

SEPARABILIDADE DE FATORES DE PRODUÇÃO NA ESTIMAÇÃO DE FUNÇÕES TRANSLOG DE CUSTO

Input separability in estimating translog cost function

RESUMO

Este trabalho foi realizado com o objetivo de avaliar a agregação de fatores de produção em uma variável denominada Insumos, para a cultura do café. Utilizaram-se um modelo translog de custo e o teste de separabilidade, com base nas estimativas das elasticidades de substituição de Allen-Uzawa. Os resultados encontrados mostram possibilidades analíticas decorrentes da desagregação. Dessa forma, podem ser tratadas relações de substituição de fatores e efeitos diferenciados, como os da desvalorização cambial, sobre cada fator de produção.

Armando Chinelatto Neto

Professor de Economia do Centro Universitário de Desenvolvimento do Centro-Oeste
achinelattoneto@yahoo.com.br

Erly Cardoso Teixeira

Professor titular do Departamento de Economia Rural da Universidade Federal de Viçosa
Teixeira@ufv.br

Recebido em 04.04.07. Aprovado em 21.07.09

Avaliado pelo sistema blind review

Avaliador científico: Ricardo Pereira Reis

ABSTRACT

The objective of this paper is to evaluate the aggregation of production factors in a variable called Inputs in coffee production in Brazil. A translog cost function and a separability test are used, based on estimates of the Allen-Uzawa partial elasticity of substitution. The results demonstrate the possibilities of input separability analyses. Input substitutability relations and other effects, such as exchange rate devaluation, on each production factor, can be examined.

Palavras chave: funções translog, agregação de fatores de produção, separabilidade.

Key words: translog cost function, inputs aggregation, separability.

1 INTRODUÇÃO

Em ocasiões nas quais se dispõem de dados sobre preços de produtos e insumos, não se dispondo das quantidades produzidas dos produtos e/ou quantidades utilizadas dos fatores, é comum obter parâmetros de estruturas produtivas a partir da teoria da dualidade e do uso de formas funcionais flexíveis. Cabe destacar

que estudos desta natureza pressupõem o que pode ser chamado de agregabilidade dos insumos, em que eles são agregados a uma variável que representa a categoria a que pertencem.

Dessa forma, torna-se possível estimar funções de custo mais sintetizadas, porém, oferecendo resultados não menos relevantes para o contexto analisado. Esse procedimento é importante à medida que permite

focalizar as análises, sintetizando as informações naquilo que pode ser considerado mais importante.

Exemplo desse tipo de agregação pode ser encontrado em Castro e Teixeira (2003), em que a variável trabalho agrega os serviços manuais para tratos culturais (adubação do solo, aplicação de defensivos, capinas manuais, desbrotas, ruação, aplicação de calcário) e mão-de-obra para colheita. Entre as despesas com máquinas, foram consideradas as despesas com trator e com beneficiamento e secagem. Para a variável insumo, na qual se focaliza o presente trabalho, foram consideradas as despesas com fertilizantes, defensivos agrícolas, corretivos e sacarias. Em Figueiredo *et al.* (1999), a variável insumos agregou especificamente fertilizantes e defensivos.

Nesse sentido, o objetivo deste trabalho foi verificar a agregabilidade de fertilizante, defensivos, corretivos e sacaria em um fator único de produção denominado insumos. Especificamente, é aplicado o método de testar a separabilidade, proposto por Christensen e Berndt (1973).

Não tem sido usual a aplicação de testes para a definição do nível de agregação dos fatores de produção considerados nas estimações do tipo translog. A aplicação desse teste de separabilidade é uma contribuição metodológica deste trabalho.

Como pode ser observado em Castro e Teixeira (2003), este teste proposto por Berndt e Christensen (1973) foi utilizado para avaliar a separabilidade dos fatores mão-de-obra, equipamentos e terra, em relação a insumos. Em Zylbersztajn (1983), o mesmo teste foi utilizado para determinar que terra, máquinas e trabalho não podem ser agregados. Porém, foi considerado que os fatores agregados em cada uma dessas variáveis são separáveis e, portanto, agregáveis. Neste trabalho, aplica-se o mesmo teste para a agregação de fertilizantes, defensivos, corretivos e sacarias em uma variável denominada insumos, fornecendo um conjunto de resultados cujas análises podem servir de referência para orientar a agregação de insumos em trabalhos semelhantes.

