

**UNIVERSIDAD NACIONAL
SISTEMA DE ESTUDIOS DE POSGRADO
POSGRADO REGIONAL EN CIENCIAS VETERINARIAS TROPICALES**



**DETERMINACIÓN DE EFICIENCIA TÉCNICA MEDIANTE MODELOS ESTOCÁSTICOS
DE FRONTERA EN LECHERÍAS DE COSTA RICA ADSCRITAS A LA COOPERATIVA DE
PRODUCTORES DE LECHE DOS PINOS S.R.L.**

Oscar Eduardo Solís Guzmán

Heredia, Noviembre del 2014

**Tesis sometida a consideración del Tribunal Examinador del Postgrado Regional
en Ciencias Veterinarias Tropicales para optar al grado de *Magíster Scientiae* con
énfasis en Producción Animal Sostenible**

**DETERMINACIÓN DE EFICIENCIA TÉCNICA MEDIANTE MODELOS ESTOCÁSTICOS
DE FRONTERA EN LECHERÍAS DE COSTA RICA ADSCRITAS A LA COOPERATIVA DE
PRODUCTORES DE LECHE DOS PINOS S.R.L.**

Oscar Eduardo Solís Guzmán

**Tesis sometida a consideración del Tribunal Examinador del Postgrado Regional
en Ciencias Veterinarias Tropicales para optar al grado de *Magíster Scientiae* con
énfasis en Producción Animal Sostenible**

MIEMBROS DEL TRIBUNAL EXAMINADOR

José Rodríguez Zelaya, M.Sc.
Representante del Consejo Central de Posgrado

Sandra Estrada König M.Sc.
Directora PCVET

Bernardo Vargas Leitón Ph.D.
Tutor

Fernando Sáenz Segura PhD.
Asesor

Héctor León Hidalgo M.Sc.
Asesor

Oscar Eduardo Solís Guzmán
Sustentante

ÍNDICE DE CONTENIDOS

Portada.....	1
Miembros del Tribunal Examinador.....	2
RESUMEN GENERAL.....	5
ABSTRACT.....	6
Agradecimientos.....	7
Dedicatoria.....	7
Lista de Cuadros.....	8
Lista de Figuras.....	10
INTRODUCCIÓN GENERAL.....	12
Objetivo general.....	15
Objetivos específicos.....	15
LITERATURA CITADA.....	16
CAPÍTULO 1. CARACTERIZACIÓN Y CLASIFICACIÓN DE HATOS LECHEROS EN LA COOPERATIVA DE PRODUCTORES DE LECHE DE COSTA RICA DOS PINOS S.R.L., MEDIANTE ANÁLISIS MULTIVARIADO.....	18
RESUMEN.....	19
ABSTRACT.....	20
INTRODUCCIÓN.....	21
Objetivo.....	22
MATERIALES Y MÉTODOS.....	23
Población bajo estudio.....	23
Edición y análisis de la información.....	23
Análisis Estadístico Descriptivo.....	25
Análisis Estadístico Multivariado.....	25
RESULTADOS Y DISCUSIÓN.....	28
Estadística Descriptiva.....	28
Análisis de Factores (AF).....	31
Análisis de Conglomerados (AC).....	34
Comparación de Conglomerados según variables observadas.....	38
Tipologías de Hatos.....	44

Conglomerado 1.....	44
Conglomerado 2.....	44
Conglomerado 3.....	45
Conglomerado 4.....	45
Conglomerado 5.....	46
LITERATURA CITADA.....	48
CAPÍTULO 2. EFICIENCIA TÉCNICA EN HATOS LECHEROS DE LA COOPERATIVA DE PRODUCTORES DE LECHE DE COSTA RICA DOS PINOS S.R.L.....	
	51
RESUMEN.....	52
ABSTRACT.....	53
INTRODUCCIÓN.....	54
Objetivo.....	56
MATERIALES Y MÉTODOS.....	57
Agrupación Previa de los hatos.....	57
Determinación de Eficiencia Técnica (ET).....	57
RESULTADOS Y DISCUSIÓN.....	61
Características de la variable endógena.....	61
Análisis de Frontera Estocástica (AFE).....	63
Resultados del modelo AFE-TIP1.....	67
Resultados del modelo AFE-TIP2.....	69
Estimados de Eficiencia Técnica (ET).....	71
Elasticidades de Escala (EdE).....	74
LITERATURA CITADA.....	77
CONCLUSIONES Y RECOMENDACIONES GENERALES	80
ANEXOS.....	83
Anexo 1. Ubicación geográfica de las fincas bajo estudio, según zona de vida	84
Anexo 2. Instructivo para los autores. Revista Agronomía Mesoamericana.....	85
Anexo 3. Guía de formato. Revista Agronomía Mesoamericana.....	92

RESUMEN GENERAL

Eficiencia Técnica mediante modelos de frontera de producción. El objetivo consistió en determinar índices de eficiencia técnica, mediante modelos estocásticos de fronteras en hatos lecheros de Costa Rica, con datos provenientes del censo del año 2007 (n=1086) de la Cooperativa de Productores de Leche Dos Pinos R.L. Se analizaron 18 variables comprendiendo aspectos de manejo, físicos, sistemas de información geográfica, climatológica y edafológica. Inicialmente se clasificaron los hatos mediante el análisis multivariado: Análisis de Factores (AF) y Análisis de Conglomerados (AC). El AF identificó tres factores principales: nivel de intensificación, piso altitudinal y orientación productiva con 42.6%, 24.2% y 13.3% de la varianza respectivamente. El AC identificó cinco tipologías de hatos: Lechería Especializada Intensiva Altura (n=374), Lechería Especializada Semi-intensiva Altura (n=274), Lechería Especializada Intensiva Bajura (n=167), Lechería Especializada Extensiva Bajura (n=189) y Lechería Doble Propósito Bajura (n=82). Finalmente, se cuantificó la Eficiencia Técnica (ET), utilizando Análisis de Fronteras Estocásticas (AFE). El modelo base (AFE-BAS) consideró la variable endógena logaritmo *Producción Sólidos Lácteos (SOL)* con 14 variables predictoras relacionadas con aspectos físicos y de manejo. Se analizaron otros 2 modelos: con efecto aditivo por tipología de hato (AFE-TIP1) y con independencia por tipología (AFE-TIP2). Promedio general de SOL fue $32,5 \pm 23,5$ Kg, más alto para Lecherías Especializadas Intensivas de Altura (83,9 kg), más bajo para Lecherías Doble Propósito Bajura (8,5 kg). Para AFE-BAS las variables con ($P < 0,001$) relacionadas con SOL fueron: carga animal, fertilizante, concentrado, ganado especializado, altitud y área de pastoreo. ET promedio para AFE-BAS fue 0,75 (DE=0,09), AFE-TIP1 fue 0,79 (SD=0,07) y AFE-TIP2 fue 0,77 (SD=0,11).

Palabras claves: Lecherías, análisis de factores principales, análisis de conglomerados, funciones Cobb-Douglas.

ABSTRACT

Technical efficiency through production frontier models. The objective was to determine rates of technical efficiency through stochastic frontier models in dairy herds of Costa Rica (n=1086), using data from last census (year=2007) of the Dairy Cooperative *Dos Pinos*. Eighteen variables were analyzed comprising management and physical issues, soil information, geographical and climatic systems. Initially herds were classified by multivariate analysis: Factor Analysis (FA) and Cluster Analysis (CA). The FA identified three main factors: level of intensification, altitudinal floor and production orientation with 42,6 %, 24,2 % and 13,3 % of the variance respectively. CA identified five types of herds: Intensive Specialized Dairy Herds in the Highland (n = 374), Semi - Intensive Specialized Dairy Herds in the Highlands (n = 274), Intensive Specialized Dairy Herds in Lowlands (n = 167), Extensive Specialized Dairy Herds in the Lowlands (n = 189) and Extensive Dual Purpose Dairy Herds in the Lowlands (N = 82). Finally, the Technical Efficiency (TE) was quantified using Stochastic Frontier Analysis (SFA). The base model (SFA -BAS) considered the endogenous variable Logarithm of Milk Solids (LMS) with 14 predictor variables related to physical aspects and management. Two other models were analyzed: Additive effect by type of herd (SFA- TIP1) and independently by type of herd (SFA- TIP2). Overall average was $32,5 \pm 23,5$ LMS Kg, higher from Intensive Specialized Dairy Herds in the Highland (83.9 kg), and lowest from Extensive Dual Purpose Dairy Herds in the Lowlands (8,5 kg). The variables related ($P < 0,001$) in SFA -BAS with LMS were: stocking rate, fertilizer application, concentrated feeding, proportion of cattle from specialized dairy breed, altitude and grazing area. Mean TE obtained from the model SFA-BAS was 0,75 (SD=0,09) whereas from model (SFA-TIP1) was 0,79 (SD=0,07) and for model SFA-TIP2 was 0,77 (SD=0,11).

Keywords: Dairy Farms, Principal factor analysis, cluster analysis, Cobb -Douglas function.

AGRADECIMIENTOS

Al Dr. Bernardo Vargas en calidad de tutor gracias por su dirección y orientación durante la realización de este trabajo.

A la Cooperativa de Productores de Leche Dos Pinos R.L. por la información y aporte a la investigación.

Al personal docente y administrativo del Postgrado Regional en Ciencias Veterinarias Tropicales de la Universidad Nacional, quienes colaboraron incondicionalmente durante todo el proceso de formación.

DEDICATORIA

A Dios Todopoderoso, a quien debo todo en la vida.

A mis padres por su constante apoyo, a mis compañeros de estudio por la amistad brindada y a mis amigos por la paciencia y tolerancia que tuvieron conmigo.

LISTA DE CUADROS

CAPÍTULO I.

Cuadro 1. Variables conformadas para la caracterización de hatos lecheros, Costa Rica, 2007.....	23
Cuadro 2. Distribución de frecuencias absolutas y relativas de hatos según clase dentro de cada variable categórica, Costa Rica, 2007.....	28
Cuadro 3. Estadística descriptiva de variables cuantitativas (n=1086), Costa Rica, 2007.....	29
Cuadro 4. Correlaciones entre variables observadas y los tres factores principales extraídos, Costa Rica, 2007.....	32
Cuadro 5. Jerarquización de medias por conglomerados con respecto a variables cuantitativas de menor poder discriminatorio, Costa Rica, 2007.....	42

CAPÍTULO II.

Cuadro 1. Producción promedio de Sólidos lácteos (\bar{x}), Desviación Estándar (D.E) e Intervalos de Confianza (IC-95%) según tipología de hato, Costa Rica, 2007.....	61
Cuadro 2. Estimados de regresión (β), errores estándares (E.E), valores T y estimados de significancia (P) para las variables predictoras incluidas en los modelos de Análisis de Frontera Estocástica: Base (AFE-BAS) y con efecto aditivo por tipología de hatos (AFE-TIP1), ajustados sobre la variable endógena <i>Logaritmo de la Producción de Sólidos Lácteos</i> , Costa Rica, 2007.....	64

Cuadro 3. Estimados de regresión (β) y estimados de significancia (P) para las variables predictoras incluidas en el modelo de Análisis de Frontera Estocástica ajustado dentro de cada tipología de hatos (AFE-TIP2), ajustados sobre la variable endógena <i>Logaritmo de la Producción de Sólidos lácteos</i> , Costa Rica, 2007.....	69
Cuadro 4. Promedios (\bar{x}) e Intervalos de Confianza (IC95%), general y por tipología de hatos, para la variable de Eficiencia Técnica (ET) en el modelo base (AFE-BAS), con tipología de hatos como efecto aditivo (AFE-TIP1) y con ajuste independiente por tipología de hatos (AFE-TIP2) Costa Rica, 2007.....	71
Cuadro 5. Diferencia entre Producción Real y Potencial de sólidos lácteos expresada por hectárea, hatos y población para cada Tipología de hatos, Costa Rica, 2007.....	74

LISTA DE FIGURAS

CAPÍTULO I.

- Figura 1.** Valor absoluto de autovalores (izquierda), proporción de varianza marginal (derecha, línea continua) y acumulada (derecha, línea discontinua) según el número de factores seleccionados, Costa Rica, 2007.....30
- Figura 2.** Valores del Criterio de Clusterización Cúbica (CCC), Pseudo F y Pseudo t^2 en función del número de conglomerados utilizando el método de aglomeración jerárquico de Ward, Costa Rica, 2007.....34
- Figura 3.** Esquematación de las variables (izquierda) y conglomerados (derecha) sobre el plano formado por los factores principales 1vs. 2 (superior) y 1 vs. 3 (inferior)....36
- Figura 4.** Distribución de categorías por conglomerado para las variables de orientación productiva (superior), Sistema de confinamiento (intermedio) y tipo de suelo (inferior) Costa Rica, 2007.....38
- Figura 5.** Promedios e intervalo de confianza 95% de la variable Producción de Sólidos Totales (Kg. Sem/ha) en función de los conglomerados en la caracterización de los hatos lecheros, Costa Rica, 2007.....39
- Figura 6.** Promedios e intervalos de confianza 95% de variables cuantitativas con mayor poder discriminatorio en función de los conglomerados en la caracterización de los hatos lecheros, Costa Rica, 2007.....40

CAPÍTULO II.

- Figura 1.** Histograma de frecuencias relativas (%) de la variable Logaritmo de la Producción de Sólidos lácteos dentro de la población de 1086 hatos lecheros bajo estudio, Costa Rica, 2007.....60
- Figura 2.** Eficiencia Técnica (ET) por tipología de hato para los modelos: base (AFE-BAS), con tipología de hato como efecto aditivo (AFE-TIP1) y con ajuste independiente por tipología de hato (AFE-TIP2). (LEEB: Lecherías especializadas extensivas de bajura, LESA: Lecherías especializadas semi-intensivas de altura, LEIB: Lecherías especializadas intensivas de bajura, LDPB: Lecherías de Doble Propósito de bajura, LEIA: Lecherías especializadas intensivas de altura), Costa Rica, 2007.....72

INTRODUCCIÓN GENERAL

La actividad lechera en nuestro país ha estado en constante crecimiento y desarrollo durante las últimas décadas (Hidalgo *et al.* 2004, SEPSA 2012). Sin embargo, existen en la actualidad serias amenazas que atentan contra la continuidad de las fincas lecheras, tales como el aumento en los costos de los principales insumos: fertilizantes, alimentos concentrados, mano de obra, así como de presiones ejercidas por las políticas y normativas ambientales (Cuevas 2007, González 2012). De esta manera, únicamente las explotaciones que logren los mayores niveles de eficiencia (técnica y económica) serán capaces de sobrevivir en el futuro cercano (Cuevas 2007).

El análisis de la producción en términos de eficiencia técnica, económica o de sustentabilidad, es un aspecto de gran importancia en la empresa ganadera. La actividad pecuaria se sustenta en un entorno ecológico cambiante, con procesos interrelacionados, dinámicos e inestables, lo que hace que su estudio sea de gran complejidad (Stokes *et al.* 2007). Como parte del estudio de estos procesos dinámicos, se han desarrollado diferentes modelos econométricos con el objeto de comprender el funcionamiento de los sistemas de producción y expresar las relaciones causa-efecto que se suceden en los diferentes sistemas (Toro *et al.* 2010).

Los modelos productivos con variables biológicas deben estar diseñados para simular los procesos agroecológicos, y pueden ser tan complejos como subcomponentes posea el ecosistema. Además, es frecuente encontrar que pocos de estos modelos incluyen el componente humano de forma explícita en la especificación del modelo más allá de la parte en juego de la especificación del régimen de gestión para el escenario bajo la simulación (Brown 2000).

Se establece que la aplicación moderna de modelos matemáticos y estadísticos, o metodología econométrica, asume que la información económica es el resultado de procesos estocásticos y que por lo tanto tiene propiedades estadísticas y probabilísticas (Spanos 1999). Asimismo, se considera que un modelo econométrico se define a partir de un modelo económico (descripción y explicación de un sistema económico, social y político con interés práctico), complementado con los aspectos particulares del sistema en estudio, y que a diferencia de los modelos económicos, los econométricos poseen una mejor generalidad en las conclusiones a las que se puede llegar, estando su validez limitada tanto por el sistema de referencia como por el período temporal en que el modelo en sí tiene vigencia, como consecuencia de la evolución del sistema (Pulido y Pérez

2001). Por lo tanto, la econometría moderna busca encontrar el modelo que mejor se aproxime al proceso generador de información a través de combinar la información teórica y empírica disponible (Spanos 1999). Los modelos econométricos son generalmente modelos algebraicos que a su vez son estocásticos en la inclusión de variables aleatorias, en contraposición a los modelos deterministas que no incluyen variables aleatorias. Las variables aleatorias se incluyen normalmente como términos aditivos estocásticos de perturbación, para explicar en parte la omisión de variables relevantes, especificación incorrecta del modelo, errores en las variables de medición, entre otros (García *et al.* 2000).

La cuantificación de la relación existente entre los requerimientos de factores productivos (tierra, capital, abono, entre otros) y los productos generados (carne, leche, lana, y demás) en la actividad pecuaria se conoce como función de producción. Esta función relaciona los insumos con los productos, indicando la cantidad máxima de producto que se puede obtener para una determinada combinación de factores, y establece a su vez, que estas relaciones entre factores y productos preceden a la mejora y a la toma de decisiones (García *et al.* 2000, Toro *et al.* 2010).

Las estimaciones de funciones de producción suelen basarse en el supuesto de que la tecnología es común para todos los productores; sin embargo, al establecer la muestra de estudio es posible encontrar empresas que usan tecnologías diferentes (Álvarez y Del Corral 2008, Álvarez *et al.* 2008).

Los modelos estocásticos de frontera de producción constituyen una de las metodologías más utilizadas para medir eficiencia (Aigner *et al.* 1977, Meussen y van den Broeck 1977). Este tipo de modelos se emplearon inicialmente para calcular la eficiencia técnica de una explotación, como el cociente entre la producción actual y la que eventualmente se obtendría, si estuviera en su máxima producción posible o frontera (Álvarez y Del Corral 2008). Se establece que la evaluación de la eficiencia de las empresas individuales es de fundamental importancia para la formulación de políticas en muchas áreas de la economía (Fernández 2003). El modelo estocástico de frontera ha sido una de las más populares herramientas para llevar a cabo este tipo de análisis de eficiencia en numerosas aplicaciones en los campos de las finanzas (Aigner *et al.* 1977, Meussen y van den Broeck 1977, Álvarez y Del Corral 2008, Fernández 2003).

Una de las metodologías que ha sido utilizada con mayor éxito en la determinación de niveles de eficiencia, la constituye el modelo estocástico de frontera de producción basado en la función Cobb-Douglas. La función de producción de Cobb-Douglas es una

función muy empleada en el análisis económico para representar la relación que existe entre el producto obtenido y la combinación de los factores o insumos (Olva 2009). Esta metodología representa una herramienta útil para determinar la relación existente entre una serie de recursos o insumos (tierra, capital, mano de obra, animales, recursos forrajeros, concentrados, tecnología) y la productividad de la explotación (p.e. producción de leche por hectárea o por animal). Es importante además que esta valoración de eficiencia se realice tomando en cuenta las distintas tipologías productivas, según variables agroecológicas y acceso a distintas tecnologías (Olva 2009). La función de producción de Cobb-Douglas es quizá la función de producción más utilizada en economía, por su popularidad en el cumplimiento de las propiedades básicas que los economistas consideran deseables. Es la función de producción neoclásica por excelencia (Sancho 2005).

En la práctica se han utilizado estos modelos con frecuencia para medir la eficiencia técnica de las explotaciones agropecuarias, implementando modelos estocásticos de frontera, estableciendo como variable dependiente el total en kilogramos de la producción de leche producida, en función de los recursos tecnológicos, tierra, capital, mano de obra, animales, e insumos para la producción (Iráizoz *et al.* 1998, Lawson *et al.* 2004, Murova y Chidmi 2009, Cabrera *et al.* 2010, Cursack *et al.* 2010, Richards y Scott 2010).

Los modelos estocásticos de frontera de producción para la medición de la eficiencia técnica de los hatos, proveen información valiosa que permiten la toma de decisiones y reorientar esfuerzos que generen un mayor impacto en la productividad de la empresa. Son herramientas útiles que le permiten al productor evaluar la eficiencia y comprender de mejor manera el entorno dinámico en que se desarrolla su sistema productivo.

El presente estudio tiene por objetivo, el determinar la eficiencia técnica de los hatos lecheros en Costa Rica, mediante modelos estocásticos de frontera de producción, utilizando como insumo la información colectada en el censo del año 2007 de la principal cooperativa de lecheros en Costa Rica, y que abarca la mayoría de los productores de leche bovina del país, a saber, la Cooperativa de Productores de Leche Dos Pinos R.L.

Objetivo general:

Determinar índices de eficiencia técnica en fincas lecheras de Costa Rica, bajo diferentes sistemas de producción.

Objetivos específicos:

1. Caracterizar las fincas lecheras de acuerdo con las variables agroecológicas: zona de vida, piso altitudinal y tipo de suelos.
2. Clasificar las fincas lecheras en diferentes sistemas de producción de acuerdo con las variables agroecológicas establecidas.
3. Medir índices de eficiencia técnica en fincas lecheras, de acuerdo a los sistemas de producción existentes.
4. Identificar lineamientos orientados al mejoramiento del desempeño técnico y económico de los hatos.

LITERATURA CITADA

- Aigner, D., C. Lovell, y P. Schmidt. 1977. Formulation and Estimation of Stochastic Frontier Production Function Models. *Journal of Econometrics* 5:21-38.
- Álvarez, A., y J. Del Corral. 2008. ¿Ineficiencia o diferencias tecnológicas en el sector lechero? *Revista de Economía Aplicada* 48(16):69-88.
- Álvarez, A., J. Del Corral, D. Solís, y J.A. Pérez. 2008. Does Intensification Improve the Economic Efficiency of Dairy Farms? *Journal Of Dairy Science* 91: 3693-3698.
- Brown, D. 2000. A Review of Bio-Economic Models. September Comments greatly appreciated. Cornell University.
- Cabrera, V., D. Solís, y J. Del Corral. 2010. Determinants of technical efficiency among dairy farms in Wisconsin. *J. Dairy Sci.* 93:387-393.
- Cuevas, M. 2007. Desarrollo e implementación de metodología para optimización del descarte en hatos de lechería especializada de Costa Rica. Tesis Mag. Sc. Heredia, C.R. UNA. 79 p.
- Cursack, A., M. Castignani, O. Osan, y H. Castignan. 2010. Función de Producción en Sistemas Lecheros de Alta Producción de la Cuenca Central Santafesina, Argentina. En: *Memorias 11º Congreso Panamericano de la Leche*. FEPALE. Bello Horizonte, Brasil.
- Fernández, C. 2003. Alternative efficiency measures for multiple-output production. Department of Mathematics and Statistics, Lancaster University, Lancaster, LA1 4YF, U.K.
- García, A., R. Acero, y J. Perea. 2000. Teoría económica de la producción ganadera. Servicio de Publicaciones de la Universidad de Córdoba. Colección: Producción y Gestión de la empresa ganadera N°1.
- González, J. 2012. Situación actual y perspectivas del sector lácteo costarricense. Una visión de la Cámara Nacional de Productores de Leche. In *Memorias Congreso Nacional Lechero 2012*. San Carlos, Costa Rica (en línea). Consultado 1 ene. 2013. Disponible en <http://www.proleche.com/2012.aspx>.
- Hidalgo, C., C. Monge, y O. Barrientos. 2004. Informe preliminar de país sobre la situación nacional de los recursos zoo genéticos. INTA/FAO. San José, Costa Rica. 43 p.

- Iráizoz, B, M.I. Rapún, y I. Zabaleta. 1998. Análisis de la eficiencia técnica de las explotaciones lecheras. Departamento de Economía. Universidad Pública de Navarra. Campus de Arrosadía, Pamplona 31006, Navarra, España.
- Lawson, L., J. Bruun, T. Coelli, J.F. Agger, y M. Lund. 2004. Relationships of Efficiency to Reproductive Disorders in Danish Milk Production: A Stochastic Frontier Analysis. *J. Dairy Sci.* 87:212-224.
- Meeusen, W., y J. van den Broeck. 1977. Efficiency estimation from Cobb-Douglas production function with composed error. *International Economic Review* 18:435-455.
- Murova, O., y B. Chidmi. 2009. Impacts of Federal Government programs and specific farm variables on technical efficiency of dairy farms. Paper presented at the 2009 Southern Agricultural Economics Association Annual Meeting, Atlanta, Georgia (en línea). Consultado 15 oct. 2012. Disponible en: <http://purl.umn.edu/46822>.
- Olva, H. 2009. Análisis de la función de producción Cobb-Douglas y su aplicación en el sector productivo mexicano. Tesis profesional. Chapingo, México. 63 p.
- Pulido, A., y J. Pérez. 2001. Modelos Econométricos, Ediciones Pirámide, S.A., Madrid, España. 813 p.
- Richards, T., y J. Scott. 2010. Economic Performance in Alberta Dairy: An application of the Mimic Model. Staff Paper 98-02.
- Sancho, A. 2005. Econometría de economías, Función de producción Cobb-Douglas. España: Universidad de Valencia.
- SEPSA (Secretaría Ejecutiva de Planificación Sectorial Agropecuaria). 2012. Boletín estadístico agropecuario No. 22. San José, Costa Rica. 208 p. (Serie cronológica 2008-2011).
- Spanos, A. 1999. On Theory testing in econometrics: Modeling with non exponential data. *Journal of Econometrics* 67:189-226.
- Stokes, J.R., P.R. Toser, y J. Hyde. 2007. Identifying efficient dairy producers using data envelopment analysis: *Journal of Dairy Science* 90:2555-2562.
- Toro, P., A. García, C. Aguilar, R. Acero, J. Perea, y R. Vera. 2010. Modelos econométricos para el desarrollo de funciones de producción. Universidad de Córdoba, España. 59 p.

