

Estimación de eficiencia económica de los sistemas lecheros pampeanos

SEPTIEMBRE 2016

Categoría: Trabajo de investigación

Pace Guerrero, Ignacio Raul¹

pace.ignacio@inta.gob.ar
Tel: (011) 15-68062341
Rivadavia 1250 2º piso
CABA, Argentina

Gastaldi, Laura Beatriz²

gastaldi.laura@inta.gob.ar
Tel: (011) 15-60598234
Ruta 34 Km. 227
Rafaela, Argentina

1 Instituto de Economía - INTA.
2 EEA Rafaela - INTA.

Estimación de eficiencia económica de los sistemas lecheros pampeanos

Resumen

El objetivo del trabajo es la estimación de la eficiencia en la producción lechera de la región pampeana de Argentina. Para ello, se estiman fronteras estocásticas de producción y costos, con información climática, de donde se obtienen la eficiencia técnica y económica. Finalmente, se calcula la eficiencia asignativa. Se utilizan datos de panel de 86 tambos de la región pampeana para los ejercicios productivos 2012/3 y 2014/5. Los resultados muestran una eficiencia de costos similar para ambos períodos (0,865) mientras que la eficiencia técnica decreció de 0,88 a 0,87. Por último, la eficiencia asignativa se encuentran cercana a la unidad.

Palabras claves: eficiencia técnica y económica; fronteras estocásticas; producción lechera.

Abstract

The aim for this paper is the estimation of the efficiency in the milk production in the pampean region of Argentina. For this purpose, stochastic frontiers of production and costs are estimated with climatic information, hence technical and economic efficiency is obtained. Finally, the allocative efficiency is calculated. Panel data of 86 dairy farms of the region is used for the productive periods 2012/3 and 2014/5. The results show similar cost efficiency for both periods (0.865) while the technical efficiency decreased from 0.88 to 0.87. In conclusion, the allocative efficiency is close to the unit.

Key words: economic and technical efficiency; stochastic frontier; milk production.

Clasificación Temática Orientativa:

Economía de la producción, demanda y oferta de alimentos.

Estimación de eficiencia económica de los sistemas lecheros pampeanos.

1. Introducción

La lechería en Argentina exhibe desde el año 2011 un aparente estancamiento productivo en torno a los 11.000 millones de litros de leche anuales (aproximadamente 2700 litros diarios por establecimiento, datos de la Subsecretaría de Lechería del Ministerio de Agroindustria). Por su parte, la cantidad de tambos que componen el eslabón primario se ha mantenido relativamente estable, variando entre 11.282 establecimientos en el año 2011 (Sánchez *et al.*, 2012) y 11.250 unidades productivas estimadas para fines de 2015³. El magro crecimiento de la lechería argentina entre 2011 y 2015 (0,25% acumulativo anual) se produjo en un contexto de buenos precios relativos entre la leche y un insumo clave como el maíz, cuya relación promedio fue 2,41 kg de grano por litro (2,20 kg por litro promedio 2005-2014, según datos de la Funpel).

En este escenario, parecería que los problemas de crecimiento de la lechería nacional están vinculados con el desempeño de los tambos, los cuales tienen inconvenientes para incrementar su nivel de producción aún en condiciones económicas propicias. Adicionalmente, la producción lechera pudo verse afectada por el factor climático. De hecho, la primavera de 2012 y el otoño de 2015 se vieron afectadas por eventos de lluvias muy abundantes en algunas cuencas lecheras del país.

La situación productiva actual del sector señala la necesidad de explorar el desempeño, productivo y económico, de nuestros sistemas lecheros. Este tipo de análisis puede realizarse a través del estudio de sus niveles de eficiencia relativos. La eficiencia técnica, y en mejor medida la eficiencia económica, resultan útiles para aproximar el grado de competitividad de los sistemas productivos y determinar los planteos técnicos más sostenibles. Adicionalmente, podrían servir para hacer evaluaciones comparativas de nuestro sector primario lechero respecto al de otros países que participan en el mercado mundial de lácteos.

En la literatura se diferencian tres conceptos de eficiencia. El primero, la eficiencia técnica que mide la habilidad de los productores para obtener un determinado nivel de producción a partir de la combinación de los recursos disponibles. El segundo, la eficiencia asignativa, que mide la habilidad para elegir la combinación de insumos dados los precios relativos. El tercero, la eficiencia económica que engloba las dos anteriores.

El objetivo del presente trabajo es la medición de eficiencia en la producción lechera en la región pampeana argentina, identificando las componentes técnica, asignativa y económica. Para ello, se estiman fronteras estocásticas de producción y costos que permiten la obtención de la eficiencia técnica y económica respectivamente. Finalmente, se calcula por diferencia la componente asignativa.

Para el sector lechero argentino existen varios antecedentes de estimación de eficiencia técnica a partir de los modelos clásicos de fronteras estocásticas, tales como Schilder y Bravo Ureta (1993), Moreira *et al.* (2004), Arzubi y Schilder (2006), Gastaldi *et al.* (2007), Gallacher (2011), Gallacher y Lema (2014), entre otros. Sin embargo, no hay trabajos que estimen las tres medidas de eficiencia. Además, se intenta incorporar factores climáticos,

³ Calculado en base a la relación entre la producción nacional y la producción diaria por tambo en 2015, según datos de Sistema de Pago por Calidad.

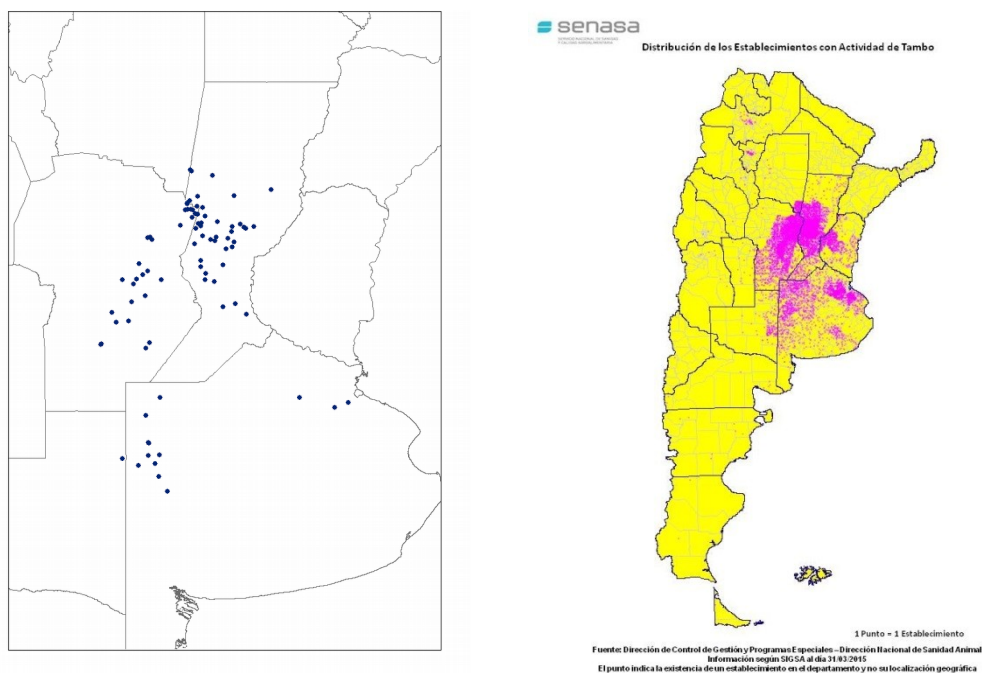
variable de control que, a pesar de su relevancia en el sector, no es muy utilizada en este tipo de estudios, principalmente, debido a la dificultad en su medición.

