

# EFICIENCIA TÉCNICA DE LOS PEQUEÑOS PRODUCTORES BOVINOS DE LA REGIÓN CENTRO SUR DE CHILE

## Technical Efficiency of Small Cattle Farmers Located in the Central South Region of Chile

**Fernando Veloso-Contreras<sup>1</sup>, Juan Cabas-Monje<sup>1</sup>, Julia Velasco-Fuenmayor<sup>2</sup>,  
Rosana Vallejos-Cartes<sup>1</sup> y José María Gil-Roig<sup>3</sup>**

<sup>1</sup>Universidad de Bío-Bío, Facultad de Ciencias Empresariales. Departamento de Gestión Empresarial, Grupo de Investigación Agronegocios. [fveloso@ubiobio.cl](mailto:fveloso@ubiobio.cl). <sup>2</sup>Universidad del Zulia, Facultad de Ciencias Veterinarias. Departamento Socioeconómico.

<sup>3</sup>Universidad Politécnica de Cataluña, CREDA.

### RESUMEN

El manejo productivo de la agricultura familiar campesina (AFC) es relevante dado que ésta aporta aproximadamente el 25% del producto interno bruto (PIB) agrícola de Chile, genera más de 600.000 puestos de trabajo y concentra el 42% de las existencias bovinas nacionales. Como una propuesta para indagar la gestión de la AFC, se planteó como objetivo determinar la eficiencia técnica (ET) de la producción ganadera de la AFC e identificar los factores que inciden en su nivel de eficiencia productiva. Los datos fueron obtenidos de una encuesta desarrollada por el Instituto de Desarrollo Agropecuario (INDAP) a 83 pequeños productores de ganadería bovina de la provincia de Ñuble, en el centro-sur de Chile. Se realizó un análisis de fronteras estocásticas para determinar la eficiencia de este sistema productivo. Los resultados muestran que los factores productivos que afectan significativamente la eficiencia son: el tamaño de la masa ganadera, la mano de obra predial, la alimentación animal y otros insumos requeridos en la producción ganadera. El valor de la ET resultó ser mayor para los productores de San Carlos (83,3%) que para los de Bulnes (76,1%), valores que coinciden con un mayor desarrollo ganadero de la comuna. Por otro lado, los factores que afectan el grado de eficiencia se relacionan con el nivel de educación del productor, la superficie de riego de la explotación, la superficie de uso ganadero dentro de la explotación y el nivel de gestión de la empresa ganadera. Esto permite inferir que un incremento en el valor de estas variables se traduciría en un aumento de la ET del productor.

**Palabras clave:** Ganadería bovina, eficiencia técnica, agricultura familiar campesina.

### ABSTRACT

Productive management of peasant family agriculture (PFC) is relevant because it contributes with about 25% of agricultural gross domestic product (GDP) of Chile, generating more than 600,000 jobs and accounts for 42% of the national cattle stocks. The proposal of this study was to estimate the technical efficiency (TE) of livestock production in PFC and identify factors that influence their level of production efficiency. Data were obtained from a survey carried out by the Institute of Agricultural Development (INDAP) to 83 small cattle farmers at Ñuble in central-southern Chile. Stochastic frontier analysis was performed to determine the efficiency of the productive system. Results show that the significant factors affecting productive efficiency are: the size of the herd, the farm workforce, animal feeds and other inputs required in livestock production. The value of TE was proved to be greater for farmers from of San Carlos (83.3%) than for these from Bulnes (76.1%), values that are consistent with a greater livestock development in that Municipality. Furthermore, factors affecting level the efficiency level are related to the level of education of the farmer, irrigated area of farm, the area used for livestock on the farm and the level of management of livestock enterprise. These results allow to infer that an increase in the values of these variables would result in an increase in the TE of the farmer.

**Key words:** Cattle production, technical efficiency, small farmers.

### INTRODUCCIÓN

La agricultura familiar es un segmento productivo que presenta características particulares que la diferencian de la agricultura empresarial. De acuerdo con un estudio de Apey y