CAPÍTULO 1

CARACTERIZACION Y CLASIFICACION DE HATOS LECHEROS EN LA COOPERATIVA DE PRODUCTORES DE LECHE DE COSTA RICA DOS PINOS S.R.L. MEDIANTE ANÁLISIS MULTIVARIADO

Oscar Eduardo Solís Guzmán

RESUMEN

Caracterización y clasificación de hatos lecheros en Costa Rica. Esta investigación se realizó con el objetivo de caracterizar y clasificar un conjunto de hatos (n=1 086) afiliados a la principal cooperativa lechera de Costa Rica. La información analizada se obtuvo inicialmente del último censo realizado por la cooperativa en el año 2007, en el cual se abarcaron aspectos físicos y de manejo de los hatos. Esta información se complementó con registros comerciales computarizados de la misma empresa y sistemas de información geográfica con datos climáticos y tipos de suelo. La clasificación de los hatos se realizó mediante dos técnicas de análisis multivariado: el Análisis de Factores (AF) y el Análisis de Conglomerados (AC). Las 18 variables observadas comprendieron principalmente aspectos físicos y climáticos de la finca, variables de manejo, nivel de uso de insumos y nivel de producción. El AF identificó tres factores principales, el primero relacionado con el nivel de intensificación, que retiene un 42,6% de la varianza total observada; el segundo relacionado con el piso altitudinal, que retiene un 24,2% de la varianza; y el tercero relacionado con la orientación productiva, que retiene un 13,3% de la varianza. Con base en estos tres factores el AC identificó cinco tipologías principales de hatos: Lechería Especializada Intensiva de Altura (n=82), Lechería Especializada Semi-Intensiva de Altura (n=274), Lechería Especializada Intensiva de Bajura (n=167), Lechería Especializada Extensiva de Bajura (n=374) y Lechería Doble Propósito Extensiva de Bajura (n=189).

Palabras claves: Hatos lecheros, análisis de conglomerados, análisis de factores.

ABSTRACT

Characterize and classify dairy herds from Costa Rica. This study was carried out to characterize and classify a group of herds (n=1 086) associated to the main Dairy Cooperative in Costa Rica. The information analyzed in this study was obtained initially from the last census conducted by the cooperative during year 2007, which considered physical and management aspects of the farms. This information was complemented with information from commercial computerized records of the same cooperative and geographical information systems with climatic data and soil types. Classification of farms was performed by combining two different multivariate techniques: Factor Analysis (FA) and Cluster Analysis (CA). Analysis was performed on 18 variables, mainly related to physical and climatic aspects, herd management, input level and production level. FA identified three significant principal factors, first related to intensification level, accounting for 42,6% of total variance; second related to altitude, accounting for 24,2% of variance; and third related to productive orientation, accounting for 13,2% of variance. On the basis of these three factors, CA identified five main herd typologies: Intensive specialized dairy herds in the highlands (n=82), Semi- intensive specialized dairy herds in the highlands (n=274), Intensive specialized dairy herds in the Lowlands (n=167), Extensive specialized dairy farms in the Lowlands (n=374) and Extensive Dual-Purpose herds in the Lowlands (n=189).

Key words: dairy herds, factor analysis, cluster analysis.

INTRODUCCIÓN

La actividad lechera en Costa Rica ha estado en constante crecimiento y desarrollo durante las últimas décadas. En el año 2011 se produjeron aproximadamente 966,3 millones de litros de leche procedentes de 16 125 hatos de lechería especializada y doble propósito (Camacho 2012, SEPSA 2012). Esto representó un incremento del 1,5% con respecto al 2010. En el mismo año, la actividad lechera contribuyó con el 11,1% del valor agregado de las principales actividades primarias del sector agropecuario, siendo superada solamente por el café y el banano (SEPSA 2012). El sector lechero integrado genera aproximadamente 200 000 empleos directos o indirectos (Camacho 2012). Lo anterior refleja el importante impacto que tiene esta actividad sobre el desarrollo rural, la generación de empleo y la seguridad alimentaria.

Los hatos lecheros de Costa Rica se ubican principalmente en zonas que van desde los 500 hasta los 2 500 m.s.n.m. con temperaturas promedio que oscilan desde los 18 a 30°C y niveles de precipitación que van entre los 500 y 3 500 mm por año. Tradicionalmente, los sistemas de producción de leche en Costa Rica se han clasificado en tres grupos: las lecherías especializadas de altura, las lecherías especializadas de bajura y los hatos de doble propósito (Vargas 2000, González 2012). Esta clasificación, sin embargo, no refleja a cabalidad la diversidad existente actualmente en los sistemas de producción, donde se encuentra gran variación en aspectos tales como sistemas de confinamiento, tipos raciales, nivel de uso de tecnologías, manejo de recurso forrajero, uso de suplementos y concentrados, mano de obra, etc. Es necesario caracterizar de una manera más precisa y objetiva los diferentes grupos o estratos de hatos. Esta clasificación es importante por varias razones, entre ellas, porque permite la evaluación y comparación de niveles de competitividad dentro de estratos homogéneos y además permite identificar fortalezas y debilidades en cada estrato, lo que a su vez facilita el desarrollo e implementación de políticas orientadas a distintos grupos meta según sus necesidades específicas (Köbrich *et al.* 2003, Gaspar *et al.* 2007, Mburu *et al.* 2007).

La caracterización significa identificar las principales variables que inciden en el grado de heterogeneidad y homogeneidad existente entre las explotaciones ganaderas de una determinada región, generando grupos representativos de subsistemas productivos (Valerio *et al.* 2004). Una de las formas más objetivas para identificar grupos homogéneos de entidades son las técnicas de análisis multivariado, tales como el Análisis de Factores y el Análisis de Conglomerados (Hair *et al.* 1998, Johnson y

Wichern 1998). El Análisis de Factores es una técnica generalmente utilizada para reducir dimensionalidad, es decir, eliminar información redundante contenida en un conjunto amplio de variables y simplificarla en un número reducido de dimensiones o factores con propiedades óptimas para la interpretación de la variabilidad y covariabilidad subyacente (Johnson y Wichern, 1998). De esta manera el Análisis de Factores permite descubrir patrones que no son evidentes en las variables originales. El Análisis de Conglomerados es una técnica para organizar o clasificar múltiples entidades, p.e. hatos lecheros, en un número reducido de grupos, normalmente denominados taxonomías o tipologías, con base en información multivariada procedente de diversas fuentes (Hair *et al.* 1998).

Varios estudios han reportado el uso de estas técnicas con fines de caracterización de sistemas de producción agrícolas o ganaderos. La mayoría de estos estudios consideran variables estructurales, y parámetros técnicos, económicos o productivos (Köbrich *et al.* 2003, Srairi y Lyobi 2003, Betancourt *et al.* 2005, Gaspar *et al.* 2007, Mburu *et al.* 2007, Giorgis *et al.* 2011, Gelasakis *et al.* 2012, Martínez *et al.* 2012). Algunos de ellos incluyen además aspectos sociológicos, tales como el nivel de educación o la experiencia de los productores (Solano *et al.* 2000, Solano *et al.* 2003, Ávilez *et al.* 2010, Gelasakis *et al.* 2012, Martínez *et al.* 2012). En Costa Rica, solo un estudio reporta el uso de análisis de factores para estudiar el proceso de toma de decisiones en un grupo de 91 productores de leche (Solano *et al.* 2003).

Algunos aspectos identificados por varios de estos estudios como cruciales para la caracterización y agrupación de fincas son la orientación productiva, el nivel de productividad o el nivel de uso de alimentos concentrados (Srairi y Lyobi 2003, Serrano *et al.* 2004a, Ávilez *et al.* 2010). Las variables físicas o estructurales, tales como el tamaño de la empresa o la cantidad y tipo de animales también han resultado de importancia (Avilés *et al.* 2010, Martínez *et al.* 2012).

Objetivo

El presente estudio tiene por objetivo caracterizar y clasificar los hatos lecheros agremiados a la Cooperativa de Productores de Leche Dos Pinos R. L de acuerdo con variables agroecológicas, socioeconómicas y técnicas. La agrupación obtenida será utilizada en un estudio posterior que evaluará los factores que afectan la eficiencia técnica en hatos lecheros.

MATERIALES Y METODOS

Población bajo estudio

El universo de estudio lo conformó un total de 1 348 hatos lecheros agremiados a la Cooperativa de Productores de Leche Dos Pinos R.L. (anexo 1). La mayoría de estos hatos se ubicaron en las zonas aledañas a los macizos montañosos de la Cordillera Volcánica Central, principalmente en las zonas agroecológicas denominadas Bosque Muy Húmedo (tropical, premontano, montano bajo, montano o pluvial) y Bosque Húmedo (tropical) según la clasificación de Holdridge (1987). El estudio realizado fue de tipo observacional y retrospectivo. La información analizada se obtuvo mayormente del último censo realizado por la cooperativa durante el año 2007, en el cual se indagó sobre aspectos relacionados con variables físicas y agroecológicas de la finca, inventarios de animales, manejo nutricional, uso de mano de obra, tipo de pasturas, uso de fertilizantes y administración. Paralelamente se contó con registros automatizados de cantidad y calidad de la leche entregada por cada productor, expresados como promedio de las 52 semanas del año. Se contó también con información complementaria de registros comerciales automatizados de la empresa detallando las ventas de alimento concentrado de diversos tipos, como promedio de 52 semanas anuales, a los productores afiliados. Se contó además con datos de geoposicionamiento de los hatos, los cuales se utilizaron en combinación con mapas digitalizados de suelos, modelos de elevación digital y datos climatológicos de temperatura y precipitación, con el fin de obtener estimaciones puntuales de estas variables para cada hato.

Edición y análisis de la información

La información colectada mediante el censo y los registros de la empresa permitieron identificar un total de 56 variables. Con base en el procedimiento recomendado por Hair *et al.* (1998) se realizó una estandarización y agregación de estas variables, con el fin de mejorar y simplificar la estructura de los datos antes de la implementación de los análisis multivariados. De esta manera subgrupos de variables relacionadas con un mismo insumo o producto fueron sumariadas para formar variables compuestas. Esto se realizó por ejemplo con los diferentes tipos de concentrados, suplementos, fertilizantes, componentes lácteos, inventarios de distintos tipos animales o tiempo de mano de obra para distintas actividades.

Se obtuvieron finalmente 18 variables (Cuadro 1), de las cuales 15 fueron de tipo cuantitativo y 3 fueron de tipo cualitativo jerárquico. Para efectos de estandarización, seis

de las variables de tipo cuantitativo (uso_fer, uso_obr, hrs_adm, uso_con, uso_sup, car_ani) fueron reescaladas dividiendo entre el número de hectáreas dedicadas al hato en producción. Las variables de área total de pastos (are_pas) y área dedicada a forraje de corta también fueron expresadas en proporción al área dedicada al hato en producción. Las variables de tipo cualitativo fueron codificadas en orden jerárquico. Por ejemplo, la clase 1 de tipo de suelo correspondió a los suelos de peores características y la clase 4 a los de mejores características. De igual manera los sistemas de confinamiento se escalonaron de menor (clase 1) a mayor (clase 5) confinamiento, y la orientación productiva se codificó de menor (0) a mayor (1) actividad lechera.

Cuadro 1. Variables conformadas para la caracterización de hatos, Costa Rica, 2007.

<u>Variable</u>	<u>Código</u>	<u>Categorías</u>
Orientación productiva	ori_pro	0 Doble Propósito 1 Lechería Especializada
Sistema de confinamiento ¹	sis_con	1 Pastoreo todo el año 2 Pastoreo y Semiestabulado 3 Pastoreo y Estabulación Parcial 4 Semiestabulado todo el año 5 Estabulación todo el año
Tipo de Suelo ²	tip_sue	1 Ultisoles y Alfisoles 2 Vertisoles 3 Andisoles 4 Inceptisoles
Nivel de Precipitación ³	niv_prc	mm anuales
Temperatura ambiental promedio ³	tem_amb	grados centígrados
Piso Altitudinal ³	pis_alt	Metros sobre el nivel del mar
Área total de pasturas	are_pas	(Has pasto) (ha prod) ⁻¹
Área de forraje de Corte	are_for	(Has corte) (ha prod ⁻¹)
Uso de fertilizantes	uso_fer	Kg sem ⁻¹ ha ⁻¹
Uso de mano de Obra ⁴	uso_obr	peones ha ⁻¹
Horas de gestión administrativa	hrs_adm	hrs ha ⁻¹
Uso de alimentos concentrados ⁵	uso_con	Kg sem ⁻¹ ha ⁻¹
Uso de alimentos suplementarios ⁶	uso_sup	Kg sem ⁻¹ ha ⁻¹
Carga animal ⁷	car_ani	vacas en producción ha ⁻¹
Porcentaje de ganado especializado ⁸	pct_esp	%
Conteo de células somáticas	con_cel	cel ml ¹
Conteo bacteriano en leche	con_bac	UFC
Producción de Sólidos Totales	kgs_sol	kg sem ⁻¹ ha ⁻¹

¹ Categorizado en escala ascendente de acuerdo al grado de confinamiento.

² El tipo de suelo se asignó con base en su posición geográfica, obtenida por GPS, en combinación con el mapa digitalizado de suelos de Costa Rica (Cabalceta, 2012). Las categorías se ordenaron aproximadamente en escala ascendente según estructura y fertilidad del suelo.

³ Las variables de precipitación, temperatura y piso altitudinal para cada hato se obtuvieron por métodos de interpolación con base en su posición geográfica, obtenida por GPS, en combinación con datos climatológicos digitalizados de estaciones meteorológicas a nivel nacional y modelos digitales de elevación.

⁴ Sumatoria de trabajadores en labores de ordeño y peones campo.

⁵ Sumatoria de 9 tipos de concentrado de uso común en hatos lecheros.

⁶ Sumatoria de 9 tipos de suplemento de uso común en hatos lecheras.

⁷ Obtenida como número de vacas en edad adulta dividida sobre el área dedicada al hato en producción.

⁸ Razas especializadas más frecuentes: Holstein, Jersey, Pardo Suizo, Guernsey, Ayrshire. Se contabilizan también los cruces entre estas mismas razas.

Análisis Estadístico Descriptivo. Se obtuvieron estadísticos de tendencia central y dispersión para las variables de tipo cuantitativo, así como distribuciones de frecuencia para las variables de tipo cualitativo. Esto permitió obtener una caracterización general de la población de hatos y estudiar las propiedades estadísticas de las variables.

La información anterior se sometió a un proceso de edición basado en análisis estadístico utilizando el programa de computación SAS (SAS Institute 2008) con el fin de detectar valores extremos biológicamente improbables, utilizando como criterio distribuciones de probabilidad (p.e. Distribución Normal, Promedio \pm 3 DE). La identificación de valores extremos es importante debido a que los análisis multivariado son particularmente sensibles a este tipo de datos (Hair *et al.* 1998). Los valores identificados como improbables se asumieron como datos faltantes y las observaciones respectivas no se utilizaron en análisis posteriores. Adicionalmente, en los casos donde existió información común a ambas fuentes (hato y empresa), se realizó un control cruzado de la información dando prioridad en caso de duda a los registros automatizados de la empresa, por ser ésta una fuente más precisa y confiable.

Análisis Estadístico Multivariado. Con el fin de caracterizar y clasificar los hatos, se utilizaron 2 técnicas de análisis multivariado: el Análisis de Factores y el Análisis de Conglomerados.

El Análisis de Factores (AF) es un método que pretende expresar p variables observadas como una combinación lineal de m variables hipotéticas o latentes, denominadas factores (Hair *et al.* 1998, Johnson y Wichern 1998). El supuesto básico de este análisis es la existencia de variables correlacionadas que definen la estructura subyacente de los factores que se desean identificar. Para evaluar la idoneidad de las variables disponibles para el análisis de factores se calculó la Medida de Adecuación Muestral de Kaiser (Hair *et al.* 1998), la cual mide el grado de *comunalidad* existente entre las variables. La comunalidad es la varianza presente en una variable observada que se comparte con todas las demás variables (Hair *et al.* 1998), es decir, cuanto mayor es la relación de una variable observada con las demás, mayor es su comunalidad. Se considera que un valor igual o superior a 0,80 es sobresaliente mientras que valores menores a 0,60 son inadecuados (Hair *et al.* 1998). En cuanto a los demás supuestos estadísticos, a diferencia de la mayoría de las pruebas estadísticas paramétricas, en el Análisis de Factores se pueden obviar los supuestos de normalidad, homocedasticidad y linealidad (Hair *et al.* 1998).

Para obtener los factores se utilizó el procedimiento FACTOR del programa estadístico SAS (SAS Institute 2008). Se exploraron varios métodos de extracción de factores, seleccionando finalmente el método de Factores Principales (Hair *et al.* 1998, Johnson y Wichern 1998). Este método busca que los factores obtenidos sean incorrelacionados y expliquen un máximo de la varianza. El procedimiento requiere de la especificación de valores previos de *comunalidad* para cada variable, los cuales se estimaron a partir del valor máximo de correlación absoluta de cada variable observada con cualquiera de las demás. Los factores obtenidos fueron explorados por varios métodos de rotación. La rotación de factores tiene por objetivo buscar representaciones gráficas que permitan visualizar de manera más sencilla e intuitiva las relaciones existentes entre factores y variables. Se exploraron varios métodos de rotación oblicuos y ortogonales, seleccionando al final el método de rotación ortogonal *Varimax* (Hair *et al.* 1998, Johnson y Wichern 1998), el cual mantiene la independencia entre los factores, lo que representa una propiedad importante para el posterior análisis de conglomerados.

Seguidamente, se hizo un análisis exhaustivo de los factores resultantes, con el fin de obtener una mejor interpretación del significado de cada factor. Se obtuvieron y graficaron las correlaciones o cargas entre cada uno de los factores y las variables observadas. Para determinar el número mínimo de factores necesarios se consideró inicialmente seleccionar factores con raíces latentes (*autovalores*) mayores que uno (Hair *et al.* 1998). Se procuró además que la proporción acumulada de varianza explicada por los factores extraídos fuera superior a 75%. La interpretabilidad de cada factor también fue un criterio de importancia a la hora de su selección.

Una vez seleccionados los factores, se procedió a realizar un *Análisis de Conglomerados (AC)* (Hair *et al.* 1998, Johnson y Wichern 1998). Este análisis permite formar grupos homogéneos de entidades, en el presente caso hatos, con base en la información de múltiples variables. Para este estudio las variables observadas iniciales fueron sustituidas por las *puntuaciones factoriales* (Hair *et al.* 1998) calculadas para cada hato utilizando solamente los factores principales extraídos en el procedimiento anterior (AF). El AC genera agrupaciones o conglomerados naturales que procuran maximizar la homogeneidad intra-grupos y la heterogeneidad inter-grupos.

El AC se realizó siguiendo una estrategia de dos fases, según se sugiere en varios estudios previos (Giorgis *et al.* 2011, Nainggolan *et al.* 2011, Gelasakis *et al.* 2012). En la primera fase se utilizó el método de agrupación jerárquico de Ward (Hair *et al.* 1998, Johnson y Wichern 1998) con el fin de determinar un número óptimo preliminar de grupos

a formar. Se exploraron niveles de agrupación progresivos desde 3 hasta 15 grupos y el nivel óptimo se definió con base en la evaluación conjunta del Criterio de Clusterización Cúbica (CCC), el valor del Pseudo t^2 , el valor de Pseudo F y el R^2 (SAS Institute 2008). El nivel de agrupación óptimo se obtiene cuando se combinan picos locales de CCC, un valor alto de Pseudo F y un valor bajo de Pseudo T^2 , junto con un valor alto (p.e. >70%) para R^2 (SAS Institute 2008). Para esta fase se utilizó el procedimiento CLUSTER implementado en el programa estadístico SAS (SAS Institute 2008). En la segunda fase del AC, se procedió a obtener la agrupación definitiva de los hatos utilizando el método no jerárquico *K-means* (Hair *et al.* 1998, Johnson y Wichern 1998) especificando como punto de partida el número de conglomerados identificado como óptimo en el paso anterior. Para esta fase se utilizó el procedimiento FASTCLUS implementado en el programa estadístico SAS (SAS Institute 2008).

Esta estrategia de generación de conglomerados en dos fases tiene por objetivo principal validar la agrupación obtenida por dos métodos distintos (jerárquicos y no jerárquicos). Además, esta estrategia es preferida por sobre el uso exclusivo de métodos jerárquicos, los cuales pueden conducir a óptimos locales (Bernhardt *et al.* 1996). Esto se debe a que, dentro del dendrograma que genera el AC jerárquico, una vez que una entidad ha sido asignada a un conglomerado en una rama del árbol, no puede ser asignada a un conglomerado en otra rama distinta en pasos sucesivos de aglomeración.

Una vez obtenidos los conglomerados se procedió a su caracterización. Para las variables cuantitativas, se realizaron análisis de varianza univariados (Daniel 2002) especificando cada variable original como dependiente (Y) y el conglomerado como factor independiente (X). Se realizaron además comparaciones de medias múltiples mediante la prueba de Duncan (Daniel 2002), lo que permitió identificar con mayor claridad las variables específicas que difieren significativamente entre conglomerados. Para las variables cualitativas se utilizó una prueba de Chi-cuadrado (Daniel 2002) para contrastar la hipótesis de homogeneidad en la distribución de fincas entre las categorías de cada variable, según los distintos conglomerados.

RESULTADOS Y DISCUSION

La base de datos inicial contó con un total de 1 348 hatos de ganado lechero. Sin embargo, no todos los hatos fueron considerados en el análisis final debido principalmente a la ausencia de información para una o más de las 18 variables seleccionadas (Cuadro 1) o a la presencia de valores poco probables o improbables dentro de la población. Como producto de esta depuración inicial de datos resultaron finalmente 1 086 hatos (80,8%) con datos consistentes y adecuados para el análisis posterior, el cual se describe a continuación. Cabe señalar que la mayoría de los valores extremos encontrados, por su magnitud, se asocian probablemente con errores en la toma y el procesamiento de los datos.

Estadística descriptiva

Las categorías más frecuentes dentro de cada variable cualitativa (Cuadro 2) correspondieron a la orientación productiva hacia lechería especializada (82,9%), sistemas de confinamiento basados en pastoreo (72,7%) y suelos de tipo Andisoles (61,5%). Según datos disponibles a nivel nacional, el número de lecherías de Doble Propósito (n=9 433) supera el de lecherías especializadas (n=6 692) (Camacho 2012), lo cual no se observa en el presente estudio, debido a que la cooperativa que provee los datos integra principalmente a lecherías especializadas. Sin embargo, esta cooperativa representa aproximadamente un 83% de la leche que se procesa formalmente en el país (Camacho 2012). Por otra parte, si bien hasta cierto punto han proliferado los sistemas semi-estabulados y estabulados, es claro que a nivel poblacional existe todavía una alta dependencia del pastoreo, como lo señalan los datos. Por otra parte, los suelos andisoles tampoco son los más abundantes a nivel nacional, pero son frecuentes a lo largo de las cordilleras volcánicas de Costa Rica, donde tradicionalmente se han establecido las lecherías de altura. Estos suelos son generalmente de color negro, de fertilidad media, profundos y porosos, derivados a partir de cenizas y otros materiales volcánicos, con un alto contenido de materia orgánica y de textura franca o franco-arenosa (Cabalceta 2012).

La mayoría de los hatos se encuentran ubicados dentro de las zonas de vida Bosque Muy Húmedo o Bosque Húmedo (Holdridge 1987), ya sea dentro de las fajas Tropical, Premontano o Montano. Por esta razón, el nivel de precipitación promedio es alto, cercano a los 3.500 mm, y la temperatura es típica de zonas tropicales, cercana a

los 22°C, a una altitud promedio ligeramente sobre 800 msnm (Cuadro 3). En términos geográficos la mayoría de estos hatos se localizan en las regiones socioeconómicas Central y Huetar Norte del país, donde se concentran la mayoría de las lecherías en Costa Rica, sobre las faldas de la Cordillera Volcánica Central y la Cordillera de Tilarán. Un pequeño grupo, principalmente de hatos doble propósito, se ubican hacia la zona de la península de Nicoya.

Cuadro 2. Distribución de frecuencias absolutas y relativas de hatos según clase dentro de cada variable categórica, Costa Rica, 2007.

<u>Variables y Categorías</u>	<u>Frecuencia</u>	<u>Porcentaje</u>
<u><i>Orientación Productiva</i></u>		
Doble Propósito	186	17,13
Especializado	900	82,87
<u><i>Sistema de Confinamiento</i></u>		
Pastoreo	789	72,65
Pastoreo y Semiestabulación ¹	115	10,59
Pastoreo y Estabulación Parcial ²	28	2,58
Semiestabulación	144	13,26
Estabulación	10	0,92
<u>Tipo de Suelo³</u>		
Ultisoles	91	8,38
Vertisoles	28	2,58
Andisoles	668	61,51
Inceptisoles	299	27,53

¹Pastoreo y Semiestabulación: Una parte del hato se encuentra en pastoreo continuo y otra parte en semiestabulación.

²Pastoreo y Estabulación Parcial: Una parte del hato se encuentra en pastoreo continuo y otra parte en Estabulación Parcial.

³Tipo de Suelo: Solo se considera el orden primario por existir múltiples subórdenes.

En promedio, una proporción mayor al 80% del hato es de razas lecheras especializadas (Cuadro 3). La producción promedio de sólidos de leche por hectárea por semana fue de 32,1 kg, lo que equivale a un aproximado de 257 litros de leche fluida. El promedio de carga animal es de 3,37 vacas en producción ha⁻¹, lo que significa que la producción diaria promedio por vaca es de aproximadamente 10,9 kg leche. En cuanto a

calidad de leche, el conteo bacterial promedio fue cercano a 34 000 UFC y el conteo promedio de células somáticas fue de aproximadamente 365 000 cel ml⁻¹ (Cuadro 3).

