

ANÁLISE DA EFICIÊNCIA TÉCNICA DOS PRODUTORES DE LEITE DO ESTADO DO CEARÁ

**FRANCISCO DRENO VIANA DA SILVA; ROSEMEIRY MELO CARVALHO;
ROBÉRIO TELMO CAMPOS.**

UNIVERSIDADE FEDERAL DO CEARÁ, FORTALEZA, CE, BRASIL.

rmelo@ufc.br

POSTER

ADMINISTRAÇÃO RURAL E GESTÃO DO AGRONEGÓCIO

ANÁLISE DA EFICIÊNCIA TÉCNICA DOS PRODUTORES DE LEITE DO ESTADO DO CEARÁ

Grupo de Pesquisa: Administração Rural e Gestão do Agronegócio

Resumo: Esse estudo tem como principal objetivo estimar a eficiência técnica dos produtores de leite do Ceará, utilizando a abordagem metodológica de fronteira estocástica. Os dados utilizados são de origem primária, coletados juntos a 180 produtores. Com base nos resultados obtidos se pode concluir que, aproximadamente 70% dos desvios em relação à função de produção se devem as variações da ineficiência técnica. A eficiência média do conjunto de firmas é de 77,4%, indicando que, em média, a produção tem condições potenciais de elevar a sua eficiência na ordem de 23%. Desse modo, os produtores podem obter ganhos de eficiência utilizando forma mais racional dos fatores de produção empregados.

Palavras-chaves: produção de leite, eficiência técnica, fronteira estocástica.

Abstract: This study has as main objective estimate the efficiency technique of the milk producers of the Ceará, using the methodology of stochastic frontier. The used data are of primary origin, collected of 180 producers. On the basis of the gotten results if can conclude that, approximately 70% of deviation in relation to the production function if must the variations of the inefficiency technique. The average efficiency of the set of firms is of 77,4%, indicating that, the production has potential conditions to raise its efficiency in 23%. In this manner, the producers can gain efficiency using of more rational form the production factors.

Key-Words: milk production, efficiency technique, stochastic frontier.



XLV Congresso da Sociedade
Brasileira de Economia, Administração e Sociologia Rural.
22 a 25 de julho de 2007, UEL - Londrina - PR

XLV CONGRESSO DA SOBER
"Conhecimentos para Agricultura do Futuro"

Londrina, 22 a 25 de julho de 2007,
Sociedade Brasileira de Economia, Administração e Sociologia Rural

1. INTRODUÇÃO

Depois dos anos 1990, fortes transformações ocorreram no sistema agroindustrial brasileiro de leite, o qual passou a produzir e a se desenvolver dentro de um ambiente fortemente competitivo. Essa nova realidade ocorreu, dentre outros fatores, devido ao processo de desregulamentação do setor, da abertura comercial, de acordos bilaterais como o Mercosul e da estabilização monetária da economia brasileira (JANK; GALAN, 1998; GOMES, 1999).

Essas mudanças abrangeram toda a sua cadeia, alterando a estrutura de produção e a capacidade de competir, fazendo crescer a preocupação com a obtenção não apenas de bons índices zootécnicos, mas também com a eficiência econômica da atividade. A preocupação com a eficiência fez com que os produtores re-avaliassem os seus objetivos e seus métodos, a fim de assegurar a viabilidade e a sobrevivência do negócio, pois de acordo Jank e Galan (1998), a ineficiência da atividade tende a elevar os custos de produção, a reduzir a rentabilidade e a competitividade.

Apesar desse processo de ajuste ter ocorrido de modo mais rápido nas regiões de maior produção e próximas dos maiores mercados, a região Nordeste, e mais particularmente o estado do Ceará, também deverá seguir essa dinâmica em virtude da necessidade de os produtores se tornarem tanto eficientes, quanto competitivos, a fim de permanecerem no mercado, pois, a produção leiteira tenderá a se concentrar naqueles produtores mais tecnificados, mais eficientes, com melhor produtividade e menores custos (GOMES, 1999).

Desse modo, o presente trabalho analisa a eficiência dos produtores de leite do estado do Ceará e identificando as variáveis que explicam as possíveis fontes de ineficiência. Os resultados obtidos poderão contribuir com a atividade tanto no plano micro quanto macroeconômico.

No plano microeconômico, saber como os componentes interferem ou explicam as ineficiências pode auxiliar os produtores na reformulação de seus procedimentos de produção e na escolha da melhor tecnologia disponível, contribuindo, de modo racional, para o aumento de sua produção.

No plano macroeconômico, pode ajudar na definição de políticas públicas capazes de fomentar a produção leiteira no Estado, estabelecendo metas, programas de apoio técnico e de melhoria da qualidade do leite, assegurando viabilidade e competitividade ao setor, em especial, à produção familiar, a fim de que estas unidades produtivas possam se tornar mais eficientes e competitivas, para se manter no mercado, gerar emprego e renda, contribuindo para o desenvolvimento social e econômico do Estado.

1.1. Contextualização da produção de leite

Entre 1995 e 2005, a produção mundial de leite cresceu, em torno de 14,3%. Este crescimento não aconteceu de modo simétrico entre os países produtores, tendo havido uma maior participação das economias menos desenvolvidas. Com exceção do continente europeu, todos os demais apresentaram taxa de crescimento positiva, notadamente a Ásia, com 53,6%, e a Oceania, com 39,4%.

A participação européia, embora tenha sofrido uma retração de 5,3% em termo de volume produzido, ao longo do período, concentrou quase 40% da produção mundial em 2005, enquanto que o Continente Americano deteve 28,6%, mostrando que a produção mundial se encontra bastante concentrada em poucos países (FAO, 2006).

Os vinte maiores produtores são responsáveis por, aproximadamente, 73% do volume total, sendo que os Estados Unidos são os principais produtores, detendo 15,1% da produção mundial, seguido pela Índia com 7,2%, menos da metade da produção Norte Americana (ZOCCAL, 2006¹).

A produção brasileira teve uma evolução expressiva entre 1970 e 2005, aumentando volume produzido de 7.132 para 25.000 bilhões de litros de leite em 2005², posicionando o Brasil dentre os setes maiores produtores mundiais. Este desempenho equivale a uma variação da produção em torno dos 250%, com uma taxa geométrica média de crescimento da ordem de 3,58% ao ano, superior, portanto, a taxa anual de crescimento da população brasileira, que ficou em torno de 2,01 %, possibilitando que a produção nacional obtivesse uma elevação de sua produção *per capita*.

Por outro lado, o agronegócio do leite no Brasil vivencia um novo ciclo desde 2001. Esta nova fase caracteriza-se pelo equacionamento dos principais problemas advindos do processo de importações desleais, resolvidos por meio de medidas antidumping, e pelo foco nas exportações como uma alternativa real de negócio (NOGUEIRA NETTO E GOMES, 2005).

De modo sumário, pode-se afirmar que nos últimos anos ocorreram importantes mudanças, tais como: significativa redução do número de produtores, aumento da concorrência, melhoria da produtividade do rebanho, deslocamento da produção para outras regiões não tradicionais, melhoria da qualidade do leite brasileiro e a transformação do Brasil de importador a exportador de lácteos. Segundo Nogueira Netto e Gomes (2005), a produção da pecuária leiteira foi o segmento da cadeia produtiva que sofreu a mais profunda mudança. Para estes autores, a produção e a produtividade do rebanho brasileiro estão diretamente ligados à especialização do pecuarista. Somam-se a esses avanços, a melhoria na qualidade do leite e à introdução de tecnologias adequadas à realidade brasileira, o bom gerenciamento da propriedade e a utilização de forrageiras tropicais, modificando o perfil da produção nas diversas regiões do país.

