

Asociación Argentina de Economía Agraria

LECHERÍA EN AREAS CON RESTRICCIONES EDÁFICAS Y CLIMÁTICAS.

EFICIENCIA TÉCNICA Y POTENCIAL PRODUCTIVO

Septiembre, 2007

Gastaldi, Laura¹

lgastaldi@rafaela.inta.gov.ar

Galetto, Alejandro²

alejandro.galetto@sancor.com.ar

Lema, Daniel³

danilema@correo.inta.gov.ar

¹ Becaria de extensión del INTA EEA Rafaela

² Técnico de la actividad privada

³ Investigador del Instituto de Economía y Sociología del INTA

LECHERÍA EN AREAS CON RESTRICCIONES EDÁFICAS Y CLIMÁTICAS. EFICIENCIA TÉCNICA Y POTENCIAL PRODUCTIVO

Resumen

El objetivo de este trabajo fue determinar la eficiencia técnica de establecimientos tamberos ubicados en áreas con restricciones edáficas y climáticas, a partir de información productiva de 45 tambos del departamento San Cristóbal de la provincia de Santa Fe. Se utilizó un modelo de fronteras estocásticas de producción bajo la forma funcional Cobb Douglas.

La eficiencia técnica de los tambos fue del 79% y la variación residual entre la frontera y el valor real de producción se explicó en un 52,4% por la ineficiencia. El potencial productivo se estimó en 5.513 litros por hectárea vaca total por año para los recursos involucrados en la actividad y la tecnología aplicada durante el ejercicio analizado. La brecha entre potencial productivo y valor observado correspondiente a la ineficiencia podría haberse reducido mediante el asesoramiento, incidiendo en forma negativa la edad avanzada de los productores.

PALABRAS CLAVES: producción lechera – restricciones edáficas y climáticas - eficiencia técnica –fronteras estocásticas

Summary

The aim of this study was to defined the technical efficiency of dairy farms located in areas with edaphic and climatic restrictions, based on information from 45 dairy farms in the department of San Cristóbal, in Santa Fe. A stochastic production model under the functional Cobb Douglas form was used to predict the technical efficiency.

Dairy farm's technical efficiency was 79 %, and the residual variation between the model and the real production value was explained by 52.4% of the inefficiency. The potential production was estimated in 5,513 liters per hectarea per total cow per year given the resources involved in the activity and the technology applied during the period of analysis. The gap between potential and observed production explained by the inefficiency might have been reduced by technical assistance and elder age of farmers affected negatively the efficiency.

KEY WORDS: Dairy production – edaphic and climatic restrictions - technical efficiency - stochastic production model

CLASIFICACIÓN TEMÁTICA: (ejemplo: 3.2; 7.1)

LECHERÍA EN AREAS CON RESTRICCIONES EDÁFICAS Y CLIMÁTICAS. EFICIENCIA TÉCNICA Y POTENCIAL PRODUCTIVO¹

I. INTRODUCCIÓN

La mayor parte del análisis técnico y económico en los sistemas de producción de leche que se ha realizado en nuestro país se refiere a tambos de la región pampeana, dado que allí se ha concentrado tradicionalmente la actividad y existen escasos antecedentes sobre la producción de leche que se realiza en áreas con mayores restricciones de suelo y de clima. La creciente competencia por el uso de la tierra con la agricultura en las regiones lecheras tradicionales, determina la necesidad de evaluar la potencialidad productiva de estas zonas denominadas “marginales”, considerando que las mismas podrían convertirse en las futuras cuencas de la lechería nacional.

Entre las regiones posibles para el desarrollo de la lechería se encuentra el sector occidental del centro-norte de Santa Fe, cuya fortaleza respecto de otras zonas país está dada por la cercanía a los centros de industrialización y de consumo de lácteos. En particular, cabe destacar que en la región central de Santa Fe y el centro-este de Córdoba existe una importante capacidad instalada industrial que no está totalmente utilizada, y que se encuentra a una distancia económicamente viable respecto de las principales áreas de interés.

En la región occidental del centro-norte de la provincia de Santa Fe, en el marco de una gran diversidad de condiciones naturales, se puede hacer una distinción entre la sub-zona ganadera del este y la sub-zona mixta del oeste. La primera es un área compleja con predominio de planos medios y bajos donde se destacan algunos sectores más elevados y/o con mejor escurrimiento. La sub-zona mixta en tanto, tiene un relieve heterogéneo que pasa gradualmente de un plano alto y muy suavemente ondulado (Domo Occidental) a los planos medios de la sub-zona ganadera (Giorgi et al, 2006). La región pertenece al dominio fitogeográfico chaqueño (De Aparicio et al, 1958) y presenta clima subtropical con lluvias que no se distribuyen uniformemente, alternándose períodos de excesos hídricos con épocas de sequía.

La actividad predominante en ambas regiones es la ganadería de carne, principalmente la cría vacuna, complementada con el engorde y con una creciente actividad agrícola (principalmente soja, sorgo granífero, maíz y girasol). También cabe mencionar que la producción lechera siempre tuvo presencia, aunque la participación de la misma en el uso del suelo ha sido declinante, principalmente por razones vinculadas a fenómenos de inundación agravados por la falta de infraestructura.

El potencial lechero de una región y la eficiencia relativa de esta actividad en el uso de los recursos, depende de numerosos factores, entre los que podemos citar la tecnología disponible, la infraestructura, el capital humano con que cuenta la región, y eventualmente, la existencia de políticas específicas para diferentes actividades.

