

La lechería uruguaya y su eficiencia productiva: un análisis de frontera estocástica del Censo General Agropecuario 2011.

Noviembre/2015

Trabajo de investigación

Magela Cavalleri^a
m.cavalleri@fagro.edu.uy

Federico García Suárez^a
fgarcia@fagro.edu.uy

^aFacultad de Agronomía – Universidad de la República

La lechería uruguaya y su eficiencia productiva: un análisis de frontera estocástica del Censo General Agropecuario 2011.

Resumen

En el presente trabajo, se realiza una estimación y análisis preliminar de la eficiencia técnica de la producción lechera en el Uruguay, tomando en cuenta el total de las explotaciones con cuya producción se remite a industria. Para esto se utiliza la información del Censo General Agropecuario correspondiente al año 2011 que cubre la producción del ejercicio 2010/2011. Para la determinación de la eficiencia técnica se aplicó el análisis de fronteras estocásticas, obteniéndose una medida de la eficiencia técnica promedio y también de la eficiencia técnica de cada establecimiento. A partir de una especificación adecuada del término de ineficiencia se realiza un primer diagnóstico acerca de las posibles causas de la ineficiencia a nivel predial.

Palabras Claves: eficiencia técnica, frontera estocástica, producción lechera

Abstract

In this paper, an estimate and preliminary analysis of the technical efficiency of milk production in Uruguay is performed, taking into account the farms whose production is sold to the industry. For this, the Agricultural Census 2011 data covering the 2010/2011 production records are used. For the technical efficiency estimation a stochastic frontier analysis is used finding a measure of the average technical efficiency and technical efficiency of each farm. Departing from a specification of the inefficiency term we provide an initial diagnose of the inefficiency causes at the farm level.

Keywords: technical efficiency, stochastic frontier, dairy production.

Fundamentación

El objetivo de este trabajo es estimar y evaluar la eficiencia técnica de la producción lechera en el Uruguay, a partir del análisis de fronteras estocásticas (SFA), intentando detectar las posibles ineficiencias del proceso productivo y analizar sus causas a partir de las variables que la explican.

De esta forma, se busca aportar elementos que permitan entender la realidad de un sector productivo sumamente sensible, debido a una serie de características bien específicas del sector; que refieren por un lado a su composición, más del 60% de los establecimientos corresponden a productores familiares de acuerdo a la clasificación oficial. También, al fuerte perfil exportador del sector, los productos lácteos representan alrededor del 9% de las exportaciones totales del país y el 70% de la producción tiene como destino final el mercado exterior. Y por último, a la estructura del complejo lechero, donde más del 90% de los productores son remitentes de leche para la industria.

Las exigencias de la industria y del mercado externo, han determinado una lógica de cambio y mejora tecnológica en la producción primaria que es característica de este sector, en tanto se trata de productores con una fuerte impronta innovadora producto de un fuerte vínculo con la industria. La principal industria procesadora es una cooperativa y ha sido siempre promotora del cambio técnico.

En este sentido, analizar la eficiencia técnica de este sector productivo nos permite conocer las limitaciones y heterogeneidades de este proceso de innovación para tratar de entender por qué razón algunos productores no logran alcanzar los niveles de eficiencia de aquellos que definen la frontera. Determinar cuál es el potencial de la producción lechera en el Uruguay dada la tecnología existente nos permite aproximarnos a las prácticas más convenientes desde el punto de vista técnico dados los elementos aportados por las aplicaciones tecnológicas actuales.

Los datos de los que se dispone para la estimación de la frontera de producción y la estimación de eficiencia técnica son los provenientes del Censo General Agropecuario de 2011. Son datos de tipo cross-section y con un número de variables limitado, tanto en los factores que determinan la frontera como en las variables que pueden explicar la ineficiencia. La ventaja es que se cuenta con información de todo el universo de productores del país.

Antecedentes

En lo que refiere al estado de la materia en Uruguay en cuanto a medidas de eficiencia técnica basadas en fronteras de producción, referentes a la producción lechera en su etapa pecuaria; es relevante citar el trabajo de Grau et al. (1995), en el cual se realiza un análisis de eficiencia técnica en establecimientos lecheros CREA¹. Para esto se utilizó una estimación de la frontera de producción (aplicando un cálculo determinísticos de la misma) para evaluar la eficiencia con la cual se utiliza la tecnología disponible. Utilizando 537 registros, los cuales contienen la información de las variables referentes a un establecimiento lechero, para un determinado año (entre 1977/78 hasta 1990/91). Grau et al. tomaron en cuenta tres tipos de variables: el tamaño de los establecimientos, las variables tecnológicas (intensidad de uso de praderas artificiales, de ración y niveles de carga animal) y los niveles de resultados económicos obtenidos, estimando las funciones de respuesta en términos de niveles de productividad por hectárea. Los resultados obtenidos confirman la hipótesis del potencial en términos de productividad y

¹ Centros Regionales de Experimentación Agropecuaria.

rentabilidad de la intensificación de los esquemas forrajeros, donde los concentrados ocupen un papel relevante. En términos generales, constataron la existencia de altos niveles de eficiencia técnica para los establecimientos considerados, con lo cual, no es esperable que pueda lograrse mayores niveles de productividad y rentabilidad sin modificaciones de tipo tecnológico, es decir, sin que opere un desplazamiento de la frontera tecnológica mediante el cual sea posible alcanzar niveles de producción potencial mayores.

