

AVALIAÇÃO DA EFICIÊNCIA ECONÔMICA DE SISTEMAS DE PRODUÇÃO DE LEITE NO ESTADO DE SÃO PAULO UTILIZANDO *FRONTEIRA ESTOCÁSTICA*

Oscar Tupy¹

Alfredo Ribeiro de Freitas¹

Sérgio Novita Esteves¹

Eli Antonio Schiffler²

Manuel Carmo Vieira³

Andréia Cristina De Oliveira Adami⁴

RESUMO

O número de trabalhos sobre eficiência econômica, custo ou lucro de empresas é significativo em nível internacional, mas pouco expressivo no Brasil. O trabalho mede a eficiência custo de uma amostra de produtores de leite do tipo B no Estado de São Paulo utilizando o *Método de Fronteira Estocástica*. Os dados são do tipo *cross-section* e referentes a produção de leite de 30 fazendas de diferentes regiões. A ineficiência custo média estimada foi de $0,3170 \pm 0,3012$. Níveis de ineficiência desta magnitude são extremamente prejudiciais à competitividade da cadeia produtiva do leite no Brasil.

Palavras-chave: eficiência econômica na produção de leite, eficiência custo, fronteira estocástica.

ABSTRACT

ECONOMIC EFFICIENCY EVALUATION OF DAIRY FARMS IN SÃO PAULO STATE BRAZIL USING STOCHASTIC FRONTIERS

The amount of papers about economic efficiency is significant abroad, but it is of little expression in Brazil. This work evaluates the cost efficiency or economic efficiency obtained from a sample of milk producers in São Paulo State using the probabilistic frontier method. The data are cross-section data and were collected in 30 dairy farms statewide. The average cost inefficiency was 0.3170 ± 0.3012 . Levels of inefficiency from this size are extremely harmful to competitiveness of the milk production chain in Brazil.

Key Words: Milk production economic efficiency, stochastic frontier, cost efficiency.

¹ Pesquisadores, Embrapa Pecuária Sudeste, C.P. 339, 13560-970 - São Carlos, SP. E-mail: tupy@cnpse.embrapa.br, ribeiro@cnpse.embrapa.br.

² Técnico de Nível superior II, Embrapa Pecuária Sudeste, C.P. 339, 13560-970 - São Carlos, SP. E-mail: eli@cnpse.embrapa.br

³ Pesquisador do Instituto de Tecnologia de Alimentos - ITAL - Sec. Agríc. SP. Endereço eletrônico: mvieira@ital.org.br

⁴ Bolsista iniciação científica Fapesp

INTRODUÇÃO

A principal razão para avaliar a eficiência econômica (custo ou lucro) de uma empresa é que a eficiência é um indicador de sucesso, uma medida de desempenho, pela qual a empresa deve ser avaliada (LOVELL, 1993). Uma vez quantificada a ineficiência os seus fatores determinantes poderão ser identificados e muitos prejuízos evitados. Por outro lado, a identificação dos fatores determinantes de níveis elevados de eficiência poderão ser também extremamente valiosos para os trabalhos de extensão, pesquisa e assistência técnica, podendo os produtores de leite de elevada eficiência econômica tornarem-se referência ou *benchmarks* para os demais.

Para as instituições que desenvolvem pesquisas aplicadas à produção de leite, a avaliação da eficiência econômica poderá ser útil à proposição de trabalhos científicos que contribuam efetivamente para o melhoramento da eficiência atual da produção de leite, no desenvolvimento de novas tecnologias para aumentar a produtividade e no reconhecimento do *gap* entre o potencial de produção de uma tecnologia e o nível de produção obtido.

No Brasil as estimativas de eficiência econômica de rebanhos leiteiros foram obtidas utilizando-se métodos não-paramétricos com alguns questionamentos sobre a aplicabilidade do mesmos. Na literatura especializada as vantagens e desvantagens do método paramétrico e não paramétrico são discutidas.

O trabalho teve como objetivo estimar a eficiência custo (econômica) de produtores de leite do Estado de São Paulo utilizando métodos paramétricos.

