
Eficiência técnica na atividade leiteira de Minas Gerais: um estudo a partir de três sistemas de produção

Sílvio Ferreira Júnior¹
Nina Rosa da Silveira Cunha²

Resumo

Diante da importância da atividade leiteira no Brasil e da reconhecida necessidade de aumentar a produção doméstica, este trabalho pretende verificar os níveis de eficiência técnica em três sistemas de produção alternativos, utilizando o modelo de função fronteira de produção estocástica. Buscou-se evidenciar a heterogeneidade quanto aos recursos empregados na atividade, por meio da técnica de análise fatorial, que permitiu sintetizar as onze variáveis quantitativas originais em apenas três variáveis representativas do manejo na atividade: "uso de máquinas", "uso de benfeitorias" e "qualidade do rebanho". Três variáveis adicionais, representativas da profissionalização da atividade, foram consideradas: "especialização", "escala" e "custo médio". Estas duas categorias de variáveis permitiram explicar os níveis de eficiência técnica encontrados, por meio da utilização do modelo Tobit de regressão. Os resultados indicam que existem diferenças significativas quanto ao manejo dos recursos, não só entre os três sistemas, com também dentro de cada sistema. No entanto, tais diferenças não comprometeram tecnicamente os sistemas de gado Europeu e de gado Mestiço, uma vez que esses produtores apresentaram-se eficientes. Os produtores do sistema de gado Zebu, por sua vez, apresentaram-se tecnicamente ineficientes, operando, na média, com menos de 44% do seu nível de produto potencial, dados os seus recursos disponíveis e sua tecnologia. Entretanto, pôde-se verificar que ajustes no manejo, bem como o aumento da profissionalização desses produtores, permitem reduções expressivas nos índices de ineficiência. Os resultados constituem informações úteis aos produtores efetivos e potenciais e demais tomadores de decisão.

Palavras-chave: eficiência técnica, atividade leiteira, sistemas de produção.

Technical efficiency of Minas Gerais' dairy activity: a study based on three production systems

Abstract

Because of the importance of the dairy activity in Brazil and the recognized call for increasing domestic production, the objective of this work was to verify technical efficiency levels in three alternative production systems, using the stochastic production frontier model. Factorial analysis was used to evidence the heterogeneity of resources applied to the activity, which allowed the 11 original quantitative variables to be synthesized in only three characteristic management variables - "machine use", "facility use" and "quality of the herd". Three additional variables, characteristic of the professionalization of the activity, were considered: "specialization", "scale" and "average cost". Both categories of variables allowed the levels of technical efficiency found to be explained through the Tobit regression model. The results indicated significant differences in relation to resource management not only among the three systems, but also within each system. However, such differences did not impair technically the productive systems of European and crossbred cattle, once those producers were shown efficient. Zebu cattle producers, in turn, were shown technically inefficient, operating, in average, with less than 44% of its level of potential product due to the available resources and technology. However, it was verified that management adjustments, as well as increased professionalization, allow for expressive reductions in inefficiency indexes. The results represent useful information to the effective and potential producers and other decision makers.

Key words: technical efficiency, dairy activity, production systems.

¹ Economista - Mestre em Economia Aplicada e Doutorando em Economia Aplicada (Inscrito do CNPq). DER, Universidade Federal de Viçosa. 36571-000 - Viçosa - MG. silviof@hotmail.com

² Doutoranda em Economia Aplicada - DER, Universidade Federal de Viçosa. 36571-000 - Viçosa - MG. ninarosa@ufv.br

1 Introdução

A pecuária leiteira no Brasil ocupa o 6º lugar no *ranking* nacional em valor produzido e o 5º lugar no *ranking* mundial em quantidade produzida, com uma produção média de 21,6 bilhões de litros/ano (Martins, 2003). O estado de Minas Gerais é o maior produtor, participando com 29,7% da produção nacional em 2001, seguido pelos estados de Goiás, Rio Grande do Sul, São Paulo e Paraná. Cerca de 70% da produção nacional de leite concentram-se nestes estados (Martins, 2003; Zoccal & Fernandes, 2001).

A despeito dos números expressivos referentes à produção nacional, o Brasil não se inclui na lista dos países que produzem leite com elevada produtividade e caracteriza-se como importador de produtos lácteos, em razão do seu grande mercado interno. Segundo Souza (2000), apesar de terem ocorrido ganhos significativos nos últimos anos, a pecuária leiteira nacional ainda está distante dos países mais desenvolvidos em se tratando da produtividade do rebanho. Os dados contidos em Martins (2001) mostram que a produtividade da atividade no Brasil é 7,96, 5,87 e 3,84 vezes menor que as produtividades obtidas nos Estados Unidos, na União Européia e na Argentina, respectivamente.

De acordo com Gomes (1996), o perfil da produção de leite de Minas Gerais corresponde à realidade de, aproximadamente, 80% da produção do país (com exceção do extremo Sul), sendo importante pela sua posição geográfica e pela contribuição à produção nacional. Por isso, os diagnósticos da pecuária leiteira de Minas Gerais podem refletir a maior parte da produção nacional.

Diversos fatores interagem para explicar os níveis de produtividade relativamente baixos. Gomes (1999b) argumenta que a intervenção inadequada do governo na atividade está entre as principais causas, principalmente no que se refere à intervenção por meio do tabelamento dos preços. Segundo o autor, a intervenção do governo aumentou o risco da atividade, reduziu sua rentabilidade e, por isso, não estimulou a entrada de capitais e de recursos humanos mais capacitados.

Adicionalmente, a baixa produtividade pode ser explicada pela característica da estrutura de produção, em sua maior parte, formada por pequenos produtores que utilizam fundamentalmente terra e trabalho. Segundo Gomes (1999a), a atividade apresenta duas realidades completamente distintas, em que a produção é composta por grande maioria de pequenos produtores com baixa tecnologia e baixa produtividade, e por uma minoria de grandes produtores que operam com elevado volume de produção e produtividade.

Desde o início da década de 1990, toda a cadeia do leite vem passando por mudanças significativas, em decorrência de vários fatores: a) desregulamentação da atividade em 1991, resultando na liberação do preço após quase meio século de tabelamento e na sua queda real de 43% entre 1989 e 1998. (Homem de Melo, 1999); b) maior abertura comercial, em especial a implantação do Mercosul, que se, por um lado, favoreceu as importações de lácteos subsidiadas, por outro ajudou a criar a cultura de competição; c) estabilidade da economia brasileira com o Plano Real, afetando substancialmente o agronegócio do leite (Gomes, 1999a).