Barril [2], estas características incluyen: i) el uso de fuerza de trabajo familiar disponible en el hogar; ii) predios de pequeños tamaños y ubicados en áreas de bajo potencial productivo; y iii) la vinculación al mercado a través de excedentes productivos y con la venta de fuerza de trabajo por periodos. En Chile, de acuerdo a Leporati [19], la Agricultura Familiar Campesina (AFC) aporta entre el 25 y el 30% del producto interno bruto (PIB) del sector agrícola y genera más de 600.000 puestos de trabajos directos e indirectos. Es fuente principal en la creación de empleos a nivel rural, representando el 49% del empleo sectorial y el 6,2% del empleo nacional. Según la Oficina de Estudios y Políticas Agrarias (ODEPA) [22] en el ámbito de la producción pecuaria, la AFC concentra el 42% de las existencias bovinas nacionales (*Bos indicus x Bos taurus*), especializada principalmente en la etapa de crianza, el 50% de los cerdos (*Sus scrofa domestica*) y el 60% del ganado caprino (*Capra hircus*). Los sistemas productivos de carne en Chile, al igual que otros países de América Latina, se basan principalmente en el uso de animales de doble propósito (DP) de carne y leche, en menor medida terneros eliminados por las lecherías, vacas de leche, bueyes, toros y otros [8, 10, 25, 31]. En particular, la ganadería bovina de la AFC posee una serie de características que la diferencian de los demás sistemas pecuarios: i) la superficie de las explotaciones ganaderas (superficie inferior a 100 hectáreas) y limitado número de cabezas de ganado, en promedio 33 cabezas de ganado bovino por productor para las comunas en estudio; ii) el sistema de crianza es el que mejor se adapta a sus características, en función de la infraestructura productiva que disponen; iii) la pradera constituye la base de la alimentación ganadera, la cual debe proporcionar la cantidad y calidad necesarias; y iv) la venta de terneros al destete constituye el principal objetivo de producción [15, 16]. En cuanto a su desempeño productivo, la ganadería de la AFC presenta serias fallas de gestión y problemas de comercialización de sus productos [33]. Se suma a esto la heterogeneidad del sector con sus componentes en distintos grados de formación y déficit organizativo que limita su desarrollo. Sin embargo, dada la importancia que este sector representa para el país y su rol fundamental en la superación de la pobreza de la población rural, se hace necesario apoyar su desarrollo a través del análisis de los factores productivos que tienen una mayor incidencia en su producción. De igual forma, evaluar la eficiencia en la producción resulta importante, debido a la generación de mayor producto dado un conjunto de insumos utilizados. El poseer altos niveles de productividad y eficiencia en los procesos productivos lograría un impacto favorable en la obtención de beneficios y creación de valor para las empresas.

Basado en el concepto de eficiencia económica desarrollado por Farrell [14], la eficiencia económica o total se compone de eficiencia técnica (ET), que representa la habilidad de una unidad de decisión para obtener el máximo producto posible dados niveles determinados de insumos y la eficiencia de asignación que representa la habilidad de una unidad de decisión de producir lo mismo, usando proporciones óptimas de in-

sumos bajo un supuesto optimizador y considerando los precios de mercado y la tecnología de producción.

La ET se utiliza para comparar empresas por medio de la asignación de un índice para cada empresa analizada, mediante la estimación de funciones de producción donde la relación que existe entre una cantidad estimada posible de producir y la realmente producida entrega un índice de eficiencia para cada explotación [30].

Una manera de medir la eficiencia de una empresa corresponde a la frontera de máxima producción. El método de Frontera de Producción Estocástica fue introducido inicialmente en 1977 por Aigner, Lovell y Schmidt [1] y Meeusen y Van den Broeck [20]. Por otro lado, diversos autores [18, 26, 29] han realizado estudios para evaluar la ET y la eficiencia económica en la producción agrícola y pesquera, mientras que en la actividad pecuaria, la producción lechera es la que presenta una mayor cantidad de estudios sobre ET y en menor medida la ganadería bovina DP [23, 28, 31]. En Chile se han realizado estimaciones de ET en la adopción de mejoras tecnológicas en explotaciones pequeñas de producción lechera [21] y otros estudios se han concentrado en productos como trigo (*Triticum aestivum*) y papa (*Solanum tuberosum*) utilizando otros métodos [18, 29]. Sin embargo, para los sistemas pequeños de producción ganadera perteneciente al segmento de la AFC, es poco lo investigado. Con el propósito de evaluar la eficiencia en estos sistemas productivos, se planteó como objetivo indagar la ET de la producción ganadera de la AFC e identificar los factores que inciden en su eficiencia productiva.

## MATERIALES Y MÉTODOS

El estudio fue desarrollado con productores de bovinos de las comunas de Bulnes y San Carlos, Provincia de Ñuble, Región del Biobío, las que se encuentran insertas en el denominado Llano Central, zona con mayor potencial productivo y que presentan diversos sistemas de producción agrícola vegetal y sistemas de ganado de leche y carne [13, 16]. Se caracteriza por ser la única de la Región con cordillera y costa, El clima de la provincia de Ñuble se clasifica como templado cálido con estaciones secas de cuatro a cinco meses, y precipitaciones que aumentan hacia el sur. Las condiciones climáticas son afectadas por una mayor continentalidad y hace que la temperatura sea más contrastante, los veranos muy calurosos y los inviernos muy fríos. La diversidad de suelos, condiciones de clima y posibilidad de riego presentes en la zona determinan una amplia gama de especies y variedades forrajeras, donde predominan en la producción bovina las etapas de crianza, recría y engorde a pastoreo [10]. La pradera natural se caracteriza por no ser uniforme y por la dominancia de especies de escaso valor alimenticio como *Elocharisovata* spp., *Cyperus* spp., *Juncus procerus*, *Polygonum persicaria* y otros. Sin embargo, en las praderas artificiales de riego se

consiguen ballica-trébol blanco (*Lolium spp.-Trifolium repens*), festuca-trébol blanco (*Festuca spp. - Trifolium repens*) y lotera o alfalfa chilota (*Lotus pedunculatus*), mientras que en las praderas de secano se localizan trébol subterráneo (*Trifolium subterraneum*) que constituye una muy buena alternativa, con los cuales se obtienen producciones muy superiores a las praderas naturales [13]. En relación a la masa ganadera, según la ODEPA [22], la comuna de Bulnes concentra un total de 18.270 cabezas de ganado lo que representa un 4,1% del total regional y en San Carlos existen 31.626 cabezas que corresponde al 6,9%.