¹ Deseamos agradecer particularmente a Raúl Giorgi, Alejandro Chiavassa, Verónica Sapino, Rubén Tosolini y Cristian León del INTA EEA Rafaela, por los trabajos de localización geográfica y determinación del índice de aptitud productiva ponderada de uso del suelo de los tambos. También por la excelente disposición y colaboración que siempre han mostrado y que resultó fundamental para la concreción de este trabajo. Los errores que pudieran subsistir, son como es usual, responsabilidad de los autores.

Una primera aproximación al problema surge del análisis de la eficiencia técnica de los sistemas de producción que ya están operando en la región. Una de las alternativas para la medición y explicación de la eficiencia técnica es a través de la estimación de fronteras de producción, metodología que permite además establecer el nivel de eficiencia relativa de las empresas bajo análisis, respecto de un nivel máximo posible para la tecnología aplicada y los recursos utilizados.

Existen varias alternativas metodológicas para la estimación de fronteras de producción y para la determinación de los niveles de eficiencia técnica. Puede distinguirse entre métodos “paramétricos” (que especifican una función de producción) y “no paramétricos” (que utilizan programación lineal, comúnmente llamados DEA – data envelopment análisis). También se puede distinguir entre métodos de tipo “determinístico” o “estocástico”, según la interpretación que se haga de la diferencia entre los niveles de producción observados y los estimados mediante la función de frontera.

En nuestro país, este tipo de estudios ha sido efectuado para tambos de las cuencas tradicionales. Schilder y Bravo Ureta (1993) aplicaron la metodología de fronteras estocásticas y determinaron niveles del 89,8% de eficiencia técnica en tambos de la cuenca central santafesina, mientras que Moreira et al (2004), con la misma metodología, establecieron valores de eficiencia técnica que variaron entre un rango del 66,3 y 93,3% en tambos de la Cuenca Abasto Sur de Buenos Aires. Ambos estudios asociaron la producción de leche total a variables que representaban a los recursos tierra, trabajo y capital. Moreira et al (2004) explicaron además los efectos de la ineficiencia técnica mediante características de manejo.

Arzubi y Schilder (2006), mediante la utilización del método DEA, compararon la eficiencia de los tambos de diferentes cuencas y establecieron los sistemas productivos más eficientes para cada una de ellas. Concluyeron que la cuenca central santafesina es superior en eficiencia técnica y económica a la de Villa María, en Córdoba, y a la de Abasto Sur, en Buenos Aires, y que los sistemas de alta carga y alto uso de concentrado son más “eficientes” (en función de esta metodología) que los sistemas extensivos.

El objetivo de este trabajo es estimar el nivel de eficiencia técnica de los tambos ubicados en áreas con restricciones de suelo y clima del centro-norte de la provincia de Santa Fe, utilizando una metodología de fronteras estocásticas. Los resultados de esta estimación son relevantes para el análisis de la competitividad relativa de diferentes modelos de producción lechera, entre sí y en relación con otras actividades, lo que a su vez nos permitirá evaluar las posibilidades concretas de expansión de la actividad lechera en dichas regiones.

La organización del resto del trabajo es la siguiente: la sección II presenta un resumen de la metodología de estimación de fronteras estocásticas, la sección III describe los datos y las variables utilizadas en la estimación así como la especificación del modelo, la parte IV muestra los resultados de las estimaciones. Finalmente, en el punto V se presentan las conclusiones

II. METODOLOGÍA

El enfoque clásico para el análisis de la eficiencia es el de Farrell (1957), que descompone la eficiencia total entre un componentes técnico y otro asignativo. El primero refleja la habilidad para obtener el máximo nivel de producción dado un conjunto de recursos y la tecnología disponible; y el segundo se refiere al uso óptimo de los insumos en función de los precios

relativos. Ambas eficiencias combinadas proporcionan una medida de la eficiencia económica total. Este autor también indica que la frontera de producción necesaria para estimar la eficiencia puede ser calculada mediante métodos no paramétricos o paramétricos.

La primera sugerencia fue considerada por Charnes et al (1978) dando origen a la metodología DEA (data envelopment analysis) mientras que el desarrollo de técnicas paramétricas fue abordado por Aigner et al (1968) bajo la forma funcional Cobb Douglas.

El método DEA calcula la frontera de producción como una envolvente de datos mediante algoritmos de programación lineal, determinando para cada una de las observaciones si pertenece o no a la frontera. La ventaja es que no requiere una forma funcional específica, pero al ser determinístico (todas las desviaciones entre el valor de producción observado y el valor que surge de la estimación de la frontera son atribuidas a la ineficiencia técnica) puede verse afectado por observaciones extremas (outliers).

El modelo paramétrico de Aigner y Chu (1968) calcula la frontera bajo la siguiente forma funcional:

$$\ln(y_i) = x_i\beta - u_i \quad , i=1,2,\dots,N \quad [1]$$

donde:

- $\ln(y_i)$ es el logaritmo del producto de la firma i .
- X_i es un vector columna de $(k+1)$ filas, de quien el primer elemento es 1 y los restantes son los logaritmos de los K insumos usados por la firma i .
- $\beta = (\beta_0, \beta_1, \dots, \beta_k)$ es un vector columna de $(k+1)$ filas, de parámetros desconocidos a ser estimados.
- u_i es una variable aleatoria no negativa, asociada con la ineficiencia técnica en la producción para este grupo de firmas.

En este modelo la eficiencia técnica se define a partir de la relación entre el producto observado y la máxima producción posible dado un conjunto de insumos x_i , esto es:

$$ET_i = \frac{y_i}{\exp(x_i\beta)} = \frac{\exp(x_i\beta - u_i)}{\exp(x_i\beta)} = \exp(-u_i) \quad [2]$$

donde

- y_i = producto observado
- $\exp(x_i\beta)$ = valor de la frontera de producción

y los parámetros β son obtenidos a través de programación lineal, donde:

- $\sum_{i=1}^N u_i$ es minimizada, sujeto a las restricciones: $u_i \geq 0; 1, 2, \dots, N$

A los trabajos de Aigner y Chu (1968) le siguieron las investigaciones de Afriat (1972), Richmond (1974), Schmidt (1976), todas de carácter determinístico en el sentido que consideran las desviaciones de la frontera de producción como ineficiencia técnica, sin tener en cuenta posibles errores de medición y/o ruidos estadísticos.