No Nordeste, a produção leiteira é relativamente pequena. Em 2004, respondeu por apenas 11,5% da produção nacional. Segundo Gomes (2001a), este fraco desempenho leva a produção da Região a atender a somente 10% de seu mercado interno, importando a maior parte do que consome, principalmente, na forma de leite em pó. O déficit de leite no Nordeste chega a ordem de 850 milhões de litros de leite ou o equivalente a 43% da produção média.

Dentre as regiões brasileiras, o Nordeste é o que apresenta as maiores limitações, devido, principalmente, a irregularidade de chuvas, que compromete o desenvolvimento de uma atividade moderna, contribuindo para a elevação do custo do leite, em relação às outras regiões do País.

¹ Dados obtidos na pagina da EMBRAPA

² As informações estatísticas apresentam discrepâncias, uma vez que se trata de bancos de dados diferentes. Deste modo, utilizar-se-á os dados da FAO, quando se fizer necessário comparar a produção entre países, e dados do IBGE/EMBRAPA, relativas à evolução da produção nacional total e por estados.

Entre 2000 a 2004, o Nordeste vem apresentando um aumento na participação nacional. Todos os estados nordestinos, exceto Piauí, obtiveram ganhos de produção e de produtividade, o que pode contribuir para o crescimento mais sustentável da atividade na Região. Esta recuperação fica mais interessante quando se observa que os estados da região, em termos de crescimento da produtividade, apresentaram uma performance bem melhor do que muitos estados produtores tradicionais, indicando um possível deslocamento da produção nacional para novas áreas produtoras.

Considerando-se os estados nordestinos, o Ceará produziu 363.272 mil litros, em 2004, correspondendo a 13% da produção regional, ficando entre os três maiores produtores do Nordeste, alternando, com Pernambuco, a segunda colocação ao longo dos anos.

Assim como o Nordeste, a produção leiteira cearense é fortemente influenciada pelas características climáticas. O sistema de criação adotado pela grande maioria dos produtores, carentes de tecnologias modernas, depende, sobretudo, do regime de chuvas na região, ocorrendo grandes reduções na produção anos de estiagem.

A pecuária leiteira no Ceará é praticada de forma extensiva, com baixo grau de modernização tecnológica; acrescentando que, apesar de apresentar índices positivos de produtividade e de crescimento da produção, seus valores ainda estão muitos aquém da média brasileira. Além das restrições climáticas, o baixo desempenho do setor deve-se também ao tipo de solo e a qualidade do rebanho utilizado na exploração da atividade.

Os índices técnicos e zootécnicos da produção leiteira no Ceará deixam muito a desejar. A diferença entre a produção local e maiores centros produtores, deve-se, dentre outros fatores, ao padrão genético dos animais e ao seu manejo, disponibilidades de alimentos, sanidade animal e pelo controle de custos de produção.

Em termos de produtividade média no ano de 2004, enquanto que a média nacional ficou em 1.172, o Ceará produziu 792 litros/vaca/ano, correspondendo a apenas 67,58% da média brasileira. Porém, deve-se ressaltar que a produtividade do rebanho estadual já chegou a atingir 827,5 litros/vaca/ano.

Apesar das limitações climáticas, do baixo nível tecnológico, do baixo padrão genético do rebanho, dentre outros, essa atividade apresenta uma importante contribuição para geração de renda no Estado. Em termos de valor da produção animal, a atividade leiteira é a de maior expressão econômica, sendo responsável por 58,9% do valor total produzido, seguida pela produção de ovos de galinha.

A relevância da pecuária leiteira cearense também tem grande destaque no contexto social. As propriedades com menos de 10 hectares contribuem com cerca de 10% da produção, demonstrando o peso desse grupo no estado. A contribuição da pequena produção leiteira é inegável também quando se analisa o volume produzido. Os produtores que obtêm até 50 litros por dia representam aproximadamente 58% do total de produtores e responsáveis por 19% do volume produzido.

Em relação à distribuição espacial da produção leiteira no Estado, a mesorregião que detém a maior parcela da produção é a dos Sertões Cearenses, com 31,1%, seguida pelo Jaguaribe (16,7%) e Noroeste Cearense (16,5%).

A mesorregião que participa com a menor parcela é a Metropolitana de Fortaleza com 5,8%. No entanto, quando se observa a produtividade média, esta é a região que apresenta o

melhor desempenho, com 1.342 litros/vaca/ano, seguida pela região de Jaguaribe, que ficou em torno de 878 litros/vaca/ano. Este elevado índice alcançado pela mesorregião metropolitana é obtido a partir de: adoção de manejo de gado confinado; maior taxa de assistência técnica; maiores índices de utilização de irrigação; e, efetivo bovino com maior aptidão leiteira (IBGE, 2006).

De acordo com os dados do IBGE (2006), em termos de evolução da produção por mesorregiões, entre 2000 e 2004, o maior crescimento ocorreu na Metropolitana de Fortaleza (26%), seguida pela região Noroeste Cearense (24%). Para o Estado, o crescimento de 9,5% na produção, pode ser explicado pelo crescimento do efetivo bovino (6,36%), pelos ganhos de produtividade (6,56%) e pelos incentivos estaduais implantados através dos programas Pasto Verde e Leite é Saúde.

3. REFERENCIAL TEÓRICO

A eficiência técnica das firmas pode ser estimada a partir da função de fronteira de um conjunto de unidades produtivas. No entanto, essa fronteira é desconhecida e precisa ser estimada. Diversos métodos de estimação têm sido propostos. Lovell e Schmidt (1988) consideraram quatro abordagens metodológicas: a programação pura, a programação modificada, a fronteira determinística e a fronteira estocástica³.

O método de programação pura utiliza uma seqüência de programas lineares para construir uma fronteira de transformação e para medir a eficiência relativa. Esse método é conhecido como *Data Envelopment Analysis* (DEA); a programação modificada também utiliza uma seqüência de programação linear para construir fronteiras e medir a sua eficiência relativa, contudo difere da programação pura, pois a fronteira é construída parametricamente.

A abordagem determinística, em contraste com as anteriores, utiliza técnicas estatísticas para estimar a fronteira e computar a sua ineficiência. Neste caso, o método não considera a possibilidade da influência de erros de medição e outros ruídos na estimação, de modo que todos os desvios em relação à fronteira também são atribuídos à ineficiência da firma, como nos casos dos métodos de programação.

Alternativamente à abordagem determinística, a metodologia de fronteira estocástica introduz um componente de erro para representar ruído, erros de medição, etc., o que possibilita a divisão do desvio de uma observação da parte determinística da fronteira em dois componentes, um relacionado à ineficiência técnica da produção e outro aos ruídos aleatórios. Desse modo, essa abordagem elimina a principal limitação existente nos métodos determinísticos, os quais consideram qualquer afastamento em relação a fronteira como ineficiência.

Este método faz uso de técnicas estatísticas para estimar a fronteira de produção utilizada para caracterizar uma transformação eficiente de insumos e produtos, e computar a sua eficiência relativa, necessitando para tanto, impor uma forma funcional explícita possivelmente restritiva para a tecnologia, assim como, o estabelecimento de hipóteses distribucionais sobre os componentes do erro de modo a permitir a sua decomposição.

De acordo como Coelli, Rao e Battese (1998), essa metodologia é mais apropriada ao setor agrícola do que as fronteiras não paramétricas, especialmente quando se trata de países

³ A seqüência de abordagens metodológicas está baseada Marinho e Carvalho (2004).

em desenvolvimento, onde as informações são fortemente influenciadas por erros de medição, condições climáticas, doenças e pragas.