Los datos fueron obtenidos de una encuesta desarrollada por el Instituto de Desarrollo Agropecuario (INDAP) a 83 pequeños productores de ganadería bovina de la provincia de Ñuble, en el centro-sur de Chile para el periodo productivo 2007-2008. La encuesta aplicada consideró antecedentes socioeconómicos del productor, superficie disponible total y ganadera, producción predial agrícola y ganadera, precios de insumos, factores productivos los que se mencionan; la superficie total de la explotación y de uso ganadero, mano de obra jefe de hogar y mano de obra contratada, maquinaria y equipos, instalaciones productivas utilizadas en actividad ganadera, capital y financiamiento. La encuesta también consideró los antecedentes de gestión y venta y la implementación de buenas prácticas ganaderas.

Para medir la ET se aplicó el análisis de fronteras estocásticas para lo cual existen diversas metodologías y formas funcionales de la frontera. Entre ellas se tienen la forma funcional del tipo Cobb-Douglas y una metodología de estimación de Máxima Verosimilitud (MV) para medir la eficiencia [18, 23, 28] y una especificación del tipo Translog con el método de MV [7, 8].

Para el cálculo de las medidas de ET ganadera se procedió la estimación simultánea de un modelo de producción bovino que utilizó datos de corte transversal y un modelo de ineficiencia.

En una primera etapa, de acuerdo a Battesi y Coelli [3], se estimó la frontera eficiente de producción como una función del conjunto de variables explicativas: mano de obra, capital, alimentación animal, manejo sanitario y otras variables que influyen sobre el nivel de producción:

$$y^k = f(x^k; \beta) \exp(v^k) \exp(-u^k) \quad (1)$$

Donde " $y^k$ " denota la producción bovina del k-ésimo productor; " $x^k$ " es un vector de variables explicativas relacionadas (mano de obra, capital, insumos de producción y otras variables explicativas) del k-ésimo productor; " $\beta$ " corresponde a un vector de parámetros a estimar; " $v^k$ " recoge variaciones aleatorias en la producción debido a errores en la observación, en la toma de datos, factores fuera de control, etc.; " $u^k$ " es una variable aleatoria no negativa y se asocia con la medida de ineficiencia técnica de producción bovina correspondiente a la k-

ésima observación. Para esta función de producción, la producción real se desvía de la teóricamente posible por " $u^k$ " que captura los efectos de ineficiencia técnica y " $v^k$ " que captura los efectos aleatorios (captura la naturaleza estocástica del proceso productivo y posibles errores de medida de los insumos y productos) [1, 5, 20]. Los modelos de frontera estocástica combinan el término de eficiencia " $u^k$ " con el término de error " $v^k$ ", asumiendo que ambos términos son independientes entre sí. Si  $u^k = 0$  la firma es 100% eficiente, si  $u^k > 0$  entonces hay algo de ineficiencia. La distribución de " $u^k$ " se asume semi-normal, es decir, una distribución normal truncada en cero y la distribución es concentrada en el semi intervalo de 0,  $\infty$ . [4, 12].

En una segunda etapa, se realizó la estimación de una función donde las medidas de ineficiencia estimadas en la primera etapa se utilizaron para hacer una regresión con un conjunto de variables explicativas, de acuerdo a la siguiente especificación:

$$u^k = z^k \delta + W^k \quad (2)$$

Donde el término " $u^k$ " puede ser especificado a partir de una distribución normal truncada en cero, con media y varianza constante  $u^k \approx iid / N(\mu, \sigma_u^2)$ , o en su defecto, a través de una distribución media-normal  $u^k \approx iid / N(0, \sigma_u^2)$ .

En este caso, la literatura [3] recomienda la primera alternativa en cuyo caso el término " $u^k$ " corresponde a una variable aleatoria no negativa obtenida desde una distribución normal truncada en cero, con media  $z^k \delta$  y varianza  $\sigma_u^2$  ( $u_k \approx iid / N(z^k \delta, \sigma_u^2)$ ). El término " $z^k$ " es un vector de variables explicativas de la ineficiencia técnica de producción de la k-ésima observación (variables ambientales, factores de manejo como ubicación de la explotación, mano de obra familiar, tamaño de la granja, etc.) que se utilizan como hipótesis para explicar la variación de la ineficiencia de la producción; " $\delta$ " es un vector de parámetros a ser estimados; " $W^k$ " corresponde a una variable aleatoria definida por la truncación de la distribución normal con media cero y varianza  $\sigma^2$ . El punto de truncación es  $-z^k \delta$ , es decir,  $W^k \geq -z^k \delta$  [3, 4, 28].

Para la estimación simultánea de los parámetros de la frontera estocástica y del modelo de ineficiencia técnica que se muestran en las ecuaciones (1) y (2), se utilizó el método de MV [3, 4, 11, 28] con una forma funcional del tipo Cobb-Douglas linealizada (log-log).

La ET se estimó para cada observación basado en la distribución condicional de " $u^k$ " y " $v^k$ ". Los parámetros de varianza de la función de MV se estimaron a partir del modelo total de varianza definido como:  $\sigma_s^2 = \sigma_v^2 + \sigma_u^2$ .

