

## *Revista Electrónica Nova Scientia*

# Eficiencia técnica en la agricultura familiar: Análisis envolvente de datos (DEA) versus aproximación de fronteras estocásticas (SFA) Technical efficiency in family farming: data envelopment analysis (DEA) vs. Stochastic frontiers approach (SFA)

**Ramiro Rodríguez Sperat<sup>1</sup>, María Pía Brugiafreddo<sup>2</sup>  
y Erica Raña<sup>3</sup>**

---

<sup>1</sup>Instituto de Estudios para el Desarrollo Social (INDES),  
Universidad Nacional de Santiago del Estero.

<sup>2</sup>Instituto Argentino de Análisis Fiscal, Córdoba.

<sup>3</sup>Facultad de Agronomía y Agroindustrias,  
Universidad Nacional de Santiago del Estero.

---

**Argentina**

Ramiro Rodríguez Sperat. E-mail: [ramiorodriguezsperat@hotmail.com](mailto:ramiorodriguezsperat@hotmail.com)

## Resumen

El presente trabajo estudia la eficiencia técnica en la agricultura familiar, tomando como caso de estudio las explotaciones que producen leche de cabra en la cuenca lechera caprina de Santiago del Estero, y utilizando el Análisis Envolvente de Datos (DEA) y la Aproximación de Fronteras Estocásticas (SFA). En relación a la eficiencia de los productores estudiados, se observa que la cuenca lechera caprina de Santiago del Estero cuenta con índices de eficiencia técnica promedio de 0.567 (utilizando DEA CRS), 0.693 (utilizando DEA VRS) y 0.745 (utilizando SFA). Mediante la comparación de los resultados se observa que no existirían diferencias en los resultados entre DEA (VRS) y SFA, en cambio si se observan diferencias al comparar los resultados de DEA (CRS) y SFA. En ese marco, no se encontraron fundamentos para utilizar uno u otro método para los estudios de eficiencia en la agricultura familiar, debiéndose tomar la decisión de que método utilizar para cada caso en particular, de acuerdo al tipo de información disponible, la formación de cada investigador y la aplicación que se busque dar a los resultados.

**Palabras Clave:** eficiencia; agricultura familiar; lechería caprina; DEA; SFA

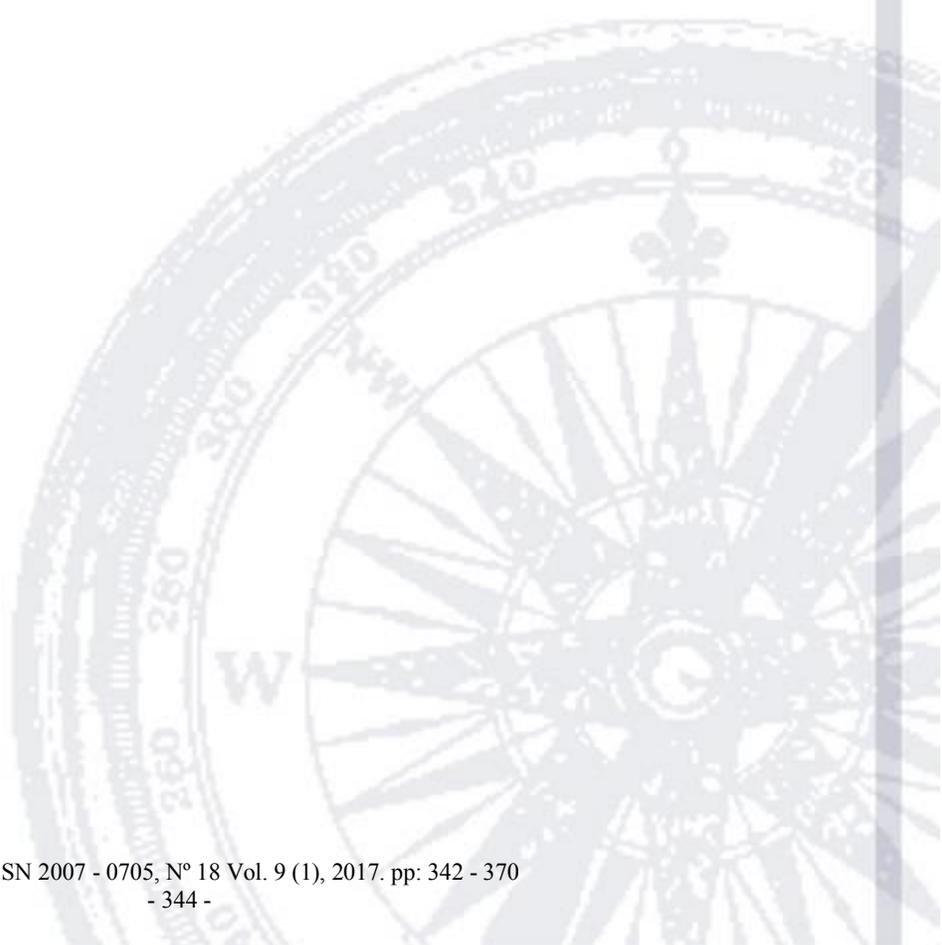
*Recepción:* 22-09-2016

*Aceptación:* 16-01-2017

## Abstract

This paper studies the technical efficiency in family farming, using as case of study the production of goat milk at the basin of Santiago del Estero, and using DEA and SFA. Regarding the efficiency of the studied farmers, it is observed that goat milk basin of Santiago del Estero has technical efficiency average indices of 0.567 (using DEA CRS), 0.693 (using DEA VRS) and 0.745 (using SFA). By comparing the results it shows that there are no differences in outcomes between DEA (VRS) and SFA, however differences are observed comparing the results of DEA (CRS) and SFA. In this context, no grounds were found to use either method for efficiency studies on family farming. The decision regards of which method to use should be taken considering each particular case, according to the type of information available, the formation of each research and the purpose of each particular study.

**Keywords:** Efficiency, Family Farming, Goat Milkery, DEA, SFA.



## Introducción

Los estudios de eficiencia en la producción son una herramienta que permite identificar si los productores de un determinado sector están elaborando sus productos de la mejor forma posible, aprovechando al máximo los recursos que tienen a su disposición (De los Ríos, 2006).

La idea detrás de este tipo de estudios es comparar la actuación real de una unidad productiva con respecto a un óptimo, pero por lo general no se dispone de un conocimiento perfecto sobre el ámbito en el que se desenvuelven las explotaciones estudiadas, ni tampoco se conoce con exactitud la tecnología ni las restricciones que pueden afectar la producción (Álvarez Pinilla, 2001).

Por lo tanto, en estos casos lo más apropiado sería comparar lo que hace la unidad productiva con respecto a otras unidades similares. Esa fue la idea de Farrell (1957), cuyo trabajo puede considerarse el pionero de todos los estudios en este campo. El gran aporte de Farrell fue determinar empíricamente un estándar de referencia -la frontera- contra el cual comparar las unidades y determinar si ellas son eficientes o no. Las medidas de eficiencia calculadas de esa forma definen lo que se conoce como eficiencia relativa, es decir, miden la eficiencia comparando su actuación con la de las “mejores” explotaciones observadas, que son las que definen la frontera eficiente.

A partir de los estudios de Farrell, el conocimiento en la materia fue evolucionando notablemente y se fueron descubriendo distintos tipos de eficiencia y diferentes formas de medirla, al punto de que en la actualidad se puede hablar de toda una rama de investigación aplicada en el campo de la economía y la econometría.

Sin embargo, este tipo de estudios aún no ha sido muy aplicado para actividades desarrolladas por el sector de la agricultura familiar. Tal vez esto se deba a las particulares características del actor social involucrado, que hace que para su análisis sea cuestionable utilizar algunos criterios económicos (Rodríguez Sperat, 2012).

Cabe aclarar que el concepto agricultura familiar es una noción relativamente novedosa para los estudios agrarios, ya que la misma se acuñó a mediados del siglo XX en búsqueda de un modelo de desarrollo rural alternativo que garantizara, entre otros aspectos, la permanencia de la población en el espacio rural y el respeto por el medio ambiente (Salcedo, De la O y Guzmán, 2014)<sup>1</sup>. En

---

<sup>1</sup> Históricamente, la categoría más utilizada en la región fue la de campesino. Más adelante, y con el propósito de resaltar la existencia de una estructura agraria dicotómica y desigual, el concepto de campesino se hizo equivalente al de minifundista (Salcedo, De la O y Guzmán, 2014). También se utilizaron términos más ligados al tamaño de la parcela como por ejemplo pequeños productores. Estos últimos conceptos sobre todo, han suscitado diversas críticas debido a que llevan implícita una visión economicista que recorta sentidos, excluyendo los aspectos culturales y políticos. En esa misma dirección es que resulta significativa la definición cualitativa sobre la agricultura familiar que

este trabajo se utilizará el concepto de agricultura familiar como un concepto amplio que incluye a una diversidad de actores (campesino, chacarero, colono, sin tierra, los trabajadores rurales y pueblos originarios) y a una pluralidad de actividades (tanto agrícolas como ganaderas y tanto productivas, como extractivas y de servicios). En este caso en particular tomaremos como caso de estudio a un grupo de agricultores familiares que conforman la denominada cuenca lechera caprina, de la provincia de Santiago del Estero (Argentina).