Otro trabajo de referencia es el realizado por Bravo-Ureta et al. (2008), ya que analiza economías de escala, tasas de cambio tecnológico y eficiencia técnica, a partir de la estimación de fronteras estocásticas de producción, y si bien se aplica a datos de panel desbalanceados, lo hace para establecimientos lecheros de Uruguay, Argentina, Chile; para los períodos 1999-2003 1997-2002 y 1996-2002 respectivamente. Se trató de 46 predios de la provincia de Buenos Aires, 48 pequeños predios del sur de Chile y 70 establecimientos ubicados en la cuenca sur de Uruguay; que incluyen 82, 92 y 147 observaciones respectivamente. Las variables tomadas en cuenta, fueron el logaritmo natural de la producción anual de leche por predio, medida en litros y las variables explicativas, también expresadas en logaritmos, son el número de promedio de vacas por predio lechero, trabajo (medido en trabajadores equivalentes), alimentos comprados (concentrados, heno y minerales y sus costos asociados) y gastos de insumos veterinarios. Además se define una variable de tendencia, que captura el cambio tecnológico y se modifica con cada conjunto de datos. Las tres fronteras se calculan utilizando una especificación translogarítmica. Resultando que los modelos para los tres países mostraron economías de escala crecientes, con lo cual se concluye que los establecimientos analizados están operando en un tamaño sub-óptimo. A su vez, se encontró una tasa promedio anual de cambio tecnológico fue 0.9% para Argentina, 2.6% para Chile y 6.9% para Uruguay en tanto la eficiencia técnica media estimada fue de 87%, 84% y 81.1% respectivamente.

Por último y por tratarse de un análisis de frontera de producción estocástica en base a datos de corte transversal, es importante referir al trabajo de Wang (2001). En este se realiza una estimación de la eficiencia técnica, utilizando una frontera estocástica de producción, a partir de una sub-muestra de 70 establecimientos lecheros de Pennsylvania y Vermont, seleccionados aleatoriamente, utilizándose información del año 1996. El trabajo consiste en la estimación de la eficiencia técnica promedio y para cada uno de los establecimientos, asumiendo tres distribuciones distintas del término de perturbación de la eficiencia en la frontera estocástica (semi-normal, normal truncada y exponencial). A su vez, la medida de la eficiencia técnica se subdivide por tamaño de la explotación, tomando como aproximación del mismo el número de vacas lecheras, introducido a través de dos variables dummies de control. De esta forma, 24 establecimientos son clasificados como pequeños por tener menos de 50 vacas lecheras; 30 medianos, son los que poseen entre 50 y 100 vacas lecheras y por último, 16 explotaciones grandes, que son aquellas que tienen más de 100 vacas lecheras. La frontera estocástica especificada toma como variable dependiente el total de leche producida en el año (calculada como las libras de leche producidas por vaca, multiplicado por el número de vacas lecheras), y como 3 regresores, o variables independientes: las horas de trabajo total (familiar y remunerado), el capital variable (aproximado como el valor promedio de los activos netos para el año) y la alimentación (calculada como el total de consumo de granos y forraje por vaca multiplicado por el número de vacas del establecimiento). Las principales conclusiones a las que arriba es que, mientras la eficiencia técnica promedio resultante fue del 85%, la medida para cada establecimiento indicó que las explotaciones de mayor tamaño son técnicamente más eficientes que las más pequeñas. Además se encontró que todos los establecimientos presentan rendimientos decrecientes a escala. Por último, al realizar el contraste del parámetro $\mu=0$, se concluye que la especificación del término de perturbación de

la eficiencia como una normal truncada, no es una representación adecuada para los establecimientos lecheros estudiados

Marco Metodológico

El enfoque seguido, corresponde al Análisis de Fronteras Estocásticas aplicado para datos transversales, que es un método paramétrico motivado en la idea de que las desviaciones con respecto a la frontera pueden no estar en total control de las firmas, con lo cual, dada una combinación de insumos, existe un máximo producto posible que es aleatorio y no exacto. Se realizan una serie de supuestos que dan por conocida la estructura del conjunto de posibilidades de producción y del proceso generador de datos (como es la distribución normal de los residuos), para un número finito de parámetros que son desconocidos. Sin embargo, es una clara ventaja, asumir una relación estocástica entre los insumos y el producto, que permite explicar las desviaciones de la frontera como reflejo no solo de las ineficiencias, sino también de factores no medibles que son captados en el término de error y que reconocen la existencia de elementos que no logran introducirse en la frontera de producción por ser inobservables, pero que claramente generan ruido en la estimación.

