

# Elasticidades de substituição e de preços na produção de leite<sup>1</sup>

Cassiano Bragagnolo<sup>2</sup>  
Guilherme Jacob Miqueleto<sup>3</sup>  
Andressa Rodrigues Pavão<sup>4</sup>  
Joaquim B. de S. F. Filho<sup>5</sup>  
Alexandre Lopes Gomes<sup>6</sup>

**Resumo** – Este trabalho teve como objetivo estimar as elasticidades preço direta e cruzada da demanda, bem como as elasticidades de substituição de Allen e Morishima com relação aos principais fatores de produção da atividade leiteira. A elasticidade preço direta da alimentação dos animais foi a que apresentou maior valor entre os fatores de produção analisados, seguida por capital, trabalho e outros custos. As elasticidades preço cruzadas de trabalho e outros custos e de outros custos e trabalho apresentaram sinais negativos, ou seja, existe redução do consumo de um fator quando ocorre aumento do preço dos outros. As demais apresentaram sinal positivo. Em relação às elasticidades cruzadas estimadas, o grau de substituição da alimentação é maior do que os outros, ou seja, um aumento no preço do capital, do trabalho ou de outros custos causa uma queda na quantidade demandada por esses insumos e um aumento na demanda por alimentação. Os sinais das elasticidades de Morishima diferiram dos encontrados em elasticidade de Allen para a relação entre trabalho e outros custos.

**Palavras-chave:** fatores de produção, função custo, pecuária leiteira.

## Dairy farmers substitution and price elasticities

**Abstract** – This study aimed to estimate the direct price elasticities, cross-price demand and the elasticity of substitution of Allen and Morishima for the main production factors of the dairy farmers. The direct price elasticity of supply of animals showed the highest value among the production factors, followed by capital, labor and other costs. The cross-price elasticities of labor and other costs and other costs and work had negative signs, ie, there is reduced consumption of a factor when there is an increase in the price of others. The others showed positive sign. For the cross-elasticities estimated the substitution between feeding is higher than to other costs, or an increase in the price of capital, labor or other costs, causes a drop in quantity demanded for these inputs and an increase in demand for food. The signs of Morishima elasticities differ from those found for the elasticity of Allen for labor and other costs.

**Keywords:** production factors, cost function, dairy production.

<sup>1</sup> Original recebido em 15/7/2010 e aprovado em 20/7/2010.

<sup>2</sup> Doutorando em Economia Aplicada, pela Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz (Esalq/USP). E-mail: cassiano@usp.br

<sup>3</sup> Doutorando em Economia Aplicada, pela Esalq/USP. E-mail: miquelet@esalq.usp.br

<sup>4</sup> Doutoranda em Economia Aplicada, pela Esalq/USP. E-mail: andressa\_pavao@hotmail.com

<sup>5</sup> Doutor em Economia, professor do Departamento de Economia, Administração e Sociologia Rural, da Esalq/USP. E-mail: jbsferre@esalq.usp.br

<sup>6</sup> Doutor em Economia Aplicada, professor do Departamento de Economia da Universidade Federal de São Carlos (Ufscar). E-mail: algomes@ufscar.br

## Introdução

A importância de estudos dos sistemas de produção de leite justifica-se pelas fortes implicações sociais e econômicas dessa atividade, tanto para a economia quanto para a comunidade brasileira. Em 2007, o Brasil foi o sexto maior produtor mundial do produto, tendo alcançado 25.327 mil toneladas. Todavia, a produtividade – de 1.200 kg/vaca/ano de leite – é baixa se comparada com a dos Estados Unidos, que é de 9.219 kg/vaca/ano, ou a da Argentina, que é de 4.773 kg/vaca/ano (FAO, 2009). Vale ressaltar, porém, que o custo médio de produção de leite no Brasil é um dos menores do mundo, sendo até mesmo inferior ao dos EUA (GOMES, 2006).

Apesar de o Brasil ser um grande produtor e de ter exportado US\$ 540,8 milhões em produtos lácteos em 2008 (IBGE, 2009), a demanda interna no Brasil supera a produção. Comparando o volume de consumo de produtos lácteos recomendado pelo Ministério da Saúde e o tamanho da população brasileira (IBGE, 2009), o total recomendado para consumo interno seria de aproximadamente 40 milhões de litros de leite, em 2007; a produção naquele ano foi, porém, de apenas 26 milhões de litros.

É bastante heterogêneo o processo da produção de leite, atividade que é explorada em todo o País. Os produtores especializados investem em tecnologia, usufruem das economias de escala e diferenciam seu produto, recebendo, conseqüentemente, mais pelo volume produzido e pela qualidade alcançada. Os produtores com esse perfil concentram-se em bacias leiteiras tradicionais, localizadas nos estados de Minas Gerais, do Rio Grande do Sul, de Goiás, de São Paulo e do Paraná. Em meio aos especializados, inúmeros pequenos produtores, distribuídos por todo o território nacional, vivem da renda gerada pela atividade, que é vital para a sobre-

vivência da agricultura familiar (CARVALHO; OLIVEIRA, 2006).

Em 2006, de 1,3 milhão de estabelecimentos agropecuários que produziram leite, 16,5% estavam localizados no Estado de Minas Gerais (30% do valor produzido no Brasil), sendo o sul/sudoeste de Minas (16,8%), a Zona da Mata (12,75%) e o Triângulo Mineiro/Alto Paranaíba (12,3%) as principais mesorregiões produtoras de leite de Minas Gerais.

