DETERMINANTES DE LA EFICIENCIA TÉCNICA DE LA PRODUCCIÓN GANADERA EN LA RESERVA DE LA BIOSFERA "PODOCARPUS-EL CÓNDOR", ECUADOR.

DETERMINANTS OF TECHNICAL EFFICIENCY OF LIVESTOCK PRODUCTION IN THE BIOSPHERE RESERVE "PODOCARPUS-EL CONDOR", ECUADOR

Maza Rojas Byron¹, Barkmann Jan², Marggraf Rainer², Ogundari Kola²

¹ Universidad Regional Amazónica, IKIAM, Sector Atacapi, IKIAM, Tena - Ecuador Phone: + 593 (0) 988755798 byronvmr@yahoo.es

² Georg-August-Universität Göttingen, Agricultural Economics and Rural Development Platz der Göttinger Sieben 5, 37073 Göttingen, Alemania Teléfono: + 49 (0) 5513914492, Fax: + 49 (0) 551394812 (jbarkma@qwdq.de), (rmarggr@uni-goettingen.de)

> Carrera de Ingeniería Forestal, Universidad Nacional de Loja, Ecuador

Web: <u>www.bosqueslatitudcero.com</u> Email: bosqueslatitudcero@unl.edu.ec

Recepción: 05 de abril del 2016 **Aceptación:** 27 de julio del 2016

Maza, B, *et al.* 2016. Determinantes de la Eficiencia Técnica de la Producción Ganadera en la Reserva de la Biosfera "Podocarpus-El Cóndor", Ecuador. Universidad Nacional de Loja

RESUMEN

El análisis de la eficiencia técnica ayuda a identificar opciones de política para mejorar los medios de vida de los productores agrícolas rurales, y puede ayudar aliviar los conflictos entre producción y conservación. Este artículo investiga las determinantes de la eficiencia técnica en la Reserva de la Biosfera "Podocarpus-El Cóndor", del sur del Ecuador. El estudio utiliza datos de 130 hogares agrícolas obtenidos mediante encuestas llevadas a cabo en ciclo de producción del 2008. El estudio emplea un modelo estocástico de frontera posibilidades de producción del sistema ganadero extensivo. Nuestros resultados revelan un incremento en la producción proporcionalmente al tamaño de las pasturas (p = 0.0179), la mano de obra (p = 0.0001), y los costos de insumos (p = 0.0153). Una eficiencia técnica promedio de alrededor del 70% fue alcanzada por los agricultores locales. La eficiencia técnica fue mayor para las fincas de las tierras bajas en comparación a las tierras altas. Frecuentemente las fincas de las tierras bajas están bajo la propiedad los miembros del grupo étnico "Mestizos". Las tierras altas tienen una elevada presencia de fincas pertenecientes al grupo étnico "Saraguros". La implicación política de los resultados sugiere que el rendimiento de la producción de ganadera se podría aumentar en un 30% mediante la provisión de asistencia técnica a los agricultores.

Palabras claves: ganadería, leche, pasturas, finca, eficiencia, productividad

ABSTRACT

Technical efficiency analysis helps to identify policy options for improving rural agricultural livelihoods and, them, may helps to alleviate production conservations conflicts. This paper investigates determinants of the technical efficiency in the Biosphere Reserve "Podocarpus-El Cóndor", South Ecuadorian. The study employs data from 130 farming households obtained by survey carried out in the 2008 farming season. The study employs stochastic frontier production model of pasture-based cattle and dairy production. Our findings reveal that output increased monotonically with size of pasture (p=0.0179), labor (p=0.0001), and costs of input (p=0.0153). An average technical efficiency of about 70% was achieved by local farmers. Technical efficiency was higher for lowland than for upland farms. Lowland farms are more frequently owned by members of the "Mestizo" ethnic group. Upland has high presence of "Saraguro" farms. The policy implication from the findings suggests that the output of cattle production could be increased by 30% provision of technical assistance to the farmers.

Keywords: livestock, milk, pasture, farm, efficiency, productivity

INTRODUCCIÓN

La producción ganadera es un sector importante de la economía agrícola ecuatoriana. Según las estadísticas del Censo Nacional Agropecuario (2000), hay 427.514 unidades de producción en el país con un total de 4.486.020 animales. El sector de producción ganadera del Ecuador se caracteriza por un amplio sistema de ganadería de doble propósito, de carne (engorde de ganado) y de leche (Censo Nacional Agropecuario 2000).

El nivel tecnológico de la producción de ganado en Ecuador aún no se ha incrementado. En una muestra representativa de cuatro provincias del país citado por Paredes (2009), se tiene que el 86,5% de las unidades de producción operan bajo un sistema de tecnología tradicional, el 10,1% con la tecnología intermedia y el 3,4% con la tecnología moderna.

El aumento de la producción ganadera en Ecuador se ha llegado a asociar con el incremento en conjunto de los insumos tales como áreas de pasturas, animales y el uso de mano de obra. La productividad de la producción ganadera en el área de estudio seleccionada está muy por debajo del valor medio nacional (Paredes 2009). Por ejemplo, el nivel de producción medio nacional de leche es de 4,5 litros por vacadía (Paredes 2009).

Zamora (2009) identificó varios problemas relacionados con las pasturas y el ganado de unidades de producción en Ecuador. Según el autor, los problemas prioritarios en el manejo de las pasturas son los siguientes: i) el material genético del pasto produce una baja disponibilidad de proteínas, ii) un pobre manejo agronómico de los pastos, iii) una lenta adopción y difusión de las mejoras tecnológicas. Asimismo, el autor identifica los

principales problemas en la producción ganadera: i) el uso inadecuado de las razas bovinas, ii) elevados precios en la oferta veterinaria, iii) inadecuado manejo ganadero; y, iv) la falta del valor agregado al producto final.

En este artículo, investigamos los factores determinantes de la eficiencia técnica en la producción ganadera en el sur del Ecuador. El análisis de la eficiencia de la frontera de posibilidad de producción representa la mejor práctica tecnológica en la cual la eficiencia de las unidades de producción puede ser medida produciendo un modelo de producción. (Battese, 1992). En el mejor de nuestro conocimiento existe un sólo estudio (Bailey et al. 1989), que ha investigado la eficiencia técnica en fincas lecheras ecuatorianas. Sin embargo, Bailey et al. (1989) no determinaron los factores en la producción ganadera. Ante el papel ganadero estratégico del sector ecuatoriano, así como sus implicaciones para la conservación, claramente se requieren más estudios empíricos.