Interesa resaltar esta cuestión debido a que la principal crítica que han realizado los estudios sociales agrarios hacia el andamiaje teórico neoclásico -desde el cual emergen los lineamientos centrales utilizados en los estudios de eficiencia-, es el criterio unívoco de racionalidad en el que se basa, asociado al objetivo de la optimización de una función de producción restringida específicamente a la maximización de las ganancias. En general, las interpretaciones neoclásicas han hecho abstracción del contexto social en el que se integra el proceso de producción, así como del trasfondo estructural en que se asienta la problemática agraria (Bartra, 2008). De esta manera, los problemas son tratados como si solo involucraran un proceso de asignación de recursos que responde básicamente al mecanismo central de los precios. Astori (1984: 50) lo manifiesta claramente al decir que no puede haber un solo tipo de racionalidad; y lo que debería ser una búsqueda del tipo de racionalidad que representa la agricultura tradicional, se convierte para los estudiosos neoclásicos, en saber si esta última es o no racional.

En ese contexto, para los estudios de eficiencia en la agricultura familiar resultaría aconsejable dejar de lado la eficiencia asignativa, y analizar la eficiencia técnica y eventualmente la eficiencia de escala (Rodríguez Sperat y Jara, 2014).

Otra discusión habitual en este tipo de trabajos gira en torno a lo apropiado que resulta el uso de un método en particular para estimar la eficiencia, ya que los resultados de un estudio pueden ser muy sensibles al método utilizado.

Las técnicas que se utilizan con mayor frecuencia son el Análisis Envolvente de Datos (Charnes et al., 1978) y la Aproximación de Fronteras Estocásticas (Aigner et al., 1977; Meeusen y Van den Broek 1977). El primero -denominado comúnmente DEA por sus iniciales en inglés- utiliza técnicas de programación lineal, mientras que el segundo -más conocido como SFA- utiliza métodos econométricos.

---

elaboró el Foro Nacional de Agricultura Familiar en Argentina, señalando que se trata de “una forma de vida y una cuestión cultural” (FONAF, 2006)

La selección de que método conviene utilizar no es una tarea sencilla y debe ser decidida para cada caso en particular, fundamentalmente en base a la calidad de la información disponible, lo apropiado que resulte utilizar distintas formas funcionales sobre la muestra y la posibilidad de realizar presunciones sobre el comportamiento de los productores estudiados (Johansson, 2005).

### **Algunos antecedentes**

Como se observa, elegir entre métodos paramétricos y no paramétricos es una cuestión delicada, y existen algunos estudios que buscaron echar algo de luz sobre la materia comparando los resultados obtenidos para un mismo caso de estudio mediante las dos aproximaciones.

Así, es posible encontrar algunos ejemplos fuera del sector agrícola, como el de Coelli y Perelman (1999) que compararon valores de eficiencia técnica en compañías ferroviarias europeas mediante DEA y SFA, y encontraron que la elección de un método determinado no debería tener mucha influencia en los resultados. Resti (1996) estudió los valores de eficiencia de costos para la banca italiana, y también observó que no existía una gran diferencia entre ambos métodos.

Tingley, Pascoe y Coglean (2005) realizaron un estudio de eficiencia sobre los factores que afectan la eficiencia en las pesqueras en el Canal de la Mancha, utilizando el DEA (con una regresión tobit) y el SFA, y en sus resultados concluyeron que los resultados del DEA son por lo general tan robustos como los que arroja el SFA; y Fiorentino, Karmann y Koetter (2006) realizaron un estudio de eficiencia de costos en los bancos alemanes, encontrando que los resultados bajo SFA fueron significativamente mayores que los arrojados por el DEA.

En lo que respecta a estudios sobre producciones agrarias se puede destacar el trabajo de Iráizoz et al. (2003), que calcula la eficiencia técnica de un grupo de productores españoles de vegetales, y concluye en que existe una importante correlación entre la aproximación paramétrica y no paramétrica.

Sharma et al. (1999) estudiaron la eficiencia de los productores de cerdos en Hawaii y encontraron que, bajo el supuesto de rendimientos a escala constantes (CRS), la eficiencia técnica y económica presentaban en promedio resultados significativamente mayores en SFA que en DEA. Sin embargo, bajo la asunción de rendimientos a escala variables (VRS) los resultados de ambos métodos fueron bastante similares. La eficiencia asignativa estimada en este estudio fue, en cambio, siempre mayor utilizando DEA.

Existe otro trabajo realizado sobre las granjas lecheras suecas (Johansson, 2005), en el que se descubrió que el DEA arrojaba resultados más altos que los obtenidos mediante SFA. La autora de este estudio comenta que encontrar índices mayores en DEA que en SFA constituye un fuerte indicio sobre la presencia de errores en la especificación funcional del SFA: el DEA siempre debería reportar índices de eficiencia más bajos que en el SFA debido a que todas las desviaciones de la frontera son consideradas como ineficiencias. Consecuentemente, desde este punto de vista es posible inferir que el DEA será siempre la mejor opción cuando obtenga mayores resultados que el SFA.

Ghorbani, Amiteimoori y Dehghanzadeh (2010) aplicaron ambos métodos para el análisis de la eficiencia técnica en granjas de feedlot de la región del Caspio y, en consonancia con el trabajo citado anteriormente, los autores concluyeron que el SFA genera índices de eficiencia técnica más bajos que el DEA.

En el año 2012, Madau publicó otro trabajo que utiliza las ambas técnicas para comparar la eficiencia técnica y de escala en la agricultura italiana de cítricos. El autor encontró que la eficiencia técnica bajo SFA fue similar a la obtenida con DEA, mientras que la eficiencia de escala proveniente del SFA fue mayor a la obtenida bajo el análisis DEA (Madau, 2012).

Reduciendo la búsqueda hacia una dimensión más regional, Angon Sanchez (2013) aborda el estudio de la eficiencia técnica de los sistemas de leche pastoriles localizados en La Pampa y arriba a un valor de eficiencia técnica media significativamente menor mediante el método SFA que mediante el DEA con retornos variables a escala. Fuera de este trabajo, hasta donde se conoce, no existe una gran cantidad de estudios en Argentina que realicen una comparación entre el DEA y el SFA, sobre todo en lo referido a producciones del sector agrario. En cambio si es posible hacer referencia a estudios de eficiencia que utilizan alguna de las dos técnicas para ciertas producciones agrarias, mayormente de carácter pecuario (Poledo y Lema, 2000; Arzubi y Berbel, 2002; Moreira, et al., 2004; Arzubi et al., 2009).

De este breve repaso bibliográfico se desprende que aún no existe consenso sobre cuál es el método más adecuado para medir la eficiencia, ya que los estudios previos que hicieron el esfuerzo por comparar los resultados entre sí arrojan conclusiones heterogéneas. También se observa que no ha existido un esfuerzo por adaptar estas técnicas a la medición de la eficiencia a la agricultura familiar, lo cual resulta llamativo, sobre todo teniendo en cuenta el consenso existente sobre la

necesidad de potenciar el sector como elemento clave para garantizar la seguridad alimentaria mundial (ONU, 2012; CEPAL, 2013).

El presente trabajo busca indagar entonces, mediante un estudio de caso concreto, si alguna de las dos técnicas más comúnmente utilizadas en los estudios de eficiencia, DEA o SFA, resultaría más apropiada para analizar la eficiencia de la agricultura familiar.

Un abordaje de estas características abriría las puertas a una mayor cantidad de estudios de eficiencia en el sector la agricultura familiar, lo que redundaría en una mayor cantidad de información para los diseñadores de políticas públicas, que sería de utilidad en el proceso de encontrar mejor forma de potenciar al sector desde lo técnico-productivo.

### **Método**

Como se mencionó anteriormente, existen dos metodologías que son las más utilizadas para describir la frontera de producción eficiente y, en base a esto, estimar los índices de eficiencia para cada unidad estudiada: el Análisis de la Frontera de Producción Estocástica (SFA, por sus siglas en inglés) y el Análisis Envolvente de Datos (DEA).