El trabajo se organiza de la siguiente manera, en la sección 2 se realiza una descripción de los datos a utilizar. En la sección 3 se presentan la metodología de fronteras estocásticas, incorporando una subsección que detalla los modelos de producción no tradicionales que se emplearán. Los principales resultados se encuentran en la sección 4 y se finaliza, en la sección 5, con las principales conclusiones.

2. Datos

Los datos utilizados corresponden a 86 establecimientos lecheros de la región pampeana, obtenidos de la encuesta sectorial de INTA⁴ (Gastaldi *et al.*, 2015). Esta encuesta contiene información técnica-productiva y económica de los ejercicios productivos 2012-2013 y 2014-2015. En la Figura 1 (panel izquierdo) se presenta la distribución geográfica de los tambos que integran la muestra, donde el 47% de los casos se ubican en la provincia de Santa Fe, el 35% en la provincia de Córdoba y el 19% restante en Bs As⁵. El tamaño de la muestra representa el 1% de la población, con una distribución por provincia acorde a la poblacional (Figura 1, panel derecho).

Figura 1. Distribución geográfica de los establecimientos lecheros. Total país (mapa de la derecha), muestra (mapa de la izquierda).



En el Cuadro 1 se presentan las principales características de los tambos por ejercicio productivo. Comparativamente, entre las campañas analizadas no se observaron diferencias de la superficie destinada a la actividad lechera, pero si se registró un aumento en el tamaño promedio del rodeo que pasó de 182 vacas totales a un stock de 193 cabezas. También

4 Desarrolladas en el marco del Proyecto de Sustentabilidad de los Sistemas de Producción de Leche Bovina PNPA 1126043.

5 Existe un caso localizado en la provincia de La Pampa que fue asignado a la provincia de Bs As por la distancia y sus características.

aumentó el nivel de suplementación, estrategia posiblemente implementada para mantener la producción de leche por vaca. La mayor carga se vio reflejada en un aumento de la producción diaria promedio que creció de 2930 litros a un total de 3150 litros (3,7% acumulado anual).

Cuadro 1: Valores promedios para los ejercicios 2012/3 y 2014/5 (N=86).

Variables	2012-2013	2014-2015
Educación universitaria del empresario (% casos)	28%	
Superficie establecimiento tambero (ha tambo)	207 (21 - 800)	219 (34 - 990)
Superficie propia (% ha tambo)	53%	47%
Superficie destinada a vacas adultas (ha VT)	140 (21 - 405)	143 (12 - 450)
Pasturas perennes (% ha VT)	52%	50%
Existencias de vacas adultas (cabezas)	182 (28 - 540)	193 (29 - 705)
Existencias de vacas en ordeño (cabezas VO)	148 (24 - 450)	157 (25 - 556)
Producción anual de leche (litros)	2930 (439 - 11773)	3150 (420 - 15079)
Producción individual (litros/día/VO)	19.2 (8.8 - 30.2)	19.3 (9.3 - 27.5)
Suplementación con concentrados (kg MS/día/VO)	6.1	6.6
Suplementación con conservados (kg MS/día/VO)	6.2	6.7
Trabajo de ordeño (equivalente hombre)	1.7	1.9
Trabajo de ordeño propietario (% casos)	8%	10%
Asesoramiento agronómico permanente (% casos)	64%	55%
Inseminación artificial total o parcial (% casos)	69%	70%
Control lechero (% casos)	70%	71%
Sala de ordeño con fosa (% casos)	86%	87%
Sombra artificial en corral de espera (% casos)	50%	48%

* Valores mínimos y máximos entre paréntesis.

* VO: Vacas en ordeño. MS: Materia Seca.

Los datos técnicos-productivos se complementaron con información de lluvias trimestrales obtenidos para cada establecimiento lechero mediante el producto TRMM (“Tropical Rainfall Measuring Mission”). Los productos TRMM son estimadores del acumulado de precipitaciones (mm) y son estimados por la Administración Nacional de la Aeronáutica y del Espacio - NASA (<http://pmm.nasa.gov>). En el Cuadro 2 se presenta una descripción del régimen pluviométrico normal (valores históricos para el periodo 1998-2015) y el correspondiente a los ejercicios 2012-2013 y 2014-2015⁶. En el primer período, las lluvias de invierno y primavera fueron superiores a la media histórica mientras que el verano resultó seco. La campaña 2014-2015 fue similar a lo normal.

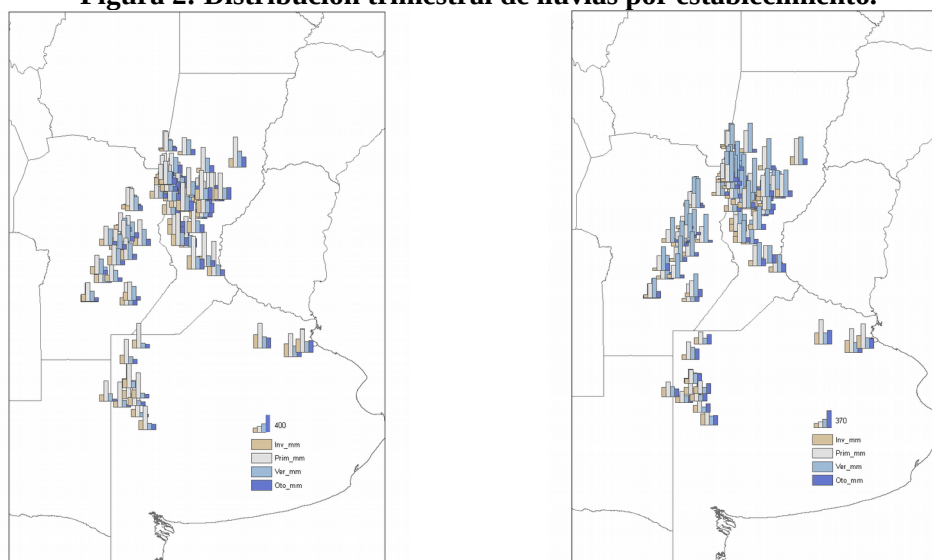
Cuadro 2: Promedio y rango de las lluvias acumuladas por trimestre.

Variables	Histórico	2012/3	2014/5
Pp. invierno: jul/ago/set (mm)	104 (58 - 231)	191 (52 - 314)	113 (61 - 323)
Pp. primavera: oct/nov/dic (mm)	358 (293 - 423)	569 (382 - 792)	377 (244 - 593)
Pp. Verano: ene/feb/mar (mm)	423 (274 - 497)	277 (104 - 389)	506 (119 - 733)
Pp. otoño: abr/may/jun (mm)	166 (93 - 263)	158 (53 - 274)	118 (44 - 300)

⁶ Ambos ejercicios productivos se miden desde Julio a Junio del año próximo.

La Figura 2 expone el comportamiento de las lluvias en cada establecimiento lechero y para cada período, donde el panel de la izquierda (2a) corresponde al ejercicio 2012/3 y el de la derecha (2b) al 2014/5.

Figura 2: Distribución trimestral de lluvias por establecimiento.



Panel 2a: Ejercicio 2012-2013

Panel 2b: Ejercicio 2014-2015

Finalmente, la información de precios necesaria para la estimación de las funciones de costos no se encuentra relevada directamente en estas encuestas. Por ello, se deben construir los precios de los diferentes insumos, para lo cual se emplean los métodos tradicionales para el sector. A continuación se detalla la forma de cálculo de cada uno de ellos:

- Precio tierra: se valorizó considerando el costo de oportunidad de la superficie destinada a las vacas adultas. Para ello se prorrateó el valor del alquiler y el costo de oportunidad de la tierra propia (2,5% valor de la tierra) por la cantidad de hectáreas según su forma de tenencia.
- Precio de la mano de obra: se estimó a partir del porcentaje del ingreso por venta de leche que perciben los tamberos y/o el salario declarado (de acuerdo a la situación de cada tambo).
- Precio del forraje: corresponde a los gastos de implantación y protección de las pasturas y verdeos, y se expresa en pesos por hectárea.
- Precio de las reservas: Es el costo del kilo de materia seca del forraje conservado, que incluye silaje y heno. Se estableció teniendo en cuenta los gastos de implantación y confección y la producción obtenida por hectárea.