Esta información se utilizó para calcular el parámetro  $\gamma = \sigma_u^2 / \sigma_s^2$  el cual consideraba la proporción de la varianza total que era explicada por la varianza de las ineficiencias y comprendía valores entre 0 y 1; y el parámetro  $\lambda = \sqrt{\sigma_v^2 / \sigma_s^2}$  pro-

veía la relación entre las varianzas componentes del error [4, 5, 18].

Para el ajuste del modelo se hicieron diversas combinaciones de los factores productivos considerando seis grupos, de acuerdo a la descriptiva presentada en las TABLAS I y II.

1. **Variables físicas y de dimensión:** N° de animales, Superficie total y Superficie de uso bovino.
2. **Mano de obra:** Mano de obra total del predio, mano de obra de uso ganadero y costo de la mano de obra ganadera.
3. **Factor Capital:** Valor de maquinaria y equipos, instalaciones productivas utilizados en actividad ganadera.
4. **Alimentación:** Mantenimiento de pradera y alimentación suplementaria, producción de la pradera.
5. **Factor Sanitario:** Insumos y Servicios Veterinarios.
6. **Otros insumos:** Productos químicos, transporte y fletes, materiales e insumos varios.

Los datos se agruparon y se relacionaron con las variables dependientes que se denominaron  $Y_1$ : Ingresos por actividad ganadera y  $Y_2$ : Ingresos por venta de terneros. Se incorporó una variable dicotómica para caracterizar a las comunas, donde San Carlos asumió el valor "0" y la comuna de Bulnes el valor "1".

Para el análisis de datos y ajuste de modelos se utilizó el software estadístico R (R-Project for Statistical Computing) [27] y para el análisis de fronteras el paquete Benchmarking (Package Benchmarking) [5, 6].

La variable dependiente que presentó un mejor ajuste de modelos corresponde a la variable "Ingresos actividad ganadera" ( $Y_1$ ), indicador de producción resultado del análisis realizado a los Diagnósticos de los usuarios del Servicio de Asesoría Técnica (SAT) pertenecientes a INDAP para las comunas seleccionadas.

El detalle del mejor ajuste para la función de producción de frontera estocástica es el siguiente:

$$\ln(Y_1) = \beta_0 + \beta_1 \ln(A) + \beta_2 \ln(D) + \beta_3 \ln(G) + \beta_4 \ln(J) + \beta_5 \ln(K) + \varepsilon \quad (3)$$

donde:

$Y_1$  = Producción actividad ganadera total periodo 2007-2008 en \$ US.

A = Número de bovinos.

D = Mano de obra, mano de obra total del predio valorizada en \$ US.

G = Capital, valor de maquinaria, equipos e instalaciones en \$ US.

J = Otros insumos: productos químicos, transporte, fletes, materiales e insumos \$ US.

K = Alimentación animal expresado en kg de materia seca.

$\varepsilon$  = Error compuesto ( $v - u$ , donde  $v$  perturbación estocástica y  $u$  ineficiencias).

$\beta_{0 a 5}$  = Parámetros estimados.

TABLA I  
ESTADÍSTICA DESCRIPTIVA DE FACTORES DE DIMENSIÓN.

Factores de dimensión	Comunas							
	San Carlos				Bulnes			
	Media	Máx	Min	Desv. st	Media	Máx	Min	Desv. st
N° de Bovinos	35	99	11	18	31	112	5	19
Superficie Total (ha)	30,2	92,5	7,0	21,1	29,9	69,0	5,7	17,5
Superficie Ganadera (ha)	21,9	90,0	4,0	17,7	22,4	51,5	3,7	12,0

TABLA II  
ESTADÍSTICA DESCRIPTIVA DE FACTORES PRODUCTIVOS GANADEROS.

Factores Productivos (*)	Media	Máximo	Mínimo	Desv. st
Valor Praderas (US\$)	1.185,1	7.279,7	-	1.186,5
Valor Alimentación (US\$)	375,2	2.830,2	-	500,5
Valor Mano de Obra (US\$)	1.257,9	4.469,4	-	1.353,7
Valor del Capital (US\$)	13.519,5	59.811,3	-	13.586,1
Valor Insumos y Servicios Veterinarios (US\$)	378,8	2.924,5	56,6	375,1
Otros Insumos (US\$)	287,6	3.207,5	-	446,7

(\*) Dólar observado 1 US\$ = \$ 530 pesos chilenos (24/12/2013).

Para la determinación de las eficiencias fue necesario estimar los valores de  $\sigma_v^2$ ,  $\sigma_u^2$  y  $\lambda$

donde:

$$\sigma_s^2 = \sigma_v^2 + \sigma_u^2 \quad \lambda = \sqrt{\sigma_u^2 / \sigma_v^2}$$

Una segunda etapa del análisis fue la estimación de una función de eficiencias individuales, en donde a las medidas de ineficiencias estimadas en la primera etapa, se les aplicó una regresión con un conjunto de variables explicativas que afectan el desempeño de la explotación. Entre las variables explicativas seleccionadas se tienen el nivel de estudios del productor, superficie de riego, tamaño de la superficie ganadera, gestión o manejo gerencial, y un factor ambiental. Para las variables explicativas se consideró el valor promedio o su media de cada una de ellas.