### **Aproximación de fronteras estocásticas (SFA)**

Esta técnica utiliza un modelo estocástico basado en una función de producción. La especificación original del modelo está dada por:

$$\ln y_i = f(\ln x) + v_i - u_i \quad (0)$$

$i = 1, 2, \dots, N$

Donde:

$y_i$  es la producción de la  $i$ -ésima unidad productiva;

$x$  es un vector de cantidades de insumos;

$v_i$  es el término de error estocástico (“ruido”), que captura los factores exógenos que afectan la producción, así como los errores de medición. Puede asumir cualquier valor y se supone que tiene una distribución normal  $(N[0, \sigma_v])$ ;

$u_i$  es la perturbación no negativa que recoge los efectos controlables por el productor. Es decir, es la estimación de la ineficiencia técnica de  $i$ -ésima unidad de producción.

El componente  $u_i$  es inobservable y debe ser inferido a partir del término de error compuesto  $(v_i - u_i)$ . Para descomponer este término y establecer la parte que corresponde a ruido y a ineficiencia, es necesario suponer alguna distribución para  $u_i$ . Varias distribuciones diferentes se han propuesto para el término de ineficiencia, siendo la más común una distribución normal truncada en cero  $[N[0, \sigma_u]]$  (Aigner et al., 1977)<sup>2</sup>.

Asimismo, el modelo supone que  $v_i$  y  $u_i$  son variables independientemente distribuidas, en el sentido que no existe correlación entre los efectos de la ineficiencia técnica y los errores aleatorios.

Se utiliza la reparametrización de Battese y Corra (1977), que reemplaza  $\sigma_v^2$  y  $\sigma_u^2$  por  $\sigma^2 = \sigma_v^2 + \sigma_u^2$  y  $\gamma = \sigma_u^2 / \sigma_v^2 + \sigma_u^2$ . Este último indica la proporción de la varianza total del error combinado que es atribuible a la ineficiencia.

Existen varias formas funcionales que puede asumir la frontera de producción. Las empleadas más comúnmente en el análisis de frontera estocástica son la Cobb Douglas y la Translogarítmica. Esta última está dada por:

$$\ln y_i = \beta_0 + \sum_j \beta_j \ln x_{i,j} + \frac{1}{2} \sum_j \sum_k \beta_{j,k} \ln x_{i,j} \ln x_{i,k} + v_i - u_i \quad (2)$$

siendo la función Cobb-Douglas un caso particular de ella, donde todos los  $\beta_{j,k} = 0$ . En general, el modelo de frontera estocástica con varios insumos y una forma funcional general (lineal en los parámetros) puede expresarse como:

$$\ln y_i = \beta x_i + v_i - u_i \quad \text{o su equivalente} \quad y_i = e^{(\beta x_i + v_i - u_i)} \quad (3)$$

<sup>2</sup> Otros distribuciones supuestas para  $u_i$  han sido una Gamma (Greene, 1990) y Exponencial (Meeusen y van den Broeck, 1977).

La eficiencia técnica ( $ET$ ) relativa a dicha frontera viene dada por  $ET_i = e^{-u_i}$ <sup>3</sup>, y asume valores entre 0 y 1.

### Análisis envolvente de datos (DEA)

El DEA propone utilizar métodos de programación lineal para construir una especie de superficie o frontera a partir de datos puntuales recopilados. La eficiencia es medida en forma relativa a esta frontera, donde todas las desviaciones son tomadas como ineficientes.

Consideremos  $N$  cantidad de firmas, que producen  $M$  cantidad de productos (outputs), y utilizan  $H$  cantidad de diferentes insumos (inputs). Así,  $Y$  es una matriz de outputs resultante de multiplicar  $M \times N$ , y  $X$  es otra matriz resultante de multiplicar  $H \times N$ . Entre ambas matrices, se contiene la información para todas las firmas.

El problema matemático puede ser formulado de la siguiente manera y resuelto para cada una de las firmas estudiadas:

$$\begin{aligned} & \min_{\theta, \lambda} \theta \\ & -y_i + Y\lambda \geq 0, \\ & \theta x_i - X\lambda \geq 0, \\ & \lambda \geq 0 \\ & \theta \in (0,1] \end{aligned} \tag{4}$$

Donde:

$\theta$  = escalar que multiplica el vector de inputs.

$y_i$  representa el único output de la firma  $i$

$x_i$  representa el vector de inputs de la firma  $i$ .

$\lambda$  = vector de constantes  $N \times 1$

$X\lambda$  y  $Y\lambda$  = proyecciones de la frontera de eficiencia.

<sup>3</sup> La Eficiencia Técnica se define como el ratio entre el output observado y uno potencial que se ubica sobre la frontera.

Es decir: 
$$ET_i = \frac{y_i}{e^{(\beta x_i + v_i)}} = \frac{e^{(\beta x_i + v_i - u_i)}}{e^{(\beta x_i + v_i)}} = e^{-u_i}$$

La medida de límite de  $\theta_1 = 1$  indicaría que la firma que alcanza este parámetro sería completamente eficiente desde el punto de vista técnico.

La eficiencia técnica es medida bajo el supuesto de rendimientos constantes a escala (CRS); sin embargo, este supuesto es válido siempre y cuando todas las firmas estén operando en una escala óptima (Coelli *et al.*, 2002). Pero existen varias cuestiones que pueden provocar que la firma no opere en una escala óptima (por citar algunos ejemplos: dificultad de acceso a fuentes de financiamiento o los mismos objetivos personales del propietario). Para solucionar esto, se le agrega al modelo anteriormente expuesto la restricción de convexidad<sup>4</sup>  $N1'\lambda = 1$ , donde  $N1$  es un vector unitario resultante de  $N \times 1$ . De este modo, el límite de la medida de eficiencia técnica resultante bajo la restricción de rendimientos de escala variables va a ser siempre igual al resultado obtenido bajo el supuesto de rendimientos constantes a escala.

### **Comparación de los resultados**

A partir de los resultados obtenidos, se realizó una prueba con el propósito de comprobar si los valores promedio de eficiencia medidos con ambos métodos difieren significativamente.

Para ello, se consideró conveniente en primer lugar tomar los valores de eficiencia para cada una de las explotaciones obtenidos tanto por el modelo DEA (VRS) como por el modelo SFA, y con esos datos se realizó una prueba de diferencias de medias para muestras pareadas (Altman, 1991; Bland y Altman, 1996).

Luego se realizó el mismo procedimiento para los valores DEA (CRS) y SFA.

### **Información utilizada**

El estudio busca estimar la eficiencia relativa para las explotaciones lecheras caprinas que conforman la principal cuenca lechera de Santiago del Estero. En el período estudiado esta cuenca contaba con 58 explotaciones en funcionamiento, con entrega diaria de leche a las fábricas. Dicha estimación surgió de considerar los registros de recepción lechera confeccionados por las fábricas queseras instaladas en el área de riego, y los registros sanitarios y de control lechero realizado por el Programa Provincial de Rumiantes Menores de Santiago del Estero.

---

<sup>4</sup> Esta restricción provoca que la comparación se realice entre firmas con la mayor similitud de tamaño posible. Para ello hace una intersección de planos, formando una especie de casco convexo, que busca que los datos sean agrupados con la mayor precisión posible.

Los datos utilizados fueron obtenidos a través de entrevistas individuales con los productores, especialmente al responsable directo de la producción (siendo en algunos casos el hombre y en una proporción similar la mujer).

Del total de explotaciones propuestas se logró visitar solamente 35, debido a la gran dificultad de acceso a algunas de ellas. Finalmente se descartaron 5 encuestas más por motivos de información incompleta y de dudosa veracidad<sup>5</sup>. Los datos recolectados corresponden al período 2007/2008 y se recogieron durante el mes de noviembre del 2008.

### Selección de las variables

Dada la sensibilidad de los resultados a los datos que se emplean en su cálculo (especialmente al utilizar DEA), es importante explicar el criterio de selección de variables adoptado (Arzubi y Berbel, 2002).

En concordancia con la mayoría de los estudios realizados sobre eficiencia en explotaciones lecheras, se eligió como única información de salida (output) a la producción física de leche (en kilogramos). Debido a que la única fuente de datos fidedigna existente en ese sentido son las planillas de recepción de leche de las fábricas queseras, se ajustó esta variable a “kilos de leche entregados a fábrica”<sup>6</sup>.