A nivel latinoamericano, los estudios se centran en la determinación de la eficiencia técnica en fincas con alto nivel tecnológico (maquinaria). Moreira y Bravo (2009) en su meta-análisis de 5 estudios, con un enfoque en la eficiencia técnica de las explotaciones de lácteos en la región de América Latina, determinan en un 73,2% la media de la eficiencia técnica de las fincas. Moreira (2006) en su estudio sobre la eficiencia técnica de las explotaciones de lácteos encontró una eficiencia técnica de 87,0%, 84,9% y 81,1% para Argentina, Uruguay, respectivamente. Chile También, Bravo et al. (2007) en un metaanálisis determinaron que el promedio de la eficiencia técnica del sector agrícola en América Latina es de 77,9%.

La parte restante del artículo procede de la siguiente manera, la sección 2 revisa las medidas técnicas de la eficiencia. La

sección 3 describe la metodología que incluye una descripción del área de estudio, la técnica de muestreo, así como las especificaciones de las variables. Los resultados se presentan y discuten en la sección 4, mientras que la sección 5 ofrece observaciones finales y las implicaciones políticas de los hallazgos.

Revisión de las técnicas de medición de la eficiencia

Desde Farrell (1957) con su artículo influyente en la medición de la eficiencia, ha existido un creciente interés en la metodología y sus aplicaciones a situaciones de la vida real (Thiam *et al.* 2001). Farrell introdujo un método para descomponer la eficiencia global (económica) de una unidad de producción en componentes técnicos y de asignación.

El autor define la eficiencia técnica (TE) como la capacidad de la empresa para producir un rendimiento máximo dado un conjunto de insumos y tecnología. La eficiencia en la asignación (AE) se define como una medida del éxito de la empresa en la elección de las proporciones óptimas de los insumos. Por último, se define la eficiencia económica como el producto de las eficiencias: técnica y asignativa que describe la capacidad de los productores para alcanzar tanto la eficiencia técnica y asignativa.

Empíricamente, dos enfoques han sido desarrollados para medir la eficiencia de las unidades de producción. El enfoque paramétrico utiliza modelos econométricos, como el análisis frontera estocástica (SFA). El enfoque no paramétrico es más restringido en la forma de Análisis Envolvente de Datos (DEA), basado en modelos de programación matemáticos. La crítica del DEA de los econometristas está basada en el hecho de que el DEA no puede diferenciar entre la variación aleatoria y otras fuentes de

"ruido estadístico" de la eficiencia, esto a diferencia de SFA. Las ventajas y limitaciones de ambos enfoques se discuten ampliamente en Kumbhakar y Lovell (2000) y Coelli *et al.* (2005). El presente estudio emplea SFA debido a su uso frecuentemente en el análisis de la eficiencia y la productividad en los estudios de productividad agrícola. Por lo tanto, la discusión posterior se centra en esta metodología.

Los modelos de análisis de frontera estocástica se desarrollaron de forma independiente por Aigner *et al.* (1977) y Meeusen y Van den Broeck (1977). El modelo básico de la función SFA se basa en un conjunto de datos transversales (cross-sectional data) y que se puede especificar como:

$$ln y_i = ln f(X_i; \beta) + e_i$$
 1)

donde, y_i denota el valor de la producción de la i-th finca (i = 1, N); X_i es un (Ixk, k:columnas) vector de los insumos asociados; β es un (jxI, j=filas) vector de parámetros desconocidos a estimar, y f representa la forma funcional. El término de error $e_i = v_i - u_i$ se compone de dos componentes. v_i representa el error aleatorio (ruido estadístico / error de medición) distribuidos simétricamente. v_i es el término de error asimétrico, asumido para ser independiente e idénticamente distribuido (iid) (v_i la ineficiencia técnica, y es independiente de v_i .

La eficiencia técnica de las empresas podría estimarse utilizando el Jondrow *et al.* (1982) aproximado como:

$$E\left[u_{i}\left|e_{i}\right.\right] = \frac{\sigma\lambda}{\left(1+\lambda^{2}\right)} \left[\frac{\phi\left(\frac{e_{i}\lambda}{\sigma}\right)}{\Phi\left(-\frac{e_{i}\lambda}{\sigma}\right)} - \frac{e\lambda}{\sigma}\right]$$

donde $\phi\left(\frac{e_i\lambda}{\sigma}\right)$ es la densidad de la distribución normal estándar, $\Phi\left(-\frac{e_i\lambda}{\sigma}\right)$ es la función de distribución acumulada de la distribución normal estándar, $e=v_i-u_i$ está definido anteriormente y $\sigma=\left(\sigma_u^2+\sigma_v^2\right)^{\frac{1}{2}}$ es la raíz cuadrada de la suma de la varianza de v y u.

Una vez que las estimaciones condicionales de u_i se han obtenido, Jondrow *et al.* (1982) calcula la eficiencia técnica de cada productor como:

$$TE_i = 1 - E[u_i | e_i]$$
 (3)

El objetivo del análisis de la frontera de posibilidades de producción no es sólo para servir como punto de referencia contra el cual se calcula la eficiencia de las unidades de producción, sino también para identificar las causas subyacentes de la desviación de la tecnología de vanguardia o determinantes de la eficiencia entre las unidades de producción (Kumbhakar y Lovell, 2000).

Los primeros enfoques en incorporar las determinantes de los niveles de eficiencia técnica en el análisis de la frontera de posibilidades de producción adoptaron un enfoque de dos etapas (Pitt y Lee 1981; Kalirajan 1981). Este enfoque ha sido criticado por el supuesto de que u_i es violada en el enfoque de dos etapas, en el cual las eficiencias predichas son asumidas

para tener una relación funcional con las variables exógenas (Kumbhakar y Lovell 2000. y Coelli *et al* 2005).

El problema en el enfoque de dos etapas llevó al desarrollo de un enfoque de un único paso desarrollado por Kumbhakar *et al.* (1991). Los autores proponen el modelo de enfoque de una sola etapa, donde las determinantes de los niveles de eficiencia, las variables en una frontera de producción estocástica y los índices de eficiencia técnica se estiman simultáneamente. El enfoque de una sola etapa fue parametrizado de tal forma que la media de la distribución pre-truncada de

la ineficiencia del error (μ_i) sea una función de variables exógenas. Este modelo puede ser especificado de manera implícita como:

$$\mu_{i} = \delta_{0} + \delta_{i} Z_{ii} \qquad (4)$$

donde μ_i es la ineficiencia técnica media específica de una empresa, z_{ij} es la matriz de las variables exógenas que determina la ineficiencia técnica, y δ_j es un vector de los parámetros a estimar. En esta fórmula, un signo negativo de un elemento del δ_j - vector indica una variable con una influencia positiva en la eficiencia técnica.