En este sentido y siguiendo a Boguetoft o Otto (2011), la frontera estocástica de producción tiene una representación general que podemos escribir como:

$$Y_i = \exp(x_i\beta + \varepsilon_i)$$

Donde Y_i representa la producción de los i establecimientos de la muestra; x_i es el vector ($1 \times K$) de factores de producción (insumos y otras variables explicativas); β es el vector $K \times 1$ de los parámetros desconocidos a estimar asociados a las variables independientes. Este producto vectorial corresponde a la función de producción, cuya forma funcional más común es del tipo Cobb-Douglas, aunque existen otras opciones como la translogarítmica cuya ventaja es su flexibilidad. Por último, ε_i corresponde al término de perturbación compuesto por una variable aleatoria no restringida y por el término de ineficiencia que es no positivo. De esta forma:

$$\varepsilon_i = v_i - u_i$$

Dónde v_i son variables aleatorias que se asumen independientes e idénticamente distribuidas como $N(0, \sigma_v^2)$, e independientes de u_i , que también son variables aleatorias independientes e idénticamente distribuidas, y que representan la ineficiencia técnica², cuya distribución más general se supone como una normal truncada: $u \sim \text{iid } N^+(\mu, \sigma_u^2)$ con $\mu \neq 0$, pero cuando $\mu = 0$ la distribución corresponde a una semi-normal³, sin embargo, podría alternativamente asumirse como una exponencial, o una gamma, decisión que en cualquier caso depende de cuestiones empíricas más que teóricas. Debe tenerse en cuenta que bajo estos supuestos tendremos una distribución sesgada a la izquierda de los términos de error total, obsérvese que sería muy extraño que una explotación tuviese un gran residuo positivo, pero no es tan extraño que presente un gran residuo negativo, en tanto se trata de una función de producción (Heinngesen (2014)).

² Las distribuciones que han sido propuestas para el término de ineficiencia son: Semi-Normal (Aine, Lovell y Schmidt, 1977), Normal Truncada (Stevenson, 1980), Gamma (Greene, 1990) y Exponencial (Meeusen y van den Broeck, 1977) de acuerdo a lo reportado en Coelli et al. (1998)

³ Para comprobar cuál especificación es la más adecuada se contrasta la hipótesis nula $H_0: \mu=0$ contra $H_1: \mu \neq 0$. Utilizando el método de máxima verosimilitud, se utiliza la razón de máxima verosimilitud $LR \sim \chi_{0.95}^2(1)$, de tal forma que rechazar la hipótesis nula significa que la distribución semi-normal resulta más adecuada que la normal truncada con un 5% de significación (Coelli et al. (2005)).

A los efectos de formalizar, se presenta la forma de la distribución para las dos alternativas que se tendrán en cuenta en el presente trabajo, sin miedo de pérdida de generalidad, en tanto son las dos especificaciones más utilizadas en la bibliografía, y porque además, la elección del modelo depende en la mayoría de los casos, de cuestiones de conveniencia computacional más que de propiedades teóricas (por ejemplo: el paquete FRONTIER, utiliza los modelos semi-normal y normal truncada). Sin embargo debe tenerse en cuenta que este supuesto puede tener implicancias en la medida de la eficiencia técnica. A saber, cuando se elige una distribución semi-normal o exponencial, sabemos que la mayoría de los efectos de la ineficiencia estarán en el entorno de cero y por lo tanto, las medidas asociadas de la eficiencia técnica se ubicarán en el entorno de 1. Mientras que, la modelización de una normal truncada o una gamma, permite una amplia gama de formas de distribución, con lo cual resultan más generales. Coelli et al (1998)

Asumiendo u_i distribuye semi-normal, la distribución correspondiente tiene la siguiente forma:

$$f(u) = (2/\pi)^2 \exp[-1/2(u/\sigma_u)^2] ; E(u) = \frac{\sigma_u \Phi(0)}{\Phi(0)} = (2/\pi)^2 \sigma_u \text{ y } Var(u) = \left(1 - \frac{2}{\pi}\right) \sigma_u^2.$$

Donde $\Phi(x)$ es la función de distribución acumulada de la normal estándar evaluada para la variable aleatoria x .

Mientras que bajo una forma normal truncada, la distribución se expresa como:

$$f(u) = (1/\sigma_u) \phi[(u - \mu)/\sigma_u] / \Phi[\mu/\sigma_u]; \quad E(u) = \mu + \frac{\sigma_u \phi[\mu/\sigma_u]}{\Phi[\mu/\sigma_u]} = \mu + \sigma_u \lambda_u$$

$$Var[u] = \sigma_u^2 [1 - \lambda_u(\mu/\sigma_u + \lambda_u)].$$

Bajo esos supuestos, obtener los coeficientes β , mediante mínimos cuadrados ordinarios (MCO), generaría sesgos en las estimaciones, por lo tanto, no sería posible utilizar las mismas para calcular la medida de la eficiencia técnica. Una forma de afrontar este problema sería obtener la estimación por mínimos cuadrados corregidos (MCOG); sin embargo, las propiedades asintóticas de la estimación por máxima verosimilitud (MV) la hacen preferible⁴.