En relación a la información de entrada (inputs) se seleccionaron cinco variables, cuidando no utilizar variables monetarias debido a las características de este tipo de explotaciones (señaladas anteriormente):

**-Cantidad de cabras:** variable que incide directamente sobre la producción de leche total de la explotación. Además, numerosos indicadores parciales de eficiencia técnica se encuentran contruidos directamente en relación al número de animales (por ejemplo, litros/cabra constituye uno de los indicadores más clásicos)

**-Cantidad de cabras en ordeño:** La selección de esta variable a simple vista podría parecer algo redundante respecto a la variable anterior; sin embargo, existe un gran consenso de que la misma

---

<sup>5</sup> La Agricultura Familiar en general muestra una alta informalidad en cuanto a registros de la gestión y se carece de estadísticas oficiales actualizadas. Por ello para este estudio en algunos casos, para determinar el volumen entregado por los tambos, se debió recurrir a registros de las fábricas y hasta a la memoria de los mismos productores. Todos estos factores fueron los que llevaron a eliminar las 5 encuestas para la etapa posterior de procesamiento.

<sup>6</sup> Si bien esta última medida no contempla la totalidad de la leche producida por los tambos, se considera apropiada desde el punto de vista de la eficiencia técnica ya que inclina los resultados a favor de los productores que mejor cumplen con las normas sanitarias y castiga a aquellos a los que se les rechaza la leche por problemas de higiene.

resulta decisiva cuando se estudia la eficiencia de una explotación lechera (INTA, 2016). Si bien algunos trabajos técnicos exponen indicadores sobre los valores considerados deseables para la zona y la actividad (a lo largo del año, al menos el 80% de la majada debería entrar en ordeño), en la práctica se observa que la mayoría de los productores de la zona no alcanzan dichos valores (Paz y colaboradores, 2002). Para ilustrarlo mediante un ejemplo sencillo: a priori va a ser mas eficiente una explotación con un plantel de 100 cabras que logra que 80 entren en ordeño a lo largo del año, que una explotación con 100 cabras, pero que solo logra que 50 entren en ordeño. Cabe destacar que una explotación puede mejorar este parámetro de forma relativamente sencilla, simplemente con trabajar en el cuidado sanitario y alimenticio de la majada y en el mejor manejo de las épocas de celo, preñez y parición.

**-Mano de obra:** Además de ser una variable determinante en cualquier actividad productiva, en los estudios sobre la Agricultura Familiar representa como un tópico bastante controversial desde la perspectiva histórica, donde la categoría de salario en el sentido moderno estaría claramente ausente (Chayanov, 1974). Teniendo esto en cuenta, el criterio tomado fue el de Richard B. Lee (1969), quien sugiere trabajar esta variable haciendo una aproximación de todos los días de trabajo utilizados por los miembros de un grupo, para un período específico de tiempo. Teniendo esto en cuenta, se decidió tomar esta variable calculando la cantidad de jornadas al año que podría aportar un hombre adulto en la explotación (300 jornadas/año) y ajustarla de acuerdo a las características de cada individuo que colabora en el tambo. Así, para un niño menor a 12 años que no estudia se calculan 100 jornadas/año; para una mujer adulta, que además atiende las tareas domésticas, 150, etc.

**-Índice tecnológico:** se utilizó un índice tecnológico para contemplar los diferentes grados de inversión en infraestructura. Se tomó como referencia el índice propuesto para la cuenca en el trabajo de Álvarez (2000) y Paz, *et al.* (2002), y se ajustaron las variables que lo componen de acuerdo a las necesidades específicas del presente estudio. El índice recopila información referente a: características de la sala de ordeño, equipo de frío, corrales, refugios y condiciones de limpieza, mantenimiento y ubicación del tambo en relación a la casa familiar, y abarca un rango de 0 a 120 puntos (Ver detalles en Anexo I).

**-Índice alimentario:** el efecto directo de la alimentación sobre la productividad del animal, la diversidad de manejos alimentarios observados en la cuenca y la incertidumbre de los productores sobre los inconvenientes y beneficios de cada sistema, lleva a incluir este índice como una variable.

A tal efecto se levantaron datos sobre el manejo alimentario (monte, pasturas o ambos), presencia de suplemento en el ordeño y utilización de boyero eléctrico. El puntaje de este índice fluctúa entre 0 y 10 (Ver detalles en Anexo II).

## Resultados

### Un primer acercamiento a las explotaciones estudiadas

En el Tabla 1 se resumen algunos indicadores técnicos y estructurales de los productores estudiados, para el cálculo se utilizó el programa INFOSTAT. Este nivel de procesamiento permite realizar un primer acercamiento hacia las características de los tambos que integran la cuenca.

**Tabla 1:** Principales índices estadísticos de las variables encuestadas

Variable	N	Media	D.E.	Coef. de Var.	Min.	Max.
Lts. entregados en fábrica	30	6.478,95	11.264,97	126.899.495,21	368,00	50.450,50
Cantidad de cabras	30	97,57	116,15	13.491,56	24,00	535,00
Cabras en lactación	30	43,13	52,93	2.801,57	7,00	270,00
Índice Tecnológico	30	74,23	17,69	312,89	45,00	115,00
Mano de Obra	30	2,23	0,81	0,66	1,00	4,00
Índice Alimentario	30	4,83	3,11	9,69	0,00	10,00

**Fuente:** Elaboración propia en base a encuestas realizadas.

Es interesante observar la alta dispersión en los datos obtenidos. Esto es un claro reflejo de la diversidad existente y del diferencial de la estructura productiva entre las explotaciones. El promedio de cabras por tambo (94 cabras adultas) habla de un predominio de explotaciones de media escala. Al relacionar el valor obtenido para las cabras en lactación para la temporada de verano (un 46,63%) con la tasa de parición del 82% promedio para la cuenca (Paz y colaboradores, 2002), queda al descubierto la alta estacionalidad existente en la producción<sup>7</sup>.

La mano de obra utilizada promedia las 2,2 personas por año y se constata un nivel de inversión en tecnología mediano-bajo<sup>8</sup>. En cuanto al manejo alimentario se puede verificar una baja complejidad en el sistema utilizado, donde predomina la alimentación a monte y la ausencia de raciones suplementarias durante el ordeño.

<sup>7</sup> En algunos casos la relación entre leche de verano / leche de invierno es de 10 a 1. (Paz, Rodríguez y Gonzalez; 2006)

<sup>8</sup> Si bien el promedio para la cuenca alcanza el 58,33% de la puntuación total, el índice tecnológico otorga un puntaje a ciertas variables (como equipo de frío, corrales, condiciones de higiene regulares y sala de ordeño fuera del corral) que constituyen el requisito mínimo exigido para entregar leche a fábrica. Por ello, para evaluar en forma aislada el nivel de inversión en tecnología, se deberían deducir estas cuestiones, que representan 40 puntos de los 120 que contempla el índice. Con esta metodología el resultado final sería del 42,5%.

La producción promedio por cabra se calcula en 181,69 lts. Pero al realizar el mismo cálculo en función a la leche producida que cumple con las condiciones sanitarias de ser recibida por fábrica, se obtiene un valor promedio de 138,75 lts. Esto concuerda con el promedio de rechazos observado para la cuenca, que ronda en el 17,69% de la producción anual. Todo indica que existen algunas falencias en cuanto al manejo higiénico-sanitario de la producción, que provocan pérdidas significativas.

### SFA

Las estimaciones máximo verosímiles de los parámetros de la frontera de producción estocástica fueron obtenidas mediante el programa FRONTIER 4.1 (Coelli, 1996). Este programa sigue un procedimiento de tres etapas para obtener los estimadores.

En la primera etapa se estiman los parámetros de la función por el método de mínimos cuadrados ordinarios (MCO). Todos los estimadores  $\beta$ , con excepción del intercepto, son insesgados. La búsqueda del valor de  $\gamma$  se realiza en una segunda etapa con los valores de los parámetros establecidos por MCO (excepto  $\beta_0$ ). Finalmente, en la tercera etapa, los valores seleccionados del paso anterior son usados como valores iniciales del proceso de iteración, hasta obtener las estimaciones finales de máxima verosimilitud (MV) (Coelli, 1995).

Inicialmente se especificó una función de producción Translogarítmica, con el output y los inputs mencionados en el apartado anterior. Puesto que el programa asume una forma funcional lineal, las variables fueron expresadas en logaritmo natural. Los resultados de la estimación de la frontera de producción en su especificación Translogarítmica se muestran en la Tabla 2.