Estudios recientes muestran que permitir la varianza de ui puede ser una función de variables exógenas que posiblemente podrían ser exploradas para investigar los efectos de ineficiencia técnica mientras se corrige la posible heterocedasticidad en el término de ineficiencia ui (Caudill y Ford 1993;. Caudill *et al* 1995; Kumbhakar y Lovell 2000). La investigación de la heterocedasticidad de los efectos de ineficiencia técnica de acuerdo con estos autores puede implícitamente especificada como:

$$\sigma_{ui}^2 = g(Z_{ki}; \delta_k) \tag{5}$$

donde, σ_{ui}^2 denota la varianza de u_i , z_k es la matriz de variables exógenas que determina la ineficiencia técnica y δ_k es un vector de parámetros a estimar. También en el Eqn.5, un signo negativo de un elemento de la δ_k -vector indica que la variable tiene una influencia positiva en la eficiencia técnica.

METODOLOGÍA.

Área de estudio y procedimiento del muestreo

El área de investigación se encuentra en el sur de Ecuador en la Reserva de la Biosfera de la UNESCO "Podocarpus-El Cóndor", ubicado en las provincias de Loja y Zamora-Chinchipe (ver Figura 1). El área de investigación es parte de los sitios de alta biodiversidad global "hot spot", en las montañas de los Andes (CIPRB 2005, Brummitt y Lughadha 2003). La mayoría de los hogares rurales son pequeños agricultores pobres que practican la ganadería extensiva (Beck 2008). El área protegida "Corazón de Oro" (Área de Bosque y Vegetación Protectora Corazón de Oro; ABVPC) se estableció al norte del Parque Nacional Podocarpus, y esta forma parte de la zona de amortiguamiento del parque nacional, que es la zona núcleo de la Reserva de Biosfera.

En el ABVPC y en un estrecho corredor entre ABVPC y el parque nacional, se realizó una encuesta socio-económico de los hogares en la etapa de producción agrícola del 2008 (n = 130). Alrededor del 24% del total de hogares participaron la encuesta. Las comunidades para la encuesta fueron seleccionados al azar y proporcional al número de hogares. El número de hogares

por comunidad refleja aproximadamente el tamaño de la comunidad. La selección de los hogares de las comunidades no pudo realizar mediante una selección aleatoria, esto debido a la existencia de información financiera confidencial a ser revelada durante la entrevista. Es por ello, que empleamos un muestreo "snowball" e información de los informantes claves con el fin de acercarse a un muestreo tan representativo como sea posible. El uso del suelo de cada finca fue examinado por medio de entrevistas personales, ubicación de las parcelas se delimitó de forma independiente en las fotografías aéreas (IGM 2003) y se usó datos de GPS para la validación del uso del suelo.

En nuestra no existe tierra de propiedad comunal porque toda la tierra es de propiedad privada. El 53,7% (2.795 ha) de las fincas encuestadas está bajo el uso del suelo bosque; el 45,5% (2.391 ha) son pastizales. La mayoría de los agricultores producen leche У otros productos derivados (ej. queso). Sólo una pequeña porción produce exclusivamente leche. La producción agrícola es realizada principalmente con fines de subsistencia y cubre sólo el 0,6% de la superficie. Las parcelas de cultivos son muy pequeñas o incluso forman parte de los huertos familiares. La producción basada pastizales representa el 70,4% de ingresos totales de los hogares, ingresos no agrícolas el 25,7% y los cultivos el 3,9% de los ingresos totales de los hogares.

Para algunos de los hogares que tienen acceso a las zonas más remotas del bosque, la madera también puede contribuir a los ingresos familiares. Como la tala de árboles es una actividad ilícita en el ABVPC, el grado en que se dé este caso, no se puede cuantificar. La calidad de los árboles de los bosques de montaña que quedan es baja; indicios de las operaciones de tala comercial a gran escala no se

encontraron durante el trabajo de campo. Esto sugiere que la tala de árboles contribuye principalmente al consumo de subsistencia.

Sin embargo, asumimos que existe extracción maderera en las comunidades de las partes más altas, del noreste de la ABVPC, que no fueron incluidas en la muestra (porque fueron seleccionadas al

azar). La importancia de la extracción de madera para combustible o de otras formas de utilización no-maderables de productos forestales es pequeña. La mayoría de los hogares utilizan gas doméstico que está altamente subsidiado por el Estado. En contraste, la producción ganadera y láctea extensiva cubre una abrumadora parte de los ingresos locales de la producción primaria.

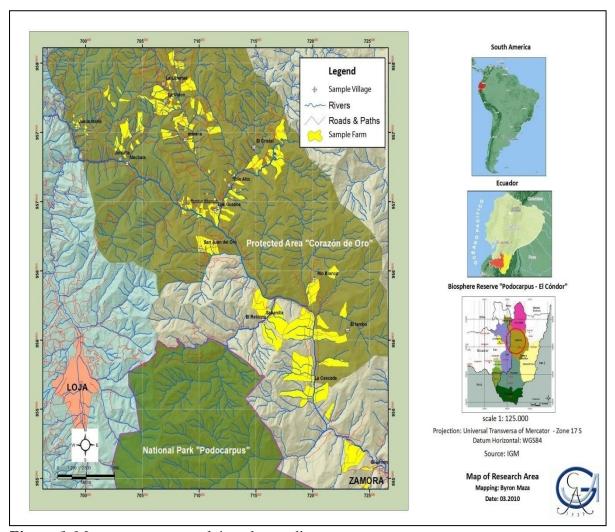


Figura 1. Mapa que muestra el área de estudio

Determinantes de ineficiencia técnica

Las determinantes de la ineficiencia técnica identifican las razones de las diferencias de producción entre las unidades de producción (agricultores / hogares). SFA cuantifica la influencia de los factores determinantes en las diferencias de producción (Battese y Coelli, 1995).

La evidencia empírica es mostrada por Bravo-Ureta y Pinheiro (1993), quienes determinan los factores socioeconómicos relacionados con la eficiencia técnica en los países en vías de desarrollo en el sector de la agricultura. Ellos indican varios ingresos. educación. factores: experiencia, alfabetización, educación formal y no formal, crédito, tamaño de las fincas, políticas de manejo, extensión fertilizantes. (visitas. horas), riego, ingresos fuera de la explotación, empleo fuera de la finca, región (localidad). Alene et al. (2005) en su estudio en un país en vías desarrollo (Indonesia) señalan varios factores determinantes que inciden en la eficiencia: edad, el capital social, la asistencia técnica, la educación, el grupo étnico, el empleo no agrícola, el acceso al crédito. Ortega et al. (2007) indican el impacto de las variables socio-económicas y técnicas en la eficiencia técnica del sistema de ganadería de doble propósito en Venezuela.

Los factores reportados son la educación, el sistema de cría, tenencia de la tierra, la carga animal, el crédito, la asistencia técnica, la ubicación, el sistema de producción, experiencia, tamaño de la explotación y la producción, la inversión de capital. Más recientemente, Ogundary (2010) en su meta-análisis de estudios de eficiencia técnica en países en vías desarrollo en la agricultura identificó variables de política en materia de eficiencia técnica. Él encontró efectos positivos y negativos de la edad, la experiencia, el crédito, la extensión, el tamaño del hogar, la educación, el género y la pertenencia a las asociaciones y cooperativas.