REVISÃO DE LITERATURA

Medições e análises da eficiência econômica na produção de leite foram realizadas por KUMBHAKAR et al. (1989) nos EUA. Os autores mediram as ineficiências técnica, alocativa e de escala de fazendas produtoras de leite do Utah, utilizando uma função de produção fronteira tipo Cobb-Douglas e as condições de primeira ordem para maximização de lucro. Foram estimadas, separadamente, a eficiência técnica, alocativa e de escala para pequenas, médias e grandes propriedades. Em média, a porcentagem de perda no produto, devido a ineficiência técnica foi de 52,12; 31,56 e 20,02% para pequenas, médias e grandes propriedades, respectivamente. A porcentagem de incremento no custo devido à ineficiência alocativa foi de 5,89; 3,62 e 3,87% para pequenas, médias e grandes propriedades, respectivamente. A porcentagem de perda no lucro devido à ineficiência de escala foi de 18,56; 11,18 e 7,96% para pequenas, médias e grandes propriedades, respectivamente. Os resultados obtidos por KUMBHAKAR indicaram associação positiva entre o nível educacional do produtor e a eficiência e, relação negativa entre renda obtida fora da propriedade e eficiência, sendo o efeito mais forte desta relação nas pequenas propriedades.

BRAVO-URETA & RIEGER (1991), estimaram a eficiência econômica na produção de leite de 511 fazendas nos EUA; a ineficiência econômica encontrada foi de 30% para a média das fazendas analisadas. Estes autores utilizaram fronteiras de custos do tipo Cobb-Douglas, estimadas analiticamente, para obtenção da medida de eficiência econômica. Neste trabalho, os autores concluíram que embora as variáveis sócio-econômicas, tamanho da propriedade, educação, extensão e experiência, mostrassem alguma associação estatisticamente significativa com as estimativas de eficiência, estas não foram acentuadas.

No Brasil, GOMES (1999) utilizando métodos não-paramétricos, estimou uma eficiência técnica da ordem de 91% para uma amostra de 241 produtores de leite do Estado de Minas Gerais.

TUPY e YAMAGUCHI (2002) também estimaram a eficiência produtiva de 54 sistemas de produção de leite do Estado de Minas Gerais empregando métodos não-paramétricos (Data Envelopment Analysis - DEA). A eficiência produtiva estimada foi de 71,3%.

Segundo BAUER (1990), existem dois paradigmas sobre a construção de fronteiras de produção, custo ou lucro. Um, não paramétrico, determinístico e que utiliza técnicas de programação matemática e outro paramétrico e estocástico. A maior vantagem da técnica de programação matemática é que esta não impõe uma forma funcional explícita sobre os dados. Contudo, a fronteira calculada pode ser deformada se os dados são contaminados por ruídos estatísticos. O método estocástico, por outro lado, pode manipular os ruídos estatísticos, mas impõe uma forma funcional explícita e possivelmente restritiva para a tecnologia.

SINGH, et al. (2000) compararam a eficiência econômica de cooperativas e de laticínios privados na Índia, obtendo escores de eficiência maiores quando o método econométrico foi empregado e menores para o método não paramétrico, respectivamente de 0,801 e 0,620. Nenhuma relação significativa foi detectada entre os escores de eficiência obtidos empregando-se os métodos paramétricos e não paramétricos, o mesmo valendo para os *rankings* gerados. Os autores debitam as diferenças nas estimativas à natureza restritiva da forma funcional Cobb-Douglas no método paramétrico de fronteiras estocásticas, ou devido a natureza linear da fronteira não paramétrica.

MATERIAL E MÉTODOS

Modelo teórico de análise

Na produção de leite, os produtores mais tecnificados, têm procurado otimizar a produção através de maior produtividade por vaca em lactação, maior eficiência na transformação de alimentos, menor intervalo entre partos, e menor taxa de mortalidade. Neste caso, uma função de produção poderá provavelmente, representar o comportamento otimizador do ponto de vista físico. Contudo, uma abordagem de função de produção proporcionará apenas a medida de eficiência técnica da firma. Para medir a eficiência econômica, torna-se necessário representar o comportamento otimizador dos produtores por funções objetivo de custo, receita ou de lucro (FORSUND et al, 1980).

Pressupõe-se que produtores operam em mercados competitivos, onde o preço do produto e dos fatores são dados. Assim, a utilização de uma função de custo pode, então, ser compatível com o comportamento destes frente aos mercados de produto e de fatores. Os preços dos fatores e do produto são exógenos, enquanto as demandas por fatores e o custo total são endógenos. Segundo GREENE (1980), para mercados competitivos, a pressuposição comportamental subjacente é que as firmas minimizam os custos de produção em relação ao produto, preços e função de produção.