- Precio del alimento concentrado: es el precio unitario del alimento concentrado declarado por los productores entrevistados.
- Precio de la vaca: está medido como el costo de oportunidad de la vaca en ordeño. El rodeo se valorizó teniendo en cuenta su nivel productivo en litros de leche y el precio de leche cobrado. Esta relación permitió determinar un valor de referencia de la hacienda, cuyo costo de oportunidad se valorizó considerando una tasa del 8% (Frank R, 1980).

Todas las variables monetarias (los precios estimados y el costo total de producción) fueron expresados en valores de Julio del 2015 (fin del segundo ejercicio productivo), para lo que se empleó el índice de precios de materias primas elaborado por el INDEC. En el Cuadro 3 se presentan los valores promedios de los precios para cada ejercicio productivo (a precios corrientes).

Cuadro 3: Precios promedios para los ejercicios 2012/3 y 2014/5 (N=86). Precios a valores corrientes.

Variables	Promedio	
	2012-2013	2014-2015
Costo total	\$1161679	\$1904356
Precio de la leche (\$/litro)	\$1.74	\$3.16
Costo de oportunidad de la tierra (\$/ha/año)	\$1,636	\$1,957
Precio de la mano de obra (\$/Eq hombre)	\$145,431	\$230,282
Precio del forraje (\$ implantación/ha)	\$605	\$1,411
Precio de las reservas (\$/kg)	\$0.31	\$0.79
Precio del concentrado (\$/kg)	\$1.29	\$1.52
Costo de oportunidad de vacas (\$/cab/año)	\$663	\$1,215

3. Metodología

Farrel (1957) afirma que la eficiencia de una firma posee dos componentes. El primero de ellos, la eficiencia técnica que refleja la habilidad de la firma para obtener el máximo el máximo nivel de producción dado un set de insumos. El segundo, la eficiencia asignativa que muestra la capacidad de emplear los insumos en las proporciones adecuadas, dados sus precios y la tecnología de producción. Estas dos componentes se combinan para obtener una medida de eficiencia económica total.

A fin de ilustrar las medidas de eficiencias se considera una firma que emplea dos insumos (y) en la producción del bien , bajo el supuesto de rendimientos constantes a escala⁷. Conociendo la isocuanta unitaria correspondiente a la firma completamente eficiente⁸, representada por SS' en el Gráfico 1, permite medir la eficiencia técnica. Si una empresa usa las cantidades de insumos representados por el punto P para producir una unidad de producto,

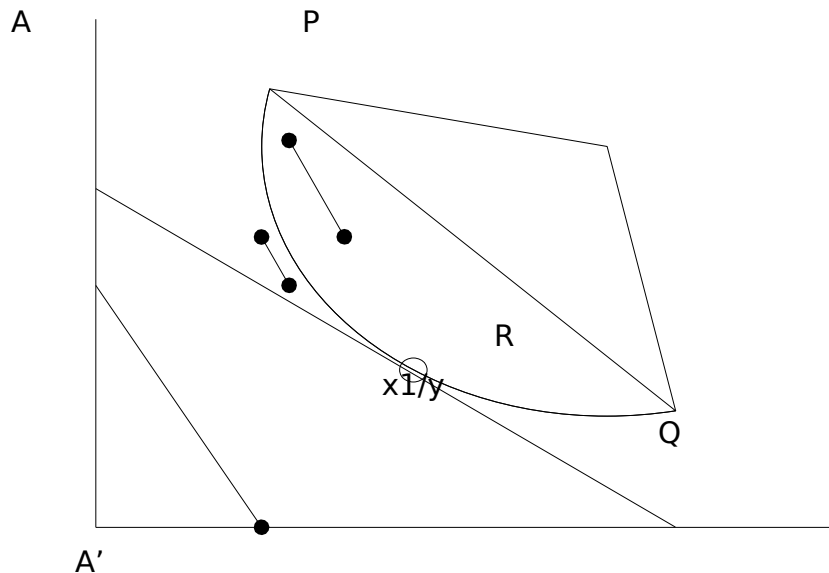
⁷ Lo que permite el empleo de isocuantas unitarias.

⁸ La frontera de producción de la firma completamente eficiente no se conoce, esta debe ser estimada.

la ineficiencia técnica de dicha firma podría ser representada por la distancia QP, es decir, los insumos se podrían reducir en QP/OP , con lo que la eficiencia técnica⁹ se mide como:

El rango de valores será , donde indica que la firma es completamente eficiente, y provee además un indicador del grado de ineficiencia técnica de las firmas.

Gráfico 1: Medidas de eficiencia.



Fuente: Coelli *et al.* (1998), pág. 135.

Si se conoce el ratio de precios de los insumos, representado por la pendiente de la isocosta (AA'), se puede calcular la eficiencia asignativa (AE) de la firma que produce en el punto P:

Dado que el segmento RQ representa la reducción en los costos de producción que podría obtenerse si la producción se realizara en el punto asignativamente (y técnicamente) eficiente Q', en lugar del punto Q (técnicamente eficiente, pero no asignativamente).

Finalmente, es posible calcular la eficiencia económica como:

Donde la distancia RP se puede interpretar como una reducción de costos. De este modo, la eficiencia económica resulta del producto de la eficiencia técnica y asignativa:

Estas medidas de eficiencias asumen que la función de producción es conocida. Sin embargo, en la práctica esta función debe ser estimada. Existen al menos dos formas para su medición, la primera se conoce como análisis envolvente de datos (DEA) y la segunda como análisis de fronteras estocásticas (SFA). En este trabajo nos concentraremos en la estimación de eficiencia por medio de SFA.

⁹ La que se mide como uno menos la ineficiencia técnica, es decir $1-QP/OP$.

La medición de la eficiencia técnica en la producción (o en los costos de producción) a través de fronteras estocásticas comienza con los trabajos de Aigner, Lovell and Schmidt (1977), Meeusen and Van Den Broeck (1977), Battese and Coelli (1992, 1995), que desarrollan las primeras metodologías. Los métodos de fronteras tienen diversas variantes. Algunos trabajan con la función de producción estimando la eficiencia técnica, y otros incorporan precios y pueden estimar alguna variante de la eficiencia económica, eficiencia de costos o de beneficios, a través del enfoque dual.

La idea de la medición de eficiencia proviene de la comparación entre la producción (costos) observada y estimada, donde el componente de residuo se puede atribuir a ineficiencia (métodos determinísticos) o alternativamente sólo parte de la diferencia se considera debida a la ineficiencia y otra parte originada en un “ruido” estadístico (variables omitidas, shocks, etc.) y éstos se denominan métodos estocásticos. Si se supone una determinada forma para la función de producción (costos) estocástica (Cobb-Douglas o Translog), el modelo planteado implica estimar las fronteras estocásticas, las que se pueden escribir como:

$$y_i = f(x_i, \beta) + \varepsilon_i \quad (1)$$

$$y_i = f(x_i, \beta) + \varepsilon_i \quad (2)$$

Donde y_i es el *output* de la empresa en el período i , x_i es el vector de *inputs* (o precios de los insumos), β es el vector de características específicas de las firmas, y ε_i son los vectores de parámetros. El signo del último término depende si la frontera describe costos (+) o producción (-), Schmidt and Lovell (1979) y Pitt and Lee (1981) lo extienden a datos de panel. Intuitivamente, en la función de costos el término de ineficiencia incrementa los costos observados respecto del nivel óptimo (aquel ubicado sobre la frontera), mientras que en la función de producción éste término reduce la producción observada respecto del nivel óptimo. El modelo básico de frontera estocástica propuesto por Aigner, Lovell and Schmidt (1977) incorpora supuestos distribucionales al modelo. El “error compuesto” es la suma de un error idiosincrático con distribución normal y simétrica (ε_i) y el valor absoluto de una variable con distribución normal, la ineficiencia (η_i):

Se han planteado modelos con otros supuestos de distribución tales como normal-truncada (Stevenson, 1980), normal-exponencial o normal-gamma (Greene, 1990). Además, se ha considerado la posible heterogeneidad en la media de η_i y la heterocedasticidad en ε_i y/o η_i . Para otras extensiones se puede consultar a Greene (2008) y Bellotti *et al.* (2012).

