<i>0,145</i>	0,012	<i>0,231</i>
LB*t	0,033	<i>0,040</i>	-0,059	<i>0,092</i>	-0,157	<i>0,108</i>
LB*VE	-0,025	<i>0,082</i>	0,038	<i>0,057</i>	-0,103	<i>0,136</i>
FD*t	0,008	<i>0,026</i>	0,012	<i>0,040</i>	0,067	<i>0,054</i>
VE*t	0,073 ***	<i>0,023</i>	0,029	<i>0,039</i>	-0,054	<i>0,064</i>
FC	1,231		1,100		1,068	
LLF	67,193		0,288		54,194	
σ <sup>2</sup>	0,036 ***	<i>0,011</i>	0,092 ***	<i>0,028</i>	0,090 ***	<i>0,028</i>
γ	0,860 ***	<i>0,064</i>	0,512 ***	<i>0,201</i>	0,844 ***	<i>0,073</i>

\*\*\* 1% de nivel de significancia, \*\* 5% de nivel de significancia, \*10% de nivel de significancia.

<sup>a</sup> Argentina: 46 predios y 82 observaciones; Chile: 48 predios y 92 observaciones; Uruguay: 70 predios y 147 observaciones; <sup>b</sup> Error estándar en cursiva.

CO: número de vacas; LB: mano de obra; FD: costo en alimentación; VE: gastos en insumos veterinarios; t: tiempo; FC: coeficiente de la función; LLF: log-likelihood; σ<sup>2</sup>: sigma al cuadrado; γ: parámetro gamma.

**Cuadro 3. Economías de tamaño (EDT) de predios lecheros en Argentina, Chile y Uruguay.**  
**Table 3. Economies of scale (EDT) of Argentinean, Chilean and Uruguayan dairy farms.**

	Argentina	Chile	Uruguay
	-----N° de vacas-----		
Primer cuartil	1,436	1,383	0,733
Segundo cuartil	1,228	1,123	1,040
Tercer cuartil	1,185	1,040	1,174
Cuarto cuartil	1,014	0,876	1,363
<b>Media geométrica</b>	<b>1,231</b>	<b>1,100</b>	<b>1,068</b>

**Cuadro 4. Tasas de cambio tecnológico (CT) para predios lecheros en Argentina, Chile y Uruguay.**  
**Table 4. Technological change (CT) for Argentinean, Chilean and Uruguayan dairy farms.**

	Argentina <sup>a</sup>	Chile <sup>b</sup>	Uruguay <sup>c</sup>
	----- % -----		
1996-1997 a 1997-1998	nd <sup>d</sup>	5,5	nd
1997-1998 a 1998-1999	-1,1	5,5 <sup>e</sup>	nd
1998-1999 a 1999-2000	-1,1 <sup>e</sup>	3,1	nd
1999-2000 a 2000-2001	2,1	-0,1	11,9
2000-2001 a 2001-2002	2,1 <sup>e</sup>	-4,4	8,0
2001-2002 a 2002-2003	nd	nd	13,6
<b>Media geométrica</b>	<b>0,9</b>	<b>2,6</b>	<b>6,9</b>

<sup>a</sup> Año base para Argentina es 1997-1998; <sup>b</sup> Año base para Chile es 1996-1997; <sup>c</sup> Año base para Uruguay es 1999-2000; <sup>d</sup> nd: no disponible; <sup>e</sup> Se usó el resultado del período anterior debido a falta de información.

**Cuadro 5. Eficiencia técnica (ET) de predios lecheros en Argentina, Chile y Uruguay.**  
**Table 5. Technical efficiency (ET) of Argentinean, Chilean and Uruguayan dairy farms.**

	<b>Promedio</b>	<b>Desviación estándar</b>	<b>Mínimo</b>	<b>Máximo</b>
	%			
Argentina	87,0	7,6	69,1	97,9
Chile	84,9	6,7	64,4	94,8
Uruguay	81,1	10,9	49,3	97,1