Neste trabalho será empregada para representar o comportamento otimizador na produção de leite, uma função de custo conforme considerada nos textos clássicos sobre teoria da firma:

$$C = C(y, w_1, \dots, w_n)$$

(1)

A função de custo acima é o custo mínimo de produzir um dado nível de produto, durante um dado período de tempo, expresso como função dos preços dos fatores w e produto y .

A função de custo estimada representará a fronteira de custo mínimo onde somente os produtores eficientes estarão localizados. Produtores com algum grau de ineficiência se localizarão acima da fronteira de custo mínimo e a sua distância ou desvio em relação à fronteira será a medida da sua ineficiência (LOVELL, 1993).

O modelo empírico de análise

Para a estimação da fronteira de custo e medição da ineficiência econômica foi utilizado o método paramétrico de fronteira estocástica, conforme descrito por GREENE (1993).

Os dados utilizados são do tipo *cross-section* adotando-se a seguinte formulação para estimação da função de custo-fronteira paramétrica:

$$C_i = C(y_i, w_i | \beta) \exp[\varepsilon_i] \quad (2)$$

em que:

C_i é o custo observado para a i -ésima observação;

$C(\cdot)$ é a função de custo apresentada na equação (1);

$y_i \in R$ é a quantidade de produto para a i -ésima observação;

$w_i \in R^m$ é o vetor de preços dos insumos para a i -ésima observação;

$\beta \in R^k$ é o vetor de k parâmetros implicitamente definido em $C(\cdot)$;

ε_i é um erro composto de efeitos aleatórios, ou seja, $\varepsilon_i = v_i + u_i$; v_i representam ruídos, erros de medição e outros fatores aleatórios para a i -ésima firma; e,

u_i representam a ineficiência econômica da i -ésima firma.

O modelo com erro composto foi independente e simultaneamente proposto por Aigner et al (1977) e MEEUSEN e VAN DEN BROECK (1977). A idéia por trás da formulação de um modelo com erro composto é que o componente v_i é simétrico e estocástico, permitindo variação ao acaso da fronteira através das firmas, capturando erros de medição, ruídos estatísticos e choques aleatórios fora do controle da firma. Por outro lado o componente u_i é assimétrico e captura os efeitos de ineficiência relativos à fronteira estocástica (FORSUND et al, 1980). AIGNER et al (1977) sugeriram u_i e v_i mutuamente independentes, v_i , independente e identicamente distribuído como $N(0, \sigma_v^2)$, e u_i independente e identicamente distribuído como $|N(0, \sigma_u^2)|$, ou seja:

$$f(u) = \frac{\sqrt{2}}{\sqrt{\pi} \sigma_u} \exp \left[-\frac{1}{2} \left(\frac{u}{\sigma_u} \right)^2 \right] \quad (3)$$

onde,

$$E[u] = \frac{\sqrt{2}}{\sqrt{\pi}} \sigma_u; e \quad (4)$$

$$\text{Var}[u] = \left[\left(\frac{\pi}{2} \right) - 1 \right] \sigma_u^2 \quad (5)$$

Dadas as pressuposições de distribuição para u (distribuições assimétricas), os parâmetros da função de custo (equação 2) foram estimados por máxima verossimilhança. Segundo GREENE (1980), quanto maior a assimetria da distribuição do erro, maior será o ganho em eficiência alcançado na utilização dos estimadores obtidos por máxima verossimilhança, sobre aqueles utilizando quadrados mínimos ordinários. Se os erros são simetricamente distribuídos, a distribuição aproxima-se da normalidade e o estimador resultante aproxima-se dos quadrados mínimos.