De esta forma, tomando en cuenta la parametrización propuesta por Aigner, Lovell and Schmidt (1977), $\sigma^2 = \sigma_v^2 - \sigma_u^2$ y $\lambda^2 = \sigma_u^2 / \sigma_v^2 \geq 0$, bajo la cual, si $\lambda=0$ las desviaciones de la frontera se deben completamente al error estocástico siendo nulos los efectos de la ineficiencia técnica⁵. La función de máxima verosimilitud para el caso en que $u \sim$ semi-normal resulta:

$$\ln L(y/\beta, \sigma, \lambda) = -\frac{1}{2} \ln \left[\frac{\pi \sigma^2}{2} \right] + \sum_{i=1}^I \ln \Phi \left[-\frac{\varepsilon_i \lambda}{\sigma} \right] - \frac{1}{2\sigma^2} \sum_{i=1}^I \varepsilon_i^2$$

Dónde las condiciones de primer orden son no-lineales y no pueden ser resueltas analíticamente para: β , λ y σ . Con lo cual no es posible obtener directamente un estimación del término de ineficiencia u_i . Por lo que se deberá maximizar utilizando el procedimiento de optimización iterativa, que consiste en la selección de valores a partir de los parámetros desconocidos que se recalculan sistemáticamente hasta obtener los valores que maximizan la función de verosimilitud (Coelli et al. (2005)).

⁴ El estimador MV es asintóticamente más eficiente que el MCOG. Según resulta de la evidencia provista por la simulación Monte Carlo hecha por Coelli (1995).

⁵ Por lo tanto, a los efectos de testear la significación estadística de los efectos de la ineficiencia, se contrasta la hipótesis nula $H_0: \lambda=0$ contra $H_1: \lambda>0$, si el LR (estadístico de razón de verosimilitud) excede el valor crítico de $\chi_{1-2\alpha}^2(1)$, se rechaza la hipótesis nula.

Veamos ahora el cálculo de la eficiencia técnica para cada establecimiento, considerando el modelo multiplicativo que se expuso, resulta:

$$ET_i = ET_i^{mult}(x_i, y_i) = \exp(-\hat{u}_i)$$

Como se puede observar la eficiencia técnica solo depende de la estimación del término de ineficiencia, sin embargo, como vimos antes está no se obtiene directamente, sino que debe ser estimado con antelación el término de error conjunto, tal que: $\hat{\varepsilon}_i = \ln y_i - \ln f(x_i; \hat{\beta}) \forall i \in \text{muestra}$.

Pero entonces, es posible establecer la distribución condicional de u_i dado ε_i y calcular una estimación consistente del término de ineficiencia a partir de su esperanza condicional dado el error conjunto: $\hat{u}_i = EV(u_i/\varepsilon_i)$.

Observando que la densidad simultanea $\phi_{u,v} = \phi_u(u)\phi_v(v)$ debido a que ambas variables son independientes y sustituyendo $\varepsilon_i + u_i = v_i$, se obtiene la densidad conjunta: $\phi_{u,\varepsilon}(u, \varepsilon) = \phi_v(\varepsilon + u)\phi_u(u)$

De esta forma, la densidad condicional que se buscaba resulta:

$$\phi(u/\varepsilon) = \phi_u(\varepsilon + u)\phi_u(u)/\phi_\varepsilon(\varepsilon).^6$$

Lo que permite obtener el valor esperado condicional que se expresa como:

$$EV(u/\varepsilon) = \mu_* + \sigma_* \frac{\phi(\mu_*/\sigma_*)}{\Phi(\mu_*/\sigma_*)}$$

$$\text{donde } \mu_* = -\varepsilon \frac{\sigma_u^2}{\sigma^2} = -\varepsilon \frac{\lambda^2}{1+\lambda^2} = -\varepsilon \gamma \sigma_* = \sqrt{\frac{\sigma_u^2 \sigma_v^2}{\sigma^2}} = \frac{\lambda}{1+\lambda^2} \sigma = \sqrt{\gamma(1-\gamma)\sigma^2}$$

Además $\Phi(\cdot)$ corresponde a la función de distribución normal estándar y $\phi(\cdot)$ a la función de densidad correspondiente.

Así se obtiene un estimador de la eficiencia técnica $\widehat{ET} = e^{-EV(u/\hat{\varepsilon})} = e^{-\hat{u}}$ a partir de las estimaciones de ε, σ^2 y λ que son los parámetros estimados directamente en nuestro modelo, pudiéndose calcular el valor de la misma, para cada establecimiento.

Como $EV(ET) = EV(e^{-u})$ es generalmente distinto de $e^{-EV(u)}$, entonces el estimador óptimo que minimiza el error cuadrado medio, que es el usualmente utilizado, resulta en:

$$TE = EV(e^{-u}|\varepsilon) = \frac{\Phi(\mu_*/\sigma_* - \sigma_*)}{\Phi(\mu_*/\sigma_*)} e^{\frac{1}{2}\sigma_*^2 - \mu_*}$$

Por lo tanto, la eficiencia media para el total de la muestra resulta:

$$\overline{ET} = \frac{1}{I} \sum_{i=1}^I \widehat{TE}_i$$

⁶ La densidad del término de error $\phi_u(u) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma_v^2}} e^{-\frac{1}{2}\frac{u^2}{\sigma_v^2}}$ corresponde a la distribución normal estándar. Mientras

$$\text{que la distribución del término de ineficiencia } \phi_u(u) = \begin{cases} \frac{2}{\sqrt{2\pi\sigma_u^2}} e^{-\frac{1}{2}\frac{u^2}{\sigma_u^2}} & \text{para } u \geq 0 \\ 0 & \text{para } u < 0 \end{cases}$$

Y Por último, la densidad del término conjunto $\phi_\varepsilon(\varepsilon) = \frac{\sqrt{2}}{\sqrt{\pi\sigma^2}} \Phi\left(-\frac{\lambda\varepsilon}{\sqrt{\sigma^2}}\right) e^{-\frac{1}{2}\frac{\varepsilon^2}{\sigma^2}}$, siendo $\sigma^2 = \sigma_v^2 + \sigma_u^2$, $\lambda = \sqrt{\frac{\sigma_u^2}{\sigma_v^2}}$ y $\Phi(x)$ la distribución normal estándar.