A fronteira estocástica pode ser representada por:

$$y_i = f(x_{ij}; \beta_i) + \varepsilon, \quad i = 1, 2, 3, \dots, N \quad (1)$$

onde:

y_i = representa o valor do produto da i -ésima firma;

$f(\cdot)$ = representa a tecnologia de produção;

x_i = representa o vetor de insumos utilizados pela i -ésima firma;

β_i = representa o um vetor de parâmetros a serem estimados;

ε = representa o erro estocástico, definido como $\varepsilon = v_i - u_i$; onde,

v_i = representam as variações aleatórias em relação à fronteira, capturando erros de medição, ruídos estatísticos e choques aleatórios fora do controle da firma, juntamente combinados com os efeitos de variáveis explicativas não especificadas na função de produção.

u_i = representa as variáveis aleatórias não-negativas associadas à ineficiência técnica de produção.

Em relação à forma como os componentes do erro são distribuídos, Aigner, Lovell e Schmidt (1977) assumem que os erros aleatórios (v_i) são independentemente e identicamente distribuídos (i.i.d), com distribuição normal, média zero e variância σ_v^2 [$N(0, \sigma_v^2)$] e independentes dos u_i , os quais são assumidos como variáveis aleatórias não negativas, i.i.d e [$N(0, \sigma_u^2)$].

Os modelos de fronteiras estocásticas são geralmente estimados utilizando os métodos dos Mínimos Quadrados Corrigidos (MQC) e o de Máxima Verossimilhança (ML). Para Coelli, Rao e Battese (1998), embora as propriedades dos dois estimadores, em uma amostra pequena, não possam ser determinadas analiticamente, o estimador de ML é assintoticamente mais eficiente do que o estimador de MQC⁴.

Os estimadores de ML de β , σ_s^2 e γ são obtidos pela maximização da função de log-verossimilhança. Segundo Aigner, Lovell e Schmidt (1977) estes estimadores são consistentes e assintoticamente eficientes⁵.

O programa Frontier 4.1 (COELLI, 1996) estima as eficiências técnicas para todas as firmas em cada período de tempo, fazendo:

⁴ Com um experimento de Monte Carlos, Coelli (1995) testou as propriedades do modelo de fronteira *half-normal*, encontrando que o estimador de MV era significativamente melhor do que o MQC quando os efeitos da contribuição da ineficiência técnica sobre a variância eram grandes.

⁵ A γ -parametrização da função de log-verossimilhança foi proposta por Battese e Corra (1977).

$$ET_i = \frac{y_i}{\exp(x_i\beta)} = \frac{\exp(x_i\beta_i + v_i - u_i)}{\exp(x_i\beta_i + v_i)} = \exp(-u_i) \quad (2)$$

A eficiência técnica produto-orientado de Farrell, a qual assume valores entre zero e um, indica a distância entre o produto observado da i -ésima firma ($\exp(x_i\beta)$) e o nível do produto que poderia ser atingindo (y_i), usando a mesma cesta de insumos, caso não houvesse ineficiência. Como se pode verificar, o valor do o produto observado e potencial estão limitados pelos ruídos estatísticos (v_i), definindo a natureza estocástica da função de produção.

4. METODOLOGIA

4.1 Fonte dos dados e definição da amostra

As informações utilizadas no presente trabalho foram obtidas a partir de uma amostra de produtores de leite fornecedores de matéria-prima para a indústria processadora local. Estas informações fazem parte de uma pesquisa de maior amplitude, que visa calcular o custo da produção do leite no Estado, tanto em relação à produção primária, quanto à indústria laticinista que compõem o Conselho Paritário do Leite do Estado do Ceará (Conseleite/Ce).

A coleta de dados da pesquisa foi realizada junto aos produtores, com aplicação de questionário específico com a intenção de captar todos os dados relativos a custos e receitas, pertinentes à atividade, abrangendo várias bacias leiteiras do Estado.

O número de produtores entrevistados foi definido através de um processo amostral e aleatório, levando-se em conta a lista de fornecedores formais que trabalham com os laticínios. O estudo de todos os elementos de uma população possibilitaria um conhecimento preciso das variáveis pesquisadas. Entretanto, como nem sempre isso é possível se dispor de toda a população, coleta-se dados de alguns elementos da população a fim de inferir conhecimento para o todo.

4.2 Os modelos econométricos de fronteira estocástica e efeitos ineficiência técnica

A forma funcional geral da fronteira de produção estocástica é definida em (2) como:

$$Y_i = f(x_{ij}; \beta_i) + v_i - u_i \quad (3)$$

As variáveis utilizadas para estimar as funções de produção são:

Y = renda bruta da atividade leiteira. Estimada pelo o somatório dos seguintes valores produção de leite vendida; destinada ao autoconsumo; aos laticínios; ao aleitamento das crias; da venda de animais; da variação de inventário; e, de outras rendas complementares a atividade, estimadas em reais de janeiro de 2007;

- x_1 = remuneração do capital. Refere-se ao valor a remuneração do capital empregado na atividade, definida em 6% valor do rebanho, 3% do valor da terra, mais a depreciação das máquinas, equipamentos e benfeitorias empatado na produção mais os juros sobre o capital, em reais de janeiro de 2007;
- x_2 = índice de vacas em lactação. Obtida pela razão entre a média das vacas em lactação e a média do rebanho;
- x_3 = quantidade média de mão-de-obra. É a quantidade média de mão-de-obra contratada e familiar utilizada na administração e no manejo do rebanho;
- i = representa o i -ésimo produtor; e
- j = representa a i -ésima variável.

Como em um estudo de fronteira estocástica é necessária a definição *a priori* de uma forma funcional, foram estimadas inicialmente as formas Cobb-Douglas e translogarítmica, a partir das quais foi conduzido o testes de hipótese para escolher a melhor representação para o conjunto de dados.

O teste utilizado é o da razão de verossimilhança generalizada (LR), proposto por Griffiths, Hill e Judge (1993), e expresso como:

$$LR = -2\{\ln[L(H_0)] - \ln[L(H_1)]\} \quad (4)$$

onde:

$L(H_0)$ = Valor da função de verossimilhança da função Cobb-Douglas;

$L(H_1)$ = Valor da função de verossimilhança da função translog,

O número de graus de liberdade é definido pelo total de restrições utilizadas para analisar a estatística do teste, o qual é dada pela diferença entre a quantidade de parâmetros da função translog e a quantidade de parâmetros da função Cobb-Douglas.

Considerando um nível de significância de 5% e 6 graus de liberdade, a função escolhida para representar a tecnologia de produção de leite, foi a função Cobb-Douglas.

Para estimar a ineficiência técnica foi utilizado o modelo proposto por Battese e Coelli (1995), o qual é definido por⁶:

$$u_i = \sum_{j=1}^n z_{ij} \delta_j + w_i \quad (5)$$

Para o presente estudo, as variáveis utilizadas para explicar os efeitos das ineficiências técnicas, são:

- z_1 = a composição racial do rebanho;
- z_2 = despesa com alimentação, incluindo gastos com volumosos, concentrados e suplementos minerais;

⁶ É importante ressaltar que a fronteira de produção e os efeitos da ineficiência serão obtidos por um único estágio de estimação, evitando-se, assim, o processo de estimação por dois estágios, o qual tem sofrido críticas porque considera, no primeiro estágio, que os efeitos da ineficiência são independentes e identicamente distribuídos, enquanto que no segundo estágio, são assumidos como sendo em função de número de fatores específicos da firma não sendo mais identicamente distribuídos (COELLI; RAO; BATTESE, 1998).