Apesar da diversidade do sistema produtivo de leite no Brasil, pode-se dividi-lo em dois tipos: pastagem e confinamento. O primeiro, também conhecido como forma primitiva, é bastante utilizado por causa dos baixos custos de implantação; todavia, sua produtividade corresponde a menos de 25% da produção confinada. Já os custos do segundo, sendo maiores, induzem a criação de um maior número de cabeças de gado, de forma que o ganho em escala e a alta produtividade tornam a atividade competitiva.

Apesar da controvérsia sobre a melhor forma para mensurar custos na atividade leiteira, e a despeito da intensa mudança na composição dos fatores de produção, Reis et al. (2001), ao pesquisarem os custos da produção de leite de 12 pecuaristas no sul de Minas<sup>7</sup>, obtiveram uma participação nos custos totais de 23,55% nos custos fixos e de 76,45% nos custos variáveis. A maior participação dos custos fixos ficou com o fluxo de serviços de máquinas e equipamentos (5,77%), seguido por benfeitorias (5,02%). Entre os custos variáveis, os gastos com alimentação representaram 45,83%, e os serviços de mão de obra atingiram 15,51% do custo final de produção da exploração leiteira.

A partir de 1998, a busca por qualidade, expressa na coleta de leite a granel e no resfriamento do leite na fazenda, reduziu o número de produtores. Com efeito, os altos investimentos na manutenção dessa operação inviabilizaram a

<sup>7</sup> A área média destinada à pecuária leiteira foi de 918,10 ha, cuja produção média por propriedade, de março de 2000 a fevereiro de 2001, foi de 459,38 L/dia, com uma produtividade por animal de 9,72 L.

permanência de muitos pequenos produtores no mercado formal ou inspecionado, obrigando-os a abandonar a atividade.

Dois fatores merecem ser investigados relacionados a essa evasão: a questão do abastecimento e a questão social. Em relação ao abastecimento, constatou-se que, a despeito da saída de vários pequenos produtores, a produção vinha crescendo significativamente, ou seja, a permanência dos pequenos produtores mostrou-se dispensável. Por sua vez, em relação à questão social, esse processo trouxe consequências sérias, considerando que a atividade leiteira é importante na geração da renda de muitas famílias, e os ajustamentos requeridos para o abandono dessa atividade não se fazem com facilidade.

Diante desse cenário, é inadiável um estudo aprofundado da alocação ótima dos fatores produtivos para conhecer melhor as peculiaridades do setor, identificar as elasticidades de substituição entre os fatores de produção e, por fim, identificar a estrutura de demanda por fatores.

Entre os trabalhos que analisaram as funções custo para a pecuária leiteira, destacam-se os de Albuquerque (1987), Gomes e Ponchio (2005), Gomes e Ferreira Filho (2007) e Silva et al. (2007).

Albuquerque (1987) analisou a evolução da pecuária leiteira paulista nas décadas de 1960, 1970 e 1980, por meio de uma função translog. O trabalho apresenta os cálculos das elasticidades preço diretas e cruzadas e das elasticidades de Allen. Os fatores de produção considerados foram: capital, mão de obra, alimentação e outros insumos.

Gomes e Ponchio (2005) estimaram a elasticidade da demanda na atividade leiteira para os fatores terra, capital, dieta dos animais e mão de obra. Foram estimadas também as elasticidades cruzadas dos fatores de produção para os mesmos fatores. Os resultados mostraram que

o produtor é mais sensível a variações nos preços do fator dieta animal e trabalho e, portanto, variações positivas nos preços desses produtos fazem o produtor reduzir significativamente a demanda por eles. Em relação às elasticidades cruzadas estimadas, todos os fatores de produção apresentaram elasticidades preço cruzadas positivas, o que significou relação de substituição entre eles; porém, o grau de substituição do capital foi maior.

Gomes e Ferreira Filho (2007) analisaram o problema da manutenção, a longo prazo, dos produtores de leite nessa atividade, em estabelecimentos nos estados de Rondônia, Tocantins e Rio de Janeiro, com o objetivo de verificar a existência de economias de escala na produção de leite, por meio de uma função de custo translog. Os fatores de produção considerados foram: capital, terra, trabalho e custeio. A análise econômica demonstrou a dificuldade de sobrevivência dos estabelecimentos, a longo prazo, em decorrência da alta relação entre capital imobilizado e produção.

O estudo de Silva et al. (2007) estimou a eficiência técnica dos produtores de leite do Ceará, utilizando a abordagem metodológica de fronteira estocástica. Com base nos resultados obtidos, concluíram que os produtores poderiam obter ganhos de eficiência utilizando, de forma mais racional, os fatores de produção empregados na atividade.

Este trabalho tem como objetivo a identificação das relações de elasticidade preço cruzadas e diretas, bem como das elasticidades de substituição de Morishima e Allen para os produtores de leite de Minas Gerais, por meio da estimação de uma função custo, buscando caracterizar a relação entre os fatores de produção analisados.

Além da introdução, o presente trabalho é composto por mais quatro seções: o modelo teórico, o modelo econométrico, resultados e discussão, e considerações finais.

## Modelo teórico

### A função transcendental logarítmica

A função transcendental logarítmica (translog) pode ser interpretada como uma aproximação de segunda ordem para uma função arbitrária  $h(z)$  na vizinhança de  $z = 1$ . A função translog, além de ser uma forma flexível, pode servir como uma aproximação de funções duplamente diferenciáveis (CHAMBERS, 1988).

