

**EFICIENCIA TECNICA DE LA LECHERIA PAMPEANA.
FRONTERAS ESTOCASTICAS CON HETEROGENEIDAD
OBSERVADA Y NO OBSERVADA**

Ignacio Raúl Pace Guerrero*, Laura Beatriz Gastaldi**, Nicolás Gatti***

*Instituto de Economía – INTA. Universidad del CEMA.

Av. Rivadavia 1250 2° - CABA – C1033AAP - Argentina.

Av. Córdoba 374 - CABA – C1054AAP - Argentina.

**Estación Experimental Agropecuaria Rafaela – INTA.

Ruta 34 Km.227 - Rafaela (2300) - Argentina.

*** Instituto de Economía – INTA. University of Illinois at Urbana-

Champaign; Av. Rivadavia 1250 2° - CABA – C1033AAP - Argentina.

801 South Wright Street – Champaign – 61820 - USA.

pace.ignacio@inta.gob.ar, gastaldi.laura@inta.gob.ar,

gatti.nicolas@inta.gob.ar

Recibido el 21 de septiembre de 2016, aceptado el 11 de octubre de 2016

Resumen

Este trabajo tiene como objetivo medir la eficiencia técnica en establecimientos de producción de leche de la región pampeana argentina. Se emplean datos de panel, de 86 unidades productivas y de dos periodos productivos (julio 2012-junio 2013 y julio 2014-junio 2015). Los datos provienen de encuestas realizadas por el INTA. El análisis también incorpora lluvias acumuladas por trimestres, estimadas por Tropical Rainfall Measuring Mission (TRMM). La estimación de eficiencia técnica se realiza a través de fronteras estocásticas de producción del tipo Cobb-Douglas. Con este fin, se prueban varias especificaciones alternativas, desde los modelos tradicionales como el de Pitt y Lee (1981), hasta los modelos que permiten controlar por heterogeneidad observada y no observada, propuestos por Greene (2005a). El modelo True Random Effects (TRE) resulta ser la mejor especificación, de acuerdo al criterio de AIC, para los datos disponibles. Los resultados muestran una pequeña reducción en la eficiencia técnica promedio de los tambos de la región. Sin embargo, el comportamiento no es homogéneo para las diferentes provincias consideradas, donde sólo para el caso de Buenos Aires se observa un incremento en la eficiencia técnica, pasando de ser, en promedio, los tambos menos eficientes a ser los más eficientes.

Palabras Clave: eficiencia técnica, fronteras estocásticas, heterogeneidad observada y no observada, producción de leche.

TECHNICAL EFFICIENCY IN PAMPEAN MILK PRODUCTION. STOCHASTIC FRONTIERS WITH OBSERVED Y UNOBSERVED HETEROGENEITY

Ignacio Raúl Pace Guerrero*, Laura Beatriz Gastaldi**, Nicolás Gatti***

*Instituto de Economía – INTA. Universidad del CEMA.

Av. Rivadavia 1250 2° - CABA – C1033AAP - Argentina.

Av. Córdoba 374 - CABA – C1054AAP - Argentina.

**Estación Experimental Agropecuaria Rafaela – INTA.

Ruta 34 Km.227 - Rafaela (2300) - Argentina.

*** Instituto de Economía – INTA. University of Illinois at Urbana-Champaign

Av. Rivadavia 1250 2° - CABA – C1033AAP - Argentina.

801 South Wright Street – Champaign – 61820 - USA.

pace.ignacio@inta.gob.ar, gastaldi.laura@inta.gob.ar,

gatti.nicolas@inta.gob.ar

Received September 21th 2016, accepted October 11th 2016

Abstract

This paper aims to measure the technical efficiency in milk production establishments in the Pampean region of Argentina. Panel data of 86 production units y two productive periods (July 2012-June 2013 y July 2014-June 2015) are used. The data comes from surveys conducted by the INTA. The analysis also incorporates trimester accumulated rainfall, estimated by Tropical Rainfall Measuring Mission (TRMM). Technical efficiency estimation is performed by stochastic production frontiers Cobb-Douglas. For this purpose, several alternative specifications are tested, from traditional models such as Pitt y Lee (1981) to the models which allow control by observed y unobserved heterogeneity proposed by Greene (2005a). According to AIC criterion, the True Ryom Effects Model (TRE) turns out to be the best specification for the available data. The results show a small reduction in the average technical efficiency of dairy farms in the region. However, the behavior is not homogenous among the different provinces considered. There was an increase in technical efficiency only in the case of Buenos Aires, where dairy farms went from being the least to the most efficient ones.

Keywords: technical efficiency, stochastic frontiers, observed y unobserved heterogeneity, milk production

1. INTRODUCCIÓN

Las técnicas de medición de la eficiencia (vía productividad o costos) han tenido un gran desarrollo en las últimas décadas. 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 incorporación de heterogeneidad específica de los individuos (o tambos) a través del uso de fronteras estocásticas.

Los modelos tradicionales de fronteras estocásticas se han extendido para permitir una mejor incorporación de la heterogeneidad específica de los individuos. En un principio, los modelos asumían que la parte invariante en el tiempo representan la ineficiencia mientras que la parte variante en el tiempo se puede ver como la heterogeneidad específica del individuo. Sin embargo, en trabajos recientes (Greene 2004, 2005a y 2005b) esta interpretación ha cambiado. En estos trabajos se asume que aquella parte de los efectos específicos de las firmas que no cambian en el tiempo se deben principalmente a heterogeneidad específica de los individuos, mientras que la parte que varía en el tiempo debería verse como ineficiencia. Cuál de estos puntos de vista es el correcto no es una pregunta fácil de responder. En cualquier caso, lo que cabe destacar es que si la heterogeneidad específica de los individuos no se considera puede crear un sesgo considerable en la estimación de la ineficiencia.