El modelo se expresa, generalmente, en logaritmos, con lo que, para pequeñas desviaciones, el término de ineficiencia (η_i) se puede interpretar como el porcentaje de desviación del valor de producción (o costo) observado de la firma (i) respecto a su propia frontera: donde:

$$(3)$$

De esta forma, la eficiencia de la firma i en el momento t estará dada por \hat{e}_{it} . Con este marco, el análisis de eficiencia consiste en estimar primero los parámetros de la función de producción (o costos), β , α , γ , y δ . Estos parámetros estructurales pueden o no tener interés para el analista. Con la estimación de los parámetros, es posible la estimación del “error compuesto”:

$$(4)$$

Sin embargo, el objetivo es la estimación de μ y no de σ , el que contiene la heterogeneidad de las firmas. Jondrow *et al.* (1982) propuso un método para diferenciar los dos efectos (conocido como el estimador JLMS). Stevenson (1980) plantea que el modelo puede ser mejorado si se permite que la media de la distribución normal de la ineficiencia no sea cero. Otras alternativas, propuesta por Schmidt and Sickles (1984), son mínimos cuadrados generalizados, Hausman-Taylor y máxima verosimilitud. La ventaja de este último es permitir la correlación entre el componente de ineficiencia y las variables explicativas del modelo y estimar el modelo por efectos fijos; Kim and Schmidt (2000) presenta una discusión de este enfoque.

Un tema importante en torno al análisis de las fronteras estocásticas es la variación de la ineficiencia en el tiempo. Previo a los trabajos de Kumbhakar (1990), Cornwell *et al.* (1990) y Battese and Coelli (1992), se consideraba a la ineficiencia constante en toda la muestra. Cornwell *et al.* (1990) propone un modelo en el que la ineficiencia varía de la siguiente forma:

Esta especificación cuadrática requiere de la estimación de un gran número de parámetros. Kumbhakar (1990) propone:

Con esta especificación, si μ , la ineficiencia no varía en el tiempo. Battese and Coelli (1992) introducen la idea de variación de la ineficiencia creciente/decreciente:

Si μ , la ineficiencia es creciente en el tiempo, mientras que si μ será decreciente. Finalmente, Lee and Schmidt (1993) sugieren una función conformada por variables dummy temporales.

Todos estos modelos asumen que la variabilidad temporal es espacialmente constante. Sin embargo, esto no necesariamente es cierto, principalmente si la eficiencia está afectada por factores de contexto. Por lo tanto, es necesaria la consideración de variables exógenas en la estimación de las fronteras estocásticas. Estos factores se han considerado de diversas formas en la literatura. Un primer enfoque fue tratar la estimación por un procedimiento en dos etapas, lo que generaba ciertas inconsistencias. Battese and Coelli (1995), formulan un procedimiento eficiente de una sola etapa para datos de panel. En este caso los componentes de error son:

Donde μ y σ son independientes. La distribución de μ es no negativa porque los valores observados de costos están siempre por encima de la frontera. μ indica que es una distribución normal truncada en cero y tiene media μ , donde μ son variables exógenas asociadas con la ineficiencia técnica en los costos de las firmas en el tiempo.

Una vez estimada la función de costos, se puede determinar el grado de ineficiencia de costos de las firmas. Analíticamente, esto es el ratio entre el costo mínimo (valor sobre la frontera) y los costos individuales, valor que se encuentra en el intervalo (0; 1). Si se alcanza el valor extremo 1 significa que las firmas han alcanzado el nivel mínimo de costos, dados los factores exógenos.

3.1 Modelización de la función de producción

Los primeros modelos para la estimación de fronteras estocásticas con datos de panel son los propuestos por Pitt and Lee (1981) y Schmidt and Sickles (1984). Posteriormente, se han incorporado variables exógenas para explicar el componente de ineficiencia en el modelo, Kumbhakar and Lovell (2000).

En estos modelos tradicionales de datos de panel (tanto efectos fijos como aleatorios), se podía tener en cuenta la heterogeneidad de los individuos pero aún estaba borrosa la separación con los efectos de ineficiencia. Por ejemplo, Kopsakangas-Savolainen and Svento (2008) muestran que aunque se pueda controlar parte de la heterogeneidad, aquella no observable continúa apareciendo como parte de la ineficiencia cuando se emplean los modelos de panel clásicos.

Greene (2005) propone un nuevo enfoque que agrega términos estocásticos adicionales tanto en los modelos de efectos fijos como aleatorios, con el fin de diferenciar la heterogeneidad no observable de la ineficiencia. Farsi, Filippini and Greene (2006)¹⁰ muestran la importancia de modelar separadamente la heterogeneidad y la ineficiencia. Resultados similares se encuentran en Farsi, Filippini and Kuenzle (2006; 2007), resaltando además que el modelo que llaman “True Random Effects” (TRE) produce las estimaciones de eficiencia más plausibles.

Con el fin de superar los problemas asociados al modelo básico de efectos fijos (FE) de Schmidt and Sickles (1984), especialmente el hecho de que toda heterogeneidad no observada que sea invariante en el tiempo termine en el componente de ineficiencia, Greene (2005) propone una versión extendida que denomina “True Fixed Effects models” (TFE). En este modelo, los efectos fijos representan la heterogeneidad no observada, no la ineficiencia como en el modelo original. La principal diferencia entre el TFE y TRE es que en el primero se permite cualquier correlación entre los efectos y las variables explicativas.

En la estimación de la función de producción se prueban tres alternativas: el modelo tradicional de efectos aleatorios (RE) y los dos modelos propuestos por Greene (2005): TRE y TFE. El primero de ellos es la especificación básica de RE propuesta por Pitt and Lee (1981). Este modelo asume que la ineficiencia específica de la firma (en términos proporcionales) es la misma para cada año:

$$(5)$$

El modelo está expresado en logaritmos, donde η_{it} es el término de ineficiencia y ε_{it} es el término de error aleatorio. Se asume que η_{it} y ε_{it} son independientes y ε_{it} es independiente de η_{it} .

Ese modelo presenta algunos problemas. En primer lugar, el modelo absorbe toda la heterogeneidad no medida en η_{it} . Segundo, asume que la ineficiencia no está correlacionada con las variables explicativas (Greene, 2005). Este problema se puede contrarrestar a través de la inclusión de esos efectos en la media y/o varianza de la distribución de ε_{it} , o la varianza de la distribución de η_{it} . Tercero, el término de ineficiencia es constante en el tiempo. Por ello, es posible que el término de error de la frontera que varía en el tiempo (ε_{it}) capture una parte de la

¹⁰ Este trabajo estudia la ineficiencia vía funciones de costos para el sector de distribución de electricidad, aplicando distintos modelos de datos de panel: GLS (Schmidt and Sickles, 1984), MLE (Pitt and Lee, 1981) y TRE (Greene, 2005a).

ineficiencia mientras que el término μ_i captura la heterogeneidad específicas de las firmas que no cambia en el tiempo.