A maior vantagem da utilização da translog é que esse tipo de função não impõe qualquer restrição aos valores das elasticidades de substituição, ao contrário das funções Cobb-Douglas e CES. Além disso, não pressupõe homogeneidade da função.

A forma geral de uma função translog pode ser escrita de acordo com a formulação a seguir:

$$\ln C^* = \beta_0 + \beta_y \ln Y + \sum_{i=1}^n \beta_i \ln P_i + \frac{1}{2} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \gamma_{ij} \ln P_i \ln P_j + \frac{1}{2} \sum_{i=1}^n \gamma_{yi} \ln P_i \ln Y + \frac{1}{2} \gamma_{yy} (\ln Y)^2$$

em que os parâmetros da função custo que se pretende estimar são definidos da seguinte forma:

$$\beta_0 = \ln C_0$$

$$\beta_y = \frac{\partial \ln C^*}{\partial \ln Y}$$

$$\beta_i = \frac{\partial \ln C^*}{\partial \ln P_i}$$

$$\gamma_{ij} = \frac{\partial^2 \ln C^*}{\partial \ln P_i \partial \ln P_j}$$

$$\gamma_{iy} = \frac{\partial^2 \ln C^*}{\partial \ln P_i \partial \ln Y}$$

$$\gamma_{yy} = \frac{\partial^2 \ln C^*}{\partial (\ln Y)^2}$$

Essa função deve satisfazer as propriedades de monotonicidade (parcelas de custos não negativas) e de concavidade (hessiano resultante semidefinido negativo) (CONTE, 2006).

As equações das parcelas de custo podem ser encontradas por meio de diferenciações da função de custo total em relação ao preço de cada insumo considerado, ou seja,  $\frac{\partial \ln C}{\partial \ln p_i} = \frac{\partial C}{\partial p_i} \frac{p_i}{C}$ , e acordo com o lema de Shepard,  $\frac{\partial C}{\partial p_i} = x_i$ , em que  $x_i$  é a demanda derivada do insumo  $i$ . Assim sendo,  $\frac{\partial \ln C}{\partial \ln p_i} = S_i$ , em que  $S_i$  é a parcela de custo do insumo  $x$ .

### Elasticidades

A elasticidade preço pode ser definida como a relação entre a variação relativa na quantidade demandada ou ofertada de um bem e a variação relativa de seu preço. Na estimação da translog, as elasticidades preços direta e cruzada da demanda podem ser calculadas por meio das equações das parcelas de custo utilizadas e podem ser definidas como:

$$\eta_{ii} = \frac{\gamma_{ii}}{S_i} + S_i - 1$$

$$\eta_{ij} = \frac{\gamma_{ij}}{S_i} + S_j$$

As elasticidades de substituição de Allen e Morishima permitem analisar a substituíbilidade e a complementaridade dos fatores na produção. A exemplo das elasticidades preços da demanda, essas também podem ser calculadas por meio dos coeficientes das equações das parcelas da estimação da translog.

As elasticidades diretas e cruzadas de Allen podem ser definidas de acordo com a seguinte formulação:

$$\sigma_{ii} = \frac{\eta_{ii}}{S_i} = \frac{\gamma_{ii} + S_i^2 - S_i}{S_i^2}$$

$$\sigma_{ij} = \frac{\eta_{ij}}{S_i} = \frac{\gamma_{ij}}{S_i S_j} + 1$$

Enquanto as elasticidades de Morishima podem ser representadas pela formulação a seguir:

$$\sigma_{ij}^M = S_j (\sigma_{ij} - \sigma_{jj}) = \eta_{ij} - \eta_{jj}$$

## Modelo econométrico

### Base de dados

Os dados utilizados para a estimação do modelo foram de custos de produção de leite para o Estado de Minas Gerais, no ano de 2005. O levantamento dos dados ocorreu como parte do Programa Diagnóstico da Pecuária de Leite em Minas Gerais, conduzido pelo Serviço Brasileiro de Apoio às Micro e Pequenas Empresas (Sebrae) (GOMES, 2006).

Nesse programa, foram levantados os custos de produção de leite de mil produtores mineiros, dos quais foram aproveitadas, neste trabalho, 888 observações, para análise econométrica.

Os supracitados custos foram subdivididos em quatro categorias: i) custos com reposição de capital; ii) custos com remuneração de trabalho familiar e de terceiros; iii) custos com alimentação dos animais e com uso da terra; e iv) outros custos.

De posse dos preços e das quantidades de fatores de produção utilizados por produtor,

foi possível estimar o preço médio dos insumos para cada uma das quatro categorias e para cada um dos 888 produtores analisados.

Além disso, utilizaram-se, nas estimações, as quantidades de leite produzidas por produtor, bem como a participação de cada uma das quatro categorias de custo nos custos operacionais totais de produção.

As análises econométricas foram realizadas por meio dos aplicativos computacionais "R 2.10" (R Foundation for Statistical Computing) e "STATA 10®".

### Procedimentos de estimação

O modelo estimado é composto pela função custo total translog e por três equações de parcelas de custos, obtidas por meio do uso do lema de Shepard. As equações das parcelas de custo podem ser obtidas por meio de diferenciação da função de custo total em relação ao preço de cada um dos insumos considerados.

Os preços dos fatores de produção agregados foram divididos pelo preço do capital, uma vez que uma das parcelas de custo pode ser retirada do modelo, pois não fornece informação independente.