En esta línea, se han producidos avances en los métodos econométricos acerca de las formas de identificar la heterogeneidad no observable, principalmente si se cuenta con datos de panel. Los primeros modelos de fronteras estocásticas para datos de panel son los propuestos por Pitt y Lee (1981) y Schmidt y Sickles (1984). Posteriormente, se han incorporado variables exógenas para explicar el componente de ineficiencia en el modelo, Kumbhakar y 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 y Svento (2008) muestran que aunque se pueda controlar parte de la heterogeneidad, aquella no observable continúa apareciendo como parte de la ineficiencia cuyo se emplean los modelos de panel clásicos.

Greene (2005a) 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 *et. al.* (2006a)¹ muestran la importancia de modelar separadamente la heterogeneidad y la ineficiencia. Resultados similares se encuentran en Farsi *et. al.* (2006b; 2007), resaltando además que el modelo que llaman “True RyomEffects” (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 y Sickles (1984), especialmente el hecho de que toda heterogeneidad no observada que sea invariante en el tiempo termine en el componente de ineficiencia, Greene (2005a) propone una versión extendida que denomina “True FixedEffectsmodels” (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.

Para el caso de la lechería argentina existen 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 tengan en cuenta la heterogeneidad de los individuos en la estimación de la eficiencia. En consecuencia, el objetivo del presente trabajo es la medición de eficiencia en el sector lácteo argentino. Para ello, se obtienen, a través de la estimación de fronteras estocásticas, la eficiencia técnica que surge de la consideración de diferentes formas de incorporar la heterogeneidad específica de los individuos en los modelos econométricos.

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.

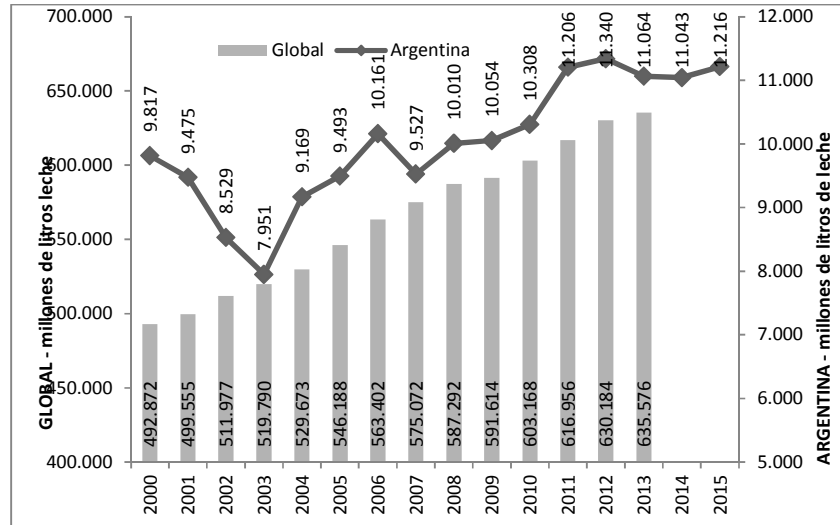
¹ Este trabajo estudia la ineficiencia vía funciones de costos para el sector de distribución de electricidad, aplicando distintos modelos de datos de panel: GLS (Schmidt y Sickles, 1984), MLE (Pitt y Lee, 1981) y TRE (Greene, 2005a).

En Argentina, la producción de leche se desarrolla principalmente en la región pampeana por la disponibilidad de recursos naturales que caracteriza a esta zona, con tierras de aptitud agropecuaria alta y media alta, temperaturas templadas y lluvias uniformes entre años. El sector primario se compone de aproximadamente 10.000 unidades productivas, localizadas principalmente en las provincias de Santa Fe, Córdoba y Buenos Aires, área que alberga el 89% de los tambos del país (SENASA²), y en donde se produce el 92,2% de la leche (Ministerio de Agroindustria³). En esta región, el sistema productivo predominante es el pastoril con suplementación. Sin embargo, actualmente es cada vez más común observar esquemas productivos más intensivos que involucran encierre, estacional y permanente, de la hacienda y alimentación a base de dietas mezcladas.

Si bien Argentina se ubica entre los principales países productores de leche en el mundo ocupando el puesto 14 en el año 2013, la participación de nuestro país sobre la producción global representa menos del 1,8%. En la figura 1 se presenta la evolución de la producción nacional y global de leche desde 2000 hasta 2015. Se observa un cierto estancamiento de la producción argentina en los últimos 5 años, que difiere de la tendencia mundial de crecimiento sostenido.

²Servicio Nacional de Sanidad y Calidad Agroalimentaria. Datos correspondientes a la primera vacunación antiaftosa del año 2016.

³Valor correspondiente al año 2016, de acuerdo al Sistema de Pago por Calidad, de la Subsecretaría de Lechería del Ministerio de Agroindustria.



* Elaboración propia a partir de datos de la Subsecretaría de lechería, Ministerio de Agroindustria.

Figura 1. Evolución de la producción de leche en Argentina y el mundo (2000-2015)

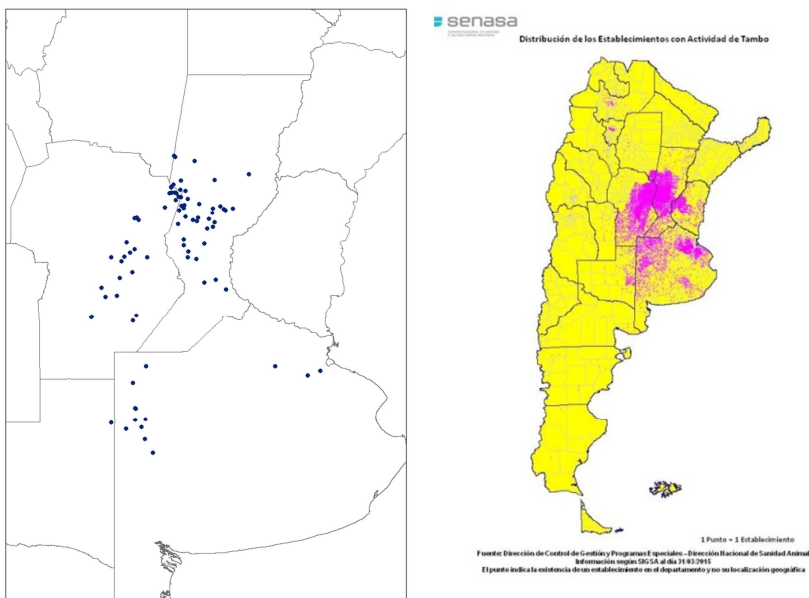
Para las estimaciones de eficiencia técnica, se emplearon datos de panel de establecimientos de producción de leche ubicados en las provincias de Buenos Aires, Córdoba y Santa Fe. El panel está constituido por dos periodos, el primero abarca de julio de 2012 a junio del 2013 y el segundo corresponde al periodo julio de 2014 a junio de 2015.