Como alternativa surgió el enfoque de las fronteras de producción estocásticas, desarrollado por Aigner, Lovell y Smith (1977) e independientemente Meeusen y Van den Broeck (1977). La forma funcional de este modelo adiciona un término que recoge los posibles errores, y se define de la siguiente manera:

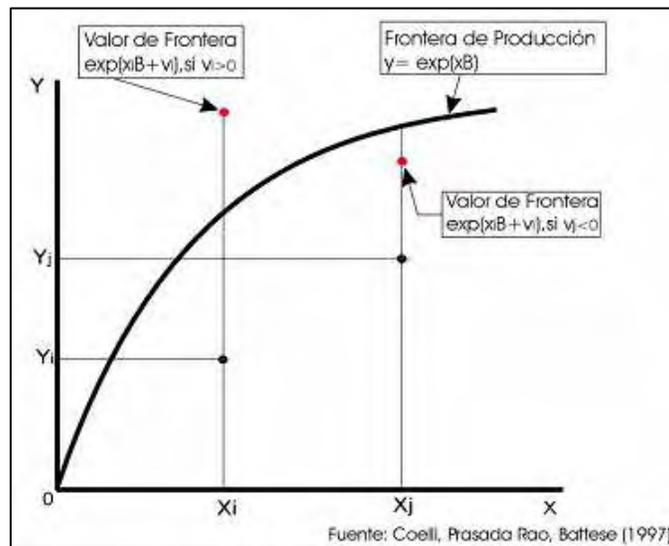
$$Y_i = x_i\beta + (v_i - u_i) \quad ,i=1,2,\dots,N \quad [3]$$

donde

- Y_i es la producción (o el logaritmo de la producción) de la firma i ;
- x_i es un vector $k \times 1$ de cantidades de insumo de la firma i
- β es un vector de parámetros desconocidos a estimar
- v_i son variables aleatorias independientes e idénticamente distribuidas (iid), normales con media cero y varianza constante $N(0, \sigma^2 V)$, e independiente de los
- u_i que son variables aleatorias no negativas que se supone registran la ineficiencia técnica, las cuales son iid y $N(0, \sigma^2 U)$

El modelo es llamado función frontera de producción estocástica porque los valores de producto están limitados arriba por la variable estocástica $\exp(x_i\beta + v_i)$. El error aleatorio, v_i , puede ser positivo o negativo y los valores de salida de la frontera estocástica varían alrededor de la parte determinística del modelo $\exp(x_i\beta)$. Las características del mismo se muestran en la figura siguiente:

Figura 1. Frontera estocástica de producción.



Los parámetros de la frontera de producción estocástica pueden ser estimados usando el método de máxima verosimilitud (MV) o el método de mínimos cuadrados corregidos (MCC), siendo el primero más eficiente. Sin embargo en muestras finitas las propiedades de ambos estimadores no pueden ser analíticamente determinadas. Coelli (1995) investigó el desempeño de la frontera semi normal en muestras finitas, determinando que los estimadores MV resultan

significativamente mejores que los estimadores MCC, cuando la contribución de los efectos de la ineficiencia técnica son mayores que la varianza total.

Aigner, Lovell y Schmidt (1977) derivaron la función máximo verosimilitud para el modelo definido por la ecuación [3], asumiendo que los u_{is} son i.i.d. como una normal $N(0, \sigma^2)$ truncada en cero, e independientes de los v_{is} , los cuales son i.i.d. como una $N(0, \sigma^2)$, y expresaron la función de verosimilitud en términos de dos variadas,

$$\sigma_s^2 = \sigma^2 + \sigma_v^2$$

$$\lambda = \frac{\sigma}{\sigma_v}$$

Por su parte Battese y Corra (1977) sugirieron la utilización del parámetro γ definido como:

$$\gamma = \frac{\sigma^2}{\sigma_s^2}$$

porque varía entre cero y uno, mientras que el parámetro λ puede tener cualquier valor no negativo. También demostraron que la función máximo verosímil, en términos de esta parametrización es igual a:

$$\ln(L) = \frac{-N}{2} \ln\left(\frac{\pi}{2}\right) - \frac{-N}{2} \log(\sigma_s^2) + \sum_{i=1}^N \ln[1 - \Phi(z_i)] - \frac{1}{2\sigma_s^2} \sum_{i=1}^N (\ln y_i - x_i \beta)^2 \quad [4]$$

donde

$$z_i = \frac{(\ln y_i - x_i \beta)}{\sigma_s} \left(\frac{\gamma}{1 - \gamma} \right)^{1/2}$$

$\Phi(\cdot)$ es la función de distribución de la variable aleatoria normal estándar.

A través del máximo de la función definida en la ecuación [4] se obtienen los estimadores de β , σ_s^2 y γ , y éstos son consistentes y asintóticamente eficientes (Aigner, Lovell y Schmidt, 1977)

El modelo de frontera estocástica fue adaptado por Battese y Coelli, (1995) para estimar los efectos de la ineficiencia, a través la incorporación de un componente que permite conocer cuales son los factores que influyen en la magnitud de la misma. De esta manera definen el término a la ineficiencia técnica como, independientemente (pero no idénticamente) distribuido como $N(u_i, \sigma_u^2)$ truncada en cero:

$$u_i = z_i * \delta \quad [5]$$

donde

- z_i es un vector de (1 x M) variables explicativas de los efectos de ineficiencia
- δ es un vector de (M x 1) parámetros a ser estimados que indican la magnitud y el signo de los efectos de la ineficiencia.