Dessa forma, o modelo estimado foi<sup>8</sup>:

$$\begin{aligned} \ln\left(\frac{C^*}{P_k}\right) &= \beta_1 + \beta_y \ln Y + \beta_l \ln\left(\frac{P_l}{P_k}\right) + \beta_a \ln\left(\frac{P_a}{P_k}\right) + \beta_o \ln\left(\frac{P_o}{P_k}\right) + \\ &+ \frac{1}{2} \left\{ \gamma_{ya} (\ln Y)^2 + \gamma_{ya} \left[ \ln\left(\frac{P_a}{P_k}\right) \times (\ln Y) \right] + \gamma_{yo} \left[ \ln\left(\frac{P_o}{P_k}\right) \times (\ln Y) \right] + \right. \\ &+ \gamma_{yl} \left[ \ln\left(\frac{P_l}{P_k}\right) \times (\ln Y) \right] + \gamma_{aa} \left[ \ln\left(\frac{P_a}{P_k}\right) \right]^2 + \gamma_{oo} \left[ \ln\left(\frac{P_o}{P_k}\right) \right]^2 + \\ &+ \gamma_{ll} \left[ \ln\left(\frac{P_l}{P_k}\right) \right]^2 + \gamma_{ao} \left[ \ln\left(\frac{P_a}{P_k}\right) \times \ln\left(\frac{P_o}{P_k}\right) \right] + \gamma_{al} \left[ \ln\left(\frac{P_a}{P_k}\right) \times \ln\left(\frac{P_l}{P_k}\right) \right] + \\ &\left. + \gamma_{ol} \left[ \ln\left(\frac{P_o}{P_k}\right) \times \ln\left(\frac{P_l}{P_k}\right) \right] \right\} \end{aligned}$$

em que:

<sup>8</sup> O modelo estimado compõe-se da função de custo total translog e de três equações de parcela de custo encontradas por meio do lema de Shepard, com a imposição de restrições de simetria e de homogeneidade linear nos preços. Assim sendo,  $\frac{\partial \ln C}{\partial \ln p_i} = \frac{\partial C}{\partial p_i} \cdot \frac{p_i}{C}$  e de acordo com o lema de Shepard,  $\frac{\partial C}{\partial p_i} = x_i$ , em que  $x_i$  é a demanda derivada do insumo  $i$ . Assim sendo,  $\frac{\partial \ln C}{\partial \ln p_i} = S_i$ , em que  $S_i$  é a parcela de custo do insumo  $i$ . A equação da parcela de custos do capital foi retirada do modelo, já que não fornece informação independente.

$C^*$  são os custos operacionais totais de produção em R\$.

$Y$  é a quantidade total de leite produzida em litros.

$P_t$  são os preços ponderados pagos pelos produtores de leite pelo fator trabalho em R\$.

$P_k$  são os preços ponderados pagos pelos produtores de leite pelo fator capital em R\$.

$P_o$  são os preços ponderados pagos pelos produtores por outros fatores de produção em R\$.

$P_a$  são os preços ponderados pagos pelos produtores de leite pelos fatores alimentação e terras em R\$.

Para estimar os coeficientes que não fornecem informações independentes (relacionados ao preço do capital), utilizaram-se as seguintes relações gerais:

$$\sum_{i=1}^n \beta_i = 1$$

$$\sum_{i=1}^n \gamma_{iy} = \sum_{i=1}^n \gamma_{ij} = \sum_{j=1}^n \gamma_{ij} = 0$$

Dessa forma, no caso do modelo em questão, tem-se que:

$$\begin{aligned} \beta_k &= 1 - \beta_a - \beta_o - \beta_t \\ \gamma_{yk} &= -(\gamma_{ya} + \gamma_{yo} + \gamma_{yt}) \\ \gamma_{ak} &= -(\gamma_{aa} + \gamma_{ao} + \gamma_{at}) \\ \gamma_{ok} &= -(\gamma_{oa} + \gamma_{oo} + \gamma_{ot}) \\ \gamma_{ik} &= -(\gamma_{ia} + \gamma_{io} + \gamma_{it}) \\ \gamma_{yk} &= -(\gamma_{ya} + \gamma_{yo} + \gamma_{yt}) \\ \gamma_{ij} &= \gamma_{ji}, \forall i \text{ e } j \end{aligned}$$

Para o cálculo dos parâmetros das parcelas da alimentação ( $S_a$ ), do trabalho ( $S_t$ ), de outros custos ( $S_o$ ) e de capital ( $S_k$ ), foram consideradas as seguintes equações:

$$S_a = \beta_a + \gamma_{ya} \ln Y + \gamma_{aa} \ln \left( \frac{P_a}{P_k} \right) + \gamma_{ao} \ln \left( \frac{P_o}{P_k} \right) + \gamma_{at} \ln \left( \frac{P_t}{P_k} \right)$$

$$S_o = \beta_o + \gamma_{yo} \ln Y + \gamma_{oa} \ln \left( \frac{P_a}{P_k} \right) + \gamma_{oo} \ln \left( \frac{P_o}{P_k} \right) + \gamma_{ot} \ln \left( \frac{P_t}{P_k} \right)$$

$$S_t = \beta_t + \gamma_{yt} \ln Y + \gamma_{ta} \ln \left( \frac{P_a}{P_k} \right) + \gamma_{to} \ln \left( \frac{P_o}{P_k} \right) + \gamma_{tt} \ln \left( \frac{P_t}{P_k} \right)$$