2 METODOLOGIA

A análise das funções de produção permite conhecer o inter-relacionamento entre diversos fatores e o produto resultante. Nesse sentido, aplicando-se a teoria da dualidade à teoria do produtor, demonstra-se a relação entre maximização dos lucros e minimização dos custos. Esta abordagem permite captar toda a tecnologia de produção, sem trabalhar diretamente com a função de produção, mas com a função de custo.

Como destaca Alves (1996), nesse tipo de análise admite-se um ambiente de competição perfeita e ausência de incertezas, admitindo-se a semicontinuidade da função de produção, a concavidade da função de custo, a homogeneidade linear nos insumos e a semicontinuidade no vetor produto.

Como pode ser observado em Zylbersztajn (1983), o processo produtivo pode ser representado por uma função de produção linear homogênea, como apresentada a seguir:

$$Y = f(X_1, X_2, \dots, X_N), \quad (1)$$

sendo Y o produto e X_i , a quantidade dos insumos. Esta função de produção pode ser representada pela sua forma dual, dada pela função de custo:

$$C = C(Y, W), \quad (2)$$

em que W é o vetor de preços exógenos dos insumos. Aplicando-se o lema de Shephard, pode-se obter a demanda de fatores de produção condicionada pelo produto, tal como na equação:

$$\frac{\partial C(Y, W)}{\partial W_i} = X_i(Y, W). \quad (3)$$

Substituindo a equação (3) na equação (2), obtém-se a função indireta de custo, definindo o custo mínimo necessário para se produzir um determinado nível de produto, dados os preços dos fatores. Portanto, é representada a estrutura produtiva de uma atividade

com base nos custos de produção condicionados ao nível ótimo de produto, considerando-se os preços² dos fatores de produção utilizados.

Nesses casos, é possível a estimação de parâmetros utilizando a função de custo transcendental logarítmica (translog). Trata-se de uma função flexível, pois não impõe restrições “a priori” à função de produção a ela associada. Parte-se da função de custo médio, obtida a partir de (2). Aplicando-se logaritmos naturais e fazendo-se a expansão, por meio de uma série de Taylor, em torno do vetor unitário, obtém-se a função translog de custo, representada pela equação (4):

$$h C^* = \beta_0 + \sum_i \beta_i h P_i + \frac{1}{2} \sum_i \sum_j \beta_{ij} h P_i h P_j \quad (4)$$

em que os parâmetros estruturais são representados pelos β_s e os índices i e j identificam os fatores de produção utilizados na estimação da função de custo. Para que a equação (2) satisfaça às propriedades teóricas da função de custo, ela deve ser contínua e diferenciável nos preços, obedecer às condições de simetria e homogeneidade (homogênea de grau um nos preços dos fatores) e estabelecer as restrições de monotonicidade positiva e de quase concavidade nos preços dos fatores. Para garantir a condição de simetria, é imposta a restrição:

$$\beta_i = \beta_j, \text{ para } i \neq j$$

A homogeneidade linear é garantida pelas condições:

$$\sum_{i=1}^n \beta_i = 1 \quad \text{e} \quad \sum_{i=1}^n \beta_j = \sum_{j=1}^n \beta_j = 0.$$

As condições de monotonicidade e concavidade na função Translog são conferidas localmente. A monotonicidade da função é condicionada pelo comportamento das parcelas de custo, sendo atendida se estas apresentarem sinal não-negativo (maior que zero), pois o aumento do uso dos fatores provoca elevação dos custos. Para que a condição de concavidade seja satisfeita, é necessário que a matriz hessiana dos coeficientes estimados seja negativa semidefinida.

Tomando-se a derivada parcial da expressão (2)

em relação a todos os preços dos fatores e fazendo-se uso de Lema de Shephard, obtém-se um sistema de n equações, que representam as demandas derivadas dos fatores de produção em função dos preços. Derivando-se parcialmente a expressão (4) em relação a $\ln P_i$, obtém-se a equação das parcelas de custo:

$$\frac{\delta h C}{\delta h P_i} = \frac{\delta C}{\delta P_i} \frac{P_i}{C} = \frac{X_i P_i}{C} = S_i = \beta_i + \sum \beta_{ij} h P_j$$

em que $\frac{\delta C}{\delta P_i} = X_i$ é a demanda derivada do fator X e S_i é a parcela de custo referente ao fator i .