Ahora bien, este modelo general permite obtener una medida de la eficiencia técnica promedio, así como, de la eficiencia técnica de cada establecimiento; sin embargo, se asocia a los efectos de la ineficiencia (materializados como desviaciones con respecto a la frontera) con factores aleatorios que se encuentran fuera del control de las decisiones relativas al proceso productivo. Sin embargo, es relativamente fácil asumir, que una gran parte de las ineficiencias que operan en el proceso productivo se deben a cuestiones de manejo del mismo y que por lo tanto, surgen de las decisiones del productor. En este sentido, buscar explicar los determinantes de las posibles ineficiencias del proceso productivo, condujo a una modelización alternativa del término, de forma tal de introducir factores en la frontera que pueden tener efectos negativos en la producción, como son los ambientales o los relativos a las condiciones sociales del productor.

En este sentido es que Battese y Coelli (1995) plantean un modelo que generaliza lo que otros autores como Kumbhakar et al. (1991) habían ya asumido; especificando el término de ineficiencia de la siguiente forma:

$$u_i = g(z_i) + \varepsilon_i$$

Donde $\varepsilon_i \sim N^+(0, \sigma_u^2)$ y $g(\cdot)$ es una función no negativa, tal que $u_i \sim N^+(z_i' \delta, \sigma_u^2)$.

Y de la estructura convencional de la frontera estocástica semi-normal, que en su versión aditiva, resulta:

$$\ln y_i = x_i' \beta - g(z_i) + v_i - \varepsilon_i$$

Esto supone el mismo proceso de estimación del modelo y de la eficiencia técnica señalado antes.

Datos y tratamiento empírico

El análisis está basado en el censo general agropecuario (CGA) para el año 2011 cuyo relevamiento es de carácter nacional y que es realizado por la Dirección Estadísticas Agropecuarias (DIEA) perteneciente al Ministerio de Ganadería Agricultura y Pesca del Uruguay (MGAP).

Del mismo se desprende que un total de 4.474 explotaciones realizan lechería a nivel comercial, ocupando en total una superficie de 1.008.003 ha, con 744.909 cabezas de ganado lechero, que permiten obtener un total de producción de 1.780.146.598 litros. Para el presente análisis solo se consideran las explotaciones que son remitentes a la industria, esto es, 3201 establecimientos, que representan el 94.4% de la producción total.

Luego de analizar la base de datos, se tiene en cuenta las variables relevantes en la producción lechera de acuerdo a lo revisado en los antecedentes en la materia, y al análisis de correlación de la producción total con respecto a las variables disponibles referentes a superficie, trabajo, alimentación, maquinaria y al rodeo, buscando la mejor aproximación a dichos determinantes

La Tabla 1, muestra el resumen estadístico de las variables consideradas en el análisis, las cuales serán explicadas en detalle a continuación.

Tabla 1 - Resumen estadístico de las variables utilizadas (n=3189)

Variablen	Nombre	Media	Desvio estándar
Producción (lts)	Y_i	517658.8	944388.2
Vaca Masa	x_1	126,3	229.9
Porcentaje de Praderas (%)	x_2	32.5	21,5
Trabajo Remunerado (hs)	x_3	6044.8	13983.1
Maquinaria (\$)	x_4	83253.7	45443.1
Superficie (ha)	x_5	276.4	660.6

Aplicando estas variables la frontera de producción para cada establecimiento es especificada de la siguiente forma:

$$\ln Y_i = \beta_0 + \beta_1 \ln x_{1i} + \beta_2 \ln x_{2i} + \beta_3 \ln x_{3i} + \beta_4 \ln x_{4i} + \delta_1 z_{1i} + \delta_2 z_{2i} + \varepsilon_i$$

Donde el subíndice i refiere a los i establecimientos de la muestra, tomando las variables en logaritmos. Siendo la producción de leche anual medida en litros, la variable independiente. Se considera el siguiente conjunto de variables explicativas, x_1 que representa la suma del número de vacas en ordeño y el número de vacas secas (vaca masa); x_2 tomada como el porcentaje de la superficie total de la explotación destinada a praderas artificiales; x_3 es la cantidad total de jornales de trabajo remunerados que fueron utilizados en el proceso productivo (que fue aproximado multiplicando el número de trabajadores remunerados declarado por los productores, por la jornada promedio anual de 2100 jornales); x_4 que corresponde al valor del capital (representa la maquinaria declarada por los productores evaluada al precio promedio del año censal) y x_5 correspondiente a la superficie total del predio medida en hectáreas. En lo que respecta a las variables explicativas de la ineficiencia, se consideran dos variables binarias representativas del avance tecnológico del establecimiento, referentes al manejo del tambo, una de carácter alimenticio, z_1 que vale 1 cuando se utilizan silos y 0 en caso contrario; y la segunda, toma en cuenta el manejo reproductivo del rodeo, z_2 que vale 1 cuando se realizó inseminación artificial y 0 en caso contrario.