A partir de la forma de distribución de los efectos de la ineficiencia se estima la esperanza de la eficiencia técnica media $E(ET_i = \exp(-u_i))$ y bajo el supuesto que los u_{is} están distribuidos como una normal $N(u_i, \sigma_u^2)$ truncada en cero, la eficiencia media se calcula como:

$$E[\exp(-u_i)] = 2[1 - \Phi(\sigma_s \sqrt{\gamma})] \exp(-\gamma \sigma_s^2 / 2) \quad [6]$$

Otra alternativa para estimar la eficiencia media, es a partir de la media aritmética de las predicciones de la eficiencia individual de cada firma.

A nivel de cada firma la eficiencia técnica se define como $ET_i = \exp(-u_i)$, donde los u_i son inobservables y una vez conocidos los parámetros β de la frontera estocástica de producción la diferencia, $e_i = v_i - u_i$, puede ser observada.

El mejor predictor para u_i es la esperanza condicional de u_i , dado el valor de $v_i - u_i$. Este término fue aplicado en el modelo de frontera estocástica de Jondrow, Lovell, Materov y Schmidt (1982), quienes derivaron la siguiente expresión:

$$E[u_i / e_i] = -\gamma e_i + \sigma_A \left\{ \frac{\phi(\gamma e_i / \sigma_A)}{1 - \Phi(\gamma e_i / \sigma_A)} \right\} \quad [7]$$

donde

- $\sigma_A = \sqrt{\gamma(1 - \gamma)\sigma_s^2}$
- $e_i = \ln(y_i) - x_i \beta$
- $\Phi(\cdot)$ es la función de densidad de una variable aleatoria con una distribución estándar.

Otras investigaciones obtuvieron, la eficiencia técnica, $\exp(-u_i)$, sustituyendo u_i con el predictor asociado a la ecuación 6, mientras que para Battese y Corra (1988) el mejor predictor de $\exp(-u_i)$ es obtenido usando:

$$E[\exp(u_i)] = \frac{1 - \Phi(\sigma_A + \gamma e_i / \sigma_A)}{1 - \Phi(\gamma e_i / \sigma_A)} \exp(\gamma e_i + \sigma_A^2 / 2) \quad [8]$$

La validación estadística del modelo de frontera de producción estocástica consiste en contrastar la hipótesis nula que no hay efectos de ineficiencia técnica, y por lo tanto los parámetros pueden ser estimados usando MCO, contra la hipótesis alternativa que existen efectos de ineficiencia, y que por lo tanto los estimadores no pueden calcularse usando MCO, entonces:

- $H_0: \gamma=0$; $H_1: \gamma \neq 0$

La hipótesis se contrasta mediante un test de razón de verosimilitud (Likelihood Ratio test). El estadístico se calcula como:

$$LR = -2\{\ln[L(H_0)] / L(H_1)\} = -2\{\ln[L(H_0)] - \ln[L(H_1)]\} \quad [9]$$

Donde $L(H_0)$ y $L(H_1)$ son los valores de la función de verosimilitud, bajo H_0 y H_1 respectivamente. Si H_0 es verdadera se asume que el estadístico se distribuye asintóticamente con una Chi-cuadrado, con grados de libertad igual al número de variables de efectos de ineficiencia mas uno correspondiente al término constante. Debido a que surgen dificultades para testear $H_0: \gamma=0$ porque $\gamma=0$ permanece en el límite del parámetro γ se definió como una combinación de

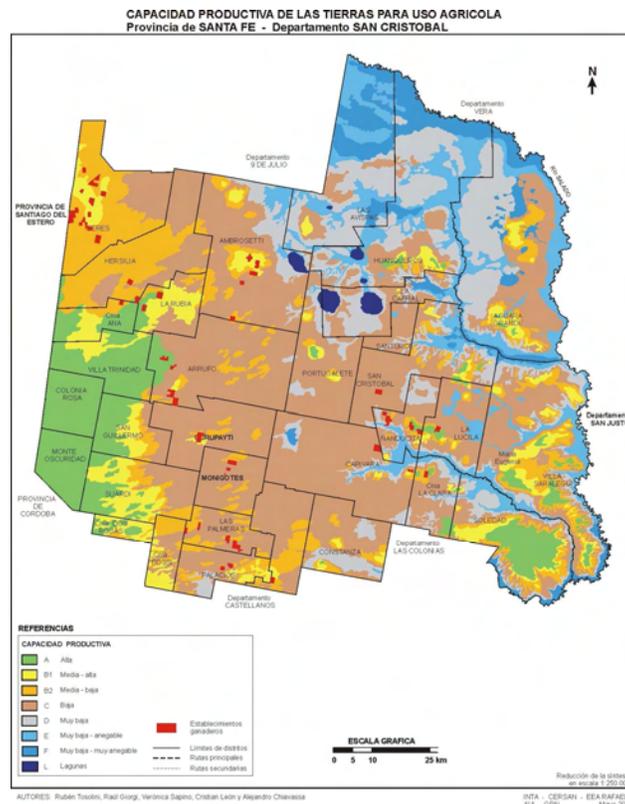
distribuciones Chi-cuadrado. Por lo tanto se rechaza la $H_0: \gamma=0$, a favor de $H_1: \gamma \neq 0$, si LR excede al valor de tabla de la Chi-cuadrado combinada.