El hato promedio suministra un equivalente a 4,5 kg concentrado y 1,2 kg de suplementos por vaca por día. Tiene además 2,2 has de pasto y 0,11 ha de forraje de corte por cada ha dedicada a vacas en producción, con niveles de fertilización equivalentes a 369 kg ha⁻¹ año⁻¹. Tiene además una relación de 0,15 peones ha⁻¹ y se le dedica en promedio 1,69 hr de tiempo de administración ha⁻¹. Cabe notar que alrededor de estos promedios existe para la mayoría de las variables una alta variabilidad, lo que se denota en las altas desviaciones estándares obtenidas (Cuadro 3).

Cuadro 3. Estadística descriptiva de variables cuantitativas (n=1086) Costa Rica, 2007.

<u>Variable</u>	<u>Unidades</u>	<u>Promedio</u>	<u>Desviación Estándar</u>	<u>Límite Inferior</u>	<u>Límite Superior</u>
				<u>IC- 95%¹</u>	<u>IC- 95%</u>
Precipitación	mm año ⁻¹	3474,0	982,9	3415,5	3532,5
Altitud	m.s.n.m.	816,3	739,2	772,3	860,4
Temperatura	°C	22,4	3,8	22,1	22,6
Concentrado	Kg sem ⁻¹ ha ⁻¹	105,1	93,8	99,5	110,7
Mano de Obra	peones ha ⁻¹	0,15	0,18	0,14	0,16
Carga Animal	vacas ha ⁻¹	3,37	1,73	3,27	3,48
Suplementos	Kg sem ⁻¹ ha ⁻¹	27,6	131,2	19,8	35,4
Fertilizantes	Kg sem ⁻¹ ha ⁻¹	7,1	10,0	6,5	7,7
Razas Especializadas	%	81,7	32,6	79,8	83,6
Pastos	(Has pasto) (ha) ⁻¹	2,23	1,30	2,15	2,31
Forraje de Corte	(Has corte) (ha) ⁻¹	0,11	0,11	0,11	0,12
Administración	hrs ha ⁻¹	1,69	1,96	1,57	1,80
Conteo Bacterial	UFC	33 704	10 720	33 065	34 342
Células Somáticas	cel ml ¹	365 013	160 019	355 486	374 541
Sólidos Totales	kg sem ⁻¹ ha ⁻¹	32,1	23,5	30,7	33,5

¹ IC-95%: Intervalo de confianza 95%

Análisis de Factores (AF)

Se obtuvo un valor conjunto de 0,77 para la Medida de Adecuación Muestral de Kaiser, lo que sugiere que las variables analizadas presentan una alta comunalidad, cercana al rango óptimo para la extracción de factores (Hair *et al.* 1998). Mediante el Análisis de Factores se extrajeron 18 posibles factores principales, para los que se cuantificaron los autovalores respectivos y la proporción marginal de varianza explicada por cada uno (Figura 1). Únicamente los 3 primeros factores principales mostraron autovalores mayores que uno. Estos 3 factores explicaron respectivamente un 42,6; 24,2 y 13,3% de la varianza presente en el conjunto original de las 18 variables observadas, para un acumulado de 80% (Figura 1). La proporción de varianza explicada por los factores adicionales (4 hasta 18) fue menor al 6,5%, por lo que se consideran factores triviales (Johnson y Wichern 1998) y su importancia es limitada para efectos descriptivos. En estudios similares generalmente se ha requerido de 4 o más factores para lograr un acumulado de varianza mayor al 70% (Serrano *et al.* 2004a, Gaspar *et al.* 2007, Kirner *et al.* 2007, Martínez *et al.* 2012). El menor número de factores requerido en el presente estudio probablemente se debe a la estandarización previa de las variables por unidad de área y tiempo, así como a la selección y agregación previa de algunas de las variables utilizadas, tales como los tipos de concentrado y suplementos. La preselección y edición de las variables es un paso recomendado previo al análisis de factores (Hair *et al.* 1998).

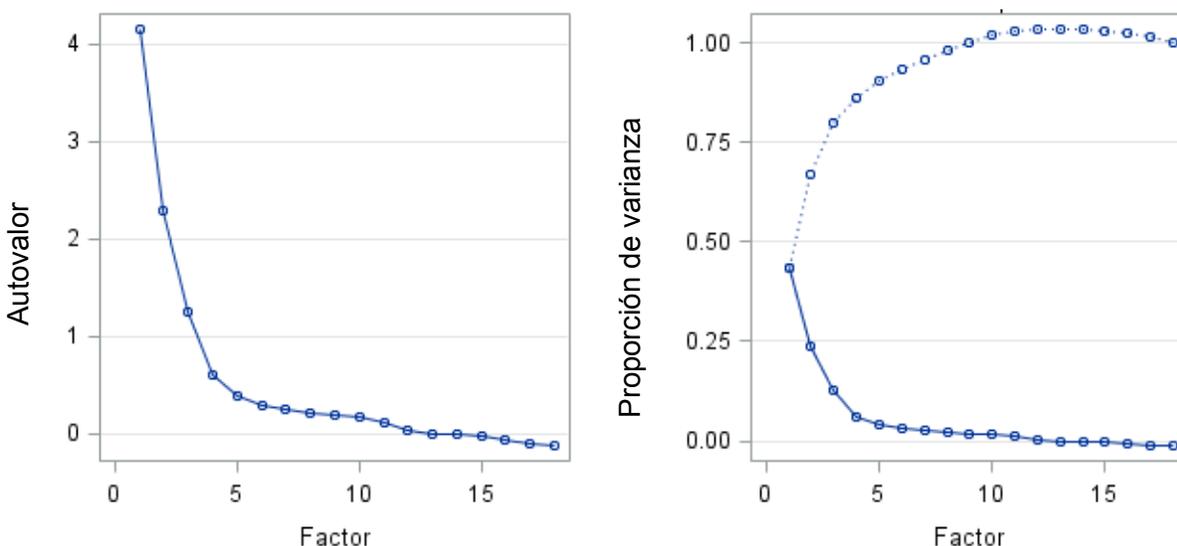


Figura 1. Valor absoluto de autovalores (izquierda), proporción de varianza marginal (derecha, línea continua) y acumulada (derecha, línea discontinua) según el número de factores seleccionados, Costa Rica, 2007.

Con base en los resultados anteriores se decidió seleccionar los tres primeros factores principales, los cuales fueron suficientes para describir de manera adecuada los sistemas de producción investigados. Estos tres factores seleccionados son ortogonales, es decir, son independientes entre sí y preservan la mayor parte de la varianza contenida en el conjunto original de variables observadas por lo que tienen propiedades óptimas para el análisis de conglomerados posterior (Hair *et al.* 1998).

El análisis de las correlaciones permitió identificar claramente cuáles variables tienen mayor impacto sobre cada uno de los tres factores seleccionados (Cuadro 4). El primer factor presenta asociaciones fuertes y positivas con las variables de producción de sólidos, carga animal, uso de concentrado y uso de fertilizante; asociaciones medias y positivas con forraje, administración, suplementación, orientación productiva, proporción de razas especializadas y mano de obra; y asociaciones bajas con las demás variables. En síntesis, este factor principalmente se relaciona con intensidad de uso de insumos y nivel de producción, por lo que se interpreta que este factor mide esencialmente el nivel de intensificación de los hatos. El nivel de intensificación ha sido mencionado en otros estudios como factor determinante en la caracterización de los sistemas de producción agrícolas (Srairi y Lyobi 2003, Serrano *et al.* 2004a, Vásquez *et al.* 2009). Este nivel de intensificación en muchos casos va de la mano de variables tales como el uso de concentrado, la carga animal o la producción por hectárea (Srairi y Lyobi 2003, Gaspar *et al.* 2007, Giorgis *et al.* 2011, Martínez *et al.* 2012), variables que coinciden con las que se detectaron en el presente estudio.

El segundo factor seleccionado presenta asociaciones fuertes y positivas con las variables de temperatura, precipitación y conteo bacteriano; asociación fuerte y negativa con altitud; y asociaciones medias y positivas con sistema de pastoreo y conteo de células somáticas. Se puede interpretar por lo tanto que este factor está mayormente ligado a la variable de altitud, la cual está inversamente correlacionada con la temperatura (Cuadro 4).

El tercer factor presenta asociaciones fuertes y positivas con proporción de raza especializada y orientación productiva; asociaciones medias y positivas con piso altitudinal, uso de concentrado y tipo de suelo; y asociaciones medias y negativas con temperatura y área de pastoreo. Se puede interpretar por lo tanto que este factor se relaciona mayormente con la orientación productiva. La orientación productiva y el tipo racial predominante también han resultado ligadas como factor importante en otros estudios enfocados a sistemas ganaderos (Serrano *et al.* 2004b, Betancourt *et al.* 2005).

Los hatos lecheros especializados tienden a utilizar razas lecheras puras o sus cruces, mientras que las de doble propósito tienden a utilizar cruces de razas *Bos indicus* × *Bos taurus*. Para obtener una visión más integral del significado de estos factores y su relación con las diferentes tipologías de producción presentes en la población de hatos es necesario combinar los resultados anteriores con el análisis de conglomerados que se describe seguidamente.

Cuadro 4. Correlaciones entre variables observadas y los tres factores principales extraídos^a, Costa Rica, 2007.

<u>Variable</u>	<u>Factor 1</u>	<u>Factor2</u>	<u>Factor3</u>
Sólidos Totales	0,89	-0,22	0,20
Carga Animal	0,86	0,13	-0,02
Concentrado	0,84	-0,19	0,21
Fertilizantes	0,62	-0,16	0,07
Forraje de Corte	0,27	0,00	-0,02
Sistema de Confinamiento	0,25	0,25	0,14
Administración	0,25	0,14	0,06
Suplementos	0,22	-0,12	-0,02
Mano de Obra	0,20	0,10	0,03
Temperatura	-0,09	0,88	-0,37
Precipitación	0,01	0,62	0,13
Conteo Bacterial	-0,04	0,62	0,06
Altitud	0,10	-0,87	0,39
Razas Especializadas	0,29	-0,15	0,80
Orientación Productiva	0,32	-0,08	0,80
Tipo de suelo	0,07	0,18	0,31
Células Somáticas	-0,04	0,20	0,22
Pastos	0,08	0,05	-0,26

^aCorrelaciones mayores a 0,50 se consideran como significativas, mayores a 0,40 son importantes y mayores a 0,30 son de nivel mínimo (Hair *et al.* 1998).

Análisis de Conglomerados (AC)

El análisis gráfico del comportamiento de los estadísticos Criterio de Clusterización Cúbica-CCC, Pseudo F y Pseudo t^2 permitió definir el número óptimo de conglomerados (Figura 2). Para una agrupación óptima se debe observar un pico local para CCC, acompañado de un valor alto para el estadístico Pseudo F y bajo para el Pseudo t^2 (SAS Institute 2008). Esto se obtuvo aproximadamente entre los niveles 4 y 5 de agrupación de conglomerados. Para obtener una descripción más detallada de la población de hatos se seleccionó el nivel de agrupación de cinco conglomerados, con el cual se logra un R^2 de 0,72, lo que ratifica que se logró retener una alta proporción de la varianza original. Niveles de agrupación superiores a cinco no contribuyeron significativamente a mejorar el R^2 .

Con base en lo anterior, los conglomerados finales se obtuvieron utilizando un nivel de agrupación de cinco conglomerados, pero generados mediante el método no jerárquico de agrupación *K-means*. El número de hatos obtenido para los conglomerados del 1 hasta el 5 fue de 374, 274, 167, 189 y 82, respectivamente. Cabe agregar que las agrupaciones obtenidas por Ward y *K-means*, si bien no fueron exactamente iguales, sí fueron muy similares, ya que ambos condujeron a identificar las mismas tipologías de hatos. Dos de los conglomerados resultantes (3 y 5) fueron prácticamente idénticos por ambos métodos, mientras que en los tres restantes existió una pequeña proporción de hatos que fueron ubicados distintamente por ambos métodos, los cuales correspondieron principalmente a hatos que se encuentran en la periferia de los conglomerados, más lejos de los centroides. Esto demuestra que existe consistencia en la agrupación resultante independientemente del método utilizado. El método *K-means* permitió obtener además la distancia euclídeana entre los centroides de los 5 conglomerados, siendo que los conglomerados 1 y 3 fueron los más cercanos entre sí (1,47 unidades euclídeanas) mientras que los conglomerados 2 y 5 fueron los más lejanos (3,34 unidades euclídeanas).

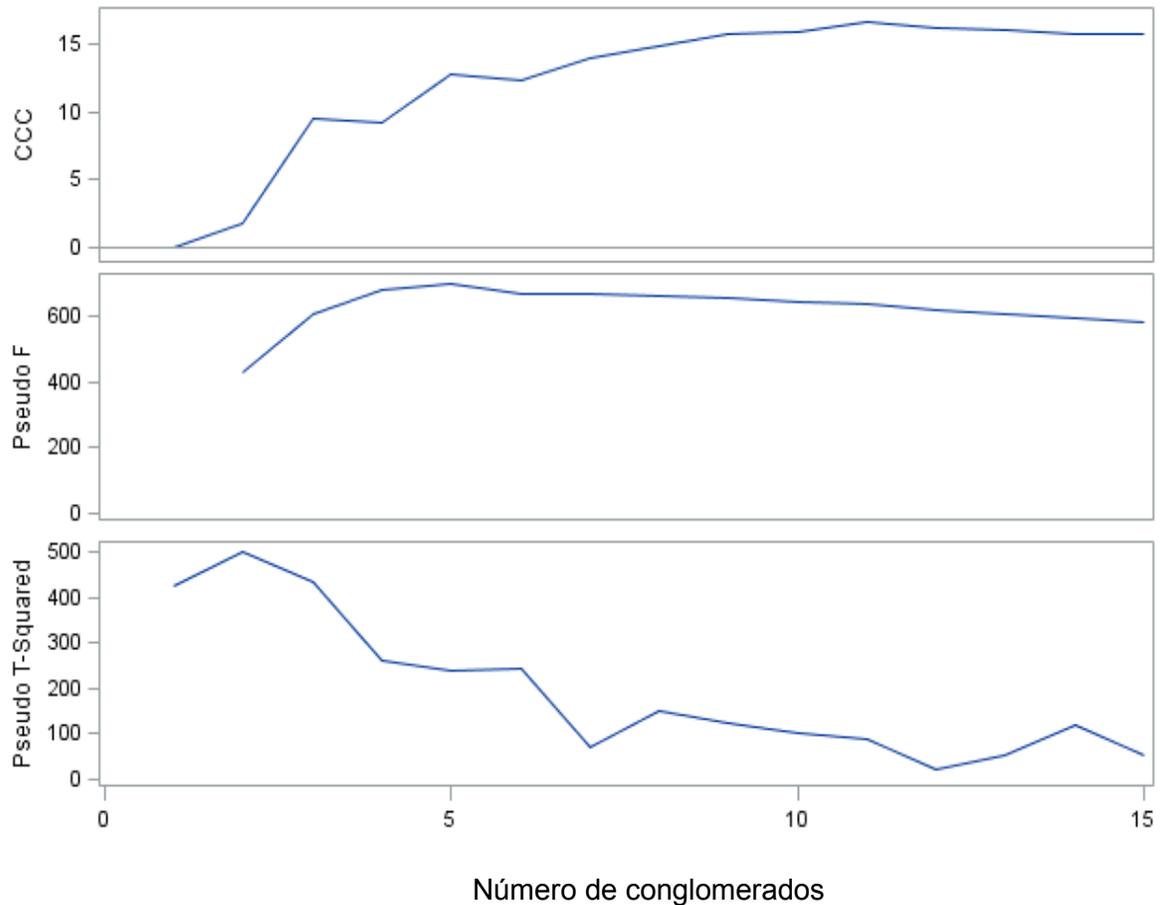


Figura 2. Valores del Criterio de Clusterización Cúbica (CCC), Pseudo F y Pseudo t^2 en función del número de conglomerados utilizando el método de aglomeración jerárquico de Ward, Costa Rica, 2007

La proyección de las variables (Figura 3, a la izquierda) y de los hatos (Figura 3, a la derecha) sobre el plano formado por los factores seleccionados (1 vs. 2 y 1 vs. 3) permite lograr una interpretación conjunta de la estructura de los factores y su relación con el agrupamiento obtenido en el análisis de conglomerados.

El plano formado por los factores 1 vs. 2 (Figura 3, superior) es el más importante ya que acumula un 66,7% de la varianza total. En este plano factorial los vectores representan variables que se proyectan hacia la derecha (o izquierda) en función de las correlaciones positivas (o negativas) con el primer factor principal (Cuadro 4). Asimismo, la longitud de los vectores (variables) está en función de la magnitud de las correlaciones con el factor respectivo. De igual manera, la posición de los hatos dentro del plano

factorial está en función de su afinidad o no afinidad con las variables que se proyectan en la misma o distinta dirección. Por ejemplo, los hatos que se ubican hacia la derecha son los que se caracterizan por tener mayores índices para las variables que se orientan en esa dirección, tales como vacas por hectárea, producción de sólidos, uso de concentrados y uso de fertilizantes. Este factor discrimina principalmente a los conglomerados 3 y 5 (más intensivos, a la derecha) de los conglomerados 1, 2 y 4 (menos intensivos, a la izquierda). En este mismo plano factorial, pero en sentido vertical, las variables que se proyectan hacia arriba (o abajo) son aquellas que presentaron correlaciones positivas (o negativas) con el segundo factor principal, según se describió en el cuadro 4. Por lo tanto, los hatos ubicados en la parte superior, principalmente pertenecientes a los conglomerados 1, 3 y 4 se caracterizan por estar en zonas bajas, con alta temperatura, alta precipitación y mayores conteos bacteriales. Por el contrario, los hatos ubicados en el extremo inferior de este eje, principalmente pertenecientes a los conglomerados 2 y 5, serían hatos ubicados a mayor altitud, con menores temperaturas, menor precipitación y menores conteos bacteriales. En síntesis este plano factorial subdivide los hatos en 4 tipos: intensivos de bajura (arriba a la derecha); intensivos de altura (abajo a la derecha), extensivos de bajura (arriba a la izquierda) y extensivos de altura (abajo a la izquierda).

El plano formado por los factores 1 vs. 3 (Figura 3, inferior) permite discriminar con mayor claridad el conglomerado 4. En este plano, las variables que se proyectan hacia arriba (o abajo) son aquellas que presentaron correlaciones positivas (o negativas) con el tercer factor principal, según se describió en el cuadro 4. Por lo tanto los hatos ubicados en la parte inferior de este eje, principalmente pertenecientes al conglomerado 4, son los que tienen una orientación productiva hacia el doble propósito, ubicados en zonas bajas con alta temperatura, mayor área de pastoreo, menor proporción de razas especializadas y suelos menos fértiles. Por el contrario, los hatos ubicados en el extremo superior de este eje, pertenecientes a los demás conglomerados, están conformados principalmente por lecherías especializadas con distintos niveles de intensificación según su ubicación a lo largo del factor 1 (eje x), según se describió para el plano anterior.

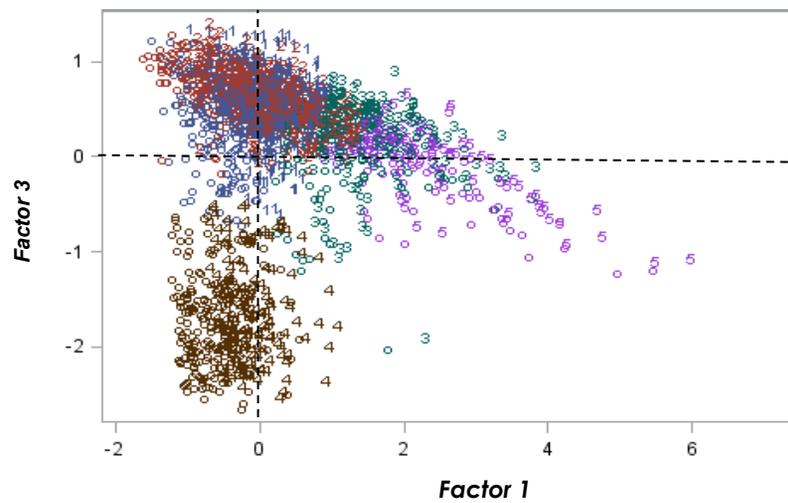
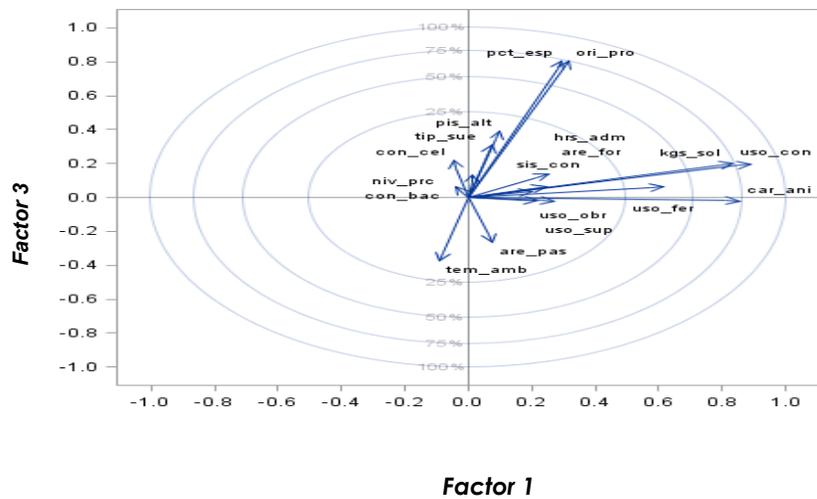
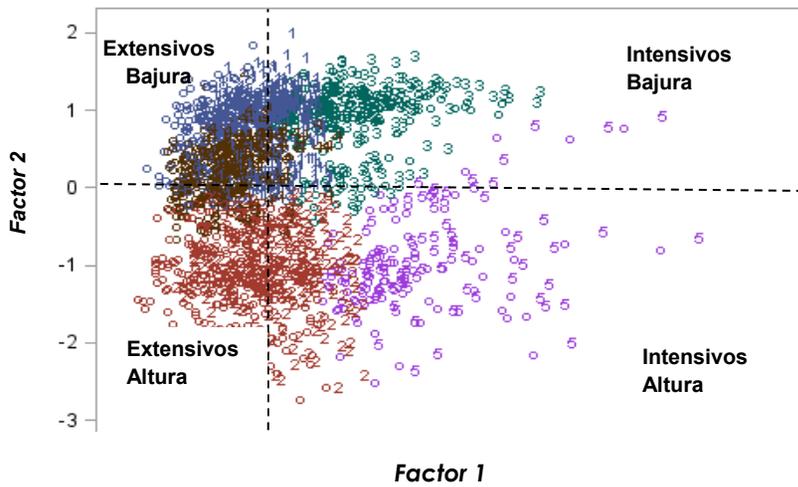
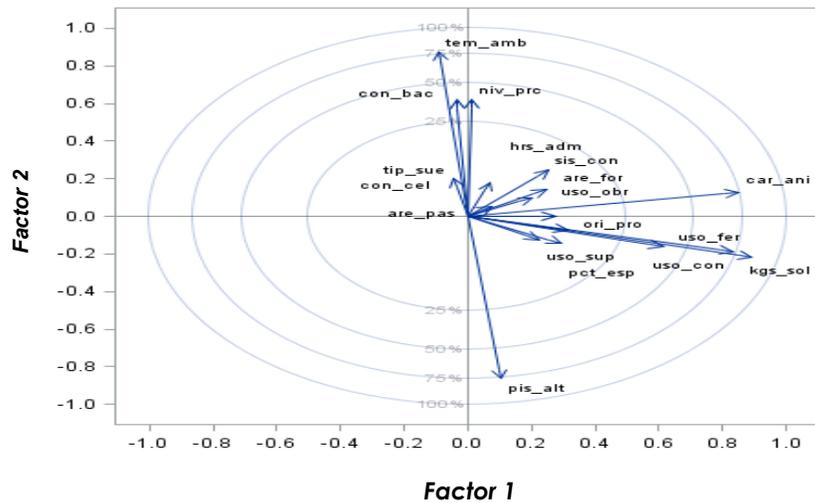


Figura 3. Esquemización de las variables (izquierda) y conglomerados (derecha) sobre el plano formado por los factores principales 1 vs. 2 (superior) y 1 vs. 3 (inferior).

Comparación de conglomerados según variables observadas

Se comparó la distribución de hatos en distintas categorías por conglomerado para cada una de las variables cualitativas: orientación productiva, sistema de confinamiento y tipo de suelo (Figura 4). De acuerdo con la prueba de chi-cuadrado, en todos los casos se comprobó que las distribuciones de hatos por categoría fueron significativamente heterogéneas entre conglomerados ($P < 0,001$).

En cuanto a orientación productiva el conglomerado 4 está formado casi exclusivamente por fincas de doble propósito, mientras que los demás conglomerados reúnen casi exclusivamente fincas de lechería especializada. El sistema de doble propósito posee características muy particulares que lo identifican como un grupo aislado de los demás, lo que se ratificó en el presente estudio ya que fue el conglomerado con mayor distancia euclídeana promedio con respecto a los demás. La segregación de conglomerados por orientación productiva se ha observado también en otros estudios (Betancourt *et al.* 2005, Serrano *et al.* 2004b).

En cuanto al sistema de confinamiento se observa como en los conglomerados 2 y 4 hay marcada predominancia del pastoreo sobre los otros sistemas, mientras que en los conglomerados 1 y 5, si bien predomina el pastoreo, se observa también una proporción importante de semiestabulados y sistemas combinados de semiestabulado y pastoreo. Se observa también como en el conglomerado 3 hay una distribución más equitativa de los distintos tipos de sistemas.

En cuanto al tipo de suelo se observa que los hatos de los conglomerados 2 y 5 están establecidos casi exclusivamente sobre suelos andisoles, mientras que en el 1 y 3 hay distribución equitativa de andisoles e inceptisoles. En el conglomerado 4 hay además presencia significativa de suelos más degradados y de menor fertilidad, como los ultisoles y vertisoles.