$z_3 =$ Sanidade animal – corresponde as despesas com medicamentos, hormônios e material de ordenha

$z_4 =$ despesas com inseminação artificial

A variável composição racial do rebanho procura captar o grau de especialização, a fim de possibilitar a comparação entre o plantel de diferentes firmas. Para tanto, utiliza-se como referência a adoção de um critério de ponderação o grau de mistura do sangue das vacas holandesas e zebuínas (H/Z), de modo a obter o valor total para cada fazenda. Deste modo, considerando que os animais com maior fração de sangue holandês são mais especializados para a produção de leite, se dividiu o rebanho em três sistemas de produção: a) o sistema azebuado (animais até 1/2 HZ), para o qual se atribuiu peso 1; b) o sistema mestiço (animais de 1/2 a 7/8 HZ), com peso 2; e c) sistema europeu (animais acima de 7/9 HZ), com peso 3 (GOMES, 1999).

Dada a especificação do modelo de ineficiência, foram também testadas as hipóteses nulas de que os efeitos da ineficiência não estavam presentes no modelo ($H_0 : \gamma = 0$) e de que os efeitos da ineficiência técnica não eram influenciados pelas variáveis explicativas incluídas no modelo ($H_0 : \delta' = 0$).

A estatística utilizada para esse teste é a mesma estatística da razão da verossimilhança generalizada, onde H_0 e H_1 são as hipóteses nula e alternativa, respectivamente, tendo-se rejeitado ambas as hipóteses nulas, ou seja, que os efeitos da ineficiência estavam presentes no modelo e que as variáveis escolhidas para explicar os efeitos da ineficiência foram significativas.

A estimação dos parâmetros da fronteira de produção e do modelo de ineficiência foi obtida com o uso do programa FRONTIER 4.1 (COELLI, 1996), o qual pode ser utilizado para obter as estimativas de máxima verossimilhança de uma fronteira de produção estocástica ou funções de custos, acomodando dados em painel, em logaritmos ou em unidades originais, modelos de ineficiência tempo-variante e tempo-invariante, com distribuições *half-normal* e normal truncada.

7. RESULTADOS E DISCUSSÃO

7.1 O modelo econométricos

A função de produção e as ineficiências técnicas foram estimadas simultaneamente pelo método da máxima verossimilhança, utilizando o modelo proposto por Battese e Corra (1977). Para a escolha da forma funcional, gerou-se uma função Cobb-Douglas e uma translogarítmica e, por meio do teste da razão de máxima verossimilhança generalizado, foi escolhida a função que mais se adequava para representa a tecnologia.

Para o tamanho do teste, usou-se um nível de significância (α) de 5% e 6 graus de liberdade⁷, que estabelece um valor crítico de 11,911 (KODDE; PALM, 1986), enquanto o valor calculado foi de -4,37, o que leva a aceitação de H_0 , ou seja, que a função Cobb-Douglas é a mais adequada para representar essa tecnologia do que a função translogarítmica.

⁷ O número de graus de liberdade é definido pela diferença entre o número de parâmetros estimados nas duas funções.

A fim de verificar a existência da influência dos efeitos da ineficiência técnica no modelo, foram testadas as hipóteses nula ($H_0: \gamma = 0$) e alternativa ($H_0: \gamma > 0$). Considerando-se um nível de significância de 5% e 6 graus de liberdade⁸, o valor crítico é igual a 11,911 (KODDE; PALM, 1986), enquanto que o valor calculado, encontrado pelo teste *one-sided* da razão de verossimilhança generalizado (LR), foi igual a 25,28. Como o valor calculado é maior do que o valor crítico rejeita-se a hipótese nula de que os efeitos da ineficiência técnica não influenciam a variância do modelo. De acordo com Battese e Corra (1997), quando isso ocorre a estimação da função de produção é feita de forma mais adequada utilizando-se o método da máxima verossimilhança (LM) e não pelo método dos mínimos quadrados ordinários (MQO).

Como o valor do gama (γ) é igual a 0,54036842, tem-se um indicativo de que a variação total dos resíduos na produção leiteira do Ceará deve-se predominantemente à variação da ineficiência técnica, demonstrando a importância de se incorporar esses fatores ao modelo estudado. Entretanto, o valor de γ é um indicador da variabilidade relativa entre os desvios da ineficiência e dos ruídos puramente aleatórios, não podendo ser interpretado como a razão entre a variância dos efeitos da ineficiência e a variância residual total, pois a contribuição relativa dos efeitos da ineficiência em relação ao termo de variância é dada pelo valor de γ^* . Como o valor calculado de γ^* é igual 0,2992, tem-se um indicativo de que 29,92% das variações residuais ou dos desvios em relação à fronteira de produção, são explicadas pela variância do termo da ineficiência técnica.

A razão de máxima verossimilhança pode também analisar a significância estatística conjunta do grupo de regressores, oferecendo um critério para o exame da qualidade do ajustamento. Para observar se, em conjunto, as variáveis escolhidas para explicar a ineficiência técnica são adequadas, realizou-se o teste LR sob a hipótese nula de que todos os deltas eram simultaneamente iguais a zero ($H_0 = \delta_0 = \delta_1 = \delta_2 = \delta_3 = \delta_4 = 0$). Como o valor o calculado foi de 22,43, enquanto que o valor crítico é igual a 10,371, para um teste com significância de 5% e 5 graus de liberdade, rejeita-se H_0 , ou seja, que em conjunto as variáveis explicativas utilizadas são significativas e importantes para explicar a ineficiência técnica da produção.

Conclui-se, deste modo, que as variáveis incluídas no modelo de ineficiências são significativas e seus efeitos são importantes no modelo de fronteira de produção, sugerindo que as variações no nível da produção são explicadas não só pelas alterações das variáveis endógenas da função de produção, mas também pelas variáveis incluídas no modelo de efeitos da ineficiência técnica.

Examinando-se os parâmetros da fronteira de produção, apresentados na TABELA 1, observa-se que todos os coeficientes das variáveis independentes são significativos, a um nível de 5%, e com sinal esperado. Assim, a remuneração do capital, o índice de vacas em lactação e a quantidade média de mão-de-obra aumentam a renda das unidades produtivas de leite.

TABELA 1 – Coeficientes da fronteira de produção Cobb-Douglas, obtidos pelo método de estimação de máxima verossimilhança.

⁸ O número de graus de liberdade é dado pela diferença entre o número de parâmetros da função estimada pelo método dos mínimos quadrados ordinários e do número de parâmetros da função estimada pela máxima verossimilhança, sendo igual ao número de restrições.

Variáveis	Coefficientes	Erro-padrão	Teste t
Fronteira estocástica			
β_0 Constante	5,8246	0,47013	12,38924
β_1 Remuneração do capital	0,2379	0,06561	3,62599
β_2 Vacas em lactação	0,5733	0,09908	5,78525
β_3 Quantidade de Mão-de-obra	0,3327	0,10285	3,23451
Ineficiências			
δ_0 Constante	-0.5743	1,60541	-0,35773 ^{ns}
δ_1 Composição racial do	-0.5208	0,23824	-2,18589
δ_2 Despesa com alimentação	-0.0451	0,01875	-2,40519
δ_3 Sanidade animal	-0.0157	0,04778	-0,32949 ^{ns}
δ_4 Inseminação artificial	-0.1185	0,12976	-0,91287 ^{ns}
σ^2 Sigma quadrado	0.2714	0,08891	3,05252
γ Gama	0.5404	0,22598	2,39126

Fonte: elaboração do autor

ns = indica que a variável não é estatisticamente significativa.