III. DATOS UTILIZADOS Y ESPECIFICACIÓN DEL MODELO

El análisis empírico se efectuó con datos de 45 empresas predominantemente tamberas localizadas en 19 distritos del departamento San Cristóbal (provincia de Santa Fe), seleccionadas mediante muestreo aleatorio simple proporcional sobre una población de 183 tambos (MAGIC, 2006). La información utilizada corresponde al ejercicio julio 2005 - junio 2006 y fue relevada mediante encuesta.

La muestra utilizada representa el 25% de la población y la información incluye componentes inéditos para muestras de este tipo, tales como la localización geográfica y el mapa de suelo de las unidades analizadas. A partir de estos datos se calculó el índice de aptitud productiva ponderada de uso del suelo (IAPP) de cada predio⁴. La figura 2 incluye el mapa de distribución geográfica de los tambos y la tabla 1 estadísticas descriptivas de la muestra.

Figura 2. Distribución geográfica de los tambos analizados en el mapa de capacidad productiva de las tierras para uso agrícola. Departamento San Cristóbal. Provincia de Santa Fe



⁴ Se construyó considerando el índice de aptitud productiva de uso del suelo y el área de cada tipo de suelo presente en el establecimiento, ponderando por la superficie total del predio. Por ejemplo para un tambo de 100 ha con 40 ha con suelo de aptitud productiva del 20% y 60 ha con suelos de aptitud productiva de 35%, el IAPP es: $(40 \text{ ha} \times 20\% + 60 \text{ ha} \times 35\%) / 100 \text{ ha} = 29\%$

Tabla 1. Estadística descriptiva de los tambos localizados en áreas con restricciones de suelo y clima del departamento San Cristóbal (provincia de Santa Fe).

Variable	Media	Desviación estándar	Valor mínimo	Valor máximo
Producción anual de leche (litros)	593,435	370,397	84,992	2,336,572
Superficie vaca total (ha)	136	64	27	390
Índice de aptitud productiva ponderada de uso del suelo (%)	0.48	0.15	0.20	0.75
Productividad (litros/ha vaca total/año)	4,429	1,700	1,700	8,674
Existencias vacas total (equivalente-vaca)	177	78.4	37	487
Alimento comprado (equivalente-grano)	132,542	117,849	0	573,655
Trabajo total (equivalente-hombre)	2.8	0.7	1.0	4.5
Pasturas perennes (% de la superficie vaca total)	0.63	0.15	0.31	0.96
Trabajo contratado (% del trabajo total)	0.75	0.21	0.00	1.00
Edad del productor (años)	52	13	28	76
Lugar de residencia				
Ciudad (%)	0.71			
Campo (%)	0.29			
Estudios universitarios				
Sin estudios universitarios (%)	0.89			
Con estudios universitarios (%)	0.11			
Tierra arrendada				
Sin tierra arrendada (%)	0.51			
Con tierra arrendada (%)	0.49			
Asesoramiento agronómico				
Sin asesoramiento (%)	0.51			
Con asesoramiento (%)	0.49			

En promedio los tambos produjeron 593.435 litros por año en una superficie de 136 has de una aptitud productiva del 48%; la productividad media fue de 4.429 litros por hectárea vaca total por año (lts/ha VT/año). El rodeo de vacas en ordeño y vacas secas ascendió a 177 equivalente vaca y la dieta suministrada combinó alimentos producidos en el establecimiento con insumos comprados, a razón de 132.542 kg. equivalente grano por año. La proporción de pasturas sobre el total de la superficie destinada a la actividad fue de 63%. La fuerza laboral se conformó por 2,8 equivalentes hombres con un 75% de mano de obra contratada.

Respecto a los tambos localizados en las cuencas tradicionales, los estudiados son de menor tamaño y presentan un nivel de productividad inferior. La caracterización efectuada por Chomicz y Gambuzzi (2007) indica que el tambo argentino tiene 180 hectáreas, un rodeo de vacas adultas de 243 equivalente vaca y un nivel de productividad de 6.086 litros/ha VT/año.

El modelo utilizado fue el de fronteras estocásticas con efectos de ineficiencia, bajo la forma funcional Cobb Douglas. La especificación considera el logaritmo natural de la producción anual de leche dependiente del logaritmo de las siguientes variables:

- SVT= superficie vaca total
- IAPP= índice de aptitud productiva ponderada de uso del suelo
- EQV= existencias vaca total (equivalente-vaca)
- EQH= trabajo total (equivalente-hombre)
- EQG= compra de alimentos (equivalente-grano)
- DNA= dummy que asume valor 1 si no se compra alimento

Como variables explicativas del término asociado a la ineficiencia se incluyeron:

- P= pasturas perennes (% de la superficie vaca total)
- MOC= trabajo contratado (% del trabajo total)
- E= edad del productor
- DLR= dummy que asume valor 1 si el productor reside en el campo
- DE= dummy que asume valor 1 si el productor posee estudios universitarios completos
- DA= dummy que asume valor 1 si el total o una proporción de la superficie es arrendada
- DAS= dummy que asume valor 1 si existe asesoramiento agronómico permanente

IV. RESULTADOS

La tabla 2 presenta los parámetros de la frontera estimados por MV y los coeficientes referidos a los efectos de la ineficiencia. Los errores estándares se presentan entre paréntesis debajo de cada coeficiente estimado y el nivel de significancia estadística se denota con asterisco.