**Tabla 2: Estimación de los parámetros del modelo SFA**

Variables	Mínimos cuadrados ordinarios (MCO)			Máxima Verosimilitud (MV)			
	Coficiente	Error Standard	t-ratio	Coficiente	Error Standard	t-ratio	
Ln (const.)	$\beta_0$	-2,799	3,044	-0,920	-2,973	1,180	-2,519 **
Ln (cab_tot)	$\beta_1$	-0,012	0,004	-2,689	-0,012	0,002	-5,752 ***
Ln (cab_lact)	$\beta_2$	2,038	0,398	5,120	2,045	0,271	7,545 ***
Ln(m_obra)	$\beta_3$	0,031	0,008	3,813	0,031	0,005	6,075 ***
Ln (in_tec)	$\beta_4$	-0,118	0,318	-0,371	-0,077	0,147	-0,527
Ln (in_alim)	$\beta_5$	0,005	0,006	0,962	0,006	0,003	2,297 **
Ln (cab_tot) x Ln (cab_tot)	$\beta_{11}$	1,943	2,607	0,745	2,040	0,833	2,451 **
Ln (cab_tot) x Ln (cab_lact)	$\beta_{12}$	0,052	0,053	0,981	0,058	0,017	3,451 ***
Ln (cab_tot) x Ln(m_obra)	$\beta_{13}$	-0,014	0,019	-0,704	-0,015	0,012	-1,274
Ln (cab_tot) x Ln (in_tec)	$\beta_{14}$	0,002	0,005	0,496	0,000	0,003	0,111
Ln (cab_tot) x Ln (in_alim)	$\beta_{15}$	0,052	0,040	1,299	0,054	0,016	3,442 ***
Ln (cab_lact) x Ln (cab_lact)	$\beta_{22}$	0,005	0,004	1,182	0,006	0,002	3,794 ***
Ln (cab_lact) x Ln(m_obra)	$\beta_{23}$	-0,051	0,044	-1,168	-0,053	0,020	-2,726 **
Ln (cab_lact) x Ln (in_tec)	$\beta_{24}$	-0,009	0,007	-1,365	-0,006	0,004	-1,421
Ln (cab_lact) x Ln (in_alim)	$\beta_{25}$	0,024	0,025	0,935	0,027	0,010	2,726 **
Ln(m_obra) x Ln(m_obra)	$\beta_{33}$	0,004	0,004	0,821	0,003	0,002	1,245
Ln(m_obra) x Ln (in_tec)	$\beta_{34}$	0,066	0,036	1,836	0,067	0,017	3,982 ***
Ln(m_obra) x Ln (in_alim)	$\beta_{35}$	-0,023	0,027	-0,864	-0,022	0,010	-2,183 *
Ln (in_tec) x Ln (in_tec)	$\beta_{44}$	0,004	0,004	0,971	0,004	0,002	2,266 **
Ln (in_tec) x Ln (in_alim)	$\beta_{45}$	-0,002	0,005	-0,329	-0,004	0,003	-1,423
Ln (in_alim) x Ln (in_alim)	$\beta_{55}$	0,004	0,002	2,286	0,004	0,001	5,380 ***
$\sigma^2$		0,162			0,189	0,052	3,647 ***
$\gamma$					0,999	0,000	7836999,500 ***
$\gamma^*$					0,999		
Log Verosimilitud		-6,096			0,748		

Notas: \*\*\* Significativo al nivel del 1%. \*\* Significativo al nivel del 5%. \* Significativo al nivel del 10%.

El  $R^2$  ajustado, no influenciado por el número de variables introducidas, arrojo un valor del 76%. Una vez realizada la estimación, se impone realizar una serie de contrastes de hipótesis con el fin de concretar la especificación que mejor se adapta a la estructura productiva, así como la significación de los parámetros que definen la estructura del error compuesto del modelo. Para ello se emplea el contraste de la razón de verosimilitudes generalizado, que se basa en el cálculo del siguiente estadístico:

$$\lambda = -2 \left[ \text{Ln} \frac{L(H_0)}{L(H_1)} \right] = -2 [\text{Ln}L(H_0) - \text{Ln}L(H_1)] \quad (5)$$

Donde:

$L(H_0)$  y  $L(H_1)$  son los valores que toma la función de verosimilitud bajo la hipótesis nula y alternativa, respectivamente.

El estadístico  $\lambda$  expresa la cantidad de veces que es más probable que los datos se ajusten a un modelo que al otro. Se distribuye asintóticamente como una Chi-cuadrado con  $r$  grados de libertad, siendo  $r$  el número de restricciones impuestas por la hipótesis nula ( $\chi_r^2$ )

Como se comentó anteriormente, los resultados son altamente dependientes de la correcta selección de la forma funcional del modelo.

A continuación, se realiza el contraste de hipótesis para comparar el ajuste del modelo con especificación Cobb Douglas frente a uno con especificación Translogarítmica, siendo el primero (modelo bajo hipótesis nula) un caso particular del segundo (hipótesis alternativa).

La hipótesis que la forma funcional correcta del modelo es la Cobb-Douglas se impuso mediante la eliminación de los términos cuadrados y productos cruzados (los  $\beta_{j,k}$  de la ecuación 2) y reestimando el modelo. Dado que el valor del estadístico  $\lambda$  (38,954) es mayor al valor crítico (25,00), se rechaza la hipótesis nula ( $H_0: \beta_{j,k} = 0$ ) a un nivel de significancia del 5%, lo que confirma que el modelo apropiado es la forma funcional Translogarítmica (Tabla 3).

**Tabla 3: Contraste de hipótesis del modelo de frontera estocástica**

	$L(H_0)$	$L(H_1)$	$\lambda$	Valor Crítico
$H_0) \beta_{11} = \dots = \beta_{15} = \beta_{22} = \dots = \beta_{25} = \beta_{33} = \dots = \beta_{35} = \beta_{44} = \dots = \beta_{55} = 0$	-18,728	0,748	38,954	25,00 <sup>a</sup>
$H_0) \gamma = 0$	-6,096	0,748	13,689	5,13 <sup>b</sup>
$H_0) \mu = 0$	0,748	1,411	1,325	3,84 <sup>c</sup>

Notas: a) Valor crítico correspondiente a la distribución Chi Cuadrado con 15 grados de libertad. b) Valor crítico obtenido de la Tabla 2 de Kodde y Palm (1986) con 1 grado de libertad. c) Valor crítico correspondiente a la distribución Chi Cuadrado con 1 grado de libertad.

En la Tabla 2, el parámetro  $\gamma$  indica la proporción de la varianza total del error combinado que es atribuible a la ineficiencia. El valor de 0,999 que asume este parámetro implica que la ineficiencia es altamente significativa en el análisis de la producción. En este punto es preciso aclarar que la correcta contribución relativa de la ineficiencia está dada por  $\gamma^* = \gamma / (\gamma + (1 - \gamma)\pi / (\pi - 2))$  (Coelli, 1995), dado que la verdadera varianza de  $u_i$  es proporcional pero no exactamente igual a  $\sigma_u^2$  (Coelli et al., 1998). Este cálculo también arroja un valor próximo a 1, lo que implica que el componente aleatorio es prácticamente nulo.

A fin de comprobar la existencia de ineficiencia técnica en la muestra objeto de estudio, se realiza el test de razón de verosimilitudes que considera como hipótesis nula la ausencia de ineficiencia ( $H_0 : \gamma = 0$ ). Aceptar dicha hipótesis es equivalente a omitir el término  $u_i$  de la ecuación (3) y el modelo resultante se podría estimar por MCO<sup>9</sup>.

Un punto a destacar en este caso es que se trata de una prueba unilateral ( $H_0 : \gamma = 0; H_1 : \gamma > 0$ ), en la que  $\gamma = 0$  se encuentra en el límite del espacio de valores que puede tomar el parámetro. Es por ello que bajo la hipótesis nula el estadístico  $\lambda$  posee una distribución chi-cuadrado mixta  $\frac{1}{2}\chi_0^2 + \frac{1}{2}\chi_1^2$  (Coelli, 1995), y el valor crítico se determina a partir de la Tabla de Kodde y Palm (1986). El estadístico  $\lambda$  resulta mayor que el valor crítico por lo que se rechaza la hipótesis nula con un nivel de confianza del 5%. En efecto, el modelo está correctamente especificado con un término para la ineficiencia técnica (Tabla 3).

El modelo fue originalmente especificado suponiendo una distribución seminormal para el término de la ineficiencia técnica  $u_i$  (distribución normal truncada en cero). La última hipótesis nula ( $H_0 : \mu = 0$ ) supone dicha especificación, por sobre la de una distribución normal truncada más

<sup>9</sup> La regresión por MCO asume que todas las unidades de producción son eficientes, y por ende las desviaciones respecto a la función estimada responden a un ruido o error aleatorio. El enfoque *Determinístico* de fronteras de producción asume que no hay ruido. Todas las desviaciones se deben a la ineficiencia de parte de las unidades productivas. SFA crea un balance entre los dos enfoques anteriores al incluir dos errores, uno para el ruido blanco y otro para la ineficiencia.

general en la que la media puede ser diferente a cero. De acuerdo con el valor que toma el estadístico  $\lambda$  se acepta la hipótesis nula, por lo que la especificación válida para  $u_i$  es la seminormal.