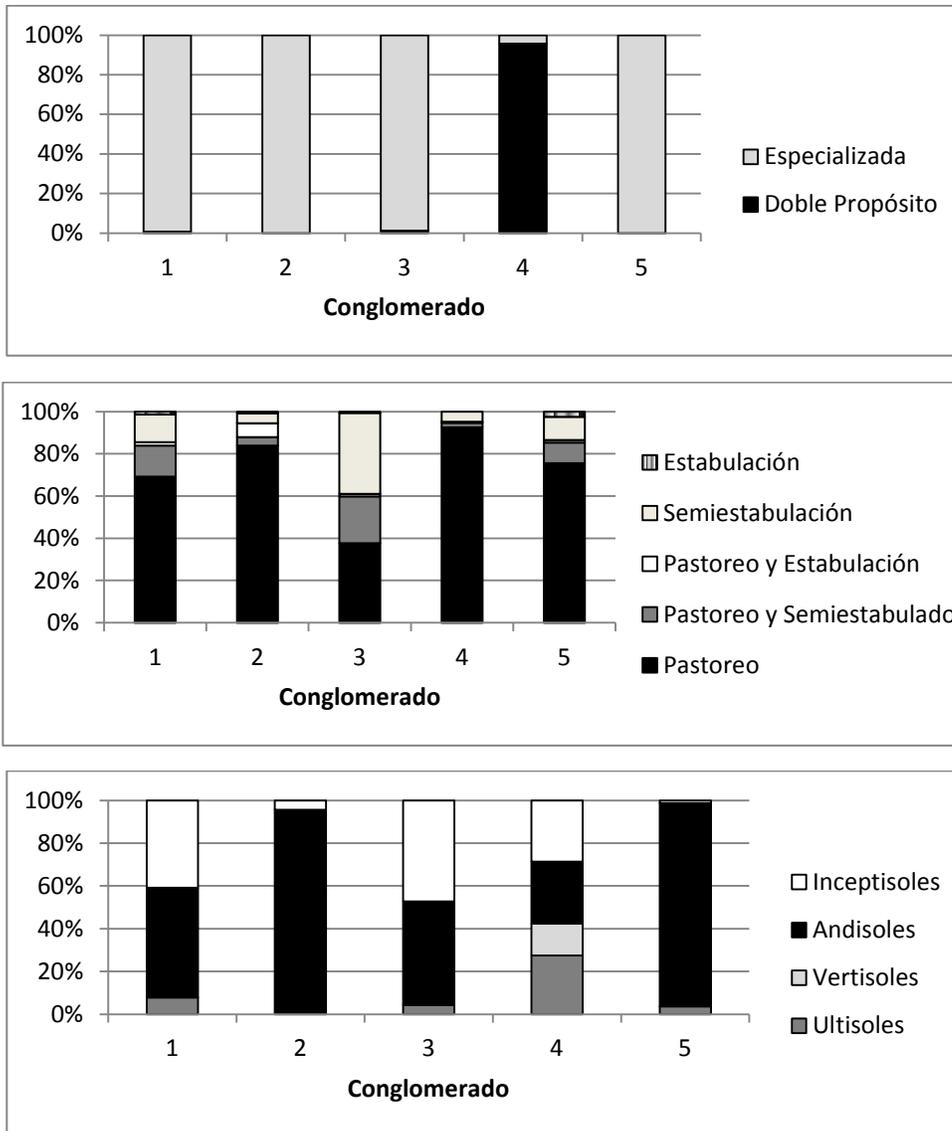


Figura 4. Distribución de categorías por conglomerado para las variables de orientación productiva (superior), Sistema de confinamiento (intermedio) y tipo de suelo (inferior) Costa Rica, 2007.

Los resultados de los ANOVA univariados también indicaron diferencias significativas entre conglomerados para todas las variables de tipo cuantitativo. Para la variable kg de sólidos, la más representativa del nivel de producción de los hatos, se detectaron diferencias significativas entre todos los conglomerados, siendo mayor la media de los conglomerados 5 y 3, sobre los conglomerados 2, 1 y 4 (Figura 5). Esta variable tuvo además un alto poder discriminatorio, ya que su R^2 fue de 0,70.

Otras variables cuantitativas de importante poder discriminatorio ($R^2 > 0,30$) fueron el porcentaje de raza especializada, la altitud, el uso de concentrado, la temperatura, la carga animal y el nivel de precipitación (Figura 6). En cuanto a porcentaje de raza especializada se observa la marcada diferencia del conglomerado 4, donde la proporción de animales especializados es mínima, lo cual se debe que estos hatos son mayormente de doble propósito con ganado mestizo (Figura 5). En cuanto a la variable de altitud se diferencian claramente los conglomerados 2 y 5, sobre los 1 500 msnm, contra los demás, ubicados por debajo de los 500 msnm. El patrón inverso se observa en temperatura, ya que los conglomerados 1, 3 y 4, de zonas más bajas, son los que presentan las mayores temperaturas, por arriba de los 24°C, mientras que los otros dos conglomerados, de zonas más altas, presentan temperaturas promedio por debajo de 19°C. En cuanto a precipitación se observa que las mayores precipitaciones están en los conglomerados 3 y 1, cerca de 4 000 mm en promedio, seguido por el conglomerado 4, cerca de 3 300 mm y de los conglomerados 3 y 5, por debajo de 2 800 mm anuales.

En cuanto al uso de concentrado, se observa un patrón similar al observado para producción de sólidos, con mayores medias para el conglomerado 5, seguido por los conglomerados 3, 2, 1 y 4. Esta variable es la que presenta una asociación más fuerte con producción de sólidos, existiendo una correlación lineal entre ambas de 0,86 ($P < 0,0001$). El mismo patrón se repite aproximadamente para la variable de carga animal, aunque en este caso no hay diferencia significativa entre las medias de los conglomerados 1 y 2. La correlación lineal con producción de sólidos es en este caso de 0,76 ($P < 0,0001$).

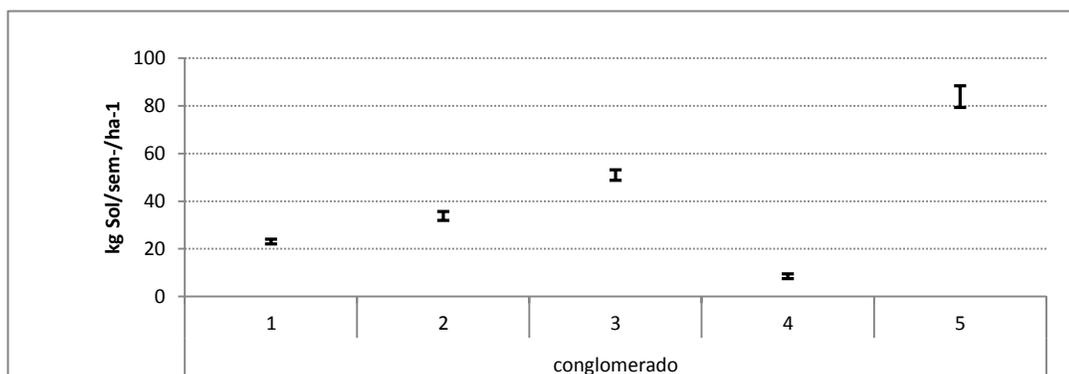
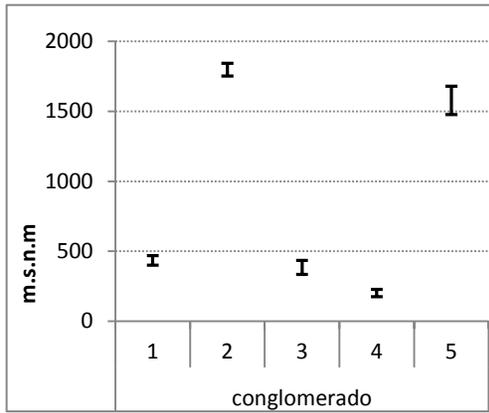
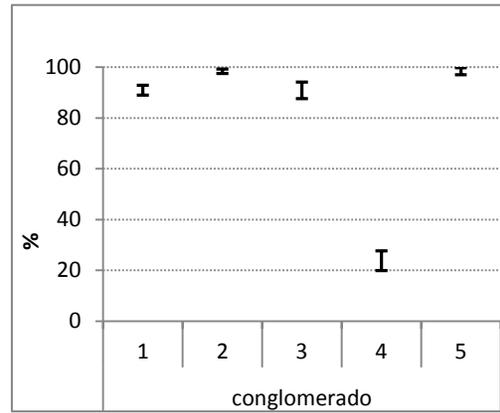


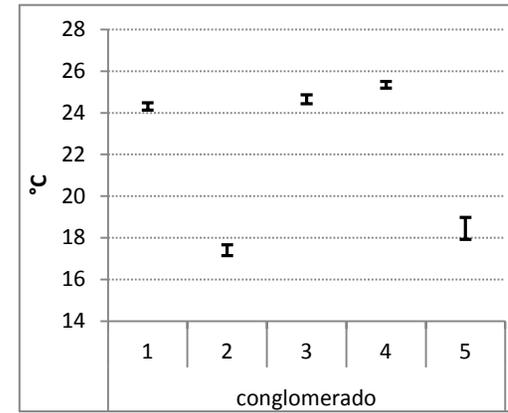
Figura 5. Promedios e intervalo de confianza 95% de la variable Producción de Sólidos Totales (Kg. Sem /ha) en función de los conglomerados en la caracterización de los hatos lecheros, Costa Rica, 2007.



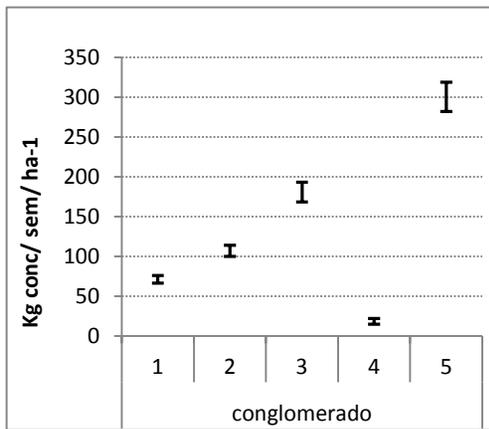
(a) Piso Altitudinal ($R^2=0,79$)



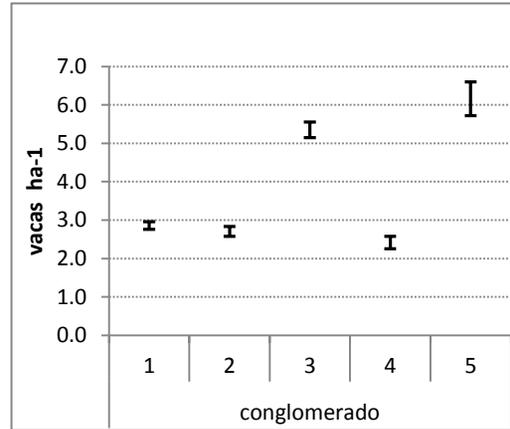
(b) % de Ganado Especializado ($R^2=0,68$)



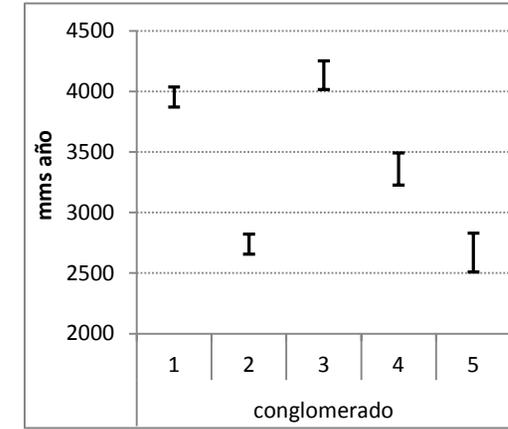
(c) Temperatura Ambiental ($R^2=0,78$)



(d) Uso Concentrado ($R^2=0,62$)



(e) Carga Animal ($R^2=0,52$)



(f) Nivel de Precipitación ($R^2=0,35$)

Figura 6. Promedios e intervalos de confianza 95% de variables cuantitativas con mayor poder discriminatorio en función de los conglomerados en la caracterización de los hatos lecheros, Costa Rica, 2007.

Las demás variables también presentaron diferencias significativas entre conglomerados, pero su poder discriminatorio fue menor, con valores de R^2 menores a 0,30 (Cuadro 5). Las medias por conglomerado para las variables de uso de fertilizante, uso de mano de obra, uso de suplementos, administración y área dedicada a forraje presentaron también una tendencia a mayores medias para los conglomerados 5 y 3, pero las diferencias entre los demás conglomerados no fueron marcadas. La variable de área dedicada a pastoreo discrimina al conglomerado 4 de los demás, lo que confirma que las fincas de doble propósito tienden a ser más extensivas en términos de área dedicada a pastoreo. El patrón de agrupación para conteo bacteriano coincide con el observado para temperatura, con valores más altos en los conglomerados 3, 1 y 4, y menores en los conglomerados 2 y 5. En cuanto a células somáticas se observa de nuevo que los conglomerados 1 y 3 presentan mayores medias, sin embargo en este caso la media del conglomerado 4 es la menor. Esto podría deberse a que en hatos de doble propósito la práctica usual es dejar que los terneros drenen la leche residual del ordeño, lo que podría tener un efecto beneficioso en el control de mastitis.

Cuadro 5. Jerarquización de medias por conglomerados con respecto a variables cuantitativas de menor poder discriminatorio, Costa Rica, 2007.

<u>Conglomerado</u>	<u>Promedio</u>	<u>E.E¹</u>	<u>Duncan²</u>	<u>Conglomerado</u>	<u>Promedio</u>	<u>E.E¹</u>	<u>Duncan²</u>
<u>Fertilizante R²=0,28</u>				<u>Mano de obra R²=0,03</u>			
5	19,99	2,01	a	5	0,20	0,02	a
3	13,93	0,94	b	3	0,20	0,02	a
2	7,06	0,46	c	1	0,14	0,01	b
1	4,15	0,27	d	2	0,13	0,01	b
4	1,32	0,17	e	4	0,12	0,02	b
<u>Pasto R²=0,05</u>				<u>Bacterias R²=0,23</u>			
4	2,75	0,11	a	3	38 230	637	a
5	2,44	0,20	b	1	38 132	490	a
3	2,36	0,10	bc	4	34 319	827	b
1	2,12	0,06	cd	2	26 874	537	c
2	1,89	0,06	d	5	25 692	881	c
<u>Forraje R²=0,05</u>				<u>Suplementos R²=0,07</u>			
5	0,19	0,03	a	5	146,55	40,38	a
3	0,14	0,01	b	3	26,28	9,79	b
1	0,10	0,00	c	2	25,61	5,04	b
2	0,10	0,00	c	1	13,07	3,56	b
4	0,10	0,01	c	4	8,84	2,41	b
<u>Administración R²=0,04</u>				<u>Células R²=0,04</u>			
3	2,53	0,17	a	1	403 106	8 662	a
5	2,25	0,29	a	3	376 569	10 740	ab
1	1,62	0,09	b	2	347 974	9 821	bc
2	1,44	0,12	bc	5	343 393	19 331	c
4	1,19	0,11	c	4	313 507	9 545	c

¹ E.E Error Estándar ²Medias con literales distintas difieren estadísticamente (P<0,05)

Tipologías de Hatos

Con base en los resultados anteriores es posible construir un perfil o tipología para los hatos pertenecientes a los cinco conglomerados, la cual se resume a continuación.

Conglomerado 1. Lecherías especializadas extensivas de bajura. Este es el conglomerado más grande e integra el 34,4% de los hatos. Los hatos de este conglomerado son mayormente lecherías especializadas de bajura pero extensivas, ubicadas mayormente en suelos de tipo andisol o inceptisol en zonas medias y bajas de San Carlos, Upala y Sarapiquí, donde las temperaturas son altas y las precipitaciones cercanas a los 4 000 mm anuales. En este conglomerado predomina el pastoreo, aunque hay una proporción significativa de sistemas semiestabulados (completos o asociados con pastoreo). Estos hatos producen cerca de una cuarta parte de sólidos por hectárea en comparación con lecherías intensivas de altura (conglomerado 5) y menos de la mitad que las lecherías intensivas de bajura (conglomerado 3). Utilizan menos concentrado y suplementos por hectárea, producto de una menor carga animal, lo que a su vez podría asociarse al menor uso de fertilizantes y posiblemente al uso de forrajes de menor productividad y calidad. Estos hatos son los que presentan mayores conteos bacterianos y de células somáticas, lo que puede estar ligado en parte a la alta humedad y temperatura, ligado posiblemente también a sistemas de enfriamiento menos eficientes y mayores distancias a los centros de acopio. Cabe notar que la diferencia entre el conglomerado 1 y 3 radica en la eficiencia de uso del recurso tierra, ya que las producciones diarias promedio por vaca fueron bastante similares (8,1 vs. 9,5 kg), respectivamente.

Conglomerado 2. Lecherías especializadas semi-intensivas de altura. Este conglomerado integra un 25,2% de los hatos, corresponde a lecherías semi-intensivas con ganado especializado, ubicadas en suelos de tipo andisol en las zonas más altas de la Cordillera Volcánica Central, con menor temperatura y precipitaciones cercanas a los 2 700 mm anuales. Estos hatos producen menos de la mitad de sólidos por hectárea en comparación con las lecherías intensivas de altura (conglomerado 5), pero utilizan menos concentrado, suplementos y fertilizantes; lo que consecuentemente implica una menor carga animal. Al calcular la producción de sólidos por vaca por semana, se observa que la diferencia entre los conglomerados 2 y 5 es mucho menor, siendo de 12,5 y 13,6 kg,

respectivamente. Esto significa que la diferencia entre estos conglomerados radica en la eficiencia de uso del recurso tierra y no tanto en la eficiencia por vaca. Los hatos del conglomerado 5 hacen un mayor uso de forrajes de corte y fertilizan más intensivamente que los del conglomerado 3. Por otra parte, los conteos bacterianos en los hatos de este conglomerado son bajos y los de células somáticas son de nivel intermedio.

Conglomerado 3. Lecherías especializadas intensivas de bajura. Integra un 15,4% de los hatos y corresponde a lecherías intensivas con ganado especializado, ubicadas en suelos de tipo andisol o inceptisol en las zonas medias y bajas de San Carlos, Tilarán, Sarapiquí, donde las temperaturas son altas y las precipitaciones superiores a los 4 000 mm anuales. En este conglomerado hay una alta incidencia de sistemas semiestabulados (completos o combinados con pastoreo), los cuales predominan sobre el pastoreo continuo. Aunque la carga animal es similar a las lecherías intensivas de altura (conglomerado 5), su producción de sólidos por hectárea solo llega al 60% del logrado en altura. Al calcular la producción de sólidos por vaca por semana, se observa una diferencia marcada entre el conglomerado 3 y 5 (9,5 vs. 13,6 kg, respectivamente). Esto implica que para este caso, las diferencias observadas en producción por hectárea están ligadas mayormente a las diferencias en producción por vaca. Dado que en ambos conglomerados hay una alta proporción de ganado especializado, un factor que podría estar asociado con esta marcada diferencia es el menor rendimiento reproductivo del ganado especializado en zonas de bajura. Esta variable sin embargo no se cuantificó en el presente estudio.

Conglomerado 4. Lecherías de Doble Propósito de bajura. Integra el 17,4% de los hatos y es el que más difiere por estar conformado casi exclusivamente por hatos de doble propósito, con ganado no especializado producto de cruces *Bos indicus* × *Bos taurus*. La producción de sólidos por hectárea es la menor, cerca de una décima parte de lo producido por hatos del conglomerado 5. Estos hatos se ubican principalmente en las zonas bajas y húmedas de la región Norte (San Carlos y Sarapiquí) y otros en la península de Nicoya. Estos hatos se establecen en muchos casos sobre suelos con problemas estructurales (vertisoles) o de baja fertilidad (ultisoles), con temperatura promedio superior a 25°C y precipitaciones cercanas a los 3 300 mm anuales. Hacen menor uso de concentrado, suplementos, fertilizantes, mano de obra y administración. Presentan una menor carga animal y dependen en mayor grado del pastoreo. En

términos de calidad de leche, estos hatos tienden a presentar conteos bacterianos intermedios y menores conteos de células somáticas en leche.

Conglomerado 5. Lecherías especializadas intensivas de altura. Integra el 7,6% de los hatos y corresponden a lecherías intensivas altamente tecnificadas, generalmente establecidas sobre los 1 600 m.s.n.m., con ganado puro especializado y con la mayor producción de sólidos por hectárea. Estas fincas se ubican principalmente en las faldas de los volcanes, en suelos de tipo andisol, en lugares como Zarcero, Varablanca, Coronado y Pacayas, con precipitación cercana a los 2 600 mm anuales, y temperaturas promedio por debajo de los 19°C. Hacen un alto uso de concentrado, suplementos, fertilizantes, mano de obra y administración. Dentro de este conglomerado hay una proporción significativa de sistemas semiestabulados o combinaciones de pastoreo con semiestabulados; asimismo presentan la carga animal más alta. En cuanto a calidad de leche son hatos con bajos conteos bacterianos y de células somáticas.

Tradicionalmente se ha dividido a los sistemas de producción de leche en tres grupos: la lechería especializada de altura, de bajura y sistemas de doble propósito (Vargas 2000, González 2012). En términos generales, los resultados obtenidos en el presente estudio mediante los análisis multivariados respaldan esa clasificación, pero señalan también la necesidad de una subdivisión adicional entre los sistemas de lechería especializada, tanto en la altura como en bajura, que refleje principalmente el grado de intensificación de estos sistemas. Las variables que mayormente determinan este nivel de intensificación son la producción por hectárea, el uso de concentrado, la carga animal y el uso de fertilizantes.

Las tipologías obtenidas pueden servir de base para dirigir políticas de extensión por parte de la empresa involucrada. Se pueden identificar las principales limitaciones que enfrentan los sistemas de producción pertenecientes a cada tipología. Así por ejemplo, en lecherías especializadas extensivas de bajura (conglomerado 1) una de las principales limitantes es la falta de pasturas productivas adaptadas a suelos marginales del trópico. En lecherías especializadas semi-intensivas de altura (conglomerado 2) una de las limitantes parece ser el menor uso de suplementos alimenticios y forrajes. En lecherías especializadas intensivas de bajura (conglomerado 3) se debe cuestionar el uso que se hace de razas lecheras *Bos taurus*, ya que las circunstancias ambientales les impiden alcanzar su potencial productivo, mientras que los costos por alimentación y

manejo reproductivo pueden ser iguales o mayores que en sistemas especializados de altura. En lecherías de doble propósito de bajura (conglomerado 4) una de las principales limitantes radica en el de tipos raciales de bajo potencial productivo y la ausencia de una estrategia de mejoramiento genético. Por último, en las lecherías especializadas intensivas de altura (conglomerado 5) la mayor limitante es posiblemente el costo de producción, por lo que las soluciones deben ir orientadas a buscar fuentes alimenticias de alta calidad pero de menor costo que el concentrado. En relación a lo anterior, se pretende que los resultados obtenidos en el presente estudio sean utilizados como punto de partida para un análisis más exhaustivo de los factores que causan variabilidad en los niveles de eficiencia de hatos lecheros que presentan tipologías similares.

LITERATURA CITADA

- Avilés, J., P. Escobar, G. von Fabeck, K. Villagrán, F. García, R. Matamoros, y A. García. 2010. Caracterización productiva de explotaciones lecheras empleando metodología de análisis multivariado. *Revista Científica* 20:74-80.
- Bernhardt, K., J. Allen, y G. Helmers. 1996. Using Cluster Analysis to Classify Farms for Conventional/Alternative Systems Research. *Review of Agricultural Economics* 18:599-611.
- Betancourt, K., M. Ibrahim, C. Villanueva, Y B. Vargas. 2005. Farm management characterization of dairy production systems from the Bulbul river basin, Matiguás, Matagalpa, Nicaragua (en línea). *Livestock Research for Rural Development*. 17(7). Consultado 1 enero 2013. Disponible en: <http://www.lrrd.org/lrrd17/7/beta17080.htm>
- Cabalceta, G. 2012. Principales tipos de suelos dedicados a la producción de forrajes en Costa Rica. In: *Memorias Congreso Nacional Lechero 2012*. San Carlos, Costa Rica. (en línea). Consultado 1 enero 2013. Disponible en <http://www.proleche.com/2012.aspx>
- Camacho, A. 2012. Costa Rica supera las 16000 fincas lecheras. *El Financiero*. 05 de Febrero 2012 (en línea). Consultado 1 enero 2013. Disponible en http://www.elfinancierocr.com/ef_archivo/2012/febrero/05/negocios3059112.html
- Daniel, W. 2002. *Bioestadística. Base para el análisis de las ciencias de la salud*. 4ta. Ed. Traduc. Por F. León Hernández. Edit. Limusa, México D.F. 878 p.
- Gaspar, P., F. Mesías, A. Escribano, A. Rodríguez, y F. Pulido. 2007. Economic and management characterization of dehesa farms: implications for their sustainability. *Agroforestry Systems* 71:151-162
- Gelasakis, A., G. Valergakis, G. Arsenos, y G. Banos. 2012. Description and typology of intensive Chios dairy sheep farms in Greece. *Journal of Dairy Science* 95:3070-3079.
- Giorgis, A, Perea, J., A. García, A. Gómez, E. Angón, y A. Larrea. 2011. Caracterización técnico-económica y tipología de las explotaciones lecheras de la pampa argentina. *Revista Científica, FCV-LUZ* 21:340 - 352.