A combinação desses fatores trouxe o aumento da concorrência em todos os elos da cadeia do leite, especialmente para o produtor, que passou a competir com outros produtores dos mercados regional, nacional e internacional. Para se tornar competitivo nesse novo ambiente, é fundamental que o produtor obtenha eficiência técnica e alocativa dos fatores de produção, utilizando racionalmente os fatores terra, trabalho e capital, com o objetivo de obter eficiência econômica, independente de qual sistema produtivo for adotado. Diante desta nova realidade, perdem espaço no mercado os produtores com baixa eficiência produtiva, pouca tecnologia e custos médios elevados.

As condições de solo e clima em Minas Gerais e em todo o Brasil implicam na existência de diversos sistemas de produção de leite alternativos. Além do mais, existem diferentes modos de agrupar esses sistemas de produção. Neste trabalho adotou-se o critério baseado em Souza

(2000) e sugerido por Gomes (1999b), que classifica os sistemas por meio das informações do genótipo dos animais utilizados na produção, ou seja, a raça e o grau de sangue do rebanho. Sendo assim obtiveram-se da amostra, três sistemas de produção distintos – os sistemas de gado Zebu, de gado Mestiço e de gado Europeu, ou puro holandês.

De acordo com Souza (2000), a utilização deste critério se justifica por sintetizar todo um conjunto de exigências de alimentação, sanidade e manejo, aproximando os conceitos de sistema de produção e sistema de criação. Variando-se do Zebu para o Europeu, perde-se em adaptação ao regime de pasto e se ganha em capacidade de resposta da produção aos insumos, tais como silagem, rações concentradas, vacinas e medicamentos. Entretanto, o gado Europeu é menos resistente aos fatores ambientais hostis e requer maiores cuidados com o manejo, tanto em relação ao Mestiço como em relação ao Zebu. O gado Mestiço está numa posição intermediária entre os dois extremos.

Diante das questões levantadas e da reconhecida necessidade de aumentar a produção doméstica de leite, este trabalho pretende fornecer informações que atendam às seguintes perguntas: a) Os diferentes sistemas de produção considerados estão operando eficientemente de modo a produzir o máximo possível, dados os recursos empregados na atividade e a tecnologia disponível? b) Quais as características e diferenças entre os sistemas no que se refere ao nível e às combinações dos recursos empregados na atividade? c) Quais variáveis contribuem para a melhoria da eficiência técnica na atividade?

2 Metodologia

2.1 Conceitos de eficiência e fronteira de produção estocástica

De acordo com Coelli et al. (1998) e Baptista (2002), o conceito de eficiência econômica possui dois componentes distintos: o primeiro é a eficiência técnica, que significa a habilidade de produzir o máximo possível dado o nível de recursos variáveis disponíveis, ou, alternativamente, refere-se à habilidade de se utilizar níveis mínimos dos recursos variáveis necessários para produzir dado nível de produto. O segundo componente é a eficiência alocativa, que significa a habilidade da firma em alocar de forma ótima um determinado conjunto de insumos, dados os preços. A análise da Figura 1 abaixo permite melhor compreensão dos conceitos expostos.

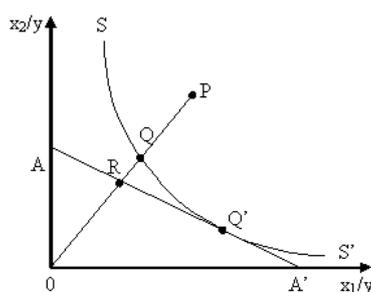


FIGURA 1 Medidas de eficiências técnica, alocativa e econômica.
Fonte: Adaptado de Baptista (2002)

Considere uma firma que usa os insumos x_1 e x_2 para produzir um único produto y . Pressupondo retornos constantes à escala, SS' representa a isoquanta unitária de uma firma eficiente. Se outra firma usa uma quantidade de insumos, definida pelo ponto P , para produzir uma unidade de produto, sua ineficiência técnica é representada pela distância QP , que indica a

quantidade em que todos os insumos podem ser reduzidos sem reduzir a produção. A eficiência técnica (ET) dessa firma seria dada por:

$$ET = \frac{OQ}{OP}. \quad (1)$$

A firma que apresenta $ET = 1$ é tecnicamente eficiente, situando-se sobre a isoquanta SS' , como é o caso do ponto Q. A eficiência alocativa (EA) pode ser medida quando se conhece a razão entre os preços dos insumos, permitindo traçar o isocusto AA' . Sendo assim, considerando uma firma que opera em P, tem-se:

$$EA = \frac{OR}{OQ}. \quad (2)$$

A distância RQ representa a redução nos custos de produção que poderia acontecer, caso a produção ocorresse em um ponto de eficiência alocativa, como é o caso de Q' , em vez do ponto Q, que é tecnicamente eficiente, mas alocativamente ineficiente.

Assim, a ineficiência técnica é resultante do uso excessivo de insumos para dado nível de produção. Já a ineficiência alocativa decorre do emprego desses insumos em proporções inadequadas, dados seus respectivos preços, ou seja, quando a taxa marginal de substituição entre os insumos não for igual à razão dos seus preços. Em ambos os casos, o custo não será minimizado.

A eficiência econômica (EE), por sua vez, é determinada como segue:

$$EE = \frac{OQ}{OP} \times \frac{OR}{OQ} = \frac{OR}{OP}. \quad (3)$$

O presente estudo enfocará somente a análise da eficiência técnica devido à ausência de informações precisas sobre preços dos insumos necessários às medidas de eficiência alocativa e econômica. O modelo adotado neste trabalho está baseado em Battese & Broca (1996) que especificam a função de produção de fronteira estocástica da seguinte forma:

$$Y_j = f(X_{ij}; \beta) e^{\varepsilon_j}; \quad i = 1, 2, \dots, K; \quad j = 1, 2, \dots, N, \quad (4)$$

em que Y_j é a quantidade de produção da firma j ; X_{ij} é a quantidade do insumo i usado pela firma j ; β é um vetor de parâmetros; $\varepsilon_j = v_j - u_j$, o termo de erro composto. Assume-se que os componentes v_j e u_j são independentes entre si, sendo v_j o erro aleatório que possui $N(0, \sigma^2)$; e u_j , o termo do erro que capta a ineficiência, sendo não-negativo e truncado em zero, ou seja, possui distribuição meio-normal $[N^+(0, \sigma^2)]$.