Tabla 2. Estimación de parámetros de las fronteras de producción por el método de Máxima Verosimilitud

Los coeficientes estimados de la frontera tuvieron el signo esperado y todos fueron

Variables	Modelo	
Constante	7.656	***
	(0.488)	
SVT - Superficie vaca total (ha)	0.200	*
	(0.112)	
IAPP - Índice de aptitud productiva ponderada de uso del suelo (%)	0.223	**
	(0.097)	
EQV - Existencias vacas total (equivalente-vaca)	0.612	***
	(0.144)	
EQG - Alimento comprado (equivalente-grano)	0.141	**
	(0.058)	
DNA - Dummy no compra alimento (b)	1.227	*
	(0.662)	
EQG - Trabajo total (equivalente-hombre)	0.232	*
	(0.127)	
<hr/>		
Constante	0.710	**
	(0.296)	
Pasturas perennes (% superficie vaca total)	-0.503	**
	(0.243)	
Trabajo contratado (% trabajo total)	-0.620	***
	(0.235)	
Edad del productor (años)	0.009	**
	(0.004)	
Dummy vive en el campo	-0.078	
	(0.100)	
Dummy posee estudios universitarios	-0.645	
	(1.260)	
Dummy con tierra arrendada	0.039	
	(0.099)	
Dummy tiene asesoramiento	-0.353	***
	(0.105)	
<hr/>		
Wald chi2	320.430	
Prob > chi2	0.000	
Log likelihood	16.981	
/lnsigma2	-3.405	
	(0.314)	
/ilgtgamma	0.097	
	(1.784)	
sigma2	0.033	
	(0.010)	
gamma	0.524	
	(0.445)	

Nivel de significancia estadística: *** al 1%, ** al 5%, * al 10%

estadísticamente significativos. La variable “existencias vaca total” tuvo un nivel de significancia superior, seguida por “compra de alimentos” e “índice de aptitud productiva ponderada de uso del suelo”, indicando esto último que los predios lecheros ubicados en zonas con tierras de mayor capacidad productiva tienen un potencial para la producción de leche superior respecto a los tambos localizados en áreas de menor aptitud. También resultaron relevantes “superficie vaca total” y “trabajo total”. En base al valor absoluto de los coeficientes, que son indicadores de elasticidad de la producción respecto a cada insumo, la producción de leche fue más sensible a las variaciones de la variable “existencias vaca total”. El valor gamma del modelo fue igual a 0,524 y se interpreta como la proporción de la variación residual que se debe a los efectos de la ineficiencia. El error estándar asociado de 0,445 corresponde al componente aleatorio v_i .

Se comprobó la validez del modelo a través de un test de razón de verosimilitud (LR), donde

- H_0 : el valor de gamma es cero, es decir no existen efectos de ineficiencia técnica, por lo tanto los coeficientes de la frontera pueden estimarse usando el modelo clásico de Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO).
- H_1 : el valor de gamma es distinto de cero, por lo cual el método MV puede aplicarse

Para esto se estimaron los coeficientes mediante MCO, cuyos resultados se muestran en la tabla 3.

Tabla 3. Estimación de parámetros por el método de Mínimos Cuadrados Ordinarios.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
SVT - Superficie vaca total (ha)	0.09905	0.13184	0.75131	0.45710
IAPP - Índice de aptitud productiva ponderada de uso del suelo (%)	0.15049	0.13902	1.08256	0.28580
EQV - Existencias vacas total (equivalente-vaca)	0.71145	0.20287	3.50694	0.00120
EQG - Alimento comprado (equivalente-grano)	0.22026	0.06202	3.55148	0.00100
DNA - Dummy no compra alimento	1.99904	0.73234	2.72965	0.00960
EQG - Trabajo total (equivalente-hombre)	0.25060	0.20699	1.21068	0.23350
Constante	6.39879	0.49917	12.81882	0.00000
R-squared	0.87422	Mean dependent var		13.12011
Adjusted R-squared	0.85436	S.D. dependent var		0.62807
S.E. of regression	0.23969	Akaike info criterion		0.12309
Sum squared resid	2.18314	Schwarz criterion		0.40413
Log likelihood	4.23048	F-statistic		44.01861
Durbin-Watson stat	1.70949	Prob(F-statistic)		0.00000

El R^2 ajustado de MCO fue de 0,8543 y significativas las variables “existencias vaca total” y “compra de alimento” con su dummy correspondiente. Se construyó el LR a partir del log likelihood de MCO y de MV y se comparó el valor con la tabla de una Chi cuadrado combinada.

LR: $-2 (4,2304 - 16,9814) = 25,502$

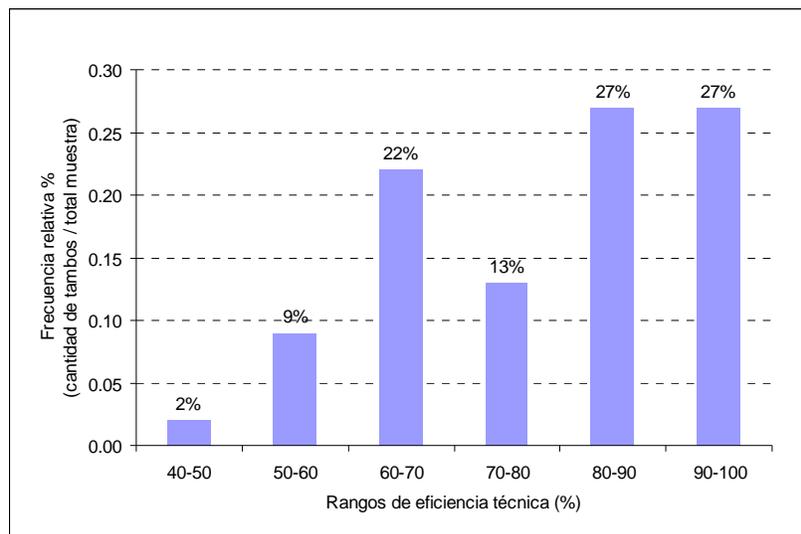
Valor de tabla $\chi^2 = 12,59$ para un $\alpha = 0.05$ y 6 grados de libertad

Dado que el valor del estadístico LR supera al valor tabla, se rechazó la H_0 a favor de la alternativa avalando la estimación del modelo mediante MV.