Las estimaciones se realizaron utilizando el paquete estadístico Frontier 4.1, el cual aplica el modelo de máxima verosimilitud para estimar los parámetros de la frontera estocástica, suponiendo una distribución semi-normal del término de error (ε_i).

Resultados

En primer lugar, se puso a prueba la modelización Cobb-Douglas de la función de producción en comparación con la forma translogarítmica, siendo la primera, estadísticamente superior que la segunda a un 1% de significación⁷. Con lo cual, se asume en adelante, que el modelo Cobb-Douglas es el más adecuado para los datos disponibles y será el que se utilizará para la estimación y el análisis de la eficiencia técnica.

En el modelo finalmente estimado, todas las variables explicativas (tanto los determinantes de la función de producción, como las explicativas de la ineficiencia) resultaron altamente significativas, siendo todos los parámetros positivos, como puede verse en la Tabla 2.

⁷ Se utiliza el estadístico lr-test, que compara por diferencia los dos modelos, aplicando un test de razón de verosimilitud, que asume una distribución χ^2 bajo la hipótesis nula, que es rechazada para un p-valor muy pequeño.

Tabla 2 - Parámetros estimados para la frontera de producción Coob-Douglas

Variable	Estimación		Desvio estándar
Constante	6,446	***	0,203
Vaca Masa	0.993	***	0.015
Superficie Total	0.043	***	0.010
Porcentaje de Praderas	0,094	***	0,006
Trabajo remunerado	0,013	***	0,002
Maquinaria	0,082	***	0,019
Silos	0,147	**	0,048
Inseminación	0,133	**	0,043
σ^2	0,176	***	0,013
γ	0,424	***	0,074

Código de significación: '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1

Es importante resaltar que en principio fueron consideradas siete variables explicativas de la ineficiencia (variables z_i), seis de ellas correspondientes al manejo, introducidas al modelo como variables binarias: silos (toma valor 1 si la explotación cuenta con silos para grano), riego (cuyo valor era 1 si se había realizado riego de las praderas artificiales), reserva de forraje (toma valor 1 si el productor declaro hacer reserva de forraje en el año censal); asistencia técnica (que vale 1 cuando el productor recibió asistencia veterinaria, agronómica u otras); diagnóstico gestacional (cuyo valor es 1 si se diagnóstico la preñez por tacto o ecografía) e inseminación (que toma valor 1 si el productor practicó inseminación artificial) y la séptima variable, de carácter social, corresponde al nivel educativo del productor. De estas variables modeladas originalmente, solo resultaron significativas: silos e inseminación; con lo cual, el resto de las variables fueron excluidas dado que le quitaban potencia al modelo. Por este motivo solo se reportan los resultados de las variables significativas en la Tabla 2.

Con respecto a las dos variables explicativas de la ineficiencia, finalmente introducidas en el modelo, puede apreciarse que ambas son altamente significativas y que además, los coeficientes positivos⁸ de ambas, muestran que las empresas que disponen de silos y que realizan inseminación artificial son más eficientes que el resto. Por lo tanto, las explotaciones que cuentan con silos para granos, así como aquellas que realizan inseminación artificial en sus rodeos, se acercan más a la eficiencia que las que no hacen uso de dicha tecnología.

El contraste de razón de verosimilitud aplicado a los coeficientes gamma, permite rechazar la hipótesis de no significación del parámetro, con lo cual, el modelo de frontera estocástica especificada, resulta significativamente mejor que el modelo de regresión lineal simple correspondiente (el cual supone que gama es igual a cero). Por lo tanto, se rechaza significativamente, la no existencia de ineficiencia para los datos considerados (para un p-valor =1.264e-14).

Con respecto a la eficiencia estimada, se observa que el 50% de los establecimientos presentan un valor de la eficiencia menos a 0.8039, lo cual es levemente superior a la media que resultó de 0.7967. Además, se puede observar que la máxima eficiencia estimada resulta menor que 1 (esto es 0.9276), con lo cual, no hay ningún establecimiento completamente eficiente dada la tecnología existente. Esto se puede ver en la Tabla 3.

⁸ Es importante aclarar que, debido al sesgo hacia la izquierda que presenta la distribución de los residuos, se realiza la estimación considerando la ineficiencia de forma creciente, con lo cual, que los coeficientes de las variables z sean positivos indican mayor eficiencia.