A vantagem desse método é a introdução do termo de erro composto, um representando erros de medida e choques exógenos fora do controle da unidade de produção (v_j) e outro, a medida de ineficiência (u_j). Se $u_j = 0$, a firma localiza-se na fronteira de produção, obtendo a máxima produção dado o nível de insumos com que se defronta. Se $u_j > 0$, a firma é ineficiente e produz menos devido a essa ineficiência. Se não se considera o termo de erro u_j , o modelo se transforma em uma função média, usada na maior parte dos estudos econométricos sobre função

de produção e criticado por Battese & Broca (1996), Coelli et al. (1998) dentre outros; se não se considera o termo de erro v_j , o modelo se torna uma fronteira determinística.

Para medir empiricamente a eficiência, estima-se, inicialmente, a função de produção de fronteira estocástica, utilizando-se, depois, a abordagem introduzida por Jondrow et al. (1982) para separar os desvios da fronteira em componentes aleatórios (v_j) e de eficiência (u_j). Assumindo a distribuição meio-normal para o componente u_j esses autores mostram que as pressuposições feitas sobre as distribuições estatísticas de v_j e u_j possibilitam o cálculo do significado condicional de u_j dado ε_j como:

$$E(u_j | \varepsilon_j) = \sigma^* \left[\frac{f(\varepsilon_j \lambda / \sigma)}{1 - F(\varepsilon_j \lambda / \sigma)} - \frac{\varepsilon_j \lambda}{\sigma} \right], \quad (5)$$

em que f e F são, respectivamente, as funções de densidade normal-padrão e de distribuição normal-padrão e $\sigma^* = \sigma_u^2 \sigma_v^2 / \sigma^2$.

Dessa forma, a equação (5) fornece estimativas de v_j e u_j depois da substituição de ε_j , λ e σ por suas estimativas. Uma vez obtidas as estimativas de u_j , é possível calcular a medida de eficiência técnica para cada produtor (ET_j) dada por:

$$ET_j = Y_j / Y_j^*; \quad j = 1, 2, \dots, N, \quad (6)$$

em que Y_j^* é o nível de produção na fronteira, ou seja, quando a ineficiência (u_j) é igual a zero. Por conseguinte,

$$ET_j = [f(X_{ij}; \beta) e^{v_j - u_j}] / [f(X_{ij}; \beta) e^{v_j}], \quad (7)$$

ou seja,

$$ET_j = e^{-u_j}. \quad (8)$$

De acordo com Battese & Broca (1996), essa medida de eficiência técnica é apropriada quando a função é expressa na forma logarítmica. Essa medida encontra-se no intervalo (0,1), em que zero representa completa ineficiência e a unidade representa total eficiência.

É comum, em modelos especificados com o objetivo de estimar funções de fronteira de produção, a aplicação do teste *one-sided* da razão de verossimilhança (Teste LR), com o objetivo de verificar, estatisticamente, a inexistência de ineficiência técnica. O teste é conduzido estabelecendo, como hipótese alternativa, a semelhança entre o modelo estimado por mínimos quadrados ordinários e as estimativas obtidas com a função de máxima verossimilhança. Neste caso, se λ for estatisticamente igual a zero, não haverá evidências de que o processo de produção apresenta ineficiência técnica e, portanto, a função de produção pode ser convenientemente estimada por MQO (Battese & Broca, 1996).

A estatística de teste é calculada pela expressão:

$$\lambda = -2 \ln\{[L(H_0)/L(H_1)]\} = -2 \{\ln[L(H_0)] - \ln[L(H_1)]\}, \quad (9)$$

em que $L(H_0)$ e $L(H_1)$ são os valores do logaritmo da função de verossimilhança (LFMV) sob hipótese nula e a hipótese alternativa, respectivamente. A estatística λ tem, assintoticamente, uma distribuição qui-quadrado com graus de liberdade iguais ao número de restrições impostas sob a hipótese nula. A razão de máxima verossimilhança testa a significância estatística do grupo de regressores e pode oferecer um critério de relevância em relação à qualidade do ajustamento. Ela envolve o cálculo do parâmetro λ na expressão (9).

Para estimar a fronteira de produção estocástica adotou-se a forma funcional Cobb-Douglas, largamente utilizada em análises de eficiência técnica. Assim, o modelo estimado em sua forma logarítmica é:

$$\ln Y_j = \beta_0 + \beta_1 \ln HA + \beta_2 \ln MO + \beta_3 \ln K + \varepsilon_j, \quad (10)$$

em que Y_j é a quantidade de leite produzida pelo produtor j , HA é a área total explorada em (hectares), MO é o gasto com mão-de-obra, K é o capital, representando a soma do valor do rebanho e dos gastos com silagem, concentrados e suplementos minerais e ε_j é o termo de erro composto $v_j - u_j$. Acredita-se que a utilização do valor do rebanho, em vez do número de vacas, é uma medida mais adequada do capital, uma vez que permite captar aspectos como a qualidade do rebanho (grau de sangue dos animais) bem como tratamentos veterinários. Ademais, por ser uma medida monetária, esta variável pode ser somada com as demais, formando uma medida agregada do fluxo do capital empregado.

Cada índice de eficiência técnica, obtido a partir da forma funcional (10), pode ser interpretado como a produtividade total, ou conjunta, dos fatores terra, trabalho e capital.

2.2 A caracterização dos sistemas de produção de leite

Para a caracterização dos três sistemas considerados na atividade leiteira, foram utilizadas onze variáveis quantitativas, expressas por unidade de vaca em lactação (VA), quais sejam: X1 – valor total do capital fixo em máquinas/VA; X2 – valor total do capital fixo em benfeitorias/VA; X3 – valor gasto com reparos de máquinas/VA; X4 – valor gasto com reparos de benfeitorias/VA; X5 – valor gasto com concentrados/VA; X6 – valor gasto com suplementação mineral/VA; X7 – valor gasto com energia elétrica e combustíveis/VA; X8 – valor gasto com medicamentos/VA; X9 – valor do rebanho/VA; X10 – valor gasto com depreciação de máquinas/VA e X11 – valor gasto com depreciação de benfeitorias/VA.

Para facilitar a caracterização dos três sistemas, utilizou-se a técnica de análise estatística multivariada, especificamente a análise fatorial. Esta tem como princípio básico reduzir o número original de variáveis, por meio da extração de *fatores* independentes, de tal maneira que estes fatores possam explicar, de forma simples e reduzida, as variáveis originais¹. Ou seja, as variáveis originais permitirão obter as novas variáveis (os escores fatoriais) que melhor caracterizarão cada um dos três sistemas de produção de leite.

A análise fatorial geralmente se realiza pelo método de *componentes principais*, que faz com que o primeiro fator contenha o maior percentual de explicação da variância total das variáveis da amostra, e o segundo fator, por sua vez, contenha o segundo maior percentual, e assim por diante.