El modelo utilizado para el ajuste de acuerdo a la ecuación (2) fue el siguiente:

$$U_i = \delta_0 + \delta_1 Est_i + \delta_2 SRg_i + \delta_3 SBov_i + \delta_4 Ge_i + \delta_5 Amb_i + W_i \quad (4)$$

donde:

$U_i$  = Ineficiencias estimadas.

Est = Estudios, nivel de estudios del productor (años de estudio).

SRg = Superficie riego, superficie de riego del predio (en ha).

SBov = Superficie ganadera, superficie de uso ganadero (en ha).

Ge = Gestión, gestión de la producción ganadera (Inicio de actividades, registros de costos e ingresos, registros productivos, etc., valor de 0 a 6).

Amb = Ambiental, aspectos ambientales de la actividad ganadera (Corresponde a una variable agregada conformada por la sumatoria de las variables dicotómicas "conforma Plantel PABCO" y "exigencias de Buenas Prácticas Ganaderas BPG", valor de 0 a 2)

$W_i$  = errores aleatorios del modelos.

$\delta_{0 a 5}$  = Parámetros a estimar.

El Programa Planteles Animales Bajo Control Oficial (PABCO) creado en 1998 por el Servicio Agrícola y Ganadero (SAG) incluye acciones sanitarias y de calidad agroalimentaria en el contexto de las Buenas Prácticas Ganaderas (BPG), que se llevan en forma conjunta a través de un Convenio. Mientras que BPG, son normas y principios que tienen como objetivo asegurar la inocuidad de los productos de origen animal y el adecuado uso de los recursos para producirlos.

## RESULTADOS Y DISCUSIÓN

### Resultados del modelo de frontera estocástica

En la TABLA III se presentan el valor de los coeficientes y los resultados del ajuste del modelo para el sistema AFC. Las variables resultaron con signo positivo siendo coherente con la teoría económica, que refiere que al aumentar el uso del factor productivo aumenta la producción. Las variables mano de obra, otros insumos y alimentación animal son significativas al 5%, resultado similar con otras investigaciones relacionadas a este estudio [9,17, 21, 28, 31]. Aunque la variable capital (G) no resultó significativa en el modelo, se mantuvo como una variable proxy del nivel de infraestructura y de capacidad instalada de la explotación ganadera.

La frontera de producción estocástica estimada presenta una distribución normal de los residuos, homocedasticidad de la varianza y no presenta problemas de autocorrelación ni problemas de multicolinealidad. En los valores obtenidos del modelo ajustado (TABLA III), se pudo determinar que la producción en este sistema ganadero manifiesta rendimientos crecientes de escala, cuando se observa que la suma de los coeficientes (A, D, G, J, K) da un total de 1,136 y a fin de confirmar ese resultado, se realizó la prueba para los retornos de escala, donde se obtuvo un valor de  $P = 0,03 < 0,05$ , esto hace que se rechace la existencia de retornos constantes a escala, infiriéndose entonces que los retornos son distintos de uno.

TABLA III  
AJUSTE DEL MODELO DE FRONTERA ESTOCÁSTICA

Variable Explicativa	Valor Estimado	Error estándar
$\beta_0$ : Intercepto	8,61079 ***	(0,92063)
A: Número de Bovinos	0,83076 ***	(0,04898)
D: Mano de obra	0,11400**	(0,05738)
G: Capital	0,01965	(0,02672)
J: Otros Insumos	0,06457**	(0,03022)
K: Alimentación animal	0,10760**	(0,04895)
$\Lambda$	1,34021**	(0,67557)
$\sigma_s^2$	0,10893	
$\sigma_v^2$	0,0389586	
$\sigma_u^2$	0,0699759	
$\gamma = \sigma_u^2 / \sigma_s^2$	0,6423	

° Nivel de significancia de 10%. \* Nivel de significancia: 5%. \*\* Nivel de significancia: 1% \*\*\* Nivel de Significancia: 0, 1%.

En lo que se refiere a las ineficiencias del modelo, se observó que los parámetros de varianza de la función de máxima verosimilitud (MV) son estimados a partir del modelo total de varianza definido como:  $\sigma_s^2 = \sigma_v^2 + \sigma_u^2$  y el valor estima-

do en el modelo para la varianza total ( $\sigma_s^2$ ) resultó en 0,10893. Mientras que el valor de lambda ( $\lambda$ ) resultó en 1,34021 mayor que 1, esto demuestra que la varianza de las eficiencias es mayor que la varianza de las perturbaciones aleatorias en un 79,7% ( $\lambda^2 - 1$ ) y el valor de gamma obtenido de la relación entre las varianzas  $\gamma = \sigma_U^2 / \sigma_S^2$  establece que el 64,2% de la varianza total es explicado por la varianza de las ineficiencias.