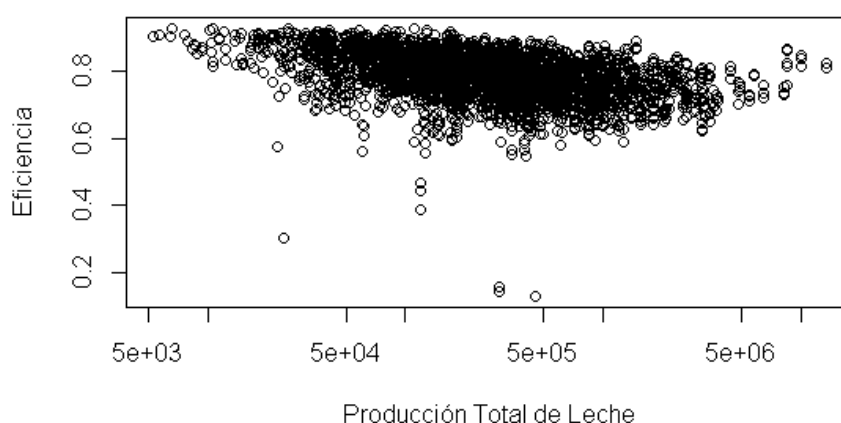
Tabla 3 - Resumen estadístico de la eficiencia estimada

Mínimo	Q ₁	Mediana	Media	Q ₃	Máximo
0.1683	0.7554	0.8039	0.7967	0.8447	0.9276

Observando la variabilidad de la eficiencia estimada con respecto a la producción de leche y a sus determinantes, la mayoría de las firmas se encuentran por encima de la media de eficiencia (tal como se indica en la Tabla 3 el valor de la mediana supera al valor de la media). Sin embargo no necesariamente las empresas más grandes son las más eficientes. Puede verse en la Figura 1 que la eficiencia y la cantidad total producida no se encuentran altamente correlacionadas, sino que existe una gran dispersión

Figura 1 – Variabilidad de la eficiencia respecto de la producción

Variabilidad de la Eficiencia respecto de la Producción



Lo mismo pudo constatarse con respecto a las variables explicativas ya que, tanto el tamaño (respecto del rodeo, y de la superficie), como el uso de mayor volumen de capital y mano de obra, no se traducen directamente en mayor eficiencia, lo cual se muestra en la Tabla 4, donde puede verse, la baja correlación negativa que presentan respecto de la eficiencia estimada.

Tabla 4 - Correlación entre la eficiencia y las variables que integran el modelo

	Producción	Superficie	Trabajo	Praderas	Maquinaria
Eficiencia	-0.224	-0.052	-0.095	-0.059	-0.125

Para seguir analizando las características de los predios de acuerdo a la estimación de eficiencia, se establecen cuatro rangos y se calcula la media por grupo de establecimientos ubicados dentro de cada rango de eficiencia. En la Tabla 5 se muestra el resumen de dicho cálculo, lo cual sigue confirmando la idea anterior de que el mayor tamaño de las empresas no se condice con un mayor rango de eficiencia.

Tabla 5 - Media de cada variable explicativa por rango de eficiencia

Rangos	Predios	Producción	Vaca Masa (Cab.)	Superficie (Ha)	Maquinaria (US\$)	Praderas (%)	Trabajo (Hrs/año)
Rango 1	85	52328 ^a	37 ^a	95 ^a	67711.2 ^a	30.7 ^a	2694 ^a
Rango 2	1585	342588 ^b	109 ^b	253 ^{a,b}	78249.1 ^a	31.0 ^a	5118 ^a
Rango 3	1277	706306 ^c	151 ^c	312 ^b	89804.8 ^b	34.7 ^a	6842 ^b
Rango 4	242	832275 ^c	139 ^{b,c}	307 ^{a,b}	86920.8 ^b	31.9 ^a	9087 ^b

Rango1: $0.9 \leq \text{eficiencia} \leq 1$; Rango2: $0.8 \leq \text{eficiencia} < 0.9$; Rango3: $0.7 \leq \text{eficiencia} < 0.8$; Rango4: $\text{eficiencia} < 0.7$

El test de medias de Bonferroni, analiza las diferencias entre grupos de eficiencia para cada una de las variables. Letras diferentes entre valores de una misma variable indican diferencias significativas entre rangos de eficiencia (Tabla 5).

Considerando la producción total de leche se observa que los dos grupos más eficientes (rangos 1 y 2) no son estadísticamente diferentes entre sí, al igual que los dos grupos más ineficientes (rangos 3 y 4), sin embargo, si son estadísticamente diferentes entre ellos. En lo que respecta al tamaño del rodeo, el grupo de predios de mayor ineficiencia no es estadísticamente diferente de los dos siguientes, pero si hay diferencia significativa entre los otros tres grupos.

Analizando por superficie de los predios, solo los del grupo 1 y 3 son estadísticamente diferentes entre sí. En cuanto al costo de la maquinaria y a los jornales de mano de obra remunerada, los dos grupos de menor ineficiencia son estadísticamente similares y se diferencian significativamente de los dos otros dos grupos de mayor ineficiencia; estos últimos tampoco presentan diferencias entre sí. Por último, observando el porcentaje de la superficie total ocupada por praderas, no se encontraron diferencias significativas para ninguno de los cuatro grupos.

Por lo tanto, analizada la variabilidad estadística entre grupos y al interior de los mismos, podemos decir que, los predios que se acercan más a la eficiencia son aquellos que poseen un menor tamaño de sus rodeos, utilizan menos cantidad de mano de obra remunerada y tienen un menor costo de maquinaria. Además, los predios que se acercan más a la eficiencia, son los que tienen una menor superficie total. Esto afirma la primera impresión, de que los predios cuyo uso de los recursos físicos es más intensivo, consiguen aproximarse más a la eficiencia que los otros.