Cada fator, portanto, consiste em uma combinação linear das variáveis originais padronizadas incluídas no estudo. Na composição destes fatores têm-se os seguintes princípios: as variáveis mais correlacionadas combinam-se dentro de um mesmo fator; as variáveis que compõem um fator são praticamente independentes das que compõem outros fatores; a derivação dos fatores processa-se visando maximizar a percentagem da variância total das variáveis originais associada a cada fator consecutivo; os fatores não são correlacionados entre si.

¹ Informações detalhadas sobre a análise fatorial podem ser encontradas em Manly (1986).

Procura-se, assim, determinar os coeficientes que relacionam as variáveis observadas com os fatores comuns. Esses coeficientes, denominados de *cargas fatoriais*, desempenham a mesma função dos coeficientes de correlação. Para facilitar a interpretação dos fatores é realizada uma rotação ortogonal pelo método *Varimax*, que procura minimizar o número de variáveis fortemente relacionadas com cada fator, permitindo, assim, obter fatores mais facilmente interpretáveis.

O modelo de análise fatorial pode ser expresso algebricamente da seguinte forma:

$$X_i = a_{i1}F_1 + a_{i2}F_2 + \dots + a_{im}F_m + e_i, \quad (11)$$

em que X_i representa o i -ésimo escore da variável padronizada, com média zero e variância unitária ($i = 1, 2, \dots, m$); F_j indica os fatores comuns não correlacionados, com média zero e variância unitária; a_{ij} representa as cargas fatoriais e e_i , o termo de erro que capta a variação específica de X_i não explicada pela combinação linear das cargas fatoriais com os fatores comuns.

O quadrado das cargas fatoriais representa a contribuição relativa de cada fator para a variância total de uma variável. A soma do quadrado das cargas fatoriais oferece a estimativa da *comunalidade* que, por sua vez, indica a proporção da variância total de cada variável que é explicada pelo conjunto de fatores comuns.

Após calcular as cargas fatoriais e identificar os fatores, torna-se necessário a estimação do *escore fatorial* por meio do método semelhante ao de regressão. O escore para cada observação (produtor) é, portanto, resultado da multiplicação do valor (padronizado) das variáveis pelo coeficiente do escore fatorial correspondente, sendo a expressão geral para estimação do j -ésimo fator, F_j , dada por:

$$F_j = W_{j1}X_1 + W_{j2}X_2 + W_{j3}X_3 + \dots + W_{jp}X_p, \quad (12)$$

em que os W_{ji} são os coeficientes dos escores fatoriais e p é o número de variáveis.

Para testar a adequabilidade do modelo de análise fatorial, geralmente utiliza-se a estatística de *Kaiser-Meyer-Olkin* (KMO) e o teste de *Bartlett*. O KMO é um indicador que compara a magnitude do coeficiente de correlação observado com a magnitude do coeficiente de correlação parcial. Levando em conta que os valores deste teste varia de 0 a 1, pequenos valores de KMO (abaixo de 0,50) indicam a não adequabilidade da análise. Por sua vez, o teste de esfericidade de *Bartlett* serve para testar a hipótese nula de que a matriz de correlação é uma matriz identidade. Se esta hipótese for rejeitada, a análise pode ser realizada.

Na determinação do número de fatores necessários para representar o conjunto de dados, deve-se considerar a sua contribuição individual e adicional para a variância "explicada". Usualmente, consideram-se apenas os fatores cuja *raiz característica* é maior do que a unidade, isto é, aqueles que correspondem a uma proporção da variância superior àquela atribuída a uma variável isolada. No entanto, não há critério definitivo para essa determinação, sendo essa uma tarefa dos pesquisadores, que baseiam sua decisão na análise do significado descritivo dos fatores.

2.3 Relação entre eficiência técnica e algumas variáveis quantitativas

Após a determinação e a interpretação dos fatores, é possível, finalmente, calcular os escores fatoriais para cada produtor. Estes escores serão utilizados juntamente com outras variáveis quantitativas para investigar a relação entre estas e os níveis de eficiência técnica encontrados.

O modelo estimado é:

$$ET_j = \beta_0 + \beta_1 F_1 + \beta_2 F_2 + \beta_3 F_3 + \beta_4 ESC + \beta_5 ESP + \beta_6 CM + \varepsilon_j, \quad (13)$$

em que ET_j é o índice de eficiência técnica, ε_j é o termo de erro que se admite possuir as propriedades usuais; β_0 a β_6 são os parâmetros a serem estimados; F_1 , F_2 e F_3 são as novas variáveis referentes aos escores fatoriais obtidos a partir da equação (12) (estas serão nomeadas a partir dos resultados da análise fatorial); ESC, ESP e CM representam, respectivamente, a escala (quantidade produzida), o grau de especialização (porcentagem da renda total obtida com a atividade leiteira) e o custo total médio. As variáveis independentes são todas binárias e assumindo valores 1, caso sejam iguais ou superiores à média da amostra do sistema e zero se assumem valores abaixo da média.

Como a variável dependente (ET_j) assume valores entre 0% e 100%, utilizou-se o modelo Tobit, que permite o truncamento da variável dependente, tanto no limite inferior quanto no superior. No modelo Tobit, o procedimento adequado para a obtenção da estimativa dos parâmetros é a utilização do método de máxima verossimilhança (Greene, 1997).

Todos os dados utilizados neste estudo referem-se a 250 produtores de leite do estado de Minas Gerais e fazem parte da amostra de dados quantitativos dos produtores entrevistados pelo Serviço de Apoio às Pequenas Empresas de Minas Gerais/Federação da Agricultura do Estado de Minas Gerais (Sebrae-MG/FAEMG, 1996)². No intuito de trabalhar apenas com produtores estritamente comerciais, optou-se por selecionar, da amostra de questionário, apenas os produtores com 50% ou mais da renda da propriedade proveniente da atividade leiteira.

Após seleção da amostra, utilizou-se o critério adotado por Souza (2000) para a separação dos produtores em três sistemas de produção distintos com base no genótipo dos animais: sistema de gado Zebu, de gado Mestiço e de gado puro Europeu, em ordem crescente de produtividade (litro/vaca). A tipificação da amostra resultou em 131 produtores pertencentes ao sistema de gado Zebu, 89 produtores pertencentes ao sistema de gado Mestiço e 30 produtores pertencentes ao sistema de gado Europeu.

Foram utilizados os Softwares *FRONTIER 4.1*, *SPSS 10* e *EVIIEWS 3.0*, para as operacionalizações da fronteira estocástica, da análise fatorial e do modelo Tobit, respectivamente.