En base al comentario anterior y nuestro conocimiento del área de investigación las variables que influyen probablemente en la eficiencia son: el área de las pasturas, la altitud mínima de tierras de pastoreo, la localidad, la etnia, la asistencia técnica y el acceso al crédito formal.

Definición de Variable

La información recogida en la encuesta incluye: ingresos brutos por la venta y el consumo de productos lácteos, incremento de peso1 del ganado y venta de ganado (ambos en USD), el área de los pastizales en hectáreas, el uso de mano de obra (la familia y el trabajo asalariado) en díashombre y costos de producción. El costo de producción incluye los gastos en efectivo sobre la sal, la vacunación de los animales, los gastos de los servicios veterinarios, y la depreciación de los insumos fijos.

Otra información incluye el número de agricultores que reciben asistencia técnica (variable "dummy"; el encuestado tiene acceso a la asistencia técnica de las organizaciones gubernamentales y gubernamentales), el acceso al crédito formal (variable "dummy"; agricultor tiene acceso al crédito formal), y el grupo étnico (variable "dummy", 1 = grupo étnico "Mestizo"; 0 = grupo étnico "Saraguro"), la ubicación de la finca (Variable "dummy", 1 = "tierras altas"; 0 = "tierras bajas"). La altitud del área de los pastizales (metros sobre el nivel del mar) se obtuvo a partir del modelo digital de elevación. La tabla A del anexo contiene las estadísticas de resumen de variables se utilizan posteriormente en SFA.

Especificación del modelo empírico

La tecnología de producción ganadera en Ecuador está representada en el presente estudio usando una forma funcional Translog para tres insumos como:

¹ El peso vivo se predice con una regresión, donde la variable dependiente es el peso vivo y las variables explicativas son la raza, la edad y el sexo. La mayor parte de las variables (10 variables) son significativas al $\alpha = 0.05$ y el modelo explica (R2 = 0.57) 57% de peso vivo.

$$ln(y_i) = \left\{ \delta_0 + \sum_{j=1}^3 \beta_j \ln X_{ji} + \frac{1}{2} \sum_{j=1}^3 \sum_{k=1}^3 \beta_j \ln X_{ji} * \ln X_{ki} \right\} + v_i - u_i$$
(7)

Donde:

ln: Logaritmo natural; y_i : Los ingresos brutos procedentes de la producción ganadera para el ith agricultor en USD; X_1 : área de los pastizales en hectáreas; X_2 : ambos, mano de obra contratada y mano de obra familiar en días-hombre y X_3 : costos de producción.

 \mathbf{v}_{it} se distribuye normalmente con $N\left(0,\sigma_{vi}^2\right)$ mientras u_i se asume que se distribuye semi-normal como $N^+\left(0,\sigma_{ui}^2\right)$ con $\sigma_{ui}^2=\mathbf{q}\left(Z_{is},D_{pi};\alpha_i\right)$ siguiendo el supuesto de la literatura tradicional.

La especificación de heterocedasticidad de la varianza del término de ineficiencia (u_i) de Eqn.5 resultó ser robusto (no hay problema de heterocedasticidad en el término de ineficiencia) para modelas las determinantes de la eficiencia técnica de la producción ganadera en el área de estudio¹.

Siguiendo el modelo tradicional de los efectos de la ineficiencia técnica en la literatura, la varianza de la ineficiencia del error se modela como una función de las fincas / variables socio-económicas de los agricultores² como:

$$\begin{split} \sigma_{u}^{2} &= exp\left(\omega_{0} + \alpha_{1}X_{land} + \alpha_{2}X_{altitude} + \alpha_{3}X_{location} + \alpha_{4}X_{ethnicity} + \alpha_{5}X_{tec.\ Assistant} + \alpha_{6}X_{credit}\right) \end{aligned} \tag{7}$$

donde σ_u^2 representa la varianza del término de error de un solo lado (u_i) .

Las estimaciones de máxima verosimilitud de los parámetros de la ecuación. 3, 6 y 7 se estiman conjuntamente usando Ox 4.02 (Doornik, 2006), en concreto, el paquete SFAMB (Brümmer, 2001).

Siempre que la tecnología de producción de las unidades de producción es descrita por funciones de producción flexibles, como las formas funcionales translogarítmicas, es importante comprobar si las elasticidades estimadas (coeficientes de los insumos) teóricamente consistentes (Sauer et al. 2006).

Una función de producción es globalmente consistente cuando provee regularmente condiciones para los insumos en el modelo de producción (Chamber 1988). condición es monotonicidad (es decir, las elasticidades positivas). Además. propiedad curvatura de los insumos se necesita ser evaluada. Por consiguiente, se construyó una prueba de concavidad usando la matriz de Hesse (H) para cada una de los insumos en la media de la muestra como se presenta en la tercera fila de la tabla 3. Las tres variables de los insumos se incluyeron en la función de la frontera de posibilidades de producción translogarítmica de la Eqn.6.

² Al principio la especificación de ineficiencia de la media de la Eqn. 4 fue empleada para relacionar las características específicas de fincas / finqueros al nivel de eficiencia de los encuestados. Sin embargo, la mayoría de los parámetros fueron encontrados insignificantes en este modelo de especificación.

³ Se incluyeron tanto la altitud y la ubicación porque dejar a un lado, uno en vez de otro, afecta a la solidez de las estimaciones. La ubicación (de las tierras bajas y las tierras altas) captura algo de información de la altitud de la tierra de pastoreo. Sin embargo, la principal diferencia es el excelente acceso a los mercados de las granjas de las tierras bajas, mientras estén situadas entre la carretera principal interprovincial conecta las capitales provinciales de Loja y Zamora.

Esto implica que se esperan tres matrices de Hesse (H) sean construidas con las siguientes condiciones ((H1 \leq 0), (H2 \geq 0), and (H3 \leq 0) antes de que la concavidad sea alcanzada (para detalles ver Sauer *et al.* 2006).

Pruebas de Hipótesis

Una prueba generalizada del radio de probabilidad de las hipótesis de interés se presenta en la tabla 1. La primera hipótesis nula, que especifica que la forma funcional de la frontera de posibilidades de producción Cobb-Douglas es una representación adecuada de los datos, es rechazada. Esto implica que la forma funcional de la frontera de posibilidades de producción translogarítmica (Eqn.6) es adecuada para el conjunto de datos. Resultados similares fueron encontrados por Moreira (2006), la forma funcional

más apropiada para las explotaciones lecheras de Argentina, Chile y Uruguay es la translogarítmica. La segunda hipótesis nula de rendimientos constantes a escala es rechazada. La tercera hipótesis nula que especifica que los efectos de ineficiencia están ausentes en el modelo es fuertemente rechazada, lo que indica que OLS no es una representación adecuada del conjunto de datos. La cuarta hipótesis que especifica que los coeficientes de las variables explicativas en el modelo de ineficiencia son simultáneamente cero también se rechazó. La implicación de esto es que seis variables incluidas en el componente de ineficiencia tienen una contribución conjunta significativa para explicar los efectos de la ineficiencia asociada con el valor de la producción para los agricultores incluidos en la muestra.