A função de densidade conjunta para $\varepsilon = v + u$ com uma especificação meio-normal segundo AIGNER et al. (1977) e modificada para uma função de custo é dada como:

$$f(\varepsilon) = \frac{2}{\sigma} \phi\left(\frac{-\varepsilon}{\sigma}\right) \left[1 - \Phi\left(-\frac{\varepsilon\lambda}{\sigma}\right) \right] \quad (6)$$

onde,

$$E[\varepsilon] = E[u] = \frac{\sqrt{2}}{\sqrt{\pi}} \sigma_u \quad (7)$$

$$\text{Var}[\varepsilon] = \sigma_u^2 \left(\pi - \frac{2}{\pi} \right) + \sigma_v^2 \quad (8)$$

$$\sigma = \sqrt{\sigma_u^2 + \sigma_v^2}; e, \quad (9)$$

$$\lambda = \frac{\sigma_u}{\sigma_v} \quad (10)$$

O parâmetro λ é interpretado como um indicador da variabilidade relativa de v e u que distingue uma firma da outra. Se $\lambda^2 \rightarrow 0$, isto significa dizer que o erro simétrico predomina na determinação de ε . Similarmente, se $\lambda^2 \rightarrow \infty$, isto significa dizer que o erro assimétrico predomina na determinação de ε .

A função de verossimilhança (*log-likelihood functions*), utilizada para estimar os parâmetros da equação (2) com especificação meio-normal, para u_i é dada como segue:

$$\ln L(\beta, \lambda, \sigma^2 | \varepsilon) = N \ln \frac{\sqrt{2}}{\sqrt{\pi}} + N \ln \frac{1}{\sigma} + \sum_{i=1}^N \ln \left[1 - \Phi\left(\varepsilon_i \lambda \frac{1}{\sigma}\right) \right] - \frac{1}{2} \sigma^2 \sum_{i=1}^N \varepsilon_i^2 \quad (11)$$

Para cada firma individualmente as estimativas de u_i foram obtidas do erro composto $\varepsilon = v + u$, segundo JONDROW et al. (1982), citado por (GREENE, 1992), considerando um modelo

com especificação meio-normal. Para cada firma e/ou observação na amostra, a estimativa é o valor esperado de u condicionado a ε , ou seja:

$$E[u|\varepsilon] = \frac{\sigma\lambda}{(1+\lambda^2)} \left[\frac{\phi\left(\frac{\varepsilon\lambda}{\sigma}\right)}{1-\Phi\left(\frac{\varepsilon\lambda}{\sigma}\right)} - \frac{\varepsilon\lambda}{\sigma} \right] \quad (12)$$

A estimativa de eficiência econômica (eficiência custo) para cada empresa foi obtida de acordo com a equação (13):

$$EE = EC = [1 - u] \quad (13)$$

O software utilizado foi o LIMDEP (GREENE, 1992).

Dados

Os dados utilizados no trabalho referem-se a uma amostra de trinta produtores de leite B⁵ pertencentes a diferentes cooperativas de laticínios do Estado de São Paulo. Os dados foram coletados no ano 2000 por meio de questionários estruturados distribuídos às cooperativas e representam produção e despesas realizadas em 1999.

Descrição das variáveis do modelo (equação 2)

Custo: O custo C no modelo é endógeno, ou seja, foi obtido dos preços e quantidades dos fatores de produção utilizados.

Produto: O produto Y foi a produção de leite anual em litros.

Preços dos fatores de produção: os preços W dos fatores de produção foram: os preços da mão-de-obra (salário anual da mão-de-obra empregada na produção de leite) e do concentrado utilizado na alimentação do rebanho.

Quantidades dos fatores de produção: São as quantidades de mão-de-obra (homens) e de concentrados (toneladas), utilizados na produção de leite anualmente.

Parte dos fatores de produção, por exemplo, capital investido em instalações, máquinas, equipamentos e forragens embora importantes e outros de menor participação nos custos de produção não foram considerados nas análises, uma vez que, as informações fornecidas pelos produtores foram consideradas pouco consistentes. Por outro lado, os gastos com concentrados e mão-de-obra são computados com maior facilidade e podem representar aproximadamente 43% do custo operacional na produção de leite (TUPY et al., 2000), além disso, o consumo de concentrado e o emprego da mão-de-obra são componentes do custo com grande capacidade de refletir ineficiências de produção.

A estatística descritiva das variáveis selecionadas para análise constam da Tabela 1.

⁵ A pequena amostra de produtores utilizada neste trabalho decorre da dificuldade de se obter informações com os produtores de leite, mesmo quando se trata de produtores de leite do tipo B.

TABELA 1 - Estatísticas descritivas das variáveis selecionadas para análise [N=30].