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 con una descripción más detallada de los diferentes modelos de fronteras estocásticas 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 empleados corresponden a 86 establecimientos lecheros, con información sobre su estructura y planteo técnico-productivo,

obtenidos de la encuesta sectorial de INTA⁴ (Gastaldi *et. al.*, 2015). En la figura 2 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 (Mapa 1).



Mapa 1. Distribución geográfica de los establecimientos lecheros.
Total país (mapa de la derecha), muestra (mapa de la izquierda, SENASA 2015)

En el Cuadro 1 se presentan las principales características de los tambos. 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 175 vacas totales a un stock de 187 cabezas.

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

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.

También 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 2846 litros a un total de 3088 litros (4,3% acumulado anual).

Variab les	2012-2013	2014-2015
Educación universitaria del empresario (% casos)	28%	
Superficie establecimiento tambero (ha tambo)	203 (50 - 800)	213 (50 - 990)
Superficie propia (% ha tambo)	53%	47%
Superficie destinada a vacas adultas (ha VT)	136 (40 - 405)	138 (40 - 450)
Pasturas perennes (% ha VT)	52%	50%
Existencias de vacas adultas (cabezas)	175 (36 - 540)	187 (43 - 705)
Existencias de vacas en ordeñe (cabezas VO)	144 (29 - 450)	153 (37 - 556)
Producción anual de leche (litros)	2846 (439 - 11773)	3088 (651 - 15079)
Producción individual (litros/día/VO)	19.2 (8.8 - 30.2)	19.6 (9.3 - 28.8)
Suplementación con concentrados (kg MS/día/VO)	6.1	6.6
Suplementación con conservados (kg MS/día/VO)	6.2	6.7
Trabajo de ordeñe (equivalente hombre)	1.7	1.9
Trabajo de ordeñe 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 ordeñe con fosa (% casos)	86%	87%
Sombra artificial en corral de espera (% casos)	50%	48%

* Valores mínimos y máximos entre paréntesis.

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

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

Los datos técnicos-productivos se complementaron con información de lluvias mensuales 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 ⁶. En el Cuadro 2

⁶ <http://pmm.nasa.gov>

se presenta una descripción del régimen pluviométrico normal (valores históricos para el periodo 1998-2015) y el correspondiente a los ejercicios 2012-2013⁷ y 2014-2015⁸. En el primer periodo, 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.

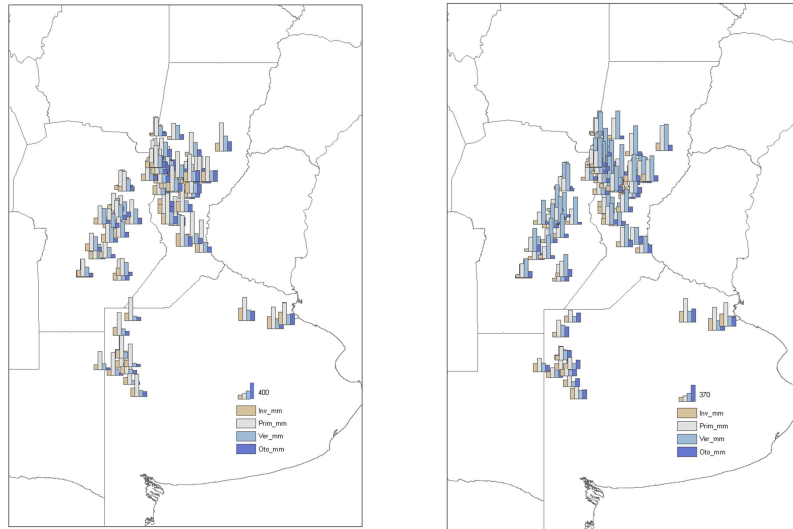
Variables	Histórico	2012/3	2014/5
Pp. invierno: jul/ago/set (mm)	104 (58 - 231)	191 (52 - 314)	113 (61 - 323)
Pp. primavera: oct/nov/dic (mm)	358 (293 - 423)	569 (382 - 792)	377 (244 - 593)
Pp. Verano: ene/feb/mar (mm)	423 (274 - 497)	277 (104 - 389)	506 (119 - 733)
Pp. otoño: abr/may/jun (mm)	166 (93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

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

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

⁷ Este periodo se mide desde Julio 2012 a Junio 2013.

⁸ Este periodo se mide desde Julio 2014 a Junio 2015.



Panel 2a. Ejercicio 2012-2013

Panel 2b. Ejercicio 2014-2015

Mapa 2. Distribución trimestral de lluvias por establecimiento.