A partir de la frontera de producción estimada, el índice de eficiencia calculado para las explotaciones de la cuenca caprina presenta un valor medio del 0,745, con una eficiencia técnica mínima del orden de 0,238 y máxima de 1,000 (Tabla 4)

<b>Tabla 4: Índice de eficiencia SFA.</b>	
<b>Explotación</b>	<b>Eficiencia Técnica</b>
1	1,000
2	1,000
3	1,000
4	0,238
5	0,549
6	0,894
7	0,726
8	0,867
9	0,988
10	0,927
11	0,909
12	0,759
13	0,873
14	0,865
15	0,761
16	0,687
17	0,803
18	0,716
19	0,632
20	0,814
21	0,313
22	0,572
23	0,730
24	0,786
25	0,564
26	0,429
27	0,749
28	0,782
29	0,753
30	0,653
<b>Media</b>	<b>0,745</b>
Máxima	1,000
Mínima	0,238

## DEA

Para permitir una comparación directa entre los resultados, las medidas de eficiencia bajo el DEA fueron estimadas utilizando exactamente las mismas combinaciones de inputs, derivadas del mismo

set de datos que se utilizó en el SFA. También, y con el mismo propósito, fue utilizado el mismo output.

Para el cálculo se utilizó el programa DEAP Versión 2.1 (Coelli, 1996). Se consideró conveniente realizar la estimación de la (in)eficiencia relativa de las explotaciones de la cuenca utilizando el modelo de rendimientos constantes a escala (CRS) y el modelo de rendimientos variables a escala (VRS). Los resultados calculados para los modelos fueron tanto Input como Output-orientados y se utilizó el método multi-etapa para el cálculo de las desviaciones (slacks) (Coelli *et al.*, 2002). Los resultados se muestran en la Tabla 5.

<b>Tabla 5: Índices de eficiencia DEA</b>		
<b>Explotación</b>	<b>T.E. (CRS)</b>	<b>T.E. (VRS)</b>
1	0,923	1,000
2	0,899	0,914
3	1,000	1,000
4	0,467	0,534
5	0,146	0,159
6	0,218	0,291
7	0,238	0,327
8	0,547	1,000
9	1,000	1,000
10	0,394	0,529
11	0,212	0,262
12	0,352	1,000
13	0,217	1,000
14	0,473	0,877
15	0,204	0,280
16	0,314	0,478
17	1,000	1,000
18	0,394	0,439
19	0,353	0,461
20	1,000	1,000
21	0,072	0,093
22	0,278	0,362
23	0,465	0,487
24	1,000	1,000
25	0,942	1,000
26	0,395	0,552
27	0,747	1,000
28	0,759	0,759
29	1,000	1,000
30	1,000	1,000
Media	0,567	0,693
Máxima	1,000	1,000
Mínima	0,072	0,093

**Notas:**

TE (CRS) = Eficiencia Técnica bajo Rendimientos a Escala Constantes.

TE (VRS) = Eficiencia Técnica bajo Rendimientos a Escala Variables.

Adicionalmente se realizaron análisis estadísticos complementarios sobre los resultados: un Análisis Cluster con el objetivo de agrupar a los productores según su nivel de eficiencia (alta, media y baja eficiencia) y un Análisis Factorial Discriminante, que arrojó un alto grado de robustez (80%) en el aglomeramiento de la muestra. Por cuestiones de espacio, nos limitamos solo a consignar esta información a título informativo.

Los resultados arrojan valores promedios de eficiencia 0.693 bajo el supuesto de Rendimientos a Escala Variables (VRS) y de 0.567 bajo Rendimientos a Escala Constantes (CRS), con un valor mínimo de 0.093 y 0.072 para VRS y CRS respectivamente, y un valor máximo de 1 para ambos casos.

### Comparación de los resultados

Para comparar los resultados obtenidos mediante las dos técnicas, se realiza una prueba de t para muestras dependientes o apareadas. En primer lugar se tomaron los valores de eficiencia de DEA (VRS) y SFA para cada una de las explotaciones estudiadas. Los resultados se expresan a continuación

**Tabla 6:** Prueba de muestras relacionadas entre SFA y DEA (VRS)

	Diferencias relacionadas					t	gl	Sig. (bilateral)
	Media	Desviación típ.	Error típ. de la media	95% Intervalo de confianza para la diferencia				
				Inferior	Superior			
Par 1 SFA - DEA_VRS	,051067	,291390	,053200	-,057740	,159874	,960	29	,345

En este caso, la prueba de diferencias de medias apareadas resultó no significativa ( $p = 0.345$ ), lo que indica que no hay evidencia para decir que los índices de eficiencia medidos por ambos métodos difieren, en promedio.

Posteriormente se tomaron los valores de eficiencia obtenidos por DEA (CRS) y SFA para cada explotación. Los resultados fueron los siguientes:

**Tabla 7:** Prueba de muestras relacionadas entre SFA y DEA (CRS)

		Diferencias relacionadas				t	gl	Sig. (bilateral)	
		Media	Desviación tip.	Error tip. de la media	95% Intervalo de confianza para la diferencia				
					Inferior				Superior
Par 1	SFA - DEA_CRS	,177567	,315760	,057650	,059660	,295473	3,080	29	,004

Los resultados indican que la prueba de diferencias de medias apareadas resultó significativa ( $P = 0.004$ ), consecuentemente hay evidencias para sostener que los índices de eficiencia medidos por ambos métodos en promedio difieren.

### Conclusiones

#### - *Resultados más relevantes*

En términos de valores promedios, los valores obtenidos mediante DEA bajo el supuesto de Rendimientos a Escala Variables (0.693) son cercanos a los obtenidos utilizando SFA (0.745). En cambio, existen diferencias si se compara el SFA contra el DEA bajo Rendimientos a Escala Constantes (0.567).

En ese sentido, al comparar los resultados individuales de eficiencia para cada explotación se puede observar un comportamiento similar: la prueba t para medias dependientes o apareadas indica que no existen diferencias significativas entre DEA (VRS) y SFA, en cambio esta misma prueba señala que si existen diferencias entre DEA (CRS) y SFA. Esto guarda relación con las conclusiones del trabajo de Sharma et al. (1999), mencionado precedentemente.

Consecuentemente, teniendo en cuenta los resultados obtenidos se sostiene que para el caso estudiado no existirían mayores diferencias en utilizar uno u otro método para medir la eficiencia en la producción.

#### - *Aportaciones a la metodología utilizada.*

De los resultados de este trabajo se deduce que resulta complejo encontrar una forma técnica y objetiva para poder argumentar a favor de alguno de los métodos en particular, y solamente es factible realizar algunas inferencias en relación a lo observado para este caso en particular.

Una de las principales ventajas que la literatura atribuye al SFA sobre el DEA es su capacidad de dividir las desviaciones de la frontera en dos componentes: ineficiencia y error aleatorio. Al estar utilizando los mismos datos, y siendo que el SFA ha identificado que la totalidad del desvío se

debe a ineficiencia (Tabla 2: 0.999), este atributo en cierta forma pierde su relevancia, por lo cual en el caso estudiado la diferencia entre los valores no encuentran su fundamento en esta propiedad. Por otro lado, los resultados de los test del ratio de verosimilitud (Tabla 3) en principio permitirían reducir la principal desventaja del SFA: su sensibilidad a la selección de una forma funcional específica, por lo cual la diferencia entre los resultados tampoco estaría dada por este atributo. Entonces la conveniencia desde el punto de vista metodológico tal vez deberá ser analizada para cada caso en particular, sobre todo en función al tipo de información de la que se disponga, la formación de cada investigador y la aplicación que se busque dar a los resultados.

#### - *Aportes al conocimiento.*

Retomando la discusión planeada sobre la eficiencia y la agricultura familiar, y considerando que en los resultados del trabajo se ha podido constatar diferentes valores de eficiencia entre las explotaciones estudiadas (tanto utilizando DEA como SFA), resulta llamativo de que a menudo se de por sentado que ciertas características son intrínsecas a un determinado estilo de producción; por ejemplo, toda agricultura familiar se presupone atrasada e ineficiente y toda agricultura capitalista moderna y eficiente.

De lo observado en este trabajo se puede sostener que lo que determina el grado de eficiencia de una explotación no es su estilo de producción en particular, sino la forma en la que logra combinar y potencializar los recursos que tiene a su disposición.