- González, J. 2012. Situación actual y perspectivas del sector lácteo costarricense. Una visión de la Cámara Nacional de Productores de Leche. In: Memorias Congreso Nacional Lechero 2012. San Carlos, Costa Rica. (en línea). Consultado 1 enero 2013. Disponible en <http://www.proleche.com/2012.aspx>
- Hair, J., R. Anderson, R. Tatham, y W. Black. 1998. Multivariate data analysis. 5th edition Prentice Hall College Division, New York, USA. 768 p.
- Holdridge, L. 1987. Ecología basada en zonas de vida. Traducido por Humberto Jiménez Saa. San José, Costa Rica. IICA. 216 p.
- Johnson, R., y D. Wichern. 1998. Applied multivariate statistical analysis. 4th edition Prentice Hall, New York, USA. 799 p.
- Kirner, L., K. Ortner, y J. Hambrusch. 2007. Using technical efficiency to classify Austrian dairy farms. Die Bodenkultur 58:1-4.
- Köbrich, C., T. Rehman, y M. Khan. 2003. Typification of farming systems for constructing representative farm models: Two illustrations of the application of multi-variate analyses in Chile and Pakistan. Agricultural Systems 76:141–157
- Martínez, C., P. Dorward, y T. Rehman. 2012. Farm and socio-economic characteristics of smallholder milk producers and their influence on technology adoption in Central Mexico. Tropical Animal Health and Production 44:1199-1211.
- Mburu, L., J. Wakhungu, y W. Kang'ethe. 2007. Characterization of smallholder dairy production systems for livestock improvement in Kenya highlands (en línea). Livestock Research for Rural Development 19(8). Disponible en: <http://www.lrrd.org/lrrd19/8/mbur19110.htm>
- Nainggolan, D., M. Termansen, M. Reed, E. Cebollero, y K. Hubacek. 2011. Farmer typology, future scenarios and the implications for ecosystem service provision: a case study from south-eastern Spain. (en línea). Regional Environmental Change. Consultado 1 enero 2013. Disponible en: <http://link.springer.com/article/10.1007/s10113-011-0261-6/fulltext.html>
- SAS Institute Inc. 2008. SAS/STAT® User's Guide: Statistics; Version 9.2. Cary; NC, USA.
- Secretaría Ejecutiva de Planificación Sectorial Agropecuaria (SEPSA). 2012. Boletín estadístico Agropecuario No. 22. Serie cronológica 2008-2011. 208 p.
- Serrano, E., F. Giráldez, P. Lavín, A. Bernués, y A. Ruiz. 2004a. Classification variables of cattle farms in the mountains of León, Spain. Spanish Journal of Agricultural Research 2:504–511.

- Serrano, E., F. Giráldez, P. Lavín, A. Bernués, y A. Ruiz. 2004b. The identification of homogeneous groups of cattle farms in the mountains of León, Spain. *Spanish Journal of Agricultural Research* 2:512–523.
- Solano, C., A. Bernués, F. Rojas, N. Joaquín, W. Fernández, y M. Herrero. 2000. Relationships between management intensity and structural and social variables in dairy and dual-purpose systems in Santa Cruz, Bolivia. *Agricultural Systems* 65: 159-177.
- Solano, C., H. León, E. Pérez, y M. Herrero. 2003. The role of personal information sources on the decision-making process of Costa Rica dairy farmers. *Agricultural Systems* 76:3-18.
- Srairi, M., y R. Lyobi. 2003. Tipología de los sistemas de producción de leche bovina en la región Periurbana de Rabat, Marruecos. *Archivos de Zootecnia* 52:47-58.
- Valerio, D., A. García, R. Acero, A. Castaldo, J. Perea, y J. Peinado. 2004. Metodología para la caracterización y tipificación de sistemas ganaderos. Documento de trabajo. Departamento de Producción Animal. Universidad de Córdoba. 9 p.
- Vargas, B. 2000. Bioeconomic modelling to support management and breeding of dairy cows in Costa Rica. Ph.D. thesis. Wageningen University. 187 p.
- Vázquez, M., S. Vargas, J. Zaragoza, A. Bustamante, F. Calderón, J. Rojas y M. Casiano. 2009. Tipología de explotaciones ovinas en la sierra norte del estado de Puebla. *Técnica Pecuaria, México* 47:357-369.

CAPÍTULO 2

EFICIENCIA TECNICA EN HATOS LECHEROS DE LA COOPERATIVA DE PRODUCTORES DE LECHE DE COSTA RICA DOS PINOS S.R.L.

Oscar Eduardo Solís Guzmán

RESUMEN

Eficiencia técnica en hatos lecheros en Costa Rica. Se cuantificaron los índices de Eficiencia Técnica (ET) de 1 086 hatos lecheros de Costa Rica utilizando Análisis de Frontera Estocástica (AFE). El modelo base (AFE-BAS) consideró la variable endógena logaritmo de *Producción de Sólidos Lácteos (SOL)* en función de 14 variables predictoras relacionadas con aspectos físicos y de manejo. Se analizaron otros 2 modelos, uno que incluyó el efecto aditivo de tipología de hato (AFE-TIP1) y otro en el cual el modelo base se ajustó de manera independiente por tipología (AFE-TIP2). El promedio general de SOL fue $32,5 \pm 23,5$ Kg. El promedio más alto fue para las Lecherías Especializadas Intensivas de Altura (LEIA; 83.9 kg), seguidas por las Lecherías Intensivas de Bajura (LEIB; 51,0 kg), Semi-intensivas de altura (LESA; 33,8 kg), Extensivas de Bajura (LEEB; 23,0 kg), y Lecherías de Doble Propósito de Bajura (LDPB; 8,5 kg). De acuerdo con el modelo AFE-BAS las variables predictoras más fuertemente asociadas ($P < 0,001$) con SOL fueron la carga animal (CAN), aplicación de fertilizante (FER), suministro de concentrado (CON), proporción de ganado especializado (ESP), altitud (ALT) y área de pastoreo (PAS). Un incremento de 1% en estas variables se asoció con un cambio de 0,85%, 0,07%, 0,07%, 0,19%, 0,15% y -0,10% en producción de sólidos, respectivamente. El promedio de ET obtenido del modelo (AFE-BAS) fue 0,75 (DE=0,09) mientras que para AFE-TIP1 fue 0,79 (SD=0,07) y para AFE-TIP2 fue 0,77 (SD=0,11). ET obtenida a partir de AFE-TIP2 es más adecuada ya que considera la heterogeneidad en la elasticidad de las variables predictoras entre distintas tipologías.

Palabras claves: Modelos estocásticos, Frontera de Producción, Cobb-Douglas

ABSTRACT

Technical Efficiency in dairy herds from Costa Rica. Technical Efficiency (TE) was estimated for a group of 1 086 dairy farms from Costa Rica using Stochastic Frontier Analysis (SFA). Base model (SFA-BAS) included the endogenous variable *Logarithm of Milk Solids (LMS)* as a function of 14 different predictive variables related to physical and management aspects. Two other models were also fitted, one (SFA-TIP1) in which the categorical additive effect of farm typology was added; and other (SFA-TIP2) in which the base model was fitted independently within each farm typology. General mean for LMS was $32,5 \pm 23,5$ Kg. The highest mean was for typology of Specialized Intensive Dairy Herds from the Highlands (83,9 kg), followed by Intensive Dairy Herds from the Lowlands (51,0 kg), Semi-Intensive Dairy Herds from the Highlands (33.8 kg), Extensive Dairy Herds from the Lowlands (23,0 kg) and Dual Purpose Herds from the Lowlands (8,5 kg). According to model SFA-BAS variables significantly associated ($P < 0,001$) to LMS were stocking rate, fertilizer application, concentrate feeding, proportion of cattle from specialized dairy breed, altitude and grazing area. An increase of 1% in these variables was associated with a change of 0,85%, 0,07%, 0,07%, 0,19%, 0,15% and -0,10% in milk solids, respectively. Mean TE obtained from the model SFA-BAS was 0,75 (SD=0,09) whereas from model (SFA-TIP1) was 0,79 (SD=0,07) and for model SFA-TIP2 was 0,77 (SD=0,11). ET from Model SFA-TIP2 is considered better because it takes into account heterogeneous elasticities of predictive variables for different typologies

Key words: stochastic models, production frontier, Cobb-Douglas.

INTRODUCCIÓN

Los hatos lecheros en Costa Rica atraviesan una etapa especialmente difícil debido al incremento sostenido en los costos de los principales insumos (González 2012). Ante esta situación, se hace imperativa la necesidad de incrementar los niveles de eficiencia técnica y competitividad de las unidades de producción (González 2012). Una mayor eficiencia técnica de la empresa ganadera aumenta sus probabilidades de perdurar en el tiempo y de responder a los cambios que puedan suceder en el entorno. La evaluación de la eficiencia de las empresas individuales es además de fundamental importancia para la formulación de políticas de desarrollo (Fernández *et al.* 2003).

Una manera de medir el grado de eficiencia técnica de una empresa pecuaria es mediante el uso de funciones de producción que cuantifican la relación existente entre los factores productivos (tierra, capital, animales, etc.) y los productos generados (leche, carne, lana, etc.) (Toro *et al.* 2010). Entre las funciones de producción utilizadas en la agricultura, destaca la función Cobb-Douglas (Cobb y Douglas 1928). Esta función de producción permite estimar la cantidad máxima de producto que puede obtenerse para una determinada combinación de insumos (García *et al.* 2000, Murova 2009).

Las funciones de producción pueden incorporar elementos aleatorios, mediante el uso de modelos de Análisis de Frontera Estocástica (AFE) (Aigner *et al.* 1977, Meussen y van den Broeck 1977). Los modelos AFE son de la forma $Y_i = f(X_i, \beta) \varepsilon^{(V_i - U_i)}$, donde Y_i es una variable endógena relacionada con el nivel de producción alcanzado por la unidad de producción i , f representa una determinada función de producción, p.e. la función Cobb-Douglas, que relaciona al vector de *insumos* x_i con el producto Y_i a través del vector de parámetros β , que a su vez refleja la elasticidad del producto (Y_i) a los incrementos en distintos tipos de insumos (X_i).

Por su parte ε_i es una perturbación compuesta por dos elementos: V_i y U_i . El componente V_i es una perturbación simétrica que recoge las variaciones aleatorias en la producción debido a factores tales como errores aleatorios, errores en la observación y medida de los datos o incluso la suerte; entre otros, y se supone que se distribuye idéntica e independientemente como una distribución $N(0, \sigma_v^2)$ (Iráizoz *et al.* 1998). El componente U_i es un término asimétrico que recoge la *ineficiencia técnica* de las explotaciones, con distribución independiente de V_i , y que satisface que $U_i \geq 0$ (Iráizoz *et al.* 1998). En el caso hipotético de $U_i = 0$ las unidades de producción operarían en un nivel máximo de eficiencia técnica. Se deben asumir distribuciones estadísticas para U_i

que sean unilaterales, entre las cuales las más utilizadas son la seminormal y la exponencial (Aigner *et al.* 1977).

Un problema que se plantea en estos modelos es que la perturbación U_i no es observable directamente, por lo que para obtener la Eficiencia Técnica (ET) de cada explotación es necesario estimarla a partir de la distribución condicionada de U_i dada la perturbación compuesta ε_i (Jondrow *et al.* 1982, Battese y Coelli 1988). Actualmente existen varias aplicaciones que permiten la estimación de modelos AFE mediante métodos de Máxima Verosimilitud (Coelli 1992, Greene 1995, SAS Institute 2010).

Existen varios antecedentes del uso de modelos AFE para el análisis de explotaciones lecheras (Iráizoz *et al.* 1998, Lawson *et al.* 2004, Álvarez y Del Corral 2008, Murova y Chidmi 2009, Cabrera *et al.* 2010, Cursack *et al.* 2010, Richards y Jeffrey 2010). En la mayoría de los casos la variable endógena de producción (Y_i) consiste en la cantidad de leche producida y los factores de producción generalmente involucran variables relacionadas con la tierra, los animales, la mano de obra, el sistema de alimentación y otros de carácter similar.

Se han reportado asociaciones positivas entre la producción (por individuo o por área) y variables tales como la carga animal, el mejoramiento genético de los rodeos y la dotación de mano de obra (Cursack *et al.* 2010). En otro estudio, los hatos intensivos se encontraron más próximos a sus fronteras de eficiencia en comparación con hatos extensivos (Álvarez *et al.* 2008). Asimismo, se reportaron asociaciones importantes entre eficiencia técnica y variables relacionadas con los recursos tierra, mano de obra y alimentación de los animales (Murova y Chidmi 2009).

En una revisión de 11 estudios que utilizaron la metodología AFE con hatos lecheros, se reportó una media global de ET de 0,80, variando entre 0,59 y 0,89 (Schilder y Bravo 1995). Otra revisión con base en 9 estudios que utilizaron AFE en hatos lecheros encontró medias de ET entre 0,70 y 0,89 (Moreira *et al.* 2004). Un estudio más reciente reportó un nivel promedio de ET de 0,88 en un conjunto de 273 hatos lecheros (Cabrera *et al.* 2010).

La mayoría de los estudios sobre AFE están basados en el supuesto de que la tecnología es común para todos los productores (Álvarez y Del Corral 2008). Esto puede ser erróneo, sobretodo en hatos lecheros trabajando en condiciones agroecológicas diversas y con diferentes sistemas de producción. Por esta razón, se ha sugerido que la determinación del nivel óptimo de producción debe realizarse dentro de grupos de unidades con similares niveles de tecnología, es decir, con similares condiciones de

genética, sistema de producción, tipos y precios de insumos y restricciones presupuestarias (Álvarez *et al.* 2008).

Una forma de considerar el nivel tecnológico es realizar una clasificación previa de las unidades de producción mediante métodos tales como el análisis de conglomerados (Álvarez y Del Corral 2008) o utilizar modelos AFE con clases latentes (Álvarez y Del Corral 2010). De esta manera los estimados de ET son ajustados por las posibles diferencias existentes en nivel de tecnología. En un estudio se reportaron niveles de ET de 0,87 y 0,93 para hatos extensivos e intensivos utilizando un modelo de AFE (Álvarez y del Corral 2010) mientras que los estimados respectivos fueron de 0,93 y 0,97 en un modelo AFE con clases latentes.

Objetivo

El presente estudio tiene por objetivo comparar tres diferentes modelos de AFE para estimar los índices de eficiencia técnica (ET) de hatos lecheros en Costa Rica. En el primer modelo se estimará la ET ignorando la tipología de hato, en el segundo modelo se estimará la ET agregando la tipología de hato como variable predictora categórica y en el tercer modelo se realizará una estimación independiente de fronteras de eficiencia dentro de cada tipología de hato.

MATERIALES Y METODOS

Agrupación Previa de los Hatos

Los datos utilizados en el presente estudio fueron descritos en el estudio anterior (capítulo 1, esta tesis). La información analizada se obtuvo mayormente del último censo realizado por la Cooperativa de Productores de Leche Dos Pinos R.L. durante el año 2007, en el cual se indagó sobre aspectos relacionados con variables físicas y agroecológicas de la finca, inventarios de animales, manejo nutricional, uso de mano de obra, tipo de pasturas, uso de fertilizantes y administración.

En forma paralela, se contó con registros automatizados de cantidad y calidad de la leche entregada por cada productor, expresados como promedio de las 52 semanas del año. Se contó además con información complementaria de registros comerciales automatizados de la empresa detallando las ventas de alimento concentrado de diversos tipos, como promedio de 52 semanas anuales, a los productores afiliados. Se incorporó también información de geoposicionamiento de los hatos, la cual se usó en combinación con mapas digitalizados de suelos, modelos de elevación digital y datos climatológicos de temperatura y precipitación, con el fin de obtener estimaciones puntuales de estas variables para cada hato.

Según se describió en el estudio previo (capítulo 1, esta tesis) se utilizaron técnicas de Análisis de Factores y Análisis de Conglomerados (Hair *et al.* 1998) que permitieron la identificación de 5 tipologías de hatos, los cuales serán referidos en el presente estudio como: 1) Lecherías Especializadas Extensivas de Bajura (LEEB, n=374), 2) Lecherías Especializadas Semi-intensivas de Altura (LESA, n=274), 3) Lecherías Especializadas Intensivas de Bajura (LEIB, n=167), 4) Lecherías de Doble Propósito de Bajura (LDPB, n=189) y 5) Lecherías Especializadas Intensivas de Altura (LEIA, n=82).

Determinación de Eficiencia Técnica (ET).

Para determinar los índices de eficiencia técnica (ET) de los hatos bajo estudio se utilizó la metodología de Análisis de Frontera Estocástica (AFE) (Aigner *et al.* 1977, Meussen y van den Broeck 1977) con una versión linearizada de la función de producción Cobb-Douglas (Cobb y Douglas 1928). El modelo base (AFE-BAS) se describe de la siguiente manera:

$$\ln(\text{SOL})_i = \beta_0 + \beta_1 \ln(\text{PRC})_i + \beta_2 \ln(\text{ALT})_i + \beta_3 \ln(\text{TEM})_i + \beta_4 \ln(\text{CON})_i + \beta_5 \ln(\text{CAN})_i + \beta_6 \ln(\text{OBR})_i + \beta_7 \ln(\text{ADM})_i + \beta_8 \ln(\text{SUP})_i + \beta_9 \ln(\text{FER})_i + \beta_{10} \ln(\text{ESP})_i + \beta_{11} \ln(\text{BAC})_i + \beta_{12} \ln(\text{CEL})_i + \beta_{13} \ln(\text{PAS})_i + \beta_{14} \ln(\text{FOR})_i + (V_i - U_i)$$

para $i=1, \dots, 1086$ hatos lecheros, donde:

$\ln(\text{SOL})_i$ = Variable endógena definida como el logaritmo de la Producción de Sólidos Lácteos en el hato i ($\text{kg sem}^{-1} \text{ ha}^{-1}$ promedio de 52 semanas en el año 2007),

β_0 = Intercepto,
 $\ln(\text{PRC})_i$ = Logaritmo de la precipitación pluvial (mm anuales),
 $\ln(\text{ALT})_i$ = Logaritmo de la altitud (msnm),
 $\ln(\text{TEM})_i$ = Logaritmo de la temperatura ($^{\circ}\text{C}$),
 $\ln(\text{CON})_i$ = Logaritmo del uso de alimentos concentrados ($\text{Kg sem}^{-1} \text{ ha}^{-1}$),
 $\ln(\text{CAN})_i$ = Logaritmo de la carga animal (vacas en producción ha^{-1}),
 $\ln(\text{OBR})_i$ = Logaritmo del uso de mano de obra (peones ha^{-1}),
 $\ln(\text{ADM})_i$ = Logaritmo de las horas de gestión administrativa (hrs ha^{-1}),
 $\ln(\text{SUP})_i$ = Logaritmo del uso de alimentos suplementarios ($\text{Kg sem}^{-1} \text{ ha}^{-1}$),
 $\ln(\text{FER})_i$ = Logaritmo de los kg de fertilizante ($\text{Kg sem}^{-1} \text{ ha}^{-1}$),
 $\ln(\text{ESP})_i$ = Logaritmo del porcentaje del hato de razas lecheras especializadas (%),
 $\ln(\text{BAC})_i$ = Logaritmo del conteo bacteriano en leche (UFC),
 $\ln(\text{CEL})_i$ = Logaritmo del conteo de células somáticas en leche (cel ml^{-1}),
 $\ln(\text{PAS})_i$ = Logaritmo del área de pastoreo [(Has pasto) (ha prod^{-1})],
 $\ln(\text{FOR})_i$ = Logaritmo del área de forraje de corte [(Has forraje) (ha prod^{-1})],
 V_i = Componente de error aleatorio $N(0, \sigma_v^2)$,
 U_i = Componente de error aleatorio no negativo, el cual se asume con distribución, relacionado con la Ineficiencia Técnica de la producción y con distribución Semi-Normal $|N(0, \sigma_u^2)|$.

Los coeficientes β_1, β_{14} representan las *elasticidades* (Kumbhakar y Lovell 2000), porcentuales por estar en escala logarítmica, de la variable de producción de sólidos lácteos (SOL) ante cada incremento de un 1% en cada una de las variables de entrada.

El modelo anterior está basado en el supuesto de que las condiciones para todos los hatos de la población son similares. Se ha sugerido que las evaluaciones de ET deben ser realizadas entre unidades de producción de similar nivel tecnológico (Álvarez *et al.* 2008). Por este motivo, en el presente estudio se exploraron dos alternativas adicionales de ajuste. En la primera alternativa, denominada en adelante AFE-TIP1, se agregó al modelo base la variable predictora categórica de tipología de hato. De esta manera se obtuvieron coeficientes aditivos para las 5 tipologías de hatos descritas

anteriormente (LEEB, LESA, LEIB, LDPB, LEIA). Mediante este modelo los coeficientes β y los estimados de V y U son corregidos por las diferencias entre estas tipologías. En la segunda alternativa, denominada en adelante AFE-TIP2, se ajustó el mismo modelo base, pero de manera independiente dentro de cada conglomerado. Esto equivale a ajustar 5 diferentes fronteras de eficiencia, cada una con su estimados de V y U, así como 5 diferentes conjuntos de coeficientes β .

Los modelos AFE descritos anteriormente fueron resueltos mediante el procedimiento de Máxima Verosimilitud implementado en el módulo QLIM (Qualitative and Limited Dependent Variable Model) del programa SAS (SAS Institute 2010) utilizando 3 diferentes algoritmos de optimización: Newton Raphson, Quasi Newton y Gradientes Conjugadas. De esta manera se obtuvieron estimados de magnitud y significancia estadística para los coeficientes β y para los componentes V_i y U_i . Se evaluó además la bondad de ajuste de los modelos y el cumplimiento de los supuestos estadísticos de homogeneidad, independencia y normalidad de residuos.

A partir de los diferentes modelos se obtuvieron también estimados de la Eficiencia Técnica (ET) de los hatos, la cual está dada por la siguiente fórmula (Jondrow *et al.* 1982):

$$ET_i = e^{[-E(u_i|\varepsilon_i)]}$$

ET es un índice cuyo valor se encuentra entre 0 y 1, siendo 1 el caso hipotético de un hato que opera en la frontera de máxima eficiencia, cuando $U = 0$. En esta fórmula el valor esperado de U_i condicionado al error ε_i se obtiene como:

$$E(u_i|\varepsilon_i) = \frac{\sigma_u \sigma_v}{\sigma} \left[\frac{f(\varepsilon_i \lambda / \sigma)}{1 - F(\varepsilon_i \lambda / \sigma)} - \frac{\varepsilon_i \lambda}{\sigma} \right]$$

Donde $\sigma^2 = (\sigma_u^2 + \sigma_v^2)$, $\lambda = \sigma_u / \sigma_v$, f representa la función de densidad normal y F la función de densidad normal acumulada.

Seguidamente, se calculó la correlación de rangos Spearman (Daniel 2002) entre los estimados de ET obtenidos por los diferentes modelos (AFE-BAS, AFE-TIP1 y AFE-TIP2) y se compararon las distribuciones de ET entre las distintas tipologías de hato mediante la construcción de diagramas de caja.

Finalmente, a partir del modelo AFE-TIP2 se realizó una estimación de la magnitud de la ineficiencia técnica en términos de kg de sólidos lácteos no producidos, a nivel de tipología de hato. Esta ineficiencia se cuantificó con base en la diferencia entre la producción promedio real de sólidos lácteos observada para cada tipología de hato (SOL_{obs}) y la producción potencial máxima de acuerdo con su nivel promedio de eficiencia actual ($SOL_{max} = SOL_{obs} / ET$).

RESULTADOS Y DISCUSIÓN

Características de la variable endógena

La distribución de la variable endógena en la población de 1 086 hatos analizados presenta un sesgo negativo, con un 75%, 50% y 25% de los hatos con log (SOL) menores de 3,80; 3,30 y 2,70, respectivamente; equivalentes a producciones de 44,7; 27,1 y 14,9 kg sólidos lácteos semana⁻¹ ha⁻¹ (Figura 1). En la escala original, se observó un promedio de 32,5 kg de sólidos lácteos semana⁻¹ ha⁻¹ con una desviación estándar de 23,5 kg.

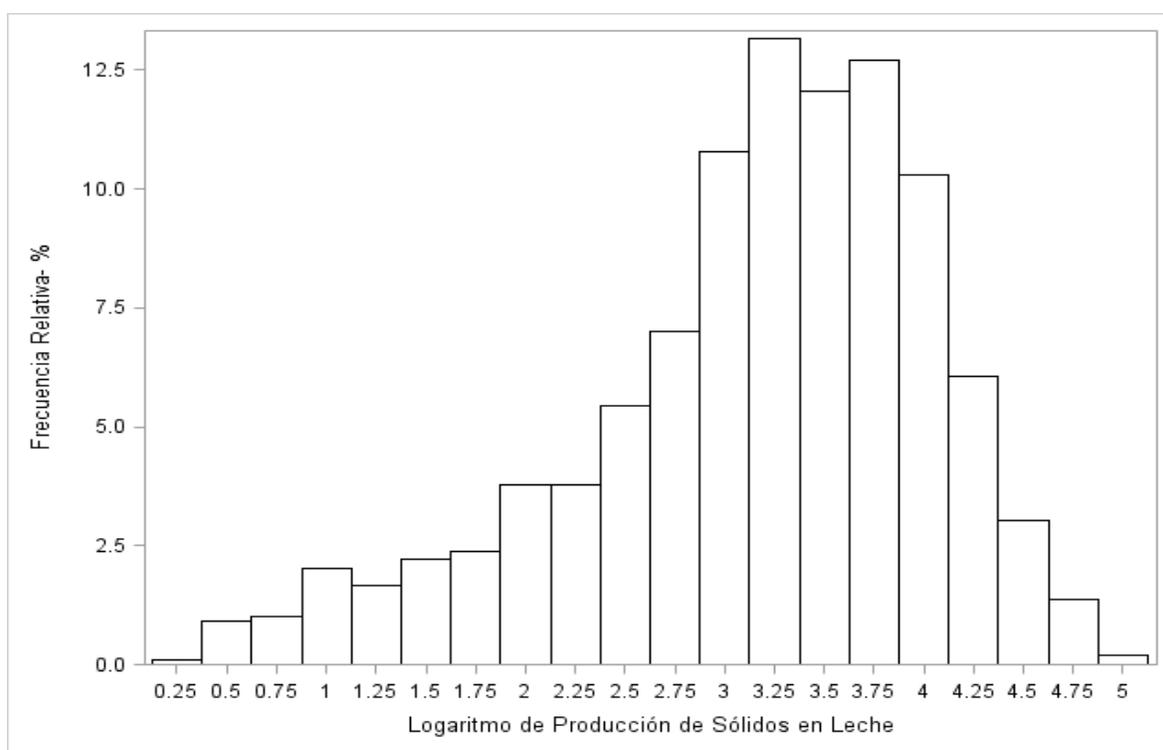


Figura 1. Histograma de frecuencias relativas (%) de la variable Logaritmo de la Producción de Sólidos lácteos dentro de la población de 1086 hatos lecheros bajo estudio, Costa Rica, 2007.