Variáveis	Média	D.P	Mínimo	Máximo
Custo observado(R\$)	57.500,01	90.229,01	9.000,00	486.840,00
Produção de leite (l)	342.986	504.959	34.000	2.737.500
Quantidade de concentrado (tonelada)	294	1004	12	5568
Quantidade de mão de obra (homens/ano)	4	5	1	28
Preço concentrado (R\$)	271,81	76,84	70,19	416,67
Preço da mão de obra (R\$)	4.749,59	1.751,05	480,00	9.500,00

Fonte: Dados da pesquisa.

RESULTADOS E DISCUSSÃO

Para a função de custo-fronteira estimada foi adotada a forma log-linear tipo Cobb-Douglas, com distribuição meio-normal⁶ para u_i e restrição de homogeneidade linear nos preços dos fatores (equação 8).

$$(8) \quad \ln\left(\frac{C}{w_2}\right) = \beta_0 + \beta_1 \ln y + \beta_2 \ln\left(\frac{w_1}{w_2}\right) + \varepsilon$$

em que:

\ln é o logaritmo neperiano;

(C/w_2) é o custo normalizado pelo preço do concentrado;

y é a quantidade de leite produzida;

(w_1/w_2) é o preço do mão-de-obra normalizado pelo preço do concentrado;

Os β são os parâmetros da função; e

ε é o erro composto de efeitos aleatórios e ineficiência, ou seja, $\varepsilon = v + u$

As estatísticas descritivas das variáveis normalizadas e expressas em logaritmos neperianos constam da Tabela 2. As estimativas dos parâmetros para a função de custo fronteira log-linear constam da Tabela 3.

⁶ Para maiores detalhes sobre a distribuição meio-normal consultar o trabalho de Aigner et al.(1977).

TABELA 2 - Estatísticas descritivas das variáveis normalizadas e expressas em logaritmos neperianos.

Variáveis	Média	Desvio-Padrão	Assimetria	Curtose	Mínimo	Máximo	Obs.
$\ln(C/w_2)$	4,8412	1,1955	1,2030	5,0760	3,0730	8,8440	30
$\ln y$	12,2000	0,9956	0,4750	2,9150	10,4300	14,8200	30
$\ln(w_1/w_2)$	2,8169	0,6690	-0,838	5,4160	0,5878	4,1480	30

Fonte: dados da pesquisa.

TABELA 3 - Estimativas de parâmetros para a função de custo fronteira log-linear, tipo Cobb-Douglas, com especificação meio-normal.

Parâmetros	Variáveis	Estimativas	Erro-padrão	t = b/e.p	P[t ≥ t]
β_0	Constante	-9,1875	0,7220	-12,725	0,0000
β_1	$\ln y$	1,0737	0,0753	14,251	0,0000
β_2	$\ln(w_1/w_2)$	0,7826	0,1005	7,787	0,0000
λ		1,5360	0,9593	1,601	0,1093
σ_u^2		0,1589			
σ_v^2		0,0673			
σ^2		0,4757	0,1653	2,878	0,0040
LFV		-11,200			

LFV é o logaritmo da função de log verossimilhança (*log-likelihood function*).

Fonte: Dados da Pesquisa.

A função de custo fronteira estimada atende aos pressupostos teóricos considerados essenciais a uma função de custo bem comportada. A função estimada é não-decrescente nos preços dos fatores, o que reflete custo marginal positivo. Para uma função log-linear do tipo Cobb-Douglas, tal pressuposição pode ser checada como a seguir:

$$\frac{\partial C(.)}{\partial y_i} = \frac{\partial \ln C(.)}{\partial \ln y_i} \cdot \frac{C(.)}{y_i} = \beta_y \cdot \frac{C(.)}{y_i}$$

(9)

Dado que $C(.)$ e y_i são positivos nos valores, o sinal do custo marginal dependerá do sinal do parâmetro β_i , que na função estimada é positivo.