En ese contexto, consideramos que sería apropiado comenzar a apartarse del enfoque dicotómico que le asigna una “superioridad productiva” a un determinado tipo de agricultura *per se* y avanzar en el diseño de políticas públicas que eviten encasillar a los agricultores como pobre-rico, productivo-improductivo, pequeño-grande, tradicional-moderno, etcétera, solamente como consecuencia de su estilo de producción: seguramente existirá una gran cantidad de agricultores familiares que serán eficientes en su producción y otros que no, y lo mismo aplicaría para los productores capitalistas.

#### **Referencias**

- Aigner, Dennis; Lovell, Knox y Schmidt, Peter (1977). Formulation and estimation of stochastic frontier production function models. *Journal of Econometrics*. N°6.
- Altman, Douglas G. (1991). *Preparing to analyze data. Practical Statistics For Medical Research*. London: Chapman And Hall. P.132-145.

Álvarez Pinilla, Antonio (2001). La medición de la eficiencia y la productividad. Ediciones Pirámide. Madrid.

Álvarez, Raúl; Paz, Raúl; Usandivaras Pablo; Castaño, Leopoldo; Lamadrid, Simon y Togo, Javier (2000). Evaluación de la producción láctea en tambos caprinos de la provincia de Santiago del Estero. Revista de Investigaciones de Ciencia y Técnica de la UNSE. N° 5.

Angón Sanchez, Elenea (2013). Nivel de competitividad y eficiencia de la producción ganadera. Tesis doctoral. Departamento de Producción Animal de la Universidad de Córdoba (España). Pp. 221. Disponible online en <http://helvia.uco.es/xmlui/bitstream/handle/10396/10498/770.pdf?sequence=1> (Fecha de última consulta: 27/11/2016)

Arzubi, Amilcar; Mc Cormick, Mercedes; Simonetti, Laura y Lynch, Gloria (2009). Análisis de eficiencia técnica y económica de explotaciones ovinas en la provincia de Buenos Aires. Revista Argentina de Economía Agraria. Vol. XI, N°2, 115-126.

Arzubi, Amilcar y Berbel, Julio (2002). “Determinación de índices de eficiencia mediante DEA en explotaciones lecheras de Buenos Aires”. Revista Investigación Agraria: Producción y Sanidad Animal. Volumen 17 (1-2).

Astori, Danilo (1984). Controversias sobre el agro latinoamericano: un análisis crítico. Modernización democrática e incluyente de la agricultura en América Latina y el Caribe. Buenos Aires: CLACSO.

Bartra, Armando (2008). El hombre de hierro. Límites sociales y naturales del capital. México: Itaca.

Battese, George y Corra, Greg (1977). Estimation of a production frontier model: with application to the pastoral zone of eastern Australia. Australian Journal of Agricultural Economics N°21.

Bland, Martin y Altman, Douglas G. (1996). Statistics notes: the use of transformations when comparing two means. BMJ. Pp. 312-1153.

Brufman, Juana y Canay, Iván Alexis (2001). Fronteras de eficiencia estocásticas: comparación internacional de distribuidoras eléctricas. Facultad de Ciencias Económicas, Universidad de Buenos Aires.

Catalano, Rodolfo; González, Carlos y Ruiz Mantecón, Ángel (1999). “producción de leche y elaboración de quesos de rumiantes menores”. Facultad de Ciencias Veterinarias. Universidad Nacional del Centro de la Provincia de Buenos Aires.

CEPAL (2013). “Perspectivas de la agricultura y del desarrollo rural en las Américas: una mirada hacia América Latina y el Caribe”. Santiago de Chile: CEPAL, FAO, IICA.

Charnes, Abraham; Cooper, William W. y Rhodes, Eduardo (1978). Measuring the efficiency of decision making units. European Journal of Operational Research, 2(6), 429-444.

Charnes, Abraham; Cooper, William W. y Rhodes, Eduardo (1981). Evaluating program and managerial efficiency: an application of Data Envelopment Analysis to program follow through. New York: Management Science Editors.

Chayanov, Alexander V. (1974) la organización de la unidad económica campesina. Ed. Nueva Visión. Buenos Aires. Pp. 69- 96.

- Coelli, Tim (1995). Estimators and hypothesis tests for a Stochastic Frontier function: a Monte Carlo analysis. *Journal of Production Analysis*. N° 6, 247–268.
- Coelli, Tim (1996). A guide to FRONTIER version 4.1: a computer program for stochastic frontier production and cost function estimation. Centre for Efficiency and Productivity Analysis (CEPA), Working Paper, University of New England, Armidale, Australia.
- Coelli, Tim (1996/98). A guide to DEAP version 2.1: a data envelopment analysis (computer) program”. Centre for Efficiency and Productivity Analysis (CEPA), Working Paper, University of New England, Armidale, Australia.
- Coelli, Tim y Perelman, Sergio (1999). A Comparison Of Parametric And Non-Parametric Distance Functions: With Application To European Railways. *European Journal Of Operational Research* 117: 326-339.
- Coelli, Tim, Rao, Prasada y Battese, George (2002). An introduction to efficiency and productivity analysis. Kluwer Academic Publishers, London.
- Daraio, Cinzia y Simar, Leopold (2007). Advanced robust and nonparametric methods in Efficiency Analysis, methodology and applications. Ed. XXII, Springer, 248 p.
- De los Ríos, Carlos (2006). La eficiencia técnica en la agricultura peruana. El caso del algodón Tangüis en los valles de Huaral, Cañete y Chíncha. *Revista Debate Agrario* N° 40/41.
- Farrell, Michael J. (1957). The Measurement of Productive Efficiency. *Journal of The Royal Statistical Society. Series A*. Vol. 120, N°3.
- Fiorentino, Elisabetta; Karmann, Alexander y Koetter, Michael (2006). The cost efficiency of German banks: a comparison of SFA and DEA. Discussion paper series 2: Banking and Financial Studies N° 10.
- Foro Nacional de Agricultura Familiar (FONAF) (2006) Documento elaborado por las Organizaciones representativas del sector productor agropecuario familiar. Mendoza: PRODERNOA.
- Gauri, Khanna (2006). Technical efficiency in production and resource use in sugar cane: a stochastic production function analysis. HEI Working Paper N° 15.
- Ghorbani, A.; Amiteimoori, A. y Dehghanzadeh, H. (2010). A comparison of DEA, DFA and SFA methods using data from Caspian cattle feedlot farms”. *Journal of Applied Sciences* N°10.
- Grenne, William (1990). A gamma-distributed stochastic frontier model. *Journal of Econometrics*, Vol. 46.
- Hjalmarsson, Lennart; Kumbhakar, Subal y Heshmati, Almas (1996). DEA, DFA and SFA: A comparison. *The Journal of Productivity Analysis*, 7. Kluwer Academic Publishers: Boston.
- INTA (2016) Información técnica de producción animal. Estación Experimental Agropecuaria de Rafaela, Argentina. INTA. 185 p. Disponible en [http://inta.gob.ar/sites/default/files/inta\\_informacio\\_tecnica\\_produccion\\_animal\\_2016.pdf](http://inta.gob.ar/sites/default/files/inta_informacio_tecnica_produccion_animal_2016.pdf) (última fecha de consulta: 08 de noviembre del 2016)
- Iráizoz, Belén; Rapún, Manuel y Zabaleta, Idoia (2003). Assessing the technical efficiency of horticultural production in Navarra, Spain. *Agricultural Systems*, N° 78, pp: 387-403.
- Johansson, Helenna (2005). Technical, allocative and economic efficiency in Swedish dairy farms: the Data Envelopment Analysis versus the Stochastic Frontier Approach. Poster background paper

prepared for presentation at the XIth International Congress of the European Association of Agricultural Economists (EAAE). Copenhagen, Denmark.

Kodde, David y Palm, Franz (1986). Wald criteria for jointly testing equality and inequality restrictions. *Econometrica*, Vol. 54, N°5.

Lee, Richard B. (1969). Kung Bushman Subsistence: An Input-Output Analysis. En Vayda, Adrew P., *Environment and Cultural Behavior*, Garden City, The Natural History Press.

Madau, Fabio A. (2012). Technical and scale efficiency in the Italian Citrus Farming: A comparison between Stochastic Frontier Analysis (SFA) and Data Envelopment Analysis (DEA) Models. Munich Personal RePEc Archive (MPRA). Disponible online en <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/id/eprint/41403> (fecha de último acceso: 08 de noviembre del 2016)

Meeusen, Wim y Van der Broeck, Julien (1977). Efficiency estimation from Cobb-Douglas production functions with composed errors. *International Economic Review* N°18.