El segundo de los modelos propuestos es el de TFE. Este modelo intenta corregir el problema que se presenta en la especificación básica de efectos fijos (FE) de Schmidt and Sickles (1984), en la cual toda heterogeneidad no observada que sea constante en el tiempo aparece en el componente de ineficiencia. Por ello, Greene (2005) propone un modelo con un término constante específico para la firma:

(6)

En este modelo, los efectos fijos representan la heterogeneidad no observada entre firmas, no la ineficiencia como en el modelo FE. La estimación de este modelo no es posible debido a la cantidad de parámetros a estimar (aumentan conforme lo haga el número de individuos en la muestra). Sin embargo, Greene (2005) muestra a través de simulaciones que el modelo de efectos fijos funciona bien y se puede estimar vía máxima verosimilitud (ML), a través de “fuerza bruta” aplicando el método de Newton.

Similar a la extensión del modelo de FE, Greene (2005) también propone una extensión al modelo de RE, el cual denomina “True Random Effects Model” (TRE). La especificación es la siguiente:

(7)

Donde μ_i es el efecto aleatorio específico de cada individuo. Al principio, pareciera ser una regresión con tres componentes de error. Lo que presentaría un problema de identificación. Sin embargo, el modelo tiene dos errores compuestos:

(8)

Este modelo es un modelo de efectos aleatorios tradicional (RE) con la excepción de que el componente que varía en el tiempo tiene distribución asimétrica, aunque puede tener distribución normal. Este modelo se puede reescribir como una frontera estocástica con una constante aleatoria específica por individuo:

(9)

El componente μ_i representa la heterogeneidad no observada entre individuos y el componente de ineficiencia η_{it} varía libre en el tiempo y entre firmas. Se asume que las diferencias no observadas entre firmas que permanecen constantes en el tiempo están impulsadas por características no observables más que por la ineficiencia.

En el modelo TRE, toda la ineficiencia constante en el tiempo se interpreta como heterogeneidad específica del individuo y es capturada por la frontera y no aparece como ineficiencia. Esta componente de ineficiencia se supone que está causada por características invariantes en el tiempo (no observadas) que están más allá de la firma y el control de los gerentes o directivos.

Es posible considerar tanto la heterogeneidad no observable como la observable simultáneamente incorporando al modelo TRE una especificación funcional para la media y/o la varianza de la distribución de ineficiencia¹¹. Este modelo se puede escribir como:

(10)

4. Resultados

4.1 Función de producción y eficiencia técnica

La estimación de las funciones de producción se realizó a través de funciones del tipo Cobb-Douglas. En este caso se consideraron los modelos tradicionales para la estimación de fronteras estocásticas, así como los modelos de TRE (“True Random Effects”) y TFE (“True Fixed Effects”) propuestos por Greene (2005). En todos los casos, la función de producción se especificó como:

Las variables empleadas en la estimación de la función de producción están definidas de la siguiente forma:

- Ventas (variable dependiente): ventas de leche en litros por año (en logaritmos).
- Superficie: número de hectáreas destinadas a la actividad lechera (en logaritmos).
- Carga animal: número de vacas adultas/hectáreas (en logaritmos).
- Relación productiva: número de vacas en ordeño/número de vacas total.
- Alimento concentrado: promedio anual de los Kg de materia seca (MS) de alimento concentrado por vaca en ordeño por día (en logaritmos).
- Alimento silo: promedio anual de los Kg de materia seca (MS) de silo y heno por vaca en ordeño por día (en logaritmos).
- Agrónomo: variable dummy que toma el valor 1 si tiene asesor agronómico en el año analizado y 0 en caso contrario.
- Inseminación: variable dummy que toma el valor 1 si realiza inseminación artificial en el año analizado y 0 en caso contrario.
- Sombra: variable dummy que toma el valor 1 si posee sombra artificial en el año analizado y 0 en caso contrario.
- Lluvias: milímetros de lluvias acumulados por trimestre (en logaritmos): invierno (inv), primavera (pri), verano (ver) y otoño (oto).
- Provincia Bs As: variable dummy que toma el valor 1 si el tambo se encuentra ubicado en la Provincia de Bs As y 0 en caso contrario.

¹¹ Las variables que explican estos dos componentes pueden o no ser los mismos. Además, el modelo estimado puede contener sólo uno de ellos.

- Provincia Córdoba: variable dummy que toma el valor 1 si el tambo se encuentra ubicado en la Provincia de Córdoba y 0 en caso contrario.

En el Cuadro 4 se presenta la estimación de distintos modelos. El Modelo 1 es el modelo clásico de RE propuestos por Pitt and Lee (1981). El Modelo 2 es el TRE¹², el Modelo 3 es el TFE y el Modelo 4 es el TRE con una especificación funcional para la media del término de error de la ineficiencia (lineal en la relación productiva). En todos los casos se obtienen los signos esperados para los parámetros estimados en la función de producción. Las lluvias acumuladas no resultaron significativas (aunque sus signos son los esperados) en ninguno de los modelos propuestos, sin embargo se mantuvieron como control. Sobre la base del criterio de información de Akaike (AIC), el modelo que resulta en un mejor ajuste de los datos es el modelo 4, aquel que modela la media de la ineficiencia en función de la relación productiva y varianza constante.

Cuadro 4. Estimación de las fronteras estocásticas.

Modelo	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4
Superficie	0.970*** (0.0358)	0.971*** (0.0375)	0.303*** (0.0532)	0.955*** (0.0349)
Carga	0.961*** (0.0500)	0.948*** (0.0503)	1.085*** (0.203)	0.952*** (0.0486)
Relación Productiva	1.518*** (0.232)	1.571*** (0.236)	1.729 (0)	0.552* (0.328)
Alimento Concentrado	0.140*** (0.0380)	0.130*** (0.0391)	0.680*** (0.134)	0.123*** (0.0402)
Alimento Silo	0.0651** (0.0274)	0.0576** (0.0267)	0.587*** (0.0869)	0.0641** (0.0250)
Agrónomo	0.0685** (0.0290)	0.0606** (0.0293)	0.567*** (0.174)	0.0561** (0.0279)
Inseminación	0.0730** (0.0308)	0.0813*** (0.0311)	0.494*** (0.172)	0.0743** (0.0295)
Sombra	0.0406 (0.0360)	0.0500 (0.0343)	0.902*** (0.210)	0.0729** (0.0340)
Lluvias (invierno)	-0.00716 (0.0488)	-0.00428 (0.0490)	0.280** (0.140)	-0.0370 (0.0461)
Lluvias (primavera)	0.0212 (0.0684)	0.000455 (0.0597)	0.234* (0.142)	0.0785 (0.0640)
Lluvias (verano)	0.0281 (0.0477)	0.0159 (0.0386)	0.258*** (0.0768)	0.0603 (0.0479)
Lluvias (otoño)	0.0201 (0.0362)	0.0183 (0.0350)	0.283** (0.126)	0.0288 (0.0364)
Provincia Bs As	0.0692 (0.0665)	- -	0.990*** (0.337)	0.112* (0.0604)
Provincia Córdoba	0.0180	-	1.172***	0.0334

12 Se probó con la incorporación de variables dummy por provincia pero no resultaron significativas.

	(0.0423)	-	(0.222)	(0.0439)
Constante	6.944***	7.088***	-	7.327***
	(0.631)	(0.530)	-	(0.625)
Número de Observaciones	169	169	166	169
AIC	-105.02	-103.64	217.13	-108.96

Errores estándares entre paréntesis.

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.

Los coeficientes asociados a las variables explicativas del modelo 4 tuvieron el signo esperado y fueron estadísticamente diferentes de cero, excepto las variables asociadas al factor climático lluvias que en su conjunto fueron no significativas. En términos comparativos, los sistemas lecheros localizados en la provincia de Buenos Aires tienen un nivel productivo un 11% superior a los tambos de la provincia de Santa Fe, usados como base para el análisis.