Las diferencias en producción de sólidos lácteos entre conglomerados fueron todas significativas ($P < 0,05$, Cuadro 1). La mayor producción promedio se observó en los hatos del conglomerado LEIA, seguida por los conglomerados LEIB, LESA, LEEB y LDPB.

Cuadro 1. Producción promedio de Sólidos lácteos (\bar{x}), Desviación Estándar (D.E) e Intervalos de Confianza (IC-95%) según tipología de hato, Costa Rica, 2007.

<u>Tipología de Hato</u> ¹	<u>n</u>	<u>Kg Sólidos</u> ² (\bar{x})	<u>D.E</u>	<u>LI</u> <u>IC-95%</u>	<u>LS</u> <u>IC-95%</u>
LEEB	374	23,0d	10,0	22,0	24,1
LESA	274	33,8c	15,4	32,0	35,7
LEIB	167	51,0b	14,5	48,8	53,2
LDPB	189	8,5e	6,9	7,5	9,5
LEIA	82	83,9a	21,0	79,3	88,5

¹LEEB: Lecherías especializadas extensivas de bajura, LESA: Lecherías Especializadas Semi-intensivas de Altura, LEIB: Lecherías Especializadas Intensivas de Bajura, LDPB: Lecherías de Doble Propósito de Bajura, LEIA: Lecherías Especializadas Intensivas de Altura

² Medias de literales distintas difieren significativamente según test de Bonferroni ($P < 0,05$). Las comparaciones fueron realizadas en escala logarítmica.

Los hatos de la tipología de mayor producción (LEIA) corresponden a lecherías intensivas altamente tecnificadas, con ganado puro especializado, generalmente establecidas sobre los 1 600 m.s.n.m con temperatura promedio por debajo de los 19°C. Son hatos con alto uso de concentrado, suplementos, fertilizantes, mano de obra y administración. En el otro extremo, la tipología con menor producción promedio (LDPB) está conformada casi exclusivamente por hatos de doble propósito, con ganado no especializado producto de cruces *Bos indicus* × *Bos taurus*. Son hatos que se ubican principalmente en las zonas bajas y húmedas con temperaturas promedio superiores a 25°C. Hacen menor uso de concentrado, suplementos alimenticios, fertilizantes, mano de obra y administración. Presentan una menor carga animal y dependen en mayor grado del pastoreo.

Las demás tipologías corresponden a niveles intermedios entre los dos casos anteriores. La tipología con la segunda mejor producción de sólidos (LEIB) corresponde a lecherías intensivas con ganado especializado, ubicadas en zonas bajas con temperaturas y precipitaciones altas. En esta tipología hay una alta incidencia de sistemas semiestabulados, completos o combinados con pastoreo, los cuales predominan sobre el pastoreo continuo. La tipología LESA, con el tercer promedio de producción de sólidos, incluye mayormente lecherías especializadas de bajura, en zonas

calientes y húmedas, pero a diferencia de las LEIB son más extensivas, ya que predomina el pastoreo y utilizan menos concentrado y suplementos por hectárea. La tipología LEEB, con el cuarto promedio de producción de sólidos, corresponde a lecherías extensivas con predominio de ganado mestizo, ubicadas en zonas medias y bajas con temperaturas y precipitaciones altas. Estos hatos utilizan menos concentrado, suplementos y fertilizantes, producto de una menor carga animal.

Análisis de Frontera Estocástica (AFE)

Al ajustar los modelos AFE-BAS y AFE-TIP1 mediante el procedimiento QLIM se alcanzó la convergencia en pocas iteraciones con los 3 algoritmos de optimización (Newton Raphson, Quasi-Newton y Gradientes Conjugadas), obteniéndose en todos los casos estimados altamente coincidentes y congruentes de los coeficientes de regresión β y del error aleatorio V . Sin embargo, en los 3 casos el estimado de ineficiencia (U) presenta un valor muy bajo, que no difiere significativamente de 0. El mismo resultado se obtuvo para los modelos AFE-TIP2 que se ajustaron dentro de 2 de las tipologías (LESA y LDPB). Técnicamente, este resultado se interpretaría como que los hatos funcionan a un nivel óptimo de eficiencia, lo cual no es congruente con la realidad observada. Al consultar estudios previos sobre el tema, se encontró que este resultado corresponde a una anomalía en la convergencia de modelos AFE que aparece con cierta frecuencia y que ha sido descrita ampliamente por varios investigadores (Waldman 1982, Greene 2008, Almanidis y Sickles 2012, Hafner *et al.* 2013). Esta anomalía ocurre cuando los residuales del modelo AFE están positivamente sesgados, situación que se confirmó en nuestros datos, ya que en todos los casos problemáticos se observaron coeficientes de sesgo ligeramente positivos para los residuales.

Ante esta situación, los expertos han sugerido varias alternativas, tales como ampliar el tamaño de muestra, cambiar la distribución asumida para U , especificar valores iniciales para U y V , o reespecificar el modelo (Greene 2008, Almanidis y Sickles 2012). El tamaño de muestra no fue limitante en el presente estudio y además ha sido demostrado que no es un factor determinante en la ocurrencia de este problema (Almanidis y Sickles 2012). Por otro lado, al experimentar con varios rangos de valores iniciales para U y V los resultados fueron idénticos al obtenido inicialmente. Se cambió la distribución seminormal asumida para U por las distribuciones exponencial y normal truncada. En el primer caso no se logra la convergencia y en el segundo caso el procedimiento incurre en errores numéricos. La reespecificación del modelo tampoco fue

una solución viable en nuestro estudio por cuanto la anomalía no fue causada por una variable en especial, sino por una combinación de variables, entre ellas la carga animal (CAN), el uso de concentrado (CON) y la aplicación de fertilizante (FER), que son precisamente las de mayor impacto sobre la variable endógena.

Otra alternativa que se ha sugerido es imponer restricciones del tipo $U > x$, con $x > 0$, como opción para dirigir el proceso de convergencia hacia soluciones más congruentes para U (Almanidis y Sickles 2012). Esto ciertamente funcionó en nuestro caso, pero los valores de U siempre convergieron al valor pre-asignado para x , siendo por lo tanto una solución subjetiva, que tiene la desventaja adicional de no reportar un estimado de error estándar ni un valor de significancia para U . En el presente estudio la mejor solución a este problema fue definir un criterio de convergencia basado en un valor meta para la función objetivo (log Verosimilitud). Este valor meta se definió con base en la tendencia observada en el proceso de optimización. Todos los algoritmos mostraron consistencia en el proceso de aproximación hacia la solución final, observándose que el parámetro U tiende a perder consistencia hacia el final de la optimización, mientras que los demás coeficientes del modelo tienden a mantener valores estables.

Basados en esta observación, se definió un valor meta de convergencia para la función objetivo que coincidiera con valores consistentes de U . De esta manera se logró obtener estimados de ineficiencia (U) significativamente diferentes de cero ($P < 0,001$), libres de restricciones subjetivas y altamente congruentes con estimados reportados en estudios previos. En adición, los estimados de regresión (β) para las variables predictoras y el error aleatorio (V) fueron en todos los casos prácticamente iguales, tanto en magnitud como en significancia estadística, a los que se obtuvieron por el proceso de convergencia usual que se utilizó inicialmente. Siguiendo el procedimiento de ajuste descrito anteriormente con el algoritmo Newton-Raphson se obtuvieron estimados consistentes para los modelos AFE-BAS y AFE-TIP1 (Cuadro 2), así como para AFE-TIP2 (Cuadro 3).

Cuadro 2. Estimados de regresión (β), errores estándares (E.E), valores T y estimados de significancia¹ (P) para las variables predictoras incluidas en los modelos de Análisis de Frontera Estocástica: Base (AFE-BAS) y con efecto aditivo por tipología de hatos (AFE-TIP1), ajustados sobre la variable endógena *Logaritmo de la Producción de Sólidos lácteos*, Costa Rica, 2007.

Variable	AFE-BAS				AFE-TIP1			
	Beta	E.E	valor t	P	Beta	E.E	valor t	P
Intercepto	2,14	0,56	3,8	<0,001	1,87	0,62	3,0	<0,01
Tipologías ²								
LEEB	-	-	-	-	-0,36	0,06	-6,0	<0,001
LESA	-	-	-	-	-0,17	0,05	-3,5	<0,01
LEIB	-	-	-	-	-0,18	0,06	-3,0	<0,01
LDPB	-	-	-	-	-0,83	0,07	-11,1	<0,001
LEIA	-	-	-	-	-	-	-	-
ln (PRE)	0,11	0,05	2,4	<0,05	0,14	0,05	3,0	<0,01
ln (ALT)	0,15	0,02	9,2	<0,001	0,13	0,02	8,0	<0,001
ln (TEM)	-0,16	0,13	-1,3	0,19	0,11	0,14	0,8	0,42
ln (CON)	0,07	0,01	11,1	<0,001	0,06	0,01	9,2	<0,001
ln (CAN)	0,85	0,03	30,7	<0,001	0,76	0,03	25,3	<0,001
ln (OBR)	0,04	0,02	2,3	<0,05	0,04	0,02	2,3	0,02
ln (ADM)	-0,01	0,01	-1,22	0,22	-0,01	0,01	-0,8	0,41
ln (SUP)	0,01	0,00	3,2	<0,01	0,01	0,00	3,0	<0,01
ln (FER)	0,07	0,01	12,4	<0,001	0,06	0,01	11,0	<0,001
ln (ESP)	0,19	0,01	12,7	<0,001	0,08	0,02	4,1	<0,001
ln (BAC)	-0,08	0,04	-1,9	0,05	-0,07	0,04	-1,7	0,08
ln (CEL)	-0,01	0,03	-0,5	0,60	-0,05	0,02	-1,9	0,05
ln (PAS)	-0,10	0,02	-4,2	<0,001	-0,07	0,02	-3,1	<0,01
ln (FOR)	0,00	0,02	0,1	0,90	-0,01	0,02	-0,6	0,54
Residual (σ_v)	0,28	0,01	24,4	<0,001	0,28	0,01	23,3	<0,001
Ineficiencia (σ_u)	0,38	0,03	12,2	<0,001	0,31	0,03	8,9	<0,001
$\lambda = \sigma_u / \sigma_v$	1,34				1,08			
EdE ³	1,14				1,18			
Log_verosimilitud	-434				-351			
AIC ⁴	902				744			
Schwarz	988				849			

¹Valor de significancia para $H_0: \beta=0$ vs. $H_A: \beta \neq 0$.

²LEEB: Lecherías especializadas extensivas de bajura, LESA: Lecherías especializadas semi-intensivas de altura, LEIB: Lecherías especializadas intensivas de bajura, LDPB: Lecherías de Doble Propósito de bajura, LEIA: Lecherías especializadas intensivas de altura (no presenta estimado en AFE-TIP1 por ser la categoría de referencia).

³EdE: Elasticidad o Economía de Escala ($\Sigma\beta_i$).

⁴Criterio de Información de Akaike.

Resultados del Modelo AFE-BAS. En este modelo tanto el componente de error aleatorio (V) como el de ineficiencia (U) fueron altamente significativos ($P < 0,001$). En adición el componente de ineficiencia fue considerablemente mayor al componente de error aleatorio ($\lambda = 1,34$).

Las variables de entrada con efecto altamente significativo ($P < 0,001$) sobre la producción de sólidos fueron altitud (ALT), suministro de concentrado (CON), carga animal (CAN), fertilizante (FER), porcentaje de ganado especializado (ESP) y área de pastoreo (PAS). Todas estas variables, excepto PAS, presentan elasticidades positivas en relación a la producción de sólidos, lo cual es congruente con lo esperado. La variable con mayor impacto, en función de la magnitud del valor t, fue la carga animal (CAN), seguida de ESP, FER, CON, ALT y PAS. Un incremento de 1% en la carga animal se asocia con un aumento de 0,85% en sólidos lácteos, mientras que un incremento de 1% en la aplicación de fertilizante y suministro de concentrado se asocian ambos con un aumento de 0,07% en producción de sólidos. De igual manera un aumento de 1% en las variables de altitud (ALT) y el porcentaje de ganado de raza pura especializada (ESP) se asocia con aumentos de 0,15% y 0,19% en la producción de sólidos. Por el contrario, un incremento de 1% en el área de pastoreo (PAS) se asocia con una reducción en sólidos lácteos del orden de 0,10%, lo que sugiere una mayor productividad en hatos más intensivos y con menor área de pastoreo, lo cual también es acorde a las expectativas.

Es importante señalar como la producción de sólidos lácteos por hectárea se ve afectada de manera significativa tanto por el suministro de concentrado como por la fertilización, siendo que actualmente uno de los mayores problemas de los productores de leche es la dependencia del concentrado y los altos costos de producción que conlleva. Los resultados anteriores demuestran como la producción puede ser incrementada sensiblemente mediante mejoras en el pastoreo. Esto se ratifica también por la elasticidad positiva observada para la carga animal (CAN) y negativa para el área de pastoreo (PAS), ambas denotando un efecto positivo de la intensificación en el uso de pasturas sobre la productividad del hato.

El nivel de suplementación (SUP) también presentó un efecto altamente significativo ($P < 0,01$) con una elasticidad de 0,01%. Otras variables con efecto significativo ($P < 0,05$) fueron precipitación pluvial (PRE) y mano de obra (OBR), con elasticidades de 0,11% y 0,04%, mientras que el conteo bacteriano (BAC) estuvo en el límite de significancia ($P = 0,05$) pero en este caso con una elasticidad negativa de -0,08%,

denotando una asociación inversa con producción de sólidos. Estos resultados en general también son acordes a lo esperado.

Los resultados anteriores son también bastante congruentes con los reportados por otros estudios, aunque en la mayoría de los casos la variable endógena analizada fue la producción de leche fluida por hato, y no por unidad de área como en el presente estudio. A pesar de estas diferencias, se han reportado asociaciones positivas entre la producción de los hatos y variables tales como la carga animal, el mejoramiento genético de los rodeos y la dotación de mano de obra (Cabrera *et al.* 2010, Cursack *et al.* 2010). Asimismo, el consumo de concentrado por vaca se ha reportado como una variable de impacto significativo sobre la producción de leche y carne (Schilder y Bravo 1993, Moreira *et al.* 2004). Por otro lado, asociaciones positivas significativas entre eficiencia técnica y variables relacionadas con los recursos tierra, mano de obra y alimentación de los animales también han sido reportadas previamente (Lawson *et al.* 2004, Moreira *et al.* 2004, Murova y Chidmi 2009). Otros estudios reportaron asociaciones positivas entre nivel de intensificación y eficiencia en hatos lecheros (Álvarez *et al.* 2008, Cabrera *et al.* 2013).

Por último, las variables cuyo efecto no fue significativo ($P > 0,05$) fueron la temperatura (TEM), las horas de administración (ADM), el conteo de células somáticas (CEL) y el área de forraje de corte (FOR). La no significancia de la variable TEM en este caso es debida a su alta colinearidad con ALT. Esto se confirma al eliminar ALT del modelo, ya que se obtiene una alta significancia para TEM, con un β de $-0,42$; es decir, menor producción de sólidos conforme aumenta la temperatura. En las otras variables, la no significancia refleja el hecho de que probablemente no son variables determinantes para la producción de sólidos lácteos.

Resultados del modelo AFE-TIP1. En general los resultados fueron altamente consistentes y congruentes con el modelo AFE-BAS, siendo la principal diferencia la magnitud del estimado de ineficiencia (U).

Tanto el componente de error aleatorio (V) como el de ineficiencia (U) fueron altamente significativos ($P < 0,001$), pero en este caso ambos son de magnitudes similares entre sí (Cuadro 2) obteniéndose un valor de $\lambda = 1,08$. Como se observa, el componente de ineficiencia se reduce de $0,38$ (AFE-BAS) a $0,31$ (AFE-TIP1), mientras que el error aleatorio (V) se mantiene igual en ambos modelos. Es decir, parte de la variación que era asignada como "ineficiencia" en el modelo AFE-BAS pasa ahora a formar parte del

efecto aditivo de tipología de hatos en el segundo modelo. Este es precisamente el objetivo de la inclusión de este efecto en el modelo, ya que las diferentes tipologías tienen distinto nivel o facilidad de acceso a tecnología, así como también distintas circunstancias agroecológicas que deben ser consideradas antes de medir su eficiencia técnica.

Otro aspecto a señalar es la reducción en la magnitud de los valores de Log Verosimilitud, AIC y Schwarz para el caso del modelo AFE-TIP1, lo que puede interpretarse como una mejora en el ajuste del modelo que resulta al agregar el efecto de tipología de hatos. Se observa además que los coeficientes aditivos obtenidos para los primeros cuatro conglomerados (LEEB, LESA, LEIB, LDPB) fueron todos negativos, lo que significa que la producción de sólidos fue menor en estos hatos con respecto a la tipología de referencia (LEIA), como se describió anteriormente. La diferencia más amplia se observa con respecto a la tipología de Doble Propósito (LDPB), con un estimado de -0,83.

Las variables predictoras con efecto altamente significativo ($P < 0,001$) fueron casi las mismas que en el modelo AFE-BAS (ALT, CON, CAN, FER y ESP), todas positivamente asociadas con producción de sólidos. Sin embargo, se observaron pequeñas reducciones en la magnitud de los coeficientes, lo que puede deberse a que los hatos dentro de una misma tipología son más homogéneos entre sí que los hatos de distintas tipologías. Esto es más evidente, por ejemplo, en la variable ALT ya que los hatos dentro de una misma tipología tienden a pertenecer a zonas ubicadas en un rango más reducido de altitud. Aun así esta variable todavía sigue siendo altamente significativa.

Las variables con efecto altamente significativo ($P < 0,01$) fueron PRE, PAS y SUP con elasticidades de 0,14; -0,07% y 0,01%, respectivamente. La tendencia es nuevamente similar al modelo AFE-BAS, pero también con reducciones en la magnitud de los coeficientes, principalmente para PRE y PAS. La Mano de Obra (OBR) también mantiene una asociación significativa ($P < 0,05$) y una elasticidad idéntica al modelo anterior (0,04%). Por otra parte, la variable de conteo bacteriano (BAC) es la única que ligeramente pierde significancia en relación al modelo AFE-BAS, pero la magnitud y sentido de la elasticidad es similar a la anterior (-0,08 vs. -0,07). Lo contrario sucede con la variable de conteo de células somáticas (CEL), la cual mejora su significancia e incrementa ligeramente la magnitud de su elasticidad con respecto al modelo base (-0,01 vs. -0,05).

Por último las variables de temperatura (TEM), administración (ADM) y el área de forraje de corte (FOR) tampoco fueron significativas en este modelo, al igual que en el modelo AFE-BAS.

Resultados del modelo AFE-TIP2. En ambos modelos descritos anteriormente se asume que la relación entre las variables predictoras y la variable endógena es homogénea para los hatos de diferentes tipologías. Esto puede ser incorrecto, ya que por ejemplo, en algunas tipologías puede haber mayor (o menor) dependencia de concentrado. Esto se confirmó al observar los resultados del modelo AFE-TIP2 (Cuadro 3).

Se observaron diferencias en la magnitud y significancia de las elasticidades (β) estimadas para una misma variable en diferentes tipologías. En el caso del concentrado la elasticidad obtenida para la tipología LEIA es mucho mayor a las demás, lo que puede deberse a que en estos hatos se hace un uso más intensivo de este insumo. Por el contrario el fertilizante presenta una elasticidad no significativa, lo que también es congruente con una menor dependencia de la pastura en estos hatos. Esto se ratifica también al observar la no significancia de la variable relacionada con el área de pastoreo.

La única variable con una elasticidad significativa y positiva en todas las tipologías fue la carga animal, aunque nuevamente presentó una magnitud menor en la tipología LEIA, lo que nuevamente puede relacionarse a una mayor dependencia del insumo concentrado en este grupo de hatos. De manera similar, la elasticidad correspondiente a la variable PAS solo fue significativa para las tipologías LEEB y LDPB, lo que es congruente con el hecho de que son los hatos más extensivos y más dependientes del pastoreo, observándose una relación inversa entre área de pastoreo y productividad, según se discutió anteriormente.

Cuadro 3. Estimados de regresión (β) y estimados de significancia¹ (P) para las variables predictoras incluidas en el modelo de Análisis de Frontera Estocástica ajustado dentro de cada tipología de hatos (AFE-TIP2), ajustados sobre la variable endógena *Logaritmo de la Producción de Sólidos lácteos, Costa Rica, 2007*.

Variable	LEEB		LESA		LEIB		LDPB		LEIA	
	Beta	P	Beta	P	Beta	P	Beta	P	Beta	P
Intercepto	4,87	<0,01	0,93	0,62	0,63	0,67	5,37	0,16	4,44	0,01
ln (PRE)	0,11	0,15	-0,07	0,37	0,04	0,65	0,34	0,05	-0,02	0,86
ln (ALT)	0,10	<0,01	0,33	0,02	0,15	<,001	0,04	0,48	-0,19	0,07
ln (TEM)	-0,54	0,08	0,71	<0,01	0,08	0,85	-1,60	0,17	-0,31	0,29
ln (CON)	0,03	<0,01	0,05	<0,01	0,01	0,44	0,09	<,001	0,45	<,001
ln (CAN)	0,89	<,001	0,62	<,001	0,73	<,001	0,86	<,001	0,17	0,01
ln (OBR)	0,02	0,52	0,08	0,04	-0,02	0,48	0,04	0,41	-0,02	0,62
ln (ADM)	-0,02	0,04	-0,03	0,07	0,01	0,75	0,02	0,41	0,01	0,92
ln (SUP)	0,00	0,88	0,03	<,001	0,01	0,04	-0,01	0,68	0,01	0,21
ln (FER)	0,06	<,001	0,05	<,001	0,02	0,07	0,09	<,001	-0,01	0,20
ln (ESP)	0,17	<0,01	0,27	0,11	0,04	0,31	0,05	0,13	0,37	0,17
ln (BAC)	-0,08	0,19	-0,04	0,56	0,08	0,18	-0,20	0,19	0,03	0,71
ln (CEL)	-0,10	0,01	-0,11	0,01	-0,02	0,65	0,06	0,45	-0,05	0,19
ln (PAS)	-0,20	<,001	0,08	0,12	0,01	0,96	-0,18	0,05	-0,01	0,70
ln (FOR)	0,05	0,25	0,01	0,90	-0,07	0,03	-0,02	0,73	0,01	0,62
(σ_v)	0,24	<0,001	0,21	<0,001	0,09	<0,01	0,38	<0,001	0,13	<,001
(σ_u)	0,29	<0,001	0,41	<0,001	0,29	<0,001	0,49	<0,001	0,18	<0,01
$\lambda = \sigma_u / \sigma_v$	1,18		1,94		3,45		1,28		1,40	
EdE ³	0,48		1,96		1,05		-0,41		0,44	
Log_V	-76,5		-98,6		42,7		-98,7		31,1	
AIC ⁴	187		231		-51		231		-28	
Schwarz	254		293		1,71		287		13	

¹Valor de significancia para $H_0: \beta=0$ vs. $H_A: \beta \neq 0$.

²LEEB: Lecherías especializadas extensivas de bajura, LESA: Lecherías especializadas semi-intensivas de altura, LEIB: Lecherías especializadas intensivas de bajura, LDPB: Lecherías de Doble Propósito de bajura, LEIA: Lecherías especializadas intensivas de altura (no presenta estimado en AFE-TIP1 por ser la categoría de referencia).

³EdE: Elasticidad o Economía de Escala ($\Sigma\beta_i$).

⁴Criterio de Información de Akaike.

Se observa como los estimados de V y U fueron altamente significativos en todos los casos, aunque con magnitudes variables. Se obtuvieron mayores valores de U para los grupos LDPB y LESA, seguidos por, LEEB, LEIB y LEIA.

Estimados de Eficiencia Técnica (ET)

El promedio general de ET basado en el modelo con tipología como efecto aditivo (AFE-TIP1) fue 2% y 4% mayor que en los modelos AFE-TIP2 y AFE-BAS, respectivamente (Cuadro 4). Esto se debe, como se describió anteriormente, a que la inclusión del efecto aditivo de tipología en el modelo AFE-TIP1 reduce notablemente el estimado de ineficiencia.

El incremento en ET obtenido del AFE-TIP1 con respecto a AFE-BAS fue altamente significativo ($P < 0,001$) en todas las tipologías, pero fue más marcado en los hatos de Doble Propósito (LDPB), con un aumento de 8% ($P < 0,001$), mientras que para las Lecherías Especializadas Intensivas en altura (LEIA) fue de tan solo 1% ($p < 0,001$). Esto era de esperar, por cuanto la tipología LEIA es la que se utiliza como categoría de referencia en el modelo AFE-TIP1. Del mismo modo, la tipología LDPB presenta el coeficiente aditivo de mayor magnitud por ser la que más difiere con respecto a LEIA.

Las ET obtenidas del modelo AFE-TIP2 se calculan a partir de 5 distintas fronteras de eficiencia, razón por la cual tienden a ser más variables y a presentar diferencias más marcadas entre las tipologías (Cuadro 4 y Figura 2). Aunque el ordenamiento relativo de las distintas tipologías según AFE-TIP2 es similar al obtenido para AFE-BAS, se aprecia una diferencia de 17% entre los hatos más eficientes (LEIA) y los hatos menos eficientes (LDPB).

Se observa también como las diferencias entre promedios de ET de diferentes tipologías obtenidos por el modelo AFE-BAS y AFE-TIP2 tienden a ser significativas ($P < 0,05$), mientras que para el modelo AFE-TIP1 no lo son (Cuadro 4), precisamente porque las diferencias entre tipologías son absorbidas en este modelo.