3. METODOLOGÍA

La medición de la eficiencia técnica en la producción a través de fronteras estocásticas comienza con los trabajos de Aigner, Lovelley Schmidt (1977), Meeusen y Van Den Broeck (1977), BatteseyCoelli (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 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

estocástica (Cobb-Douglas o Translog), el modelo planteado implica estimar las fronteras estocásticas, las que se pueden escribir como:

$$y_{it} = f(x_{it}, z_{it}, \beta, \gamma) + v_{it} \pm u_{it} \tag{1}$$

$$i = 1, \dots, N$$

$$t = 1, \dots, T$$

$$y_{it} = \alpha + \beta'x_{it} + \gamma'z_{it} + v_{it} \pm u_{it}; \quad u_{it} \geq 0 \tag{2}$$

Donde y_{it} es el *output* de la empresa i en el período t , x_{it} es el vector de *inputs* (o precios de los insumos), z_{it} es el vector de características específicas de las firmas, β y γ son los vectores de parámetros. El signo del último término depende si la frontera describe costos (+) o producción (-). El modelo básico de frontera estocástica propuesto por Aigner, Lovelly Schmidt (1977) incorpora supuestos distribucionales al modelo. El “error compuesto” es la suma de un error idiosincrático con distribución normal y simétrica (v) y el valor absoluto de una variable con distribución normal, la ineficiencia (u):

$$v_{it} \sim N[0, \sigma_v^2]$$

$$u_{it} = |U_{it}| \text{ donde } U_{it} \sim N[0, \sigma_u^2] \perp v_{it}$$

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 u_{it} y la heterocedasticidad en u_{it} y/o v_{it} .

El modelo se expresa, generalmente, en logaritmos, con lo que, para pequeñas desviaciones, el término de ineficiencia (u_{it}) se puede interpretar como el porcentaje de desviación del valor de producción (o costo) observado de la firma (y_{it}) respecto a su propia frontera: $u_{it} = y_{it} - y_{it}^*$ donde:

$$y_{it}^* = \alpha + \beta'x_{it} + \gamma'z_{it} + v_{it} \tag{3}$$

De esta forma, la eficiencia de la firma i en el momento t estará dada por $\frac{\exp(y_{it}^*)}{\exp(y_{it})} = \exp(-u_{it})$. Con este marco, el análisis de eficiencia consiste en estimar primero los parámetros de la función de producción (o costos) $\alpha, \beta, \gamma, \sigma_u$ y σ_v . Estos parámetros estructurales pueden o no tener interés para el analista. Con la estimación de los parámetros, es posible la estimación del “error compuesto”:

$$\varepsilon_{it} = v_{it} \pm u_{it} = y_{it} - \alpha - \beta'x_{it} - \gamma'z_{it} \quad (4)$$

Por “plug-in”. Sin embargo, el objetivo es la estimación de u_{it} y no de ε_{it} , 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. Otra alternativa, propuesta por Schmidt y Sickles (1984), que no requiere supuestos de distribución, es permitir la correlación entre el componente de ineficiencia y las variables explicativas del modelo y estimar el modelo por efectos fijos; Kim y Schmidt (2000) presenta una discusión de este enfoque.

De los modelos propuestos en la literatura, vamos a concentrarnos en aquellos que permiten la incorporación de heterogeneidad de los individuos. Para ello, se presentan los modelos básicos y las modificaciones propuestas para este fin.

3.1 Heterogeneidad observada

El primer modelo a emplear es la especificación básica del modelo de efectos aleatorios (RE) propuesta por Pitt y Lee (1981). Este modelo asume que la ineficiencia específica de la firma (en términos proporcionales) es la misma para cada año:

$$\begin{aligned} y_{it} &= \alpha + \beta'x_{it} + v_{it} - u_i & (5) \\ v_{it} &= N(0; \sigma_v^2) \\ u_i &= N^+(0; \sigma_u^2) \end{aligned}$$

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

Ese modelo presenta algunos problemas. En primer lugar, el modelo absorbe toda la heterogeneidad no medida en u_i . Segundo, asume que la ineficiencia no está correlacionada con las variables explicativas (Greene, 2005a). Este problema se puede contrarrestar a través de la inclusión de esos efectos en la media y/o varianza de la distribución de u_i , o la varianza de la distribución de v_{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 (v_{it}) capture una parte de la ineficiencia mientras que el término u_i captura la heterogeneidad específicas de las firmas que no cambia en el tiempo.

En el próximo modelo, la heterogeneidad observada afecta la media de distribución de ineficiencia. Esta especificación reduce el supuesto implícito que los efectos no están correlacionados con las variables incluidas en el modelo básico (RE). Este modelo de efectos aleatorios con heterogeneidad observada (REH) es:

$$\begin{aligned} y_{it} &= \alpha + \beta' x_{it} + v_{it} - u_i & (6) \\ v_{it} &= N(0; \sigma_v^2) \\ u_i &= N^+(\mu_i; \sigma_u^2) \\ \mu_i &= \delta_0 + \delta_1 h_i \end{aligned}$$

Donde h_i son las variables que explican la heterogeneidad que afecta la media de la distribución de la ineficiencia. El problema en esta formulación es que, aunque la heterogeneidad observada se modele por separado, ésta no reconoce la heterogeneidad no observable que aún continúa en u_i . La ventaja es que se permite la correlación entre las variables que explican la ineficiencia y las x_{it} , además de permitir una estimación más precisa de la frontera.

Es importante destacar que este modelo sólo considera la heterogeneidad observable y es difícil evaluar de antemano cualquier superioridad de estos modelos en la medición de la ineficiencia. Esto se debe, principalmente, a que la heterogeneidad no observable continúa presente en la distribución de la ineficiencia.

3.2 Heterogeneidad no observada

El modelo básico de efectos aleatorios (FE) de Schmidt y Sickles (1984) tiene el problema que toda heterogeneidad no observada que sea constante en el tiempo aparece en el componente de ineficiencia. Para superar esto, Greene (2005a) propone un modelo con un término constante específico para la firma:

$$\begin{aligned} y_{it} &= \alpha_i + \beta' x_{it} + v_{it} - u_{it} & (7) \\ v_{it} &= N(0; \sigma_v^2) \\ u_{it} &= N^+(0; \sigma_u^2) \end{aligned}$$

Este modelo es denominado por Greene como "True FixedEffectsModel" (TFE). 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 (2005a) 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 que posee resultados conocidos en algebra matricial.