### Resultados de las ineficiencias individuales

En la TABLA IV se reportan los resultados del modelo de las ineficiencias individuales de acuerdo a la ecuación (4) considerando la media de cada variable explicativa: Nivel de estudios del productor, superficie de riego, tamaño de la superficie ganadera, gestión o manejo gerencial, y un factor ambiental. Dentro de las variables del modelo se pudo detectar que en su mayoría resultaron significativas a distintos niveles de significancia y con un coeficiente negativo, a excepción de la variable Ambiental (Amb) que tiene un coeficiente positivo y no significativo. En el caso de que el factor ambiental hubiese resultado una variable explicativa, se convertiría en un factor que incrementaría el valor de ineficiencia de la producción bovina para las comunas en estudio.

**TABLA IV  
MODELO AJUSTADO DE LAS INEFICIENCIAS INDIVIDUALES**

Variable Explicativa	Estimado	Valor del Error Estándar
$\delta_0$ : Intercepto	1,0244808***	0,223063
Est: Estudios	-0,0344660**	0,012832
SRg: Superficie riego	-0,0259300*	0,011012
SBov: Superficie ganadera	-0,0155168*	0,007226
Ge: Gestión o manejo	-0,0826086 °	0,045671
Amb: Ambiental	0,1181927	0,079877

° Nivel de significancia de 10%. \* Nivel de significancia: 5%. \*\* Nivel de significancia: 1% \*\*\* Nivel de Significancia: 0, 1%.

Con respecto a las otras variables, el nivel de estudios (Est) del productor resultó importante para explicar parte de las ineficiencias individuales del sistema ganadero AFC, debido a su nivel de significancia (1%), y a su coeficiente negativo, indicando que en la medida que aumentan los años de estudios del productor el valor de las ineficiencias disminuye. Esto podría compararse con resultados obtenidos en otros sistemas ganaderos [32] que lograron determinar una relación favorable entre la educación del productor y el nivel de tecnología existente dentro de sus explotaciones, por lo que la tecnología resulta un elemento importante para aumentar la eficiencia en el proceso productivo.

En cuanto a las variables superficie riego (SRg) y superficie ganadera (SBov) resultaron significativas al 5% y con un coeficiente negativo ambas variables, esto demuestra que a

medida que la superficie de riego y superficie ganadera aumentan, contribuyen a disminuir la ineficiencia total del sistema productivo, resultado que también se asemeja a estudios en el área, que lograron determinar que un sistema productivo más eficiente por su nivel tecnológico se debía a un incremento en el tamaño de su superficie ganadera [32].

Por último, la variable gestión o manejo gerencial (Ge) también resultó significativa al 10% y con un coeficiente negativo, esto hace que influya en el valor de la ineficiencia, disminuyendo éste en la medida que el productor realiza mayores gestiones en su actividad productiva, hecho que puede ser sustentado con investigaciones dentro del sector de ganadería bovina [24] donde se demostró que el hacer un manejo gerencial, como el control de los costos mediante registros, tenía un efecto positivo sobre los resultados económicos.

### Resultados de la eficiencia técnica

La estimación del nivel de ET para las comunas de San Carlos y Bulnes se presenta en la TABLA V. De los resultados se observaron ciertas diferencias entre las comunas, se determinó que para la comuna de San Carlos el nivel promedio de ET fue de 83,4%, valor superior que para la comuna de Bulnes que resultó en 76,2%, valores que coinciden con el mayor desarrollo ganadero de las comunas. En investigación realizada por Veloso [33], la producción ganadera total para la comuna de San Carlos fue superior a la de Bulnes, puesto que para la primera, el número de cabezas promedio por productor fue de 16 cabezas, con un ingreso de US\$ 4.292, en tanto que para Bulnes fue de 11 cabezas promedio por productor, con un ingreso de US\$ 2.979.

**TABLA V  
EFICIENCIAS INDIVIDUALES PARA SAN CARLOS Y BULNES**

Eficiencias	Comuna	
	San Carlos N=45	Bulnes N=38
Media	0,8339083	0,7619395
Máximo	0,9778653	0,9535885
Mínimo	0,3483886	0,4009675
Desviación estándar	0,1452195	0,1504353

El rango de eficiencias para los productores bovinos individuales establece una distribución de frecuencias que se va incrementando en la medida que aumenta el grado de ET (TABLA VI). Del total de los 83 de los productores, el 4% presentan valores inferiores al 50% de eficiencia, mientras que en los rangos de ET mayor de 50% e igual a 90% se agrupan 50 productores de la muestra y resulta una frecuencia que va en aumento hasta llegar a 36% de los productores que presentan un grado de ET sobre el 90% y comprende el mayor número de productores (30) por eficiencia.

**TABLA VI**  
**RANGO DE EFICIENCIAS TÉCNICAS DE PRODUCTORES BOVINOS**

Eficiencia Técnica (%)	Frecuencia	N° de Productores
< 50	3	4%
50 – 59	7	8%
60 – 69	11	13%
70 – 79	12	14%
80 – 90	20	24%
> 90	30	36%
Total	83	100%

## CONCLUSIONES

El desempeño productivo de este sistema ganadero establece que el 64,2% de la variación total de la producción es explicada por la variación de las ineficiencias, lo que evidencia que la variabilidad en la producción bovina se debe en gran medida a que la producción no se está realizando de manera óptima. El valor de ET para la comuna de San Carlos se estimó en 83,3%, mientras que para Bulnes fue de 76,1%, lo que implica que los productores ganaderos pueden incrementar en un 16,7y 23,9%, respectivamente, su nivel de producción sin adicionar nuevos niveles de insumos.