La eficiencia media de la muestra fue del 79% y este valor es inferior al 89,8% encontrado por Schilder y Bravo-Ureta (1993) para la cuenca lechera central santafesina. Por el contrario resulta superior al valor hallado por Arzubi y Schilder (2006) quienes establecieron una eficiencia media de 65,6% para 49 tambos de las cuencas lecheras tradiciones del país. Respecto a Moreira et al (2004) el nivel de eficiencia encontrado en este estudio se ubicó dentro del rango establecido por éstos para tambos de la cuenca Abasto Sur de Buenos Aires (66,3% a 93,3%).

La distribución de las predicciones de eficiencia técnica de los tambos se expone en la figura 3. El 11% de los establecimientos analizados operan con niveles de eficiencia que varían en un rango de 40 a 60, un 22% lo hace en niveles del 60 al 70% y el 13% entre el 70 y el 80%. La sumatoria de estos tres rangos indica que el 46% de los tambos evaluados tiene un desempeño técnico inferior a la eficiencia media hallada para el total del grupo. El 54% restante opera en niveles de desempeño entre el 80 y el 100% pero ninguno obtuvo la máxima calificación. En el ranking de eficiencia técnica el mayor valor fue 0,983 y el mínimo de 0,467.

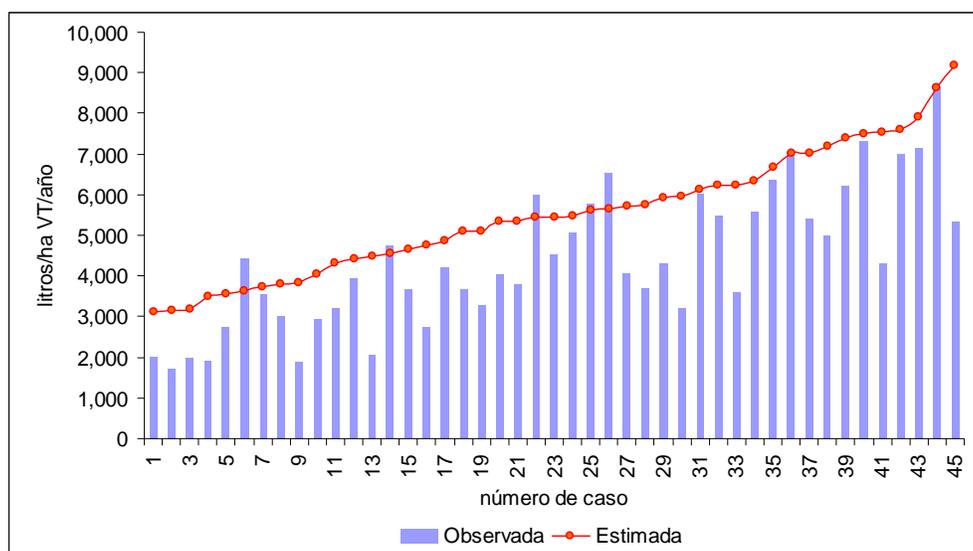
Figura 2. Frecuencia relativa de las estimaciones de eficiencia técnica de tambos localizados en áreas con restricciones de suelo y clima del departamento San Cristóbal (provincia de Santa Fe)



La función frontera estimada, que se interpreta como la producción potencial en el nivel de eficiencia máximo, fue para el promedio de los tambos de 5.513 litros/ha VT/año respecto a los 4.429 obtenidos en el período julio 2005-junio 2006. En la figura 4 se muestran los casos

ordenados según su productividad potencial y la observada, en donde la distancia entre ambos (variación residual) representa la ineficiencia técnica y la variable estocástica que recoge los errores de medición y / o ruidos estadísticos. Expresada en litros totales, la sumatoria de las diferencias entre la producción frontera de cada tambo y el nivel observado asciende a 5.975.180 litros anuales, de los que 3.131.846 litros son pérdidas por ineficiencia (variación residual x coeficiente gamma).

Figura 3. Producción de leche (litros/ha VT/año) observada y estimada de tambos localizados en áreas con restricciones de suelo y clima del departamento San Cristóbal (provincia de Santa Fe)



La estimación de los parámetros referidos a los efectos de la ineficiencia tuvieron el signo esperado menos la variable dummy “tierra arrendada”. No todas las variables resultaron significativas estadísticamente. Resultaron relevantes “pasturas perennes”, “trabajo contratado”, “asesoramiento agronómico permanente” y “edad del productor”. Las tres primeras se asociaron en forma indirecta y por lo tanto reducen la ineficiencia técnica, mientras que la edad la incrementa. Las variables dummy “vive en el campo” y “posee estudios universitarios” disminuyen la ineficiencia, pero la relación hallada no fue significativa.

V. CONCLUSIONES

La media de eficiencia técnica de los tambos analizados fue del 79% y la variación residual entre el valor observado y el predicho se debió en un 52,4% a la ineficiencia. La producción frontera se estimó en promedio en 5.513 lts/ha VT/año y se interpreta como el máximo nivel de producción dado el conjunto de recursos involucrados y la tecnología aplicada por los productores durante el ejercicio analizado.

Considerando que la muestra representa el 25% de la población, las pérdidas regionales debido a la ineficiencia son de aproximadamente 12.527.834 litros anuales. En términos económicos, y para un precio promedio de 0,70\$/litro, la región pierde 8.769.169 \$ por año reduciendo consecuentemente su capacidad de inversión y el bienestar de los productores.