Tabla 1: Análisis de la razón de verosimilitud generalizada, n = 130

Hipótesis nulas	LR	Df	$\chi^{2}(0,05)$	Decisión	
$H_{01}:\beta_{jk}=0$	17.88	6	12.6	Rechazar	
$H_{02}:\sum \beta_{jk}=1$	18.42	4	9.5	Rechazar	
$H_{03}:\gamma_i=0;\alpha_i=0$	78.36	7	13.4 *	Rechazar	
H_{04} : $\alpha_1 \dots \alpha_6 = 0$	52.94	6	12.6	Rechazar	

^{*} Este valor se obtiene de la tabla de Kodde y Palm (1986) con un grado de libertad (df) es igual a q, donde q es parámetros de ineficiencia.

La Tabla 2 presenta el resultado de las estimaciones de máxima verosimilitud de los parámetros del modelo de frontera de posibilidad de producción translogarítmica seleccionada de la Eqn.6. Sin embargo, antes de la estimación, las variables del modelo de frontera posibilidad producción se dividieron por su respectiva media de la muestra. La implicación de esto es que los coeficientes de la primera orden de la elasticidad de la frontera translogarítmica sirven directamente como la medida de la elasticidad producción de los insumos (Coelli 2005).

Se encontró que la condición de monotonicidad (es decir, las elasticidades

positivas) es alcanzada en la mayoría de los casos. La monotonicidad en los insumos en los puntos individuales de la muestra es violada en aproximadamente 7%, 18% y 9% de la elasticidad de los pastizales, la mano de obra y los costos de los insumos, respectivamente, como se presenta en la segunda fila de la tabla 3. El porcentaje de casos de monotonicidad violados son más bajos que el resultado empírico reportados por Ogundary (2010), que esa condición asume monotonicidad cumple se en gran porcentaje. Además de continuación se describe la prueba de concavidad de curvatura de las entradas realizadas. Se encontró que el H1= -0.124

ha cumplió la condición de curvatura [debido a la forma en que nuestros parámetros estimados fueron arreglados en la tabla 2, este valor es igual a la primera simplemente segundo orden derivadas para el tamaño de los pastizales], H2 = 0.218 (cumplido), mientras H3 =0,003 (no pudo ser satisfacer)³. Con base en estos resultados, llegamos a la conclusión de que la propiedad curvatura los insumos necesarios para condición suficiente de la función de producción se cumple. La condición fue alcanzada en la media de la muestra con respecto al tamaño de las pasturas y la mano de obra, mientras que la condición no se pudo cumplir en los costos de producción en el estudio. Esto significa que se logró la condición de cuasiconcavidad.

RESULTADOS Y DISCUSIONES

Estimaciones de la frontera de posibilidades de producción: elasticidad de producción de los insumos

Con base en los resultados presentados en el panel superior de la tabla 2, es obvio que las elasticidades de los tres insumos consideradas en la regresión fueron positivas y significativamente distintas de cero, al menos en el nivel de 10% de significancia. Sin embargo, se encontró que el trabajo tiene las más altas elasticidades con un valor de 0,653. Esto es seguido por el tamaño de los pastizales (0.244) y los costos de producción (0.137). La implicación de esto es que la mano de obra es un insumo importante en la producción ganadera ecuatoriana.

Nuestros resultados difieren a los de Ortega *et al.* (2007) donde la maquinaria veterinaria es un insumo importante en el sistema de ganadería de doble propósito en Venezuela. Claramente este resultado

refleja el bajo nivel tecnológico de la maquinaria producción ganadera en nuestra muestra, incluso tomando de referencia estándares latinoamericanos.

El retorno a la escala (RTS), que es la suma de la elasticidad de la producción (= 1,034) de los insumos en la regresión se presenta en la primera fila de la tabla 3. La hipótesis nula de rendimientos constantes a escala es rechazada (segunda hipótesis en la Tabla 1). El aumento de rendimiento a escala fue encontrado por Moreira (2006), Argentina 1.176, 1.100 Chile, Uruguay 1.09. En el sistema de producción ganadero del área de investigación la utilización de la mano de obra (tecnología rudimentaria) es abrumadora. Es imposible con una tecnología más alta o mayor capital de inversión obtener un incremento en las ganancias a escala en la misma proporción. Esto significa que la eficiencia técnica, no está muy relacionada con la tecnología. Esperamos que tal vez las ganancias a escala sean más substanciales, las cuales sugieren que el análisis de la eficiencia técnica es sólo una parte del resultado.

Los resultados de los RTS (= 1,034) muestran que para una finca ganadera promedio en el área de estudio, los rendimientos crecientes a escala (IRTS) caracterizaron su proceso de producción⁴. La implicación de esto es que una media de producción ganadera en la zona de estudio se encuentra en la etapa I de la curva de producción. Por lo tanto, en esta etapa se puede esperar el aumento del uso de insumos en la finca ganadera con el fin de llegar a un punto óptimo de producción, porque la adición de los insumos de producción puede elevar más que la adición proporcional para los productos debido a IRTS observados.

⁴ Técnicamente, el cumplimiento de la condición de concavidad implica un cumplimiento de la condición cuasi concavidad (pero cuasi concavidad no implica concavidad).

⁵ Anteriormente en la prueba de las hipótesis de interés, se observó que un retorno constante a escala es rechazada.

Tabla 2: Estimaciones de la frontera de posibilidades producción

Constante	Parámetros	Coeficientes	t-valor	
Estimadores de la Frontera				
Constante	ζ0	0.5557	3,23 *	
ln (tamaño de pastizales)	β1	0.2441	2,40 **	
ln (mano de obra)	β2	0.6526	5,13 *	
ln (costos de los insumos)	β3	0.1368	2,46 **	
0.5 [ln (área de los pastizales)] ²	β11	-0.1242	1.01	
$0.5 [ln (mano de obra)]^2$	β22	-0.7468	2,95 *	
$0.5 [ln (costos de los insumos)]^2$	β33	-0.1028	2,52 **	
ln (tamaño de los pastizales) x ln (mano	β12	0.3536	2,49 **	
de obra)	β13	-0.0398	0.72	
ln (área de los pastizales) x ln (costos de	β23	0.1121	1.43	
los insumos)				
ln (mano de obra) x ln (costos de los				
insumos)				
Estimadores de la ineficiencia				
Constante	$\omega 0$	-0.5926	0.59	
ln (área de pastizales)	$\alpha 1$	-0.2816	1.25	
Altitud (mínima)	$\alpha 2$	0.2702	0.26	
Localidad	α3	0.6356	1.71 *	
Etnicidad	$\alpha 4$	-0.9443	2.22 **	
Asistencia técnica	α5	-0.4964	1.85 *	
Crédito	α6	-0.3431	0.97	
Parámetros de la varianza				
Log probabilidad	LL		-103.133	
Gama	γ		0.755	
Número de parámetros	-	18		
Número de observaciones			130	

^{*, **,} Y *** indica que las variables son significativas al 10%, 5%, y 1%, respectivamente.