Los factores que afectan el grado de ET consideran el nivel educacional del productor, reflejado en los años de estudios, la superficie de riego de la explotación que refleja la producción y calidad de la pradera, la superficie de uso ganadero dentro de la explotación y el nivel de gestión de la empresa ganadera. Un incremento en el valor de estas variables se traduciría en un aumento de la ET del productor.

El hecho que el 60% de los productores tengan un nivel de ET mayor o igual al 80% significa que una mejora en los conocimientos asociados con el nivel de estudios, incremento en la gestión productiva y la incorporación de tecnología en la producción de praderas como el riego, tendería a mejorar el desempeño global del rubro.

Además los productores cuentan con asesoría permanente a través del SAT, efecto que pudo reflejarse en el hecho de que el 60% de los productores mostraron un nivel de ET mayor o igual al 80%. Esto implica que un avance en la transferencia de capacidades y conocimientos, asociado con el nivel de estudios del productor, un incremento en la gestión productiva y una mejora tecnológica en la producción de praderas mediante la implementación de sistemas de riego tendería a mejorar el desempeño de esta actividad productiva.

## REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- [1] AIGNER, D.; LOVELL, C.; SCHMIDT, P. Formulation and Estimation of Stochastic Frontier Production Function Models. **J. of Econometr.** 6: 21-37. 1977.
- [2] PEY, A.; BARRIL, A. Pequeña Agricultura en Chile. Rasgos socioproductivos, institucionalidad y clasificación territorial para la innovación. INDAP-ODEPA MUCGECH-IICA. Chile: Santiago. 141 pp. 2006.
- [3] ATTESE, G.; COELLI, T. A stochastic frontier production function incorporating a model for technical inefficiency effects. Armidale, New Zealand. University of New England, Department of Econometrics. Working Papers in Econometrics and Applied Statistics No 69. 24pp. 1993.
- [4] BATTESE, G.; COELLI, T. A model for technical inefficiency effects in a stochastic frontier production function for panel data. **Empir. Econom.** 20:325-332. 1995.
- [5] BOGETOFT, P.; OTTO, L. Stochastic Frontier Analysis SFA In: **Benchmarking with DEA, SFA and R. International Series in Operations Research & Management Sciences.** Springer Science+Business Media. Nueva York, USA. Pp 197-223. 2011.
- [6] BOGETOFT, P.; OTTO, L. Package Benchmarking. Benchmark and frontier analysis using DEA and SFA. 2012. On Line: <http://www.r-project.org>. 10-05-2012.
- [7] BRAVO-URETA, B.; SOLIS, D.; MOREIRA, V.; MARI-PANI, J.; ABDOURAHMANE, T.; RIVAS, T. Technical efficiency in farming: a meta-regression analysis. **J. Product. Anal.** 27:57–72. 2007.
- [8] BRAVO-URETA, B.; MOREIRA, V., AMILCAR, A.; SCHILDER, E.; ALVAREZ, J.; MOLINA, C. Technological change and technical efficiency for dairy farms in three countries of South America. **Chilean J. Agricult. Res.** 68(4):360-367. 2008.
- [9] CABRERA, V.; SOLIS, D.; DEL CORRAL, J. The Effect of Traditional Practices in the Efficiency of Dairy Farms in Wisconsin. In: **Southern Agricultural Economics Association Annual Meeting**, Orlando. 02/ 6-9. Florida. USA. 22 pp. 2010.
- [10] CAMIRUAGA, M.; CLAURE, C. Producción Animal 1999. Pontificia Universidad Católica de Chile, Facultad de Agronomía, Departamento de Producción Animal. Servicio de Computación, Informática y Comunicaciones SECICO.En Línea. [http://www7.uc.cl/sw\\_educ/prodanim/index.html](http://www7.uc.cl/sw_educ/prodanim/index.html). 01/12/2012.
- [11] COELLI, T.; HENNINGSEN, A. Stochastic Frontier Analysis, Package 'frontier'. 2012.On Line. <http://frontier.r-forge.r-project.org/> 01/11/2012.