A pressuposição de que uma função de custo bem comportada seja côncava nos preços dos fatores também é atendida. Para que uma função de custo seja côncava nos preços dos fatores de produção, a matriz de derivadas segunda (hessiano) tem que ser negativa semi-definida. Uma matriz negativa semi-definida possui os determinantes menores principais com sinal $(-)^k$, onde k é a ordem do menor principal (CHIANG, 1984). Esta condição pode ser checada para a função acima, pelo sinal do parâmetro β_i estimado, ou seja:

$$\frac{\partial^2 C(.)}{\partial w_i^2} = \frac{\partial^2 \ln C(.)}{\partial \ln w_i^2} \cdot \frac{C(.)}{w_i^2} = \beta_i \cdot \frac{C(.)}{w_i^2}$$

(10)

portanto,

$$\frac{\partial^2 C(.)}{\partial w_i^2} = -\beta_i \cdot \frac{C(.)}{w_i^2}$$

(11)

Desde que $C(.)$ e $w = [w_1, w_2, \dots, w_n]$ são sempre positivos, o sinal da equação (11) depende do sinal de β_i . Neste trabalho, o parâmetro β_3 estimado na função log-linear é igual a 0,25578 e $\beta_3 = 1 - \beta_2$. Assim a condição acima é satisfeita para ambos os parâmetros e a função log-linear de custo-fronteira é realmente côncava nos preços dos fatores.

O modelo, conforme descrito acima, é parametrizado em termos de $\lambda = \sigma_u / \sigma_v$ e $\sigma^2 = \sigma_u^2 + \sigma_v^2$, podendo-se considerar a razão de variâncias σ_u^2 / σ^2 como um indicador útil da influência do componente de ineficiência na variância total. Contudo, segundo (GREENE, 1993), a variância da variável aleatória u é $[(\pi/2)-1] \sigma_u^2$ e não σ_u^2 . Assim, na decomposição da variância total em 2 componentes, a contribuição de u para a variância total é estimada como $[(\pi/2)-1] \sigma_u^2 / \{\sigma_u^2 + [(\pi/2)-1] \sigma_v^2\}$, correspondendo neste trabalho a 57,37 % da variância total. No trabalho, $\lambda = 1,5360$ foi estatisticamente significativo $P[|t| \geq t] = 0,11$, rejeitando-se a hipótese de ineficiência zero para este nível de probabilidade (Tabela 3).

A estimativa de eficiência custo (EC) de cada produtor na amostra e o ranking de eficiência constam da Tabela (4). Neste trabalho a ineficiência custo média estimada conforme a equação (4) foi de 0,3170, com desvio padrão de $\pm 0,3012$ estimado conforme a equação (5). Na amostra analisada os produtores estão operando, portanto, com um custo 31,70% acima do custo mínimo levando-se em conta apenas as variáveis mão de obra e concentrado, ou seja, gastaram em média 31,70% a mais com concentrado e mão-obra do que deveriam. Infelizmente a ineficiência custo neste trabalho não pode ser decomposta em ineficiência técnica e alocação de forma a quantificar a contribuição de cada uma para a ineficiência custo estimada. Contudo, verifica-se ao analisar a tabela 1 que as variações nas quantidades de concentrado e mão-de-obra foram muito maiores do que as variações nos preços, o que pode sugerir uma maior participação da ineficiência técnica na ineficiência custo estimada. De modo geral, a inspeção dos produtores da amostra, evidenciou uma baixa qualidade das forragens (pastagens e na época da seca dos suplementos voluminosos), o que contribuiu para um maior emprego de alimentos concentrados.

Considerando um gasto com mão-de-obra e concentrado da ordem de R\$ 1.725.000,00 para os produtores da amostra no período analisado, estes poderiam ter economizado caso estivessem operando na fronteira de custo cerca de R\$ 546.825,00.

Na literatura consultada, o modelo que mais se aproximou do modelo utilizado neste trabalho foi o utilizado por BRAVO-URETA & RIEGER (1991), que estimaram uma eficiência custo de aproximadamente 70% para fazendas leiteiras também dos EUA. As variáveis utilizadas no modelo foram consumo de forragens, consumo de concentrados e mão-de-obra empregada na atividade leiteira, eficiência custo suportável uma vez que o setor têm proteção, contudo, cada vez menos produtores ficam no negócio do leite nos EUA.

TABELA 4 - Eficiência custo na produção de leite por produtor e ranking.