$$S_k = 1 - S_a - S_o - S_t \quad (1)$$

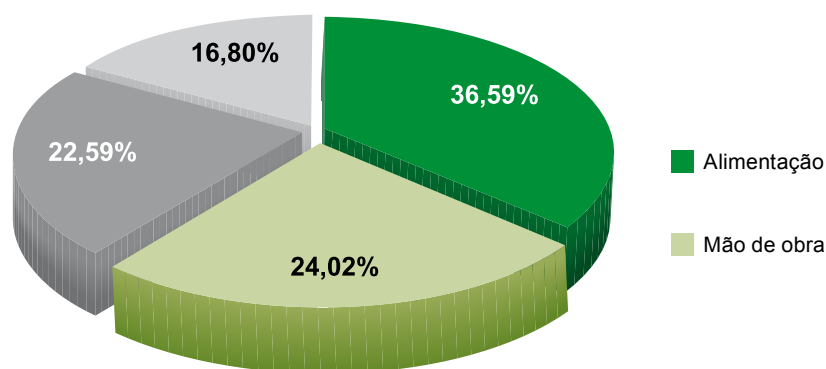
Assim sendo, o mecanismo de estimação foi o método de regressões aparentemente não correlacionadas – Seemingly Unrelated Regressions (SUR). Utilizou-se esse modelo porque ele tem a vantagem de obter estimativas dos parâmetros de forma conjunta. Esses parâmetros poderiam ser obtidos por meio de diferentes estimações por MQO – uma para cada uma das equações descritas em (1). O uso do modelo SUR, portanto, possibilita ganho no número de graus de liberdade na estimação do modelo.

## Resultados e discussão

### Estimação da translog e das parcelas dos gastos com insumos

A maior parcela de gastos entre os quatro grupos de fatores de produção definidos é a de alimentação, que corresponde a 36,59% dos gastos dos produtores de leite. A segunda maior é a de trabalho, com 24,02%, seguida por outros custos, com 22,59%, e de custo do capital, com 16,80%. As parcelas de custos estimadas para os quatro grupos de custo definidos são apresentadas na Figura 1.

Foram estimados ao todo 15 parâmetros para a função translog e para as parcelas de custo. As estatísticas de ajustamento do modelo são apresentadas na Tabela 1. Os resultados das estimativas dos parâmetros das equações das participações dos insumos no custo operacional de produção, bem como seus parâmetros de significância, são apresentados nas Tabelas 2 e 3. Os resultados e a significância dos parâmetros das translog são apresentados nas Tabelas 1, 2 e 3, a seguir.



**Figura 1.** Parcela dos gastos com os insumos.

Fonte: Gomes (2006).

**Tabela 1.** Estatísticas de ajustamento do modelo.

Equação	Observação	Número de parâmetros <sup>(1)</sup>	RMSE	R <sup>2</sup>	χ <sup>2</sup>
Translog	888	14	0,266025	0,9431	147.720,05
Parcela do trabalho	888	4	0,106118	0,2782	1.033,03
Parcela da alimentação	888	4	0,092068	0,5814	4.752,08
Parcela outros custos	888	4	0,053484	0,4922	6.468,26

<sup>(1)</sup> Sem considerar a constante.

**Tabela 2.** Resultado das estimativas dos parâmetros das equações parciais do custo de produção de leite em Minas Gerais.

Parâmetro	Origem	Coefficiente estimado	Erro-padrão	Z	P >  z
<b>Equação da parcela do trabalho</b>					
$\beta_t$	SUR - verossimilhança	0,4871	0,0233	20,89	0,000***
$\gamma_{yt}$	SUR - verossimilhança	0,0204	0,0018	11,22	0,000***
$\gamma_{to}$	SUR - verossimilhança	-0,0695	0,0023	-29,72	0,000***
$\gamma_{ta}$	SUR - verossimilhança	-0,0053	0,0026	-2,03	0,042**
$\gamma_{tt}$	SUR - verossimilhança	0,0821	0,0052	15,74	0,000***
$\gamma_{tk}$	$-(\gamma_{ta} + \gamma_{to} + \gamma_{tt})$	-0,0073	0,0047	-1,57	0,059*
<b>Equação da parcela da alimentação</b>					
$\beta_a$	SUR - verossimilhança	-0,2745	0,0121	-22,73	0,000***
$\gamma_{ya}$	SUR - verossimilhança	0,0517	0,0011	48,74	0,000***
$\gamma_{ao}$	SUR - verossimilhança	-0,0034	0,0014	-2,45	0,014**
$\gamma_{aa}$	SUR - verossimilhança	0,0392	0,0021	18,37	0,000***
$\gamma_{at}$	SUR - verossimilhança	-0,0053	0,0026	-2,03	0,042**
$\gamma_{ak}$	$-(\gamma_{aa} + \gamma_{ao} + \gamma_{at})$	-0,0305	0,0021	-14,57	0,000***

Continua...