Cuadro 4. Promedios (\bar{x}) e Intervalos de Confianza (IC95%), general y por tipología de hato, para la variable de Eficiencia Técnica (ET) en el modelo base (AFE-BAS), con tipología de hato como afecto aditivo (AFE-TIP1) y con ajuste independiente por tipología de hato (AFE-TIP2) Costa Rica, 2007.

Tipología ¹	n	ET (AFE-BAS)		ET (AFE-TIP1)		ET (AFE-TIP2)	
		\bar{x} ²	DE	\bar{x}	DE	\bar{x}	DE
LEEB	374	0,75 c	0,08	0,79a	0,07	0,80b	0,08
LESA	274	0,75bc	0,09	0,79a	0,07	0,73c	0,12
LEIB	167	0,78 a	0,06	0,80a	0,05	0,80b	0,12
LDPB	189	0,70 d	0,13	0,78a	0,10	0,70d	0,09
LEIA	82	0,78 ab	0,08	0,79a	0,06	0,87a	0,06
General	1086	0,75	0,09	0,79	0,07	0,77	0,11

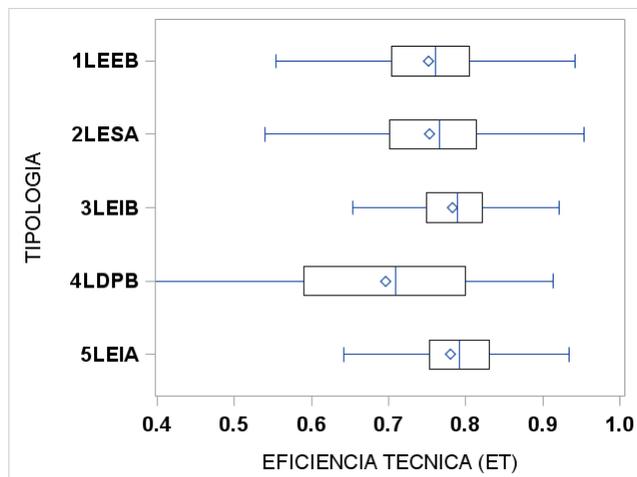
¹LEEB: Lecherías especializadas extensivas de bajura, LESA: Lecherías especializadas semi-intensivas de altura, LEIB: Lecherías especializadas intensivas de bajura, LDPB: Lecherías de Doble Propósito de bajura, LEIA: Lecherías especializadas intensivas de altura (no presenta estimado por ser la categoría de referencia).

² Medias de tipología de hato con literales distintas difieren significativamente entre sí según el test de Bonferroni ($P < 0,05$).

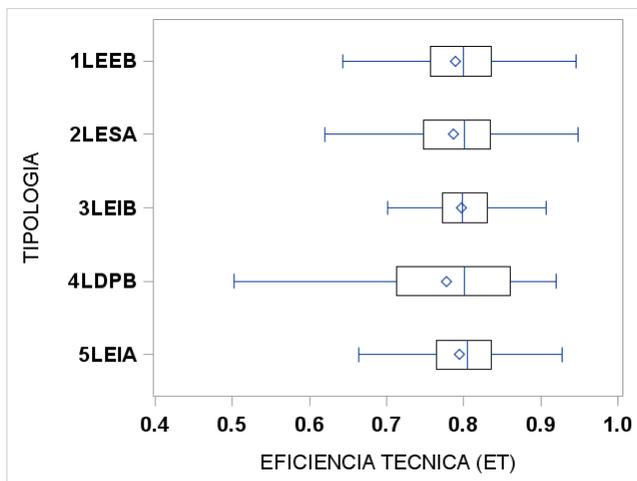
Al comparar las distribuciones obtenidas de la variable ET para distintas tipologías (Figura 2), se observa que hay una mayor dispersión en el grupo de hatos de Doble Propósito (LDPB), al contrario de las tipologías de Lecherías Intensivas (LEIA y LEIB). Se aprecia además como hay una menor dispersión en los estimados de ET obtenidos del modelo AFE-TIP1 en comparación con AFE-BAS. La correlación de rangos Spearman entre estimados de ET obtenidos por diferentes modelos fue de 0,91 (AFE-BAS vs. AFE-TIP1), 0,74 (AFE-BAS vs. AFE-TIP2) y 0,76 (AFE-TIP1 vs. AFE-TIP2). Esto sugiere una alta coincidencia en el ordenamiento relativo de los hatos según ET obtenido a partir de AFE-BAS y AFE-TIP1, pero con menor grado de coincidencia con respecto a AFE-TIP2.

En el modelo agrupado (AFE-TIP1) los estimados obtenidos de ET son "corregidos" o pre-ajustados por las diferencias aditivas entre tipologías. Este ajuste tiene por finalidad considerar las diferencias que existe tanto en condiciones agroclimáticas, como en sistemas de producción, acceso a insumos y tecnologías. Este ajuste se confirma al observar que las diferencias entre medias de conglomerados bajo este modelo no son estadísticamente significativas (Cuadro 3) y los rangos de variación por tipología se reducen sustancialmente (Figura 2). Una ventaja de este modelo es que permite comparar de manera más justa las ET de hatos de diferentes tipologías. Esto sin embargo es cuestionable, puesto que parte de las diferencias entre tipologías pueden ser debidas también a ineficiencia técnica.

AFE-BAS



AFE-TIP1



AFE-TIP2

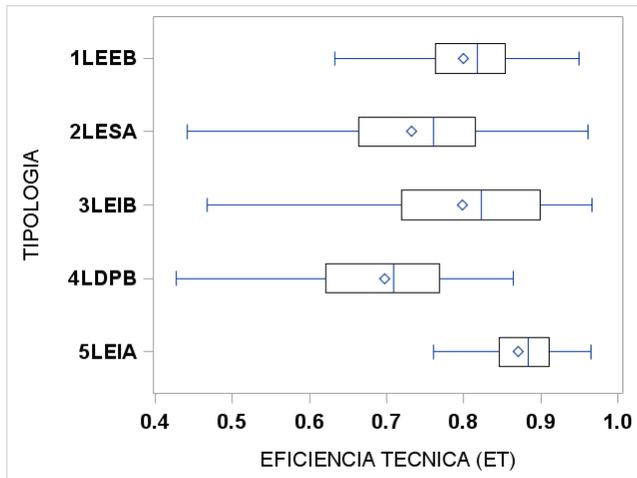


Figura 2. Eficiencia Técnica (ET) por tipología de hato para los modelos: base (AFE-BAS), con tipología de hato como afecto aditivo (AFE-TIP1) y con ajuste independiente por tipología de hato (AFE-TIP2). (LEEB: Lecherías especializadas extensivas de bajura, LESAs: Lecherías especializadas semi-intensivas de altura, LEIB: Lecherías especializadas intensivas de bajura, LDPB: Lecherías de Doble Propósito de bajura, LEIA: Lecherías especializadas intensivas de altura, Costa Rica, 2007.

Previos análisis de eficiencia realizados con hatos lecheros han reportado resultados similares a los obtenidos en el presente estudio. En una revisión de 11 estudios que utilizaron la metodología AFE con hatos lecheros, se reportó una media global de ET de 0,80, variando entre 0,59 y 0,89 (Schilder y Bravo 1993). En otra revisión realizada con base en 9 estudios que utilizaron AFE en hatos lecheros, se reportaron medias de ET entre 0,70 y 0,89 (Moreira *et al.* 2004). Por otra parte, Bravo *et al.* (2008) reportaron estimados de ET de 0,87, 0,85 y 0,81 para hatos de Argentina, Chile y Uruguay, respectivamente. Un estudio más reciente reportó un nivel promedio de ET de $0,88 \pm 0,08$ en un conjunto de 273 hatos lecheros (Cabrera *et al.* 2010). Murova y Chidmi (2009) reportaron el valor más alto para ET, de 0,98, para 1 774 hatos lecheros en USA.

En un estudio similar al presente, se reportaron niveles de ET de 0,87 y 0,93 para hatos extensivos e intensivos utilizando un modelo AFE (Álvarez y del Corral 2010) mientras que los estimados fueron mayores (entre 0,93 y 0,97), para un modelo AFE de clases latentes. Este resultado es consistente con el obtenido en el presente estudio, donde los estimados de ET para el modelo sin agrupación fueron también menores que los obtenidos después de la agrupación.

Elasticidades de Escala (EdE). Otro parámetro que puede estimarse a partir de los modelos de AFE es la Elasticidad de Escala (EdE Cuadro 2) el cual se obtiene como la sumatoria de los coeficientes β . En el presente estudio se obtuvieron valores de EdE de 1,14 y 1,18 a partir de los modelos AFE-BAS y AFE-TIP1, respectivamente. Ambos valores son mayores que 1, lo que denota que la producción de sólidos lácteos en estos hatos tiende a asociarse positivamente con la escala de producción. Otros estudios han reportado valores de EdE de 1,00 (Cabrera *et al.* 2010), 1,13 (Schilder y Bravo 1993), entre 1,03 y 1,13 (Moreira *et al.* 2004) o entre 1,07 y 1,23 (Bravo *et al.* 2008). Estos valores son similares, aunque ligeramente inferiores, a los obtenidos en el presente estudio. Una diferencia marcada del presente estudio con respecto a todos los demás consultados es la inclusión del grupo de hatos de Doble Propósito (LDPB), lo que puede ser un factor importante en la pequeña diferencia observada en la magnitud de EdE.

Una aplicación importante de los modelos AFE en la industria lechera es en la estimación de potenciales de producción, lo que sin duda es una herramienta valiosa para la planificación de la producción y de la inversión. En el presente estudio, se realizó una estimación del potencial máximo de producción basado en los resultados del modelo AFE-TIP2 (Cuadro 5). De acuerdo con esta estimación, en la población de hatos analizada, la producción de sólidos lácteos podría incrementarse hasta un total de

231 833 kg por semana, los cuales equivalen aproximadamente a 1,85 TM por semana (96,4 TM anuales) de leche fluida. En términos relativos esto significa aproximadamente un 10% de la producción anual de leche en Costa Rica, la cual se estimó en 966,3 TM para el año 2010 (González 2012). En síntesis los resultados denotan que existe todavía un margen de mejora considerable para los sistemas de producción lechera.

Cabe la interrogante sobre cuál de los estimados de ET refleja mejor la realidad de los hatos. En nuestra opinión, el resultado obtenido por el modelo (AFE-TIP2) sería un indicador más útil en este sentido, ya que se obtienen fronteras de producción específicas para las condiciones que presenta cada tipología de hato. En el caso del modelo AFE-BAS se ajusta una única frontera, ignorando las grandes diferencias existentes entre tipologías tanto en el ámbito agroecológico como tecnológico. Por otra parte el modelo AFE-TIP1 hace un ajuste previo por diferencias entre tipologías, pero asume homogeneidad de elasticidades para una misma variable entre distintas tipologías, lo cual podría no ser cierto en algunos casos, tal y como se comprobó en nuestros resultados. Adicionalmente, las tendencias observadas para ET según el modelo AFE-TIP2 parecen más congruentes con la realidad observada, donde los hatos intensivos especializados en altura (LEIA) parecen estar más cerca de su frontera de eficiencia, en términos de productividad por área.

Cuadro 5. Diferencia entre Producción Real y Potencial de sólidos lácteos expresada por hectárea, hato y población para cada Tipología de hato, Costa Rica, 2007.

Tipología ¹	n	\bar{x} Área (has)	ET ² AFE-TIP2	Producción Real (kg)			Producción Potencial (kg)		
				ha ⁻¹ sem ⁻¹	hato ⁻¹ sem ⁻¹	población ⁻¹ sem ⁻¹	ha ⁻¹ sem ⁻¹	hato ⁻¹ sem ⁻¹	población ⁻¹ sem ⁻¹
LEEB	374	25,8	0,80	23,0	593	221 759	28,8	741	277 199
LESA	274	27,3	0,73	33,8	922	252 513	46,3	1 262	345 908
LEIB	167	16,8	0,80	51,0	856	142 999	64,0	1 075	179 439
LDPB	189	50,3	0,70	8,5	428	80 797	12,1	611	115 424
LEIA	82	11,6	0,87	83,9	974	79 839	96,4	1 119	91 769
Total (kg)						777 907			1 009 740
Potencial-Real									231 833
Equivalente en Leche Fluida (12,5% Sólidos Lácteos)									1 854 661

¹LEEB: Lecherías especializadas extensivas de bajura, LESA: Lecherías especializadas semi-intensivas de altura, LEIB: Lecherías especializadas intensivas de bajura, LDPB: Lecherías de Doble Propósito de bajura, LEIA: Lecherías especializadas intensivas de altura.

² ET: Eficiencia Técnica estimada a partir del modelo ajustado dentro de cada tipología de hato (AFE-TIP2)

Por otra parte, los datos disponibles son de tipo seccional cruzado, por lo que representan una situación estática en un momento dado. Sería ideal poder contar con datos de panel; es decir, series de datos longitudinales que permitieran medir las tendencias en eficiencia a lo largo del tiempo para cada hato y tipología de hato. Asimismo, aunado al análisis de eficiencia técnica, sería importante realizar estimaciones de eficiencia económica. Entre los datos disponibles se cuenta con algunas de las principales variables que inciden sobre la economía de los hatos lecheros, tales como la producción por el lado de los ingresos, y el nivel de uso de concentrados, fertilizante y mano de obra por el lado de los costos. Con esta información sería posible obtener un primer estimado de eficiencia económica, el cual puede ser asociado al estimado de eficiencia técnica obtenido en el presente estudio.

LITERATURA CITADA

- Aigner, D., C. Lovell, y P. Schmidt. 1977. Formulation and Estimation of Stochastic Frontier Production Function Models. *J. Econometrics* 5:21-38.
- Almanidis, P., y R. Sickles. 2012. The Skewness Problem in Stochastic Frontier Models: Fact or Fiction?. En: I. Van Keilegom, y P. Wilson (editors), *Exploring Research Frontiers in Contemporary Statistics and Econometrics: A Festschrift for Léopold Simar*, Springer Publishing: New York. pp: 201-227.
- Álvarez, A., y J. Del Corral. 2008. ¿Ineficiencia o diferencias tecnológicas en el sector lechero? *Rev. Econ. Aplic.* 48:69- 88.
- Álvarez, A., y J. Del Corral. 2010. Identifying different technologies using a latent class model: extensive versus intensive dairy farms. *Europ. Rev. Agric. Econ.* 37:231-250.
- Álvarez, A., J. Del Corral, D. Solís, y J. Pérez. 2008. Does Intensification Improve the Economic Efficiency of Dairy Farms?. *J. Dairy Sci.* 91:3693-3698.
- Battese, G., y T. Coelli. 1988. Prediction of firm level technical efficiencies with a generalized frontier production function and panel data. *J. Econometrics* 38:387-399.
- Bravo, B., V. Moreira, A. Arzubi, E. Schilder, J. Álvarez, y C. Molina. 2008. Technological change and technical efficiency for dairy farms in three countries of South America. *J. Agric. Res.* 68:360-367.
- Cabrera, V., D. Solís, y J. Del Corral. 2010. Determinants of technical efficiency among dairy farms in Wisconsin. *J. Dairy Sci.* 93:387-393.
- Cobb, C., y P. Douglas. 1928. A Theory of Production. *Amer. Econ. Rev.* 18:139-165.
- Coelli, T.J. 1992. A computer program for frontier production function estimation: FRONTIER Version 2.0. *Econ. Lett.* 39:29-32.
- Cursack, A., M. Castignani, O. Osan, y H. Castignan. 2010. Función de Producción en Sistemas Lecheros de Alta Producción de la Cuenca Central Santafesina, Argentina. En: *Memorias 11º Congreso Panamericano de la Leche*. FEPALE. Bello Horizonte, Brasil.
- Daniel, W. 2002. *Bioestadística. Base para el análisis de las ciencias de la salud*. 4ta. Ed. Traduc. por F. León Hernández. Edit. Limusa, México D.F.

- Fernández, C., G. Koop y M. Steel. 2003. Alternative efficiency measures for multiple-output production. Department of Mathematics and Statistics, Lancaster University, Lancaster, LA1 4YF, U.K.
- García, C., R. Acero, y J. Perea. 2000. Teoría económica de la producción ganadera. Servicio de Publicaciones de la Universidad de Córdoba. Colección: Producción y Gestión de la empresa ganadera N°1.
- González, J. 2012. Situación actual y perspectivas del sector lácteo costarricense. Una visión de la Cámara Nacional de Productores de Leche. En: Memorias Congreso Nacional Lechero 2012. San Carlos, Costa Rica. (en línea). Consultado 1 enero 2013. Disponible en:
<http://www.proleche.com/index.php/component/content/article?id=76>
- Greene, W. 1995. LIMDEP Version 7.0 User's Manual Econometric Software, Inc. Bellport, NY. 890 p.
- Greene, W. 2008. The Econometric Approach to Efficiency Analysis. En: H.O. Fried, C. A. Knox Lovell, y S.S. Schmidt (editors), The Measurement of Productive Efficiency and Productivity Growth. pp: 92-250.
- Hafner, C., H. Manner, y L. Símar. 2013. The “wrong skewness” problem in stochastic frontier models: A new approach. Institut de Statistique, Biostatistique et Sciences Actuarielles (ISBA). Discussion Paper 46. 27 p.
- Hair, J., R. Anderson, R. Tatham, y W. Black. 1998. Multivariate data analysis. 5th edition. Prentice Hall College Division, New York, USA.
- Iráizoz, B, M. Rapún, y I. Zabaleta. 1998. Análisis de la eficiencia técnica de las explotaciones lecheras. Departamento de Economía. Universidad Pública de Navarra. Campus de Arrosadía, Pamplona 31006, Navarra, España.
- Jondrow, J., C. Lovell, I. Materov, y P. Schmidt. 1982. On the estimation of technical inefficiency in the stochastic frontier production function model. J. Econometrics 19:269-294.
- Kirner, L., K. Ortner, y J. Hambrusch. 2007. Using technical efficiency to classify Austrian dairy farms. Die Bodenkultur 58:1-4.
- Kumbhakar, S., y C. Lovell. 2000. Stochastic Frontier Analysis. Cambridge Univ. Press, Cambridge, UK.

- Lawson, L., J. Bruun, T. Coelli, J. Agger, y M. Lund. 2004. Relationships of Efficiency to Reproductive Disorders in Danish Milk Production: A Stochastic Frontier Analysis. *J. Dairy Sci.* 87:212-224.
- Meeusen, W., y J. van den Broeck. 1977. Efficiency estimation from Cobb-Douglas production function with composed error. *Int. Econ. Rev.* 18:435-455.
- Moreira, V., B. Bravo, A. Arzubi, y E. Schilder. 2004. Medidas alternativas de eficiencia técnica en tambos de la Argentina, utilizando una frontera de producción estocástica y datos de panel desbalanceado. En: Primer Congreso Regional de Economistas Agrarios 3, 4 y 5 de Noviembre de 2004, Mar del Plata - Argentina.
- Murova, O., y B. Chidmi. 2009. Impacts of Federal Government programs and specific farm variables on technical efficiency of dairy farms. Paper presented at the 2009 Southern Agricultural Economics Association Annual Meeting, Atlanta, Georgia (en línea). Disponible en: <http://purl.umn.edu/46822>.
- Richards, T., y S. Jeffrey. 2010. Economic Performance in Alberta Dairy: An application of the Mimic Model. Staff Paper 98-02.
- Sanchoa, A. 2005. Econometría de economías, Función de producción Cobb-Douglas. España: Universidad de Valencia.
- SAS Institute. 2010. The SAS system for Windows. Version 9.3. SAS Inst., Cary, NC, USA.
- Schilder, E., y B. Bravo. 1993. Análisis de la eficiencia técnica mediante funciones estocásticas de frontera: el caso de la cuenca central Argentina. En: Reunión Anual de la Asociación Argentina de Economía Agraria. Huerta Grande, Córdoba, Argentina.
- Toro, P., A. García, C. Aguilar, R. Acero, J. Perea, y R. Vera. 2010. Modelos econométricos para el desarrollo de funciones de producción. Universidad de Córdoba, España.
- Waldman, D. 1982. A stationary point for the stochastic frontier likelihood. *J. Econometrics.* 18:275-279.

CONCLUSIONES Y RECOMENDACIONES GENERALES

La actividad lechera en nuestro país ha venido presentando un crecimiento constante en los últimos años, con el consecuente desarrollo de las zonas rurales y el mejoramiento de la calidad de vida de sus habitantes. Es una actividad que representa un aporte importante a la economía nacional ya que genera fuentes de empleos directos e indirectos y provee uno de los productos fundamentales para la industria de lácteos, contribuyendo de esta manera con la seguridad alimentaria de la nación.

Pese al crecimiento de la actividad, la actividad lechera atraviesa por un momento difícil debido principalmente a la dependencia de insumos y materias primas importadas que encarecen la producción y debilitan las economías de los productores. Ante esta situación, se hace imperativa la necesidad de incrementar los niveles de eficiencia técnica y competitividad de los sistemas productivos, mediante la implementación de técnicas que conlleven a una mayor eficiencia técnica de la empresa ganadera, que le permita al productor lechero aumentar sus probabilidades de perdurar en el tiempo y de responder a los cambios que puedan suceder en el entorno.

Mediante la presente investigación, se logró clasificar las diferentes fincas lecheras de nuestro país, de acuerdo a variables técnicas, económicas, sociales y agroecológicas. Se identificaron cinco tipologías de fincas: lecherías especializadas extensivas de bajura (LEEB, 34,4%), lecherías especializadas semi-intensivas de altura (LESA, 25,2%), lecherías especializadas intensivas de bajura (LEIB, 15,4%) lecherías de Doble Propósito de bajura (LDPB, 17,4%) y lecherías especializadas intensivas de altura (LEIA, 7,6%).

Las tipologías se diferenciaron por dos factores, el primero relacionado con nivel de intensificación, determinado principalmente por las variables de producción por hectárea, uso de concentrado, carga animal y uso de fertilizantes; y el segundo factor relacionado con variables espaciales, determinado principalmente por la altitud, temperatura y precipitación. Pese al aumento en los sistemas de confinamiento estabulados y semiestabulados, es evidente que a nivel poblacional existe todavía una mayor tendencia al uso del pastoreo, debido quizás al recurso tierra con el que cuentan la mayoría de los productores y a que la disponibilidad de espacio para el manejo de los

animales no es todavía una limitante que obligue al uso de sistemas de confinamiento más permanentes.

Las tipologías obtenidas pueden servir de base para dirigir políticas de extensión más focalizadas por parte de la empresa involucrada. Se pudieron identificar algunas limitaciones que enfrentan los sistemas de producción pertenecientes a cada tipología. Así por ejemplo, en el primer grupo (LEEB) una de las principales limitantes es la falta de pasturas productivas adaptadas a suelos marginales del trópico. En segundo grupo (LESA) una de las limitantes es el menor uso de suplementos alimenticios y forrajes. En el grupo LEIB se debe cuestionar el uso que se hace de razas lecheras *Bos Taurus* en zonas bajas, calientes y húmedas, ya que las circunstancias ambientales les impiden alcanzar su potencial productivo, mientras que los costos por alimentación y manejo reproductivo pueden ser iguales o mayores que en sistemas especializados de altura. En el grupo LDPB una de las principales limitantes radica en el uso de tipos raciales de bajo potencial productivo y la ausencia de una estrategia de mejoramiento genético. Por último, en el grupo LEIB la mayor limitante es el alto costo de producción, por lo que las soluciones deben ir orientadas a buscar fuentes alimenticias de alta calidad pero de menor costo que el concentrado.

La agrupación por tipologías se utilizó como base para cuantificar los niveles de eficiencia técnica, definida en función de la producción de sólidos totales (kg/ha/sem). Se determinó que las variables predictoras más fuertemente asociadas con producción de sólidos fueron la carga animal, aplicación de fertilizante, suministro de concentrado, proporción de ganado especializado, altitud sobre el nivel del mar y área de pastoreo. Un incremento de 1% en estas variables se asoció con un cambio de 0,85%, 0,07%, 0,07%, 0,19%, 0,15% y -0,10% en producción de sólidos, respectivamente. La producción más alta fue para las Lecherías Especializadas Intensivas de Altura (LEIA; 83,9 kg/ha), seguidas por las Lecherías Intensivas de Bajura (LEIB; 51,0 kg/ha), Semi-intensivas de altura (LESA; 33,8 kg/ha), Extensivas de Bajura (LEEB; 23,0 kg/ha), y Lecherías de Doble Propósito de Bajura (LDPB; 8,5 kg/ha). Se determinó además que el mejor modelo para calcular eficiencia fue un modelo basado en fronteras estocásticas específicas para cada tipología de finca, ya que considera la heterogeneidad en la elasticidad de las variables predictoras entre distintas tipologías. De acuerdo con este modelo, el índice de eficiencia promedio fue de 0,77 (SD=0,11).