3 Resultados e discussão

Primeiramente, foi estimada a função média de produção Cobb-Douglas pelo método de mínimos quadrados ordinários. O programa *FRONTIER 4.1* utiliza os parâmetros obtidos por este método como valores iniciais para realizar a estimação da fronteira de produção estocástica, pelo método de máxima verossimilhança.

A Tabela 1 contém os resultados das duas estimativas obtidas para cada sistema de produção considerado. Após a estimação das três funções médias pelo método de mínimos quadrados ordinários, realizaram-se Testes de *Wald* para verificar as hipóteses de igualdade entre os parâmetros das diferentes funções. As hipóteses foram rejeitadas a 1% de probabilidade, evidenciando que os três sistemas são diferentes no que se refere às suas funções de produção.

² Por terem sido coletados há aproximadamente oito anos, estes dados podem apresentar-se defasados. No entanto, eles se constituem no mais atual e abrangente levantamento estatístico da atividade leiteira do estado de Minas Gerais.

TABELA 1 Estimativa dos parâmetros da função de produção Cobb-Douglas e da fronteira de produção estocástica Cobb-Douglas para os três sistemas da amostra de produtores de leite comerciais de Minas Gerais, 1996.

Coeficientes	Zebu		Mestiço		Europeu	
	Função média	Fronteira estocástica	Função média	Fronteira estocástica	Função média	Fronteira estocástica
β_0	1,7585 (0,3627) ¹	2,1362 (0,3703)	1,5662 (0,4044)	1,5703 (0,5264)	0,3415 ^{ns} (0,6850)	0,7601 ^{ns} (0,9410)
β_1	-0,0255 ^{ns} (0,0408)	-0,0498 ^{ns} (0,0417)	-0,0179 ^{ns} (0,0469)	-0,0178 ^{ns} (0,0493)	-0,1238 ^{ns} (0,1138)	0,0713 ^{ns} (0,1407)
β_2	0,2855 (0,0507)	0,3092 (0,0511)	0,4573 (0,0709)	0,4572 (0,0700)	0,6342 (0,2132)	0,6685 (0,2278)
β_3	0,6383 (0,0656)	0,6562 (0,0333)	0,5408 (0,0687)	0,5411 (0,0660)	0,5572 (0,1956)	0,4767 ^{**} (0,2190)
R ²	0,8620		0,9017		0,9460	
LFMV		-48,5748		-25,6652		-3,2254
γ		0,9538 (0,0022)		0,0064 ^{ns} (0,0228)		0,0053 ^{ns} (0,0130)
Teste LR		5,4420		0,0000		0,0000

Fonte: Resultados da pesquisa.

* significativo a 1%; ** significativo a 5%; ^{ns} não significativo.

LFMV = logaritmo da função de máxima verossimilhança.

¹Os valores entre parênteses são os desvios-padrão.

Percebe-se, pela Tabela 1, que os parâmetros relacionados ao fator terra foram não significativos a 10% de probabilidade para todos os três sistemas, tanto no que se refere à função média quanto à função fronteira, o que evidencia que a atividade leiteira em Minas Gerais não utiliza racionalmente este fator.

Todos os demais parâmetros de inclinação estimados são significativos a até 5%. Os R² são elevados e iguais a 86,20%, 90,17% e 94,60%, respectivamente. Estes valores indicam que, ao passar do sistema Zebu para o Europeu, a produção torna-se mais dependente dos fatores terra, trabalho e capital, e menos dependente dos demais fatores não considerados no modelo, bem como menos afetado por fatores aleatórios ou erros de medida.

Em sua forma logarítmica, os parâmetros da função de produção Cobb-Douglas estimados expressam as elasticidades da produção com relação aos fatores de produção considerados. Com exceção dos parâmetros relacionados ao fator terra, que foram não significativos, os demais resultados são coerentes, no que se refere aos sinais esperados. Percebe-se que, à medida que se passa do sistema Zebu para o Europeu, torna-se maior o efeito de uma variação na produção resultante de uma variação percentual no valor gasto com o fator trabalho e torna-se menor o efeito de uma variação na produção resultante de uma variação percentual no fator capital, refletindo os diferentes níveis de utilização desses fatores em cada sistema, bem como a lei das produtividades marginais decrescentes.

No que se refere aos resultados da fronteira de produção estocástica, verifica-se que, nos sistemas de gado Mestiço e Europeu, as estimativas dos parâmetros são muito semelhantes às encontradas no modelo da função média. O parâmetro $\gamma = \sigma_u^2 / \sigma^2$ mede o efeito da ineficiência na variação da produção observada, sendo $\sigma^2 = \sigma_u^2 + \sigma_v^2$, (Battese & Broca, 1996). No presente estudo, γ é igual a 0,0064 e 0,0053, para os sistemas Mestiço e Europeu, respectivamente, e não significativos a 10%, o que significa que não há ineficiência técnica nesses dois sistemas.

No que se refere ao sistema de gado Zebu, os parâmetros estimados da fronteira de produção estocástica diferem significativamente dos parâmetros obtidos por mínimos quadrados

ordinários. O valor do parâmetro γ é 0,9538 e significativo a 1% de probabilidade, o que significa que 95,38% da variação na produção são devidos à ineficiência técnica. Por meio do teste da razão de verossimilhança (Teste LR) obtém-se um valor de λ igual a 5,442, superior ao valor crítico de 2,710, a 5% de probabilidade, rejeitando a hipótese nula de que não há ineficiência técnica no sistema de produção de gado Zebu. Este fato indica que a função fronteira não representa um deslocamento completamente neutro em relação à função média.

Após estimação da função de fronteira estocástica e obtenção da estimativa de u_j , é possível calcular a medida de eficiência técnica de cada produtor. A Tabela 2 apresenta a estatística descritiva dos índices de eficiência técnica dos produtores comerciais de Minas Gerais para os três sistemas de produção considerados.

Os dados evidenciam que, estatisticamente, a ineficiência técnica está ausente nos sistemas de gado Mestiço e Europeu. As médias de eficiência superam o valor de 98% e o grau de homogeneidade dos dois sistemas é praticamente total.

Quanto aos resultados obtidos para o sistema de gado Zebu, a média de eficiência técnica é de 56,39%. No entanto, o grau de homogeneidade dessa amostra é expressivamente menor quando comparados aos sistemas Zebu e Mestiço. Constata-se uma dispersão em torno da média, em torno de 17,77% e eficiências técnicas mínimas e máximas de 23,90% e 95,60%, respectivamente. Na média, o sistema de produção de gado Zebu tem condições potenciais de aumentar sua eficiência técnica em 43,61%. Em outras palavras, há possibilidade de aumento da produtividade total dos fatores, por meio da melhor utilização destes, dada a tecnologia disponível.