**Tabela 2.** Continuação.

Parâmetro	Origem	Coefficiente estimado	Erro-padrão	Z	P >  z
<b>Equação da parcela dos outros custos</b>					
$\beta_o$	SUR - verossimilhança	0,4510	0,0153	29,51	0,000***
$\gamma_{yo}$	SUR - verossimilhança	-0,0686	0,0013	-51,06	0,000***
$\gamma_{oo}$	SUR - verossimilhança	0,0931	0,0015	61,12	0,000***
$\gamma_{oa}$	SUR - verossimilhança	-0,0034	0,0014	-2,45	0,014**
$\gamma_{ot}$	SUR - verossimilhança	-0,0695	0,0023	-29,72	0,000***
$\gamma_{ok}$	$-(\gamma_{oa} + \gamma_{oo} + \gamma_{ot})$	-0,0202	0,0018	-11,28	0,000***
<b>Equação da parcela do capital</b>					
$\beta_k$	$1 - \beta_a - \beta_o - \beta_t$	0,3364	0,0281	11,98	0,000***
$\gamma_{yk}$	$-(\gamma_{ya} + \gamma_{yo} + \gamma_{yt})$	-0,0035	0,0053	-0,66	0,253 <sup>NS</sup>
$\gamma_{ko}$	$-(\gamma_{ao} + \gamma_{oo} + \gamma_{to})$	-0,0202	0,0018	-11,28	0,000***
$\gamma_{ka}$	$-(\gamma_{aa} + \gamma_{oa} + \gamma_{ta})$	-0,0305	0,0045	-6,84	-
$\gamma_{kt}$	$-(\gamma_{at} + \gamma_{ot} + \gamma_{tt})$	-0,0073	0,0047	-1,56	-
$\gamma_{kk}$	$-(\gamma_{ka} + \gamma_{ko} + \gamma_{kt})$	0,0581	0,0054	10,68	0,000***

\*\*\* significativo a 1%; \*\* significativo a 5%; \* significativo a 10%; NS = não significativo.

Fonte: Dados de pesquisa.

**Tabela 3.** Coeficientes da função custo para o modelo.

Parâmetro	Origem	Coefficiente estimado	Erro-padrão	z	P >  z
$\beta_1$	SUR - verossimilhança	-2,5189	0,3999	-6,30	0,000***
$\beta_y$	SUR - verossimilhança	0,9558	0,0766	12,48	0,000***
$\beta_{ka}$	SUR - verossimilhança	-0,2745	0,0121	-22,73	0,000***
$\beta_o$	SUR - verossimilhança	0,4510	0,0153	29,51	0,000***
$\beta_t$	SUR - verossimilhança	0,4871	0,0233	20,89	0,000***
$\beta_k$	$1 - \beta_a - \beta_o - \beta_t$	0,3364	0,0281	11,98	0,000***
$\gamma_{aa}$	SUR - verossimilhança	0,0392	0,0021	18,37	0,000***
$\gamma_{oo}$	SUR - verossimilhança	0,0931	0,0015	61,12	0,000***
$\gamma_{tt}$	SUR - verossimilhança	0,0821	0,0052	15,74	0,000***
$\gamma_{kk}$	$-(\gamma_{ka} + \gamma_{ko} + \gamma_{kt})$	0,0581	0,0054	10,68	0,000***
$\gamma_{ao}$	SUR - verossimilhança	-0,0034	0,0014	-2,45	0,014**
$\gamma_{at}$	SUR - verossimilhança	-0,0053	0,0026	-2,03	0,042**
$\gamma_{ak}$	$-(\gamma_{aa} + \gamma_{ao} + \gamma_{at})$	-0,0305	0,0021	-14,57	0,000***
$\gamma_{ot}$	SUR - verossimilhança	-0,0695	0,0023	-29,72	0,000***

Continua...



**Tabela 3.** Continuação.

Parâmetro	Origem	Coefficiente estimado	Erro-padrão	$z$	$P >  z $
$\gamma_{ok}$	$-(\gamma_{oa} + \gamma_{oo} + \gamma_{ot})$	-0,0202	0,0018	-11,28	0,000***
$\gamma_{ik}$	$-(\gamma_{ia} + \gamma_{io} + \gamma_{it})$	-0,0073	0,0059	-1,24	0,106 <sup>NS</sup>
$\gamma_{yo}$	SUR - verossimilhança	-0,0686	0,0013	-51,06	0,000***
$\gamma_{ya}$	SUR - verossimilhança	0,0517	0,0011	48,74	0,000***
$\gamma_{yt}$	SUR - verossimilhança	0,0204	0,0018	11,22	0,000***
$\gamma_{yk}$	$-(\gamma_{ya} + \gamma_{yo} + \gamma_{yt})$	-0,0035	0,0053	-0,66	0,253 <sup>NS</sup>
$\gamma_{yy}$	SUR - verossimilhança	-0,0446	0,0073	-6,11	0,000***

\*\*\* significativo a 1%; \*\* significativo a 5%; \* significativo a 10%; e NS = não significativo.

### Elasticidades preço, preço cruzada, de substituição de Allen e Morishima

As estimativas dos parâmetros translog foram usadas para calcular as elasticidades parciais de substituição de Allen e Morishima, bem como as elasticidades preço diretas e preço cruzadas da demanda derivada.

Na Tabela 4 são apresentados os resultados obtidos nos cálculos da estimativa das elasticidades preço e preço cruzada da demanda, bem como os seus valores  $z$ . Para as elasticida-

des preço diretas, sinais negativos indicam que um aumento de preços do fator diminui o seu consumo. Para as elasticidades preço cruzadas, sinais negativos indicam que o aumento do preço de um fator reduz o consumo do outro (bens complementares), enquanto sinais positivos indicam que aumentos no preço de um fator elevam o consumo do outro (bens substitutos). Todos os sinais encontrados são coerentes com a teoria. Além disso, a soma das elasticidades é igual a zero, em conformidade com o grau de homogeneidade zero das funções demanda.

**Tabela 4.** Estimativa das elasticidades preço diretas e cruzadas da demanda dos fatores de produção do leite em Minas Gerais<sup>(1)</sup>.