Como a função está expressa no modo log-linear, os seus coeficientes podem ser interpretados diretamente como as elasticidades parciais da renda dos produtores em relação ao fator de produção utilizado, mantido os demais insumos constantes, assim como, indicam a participação relativa do insumo no produto total.

Deste modo, uma variação percentual de 1% no fator remuneração do capital, mantido constante os demais insumos, deve provocar um aumento na renda dos produtores de cerca de 0,24%. Por sua vez, uma elevação na mesma percentagem no índice de vacas em lactação faz crescer a renda em torno de 0,57%, enquanto que a quantidade média de mão-de-obra deve elevar a renda em aproximadamente 0,33%. Conforme as variações proporcionais dos insumos sugerem, a produção é mais sensível à variação da proporção de vacas em lactação.

A soma das elasticidades parciais determina na elasticidade total dos fatores de produção e define o tipo de retorno a escala de produção. Como o valor obtido pela soma dos coeficientes é igual 1,144, isso implica que a produção de leite no estado se caracteriza por retornos crescente de escala, ou seja, se houver um aumento proporcional no uso dos insumos, a renda dos produtores deve crescer em uma proporção maior do que a variação dos insumos.

No que diz respeito aos parâmetros das variáveis explicativas da ineficiência técnica, o que se pode notar é que todos apresentaram um sinal correspondente com o esperado, ou seja, que o uso desses fatores tende a reduzir a ineficiência técnica, que por sua vez, eleva a produção e a renda bruta dos produtores.

Também se observa que, a exceção das variáveis sanidade animal e inseminação artificial, que não são estatisticamente significativas, as demais são significantes a 5%. Porém, dentre as variáveis incluídas na análise do modelo de efeitos da ineficiência, a composição racial do rebanho apresenta a maior influência sobre a eficiência da produção. Assim, uma variação de 1% na melhoria da composição racial do rebanho poderia elevar a eficiência técnica em 0,52%, enquanto aplicando a mesma taxa na variável inseminação, poderia ser obtido um acréscimo de 0,11% na a eficiência técnica.

Depois de estimada a função de produção estocástica e de ter sido encontrada a estimativa para u_i , é possível se calcular a medida de eficiência técnica para cada firma

individualmente. Com base nos valores obtidos dos escores de eficiência técnica, os produtores foram divididos em cinco categorias de eficiência.

De acordo com a TABELA 2, nota-se que a eficiência técnica média do conjunto de produtores é de 0,7774, sendo que o menor valor de eficiência obtido foi de 0,3030 e o maior de 0,9625, com uma grau de variabilidade da amostra igual a 16,39%, indicando um nível médio de dispersão das eficiências técnicas em torno da média⁹.

TABELA 2 – Distribuição dos produtores de leite no Estado do Ceará, de acordo com o nível de eficiência técnica – 2006.

Classe de Eficiência	Intervalos de Classes	Nº. de Produtores	Frequência Simples (%)	Frequência Acumulada (%)	Eficiência Média
1	0,3029 --- 0,4348	4	2,22	2,22	0,3503
2	0,4348 --- 0,5668	11	6,11	8,33	0,5148
3	0,5668 --- 0,6987	22	12,22	20,56	0,6548
4	0,6987 --- 0,8306	79	43,89	64,44	0,7775
5	0,8306 --- 0,9626	64	35,56	100,00	0,8913
Total		180	100,00		
Estatística descritiva					
Eficiência técnica média		0,7774			
Eficiência mínima		0,3030			
Eficiência máxima		0,9625			
Desvio padrão		0,1274			
Coeficiente de variação (%)		16,39			
Coeficiente de assimetria		-1,2066			

Fonte: Resultados da Pesquisa / Elaboração autor

Para Conceição e Araújo (2000) um nível de eficiência acima de 70% não pode ser considerado baixo, entretanto evidencia que ainda existe espaço para aumento da produtividade por meio do incremento da eficiência, podendo no curto prazo haver ganhos adicionais com a melhora da performance dos produtores da amostra.

O nível médio de eficiência técnica encontrada nas unidades produtivas sugere que o sistema primário de produção de leite do Estado tem condições potenciais para elevar a sua eficiência técnica média em torno de 22%, de modo que, dado o nível tecnológico existente, os produtores também poderiam obter ganhos de produtividade, com uma melhor utilização dos fatores de produção e das variáveis explicativas da ineficiência.

Pode se perceber também que a classe que apresenta a maior participação de produtores é classe de eficiência 4, compreendida no intervalo de 0,6987 a 0,8306, e frequência relativa simples de acerca de 44% do total de produtores, seguida pela classe de eficiência 5, com uma frequência relativa simples em torno dos 36%, revelando uma

⁹ Como regra empírica para interpretar o grau de dispersão relativa proposto pelo Coeficiente de Variação de Pearson, Martins (2001) considera como um nível médio de dispersão o intervalo de variação compreendido entre 15% a 30%.

distribuição assimétrica forte¹⁰, indicando que existem mais dados à direita da média fazendo com que a distribuição se prolongue mais da esquerda para a direita.

De acordo com a frequência acumulada da distribuição, se pode observar que cerca de 80% dos produtores está concentrados nas duas classes de maior eficiência técnica. Essa alta participação dos produtores nos estratos de maiores níveis de eficiência pode ser considerada um indício de que a produção primária utiliza seus recursos produtivos de modo a alcançar maiores níveis possíveis de produção.

Conhecidas às classes de eficiência técnica, foi estabelecida uma relação entre o grau de eficiência técnica e os valores médios das variáveis utilizadas para estimar a fronteira de produção, como apresentado na TABELA 3. Assim, observa-se que quanto maior o nível de eficiência do produtor, maior o valor médio da renda obtida com a produção, de modo que os produtores menos eficientes (classe de eficiência 1) obtêm em média, praticamente um 10% da renda média dos produtores mais eficientes.

TABELA 3 – Classes de eficiência técnica e valores médios das variáveis da fronteira de produção – Ceará, 2006.

Classes de Eficiência	Renda Bruta Média	Remuneração do Capital	Índice Médio de Vacas em Lactação (%)	Quantidade Média de Mão-de-obra/Ano
1	14.233	22.250	68,67	26,11
2	14.497	7.720	65,33	21,16
3	19.206	10.844	68,24	19,84
4	34.174	9.359	69,34	23,53
5	130.589	28.086	69,49	41,23
Média Amostral	64.013	16.302	68,97	29,14

Fonte: Dados da pesquisa /Elaboração do autor

Barros, Costa e Sampaio (2004), estudando a eficiência das empregadas agrícolas do pólo Petrolina/Juazeiro, identificaram uma proporção na disparidade de renda bruta média entre essas classes de menor e maior eficiência em torno de 20%, concluindo que esta pode ser resultante de uma utilização mais racional dos recursos, fazendo com que as unidades mais eficientes agreguem um maior valor à produção.

Esta conclusão fica mais óbvia quando se compara as classes de eficiência 1 e 2. A classe 1, de menor eficiência, apresenta um maior estoque de capital, um maior índice de vacas em lactação e emprega um maior contingente de mão-de-obra, no entanto apresenta um nível médio de eficiência de aproximadamente 68% daquele atingido pela classe de eficiência 2.