É importante que se verifique não só o quanto se pode melhorar na adoção eficiente dos fatores, mas também investigar as relações entre o nível de eficiência técnica e algumas variáveis consideradas importantes para entender essa relação. Seria interessante a inclusão de variáveis quantitativas e qualitativas, sendo estas representativas do capital humano, tal como o nível de escolaridade do produtor, dentre outros. No entanto, não foi possível a inclusão de variáveis qualitativas no modelo, uma vez que estes dados coletados pelo Serviço de Apoio às Pequenas Empresas de Minas Gerais/Federação da Agricultura do Estado de Minas Gerais (Sebrae-MG/FAEMG, 1996) fazem parte de uma amostra distinta da amostra em que foram coletados os dados quantitativos.

TABELA 2 Estatística descritiva dos índices de eficiência técnica em Minas Gerais, para os três sistemas de produção de leite considerados, 1996

Eficiência técnica	Zebu	Mestiço	Europeu
Média	56,39	99,05	99,23
Homogeneidade ¹	17,77	0,02	0,02
Mínimo	23,90	98,99	99,20
Máximo	95,60	99,11	99,27

Fonte: Resultados da pesquisa.

¹ É o desvio-padrão expresso em percentagem da média. Quanto menor seu valor, maior a homogeneidade da amostra.

Nas Tabelas 3 e 4 são apresentados os resultados da análise fatorial para a obtenção de parte das variáveis que permitirão caracterizar e distinguir os três sistemas de produção considerados. Adicionalmente, estas variáveis, juntamente com outras três, inseridas na equação (13), permitirão investigar a relação entre elas e o nível de eficiência técnica no sistema de gado Zebu.

Conforme a Tabela 3, foram considerados, após rotação ortogonal, três fatores com raiz característica maior que a unidade e que sintetizam as informações contidas nas onze variáveis originais. Percebe-se que os fatores F1, F2 e F3 "explicam", respectivamente, 48,03%, 21,42% e 10,72% da variância total das variáveis utilizadas e que, em conjunto, explicam 80,16%.

TABELA 3 Resultados da qualidade estatística da análise fatorial.

Fator	Raiz característica	Variância explicada pelo fator (%)	Variância acumulada (%)
F1	5,283	48,03	48,03
F2	2,356	21,42	69,45
F3	1,179	10,72	80,16

Fonte: Resultados da pesquisa.

Teste de esfericidade de Bartlett = 4.118,89 ($p < 1\%$) e KMO = 0,743.

O teste de *Bartlett* mostrou-se significativo a 1%, rejeitando a hipótese nula de que a matriz de correlação é uma matriz identidade. O teste de KMO, para a análise da adequabilidade da amostra, apresentou um valor de 0,743, indicando que a amostra é passível de ser analisada pelas técnicas da análise fatorial.

A Tabela 4 apresenta as cargas fatoriais e as comunalidades para os três fatores considerados. Para a interpretação de cada um dos fatores, foram consideradas apenas as cargas fatoriais com valores superiores a 0,50 (destacadas em negrito). Os valores encontrados para as comunalidades revelam que todas as variáveis têm a sua variabilidade significativamente captada e representada pelos três fatores. Percebe-se que o fator F1 está positiva e fortemente relacionado com os indicadores X1, X3, X7 e X10, todos relacionados com a utilização de máquinas. Convencionou-se, portanto, denominar F1 de “uso de máquinas por vaca”.

O fator F2, por sua vez, está positivo e fortemente relacionado com os indicadores X2, X4 e X11, todos relacionados com a utilização de benfeitorias. Convencionou-se, portanto, denominar F2 de “uso de benfeitorias por vaca”.

TABELA 4 Cargas fatoriais, após rotação ortogonal, e comunalidades obtidas por meio da análise fatorial.

Indicadores	F1	F2	F3	Comunalidades
X1	0,955	0,129	0,001	0,928
X2	0,139	0,974	0,119	0,983
X3	0,697	0,008	0,124	0,958
X4	0,204	0,959	0,138	0,980
X5	0,498	0,004	0,635	0,653
X6	0,008	0,212	0,501	0,474
X7	0,764	0,163	0,217	0,657
X8	0,241	0,001	0,838	0,760
X9	0,407	0,232	0,684	0,687
X10	0,972	0,119	0,007	0,964
X11	0,179	0,962	0,132	0,975

Fonte: Resultados da pesquisa.

Finalmente, o fator F3 tem relação positiva e expressiva com os indicadores X5, X6, X8 e X9, todos relacionados ao rebanho utilizado na atividade. Convencionou-se denominar F3 de “qualidade do rebanho”.

De posse das cargas fatoriais, o passo seguinte foi determinar os escores fatoriais, ou seja, determinar o valor dos fatores F1, F2 e F3 para cada produtor em cada sistema de produção considerado. A análise dos fatores deve ser feita levando-se em conta que seus escores são variáveis com média zero e desvio-padrão igual a 1. Portanto, pode-se interpretar que os escores com valores próximos de zero indicam nível médio em relação à amostra. Quanto maior em relação a zero for o escore fatorial, maior a intensidade de uso do fator em relação ao nível médio, e vice-versa. Escores positivos e com valor acima de 1 indicam uso intenso do fator, enquanto escores negativos e com valor abaixo de 1 indicam que seu uso é escasso.

A Tabela 5 apresenta a estatística descritiva dos fatores F1, F2 e F3 e permite verificar as diferenças entre os sistemas no que se refere ao nível e às combinações dos recursos empregados na atividade.

No que se refere ao indicador F1, denominado “uso de máquinas por vaca”, percebe-se que o sistema Zebu apresenta valor inferior e próximo da média, o sistema Mestiço apresenta valor superior e próximo da média e o sistema Europeu apresenta valor muito superior à média da amostra (equivalente a 2 desvios-padrão), o que evidencia o uso intenso de máquinas por vaca em lactação neste sistema. Os valores máximos e mínimos, bem como os graus de homogeneidade, mostram que os três sistemas apresentam grande heterogeneidade no que se refere ao uso de máquinas, com destaque para o sistema Mestiço, cuja amostra apresenta desvio-padrão em relação à média acima 700%. Os valores mínimos são iguais ou inferiores a 1, desvios padrões abaixo da média, evidenciando a presença de produtores que fazem uso escasso de máquinas por vaca, e os valores máximos são superiores a 2 desvios padrões acima da média, evidenciando, por outro lado, que existem produtores nesses dois sistemas que fazem uso intenso deste fator. O sistema de gado Puro, por sua vez, é expressivamente mais homogêneo, com valor mínimo acima da média e valor máximo superior a 6 desvios, evidenciando o uso extremo de máquinas por vaca.