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

$$\begin{aligned} y_{it} &= \alpha + \beta' x_{it} + w_i + v_{it} - u_{it} & (8) \\ v_{it} &= N(0; \sigma_v^2) \\ u_{it} &= N^+(0; \sigma_u^2) \end{aligned}$$

Donde w_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 en torno a la identificación. Sin embargo, el modelo tiene dos errores compuestos:

$$\begin{aligned} y_{it} &= \alpha + \beta' x_{it} + w_i + \varepsilon_{it} & (9) \\ \varepsilon_{it} &= v_{it} - u_{it} \end{aligned}$$

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 w_i puede tener distribución normal. Este modelo se puede reescribir como una frontera estocástica con una constante aleatoria específica por individuo:

$$y_{it} = (\alpha + w_i) + \beta' x_{it} + v_{it} - u_{it} \quad (10)$$

El componente $(\alpha + w_i)$ representa la heterogeneidad no observada entre individuos y el componente de ineficiencia 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.

3.3 Combinación de heterogeneidad observada y no observada

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.

En el modelo REH toda heterogeneidad no observada aparece como ineficiencia. La heterogeneidad observada se considera a través de la inclusión de variables para explicar la media de la distribución de la ineficiencia. Es posible considerar tanto la heterogeneidad no observable como la observable simultáneamente combinando los modelos TRE y REH. Este modelo se puede escribir como:

$$\begin{aligned}
 y_{it} &= (\alpha + w_i) + \beta'x_{it} + v_{it} - u_{it} & (11) \\
 v_{it} &= N(0; \sigma_v^2) \\
 u_i &= N^+(\mu_i; \sigma_u^2) \\
 \mu_i &= \delta_0 + \delta_1 h_i
 \end{aligned}$$

4. RESULTADOS

Se estimaron cuatro especificaciones alternativas de las fronteras estocásticas empleando funciones de producción del tipo Cobb-Douglas. El primer modelo estimado es el modelo clásico de RE (Modelo 1):

$$\begin{aligned}
 ventas_{it} &= \alpha + \beta_1 superfi cie_{it} + \beta_2 carga_{it} + \beta_3 relación\ productiva_{it} \\
 &+ \beta_4 alimento\ concentrado_{it} + \beta_5 alimento\ silo_{it} \\
 &+ \beta_6 agrónomo_{it} + \beta_7 inseminación_{it} + \beta_8 sombra_{it} \\
 &+ \beta_9 lluvias\ inv_{it} + \beta_{10} lluvias\ pri_{it} + \beta_{11} lluvias\ ver_{it} \\
 &+ \beta_{12} lluvias\ oto_{it} + \beta_{13} prov\ bsas_{it} + \beta_{14} prov\ cor_{it} + v_{it} - u_i
 \end{aligned}$$

$$v_{it} = N(0; \sigma_v^2)$$

$$u_i = N^+(0; \sigma_u^2)$$

Las variables empleadas en la estimación de la función de producción están definidas de la siguiente forma⁹:

- Ventas (variable dependiente): ventas de leche en litros por año (en logaritmos).
- Superficie: número de hectáreas destinadas a la actividad lechera (en logaritmos).

⁹ Las variables empleadas en las demás especificaciones se encuentran definidas de la misma forma.

- 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.
- 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.

El segundo de los modelos estimados es el modelo TRE, propuesto por Greene (2005a). En este caso el término de ineficiencia (u) es variable en el tiempo. En este modelo se emplea un término constante aleatorio específico por individuo. El modelo estimado es el siguiente:

$$\begin{aligned}
 y_{it} = & (\alpha + w_i) + \beta_1 \text{superficie}_{it} + \beta_2 \text{carga}_{it} + \beta_3 \text{relación productiva}_{it} \\
 & + \beta_4 \text{alimento concentrado}_{it} + \beta_5 \text{alimento silo}_{it} \\
 & + \beta_6 \text{agrónomo}_{it} + \beta_7 \text{inseminación}_{it} + \beta_8 \text{sombra}_{it} \\
 & + \beta_9 \text{lluvias inv}_{it} + \beta_{10} \text{lluvias pri}_{it} + \beta_{11} \text{lluvias ver}_{it} \\
 & + \beta_{12} \text{lluvias oto}_{it} + \beta_{13} \text{prov bsas}_{it} + \beta_{14} \text{prov cor}_{it} + v_{it} \\
 & - u_{it}
 \end{aligned}$$

$$v_{it} = N(0; \sigma_v^2)$$

Para este modelo se probaron dos especificación alternativas para el componente de error de la ineficiencia (u), la primera de ellas con distribución exponencial (Modelo 2A) y la otra con distribución half-normal (Modelo 2B). La estimación del modelo TRE se efectúa por MSL (Maximum Log simulated-likelihood). Para ello, se asume que la heterogeneidad no observable tiene distribución $N(0, \theta^2)$ y que $E(w_i|x_{jit}) = 0$, donde $j = 1, \dots, 14$ indexa el número de variables explicativas.