Tabla 3: Retornos a escala y prueba de consistencia teórica

Variables	Área de los pastizales	Mano de Obra	Costos de los insumos	RTS
Elasticidades	0.244	0.653	0.137	1.034
Violación de monotonicidad	9 (7%)	23 (18%)	11 (9%)	
Pruebas concavidad	-0.124	0.218	0.03 fallido)	
	(Cumplido)	(cumplido)		

Determinantes del nivel de eficiencia técnica

Dado que el objetivo del análisis de frontera de posibilidad de producción implica, entre otras cosas, la identificación de las causas de la eficiencia técnica entre las unidades de producción, el panel inferior de la tabla 2 presenta los coeficientes estimados de las variables explicativas en el modelo para los efectos técnicos de la ineficiencia. Los resultados muestran que entre las seis variables consideradas en el modelo de la ineficiencia, la "ubicación de la finca" aumentó significativamente la varianza del nivel de la eficiencia técnica de la producción ganadera en el área de estudio.

Además, se observó que "la etnicidad y la asistencia técnica" disminuven significativamente la varianza del nivel de ineficiencia técnica de la producción de ganadera. Debido a la forma en que se especifican estas variables, la ubicación del área de estudio (Tierras altas = 1; tierras bajas = 0) se interpreta de la siguiente manera. La importancia de esta variable implica que las fincas ubicadas en las tierras altas parecen tener niveles más bajos de eficiencia técnica en comparación con la producción de las fincas situadas en la región de las tierras bajas. Este resultado se ajusta a la observación sobre el terreno en el área de estudio. Por ejemplo, la región de tierras altas se caracteriza por montañas con pendientes fuertes mientras que la región de tierras bajas se caracteriza por tener menor pendiente lo que hace que la cría de animales sea más fácil. La pendiente pronunciada hace que sea difícil para el agricultor pastorear libremente a sus animales, lo que posiblemente podría afectar a su eficiencia y nivel de productividad. Por otra parte, agricultores de la región de las tierras bajas tienen mejor acceso a los mercados en comparación de los agricultores ubicados en la región de las tierras altas.

El impacto negativo de la etnicidad (Mestizo = 1; Saraguro = 0) en la varianza de la ineficiencia técnica es una indicación de que la eficiencia técnica de los agricultores más Mestizos es alta comparada a los agricultores Saraguros. Esta observación se ajusta a la a la realidad porque los mestizos se ubican a lo largo de una de las carreteras principales y en varias secundarias, tienen acceso a los servicios de infraestructura. correlación entre los "mestizos" y las tierras bajas (mejor acceso los a también mercados). se encontró coincidencias con otras características de "mestizos", las cuales son: las mejores condiciones de tenencia de la tierra y una mejor educación. El coeficiente negativo de la asistencia técnica (sí = 1; no = 0) implica que los agricultores con la asistencia técnica tienen una mayor eficiencia técnica en comparación con los agricultores sin asistencia técnica. A pesar de que se observó en el estudio que el tamaño de los pastizales y el acceso al redujeron nominalmente crédito la varianza de la ineficiencia técnica de los agricultores. variables estas son significativamente diferentes de cero.

Eficiencias Técnicas

La Tabla 4 presenta el resumen estadístico de las estimaciones de eficiencia técnica, mientras que el histograma de la eficiencia técnica es estimada en las fincas que se presentan en la figura A del anexo con la finalidad de arrojar mayor luz sobre la distribución de las eficiencias estimadas. La primera fila de la tabla 4 muestra que las eficiencias técnicas previstas de la muestra colectiva difieren sustancialmente entre los agricultores, oscilando entre 0.0006 y 0.9287, con la eficiencia media 0,7003. La implicación de esta diferencia sustancial en las eficiencias técnicas previstas a través de las fincas implica que existe la necesidad de políticas proactivas para abordar el bajo nivel de eficiencia en la producción ganadera.

Para dar una mejor indicación de la distribución de las eficiencias técnicas, un histograma que muestra la distribución de eficiencias técnicas predichas se presenta en el lado izquierdo de la figura A del anexo. En la figura se observa que la frecuencia de la muestra indica una agrupación de eficiencia técnica en el rango de eficiencia región de 0,65-0,75. La eficiencia técnica promedio del 70% a partir del estudio, esto implica que hay un margen considerable para efectuar mejoras en el nivel de eficiencia técnica de al alrededor del 30%. Comparativamente, se observó que la eficiencia técnica media de este estudio se encuentra por debajo del 73,2% obtenido por Moreira y Bravo (2009) en el meta-análisis de 5 estudios con un enfoque en la eficiencia técnica de las explotaciones lácteas en la región de América Latina. Por otra parte, Moreira (2006) en su estudio sobre la eficiencia técnica de las explotaciones lácteas, se encontró con la eficiencia técnica de 87,0%, 84,9% y 81,1% para Argentina, Chile Uruguay, respectivamente. También, Bravo et al. (2007) sobre el meta-análisis determinan el 77,9% como promedio de eficiencia técnica del sector agrícola en la América Latina. Además de esto, también se observó que el actual promedio de eficiencia técnica está muy por debajo de la eficiencia técnica promedio del 78.1% reportado por Bailey et al. (1989) sobre la eficiencia técnica de las explotaciones lácteas en Ecuador. Este es el único trabajo de eficiencia técnica en las fincas lecheras reportadas para el Ecuador.

La eficiencia técnica predicha se relaciona a través del área de estudio (es decir, las tierras altas en comparación con los agricultores de las tierras bajas), el origen étnico (es decir, mestizos en comparación de los agricultores de Saraguro), la asistencia técnica de los agricultores (los agricultores que recibieron asistencia técnica en comparación con aquellos que no recibieron), y el crédito (es decir, los agricultores que recibieron el crédito frente a los que no recibieron) (Tabla 4). Esta diferenciación es esencial para arrojar más luz sobre el funcionamiento de las fincas distribuidas por las características de las fincas / finqueros en estudio.