- [12] COELLI, T.; RAO, P.; O'DONNELL, CH.; BATTESE, G. Stochastic Frontier Analysis. In: **An introduction to efficiency and productivity analysis**. Springer Science and Business Media, 2<sup>th</sup> Ed. Nueva York, USA. Pp 241-261. 2005.
- [13] DEL POZO, A.; DEL CANTO, P. Áreas agroclimáticas y sistemas productivos en la VII y VIII regiones. INIA Instituto de Investigaciones Agropecuarias, Centro Regional de Investigación Quilimapu. Chillán. Chile. 116pp. 1999.
- [14] FARRELL, J. The measurement of productive efficiency. **J. Royal Statist. Soc.** 120(3):253-281. 1957.
- [15] FUNDACIÓN CHILE. Tópicos de producción bovina. Ministerio de Agricultura, Programa Pecuario de Fundación Chile. Santiago. Chile. 124pp. 2006.
- [16] Instituto de Investigaciones Agropecuarias (INIA) -Fundación para la Innovación Agraria (FIA). Manual de producción de bovinos de carne para la VIII, IX y X regiones. Centro Regional de Investigaciones Carillanca. Temuco. Chile. 241 pp. 2004.
- [17] IRAIZOZ, B.; BARDAJI, I.; RAPUN, M. The Spanish beef sector in the 1990s: impact of the BSE crisis on efficiency and profitability. **Appl. Econom.** 37(4):473-484. 2005.
- [18] JAIME, M.; SALAZAR, C. Participation in Organizations, Technical Efficiency and Territorial Differences: A Study of Small Wheat Farmers in Chile. **Chilean J.Agricult. Res.** 71(1): 104-113. 2011.
- [19] LEPORATI, M. La Globalización y sus Efectos Económicos y Productivos en el Territorio Rural. En: **La pequeña empresa agrícola y los desafíos de la globalización**. Ministerio de Agricultura, Instituto de desarrollo Agropecuario INDAP. Santiago. Chile. Pp 121-151. 2004.
- [20] MEEUSEN, W.; VAN DEN BROECK, J. Efficiency Estimation from Cobb-Douglas Production Functions with Composed Error. **Internat. Econom.Rev.** 18:435-444. 1977.
- [21] MOREIRA, V.; BRAVO-URETA, B.; CARRILLO, B.; VASQUEZ, J. Medidas de eficiencia técnica para pequeños productores de leche del Sur de Chile: Un análisis con fronteras estocásticas y datos de panel desbalanceado. **Archiv. de Med. Vet.** 38(1):25-32. 2006.
- [22] OFICINA DE ESTUDIOS Y POLÍTICAS AGRARIAS (ODEPA). Agricultura Chilena: información social y productiva según tamaño del productor y localización geográfica. 2011. En Línea. [Http://www.odepa.gob.cl/articulos/10-03-2012](http://www.odepa.gob.cl/articulos/10-03-2012).
- [23] ORTEGA, L.; WARD, R.; ANDREW, C. Technical Efficiency of the Dual-Purpose Cattle System in Venezuela. **J. of Agricult. and Appl. Econom.** 39(3):719-733. 2007.
- [24] PADRÓN-MORALES, S; VELASCO, J.; URDANETA, F.; CASANOVA, A Los registros contables y productivos y su interacción con los resultados económicos en fincas ganaderas de doble propósito del estado Zulia. **Rev. Fac. Agron. (LUZ)**. 29: 138-160. 2012.
- [25] PAVEZ, A. DAVIS, P.; COVARRUBIAS, J.; SCHOENENBECK, C. Razas bovinas de carne de importancia en Chile, origen y características físicas. 2010. Universidad de Chile. Facultad de Agronomía. Chile. En línea: <http://www.biblioteca.org.ar/libros/8844.pdf>.05/12/2012.
- [26] PEÑA, J., AGUIRRE, J., CERDA, R. Pesca demersal en Chile: eficiencia técnica y escalas de operación. **Rev. Anal. Econom. (RAE)**. 19(1): 119-160. 2004.
- [27] THE R FOUNDATION FOR STATISTICAL COMPUTING. Software R version 2.15.0.2012.On Line: <http://www.r-project.org>. 30-03-2012.
- [28] SAMARAJEewa, S.; HAILU, G.; JEFFREY, S.; BREDAHL, M. Analysis of production efficiency of beef cow/calf farms in Alberta. **Appl. Econom.** 44(3): 313-322. 2012.
- [29] SANTOS, J.; FOSTER, W.; ORTEGA, J.; RAMÍREZ, E. Estudio de la Eficiencia Técnica de Productores de Papas en Chile: El Rol del Programa de Transferencia Tecnológica de INDAP. **Econom. Agr.** 10: 119-132. 2006.
- [30] TORO, P; GARCÍA, A.; AGUILAR, C.; ACERO, R.; PEREA, J.; VERA, R. Determinación de la eficiencia técnica en agrosistemas. Documento de Trabajo Producción Animal y Gestión Universidad de Córdoba, Depto. de Producción Animal. Córdoba. España. Vol. 2. 17 pp. 2010.
- [31] URDANETA, F.; PEÑA, M.E.; GONZÁLEZ, B.; CASANOVA, A.; CAÑAS, J.; DIOS-PALOMARES, R. Eficiencia técnica en fincas ganaderas de doble propósito en la cuenca del lago de Maracaibo, Venezuela. **Rev. Cientif. FCV-LUZ**. XX (6): 649-658. 2010.
- [32] VELASCO, J; ORTEGA, L; SÁNCHEZ, E; URDANETA, F. Análisis de sensibilidad del nivel tecnológico adoptados en las fincas ganaderas de doble propósito localizadas en el estado Zulia, Venezuela. **Rev. Cientif. FCV-LUZ**. XX (2): 67-73 2010.
- [33] VELOSO, F. Eficiencia técnica de productores bovinos pertenecientes a la agricultura familiar campesina (AFC) de la Provincia de Ñuble, Región del Biobío, a través del análisis de fronteras estocásticas. Universidad del Bío-Bío. Facultad de Ciencias Empresariales. Chile. Tesis de Grado. 99 pp. 2013.