El tercero de los modelos es el TFE, propuesto por Greene (2005a), cuya especificación está dada por (Modelo 3):

$$y_{it} = \alpha_i + \beta_1 \text{superficie}_{it} + \beta_2 \text{carga}_{it} + \beta_3 \text{relación productiva}_{it} + \beta_4 \text{alimento concentrado}_{it} + \beta_5 \text{alimento silo}_{it} + \beta_6 \text{agrónomo}_{it} + \beta_7 \text{inseminación}_{it} + \beta_8 \text{sombra}_{it} + \beta_9 \text{lluvias inv}_{it} + \beta_{10} \text{lluvias pri}_{it} + \beta_{11} \text{lluvias ver}_{it} + \beta_{12} \text{lluvias oto}_{it} + \beta_{13} \text{prov bsas}_{it} + \beta_{14} \text{prov cor}_{it} + v_{it} - u_{it}$$

$$v_{it} = N(0; \sigma_v^2)$$

$$u_{it} = N^+(0; \sigma_u^2)$$

El último modelo estimado es la combinación del modelo de efectos aleatorios con el modelo TRE (Modelo 4A). La idea de este modelo es que se pueda considerar, simultáneamente, tanto la heterogeneidad observada como la no observada. El modelo es:

$$y_{it} = (\alpha + w_i) + \beta_1 \text{superficie}_{it} + \beta_2 \text{carga}_{it} + \beta_3 \text{relación productiva}_{it} + \beta_4 \text{alimento concentrado}_{it} + \beta_5 \text{alimento silo}_{it} + \beta_6 \text{agrónomo}_{it} + \beta_7 \text{inseminación}_{it} + \beta_8 \text{sombra}_{it} + \beta_9 \text{lluvias inv}_{it} + \beta_{10} \text{lluvias pri}_{it} + \beta_{11} \text{lluvias ver}_{it} + \beta_{12} \text{lluvias oto}_{it} + \beta_{13} \text{prov bsas}_{it} + \beta_{14} \text{prov cor}_{it} + v_{it} - u_{it}$$

$$v_{it} = N(0; \sigma_v^2)$$

$$u_i = N^+(\mu_i; \sigma_u^2)$$

$$\mu_i = \delta_0 + \delta_1 \text{relación productiva}_{it}$$

En este caso se probó además la incorporación de la relación productiva como determinante de la varianza del componente de ineficiencia (Modelo 4B), pero no resultó relevante.

En el Cuadro 3 se presenta la estimación de los distintos modelos. 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 4A, es decir, aquel que tiene en cuenta ambos tipos de heterogeneidad entre individuos, con la media de la ineficiencia en función de la relación productiva y varianza constante.

Modelo	Modelo 1	Modelo 2A	Modelo 2B	Modelo 3	Modelo 4A	Modelo 4B
Superficie	0.970***	0.965***	0.971***	0.303** *	0.955***	0.953***
	(0.0358)	(0.0382)	(0.0375)	(0.0532)	(0.0349)	(0.0350)
Carga	0.961***	0.960***	0.948***	1.085** *	0.952***	0.953***
	(0.0500)	(0.0498)	(0.0503)	(0.203)	(0.0486)	(0.0483)
Relación Productiva	1.518***	1.538***	1.571***	1.729	0.552*	0.690*
	(0.232)	(0.246)	(0.236)	(0)	(0.328)	(0.385)
Alimento Concentrado	0.140***	0.127***	0.130***	0.680** *	0.123***	0.120***
	(0.0380)	(0.0401)	(0.0391)	(0.134)	(0.0402)	(0.0403)
Alimento Silo	0.0651**	0.0622**	0.0576**	0.587** *	0.0641**	0.0642** *
	(0.0274)	(0.0276)	(0.0267)	(0.0869)	(0.0250)	(0.0249)
Agrónomo	0.0685**	0.0618**	0.0606**	0.567** *	0.0561**	0.0546**
	(0.0290)	(0.0290)	(0.0293)	(0.174)	(0.0279)	(0.0278)
Inseminación	0.0730**	0.0777**	0.0813** *	0.494** *	0.0743**	0.0735**
	(0.0308)	(0.0315)	(0.0311)	(0.172)	(0.0295)	(0.0296)
Sombra	0.0406	0.0571	0.0500	0.902** *	0.0729**	0.0711**
	(0.0360)	(0.0366)	(0.0343)	(0.210)	(0.0340)	(0.0340)

Cuadro 3. Estimación de las fronteras estocásticas

Lluvias (invierno)	-0.00716 (0.0488)	-0.00960 (0.0481)	-0.00428 (0.0490)	0.280** (0.140)	-0.0370 (0.0461)	-0.0402 (0.0464)
Lluvias (primavera)	0.0212 (0.0684)	0.0380 (0.0681)	0.000455 (0.0597)	0.234* (0.142)	0.0785 (0.0640)	0.0813 (0.0640)
Lluvias (verano)	0.0281 (0.0477)	0.0501 (0.0483)	0.0159 (0.0386)	0.258** * (0.0768)	0.0603 (0.0479)	0.0569 (0.0482)
Lluvias (otoño)	0.0201 (0.0362)	0.0275 (0.0373)	0.0183 (0.0350)	0.283** (0.126)	0.0288 (0.0364)	0.0271 (0.0367)
Provincia Bs As	0.0692 (0.0665)	0.0807 (0.0655)	- -	0.990** * (0.337)	0.112* (0.0604)	0.112* (0.0601)
Provincia Córdoba	0.0180 (0.0423)	0.0270 (0.0460)	- -	1.172** * (0.222)	0.0334 (0.0439)	0.0326 (0.0438)
Constante	6.944*** (0.631)	6.614*** (0.625)	7.088*** (0.530)	- -	7.327*** (0.625)	7.257*** (0.632)
Número de Observaciones	169	169	169	166	169	169
AIC	-105.02	-100.67	-103.64	217.13	-108.96	-107.46

Errores estándares entre paréntesis.

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

Cuadro 3. Estimación de las fronteras estocásticas (cont.)

Los coeficientes asociados a las variables explicativas del modelo 4A 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 4 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 (u). 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)¹⁰ resulta ser significativo en todos los modelos TRE.

¹⁰Es el parámetro que caracteriza la distribución del componente no observable w_i . Este modelo se estima por Máxima verosimilitud simulada ("maximum simulated likelihood"), para mayor detalle acerca del método ver Greene (2001) o Train (2002).