Moreira, Victor; Bravo-Ureta, Boris E., Arzubi, Amilcar y Schilder, Ernesto (2004). Medidas alternativas de eficiencia técnica en tambos de la Argentina, utilizando una frontera de producción estocástica y datos de panel desbalanceado". Primer Congreso Regional de Economistas Agrarios. Mar Del Plata, Argentina.

ONU (2012). Año Internacional de la Agricultura Familiar, 2014. Resolución aprobada por la Asamblea General el 22 de diciembre de 2011 bajo el número A/RES/66/222, sobre la base del informe de la Segunda Comisión (A/66/446). Fecha de distribución general: 28 de marzo del 2012.

Palomares, Rafaela; Martínez Paz, José y Vicario Modroño, Vicente (2003). Eficiencia versus innovación en explotaciones agrarias. En *Revista Estudios de Economía Aplicada de la Asociación Internacional de Economía Aplicada*. Volumen 21. España.

Paz, Raul y colaboradores (2002). *Sistemas de producción campesinos caprinos en Santiago del Estero. Proyección y desafíos para el desarrollo del sector*. Ed. Fundapaz. Argentina.

Paz, Raúl; Rodríguez Sperat, Ramiro y Gonzalez, Viviana (2009). Desarrollo territorial y eficiencia sistémica: el caso de la cuenca lechera caprina de Santiago del Estero (Argentina). *Revista Territorios*. 20-21, Pp. 111-134.

Poledo, Mariano y Lema, Daniel (2000). Análisis de eficiencia en explotaciones hortícolas. Anales de la reunión anual. Asociación Argentina de Economía Agraria (AAEA).

Resti, Andrea (1997). Evaluating the cost-efficiency of the Italian banking system: what can be learned from the joint application of parametric and non-parametric techniques" *Journal of Banking & Finance*, Elsevier, N° 21, Pp: 221-250

Rodríguez Sperat, Ramiro (2012). Eficiencia productiva y su relación con los estilos de producción. Un estudio de caso en la cuenca lechera caprina del área de riego del Río Dulce de Santiago del Estero, Argentina. Tesis Doctoral, presentada en el Doctorado en Estudios Sociales Agrarios, CEA / UNC. Córdoba, Argentina.

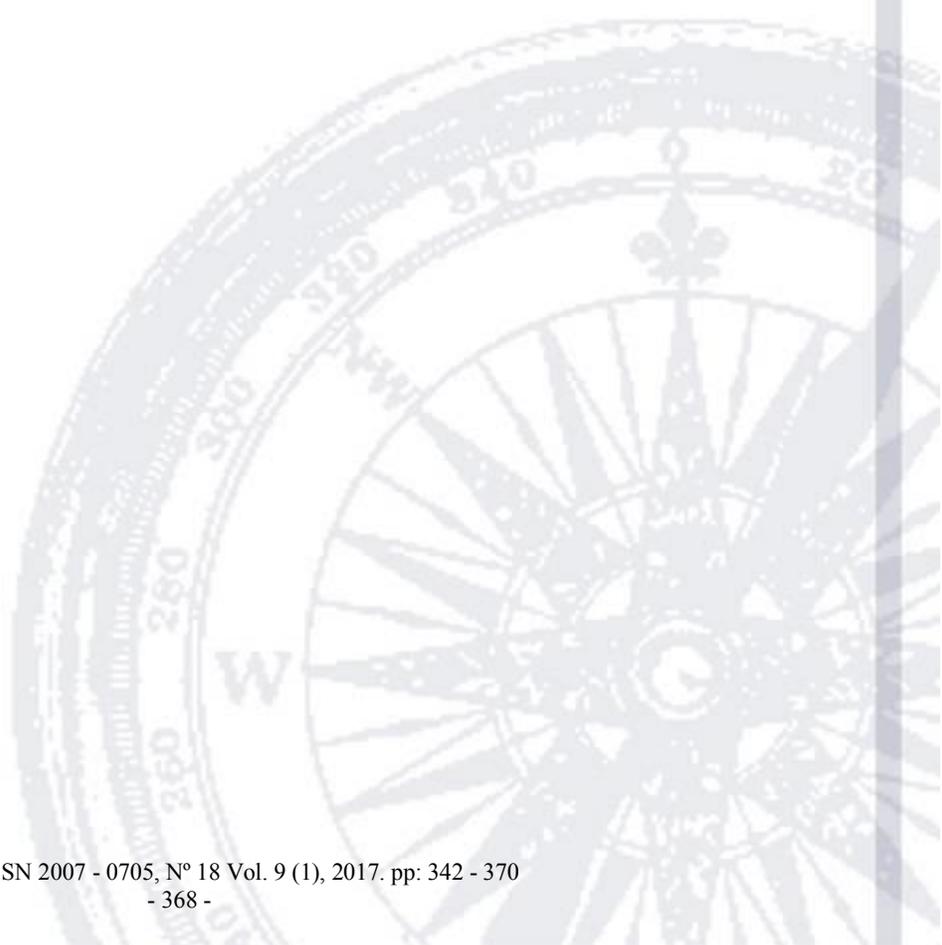
Rodríguez Sperat, Ramiro y Jara, Cristian (2014). Más allá del productivismo capitalista: eficiencia y agricultura familiar en la reactualización de viejos debates teóricos de los estudios agrarios. *Revista de Economía Agrícola*. Sao Paulo: Instituto De Economía Agrícola. Vol. 60, N° 1. Pp: 53-66.

Salcedo, Salomón, De La O, Ana Paula y Guzmán, Lya (2014). El concepto de agricultura familiar en América Latina y el Caribe. En *Agricultura Familiar en América Latina y el Caribe: Recomendaciones de Política*, Salomón Salcedo y Lya Guzmán (Eds.): 17-33. Santiago de Chile: FAO.

Sharma, Khem R.; Ping Sun Leung y Zaleski, Halina M. (1996). Productive efficiency of the swine industry in Hawaii. Research Series N° 077, Hawaii Agricultural Experiment Station. Manoa: University of Hawaii.

Tauer, Loren (1987). A note on measuring technical efficiency. Trabajo presentado en el Congreso Americano de Economía Agraria. East Lansing.

Tingley, Diana; Pascoe, Sean y Coglean, Louise (2005). Factors affecting technical efficiency in fisheries: Stochastic Production Frontier versus Data Envelopment Analysis approaches. Centre for the Economics and Management of Aquatic Resources (CEMARE), University of Portsmouth.



## Anexos

**Anexo I:** índice tecnológico utilizado como input, tanto en el DEA como en el SFA.

### En relación a la maquinaria agrícola en general\*

Herramientas manuales	0,00
Acoplados	1,00
Motocicleta	2,00
Automovil/Camioneta	10,00
Galpón precario	5,00
Galpón de material	10,00
Herramientas agrícolas (rastra, rolo, arado, escardillo, sembradora, etc.)	1,00
Tractor	10,00
Zorra o Sulky	5,00

\* No presenta un valor máximo. Se puntúa de acuerdo a la cantidad de maquinaria que posea en cada uno de los ítems.

### En relación a la actividad lechera caprina en particular (Rango 0 a 90)

<b>Sala de ordeño</b>	<b>Valor</b>
Cada pared	2.50
Techo	10.00
Piso de cemento	10.00
Tarima	10.00
Corral de espera	5.00
Corral post-ordeño	5.00

<b>Equipamiento</b>	<b>Valor</b>
Frío	
No	0.00
Freezer	5.00
Tanque enfriador	10.00
Maquina ordeñadora	10.00

<b>Corrales</b>	<b>Valor</b>
Mts. x Cabra	
0-1 mts <sup>2</sup>	2.00
1-2 mts <sup>2</sup>	10.00
2 o más	5.00

<b>Refugio</b>	<b>Valor</b>
Mts. / corral (%)	
0 %	0.00
1 a 20 %	5.00
20 a 100 %	10.00

<b>Índice de Manejo condiciones generales (0-30)</b>	<b>Valor</b>
Limpieza	

Mala	0.00
Intermedia	5.00
Buena	10.00
Mantenimiento	
Malo	0.00
Regular	5.00
Bueno	10.00
Ubicación del tambo en relación a la casa familiar	
Mala	0.00
Regular	5.00
Bueno	10.00

**Fuente:** Álvarez *et al.* (2000)

### Anexo II: Índice alimentario.

<b>Manejo Alimentario</b>	<b>Valor</b>
En base a pasturas	6.50
En base a pasturas y monte	3.25
Solamente a monte	0.00
<b>Suplemento en el ordeño</b>	<b>Valor</b>
Siempre	2.50
A Veces	1.25
Nunca	0.00
<b>¿Posee y utiliza boyero eléctrico?</b>	<b>Valor</b>
Si	1.00
No	0.00

**Fuente:** Álvarez *et al.* (2000)