Fator	Trabalho	Alimentação	Outros custos	Capital
Trabalho	-0,418 (-19,25)	0,344 (31,80)	-0,063 (-6,51)	0,137 (7,05)
Alimentação	0,226 (31,80)	-0,527 (-90,49)	0,217 (57,77)	0,085 (14,78)
Outros custos	-0,067 (-6,51)	0,351 (57,77)	-0,362 (-53,72)	0,078 (9,88)
Capital	0,197 (7,04)	0,392 (14,78)	0,105 (9,88)	-0,486 (-15,03)

<sup>(1)</sup> Todos os  $z$  calculados foram significativos.

A elasticidade preço direta da alimentação foi a que apresentou maior valor entre os fatores de produção analisados, seguida por capital, trabalho e outros custos. Segundo Gomes e Ponchio (2005), o aumento no preço da alimentação animal, tal como custo de manutenção de pastagens ou custo de armazenamento de volumoso, levam o produtor a utilizar rações mais bem preparadas ou com maior nível de tecnologia.

Observa-se, ainda na Tabela 4, que a avaliação das elasticidades preço cruzadas sugere que os produtores de Minas Gerais têm, na alimentação, o fator de produção que mais facilmente pode substituir os outros.

Apenas as elasticidades preço cruzadas de trabalho e outros custos, e de outros custos e trabalho, apresentaram sinais negativos, ou seja, existe redução do consumo de um fator quando ocorre aumento do preço do outro.

Gomes e Ponchio (2005), utilizando preços agregados de mão de obra, capital, terra e dieta dos animais para o Centro-Sul do Brasil, encontraram elasticidades preço diretas de -0,76, -0,49, -0,96 e -0,79. Os resultados obtidos neste trabalho são ligeiramente diferentes dos obtidos

por aqueles autores, porém podem ser considerados consistentes com os daquele trabalho.

Albuquerque (1987) obteve elasticidades preço diretas de -0,758, -0,436, -0,537 e -0,395 para os preços agregados de capital, mão de obra, alimentação e outros insumos, respectivamente, para o Estado de São Paulo, no ano de 1987. Embora separados por um longo período, os resultados foram semelhantes aos da Tabela 4. Quanto aos resultados das elasticidades preço cruzadas, houve inversão de sinal, com relação àquele, somente para as elasticidades de trabalho e outros custos e outros custos e trabalho.

Na Tabela 5, podem-se verificar os valores calculados para as elasticidades de substituição de Allen. Valores positivos indicam substituição entre os fatores de produção, enquanto valores negativos apontam relação de complementaridade. Assim sendo, no modelo estimado, encontrou-se relação de substituição apenas entre capital e outros custos, e relação de complementaridade para todos os demais fatores.

Todas as elasticidades de substituição possuem sinal condizente com a teoria. O fator de mais difícil substituição é a alimentação,

**Tabela 5.** Estimativa das elasticidades de substituição de Allen entre os fatores de produção do leite em Minas Gerais<sup>(1)</sup>.

Fator	Trabalho	Alimentação	Outros custos	Capital
Trabalho	-1,740 (-19,25)	0,940 (31,80)	-0,280 (-6,51)	0,818 (7,05)
Alimentação		-1,440 (-90,49)	0,959 (57,77)	0,504 (14,78)
Outros custos		Simétricas	-1,603 (-53,72)	0,467 (9,88)
Capital				-2,895 (-15,03)

<sup>(1)</sup> Todos os z calculados foram significativos.

enquanto o de mais fácil substituição é o capital. O trabalho é o segundo fator mais substituível, seguido por outros custos.

Faz-se necessário salientar que nenhuma das elasticidades de substituição encontradas neste trabalho é maior que a unidade. De acordo com Binswager (1974), os valores das elasticidades de substituição de Allen para a agricultura são frequentemente mais altos que a unidade.

Os valores encontrados para a elasticidade de produção de leite no Brasil, porém, não diferem muito dos apresentados neste trabalho. Os resultados apresentados na Tabela 5 são similares aos obtidos por Albuquerque (1987), tanto nos sinais obtidos quanto na amplitude dos valores. Houve diferença na elasticidade de substituição de Allen entre trabalho e outros insumos, que, naquele trabalho, foi estimada em 0,154, e, neste, em -0,280.

A elasticidade de Morishima mede como varia a razão das quantidades dos insumos quando o preço de um insumo varia. Dessa forma, um aumento de 1% no preço da alimentação aumenta a razão trabalho/alimentação em 0,753%, visto que reduz a demanda por alimentação e aumenta a demanda por trabalho. Por seu turno, um aumento de 1% no preço do trabalho

utilizado na produção de leite aumenta a relação alimentação/trabalho em 0,762% (Tabela 6).

Os resultados para as elasticidades de Morishima apresentaram sinais positivos, o que implica a relação de substituíbilidade entre os fatores de produção. Assim, quando o nível de produção é mantido constante, é necessária alguma substituição entre os insumos quando o preço de um fator de produção varia. Nota-se que as elasticidades apresentam valores menores que 1%, refletindo a dificuldade de substituir os insumos na produção de leite no Brasil.