Modelo		Modelo 1	Modelo 2A	Modelo 2B	Modelo 3	Modelo 4A	Modelo 4B
Mu	Constante	-	-	-	-	2.747**	2.936**
		-	-	-	-	(1.145)	(1.212)
	Relación Productiva	-	-	-	-	-	-
		-	-	-	-	3.687**	3.990**
					(1.791)	(1.919)	
U sigma	Constante	0.0443***	-	-	-	-	-
		(0.0120)	5.162**	1.240**	1.240***	3.053**	4.859*
		(0.832)	(0.268)	(0.268)	(0.673)	(2.504)	
	Relación Productiva	-	-	-	-	-	2.423
-		-	-	-	-	(3.194)	
V sigma		0.0148***	-	-	-	-	-
		(0.00226)	4.692**	5.098**	29.36	5.320**	5.415***
		(0.433)	(0.861)	(68.19)	(0.708)	(0.762)	
Theta		-	0.126**	0.130**	-	0.118**	0.117***
		-	(0.0171)	(0.0167)	-	(0.0161)	(0.0166)

Errores estándares entre paréntesis.

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

Cuadro 4. Componente de error (aleatorio e ineficiencia)

En base a las estimaciones presentadas se escoge el modelo 4A, para el que se presentan los resultados de la eficiencia técnica calculados

como $\exp(-E(u|\varepsilon))$, ver Cuadro 5. 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 período difieren, se obtienen resultados similares a otros trabajos de medición de eficiencia del sector, como Gallacher (2011) y Gallacher y Lema (2014)¹¹.

Analizado por provincia, la eficiencia de los tambos de la provincia de Buenos Aires aumenta entre ejercicios productivos, pasyo 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.

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

Cuadro 5. Eficiencia Técnica

La distribución de las predicciones de eficiencia técnica de los tambos se expone en la figura 2. 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.

¹¹ Los autores emplean los modelos de Aigner, Lovell y Schmidt (1977) y de Battese y Coelli (1992, 1995) para explotaciones lecheras miembros de grupo CREA (Consortios Regionales de Experimentación Agrícola) para el período 2003/9.

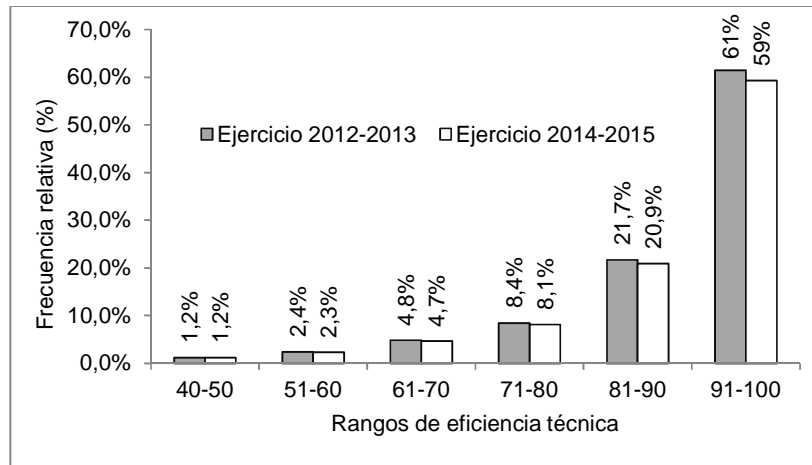


Figura 2. Frecuencia relativa de las estimaciones de la Eficiencia Técnica

A fin de poder efectuar un análisis de correspondencias múltiples se dividió la muestra en dos, por un lado los tambos con niveles de eficiencia técnica superiores al promedio y por otro los que presentan valores inferiores al promedio. Como resultado, se observa que en los establecimientos con menor nivel de eficiencia técnica la adopción de estrategias de control productivo y reproductivo tiende a ser nula. La figura 3 muestra la correspondencia encontrada, cuyo análisis explicó el 50% de la variabilidad total.

Contribución a la Chi cuadrado					
Autovalor	Inercias		Chi-Cuadrado	(%)	%
acumulado					
1	0.59	0.34	437.47	34.08	34.08
2	0.40	0.16	205.90	16.04	50.12

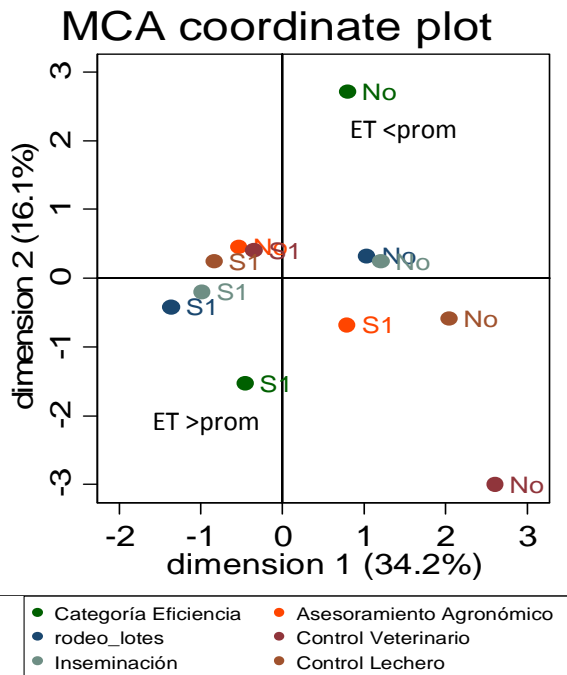


Figura 3. Análisis de correspondencia entre categorías de eficiencia técnica y variables representativas de la adopción de tecnologías de manejo productivo y reproductivo

En general los establecimientos con eficiencias inferiores al promedio tuvieron una productividad en litros/ha VT, estadísticamente inferior a la alcanzada por el grupo de alta eficiencia, cuyos promedios para los dos periodos analizados fue de 5860 y 9343 litros/ha VT, respectivamente. Las variables que más incidieron fueron la producción individual de leche (16 y 21 litros/VO/día, para la categoría menor eficiencia y mayor eficiencia, respectivamente) y la relación productiva (78 y 83%, respectivamente). Esta última

variable, resultó ser estadísticamente significativa para explicar del componente de error del modelo.