En base al valor absoluto de los coeficientes, que son indicadores de elasticidad de la producción respecto a cada variable, la producción de leche expresada en litros totales resulta sensible a variaciones de la carga animal (VT/ha) así como al aumento de la cantidad de superficie asignada a la actividad, y un aumento del 1 por ciento proporciona incrementos productivos de alrededor del 0.95 por ciento. La proporción de animales en producción respecto al total de vacas (relación productiva) también incide sobre la producción, aunque su efecto es menor.

En cuanto a la alimentación, se observa una mayor respuesta a la suplementación con concentrados respecto a la suplementación con silaje, situación que posiblemente se asocie con la mejor calidad energética del primer tipo de alimento. Finalmente, la mejora genética del rodeo mediante la estrategia de inseminación y mejoras del bienestar animal a través de la existencia de sombra en el corral de espera a la sala de ordeño, también mejoran el nivel productivo de los tambos. Por su parte, el asesoramiento agronómico tiene un impacto positivo bastante menor.

En el Cuadro 5 se encuentra la estimación de los componentes del error (ineficiencia e idiosincrático) de los modelos. En todos los casos resulta estadísticamente significativo el componente de ineficiencia (μ). En el caso de los modelos TRE, resulta ser relevante la relación productiva para explicar la media de la distribución de la ineficiencia, pero no así para su varianza. Por su parte, el componente aleatorio del error resulta ser significativo en todos los modelos planteados excepto en el modelo de TFE. Finalmente, el parámetro de varianza de la heterogeneidad no observable (θ^{13}) resulta ser significativo en todos los modelos TRE.

Cuadro 5. Componente de error (aleatorio e ineficiencia).

Modelo		Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4
Mu	Constante	-	-	-	2.747**
		-	-	-	(1.145)
	Relación Productiva	-	-	-	-3.687**

¹³ Es el parámetro que caracteriza la distribución del componente no observable. Este modelo se estima por Máxima verosimilitud simulada ("maximum simulated likelihood"), para mayor detalle acerca del método ver Greene (2001) o Train (2002).

		-	-	-	(1.791)
Usigma		0.0443***	-1.240***	-1.240***	-3.053***
		(0.0120)	(0.268)	(0.268)	(0.673)
Vsigma		0.0148***	-5.098***	-29.36	-5.320***
		(0.00226)	(0.861)	(68.19)	(0.708)
Theta		-	0.130***	-	0.118***
		-	(0.0167)	-	(0.0161)

Errores estándares entre paréntesis.

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

En base a las estimaciones presentadas se escoge el modelo 4, para el que se presentan los resultados de la eficiencia técnica calculados como , ver Cuadro 6. La eficiencia promedio de los tambos en el ejercicio 2012/3 es de 88,14%, valor que cae levemente en el segundo período a un valor medio de 87,83. Si bien el modelo y el periodo difieren, se obtienen resultados similares a otros trabajos de medición de eficiencia del sector, como Gallacher (2011) y Gallacher y Lema (2014)¹⁴.

Analizado por provincia, la eficiencia de los tambos de la provincia de Buenos Aires aumenta entre ejercicios productivos, pasando de ser, en términos relativos, los más ineficientes a ser los más eficientes. En el caso de las unidades ubicadas en las provincias de Santa Fe y Córdoba, se observa una caída en el nivel de eficiencia promedio.

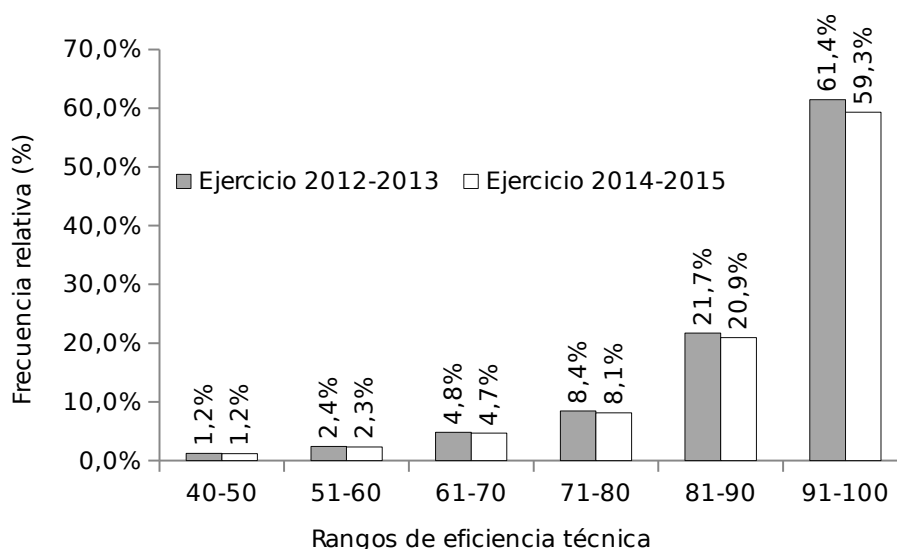
Cuadro 6. Eficiencia Técnica.

Provincia	2012/3	2014/5
Buenos Aires	0,8540	0,9047
Córdoba	0,8930	0,8738
Santa Fe	0,8842	0,8712
Total	0,8814	0,8783

La distribución de las predicciones de eficiencia técnica de los tambos se expone en la Figura 3. En ambos período, la mayor parte de los establecimientos tuvo un nivel de eficiencia superior al 90%. Las eficiencias mínimas fueron de 46,4% y 45,9% y las máximas de 98,9% y 98,6%, para los ejercicios 12/13 y 14/15, respectivamente. En el primer ejercicio, el 35% de los casos tuvo niveles de eficiencia inferiores al promedio del grupo, valor que ascendió al 38% en el segundo período.

Figura 3. Frecuencia relativa de las estimaciones de la Eficiencia Técnica.

¹⁴ Los autores emplean los modelos de Aigner, Lovell y Schmidt (1977) y de Battese and Coelli (1992, 1995) para explotaciones lecheras miembros de grupo CREA (Consortios Regionales de Experimentación Agrícola) para el periodo 2003/9.



Los establecimientos con eficiencias inferiores al promedio tuvieron una productividad de 5860 litros/ha VT respecto a los 9343 litros/ha VT asociado al grupo de alta eficiencia. Las variables más relevantes fueron la producción individual de leche (16 y 21 litros/VO/día, para la categoría menor y mayor eficiencia, respectivamente) y la relación productiva (78 y 83%, respectivamente)¹⁵. Esta última variable resultó ser estadísticamente significativa para explicar del componente de error del modelo.

4.2 Función de costos y eficiencia económica

La estimación de la frontera estocástica de costos también posee una especificación del tipo Cobb-Douglas:

Las variables empleadas en la estimación de la función de costos están definidas de la siguiente forma:

- Costos totales (variable dependiente): costo total de producción por año (en logaritmos).
- Producción: ventas de leche en litros por año (en logaritmos), según información obtenida de las liquidaciones de venta.
- Precio tierra (T): precio por hectárea construido como costo de oportunidad de la hectárea (en logaritmos).
- Precio mano de obra (MO): precio de mano de obra de tamero (en logaritmos).
- Precio forraje (F): precio por hectárea de forraje (en logaritmos).
- Precio reservas (R): precio unitario de las reservas (en logaritmos).

¹⁵ Obtenido de un análisis de correspondencias múltiples, cuya estimación no se presenta en este trabajo.

- Precio alimento concentrado (AC): precio unitario del alimento concentrado (en logaritmos).
- Precio vaca (V): costo de oportunidad de la vaca en ordeño (en logaritmos).
- Lluvias: milímetros de lluvias acumulados por trimestre (en logaritmos): invierno (inv), primavera (pri), verano (ver) y otoño (oto). Además, se incorporan las lluvias de otoño al cuadrado.
- Dummy segundo periodo (D2): variable dummy que toma el valor 1 si la observación corresponde al ejercicio productivo 2014/5.
- Provincia Córdoba: variable dummy que toma el valor 1 si el tambo se encuentra ubicado en la Provincia de Córdoba y 0 en caso contrario.