TABELA 5 Estatística descritiva dos recursos F1, F2 e F3 empregados nos três sistemas de produção de leite em Minas Gerais, 1996

	F1			F2			F3		
	Zebu	Mestiço	Puro	Zebu	Mestiço	Puro	Zebu	Mestiço	Puro
Média	-0,36	0,12	2,00	-0,06	0,12	-0,09	-0,29	0,16	1,38
Homog ¹ .	137,6	701,3	86,6	1503,7	892,0	889,5	214,1	607,6	133,9
Mínimo	-1,08	-1,00	0,18	-1,48	-1,26	-1,66	-1,64	-1,98	-2,15
Máximo	2,42	3,91	6,26	3,88	3,57	3,85	2,02	2,99	4,87

Fonte: Resultados da pesquisa.

¹ É o grau de homogeneidade; quanto menor seu valor, mais homogênea é a amostra.

Quanto ao indicador F2, denominado “uso de benfeitorias por vaca”, os valores são próximos da média, sendo que para o sistema Misto, seu valor é positivo. Apesar de se apresentarem expressivamente heterogêneos, o grau de homogeneidade aumenta significativamente quando se passa do sistema Zebu para os sistemas Mestiço e Puro. Os valores mínimos são inferiores à média em mais de 1 desvio padrão, enquanto os valores máximos são superiores à média em mais de 3 desvios padrões.

Finalmente, com relação ao indicador F3, denominado de “qualidade do rebanho”, percebe-se que somente o sistema Zebu apresenta valor inferior e próximo à média da amostra. O sistema Mestiço apresenta valor superior e próximo da média, enquanto o sistema Puro apresenta valor acima da média em mais de 1 desvio padrão.

De posse dos escores fatoriais, é possível investigar a relação entre algumas variáveis quantitativas e os níveis de eficiência técnica para o sistema de produção de gado Zebu em Minas Gerais, por meio do modelo descrito na equação (13). Os resultados encontram-se na Tabela 6.

Para melhor compreensão dos resultados, as variáveis independentes podem ser divididas em duas categorias: as variáveis F1, F2, e F3 representam o manejo dos recursos aplicados na atividade, enquanto as variáveis ESP, ESC e CM dão, em conjunto, a idéia do grau de profissionalização da atividade.

Conforme a Tabela 6, os parâmetros relativos às variáveis “uso de benfeitorias por vaca” (F2) e “escala” (ESC) são significativamente diferentes de zero, a 10% e 5% de probabilidade, respectivamente, enquanto os demais parâmetros são significativos a 1% de probabilidade. Apesar de o modelo incluir seis variáveis independentes, percebe-se que estas explicam conjuntamente as variações no nível de eficiência técnica em apenas 40%, conforme o valor do R². Faltou, no modelo, a inclusão de variáveis qualitativas representativas do capital humano, que não puderam ser consideradas, em virtude do fato destas variáveis serem produto de uma amostra distinta

daquela em que se aplicou o questionário de caráter quantitativo, não sendo possível, portanto, vincular essas duas categorias de variáveis à mesma observação ou unidade produtiva.

TABELA 6 Estimativas dos parâmetros do modelo Tobit para o sistema de gado Zebu em Minas Gerais, 1996

Variáveis ¹	Coefficientes	Erro-padrão	Z calculado	Probabilidade
Intercepto	54,6045	2,8862	18,9189	0,0000
F1	15,2929	3,8755	3,9461	0,0000
F2	4,2282	2,5499	1,6582	0,0793
F3	-8,0498	2,8846	-2,7906	0,0053
ESP	10,6211	2,5267	4,2035	0,0000
ESC	5,7586	2,6614	2,1638	0,0305
CM	-16,4340	2,6132	-6,2889	0,0000
	LFMV	-577,5084	R ²	0,4002

Fonte: Resultados da pesquisa.

LFMV = logaritmo da função de máxima verossimilhança.

Os sinais dos parâmetros estão de acordo com o esperado, com exceção do parâmetro referente à variável “qualidade do rebanho” (F3), que apresentou sinal negativo. Uma explicação coerente para tal resultado pode ser encontrada no genótipo do rebanho. De acordo com Souza (2000), variando-se do puro Europeu para o Zebu, ganha-se em adaptação ao regime de pasto e perde-se em capacidade de resposta aos insumos modernos, como as rações concentradas, as vacinas e medicamentos, dentre outros.

Sendo assim, o efeito negativo da “qualidade do rebanho” no nível de eficiência técnica pode estar evidenciando que o produtor, no intuito de aumentar sua produtividade (litros/vaca), esteja aplicando em excesso esses insumos na atividade. Este fato revela um manejo inadequado na atividade, em que a alternativa para o aumento da produtividade seria diminuir a quantidade utilizada destes insumos ou incrementar o rebanho com maior proporção de gado Mestiço e ou Europeu, ou seja, mudar para um sistema mais produtivo.

Percebe-se que todas as variáveis têm um peso expressivo na explicação dos níveis de eficiência técnica, com destaque para a “especialização” (ESP), o “uso de máquinas por vaca” (F1) e o “custo total médio” (CM), nesta ordem de grandeza. O grau de especialização do produtor é importante, uma vez que permite a melhor gerência da atividade, com reflexos positivos na eficiência. O uso de máquinas por vaca reflete, dentre outros cuidados, o preparo e a utilização de volumosos na fazenda, e que está diretamente associado a uma atividade menos extensiva, com efeitos positivos na produtividade e na eficiência técnica.

Quanto ao custo total médio, seu parâmetro com sinal negativo e valor expressivo evidencia que produtores com menores custos médios têm eficiência técnica significativamente maior. Uma vez que a variável custo total médio não apresentou correlação expressiva com a variável “escala” (ESC)³, pode-se afirmar que o menor custo médio, se não está fortemente associado à maior escala, apresenta, por outro lado, relação mais expressiva com a eficiência técnica. Este fato parece evidenciar que os produtores com menores custos médios apresentam, também, maior eficiência econômica.

Finalmente, as variáveis “uso de benfeitorias por vaca” e “escala” têm efeitos positivos, embora comparativamente menos expressivos, sobre os níveis de eficiência técnica.

³ Por meio da análise da matriz de correlação não foi detectada correlação significativa entre as variáveis independentes.