Analisando-se a utilização dos insumos em relação às suas classes de eficiência, pode-se perceber que, no que diz respeito à remuneração do capital, em termos percentuais do montante da renda média, a classe de menor eficiência desembolsa aproximadamente 156% do valor produzido para remunerar o capital¹¹, enquanto que a classe de eficiência 2 contribui

¹⁰ Se o módulo do coeficiente de assimetria é maior que 1, a assimetria é considerada forte (MARTINS, 2001).

com 53%, a 3 com 56%, a 4 com 27% e o grupo de maior eficiência com apenas 21% da renda gerada para pagar o capital empregado.

A relação entre o total médio de vacas em lactação e total médio do rebanho, determina o índice de desempenho reprodutivo do rebanho. A proporção de vacas em lactação não apresenta uma de diferenças significativas entre os diversos estratos, estando todos muito próximos à média do conjunto das observações, que é de 68,97%, ficando os produtores mais eficientes um pouco acima da média, com 69%, enquanto os produtores menos eficientes com uma taxa de lactação em torno dos 68%, com exceção da classe 2, que apresentou uma diferença, relativa à media amostral, de 5,28%.

Para GOMES (2005) apenas um nível de vacas em lactação superior a 75% é considerado um bom índice de eficiência reprodutiva. Com base nesse valor, pode afirmar que todos os estratos estão utilizando inapropriadamente esse insumo, seja por razão de manejo inadequado, seja em virtude da qualidade e aptidão do rebanho para a produção leiteira, indicando que o sistema trabalha com uma baixa taxa de reprodução animal, fator que tem contribuído para que o estado apresente baixos níveis de produtividade do rebanho, bem inferior à média nacional.

No que diz respeito ao emprego de mão-de-obra, é notório como há uma evolução na sua utilização à medida que cresce a produção, indicando um possível efeito escala na produção, ou seja, que os produtores mais eficiência são também aqueles detêm um maior rebanho e, para tanto, necessitariam de um maior número de trabalhadores para desenvolverem a atividade.

A exceção fica por conta das classes 1 e 2 que apresentaram um nível de utilização de trabalhadores maior do que as classes de maior eficiência, de modo que estas classes contribuíram de modo desproporcional com o uso deste insumo na produção leiteira. Deste modo, observa-se que estas classes empregam um continente médio de trabalhadores próximo ao número de contratações de mão de obra efetivada a classe de eficiência 4, o que demonstra a utilização ineficiente deste fator de produção.

Da análise, o que fica claro é que as classes de menor eficiência, notadamente as classes 1 e 2, estão apropriando-se de seus insumos de modo pouco produtivo. Para o trabalho, talvez seja um uso total desproporcional e inapropriado, enquanto que para o capital, esse valor possivelmente seja em razão de um grande estoque de capital formado ao longo do tempo e uma utilização inadequada para a produção, fazendo que a renda não seja suficiente para remunerar e repor o desgaste pelo uso do capital produtivo.

Assim, enquanto as empresas com alta eficiência técnica souberam usar mais racionalmente os recursos para agregar um maior valor à produção, as firmas de menor eficiência técnica provavelmente tenham disposto de seus recursos com menor eficiência ou de modo inadequado técnico e administrativamente, podendo ter realizado uma excessiva contratação de mão-de-obra e uma intensiva formação de capital.

Além das variáveis incluídas na função de produção, também se procurou analisar a relação entre a eficiência técnica das unidades produtivas e as variáveis incluídas no modelo de ineficiência, a saber: a composição racial do rebanho, as despesas com alimentação e aleitamento artificial, as despesas com a sanidade animal e despesas com inseminação artificial. Assim, se examinará a significância da variável na determinação da eficiência, assim como o seu comportamento nos estratos de eficiência (TABELA 4).

¹¹ Esta remuneração diz respeito ao valor necessário para remunerar o capital empregado e não, necessariamente, ao valor efetivamente desembolsado.

TABELA 4 – Classes de eficiência técnica e valores médios das variáveis explicativas da ineficiência técnica – Ceará, 2006.

Classes de Eficiência	Composição Racial do Rebanho	Despesas com Alimentação	Sanidade Animal	Inseminação Artificial
1	125	3.515	462	0
2	109	6.428	662	0
3	145	6.883	589	0
4	178	14.016	812	0
5	230	47.117	2.377	882
Média Amostral	186	23.858	1.309	307

Fonte: Dados da pesquisa /Elaboração do autor

Para a variável composição racial do rebanho (Z_1) se observa que esta tem coeficiente negativo e significativo, o que sugere que quanto maior for o grau de especialização do rebanho, menor serão os efeitos da ineficiência na unidade produtiva. Esta variável também apresentou uma maior elasticidade, o que leva a crer que a melhoria do grau de especialização do rebanho seja a variável explicativa que poderá contribuir de modo mais significativo para a redução da ineficiência técnica.

Os resultados mostram que o grau de especializado do rebanho, maior será o nível de eficiência técnica. Deste modo, os produtores que apresentam um rebanho com menor nível de aptidão para a produção de leite são também aqueles com menores valores de eficiência. A exceção ainda fica por conta da classe de eficiência técnica 1, de pior nível de eficiência técnica, possivelmente influenciada por outros fatores.

Em relação às despesas com a alimentação do rebanho (Z_2), o seu o coeficiente mostrou-se negativo e significativo, sendo consistente com os efeitos positivos que uma boa alimentação pode fazer. Um gado bem alimentação será um rebanho mais saudável, mais resistente às doenças e de melhor aptidão para a produção de leite.

Neste caso, é perceptível que os produtores de maior eficiência empregaram um volume maior de recursos nesta despesa. Possivelmente o dispêndio mais elevado destes produtores com relação aos de menor eficiência, seja em virtude do primeiro grupo ter um gado e uma produção mais especializados, necessitando de uma alimentação balanceada e disponível para o período das secas.

Quando se examina a participação relativa destas despesas com o volume de renda gerada, se observa que esta percentagem fica em torno de 35 a 41% para os três maiores níveis de eficiência, enquanto para a classe 2 atinge 44%, participação maior do que a encontrada nos produtores mais eficientes, e de apenas 25% para os produtores com as piores eficiências técnicas, significando que estes utilizam muito pouco desta suplementação alimentar.

Mas deve-se lembrar que, segundo GOMES (2001), um dos problemas existente na pecuária leiteira do nordeste são os custos de produção, notadamente os custos relativos com a alimentação, seja porque as secas periódicas prejudicam o desenvolvimento do pasto, seja porque os produtores precisam produzir uma suplementação maior a necessária, a fim cobrir o

período da estiação ou seja porque boa parte da suplementação alimentar do rebanho não é produzida na região, encarecendo os custos da alimentação.

As despesas com a sanidade animal (Z_3), na qual se incluem gastos com medicamentos, hormônios e material para a ordenha, apresentaram coeficientes com sinal negativo, não sendo, porém, significativo, o que não deixa de ser um indicativo, portando, que as despesas com a saúde do rebanho, produzem um animal mais saudável, mais resistente às doenças e com maior produtividade, onde a aplicação de mais recursos nessa variável também tende a reduzir o grau de ineficiente da produção.

Deste modo, nas despesas com a sanidade animal, percebe-se que quanto maior é o grau de eficiência do produtor, maior foi o desembolso com essa despesa, em termos absolutos. Entretanto, quando se avalia essa despesa em relação à renda bruta média, descobre-se que quanto menor o grau de eficiência técnica, menor a parcela desta despesa na renda gasta com a sanidade animal, saindo de 3,25% da classe de eficiência 1, para atingir 1,82% para a classe de maior nível de eficiência técnica.