Tabla 4: Resumen estadístico de la eficiencia técnica estimada

Estadístico	Eficiencia técnica estimada y tamaño de muestra		
Media		0.7003	
Desviación Estándar	0.1709		
Máximo	0.9287		
Mínimo		0.0006	
Tamaño de la muestra	130		
Ubicación	Tierra Alta	Tierra Baja	
Media	0.6409	0.8614	
Desviación Estándar	0.1610	0.0503	
Máximo	0.8699	0.9287	
Mínimo	0.0006	0.6958	
Tamaño de la muestra	95	35	
Etnicidad	Mestizo	Saraguro	
Media	0.7318	0.5268	
Desviación Estándar	0.1475	0.1899	
Máximo	0.9287	0.7515	
Mínimo	0.3211	0.0006	
Tamaño de la muestra	110	20	
Asistencia Técnica	Si	No	
Media	0.7818	0.6779	
Desviación Estándar	0.1129	0.1776	
Máximo	0.9287	0.9213	
Mínimo	0.4135	0.0006	
Tamaño de la muestra	28	102	
Acceso al crédito	Sí	No	
Media	0.7204	0.6873	
Desviación Estándar	0.1684	0.1722	
Máximo	0.9287	0.8971	
Mínimo	0.3020	0.0006	
Tamaño de la muestra	51	79	

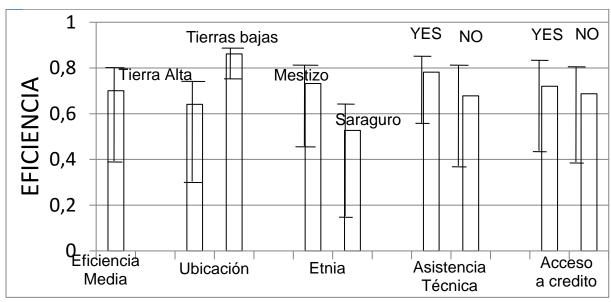


Figura 2. Promedio de las determinantes de la eficiencia técnica

CONCLUSIONES

Este estudio describe el nivel de eficiencia técnica y sus determinantes en la producción ganadera basada en los datos de nivel de finca de una muestra en el 2008. Se consideró un total de 130 hogares de agricultores para el análisis. La función estocástica de la frontera de posibilidades de producción translogarítmica se encontró apropiada para el conjunto de datos utilizados para la investigación.

El método de muestreo "snowball" es mejor que un método de muestreo aleatorio en el área de investigación. Las familias campesinas exageran o minimizan propiedad como estrategia "protección personal" (sesgo estratégico). una razón: tienen promesas incumplidas o malas experiencias de los políticos, instituciones gubernamentales, o los investigadores del pasado. En este sentido, el enfoque "snowball" reduce el sesgo estratégico probable que se presenta información la sensitiva información financiera puede ser revelada.

Los modelos de frontera de posibilidad de producción revelan que el área de los pastizales, la mano de obra y los costos de producción aumentó la producción de ganadera en las fincas muestreadas. Además, el modelo de la ineficiencia técnica muestra que la ubicación de las fincas (tierras bajas), etnicidad (etnia Mestizo) y el acceso a la asistencia técnica aumentó la eficiencia técnica de la producción ganadera en el área de estudio.

La localización de productores tiene un impacto positivo en la eficiencia. La gran diferencia no está capturada con las variables actuales, es decir, la variable de acceso a los mercados. Se planea una carretera entre "Sabanilla" y "Tibio" (habitada por la etnia Saraguro). Esto permitirá a los Saraguros un acceso radical al mercado, lo cual está en concordancia a nuestros resultados. En cambio, Eichhorn (2009) sugiere que existe una alta probabilidad del incremento del área de pastizales (deforestación) con la apertura de la nueva carretera.

Para el diseño de las políticas de las instituciones públicas y privadas, nosotros sugerimos que la relevancia política de la provisión de asistencia técnica debería ser seriamente considerada en la producción ganadera. Los agricultores quieren recibir asistencia técnica, principalmente en el manejo de la reproducción de ganado, manejo de pastizales, y trabajar las prácticas de conservación. Aunque estamos conscientes que gracias a nuestra encuesta, el sistema producción ganadera se caracteriza por tener una tecnología rudimentaria; sin embargo, el aumento de asistencia técnicas por parte de instituciones públicas y privadas en la producción ganadera en Ecuador deben recorrer un largo camino en reposicionamiento de la industria en el país y en la región de América Latina.

REFERENCIA

- Aigner D., Lovell A., Schmidt P. (1977). Formation and Estimation of Stochastic frontier production function models. Journal of Econometrics, 6:21-37.
- Alene A., Zeller M., Schwartze S., Nuryartono N. (2005). The extent and determinants of production efficiency of farmers in the rainforest margins in Central Sulawesi, Indonesia: implications for land use and support services. Quarterly Journal of International Agriculture 44(4): 335–353.
- Bailey D., Biswas B., Kumbhakar S., Schulthies B. (1989). *An analysis of technical, allocative, and scale inefficiency: the case of Ecuadorian dairy farms.* Western Journal Agricultural Economics 14:30–37
- Battese G. (1992). Frontier production functions and technical efficiency: a survey of empirical applications in agricultural economics. Agricultural economics 7:185-208.
- Battese G., Coelli T. (1995). A Model for Technical Inefficiency Effects in a Stochastic Frontier Production Function for Panel Data. Empirical Economics 20(2):325-332.
- Beck E. (2008). Preface. In: Beck, E.; Bendix, J.; Kottke, I.; Makeschin, F. and Mosandl,

- R. *Gradients in a tropical mountain ecosystem of Ecuador*. Ecological Studies 198: 5-7.
- Bravo B, Pinheiro A (1993). Efficiency analysis of Developing Country Agriculture: A review of Frontier Function Literature. Agricultural and resource economics review 22(1): 88-101.
- Bravo B., Solis D., Moreira V., Maripani J., Thiam A., Rivas T. (2007). *Technical efficiency in farming: a meta-regression analysis*. Journal of Productivity Analysis. 27:57–72.
- Binam J., Gockowski J., Nkamleu G. (2008). Technical Efficiency and Productivity Potential of Cocoa Farmers in West African Countries. The Developing Economies 56:242-263.
- Brümmer B. (2001). Stochastic frontier analysis using SFAMB for Ox. Department of Agricultural Economics and Rural Development, Georg-August University, Göttingen.
- Brummitt N., Lughadha E. (2003). Biodiversity: Where's Hot and Where's Not. Conservation. Biology 17(55):1442-1448.
- Caudill S., Ford J. (1993). Biases in Frontier Estimation Due to Heteroscedasticity. Economics Letters 41:17-20.
- Caudill S., Ford J., Gropper D. (1995). Frontier Estimation and Firm-specific inefficiency Measures in the presence of Heteroscedasticity. Journal of Business and Economic Statistics, 13:105-111.
- Chamber R. (1988). Applied Production Analysis: A Dual Approach, Cambridge University Press, New York.
- Coelli T., Rao D., O'Donnell C., Battese G. (2005). *An Introduction to efficiency and Productivity Analysis*. 2nd Edition. New York. Springer.
- Delgado C. (1995). Africa's Changing Agricultural Development Strategies: Past and Present Paradigms as a Guide to the Future. Food, Agriculture, and Environmental Discussion Paper no 3. Washington D.C.: International Food Policy Research Institute.
- Dercon S. (2003). Poverty Traps and Development: The Equity-Efficiency Trade-Off Revisited. First AFD/EUDN Conference on Poverty, Inequality and Growth: What's at Stake for Development