El modelo de frontera estocástica se asoció significativamente con todas las variables utilizadas en su especificación, donde las “existencias vaca total” se revelaron como el factor con mayor impacto sobre la producción. La frontera estimada para el ejercicio 2005-2006 podría incrementarse con la incorporación de más recursos como así también mediante un avance tecnológico a través del desarrollo de nuevos modelos productivos o bien la implementación de tecnologías ya existentes más adecuadas para la región.

Los resultados sugieren que la brecha entre el nivel estimado y el observado correspondiente a la ineficiencia podría haberse reducido mediante el asesoramiento técnico permanente. La proporción de mano de obra contratada sobre la fuerza laboral total también se relacionó indirectamente con la ineficiencia, lo que hace suponer un mejor desempeño del personal contratado respecto a la mano de obra aportada por integrantes de la familia. Como indicador de uso del suelo, la proporción de pasturas resultó relevante. Sólo un factor se asoció en forma directa con la ineficiencia, y fue la edad del productor. La existencia de personas de edad avanzada al mando de la empresa hace suponer problemas de traspaso generacional, cuyos factores deberían ser estudiados para propiciar la transferencia de la conducción en forma más anticipada.

La eficiencia técnica de los tambos analizados resultó similar a la de los establecimientos lecheros ubicados en las cuencas tradicionales del país, y considerando que responde al asesoramiento y a la luz de que la región podría convertirse en futura cuenca de la lechería nacional, la implementación en la zona de programas de extensión por parte del Estado y/o instituciones públicas-privadas afines al sector podría tener un impacto relevante sobre el nivel de productividad real.

Para finalizar se estima conveniente continuar este análisis incorporando datos de panel de al menos cinco años para incluir la variabilidad en la producción ocasionada por fenómenos climáticos, considerando que se trata de una región donde resultan frecuentes los períodos de inundación y sequía. Sería importante además medir la eficiencia asignativa y posteriormente la económica para tener una idea más precisa de la eficiencia de los tambos de la zona.

Referencias

- Afriat, S. N. (1972) , “Effciency Estimation of Production Function”. International Economic Review. No 13. Vol. 3. (Octubre): 568-598.
- Aigner, D. J.; Chu, S. F. (1968), “On Estimating the Industry Production Function”. American Economic Review No 58, Vol. 4.(Septiembre):826-839.
- Aigner, D.J., Lovell, C.A.K. and Schmidt,P. (1977), “Formulation and Estimation of Stochastic Frontier Production Function Models”, Journal of Econometrics, 6, 21-37.
- Arzubi, A; Schilder, E. (2006) “Una observación de los sistemas de producción de leche realizada desde la eficiencia”. Trabajo presentado en la reunión anual de la Asociación Argentina de Economía Agraria.
- Battese, G. S. ; Coelli (1995). A Model of Technical Inefficiency Effects in a Stochastic Frontier Production Function for Panel Data. Empirical Economics. No 20. p. 325-332.

- Battese, G. E.; Corra, G. S. (1977), "Estimation of a Production Frontier Model: With Application to the Pastoral Zone of Eastern Australia". Australian Journal of Agricultural Economics. No 21. Vol. 3. (Diciembre):169-179.
- Charnes, A; Cooper, W; y Rhodes, W. (1978) "Measurement the efficiency of decision making units". European Journal of the Operational Research", Vol. 2: 429-444
- Coelli, T. J. (1995): "Estimators and Hypothesis Test for a Stochastic Frontier Production: A Monte Carlo Analysis". The Journal of Productivity Analysis. No.6 :247-268.
- De Aparicio, F; Difrieri, H. (1958) "La Argentina, suma de geografía". Ediciones Peuser.
- Farrell, M. J. (1957), "The Measurement of Productive Efficiency". Journal of the Royal Statistical Society, Series A, General No 120, Vol. 30: 253-281.
- Chimicz, J; Gambuzzi, E (2007) "Recientes cambios y posibles rumbos tecnológicos del tambo argentino" Boletín del INTA Centro Regional Santa Fe. Proyecto Lechero.
- Giorgi, R; Tosolini, R; Sapino, V; Villar, J; León, C; Chiavassa, A (2006) "Zonificación Agroeconómica de la provincia de Santa Fe". Delimitación y descripción de las Zonas y Subzonas Agroeconómicas. INTA - CR SANTA FE - EEA RAFAELA - Area de Investigación en Producción Vegetal
- Jondrow, J.; Lovell, C. A. K. ; Materov, I. S.; Schmidt, P. (1982), "On the Estimation of the Technical Inefficiency in The Stochastic Frontier Production Function Model. Journal of Econometrics. No 19. p. 233-281.n
- MAGIC (Ministerio de la Producción. Dirección de Sanidad. Programa de Gestión Sanitaria). Segunda vacunación antiaftosa 2005.
- Meeusen, W. and van den Broeck, J. (1977), "Efficiency Estimation from Cobb-Douglas Production Functions With Composed Error", International Economic Review, 18, 435-444.
- Moreira, V; Bravo Ureta, B; Arzubi, A; Schilder, E. (2004) "Medidas alternativas de eficiencia técnica en tambos de la Argentina, utilizando una frontera de producción estocástica y datos de panel desbalanceado". Trabajo presentado en el primer Congreso regional de economistas agrarios.
- Schilder, E; Bravo Ureta, B. (1993) "Análisis de la eficiencia técnica mediante funciones estocásticas de frontera: el caso de la cuenca lechera central Argentina". Trabajo presentado en la reunión anual de la Asociación Argentina de Economía Agraria.
- Schmidt, P. (1976), "On the Statistical Estimation of Parametric Frontier Production Function". Review of Economic and Statistics. No. 58.Vol. 2. (Mayo):238-239.