En el Cuadro 7 de la estimación de la función de costos. En las tres últimas filas se presentan los resultados correspondientes al componente de error del modelo. Los parámetros de los insumos resultan estadísticamente relevantes (excepto para el precio de las reservas) y con el signo adecuado (salvo el correspondiente al precio de las vacas). Además, resultaron relevante la escala de la actividad en términos de la superficie (en hectáreas) y la dummy de control para el segundo ejercicio.

En cuanto al factor climático, las lluvias parecen tener un efecto relevante en la función de costos. En invierno y en verano la relación es inversa y la ocurrencia de lluvias mejora la ecuación económica (reducción de costos). El invierno es la estación más seca, por lo que la ocurrencia de lluvias debería favorecer la producción de forrajes en pie (pasturas y verdes), aumentando la oferta de pasto para convertir en leche, reduciendo consecuentemente el gasto en alimentación. Por su parte, las lluvias de verano son necesarias para definir el rendimiento de los cultivos destinados a la producción de silajes, alimento clave en la alimentación del rodeo.

Lo opuesto se registra con las lluvias en el trimestre de otoño (abril, mayo y junio), con una relación directa: más lluvias, mayores costos. Sin embargo estas lluvias tienen un impacto decreciente en la medida que aumenta los milímetros caídos. Es decir, el aumento de costos se suaviza con cada milímetro adicional. Un ejemplo del impacto negativo de las lluvias de otoño sobre la producción, y en consecuencia sobre los costos, es el reciente episodio de lluvias excesivas registrado en abril de 2016 en la cuenca lechera central de Santa Fe y Córdoba, cuya ocurrencia provocó mermas productivas de entre el 20 y 30% en dicho mes (datos de agosto de 2016 de la Subsecretaría de Lechería del Ministerio de Agroindustria) y consecuentemente aumento de los gastos para un mismo nivel productivo.

Cuadro 7. Estimación de la frontera estocástica.

Variables	Coficiente	Std. Err.
Producción (litros de leche)	0.831***	0.0341
Precio tierra	0.199***	0.0307
Precio mano de obra	0.0392**	0.0171
Precio del forraje	0.131***	0.0357

Precio reservas	0.0387	0.0256
Precio concentrado	0.283***	0.0386
Precio vaca	-0.249***	0.0592
Lluvias (invierno)	-0.100**	0.0405
Lluvias (primavera)	-0.0309	0.0781
Lluvias (verano)	-0.0626*	0.0366
Lluvias (otoño)	0.997**	0.439
Lluvias otoño cuadrado	-0.0918**	0.0455
Superficie	0.188***	0.0363
Dummy segundo periodo	0.206***	0.0605
Constante	-1.247	1.154
Mu (Córdoba)	0.142***	(0.0446)
Usigma	-4.257***	(0.561)
Vsigma	-4.492***	(0.302)

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.

Sobre la base de la estimación de la función de costos, se obtienen los resultados de la eficiencia en costos calculados como , ver Cuadro 8. La eficiencia promedio de los tambos en ambos ejercicios es muy similar en torno al 86.5%. Analizado por provincia, la eficiencia de los tambos de la provincia de Buenos Aires aumenta entre ejercicios productivos, ubicándose en el mayor valor. En el caso de las unidades productivas de la provincia de Córdoba, se observa una caída en el nivel de eficiencia promedio, mientras que aquellas correspondientes a Santa Fe se mantienen estables.

Cuadro 8. Eficiencia en Costos.

Provincia	2012/3	2014/5
Buenos Aires	0,8648	0,8861
Córdoba	0,8531	0,8424
Santa Fe	0,8744	0,8752
Total	0,8651	0,8658

4.3 Eficiencia asignativa

Bajo determinadas condiciones¹⁶ se puede asumir, por dualidad, que la función de costos refleja el mínimo costo posible de obtener un volumen de producción, dados los precios de los insumos y el estado de la tecnología. De este modo, la función de costos es la función dual de una función de producción. En este trabajo se estimaron las dos funciones para el mismo conjunto de datos y se obtuvo la eficiencia técnica y económica. Si bien no se testearon las restricciones teóricas que permiten pasar de la función de producción a la de costos, es posible emplear ambos resultados para desagregar la eficiencia económica total en sus dos componentes a través de la relación:

¹⁶ El nivel de producción está predeterminado (no es una variable endógena que se determina en forma simultánea); los precios de los insumos son fijos y exógenos; y la firma elige la combinación de insumos tal que minimiza el costo total de la producción del volumen .

En el Cuadro 9 se presentan los resultados de eficiencia asignativa promedio para el total de la muestra y por provincia, para los dos ejercicios productivos considerados. La debe estar acotada al intervalo (0, 1). Sin embargo, su estimación no se realizó directamente sino a través de los resultados de dos estimaciones independientes que resultaron en dos valores que superan la unidad. No obstante, los valores están muy cercanos a la unidad y pueden considerarse como 1.

Cuadro 9. Eficiencia asignativa.

Provincia	2012/3	2014/5
Buenos Aires	1,0130	0,9794
Córdoba	0,9553	0,9641
Santa Fe	0,9889	1,0046
Total	0,9815	0,9858

Dado que los valores obtenidos para la eficiencia asignativa se encuentran muy cercanos a la unidad, se concluye que las unidades productivas son muy eficientes en la asignación de los recursos (dados los precios relativos de los insumos). De hecho, la mejora de la eficiencia económica de los tambos de la región pampeana se debe lograr, casi exclusivamente, a través de mejoras técnicas y no de asignación de recursos.

5. Conclusiones

En el trabajo se propone la estimación de la eficiencia técnica, económica y asignativa de establecimientos lecheros de la región pampeana. Para ello se han estimado fronteras estocásticas a través de funciones de producción y costos del tipo Cobb-Douglas. En la estimación de las funciones de producción se emplearon los modelos propuestos por Greene (2005). Respecto de los modelos tradicionales, estos nuevos modelos presentan una nueva forma de considerar la heterogeneidad entre los individuos/firmas. La principal ventaja reside en que permiten la incorporación simultánea de la heterogeneidad observable y no observable.

De los distintos modelos propuestos, el modelo TRE (“True Fixed Effects”), con la relación productiva como determinante de la media de ineficiencia y varianza constante, ha resultado en un mejor ajuste de los datos. En términos generales, la eficiencia técnica media se ubicó en torno al 88% (con un valor levemente inferior para el segundo ejercicio productivo). Considerando cada provincia por separado, se pueden diferenciar dos patrones entre ejercicios. Por su parte, las unidades productivas correspondientes a la provincia de Buenos Aires presentan un incremento en la eficiencia técnica, mientras que para el resto de las provincias se observa una caída en la eficiencia técnica.

La distribución de los niveles de eficiencia técnica es muy similar entre los dos ejercicios, aunque es altamente asimétrico. En ambos casos, se observa que más del 50% de los tambos obtuvieron niveles de eficiencia técnica que se ubicaron por encima de la media, mientras que un porcentaje muy bajo de los tambos presentan valores de eficiencia técnica ubicados en la cola inferior de la distribución.

Finalmente, se han encontrado características distintivas entre los tambos de baja y alta eficiencia técnica (considerando el valor promedio como punto de corte). Aquellos con menores niveles de eficiencia técnica se caracterizan por la falta de asesoramiento

agronómico y la ausencia de implementación de medidas de control tanto productivo como reproductivo.