PRODUTOR	RANKING	EE=EC=[1-u]
1	1	0,895
21	2	0,886
8	3	0,884
26	4	0,883
5	5	0,844
2	6	0,829
12	7	0,827
10	8	0,788
24	9	0,764
4	10	0,762
13	11	0,757
17	12	0,750
16	13	0,748
14	14	0,726
11	15	0,717
25	16	0,714
18	17	0,701
27	18	0,694
23	19	0,684
6	20	0,656
20	21	0,649
9	22	0,645
3	23	0,643
15	24	0,624
22	25	0,622
30	26	0,583
28	27	0,420
29	28	0,399
7	29	0,371
19	30	0,107

Fonte: Dados da pesquisa.

CONCLUSÕES

Embora seja pequena a amostra de produtores estudada, fica a evidência de uma ineficiência custo elevada. Salienta-se aqui a importância da medição da eficiência econômica da produção de leite para o país como uma ferramenta de gestão da produção. Tanto os métodos paramétricos de fronteiras de custo, como os não paramétricos, são ferramentas úteis e devem ser utilizados por cooperativas, associações de produtores e por empresas privadas processadoras de leite visando uma gestão eficiente do processo produtivo dos seus cooperados e fornecedores de leite, podendo inclusive adotar a prática do *benchmark* entre produtores. Contudo, estas instituições devem prover os meios adequados para coleta de dados gerando informações seguras sobre o desempenho produtivo e econômico na produção de leite. Uma maior eficiência custo na produção de leite aumenta a renda líquida do produtor, reduz o custo do produto processado e pode aumentar o consumo final.

Os métodos estão disponíveis nas Instituições de Pesquisa e Universidades, e podem ser aplicados para medir a eficiência econômica de empresas de qualquer setor.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- AIGNER, D. J., LOVELL, C. A. K. & SCHMIDT, P.J. Formulation and estimation of stochastic frontier production function models. **Journal of Econometrics**, n. 6, p. 21-37, 1977.
- BAUER, P.W. Recent development in the econometric estimation of frontiers. **Journal of Econometrics**, v. 46 n. 1 e 2, p.39-56, 1990.
- BRAVO-URETA, B. E. & RIEGER, L. Dairy farm efficiency measurement using stochastic frontiers and neoclassical duality. **American Journal of Agricultural Economics**, v.73, n.2, p. 421-426. 1991.
- CHIANG, A C. Fundamental Method of Mathematical Economics. Third Edition. New York; McGraw Hill Book, 1984.
- FORSUND, F.R. ; LOVELL, K.C.ª & SCHMIDT, P.A A survey of frontier production functions and of their relationship to efficiency measurement. v.13, p.5-25, 1980.
- GOMES, P. A. Impactos das transformações da produção de leite no número de produtores e requerimentos de mão-de-obra e capital. 1999. 161p. Tese (Doutorado) - Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, MG.
- GREENE, W. H. Maximun likelihood estimation of econometric frontier functions. **Journal of Econometrics**. n.13, p.27-56, 1980.
- GREENE, W. H. "LIMDEP Computer program: Version 6.0" Econometric software, Belpport, N.Y. 1992.

GREENE, W. H. The econometric approach to efficiency analysis. In: The Measurement of Productive Efficiency. New York. Oxford University Press, 1993, p.68-119.

KUMBHAKAR, S. C.; BISWAS, B. & BAILEY, D.V. A study of economic efficiency of Utah dairy farmers: A system approach. **The Review of Economics and Statistics**, v.71, n.4, p. 595-604, 1989.

LOVELL, K.C.A. Production frontiers and productive efficiency. In: The measurement of productive efficiency. Techniques and Applications. New York. Oxford University Press.1993 p.3-54.

MEEUSEN, W. & BROECK, J. Van Den. Efficiency estimation from Cobb-Douglas production functions with composed error. **International Economic Review** , v. 18, n. 2, p. 435-444, 1977.

SINGH, S. ; COELLI, T. And FLEMING, E. Performance of dairy plants in the cooperative and private sectors in India. **CEPA Working Papers. Nº 2/2000**. UNE, Armidale, Austrália.

TUPY, O. ; ALVES, E.R.A. ; ESTEVES, S.N. E SHIFFLER, E. A. Método para controle e análise de custo da produção de leite. Circular Técnica nº 26. Embrapa Pecuária Sudeste.2000. 35p.

TUPY, O. & YAMAGUCHI, L.C.T. Identificando **Benchmarks** na Produção de Leite. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v.40, n.1, p.81-96, 2002.