5. CONCLUSIONES

En el trabajo se propone la estimación de la eficiencia técnicas de establecimientos lecheros de la región pampeana. Para ello se han estimado fronteras estocásticas a través de funciones de producción del tipo Cobb-Douglas. En particular, se utilizaron los modelos propuestos por Greene (2005a). 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 FixedEffects"), 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.

La identificación de estos factores es esencial para el desarrollo de los establecimientos a fin de alcanzar niveles más eficientes de producción. Sin embargo, muchas de estas medidas no son de bajo costos, con lo cual podrían tener consecuencias en la eficiencia de costos. Si bien este trabajo permitió el análisis de los niveles de eficiencia productiva de los tambos de la región pampeana, queda pendiente para futuras investigaciones el análisis de la eficiencia en costos como así también la consideración de la región extra pampeana.

BIBLIOGRAFÍA

Aigner, D., Lovell, K.; Schmidt, P. (1977) "Formulation y estimation of stochastic frontier production function models" *Journal of Econometrics*, 6(1), 21-37.

Arzubi, A., Schilder, E. (2006) "Una observación de los sistemas de producción de leche realizada desde la eficiencia". En *XXXVII Reunión Anual de la Asociación Argentina de Economía Agraria*. Villa Giardino, Córdoba, Argentina: AAEA.

Battese, G. E., Coelli, T. J. (1992) "Frontier production functions. Technical efficiency y panel data: with application to paddy farmers in India". *Journal of Productivity Analysis*, 3, 153-169.

Battese, G. E., Coelli, T. J. (1995) "A Model of Technical Inefficiency Effects in a Stochastic Frontier Production Function for Panel Data". *Empirical Economics*, 20, 325-332.

Farsi, M.; Filippini, M.; Greene, W. (2006a). "Application of Panel Data Models in Benchmarking Analysis of the Electricity Distribution Sector". *Annals of Public y cooperative Economics*, 77 (3), 271-290.

Farsi, M., Filippini, M. y Kuenzle, M. (2006b) "Cost efficiency in regional bus companies: An application of alternative stochastic frontier models". *Journal of Transport Economics y Policy*, 40(1), 95-118.

Farsi, M., Filippini, M. y Kuenzle, M. (2007) "Cost efficiency in the Swiss gas distribution sector". *Energy Economics*, 29(1), 64-78.

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*

agropecuarioargentino. Productivityworkshop in LatinAmerica y Caribbean. Inter-American Development Bank (IDB), Washington DC.

Gastaldi, L., Galeto, A., Lema, D. (2007) "Lechería en áreas con restricciones edáficas y climáticas. Eficiencia técnica y potencial productivo". En *XXXVIII Reunión Anual de la Asociación Argentina de Economía Agraria*. Mendoza, Argentina: AAEA.

Gastaldi, L., Litwin, G., Maekawa, M., Centeno, A., Engler, P., Cuatrin, A., Chomicz, 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), 83-136.

Greene, W. (1990). "A gamma distributed stochastic frontier model". *Journal of Econometrics*, 46 (1), 141-164.

Greene, W. (2004) "Distinguishing between heterogeneity and inefficiency: stochastic frontier analysis of the World Health Organization's panel data on national health care systems". *Health Economics*, 13(10), 959-980.

Greene, W. (2005a) "Reconsidering heterogeneity in panel data estimators of the stochastic frontier model". *Journal of Econometrics* 126(2), 269-303.

Greene, W. (2005b) "Fixed and Random Effects in Stochastic Frontier Models". *Journal of Productivity Analysis*, 23(1), 7-32.

Jondrow, J.; Lovell, C. Materov, I.; Schmidt, P. (1982) "On estimation of technical inefficiency in the stochastic frontier production function model". *Journal of Econometrics*, 19(2-3), 233-238.

Kim, Y. 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. Svento, R. (2008). "Estimation of cost-effectiveness of the Finnish electricity distribution utilities". *Energy Economics*, 30(2), 212-229.

Kumbhakar, S. Hjalmarsson, L. (1993). "Technical Efficiency and Technical Progress in Swedish Dairy Farms". En H. Fried, K. Lovell y

- Schmidt, S. (eds). *The Measurement of Productive Efficiency: Techniques y Applications*. New York: Oxford University Press.
- Kumbhakar, S., Lovell, K. (2000). “*Stochastic frontier analysis*”, Cambridge: Cambridge University Press.
- Lee, Y.; Schmidt, P. (1993) “A production frontier model with flexible temporal variation in technical inefficiency”. En Fried, H., Lovell, C. y Schmidt, S. (Eds.), *The measurement of productive efficiency: techniques y applications*, Oxford University Press, New York, 237-255.
- Meeusen, W.; 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.; Schilder, E. (2004) “Medidas alternativas de eficiencia técnica en tambos de la Argentina, utilizando una frontera de producción estocástica y datos de panel desbalanceado”. En *I Congreso Regional de Economistas Agrarios*. Mar del Plata, Argentina: AAEA, SUEA, AEA.
- Pitt, M.; Lee, L. (1981) “The measurement y sources of technical inefficiency in Indonesian weaving industry” *Journal of Development Economics*, 9(1), 43–64.
- Schilder, E.; Bravo Ureta, B. (1993). “Análisis de la eficiencia técnica mediante funciones estocásticas de frontera: el caso de la cuenca lechera central Argentina”. *Instituto Nacional de Tecnología Agropecuaria, INTA, de Santa Fe*. Argentina, 1-18.
- Schmidt, P.; Sickles, R. E. (1984). “Production Frontiers y Panel Data”. *Journal of Business y Economic Statistics*, 2(4): 367-374.
- Stevenson, R. (1980). “Likelihood functions for generalized stochastic frontier functions”. *Journal of Econometrics*, 13(1), 57–66.