Por su parte, en las funciones de costos se empleó el modelo tradicional de Battese and Coelli (1995). A diferencia de la función producción, aparecen como muy relevantes las lluvias acumuladas. El principal efecto a resaltar es el de las lluvias del trimestre de otoño que presentan un efecto creciente pero a tasa decreciente sobre los costos totales. La eficiencia económica promedio se ubica en un 86.5% para los dos ejercicios productivos. Sin embargo se observan algunas diferencias por provincias, donde Córdoba resulta ser relativamente más ineficiente y Santa Fe la más eficiente, aunque las unidades productivas de la provincia de Buenos Aires muestran una mejora de 2 puntos porcentuales.

Por último, la eficiencia asignativa presenta valores muy altos, próximos a la unidad para la mayoría de las provincias y periodos. Esto implica que los tambos de la región pampeana son eficientes en la asignación de recursos y las posibilidades de lograr mejoras de eficiencia, aumentando la producción de leche del tambo, es a través de las capacidades técnicas de los productores. Por tal motivo, cualquier intervención en este estrato de productores debería estar focalizada en el asesoramiento agronómico y en el fomento a la incorporación de controles productivos y reproductivos.

6. Bibliografía

- Aigner, D. Lovell, K. and Schmidt, P. (1977). “Formulation and estimation of stochastic frontier production function models”, *Journal of Econometrics* 6(1): 21–37.
- Arzubi, A. y Schilder, E. (2006). “Una observación de los sistemas de producción de leche realizada desde la eficiencia”. Trabajo presentado en la reunión anual de la Asociación Argentina de Economía Agraria.
- Battese, G. E. and Coelli, T. J. (1992). “Frontier production functions. Technical efficiency and panel data: with application to paddy farmers in India”, *Journal of Productivity Analysis* 3:153–169.
- Battese, G. E. and Coelli, T. J. (1995). “A model of technical inefficiency effects in a stochastic frontier production function for panel data”, *Empirical Economics* 20: 325-332.
- Belloti, F., Daidone, S., Ilardi, G., and Atella, V. (2012). “Stochastic frontier analysis using Stata”, *Centre for Economic and International Studies Research Paper Series* Vol. 10, Issue 12, N° 251.
- Coelli, T. J., Prasada Rao, D. S., and Battese, G. E. (1998). *An introduction to efficiency and productivity analysis*, Kluwer Academic Publishers.
- Cornwell, C., Schmidt, P, and Sickles, R. C. (1990). “Production frontiers with cross-sectional and time-series variation in efficiency levels”, *Journal of Econometrics* 46(1): 185-200.
- Farrel, M. J. (1957). “The measurement of productive efficiency”, *Journal of the Royal Statistical Society* 120(3): 253-290.
- Farsi, M., Filippini, M., and Greene, W. (2006). “Application of panel data models in benchmarking analysis of the electricity distribution sector”, *Annals of Public and cooperative Economics*, 77(3), 271-290.

- Farsi, M., Filippini, M., and Kuenzle, M. (2006). “Cost efficiency in regional bus companies: An application of alternative stochastic frontier models”, *Journal of Transport Economics and Policy*, 40(1), 95-118.
- Farsi, M., Filippini, M., and Kuenzle, M. (2007). “Cost efficiency in the Swiss gas distribution sector”, *Energy Economics* 29, p. 64-78.
- Frank, R. (1980). *Introducción al cálculo de costos agropecuarios*, Ed. Librería el Ateneo, 5ta edición.
- FunPel (2014). Anuario de la lechería Argentina.
- Gallacher, M. (2011). “Returns to managerial ability: dairy farms in Argentina”. Documentos de Trabajo UCEMA.
- Gallacher, M y Lema, D. (2014). “Eficiencia y management en producción lechera” en *Productividad del sector agropecuario argentino*. Productivity workshop in Latin America and Caribbean. Inter-American Development Bank (IDB), Washington DC.
- Gastaldi, L., Galeto, A. y Lema, D. (2007). “Lechería en áreas con restricciones edáficas y climáticas. Eficiencia técnica y potencial productivo”. Trabajo presentado en la reunión anual de la Asociación Argentina de Economía Agraria.
- Gastaldi, L., Litwin, G., Maekawa, M., Centeno, A., Engler, P., Cuatrin, A., Chimicz, J., Ferrer, J. y Suero, M. (2015). “El tambo argentino: una mirada integral a los sistemas de producción de leche de la región pampeana”. *Revista Argentina de Producción Animal* 35(1), p. 83-136.
- Greene, W. (1990). “A gamma distributed stochastic frontier model”, *Journal of Econometrics* 46(1), 141–164.
- Greene, W. (2005). “Reconsidering heterogeneity in panel data estimators of the stochastic frontier model”, *Journal of Econometrics* 126, 269-303.
- Greene, W. (2008). “The econometric approach to efficiency” in *The econometric approach to efficiency analysis*, Oxford University Press.
- Gutman G, Guiguet E., Rebolini J. (2003). Los ciclos en el complejo lácteo argentino. Análisis de políticas lecheras en países seleccionados.
- Jondrow, J, Lovell, C., Materov, I. and Schmidt, P. (1982). “On estimation of technical inefficiency in the stochastic frontier production function model”, *Journal of Econometrics*, 19, 233-238.
- Kim, Y. and Schmidt, P. (2000). “A review and empirical comparison of Bayesian and classical approaches to inference on efficiency levels in stochastic frontier models with panel data”, *Journal of Productivity Analysis* 14 (2), 91–118.
- Kopsakangas-Savolainen, M. and Svento, R. (2008). ”Estimation of cost-effectiveness of the Finnish electricity distribution utilities”, *Energy Economics*, 30, 212-229.
- Kumbhakar, S. (1990). “Production frontiers, panel data and time-varying technical inefficiency”, *Journal of Econometrics* 46(1), 201–211.
- Kumbhakar, S. and Lovell, K. (2000). *Stochastic frontier analysis*, Cambridge: Cambridge University Press.
- Lee, Y. and Schmidt, P. (1993). “A production frontier model with flexible temporal variation in technical inefficiency”, in Fried, H., Lovell, C. and Schmidt, S. (Eds.),

The measurement of productive efficiency: techniques and applications, Oxford University Press, New York, 237-255.

- Meeusen, W. and van den Broeck, J. (1977). “Efficiency estimation from Cobb–Douglas production functions with composed error”, *International Economic Review* 18(2): 435–444.
- Moreira, V., Bravo Ureta, B., Arzubi, A. y Schilder, E. (2004). “Medidas alternativas de eficiencia técnica en tambos de la Argentina, utilizando una frontera de producción estocástica y datos de panel desbalanceado”. Trabajo presentado en el primer Congreso regional de economistas agrarios.
- Pitt, M. and Lee, L. (1981). “The measurement and sources of technical inefficiency in Indonesian weaving industry”, *Journal of Development Economics* 9, 43–64.
- Sanchez, C., Suero, M., Castignani, H., Teran, J. y Marino, M. (2012). “La lechería argentina: estado actual y su evolución (2008 a 2011)”. Trabajo presentado la Reunión Anual de la Asociación Argentina de Economía Agraria.
- Schilder, E. y Bravo Ureta, B. (1993). “Análisis de la eficiencia técnica mediante funciones estocásticas de frontera: el caso de la cuenca lechera central Argentina”. Trabajo presentado en la reunión anual de la Asociación Argentina de Economía Agraria.
- Schmidt, P. and Lovell, C. (1979). “Estimating technical and allocative inefficiency relative to stochastic production and cost frontiers”, *Journal of Econometrics* 9(3), 343–366.
- Schmidt, P. and Sickles, R. C. (1984). “Production Frontiers and Panel Data”, *Journal of Business and Economic Statistics*, 2: 367-374.
- Stevenson, R. (1980). “Likelihood functions for generalized stochastic frontier functions”, *Journal of Econometrics* 13, 57–66.