Comentarios Finales

En este análisis, en base a los datos censales del año 2011 para el total de predios lecheros remitentes a la industria en el Uruguay, se estimó la frontera estocástica y la eficiencia técnica para cada uno de los establecimientos, con una ET promedio de 0,797. Para la estimación se utilizó una función de producción tipo Cobb-Douglas, que comparada con la translogarítmica resultó mas robusta para la estimación.

A partir de la estimación de la frontera, es posible afirmar que los predios que realizaron inseminación artificial en sus rodeos y que contaban con silos para granos, son relativamente más eficientes que aquellos que no disponían de esa tecnología.

Del cálculo de la eficiencia técnica se desprende que ninguna de las explotaciones resultó cien por ciento eficiente en el uso de la tecnología. Además, los establecimientos que en promedio tienen menor tamaño, son los que más se acercan a la eficiencia; refiriéndose el tamaño al volumen de producción de leche, al número de cabezas que componen el rodeo, a la superficie total del predio, a la mano de obra remunerada que se emplea o al costo de la maquinaria. Mientras que, son los de mayor tamaño en promedio, los que muestran una mayor

ineficiencia. Observándose también, que estos dos grupos (los más y los menos ineficientes) son los menos numerosos (242 y 85 predios respectivamente).

Teniendo en cuenta que este es un abordaje preliminar al tema, con lo cual no se pretende extraer conclusiones definitivas, sino aportar una aproximación al análisis de la eficiencia en el sector lechero uruguayo, es importante señalar las restricciones impuestas por los datos censales y la necesidad de disponer de información detallada con respecto a la tecnología aplicada en el proceso productivo, al manejo del rodeo en términos alimenticios, sanitarios, y reproductivos; en el entendido de que dicha información permitiría una mejor estimación de la función de producción, así como, una especificación más adecuada de la ineficiencia.

De esta forma sería posible obtener una explicación más acabada de la ineficiencia de los predios partir de sus características y de las posibles ineficiencias de cada establecimiento. Pudiéndose realizar una caracterización adecuada y un buen diagnóstico del sector.

Bibliografía

Battese, G. y Coelli, T. (1992). Frontier Production Functions, Technical Efficiency and Panel Data: With Application to Paddy Farmers in India. *J Prod Anal* 3: 153-69.

Battese, G. y Coelli, T. (1995). A Model for technical Inefficiency effects in a stochastic frontier production function for panel data. *Empirical Economics*. Australia. 20: 325-332.

Bravo-Ureta, B et al (2008). Cambio tecnológico y eficiencia técnica en predios lecheros de tres países del Cono Sur. Universidad de Connecticut, USA.

Bravo-Ureta, B. (2014). Stochastic frontiers, productivity effects and development projects. *Economics and Business Letters* 3(1), 51-58

Bogetoft, P. y Otto, L. (2011). Benchmarking with DEA, SFA and R.

DIEA. (2011). Anuario Estadístico Agropecuario. MGAP. Montevideo, Uruguay.

Coelli, T.; Battese, G.; Prasada Rao, D. y O'Donnell C. (2005). An Introduction to efficiency and productivity analysis. Second Edition.

Coelli, T.J., D.S.P. Rao, and G.E. Battese. (1998). An introduction to efficiency and productivity analysis. Springer, New York, USA.

Färe, R.; Grosskopf, S. y Pasurka, Jr. (2007). Pollution abatement activities and traditional productivity. *Ecological economics* 62: 673-682.

Grau, C.; Fossatti, M. y Paolino, C. (1995). Eficiencia técnica y comportamiento tecnológico en establecimientos lecheros Crea. INIA. Montevideo, Uruguay.

Kousmanen, T. y Kortelainen, M. (2005). Measuring eco-efficiency of production with data envelopment analysis. *Journal of Industrial Ecology*. Vol. 9, N° 4: 59-72.

Kousmanen, T. y Kousmanen, N. (2009). How not to measure sustainable value (and how one might). *Ecological Economics* 69: 235:243.

Henningsen, A. (2014). Introduction to Econometric Production Analysis with R. Department of food and resource Economics. University of Copenhagen. Dinamarca.

Moreira, V.; Bravo-Ureta, B.; Carrillo, B. y Vásquez, J. (2006). Medidas de eficiencia técnica para pequeños productores de leche del Sur de Chile: Un análisis con fronteras estocásticas y datos de panel desbalanceado. *Arch. Med. Vet.* 38, N° 1: 25-32.

Mukherjee, D.; Bravo-Ureta, B. y De Vries, A. (2012). Dairy productivity and climatic conditions: econometric evidence from South-eastern United States. *The Australian Journal of Agricultural and Resource Economics* N° 57: 123-140.

Randal, A. (2002). Valuing the outputs of multifunctional agricultural. *European Review of Agricultural Economics* Vol 29 (3): 289-307.

Wang, Q. (2001). A Technical Efficiency Analysis of Pennsylvania Dairy Farms. Department of Agricultural Economics and Rural Sociology. Pennsylvania State University, USA.