4 Conclusões

O estudo considerou três sistemas distintos de produção na atividade leiteira de Minas Gerais, classificados de acordo com o genótipo predominante do rebanho. Dentre os resultados do trabalho, evidencia-se que os sistemas de gado Mestiço e de gado Europeu são eficientes, enquanto o sistema de gado Zebu opera, na média, com ineficiência de 43,6% do seu nível de produto potencial, dados seus recursos disponíveis e sua tecnologia.

Existe grande heterogeneidade entre os produtores no que se refere ao uso de máquinas por vaca, ao uso de benfeitorias por vaca e à qualidade do rebanho, sendo esta última refletida pela intensidade do uso de concentrados e suplementação mineral por vaca e valor do rebanho por vaca. Em média, os sistemas de gado Zebu e de gado Mestiço utilizam estes recursos no nível próximo da média utilizada na atividade leiteira mineira, enquanto que o sistema de gado Europeu utiliza intensamente, ou bem acima da média, os recursos reconhecidamente modernos, representados pelo uso de máquinas por vaca e pela qualidade do rebanho, e utiliza nível médio de recursos mais tradicionais, representados pelo uso de benfeitorias por vaca.

As diferenças nas proporções desses recursos dentro dos sistemas de gado Mestiço e de gado Europeu não prejudicam a eficiência técnica, uma vez que todos os produtores destes sistemas apresentam-se estatisticamente eficientes. Por outro lado, no sistema de gado Zebu, a intensidade do uso de cada um desses recursos influencia expressivamente os níveis de eficiência técnica encontrados. A aplicação de recurso em “qualidade do rebanho”, entretanto, tem influenciado negativamente a eficiência técnica, o que mostra que o gado da raça Zebu apresenta resposta nula, ou pouco expressiva (produtividade - litros/vaca), aos usos de concentrados, suplementos minerais ou medicamentos, quando estes já estão sendo utilizados em níveis elevados.

Os fatores referentes à “escala”, à “especialização” e ao “custo total médio” também têm influência expressiva sobre o nível de eficiência dos produtores do sistema Zebu e permitem evidenciar que a profissionalização da atividade e a eficiência econômica apresentam íntima relação com a eficiência técnica.

A possibilidade de se aumentar a produtividade no sistema Zebu sem, contudo, alterar o nível tecnológico ou o sistema de produção, por meio da melhor utilização dos fatores terra, trabalho e capital, evidencia que, no curto prazo, podem-se obter ganhos adicionais em produtividade por meio da melhoria na qualidade da gerência do produtor. Nesse sentido, o acesso à informação e aos serviços de extensão pública ou privada pode contribuir para aumentar a eficiência e a produção mineira, além de contribuir para diminuir a heterogeneidade entre os produtores.

Por outro lado, políticas que facilitam o acesso a financiamentos podem contribuir para aumentar a utilização dos recursos que contribuem positivamente para a eficiência, além de facilitar a aquisição de vacas com melhores genótipos (mudança para sistema de gado Mestiço e daí para o Europeu) que permitirão retornos positivos da qualidade do rebanho quanto à produção, tornando a atividade mais competitiva.

5 Referências bibliográficas

BAPTISTA, A. J. M. S. **Progresso tecnológico, mudanças na eficiência e produtividade na pesca artesanal em Cabo Verde na década de 90**. 2002. 89 p. Dissertação (Mestrado em Economia Aplicada) – Universidade Federal de Viçosa, Viçosa.

COELLI, T. J.; RAO, D. S. P.; BATTESE, G. E. **An introduction to efficiency and productivity analysis**. Norwell: Kluwer Academic Publishers. 1998. 275 p.

- BATTESE, G. E.; BROCA, S. S. **Functional formas of stocastics frontier production and models for technical inefficiency effects**: a comparative study for wheat farms in Pakistan. Armidale, Australia: Centre For Efficiency and Productivity Analysis, Department of econometrics, U. New England, 1996. 26 p.
- GOMES, A. P. **Impactos das transformações da produção de leite no número de produtores e requerimento da mão-de-obra e capital**. 1999a. 161 p. Tese (Doutorado em Economia Rural) – Universidade Federal de Viçosa, Viçosa.
- GOMES, S. T. **Afinal, qual é a produtividade do rebanho leiteiro?** Viçosa, MG: UFV, 1996. 7 p. (mimeogr.).
- GOMES, S. T. Avanços sócio-econômicos em sistemas de produção de leite. In: VILELA, D.; BRESSAN, M.; CUNHA, A.S. (Eds). **Restrições técnicas, econômicas e institucionais ao desenvolvimento da cadeia produtiva do leite no Brasil**. Brasília: MCT/CNPq/PADCT, 1999b. p. 139-154.
- GREENE, W. H. *Econometric analysis*. 3. ed. Englewood Cliffs: Prentice Hall, 1997. 791p.
- HOMEM DE MELO, F. Leite: a difícil formulação de uma política comercial. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, Brasília, v. 37, n. 4, p. 33-44, 1999.
- JONDROW, J.; LOVELL, C. A. K.; MATEROV, I. S.; SCHMIDT, P. On the estimation of technical inefficiency in the stochastic frontier production function model. **Journal of Econometrics**, v.19, n. 2/3, p. 232-238, 1982.
- MANLY, B. F. J. **Multivariate statistical methods – a primer**. New York: Chapman and Hall, 1986. 159 p.
- MARTINS, M. C. **Agronegócio do leite**. Disponível em: www.cnpqgl.embrapa.br/jornal/informe 2003. Acesso: 1 jun. 2003.
- MARTINS, P. C. Efeitos de políticas públicas sobre a cadeia produtiva do leite em pó. In: VIEIRA, R. C. M. T., et al. (Eds). **Cadeias produtivas no Brasil: análise da competitividade**. Brasília: EMBRAPA, 2001. 469 p.
- SERVIÇO DE APOIO ÀS PEQUENAS EMPRESAS DE MINAS GERAIS/FEDERAÇÃO DA AGRICULTURA DO ESTADO DE MINAS GERAIS SEBRAE-MG/FAEMG. **Relatório de pesquisa: diagnóstico da pecuária leiteira do Estado de Minas Gerais**. Belo Horizonte: 1996. 2 v., 102 p.
- SOUZA, D. P. **Análise da estrutura de custo e preço de sobrevivência dos principais sistemas de produção de leite**. 2000. 85 p. Dissertação (Mestrado em Economia Rural) - Universidade Federal de Viçosa, Viçosa.
- ZOCCAL, R.; FERNANDES, E. N. Mudanças na pecuária de leite. **Informe Econômico do Leite**, Brasília, v. 1, n.1, dez. 2001.

ARTIGO

Recebido em: 04/05/04

Aprovado em: 29/06/04