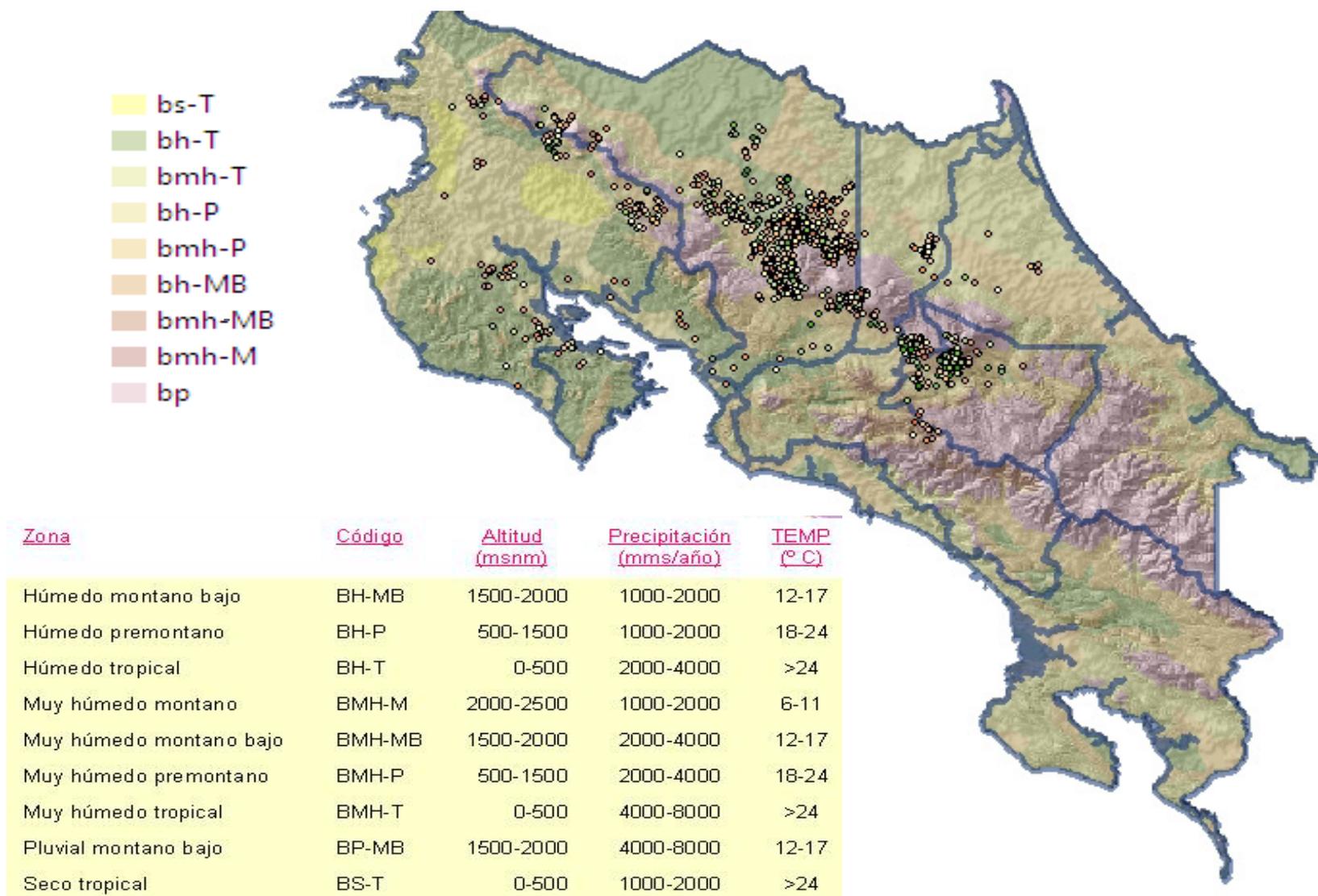
Los índices de eficiencia obtenidos reflejan que existe todavía un margen considerable de mejora en las fincas, el cual es más amplio para los grupos LDPB (Eficiencia= 0,70) y LESA (Eficiencia= 0,73). En este sentido las mejoras deberían orientarse a corregir las limitaciones señaladas anteriormente para cada tipología de finca. Se debe tomar en cuenta además aquellas variables (endógenas y exógenas) que tienen un mayor impacto en la producción, según se demostró en el presente estudio.

Es importante señalar también algunas limitaciones de la presente investigación. Los datos utilizados son de tipo seccional cruzado, por lo que representan una situación estática en un determinado momento. Sería ideal poder contar con datos de panel; es decir, series de datos longitudinales que permitan medir las tendencias en eficiencia a lo largo del tiempo para cada hato y tipología de hato. Asimismo, aunado al análisis de eficiencia técnica, sería importante realizar estimaciones de eficiencia económica. Entre los datos disponibles se cuenta con algunas de las principales variables que inciden sobre la economía de los hatos lecheros, tales como la producción por el lado de los ingresos, el nivel de uso de concentrados, fertilizantes y mano de obra por el lado de los costos. Con esta información sería posible obtener un primer estimado de eficiencia económica, el cual puede ser asociado al estimado de eficiencia técnica obtenido en el presente estudio. Además, es evidente que la sostenibilidad de cualquier sistema de producción animal estriba en el manejo racional de los recursos: tierra, capital, animales, mano de obra e insumos, con respecto al entorno medioambiental en que se encuentra la explotación, por lo que sería de crucial importancia incluir además variables que reflejen acciones en materia ambiental. Cualquier esfuerzo de parte del productor debe estar orientado en alcanzar el óptimo de producción, considerando todos los distintos tipos de factores involucrados en el rendimiento del sistema productivo, sin dejar de lado el componente ambiental.

Finalmente, se espera que las propuestas planteadas en el estudio sean de utilidad para productores y grupos agremiados de éstos, de manera que el mismo pueda servir de herramienta para el análisis de los sistemas productivos y que se traduzca en acciones y políticas orientadas a mejorar la producción, la calidad del producto y por ende el bienestar socioeconómico de los productores de leche de nuestro país.

ANEXOS

Anexo 1. Ubicación geográfica de las fincas bajo estudio, según zona de vida.



Anexo 2. Instructivo para los autores. Revista Agronomía Mesoamericana.

La Revista Agronomía Mesoamericana dio inicio durante la XXXV Reunión del Programa Cooperativo Centroamericano para el Mejoramiento de Cultivos y Animales (PCCMCA) efectuada en Honduras en 1989.

Su objetivo principal es difundir los resultados de investigación que se exponen durante cada reunión anual.

El primer volumen se entregó en 1990, durante la XXXVI Reunión del PCCMCA en El Salvador.

Para lograr el objetivo propuesto se requiere que los autores presenten trabajos con base en las siguientes normas técnicas:

1. Los trabajos deben tener como máximo 20 páginas a doble espacio. Para las notas técnicas (denominado como el trabajo que si bien aporta una o varias informaciones científicas nuevas, su redacción o metodología aplicada no permite reproducir los experimentos y obtener resultados similares a los mostrados, y no se puede además repetir los resultados y juzgar las conclusiones del autor), un máximo de 10 páginas.

2. Los trabajos deben ser preparados en Microsoft Word para Windows. Las figuras en archivos aparte con formato JPG o TIF. Debe entregarse copia en extenso y disquete de 3 1/2, o en disco compacto o enviarlo por correo electrónico a la dirección pccmca@cariari.ucr.ac.cr

3. El autor debe indicar que el trabajo es original y que no se ha publicado ni sometido a publicación en otras revistas. Además una vez sometidos a publicación en la Revista Agronomía Mesoamericana, tampoco se debe someter a publicación en otras revistas.

4. Los trabajos sometidos a publicación deben contar con la autorización para ser publicados, de parte de la institución o empresa donde se efectuó la investigación. Además se asumirá que todos los autores del trabajo participaron en la elaboración, y autorizaron someterlo a publicación. La responsabilidad del contenido es de los autores.

5. El autor debe indicar si su trabajo lo considera un artículo, nota técnica, análisis y comentarios o revisión bibliográfica, sin embargo, la decisión sobre su ubicación se

tomará con base en el arbitraje efectuado y el acuerdo del Consejo Editorial. Se rechazará de oficio todo trabajo de campo con un sólo periodo de evaluación (época o año), sobre cultivos ampliamente estudiados y sobre una temática ya conocida (épocas de siembra, distancias de siembra, etc.)

6. Todo trabajo enviado para publicación será revisado al menos por dos especialistas antes de ser sometido a aprobación por el Consejo Editorial. Si el artículo es aceptado, el autor con el que se tiene establecida la comunicación debe hacer las correcciones solicitadas por el Editor, y enviar de nuevo el trabajo, indicando las correcciones realizadas en otro color de letra (versión en CD o envío por correo electrónico), o en subrayado para envíos de impresos. Se aceptarán, para análisis del Comité Editorial, las respuestas del autor con el que se mantiene la comunicación sobre las correcciones o adiciones al trabajo, sin embargo, la decisión del Comité Editorial será definitiva y su no cumplimiento implica el rechazo del trabajo para su publicación. Se dará un período de 10 días hábiles para el envío de las correcciones. Si luego del periodo dado no hubiera respuesta, se procederá en primera instancia a dejar fuera del proceso de edición el trabajo, y posteriormente pasados los 30 días hábiles, se procederá a rechazar el trabajo bajo la premisa de no acatamiento a las directrices de la revista en la aprobación de los trabajos. Cuando se finalice el trabajo de diagramado con las correcciones del autor, se le devolverá de nuevo para que el autor efectúe la revisión final e indique vía carta o vía correo electrónico al Editor que está de acuerdo con la versión final o indicar las observaciones de forma. Si hay correcciones de forma, de nuevo se enviará al autor el trabajo para que de la aprobación para su publicación. Esto asegura al autor la fidelidad de su trabajo. El tiempo de respuesta del autor deberá ser de un máximo de cinco días hábiles, después del cual se suspenderá del proceso de edición, lo cual podrá atrasarse un semestre en su publicación.

7. Solo se distribuirán impresos a los centros de documentación y bibliotecas. El autor principal recibirá la versión en disco compacto y se le podrá enviar la versión impresa de la revista o una separata de su trabajo, si cancela los costos de producción y envío. En cada Reunión Anual del Programa Cooperativo Centroamericano para el Mejoramiento de Cultivos y Animales (PCCMCA), se distribuirá a cada participante, una copia en disco compacto de los dos últimos volúmenes de la revista.

8. Los nombres de los plaguicidas, se deben escribir con el nombre común seguido del nombre químico entre paréntesis. No se acepta el uso de nombres comerciales de plaguicidas, con excepción a formulaciones particulares que si afectan los resultados.

9. Los números arábigos se emplearán para todos los números con dos o más dígitos, y para las unidades de medida. El número se escribirá en palabras si es la primera palabra de una oración, o si es menos de 10 y no indica una medida.

10. Se aceptan para publicación Números Especiales, que son monotemáticos, por ejemplo nutrición en cafeto. Su formato puede variar ligeramente del propuesto a continuación (ver Volumen 15 número 3, Edición Especial sobre nutrición en frijol). Los costos de estas publicaciones serán pagadas por los interesados u organización.

11. Todo trabajo debe incluir las siguientes secciones

(Al enviar el trabajo, adjunte copia de este instructivo para autores, y marque con una X las instrucciones cumplidas):

TÍTULO: El título debe ser conciso y no debe exceder de 14 palabras Indicar con un asterisco, si el trabajo fue parte de una tesis, proyecto, etc. Se sugiere evitar el uso de nombres científicos en el título cuando el nombre común es muy conocido (frijol, maíz, papa, tomate, etc.). Se deberá usar el nombre científico cuando el nombre común no es conocido o puede variar entre países (nombres de malezas, hongos, insectos, etc.).

TÍTULO RESUMIDO: para encabezado de página, no debe ser mayor de ocho palabras.

AUTORES: Debe indicarse el nombre completo y apellidos. Al pie de página debe incluirse la dirección postal y de correo electrónico de todos los autores, e indicar la institución donde laboran. El primer autor se considerará el de mayor aporte a la investigación que dio origen al trabajo sometido a publicación y preferiblemente quien lo escribe. El número total de autores no deberá ser mayor de seis.

INTRODUCCIÓN: Debe incluir el propósito de la investigación, los antecedentes más relevantes y el objetivo concreto. Importancia del problema dentro del marco de estudio, limitaciones de la investigación. Toda información debe estar respaldada con citas bibliográficas, que sean de fácil acceso mediante centros de documentación, bibliotecas o Internet. Si son más de dos autores se pone *et al.* después del primer apellido. Ej. a) "...la metodología propuesta por Gómez *et al.*". b)...Este método fue similar al de otros autores

(Hartman 1974, Jackson *et al.* 1977). Toda mención de especies vegetales o animales debe incluir su nombre científico, y cuando es parte de lo que se estudia en el trabajo, se debe indicar además su clasificación biológica. Toda indicación posterior de un nombre científico se hará con solo la inicial del género más la especie. Todo nombre científico deberá ir en letra cursiva. (revisar terminología en: International Association for Plant Taxonomy iapt, Código Internacional de Nomenclatura Botánica). Los nombres genéricos que se usan como nombres vernaculares no llevan mayúscula: ejemplo frijol, maíz, etc.

MATERIALES Y MÉTODOS: Son los elementos básicos de la investigación y los que generan los resultados. Los materiales (suelos, plantas, semillas, vacas, cabras, etc.) deben estar claramente descritos (análisis físico químico y tipo de suelo. Descripción de la variedad de planta empleada y su origen. Características del animal empleado, que incluya su origen, tipo, edad, etc. Los métodos deben indicar claramente las variables que se pretende medir y su precisión, por lo que se debe incluir el diseño experimental, unidad experimental, método de muestreo y tipo de análisis estadístico. Descripción de los tratamientos y variables evaluadas. Prácticas culturales y del manejo del experimento. Además la ubicación de la investigación en espacio, tiempo y condiciones climáticas, si procede.

RESULTADOS Y DISCUSIÓN: Se presenta y analiza la información obtenida. Los datos derivados de la aplicación de la metodología, de una manera clara, ordenada y completa, pero a la vez concisa, basados en comprobaciones y no suposiciones, deben ser expresados por separado en figuras o cuadros (incluir en un archivo adicional los datos que los originaron para efecto del diagramado). No se debe repetir en el texto la información contenida en los cuadros o figuras. Se describirá en el texto la información obtenida del análisis de varianza.

CUADROS, FIGURAS, FOTOS, DIBUJOS Y MAPAS: Deben tener un título, que los explique por sí solos, independiente del texto. Se debe identificar claramente la información brindada, áreas geográficas donde se realizó (provincia (s)), además del periodo o año de ejecución. Los cuadros se deben presentar preferentemente en formato pequeño condensado en vez de uno complicado, de difícil interpretación. No se debe repetir la información en cuadros y figuras, se deberá escoger la forma que mejor comunique la información deseada. Las fotos se deben enviar en archivo separado, con una resolución mínima de 250 dpi y en formato JPG. Los cuadros, figuras, fotos o mapas

deben aparecer inmediatamente después de que se les mencione. Bajo ninguna circunstancia se aceptarán como anexos o apéndices. Todo tipo de abreviaturas, con excepción de las de uso universal, deberán aclararlas al pie del cuadro o figura.

Las figuras y fotos se pueden incluir a color en la versión en CD y página WEB, y en blanco y negro en la versión impresa; si el autor desea impresión en color deberá cubrir los gastos de separación de colores de fotos y figuras. De no ser cubierto el costo de impresión, el autor debe brindar las figuras y fotos de manera que sean legibles en blanco y negro. Lo anterior porque las tonalidades dan problemas de definición en la impresión en blanco y negro. La numeración de los cuadros, figuras y fotos se elaboran en forma independiente para cada uno de ellos. Las figuras cuadros y fotos con pocas excepciones se ubicarán en un espacio del ancho de una columna por lo cual debe usar figuras y cuadros que se puedan reducir al ancho de la columna sin perder nitidez. No se deben enviar cuadros en formato de figura.

CONCLUSIONES: Se pueden presentar opcionalmente, afirmaciones derivadas de los resultados y no deben exceder los alcances de éstos, ni ser resumen o sin ser repetitivos con los resultados o discusión. Se justifican cuando se presentan como una recapitulación de los resultados obtenidos que apoyan o difieren de las hipótesis propuestas en la introducción.

RESUMEN: Incluir el objetivo del trabajo, el procedimiento seguido, los principales resultados y una discusión básica. No hacer referencias o incluir citas bibliográficas, figuras o cuadros. El tamaño máximo será de 250 palabras a espacio seguido y en un sólo párrafo.

PALABRAS CLAVE: Se debe incluir cinco palabras claves en español e inglés. El objetivo es su uso en indización y selección de la información bibliográfica. No deben incluir palabras que aparecen en el título.

ABSTRACT: Traducción al inglés del RESUMEN, incluyendo título del trabajo.

ABREVIATURAS Y SÍMBOLOS: La Revista Agronomía Mesoamericana, sólo acepta la normativa oficial del sistema internacional de pesos y medidas (CARAZO, M. 1987. Sistema internacional de pesos y medidas. 2 Ed. Cartago, Costa Rica, Editorial Tecnológica de Costa Rica. 151 p.) y lo indicado para tal efecto por la Real Academia

Española (ejemplo: para la separación de los decimales se empleará la coma siempre y cuando el trabajo sea en español).

LITERATURA CITADA: Deben contribuir al conocimiento sobre el tema y ser lo más recientes posible, de fácil acceso vía centros de documentación, bibliotecas o Internet y estar redactadas con base en las normas del IICA*. Toda referencia bibliográfica que se incluyó en el texto (introducción, materiales y métodos o resultados y conclusiones) deberá aparecer en esta sección. Todas las citas deben tener el total de autores, año de publicación, título completo y original del trabajo, e información sobre el documento en que se publicó, edición, casa editora, lugar de publicación, volumen y número, número de páginas. Los autores se colocan con mayúscula, primero el apellido y luego la inicial del nombre, en todos los autores. Las comunicaciones personales no son parte de la literatura citada, por lo que se colocan al pie de página. Las citas obtenidas de Internet, deben ser preferentemente de publicaciones periódicas o libros.

Libros: CARVAJAL, F. 1984. Cafeto: cultivo y fertilización. 2da Ed. Instituto Internacional de la Potasa, Berna, Suiza. 253 p.

Tesis: YAH CORREA, E.V. 1998. Crioconservación de suspensiones celulares embriogénicas de *Musa* spp. iniciadas a partir de flores inmaduras. Tesis Mag. Sc. Turrialba, C.R. CATIE. 77 p.

Congresos, Conferencias, Reuniones: REGIONAL WORKSHOP NEEDS AND PRIORITIES FOR FORESTRY AND AGROFORESTRY POLICY RESEARCH IN LATIN AMERICA (1993 SAN JOSÉ, CR). 1994. (Report). Eds. M. Alfaro; R de Camino, M. I. Mora; P. Oram. San José, C.R., CR, IICA. 298 p.

Revistas: SHINGH, C.K.; GREWAL, G.S. 1998. Detection of rabies in central nervous system of experimentally infected buffalo calves. Indian Journal of Animal Sciences 68 (12): 1242-1254.

Comunicaciones personales: Se mencionan en nota al pie de página en el texto de la publicación. Ejemplo:

AGUILAR, JF. 1997. Forestería social (entrevista). San José, CR., Universidad de Costa Rica.

En línea: Guzmán, M. de. 1993. Tendencias innovadoras en educación matemática (en línea). Bogotá, Unesco. Consultado 5 ene. 1998. Disponible en: <http://www.oel.org.co/oeivirt/edumat.htm>.

Documento redacción de referencias bibliográficas: Normas técnicas del IICA. Dirección: <http://www.iica.int>, luego dar clic en Biblioteca Conmemorativa Orton y en Servicios dar clic en Documentos de Trabajo.

GUÍA DE FORMATO

REVISTA AGRONOMÍA MESOAMERICANA



Título del
trabajo: _____
Autores: _____

ESTA GUÍA ES PARA QUE LOS AUTORES VERIFIQUEN EL CUMPLIMIENTO DEL FORMATO ESTABLECIDO POR LA REVISTA. LE EVITARA DEVOLUCIONES DEL TRABAJO Y ASÍ PODER ENTRAR AL PROCESO DE EDICIÓN.

Inédito

- Trabajo no sometido a publicación en otras revistas.
- Co-autores revisaron exhaustivamente todo el texto y aprobaron.

Extensión del texto

- Artículo. Máximo 40 páginas en el procesador de texto Microsoft Word en letra arial tamaño 11, espacio 1,5. Márgenes superior e inferior de 2,54 cm (1 pulgada), los márgenes izquierdos y derechos de 3,05 cm (1,2 pulgadas).
- Comunicación corta: 10 páginas en Word con el mismo formato y márgenes anteriormente solicitados en el artículo.

Título

- Tiene como máximo 14 palabras.
- Indica en pie de página si fue tesis, proyecto, etc.
- Evita el uso de nombres científicos para cultivos muy comunes (papa, arroz, maíz, etc.)
- Utiliza subtítulos solo si la investigación continuará y se publicarán otros artículos.

Resumen

- Extensión de 250 palabras máximo.
- No incluye introducción al tema.
- No incluye citas bibliográficas.

- Objetivo del trabajo (No incluye actividades, ni procedimientos).
- Tiene el lugar y el periodo en el que se llevó a cabo el ensayo?
- Procedimiento seguido. Metodología principal.
- Énfasis en principales resultados y conclusiones.
- Todo en un párrafo.

Abstract

- Es una traducción fiel del resumen.
- Incluye el título del trabajo y palabras clave traducidas al inglés.

Palabras claves

- No repite palabras del título. Éstas identifican la temática.
- Máximo cinco palabras, y pueden ser compuestas.

Título resumido

- Tiene como máximo ocho palabras.

Información de autores

- Nombre completo.
- Dos apellidos (excepto si el autor solicita incluir un solo apellido o si son apellidos ingleses, chinos u otros)
- Correo electrónico, apartado postal.
- Institución o compañía donde laboran (nombre completo, no siglas). Dirección física o postal.
- Máximo seis autores.

Introducción

ANTECEDENTES / OBJETIVOS / ALCANCES DEL PROBLEMA

Solo se acepta redacción temática específica a la investigación y respaldada por la literatura. No se aceptara redacción donde la literatura se emplee como inicio de cada párrafo, o para cada tema.

- Frases tienen menos de 20 palabras.
- Los párrafos tienen menos de 120 palabras.

- Concordancia entre género y número.
- Sin frases de circunloquio “más vale decir que...”. “sin lugar a dudas podría llegar a afirmarse que...”.
- No incluye gerundios
- Propósito de la investigación.
- Importancia del problema dentro del marco de estudio.
- Antecedentes más relevantes. Deben tener relación entre el trabajo e investigaciones anteriores.
- Limitaciones de la investigación.
- La información está respaldada con base en las citas bibliográficas.
- Objetivo del trabajo al final (No incluye actividades, ni procedimientos).
- Incluye el nombre científico de todos los animales y plantas (en cursiva; buscar en International Association for Plant Taxonomy rapt. Código Internacional de Nomenclatura Botánica).
- Incluye la clasificación biológica de todo animal o planta que formó parte de la investigación.
- El nombre científico mencionado por segunda vez, sólo presenta la inicial mayúscula del género separada con un punto. La especie en letra cursiva.
- Nombres comunes sin mayúscula.
- Citas redactadas con base en la normativa.
- Todas las citas aparecen en literatura citada.

Materiales y Métodos (Artículos y Comunicaciones cortas)

- Incluye lugar, periodo y época donde se llevó a cabo el trabajo.
- Condiciones climáticas o ambientales, cuando son empleadas en los resultados o en la discusión.
- Análisis: físico-químicos del suelo.
- Diseño experimental (número de repeticiones, unidad experimental).
- Descripción de los tratamientos y las variables evaluadas.
Variables evaluadas. Debe indicar cómo efectuó las mediciones, los criterios empleados o citas bibliográficas sobre la metodología empleada en la medición de las variables. Incluye la descripción de las escalas empleadas.
- Especificaciones de equipo y materiales (No incluir marcas comerciales).
- Descripción de variedades o razas utilizadas (origen, tipo, edad, etc.), y justificación de su empleo. Puede incluir citas bibliográficas sobre las variedades o razas.
- Prácticas culturales y manejo del experimento.
- Método de muestreo.

- Análisis estadístico.
- Todas las citas aparecen en literatura citada.

Resultados y Discusión (Artículos y Comunicaciones cortas)

- Presentación y análisis de datos obtenidos (resumido, ordenado, preciso, claro y conciso). No incluye datos ajenos al ensayo.
- Todas las citas se presentan en literatura citada.
- Los cuadros y figuras están nombrados en el texto. De preferencia emplear figuras.
- No repite información en cuadros, figuras y texto.
- No presenta cuadros de gran tamaño (una o más hojas). Contienen toda la información para su interpretación (abreviaturas, tratamientos, estadística, etc.)
- Los párrafos no son mayores de 22 líneas.
- Verificada la Puntuación y ortografía.
- Expresión adecuada de las ideas.
- No incluye cuadros de análisis de varianza. Describe en el texto la información obtenida de dichos análisis.
- Las comunicaciones personales se colocaron al pie de página de la siguiente forma:
Autor. / Año en que tuvo lugar la comunicación/ Título de la comunicación. / Lugar, e institución donde trabaja el autor. / Mención de comunicación personal.
- Los cuadros y figuras tienen un título que explique su contenido independientemente del texto.
- Títulos de las columnas e hileras de los cuadros y figuras no incluyen abreviaturas.
- Los títulos de los cuadros y figuras tienen ubicación (lugar y país).
- Los cuadros y figuras tienen la fecha o año en el que se efectuó la toma de datos presentados.
- Los cuadros y figuras aparecen inmediatamente después de nombrarse por primera vez.
- Los signos en los cuadros o figuras se explican como una nota al pie del cuadro.
- Los cuadros y figuras tienen numeración secuencial.
- Las abreviaturas y signos están redactadas con base en el Sistema Internacional de Pesos y Medidas.
- Establece relaciones entre causas y efectos.
- Aclara las limitaciones dentro de las cuales se desarrolló el experimento.

- Se diferencia con otros experimentos similares anteriores.
- Evita el inicio de un párrafo con “Como se observa en el cuadro...En el cuadro... En la Figura...”
- Incluye aplicaciones prácticas y teóricas.

Literatura Citada

- Es lo más reciente posible (de los últimos diez años), e incluye artículos clásicos en su temática.
- Está ordenada alfabéticamente por apellido del autor.
- Cuando hay varias referencias bibliográficas de un mismo autor se ordenan cronológicamente por año de publicación.
- Las citas que tienen el mismo año se ordenaron alfabéticamente por título, agregando las letras a, b, c, ... seguidas del año de publicación.
- Dos o más referencias de un mismo autor en colaboración con otros autores, se ordenaron cronológicamente bajo el apellido del primer autor. Si no tiene fecha, se coloca de primero.
- El nombre de un mismo autor se repite cuando hay dos o más referencias. No sustituye el nombre por una línea
- Citas sin autores se ordenan por título del documento.
- Sigue normas del **ASA**