No que diz respeito às despesas com inseminação artificial (Z_4), assim como se deu em relação a variável sanidade animal, seu coeficiente apresentou sinal negativo, porém não foi estatisticamente significativo. Ou seja, há um indicativo de que um maior investimento nesta técnica tende a reduzir a ineficiência na produção de leite, ao elevar a taxa de fertilização e ao gerar animais de maior aptidão para o leite. Esta despesa só foi observada no grupo de produtores com o nível de eficiência mais elevada, o que pode ter faltado informações suficientes para a sua significância.

6. CONCLUSÕES

O presente estudo tinha por objetivo estimar a eficiência técnica dos produtores de leite do Estado do Ceará. Deste modo, a estimação da eficiência, se contou com o instrumental da fronteira estocástica de produção, uma vez que se trata de uma abordagem metodológica com grande aplicação no estudo da eficiência das unidades produtivas agrícolas, pois além de possibilitar a mensuração da ineficiência, divide os desvios em relação à fronteira de produção em erros devido à ineficiência técnica e erros devidos as variações dos ruídos puramente aleatórios.

Com base nos resultados obtidos, após a estimação de uma função de produção do tipo Cobb-Douglas com efeitos da ineficiência técnica, se chegou à conclusão de que os desvios em relação à função de produção se devem, em boa parte, à variação da ineficiência técnica, ou seja, que aproximadamente 30% das variações residuais são explicadas pela variância do termo da ineficiência.

A inclusão de variáveis para explica os efeitos da ineficiência também se mostrou importante, sugerindo que as variações no nível da produção são explicadas não somente no âmbito das variáveis endógenas que compõe a tecnologia de produção, mas também por aquelas incluídas no modelo efeitos da ineficiência.

Em relação à eficiência técnica média do conjunto de firmas analisadas, obteve-se um valor de 0,774, indicando que, em média, a produção primária de leite tem condições potenciais de elevar a sua eficiência técnica na ordem de 23%, de modo que os produtores poderiam obter ganhos de produtividade com uma utilização mais racional dos fatores de produção empregado, assim como, das variáveis explicativas dos efeitos da ineficiência.

Após estratificação dos produtores, por grau de eficiência técnica, observou-se que aproximadamente 80% dos produtores se encontravam nas classes de eficiência mais alta, o que pode ser considerado um indicio de que a produção primária esteja trabalhando de modo racional.

Por fim, quando se analisa as variáveis independentes da função tecnológica, se percebe que, enquanto as unidades produtivas com maiores níveis de eficiência souberam usar racionalmente os recursos disponíveis pra agregar um maior valor à produção, as firmas com menores níveis de eficiência provavelmente tenha disposto seus recursos de modo técnico e administrativamente inadequado, gerando um processo produtivo ineficiente.

7. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- AFRIAT, S.N. Efficiency estimation of production functions. *International Economic Review*, Philadelphia, v.13, n.3, p.568-598, 1972.
- AIGNER, D.J.; CHU, S.F. On estimating the industry production function. *The American Economic Review*, v.58, n.4, p. 826-839, 1968.
- AIGNER, D.J.; LOVELL, C.A.K.; SCHMIDT, P. Formulation and Estimation of Stochastic Frontier Production Function Models. *Journal of Econometrics*, v. 6, p.21-37, 1977.
- BARROS, E. de Souza; COSTA, E. de Farias; SAMPAIO, Yony. Análise de eficiência das empresas agrícolas do pólo Petrolina/Juazeiro utilizando a fronteira paramétrica Translog. *Rev. Econ. Sociol. Rural*. vol. 42, no. 4, p 597-614, 2004
- BATTESE, G.E.; COELLI, T.J. A Model for Technical Inefficiency Effects in a Stochastic Frontier Production Function for Panel Data. *Empirical Economics*, vol. 20, issue 2, p. 325-332, 1995.
- BATTESE, G.E.; COELLI, T.J. Frontier Production Functions, Technical Efficiency and Panel Data: With Application to Paddy Farmers in India. *Journal of Productivity Analysis*, 3, p.153-169, 1992.
- BATTESE, G.E.; COELLI, T.J.; COLBY, T.C. Estimation of Frontier Production Functions and the Efficiencies of Indian Farms Using Panel Data From ICRISAT's Village Level Studies, *Journal of Quantitative Economics*, 5, p. 327-348, 1989.
- BATTESE, G.E, CORRA, G.S. Estimation of a Production Frontier Model: With Application to the Pastoral Zone of Eastern Australia. *Australia Journal of Agricultural Economics*. v. 21, p.169-179, 1977.
- BRANDÃO, A. S. P. Aspectos econômicos e institucionais da produção de leite no Brasil. In: VILELA, Duarte; BRESSAN, Matheus; CUNHA, Aécio S. *Cadeia de lácteos no Brasil: restrições ao seu desenvolvimento*. Brasília, MCT/CNPq; Juiz de Fora: Embrapa Gado de Leite, 2001a. p. 39-72.
- BRESSAN, Matheus; MARTINS, Marcelo C. Segurança alimentar na cadeia produtiva do leite e alguns de seus desafios. *Revista de Economia Política*, ano XIII, nº 3, p. 27-37, jul/ ago/ set, 2004.
- CARVALHO FILHO, Orlando M. *A propósito da produção de leite no Nordeste*. 2006. Disponível em: <http://www.milkpoint.com.br>. Acesso em 22/10/2006.

- CASTRO, M. Cristina D.; NEVES, Braz dos S. Análise da evolução recente e perspectiva da indústria laticinista no Brasil. In: GOMES, Aloísio T.; LEITE, José Luiz B.; CARNEIRO, Alziro V. *O Agronegócio do leite no Brasil*. Juiz de Fora: Embrapa Gado de Leite, 2001. p. 63-72
- CHARNES, A., COOPER, W.W., RHODES, E. Measuring the Efficiency of Decision Making Units. *European Journal of Operational Research*, v.2, p. 429-444, 1978
- CNA. *Indicadores Rurais*, Ano X, Nº 66 – Janeiro/Fevereiro, 2006.
- COELLI, T. J., RAO, P., D.S., BATTESE, G.E. *An Introduction to Efficiency and Productivity Analysis*. Kluwer Academic Publishers, Boston. 1998.
- COELLI, T.J. *A Guide to FRONTIER Version 4.1: A Computer Program for Stochastic Frontier Production and Cost Function Estimation*. CEPA Working Paper 96/7, Department of Econometrics, University of New England, Armidale NSW Australia, 1996.
- DÜRR, J. Walter. Estratégias para a melhoria da qualidade do leite. In: CARVALHO, L. de Almeida; ZOCCAL, Rosângela; MARTINS, P. do Carmo; ARCURI, P. Braga; MOREIRA, M. S. de Paula. *Tecnologia e gestão na atividade leiteira*. Juiz de Fora-MG: Embrapa Gado de Leite, 2005b. p.89-97.
- DÜRR, J. Walter. *Por que optar pela qualidade do leite?* 2005a. Disponível em: <http://www.rehagro.com.br/>. Acesso em 25/05/2006.
- FAO - Food And Agriculture Organization Of The United Nations. *Faostat*. 2006. Disponível em: <http://faostat.fao.org/site>. Acesso em agosto/setembro/2006.
- FARE, R., LOVELL, C.A.K. Measuring the Technical Efficiency of Production. *Journal of Economic Theory*. v.19, p. 150-162, 1978.
- FARREL, M. J. A measurement of productive efficiency. *Journal of the Royal Statistical Society*, v.120, p. 254-290, 1957.
- FERNANDES, Elizabeth. N.; BRESSAN, Matheus; VILELA, Duarte; ZOCCAL, Rosângela. Mapeamento georreferencial de mudanças da produção de leite do Ceará, 1985/1996. In: VILELA, Duarte; BRESSAN, Matheus; CUNHA, Aécio S. *Cadeia de lácteos no Brasil: restrições ao seu desenvolvimento*. Juiz de Fora: CNPq, 2001. 484 p.
- FORSUND, F.R.; HJALMARSSON, L. Generalized Farrel measures of efficiency: na application to milk processing in swedish dairy plants. *Economic Journal*, v.89, p.247-315, 1979.
- FORSUND, F.R.; JANSEN, E.S. On estimating average and best practice homothetic production functions via cost functions. *International Economic Review*. Philadelphia, v.18, n.2, p.463-476, 1977.
- GOMES, A Provezano. *Impactos das transformações da produção de leite no número de produtores e requerimentos de mão de obra e capital*. 1999. 161p. Tese (Doutorado em Economia Rural) - Universidade Federal de Viçosa, Viçosa.
- GOMES, Sebastião T. Matrizes de restrições ao desenvolvimento do segmento da produção de leite na Região Nordeste. In: VILELA, Duarte; BRESSAN, Matheus; CUNHA,