- Aid? Oxford: University of Oxford, Department of Economics.
- Doornik J. (2006). Ox: An object-oriented matrix language. London Timber lake Consultants Press.
- Eichhorn S. (2009). Effekte eines Straßenbaus im Biosphärenreservat Podocarpus-El Cóndor auf die Landnutzung und Biodiversität. Diplomarbeit. Georg-August-Universität Göttingen. Germany.
- Farrell M. (1957). *The measurement of productive efficiency*. Journal of the Royal Statistical Society 120:253-281.
- Feder G., Murgai R., Quizon J. (2004). Sending Farmers Back to School: The Impact of Farmers Field Schools in Indonesia. Review of Agricultural Economics 26(1):45-62.
- Instituto Geográfico Militar del Ecuado-IGM. (2003). Aerial photographs, scale 1:5000 resolution pixel 1m, pancromaticas, Proyection UTM, DATUM WGS84 Zone 17S.
- Jondrow J., Lovell C., Materov I., Schmidt P. (1982). On the estimation of technical inefficiency in the stochastic frontier production function model. Journal of Econometrics 23:269-274.
- Kalirajan K.(1981). An econometric analysis of yield variability in paddy production. Canadian Journal of Agricultural Economics 29:283-294.
- Kodde D., Palm F. (1986). Wald Criteria for Jointly Testing Equity and Inequality Restrictions. Econometrica 54:1243-1248.
- Kumbhakar S., Lovell C. (2000). *Stochastic* frontier Analysis. Cambridge University Press.
- Kumbhakar, S., Ghosh S., McGuckin J. (1991). A Generalized Production Frontier Approach for Estimating Determinants of Inefficiency in U.S. Dairy Farms. Journal of Business and Economic Statistics 9:279-86.
- Maza B., J. Barkmann, F. von Walter, R. Marggraf. (2010). Modelling smallholders production and agricultural income in the area of the Biosphere reserve "Podocarpus El Cóndor", Ecuador. Internal Discussion paper. Department of Agricultural Economics, Georg-August Universität Göttingen. No. 1009.
- Meeusen W., van den Broeck J. (1977). Efficiency Estimation from Cobb- Douglas

- Production Functions with Composed Error, International Economic Review 18:435-44.
- Moreira V., Bravo B. (2009). A study of technical efficiency using meta-regression: An international perspective. Chilean Journal of Agricultural Research 69 (2): 214-223.
- Moreira V. (2006). Dairy Farms Efficiency and Milk Total Factor Productivity Growth in Three South American Countries. PhD Thesis.
- Ogundary K. (2010). *Technical efficiency of smallholder farms in Nigeria*. PhD Thesis. Faculty of Agricultural Sciences. Georg-August Universität Göttingen, Germany.
- Ortega L, Ward R., Andrew C. (2007). Technical efficiency of the dual-purpose cattle system in Venezuela. Journal of Agricultural and Applied Economics 39 (3): 719-733.
- Paredes E. (2009). Estudios generales con serie histórica 2000, 2005, 2006, 2007 y 2008 de la ganadería bovina y raza del Ecuador. Ministerio de Agricultura y Ganadería del Ecuador 86 p.
- Pitt M., Lee L. (1981). The measurement and sources of technical inefficiency in the Indonesian weaving industry. Journal of Development Economics 9:43-64.
- Sauer J., Fruhberg K., Hockmann H. (2006). Stochastic efficiency measurement: The curse of theoretical consistency. Journal of Applied Economics 9:139-150.
- SICA-INEC-MAG. (2002). *III Censo Nacional Agropecuario*. Resultados Nacionales y Provinciales.
- Thiam A., Bravo-Ureta B. E., Rivas T. (2001). Technical Efficiency in Developing Country Agriculture: a meta-analysis. Agricultural Economics 25:235-243.
- Wunder S. (2007). The efficiency of payments for environmental services in tropical conservation. In: Conservation Biology 2:48–58.
- Udry C. (1996). Efficiency and Market Structure: Testing for Profit Maximization in Africa Agriculture. Northwestern University.
 - $http://www.econ.yale.edu/\sim\!cru2//pdf/separ ate.pdf$
- Zamora 2009. *Innovación tecnológica: Rubros y problemas prioritarios*. Power point presentation.

Zeller M., Diagne A., Mataya C. (1998).

Market Access by Smallholder Farmers in

Malawi: Implication for Technology

Adoption, Agriculture Productivity, and

Crop Income. Agricultural Economics
19(1-2): 219-229

Zeller M., Schrieder G., von Braun J., Heidhues F. (1997). Rural finance for Food Security for the Poor: Implications for Research and Policy. Washington, D.C.: International Food Policy Research Institute.

Anexo

Tabla A: Resumen estadístico de las variables en el modelo de frontera de posibilidades de producción.

Variables	Unidad	Media	Desv.	Mínimo	Máximo
			Standar		
Gross Income from cattle	USD	4,687.87	5,527.07	0.19	29,578.53
Size of pasture	Hectarea	18.34	17.06	0.81	82.81
Labour	Dias/Hombre	159.56	96.84	19.4	647.50
Costos de Insumos	Dólares	341.95	607.94	2.50	4,178.10
Altitud	Metros	1,800.67	252.06	1,080	2,360
Localización (Tierras Altas=1;	Dummy	0.731	0.445	0	1
Tierras Bajas=0)					
Etnia (Mestizo=1;Saraguro=0)	Dummy	0.846	0.362	0	1
Asistencia Técnica (yes=1;No=0)	Dummy	0.215	0.413	0	1
Crédito (Si= 1; No= 0)	Dummy	0.392	0.490	0	1

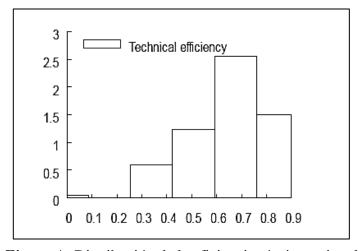


Figura A: Distribución de la eficiencia técnica estimada