Os resultados obtidos para as elasticidades de Morishima são apresentados na Tabela 6. Essas elasticidades mostram relações ligeiramente diferentes das encontradas para a estimativa das elasticidades de Allen, sendo encontradas relações de substituição para todos os fatores de produção. Os sinais dessas elasticidades diferem daqueles encontrados para a elasticidade de Allen no que tange à relação entre trabalho e outros custos. Todavia, vale lembrar que, quando dois insumos são substitutos pelo conceito de Allen, eles também são substitutos pelo conceito de Morishima. Por sua vez, se os insumos são classificados como complementares no conceito de Allen, eles podem ser substitutos ou complementares na definição de

**Tabela 6.** Estimativa das elasticidades de substituição de Morishima entre os fatores de produção do leite em Minas Gerais<sup>(1)</sup>.

Fator	Trabalho	Alimentação	Outros custos	Capital
Trabalho	-	0,762 (11,37)	0,355 (7,24)	0,555 (13,91)
Alimentação	0,753 (61,22)	-	0,744 (82,66)	0,612 (66,87)
Outros custos	0,295 (11,00)	0,713 (29,35)	-	0,441 (23,32)
Capital	0,683 (4,59)	0,671 (6,05)	0,592 (6,14)	-

<sup>(1)</sup> Todos os z calculados foram significativos.

Morishima, dependendo da magnitude dos efeitos cruzados e diretos (CHAMBERS, 1988).

Observa-se ainda que o fator de produção menos substituível pelos demais é a alimentação. Ressalta-se que não foram encontradas referências a cálculos de elasticidade de substituição de Morishima para o leite no Brasil.

## Considerações finais

Este trabalho procurou caracterizar a estrutura de demanda de fatores de produção na pecuária leiteira para o principal estado produtor do Brasil – Minas Gerais.

Os resultados obtidos nos cálculos das elasticidades preço da demanda demonstram maior sensibilidade do setor leiteiro mineiro ao fator alimentação. Confirmou-se também que os custos de produção dependem, com mais intensidade, dos fatores mão de obra e alimentação dos animais, confirmando que a pecuária de leite é extremamente dependente desses insumos.

Quanto aos resultados obtidos para as elasticidades de Allen, o fator de mais difícil substituição foi a alimentação, seguido por outros custos, trabalho e capital.

As estimações das elasticidades de Morishima confirmaram que o fator de produção menos substituível pelos demais é a alimentação, sendo que todos foram considerados complementares (as elasticidades são positivas; portanto, são bens substitutos) entre si.

Os resultados obtidos neste trabalho devem se prestar como alerta ao produtor de leite do Estado de Minas Gerais, indicando-lhe a necessidade de precaver-se contra o aumento nos custos da alimentação, visto que esse fator, além de ser o mais fácil de ser substituído, é o principal substituto dos demais. Dessa forma, uma maneira de proteger seus lucros contra as variações nos custos de produção consistiria em criar e controlar formas alternativas de alimentação animal.

## Referências

ALBUQUERQUE, M. C. C. Uma análise translog sobre a mudança tecnológica e efeitos de escala: um caso de modernização ineficiente. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Rio de Janeiro, v. 17, n. 1, p. 191-220, 1987.

BINSWANGER, H. P. A. Cost function approach to the measurement of elasticities of factor demand and elasticities of substitution. **American Journal of Agricultural Economics**, Saint Paul, v. 56, n. 1, p. 377-386, 1974.

CARVALHO, G. R.; OLIVEIRA, A. F. **O setor lácteo em perspectiva**. Campinas: Embrapa Monitoramento por Satélite, setembro de 2006. 23 f. (Boletim de Conjuntura Agropecuária) Disponível em <[http://www.cnpm.embrapa.br/conjuntura/0609\\_Leitederivados.pdf](http://www.cnpm.embrapa.br/conjuntura/0609_Leitederivados.pdf)>. Acesso em: 16 out. 2006.

CHAMBERS, R. G. **Applied production analysis: a dual approach**. New York: Cambridge University Press, 1988. 331 p.

CONTE, L. **Economia de escala e substituição dos fatores na produção de soja no Brasil**. 2006. 115 f. Tese (Doutorado)-Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Piracicaba, 2006.

FAO. **Faostat**. Disponível em: <<http://www.fao.com>>. Acesso em: 30 out. 2009.

GOMES, A. L.; FERREIRA FILHO, J. B. S. Economias de escala na produção de leite: uma análise dos estados de Rondônia, Tocantins e Rio de Janeiro. **Revista de Economia Rural**, Rio de Janeiro, v. 45, n. 3, p. 591-619, 2007.

GOMES, A. L.; PONCHIO, L. A. **A função custo no setor do leite: uma abordagem para a região centro-sul do Brasil**, Piracicaba: Cepea, 2005 10 p.

GOMES, S. T. **Diagnóstico da pecuária leiteira do Estado de Minas Gerais em 2005: relatório de pesquisa**. Belo Horizonte: FAEMG, 2006. 156 p.

IBGE. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. **Produção agrícola municipal**. Rio de Janeiro, 2009. Disponível em: <<http://www.ibge.com.br>>. Acesso em: 30 out. 2009.

REIS, R. P.; MEDEIROS, A. L.; MONTEIRO, L. A. Custos de produção da atividade leiteira na região sul de Minas Gerais. **Organizações Rurais & Agroindustriais**, Lavras, v. 3, n. 2, p. 45-54, 2001.

SILVA, F. D. V.; CARVALHO, M. R.; CAMPOS, R. T. Análise da eficiência técnica dos produtores de leite do Estado do Ceará. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE ECONOMIA E SOCIOLOGIA RURAL, 45., 2007, Londrina. **Anais...** Brasília, DF: Sober, 2007.