- Aércio S. *Cadeia de lácteos no Brasil: restrições ao seu desenvolvimento*. Brasília, MCT/CNPq, Juiz de Fora: Embrapa Gado de Leite, 2001. p. 448-453.
- GOMES, Sebastiao T. *O agronegócio do leite*. Belo Horizonte: SEBRAE - MG, 2003. 99 p.
- GOMES, Sebastião T. Situação atual e tendências da competitividade de sistema de produção. In: VILELA, Duarte; BRESSAN, Matheus; GOMES, Aloísio T.; LEITE, José L. B.; MARTINS, Marcelo C.; NOGUEIRA NETTO, Vicente (eds). *O agronegócio do leite e políticas públicas para o seu desenvolvimento sustentável*. Juiz de Fora: Embrapa Gado de Leite, 2002. p. 67-81.
- [GUJARATI](#), Damodar. *Econometria básica*. São Paulo: Campus, 2006. 840p.
- HUANG, C. J.; LIU, J. T. Estimation of a Non-Neutral Stochastic Frontier Production Function. *Journal of Productivity Analysis*, v.5, n.2, june, 1994, p.171-180.
- IBGE – Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. *Pesquisa Pecuária Municipal*. 2006. Disponível em: <http://www.sidra.ibge.gov.br/>. Acesso em jun/jul, 2006.
- JANK, M. S.; GALAN, V. B. *Competitividade do sistema agroindustrial do leite*. São Paulo: PENSA-USP, 1998.
- KINZEL, Claudio. *AvaDisPro: projeto de implementação de uma ferramenta de apoio à escolha de distribuições de probabilidade*. São Leopoldo, 2003. Monografia (Graduação).
- KODDE, D.A. E PALM, F. C. Wald Criteria for Jointly Testing Equality and Inequality Restrictions. *Econometrica*, vol. 54, n° 5, p. 1243-1248, 1986
- KOOPMANS, T. C. An analysis of production as an efficient combination of activities. In: KOOPMANS, T. C. (Ed.). *Activity analysis of production and allocation*. Cowles Commission for Research in Econpmics. Monograph n° 13, Wiley, New York, 1951.
- LOVELL, C.A.K., SCHIMIDT, P. A comparasion of alternative approaches to the measurement of productive efficiency. In: *Applications of modern production theory*. Boston: Kluwer Academic Publishers, p.3-32, 1988.
- MARINHO, E.; CARVALHO, R. M. Comparações inter-regionais da produtividade da agricultura brasileira – 1970-1995. *Política e Planejamento Econômico*, v. 31, n. 1, abril de 2004.
- MARTINS, Paulo do C; GUILHOTO, J. J. M. Leite e derivados e a geração de emprego, renda e ICMS no contexto da economia brasileira. In: GOMES, Aloísio T.; LEITE, José Luiz B.; CARNEIRO, Alziro V. *O Agronegócio do leite no Brasil*. Juiz de Fora: Embrapa Gado de Leite, 2001. p. 181-205
- MATOS, O. Carneiro de. *Econometria básica: teoria e aplicações*. São Paulo: Atlas, 1995. 244 p.
- MEEUSEN, W., BROECK, J.V.D. Efficiency Estimation from Cobb-Douglas Production Functions with Composed Error. *International Economic Review*, 18, p.435-444. 1977.
- MEIRELES, A. J. *A desrazão laticinista: a indústria de laticínios no último quartel do século XX*. São Paulo: Cultura, 1996. 268 p.
- NOGUEIRA NETTO, Vicente; GOMES, Aloísio T. *Políticas para o agronegócio do leite*.

- PITT, M.M.; LEE, L.F. Measurement and Sources of Technical Inefficiency in the Indonesian Weaving Industry. *Journal of Development Economics*, 9, 1981. p. 43-64.
- PONCHIO, Leandro A.; SPOLADOR, Humberto F. S. Exportação de lácteos, uma solução para os produtores ou um problema para os consumidores? *Boletim do Leite*, ano 11, nº. 132, abril, 2005.
- PONCHIO, Leandro A.; SPOLADOR, Humberto F. S. Setor lácteo: de importador a exportador competitivo. *Boletim do Leite*, ano 12, nº. 141, março, 2006.
- PRIMO, Wilson M. Matrizes de restrições ao desenvolvimento do segmento da indústria de lácteos na Região Nordeste. In: VILELA, Duarte; BRESSAN, Matheus; CUNHA, Aercio S. *Cadeia de lácteos no Brasil: restrições ao seu desenvolvimento*. Brasília, MCT/CNPq, Juiz de Fora: Embrapa Gado de Leite, 2001. p. 463-473.
- REIS FILHO, Raimundo J. C. dos. Leite em clima quente é viável. *Leite Branco* (Edição Especial). Nov, 2004.
- RICHMOND, J. Estimating the efficiency of production. *International Economic Review*, 15, p.515-521, 1974.
- RUBEZ, Jorge. *Grandes desafios para a cadeia produtiva do leite no Brasil*. In: ZOCCAL, R.; CARVALHO, L. de Almeida; MARTINS, P. do C.; ARCURI, P. B.; MOREIRA, M. S. de P. A inserção do Brasil no mercado internacional de lácteos. Juiz de Fora, MG: Embrapa Gado de Leite, 2005. p. 31 – 37.
- TUPY, O.; YAMAGUCHI, L.C.T. Eficiência e Produtividade: Conceitos e Medição. *Agricultura em São Paulo*. São Paulo. v. 45 (2). p. 39-51, 1988.
- VILLA, Juan M. *Estimation de algunas formas funcionales de relaciones tecnológicas entre producto y factores que dan origen a éste*. Bogotá: Pontificia Universidad Javeriana, 2004. Disponível em: <http://econpapers.repec.org>. Acesso em 29/10/2006.
- WOILER, Samsão; MATHIASW. Franco. *Projetos; planejamento, elaboração e análise*. São Paulo; Atlas, 1996. 294p.
- YAMAGUCHI, Luís C. T.; MARTINS, Paulo do C; CARNEIRO, Alziro V. Produção de leite no Brasil nas três últimas décadas. In: GOMES, Aloísio T.; LEITE, José Luiz B.; CARNEIRO, Alziro V. *O Agronegócio do leite no Brasil*. Juiz de Fora: Embrapa Gado de Leite, 2001. p. 33-48