Foram utilizados dados obtidos a partir das planilhas de custo de produção levantados pela Cooperativa Regional dos Cafeicultores de São Sebastião do Paraíso Ltda. São valores e preços anuais para o período de 1990 a 2001, sendo atualizados para outubro de 2002 pelo Índice Geral de Preços (IGP-DI) da Fundação Getúlio Vargas (FGV). O sistema de produção de café adotado foi o de solo com média fertilidade, considerando-se a produtividade de 20 sacos de 60 kg de café beneficiado por hectare.

Como o objetivo deste trabalho foi testar a agregação que usualmente é feita em uma variável denominada insumos, esta variável foi desagregada em quatro grupos de fatores de produção componentes, em que as parcelas de custo destes fatores são representadas pelas despesas totais com cada um deles, em face da despesa total dos insumos. Portanto, as parcelas de custo consideradas são referentes aos custos totais da variável insumos e não da produção de café. Esta foi uma alternativa utilizada para simplificar o processo de estimação, uma vez que a agregação de máquinas e de serviços pode ser considerada como intuitivamente mais coesa ou uniforme, pois podem ser convertidas em hora/máquina e dia/homem.

Desmembrando-se a variável insumos, na parcela fertilizantes, foram considerados o fertilizante 20-00-20, supersimples pó, sulfato de zinco e ácido bórico argentino. Na parcela defensivos, foi agregado o uso de Round up, Ethion e oxiclreto de cobre. Na parcela corretivos, agregaram-se o calcário e o esterco

de curral. Na parcela sacarias, foram agregadas a sacaria plástica 10x100 e a sacaria de juta tipo exportação. Os preços de cada fator foram obtidos aplicando-se a média dos preços dos seus componentes, ponderada pela quantidade utilizada.

Com base na equação (5), os parâmetros da função custo Translog podem ser determinados pela estimação de n parcelas de custo, compondo o sistema de equações representado por (6). As equações deste sistema representam as equações de parcelas de custo:

$$\begin{aligned} S_F &= \beta_F + \beta_F h \frac{P_F}{P_T} + \beta_D h \frac{P_D}{P_T} + \beta_E h \frac{P_C}{P_T} + \beta_S h \frac{P_S}{P_T} \\ S_D &= \beta_D + \beta_D h \frac{P_F}{P_T} + \beta_D h \frac{P_D}{P_T} + \beta_D h \frac{P_C}{P_T} + \beta_D h \frac{P_S}{P_T} \\ S_C &= \beta_C + \beta_E h \frac{P_F}{P_T} + \beta_D h \frac{P_D}{P_T} + \beta_C h \frac{P_C}{P_T} + \beta_S h \frac{P_S}{P_T} \\ S_S &= \beta_S + \beta_S h \frac{P_F}{P_T} + \beta_D h \frac{P_D}{P_T} + \beta_S h \frac{P_C}{P_T} + \beta_S h \frac{P_S}{P_T} \end{aligned} \quad (6)$$

em que P é o preço e S refere-se às parcelas de custo. Os índices são referentes aos insumos, sendo utilizados fertilizantes (F), defensivos (D), corretivos (C) e sacarias (S). Como descrito por Berndt (1991), para evitar uma matriz singular de covariância dos erros, são estimadas $n-1$ equações de parcelas de custo e os parâmetros da n -ésima equação são obtidos por diferença. Portanto, ao se fazer normalização pelo preço de um dos fatores, os parâmetros da equação de parcela deste fator podem ser estimados residualmente.

Porém, não seria possível obter a significância estatística dos parâmetros estimados residualmente. Para contornar esse problema, foram montados três sistemas de equações normalizados pelo preço de cada um dos fatores. A condição de homogeneidade linear da função indireta de custo foi imposta, fazendo-se $\sum_i S_i = 1$ e $\sum_{i=1}^n \beta_j = \sum_{j=1}^n \beta_j = 0$. As elasticidades-preço diretas e cruzadas, ou elasticidades parciais de substituição, representadas, respectivamente, por η_i e η_j , podem ser obtidas pelas expressões (7):

$$\eta_i = \frac{\beta_i}{S_i} + S_i - 1 \quad , \quad \eta_j = \frac{\beta_j}{S_j} + S_j \quad (7)$$

Também é possível obter as elasticidades parciais de substituição de Allen-Uzawa, que são simétricas. Essas elasticidades são obtidas pelas expressões a seguir:

$$\sigma_i = \frac{\beta_i}{S_i^2} - \frac{1}{S_i} + 1 \quad , \quad \sigma_j = \frac{\beta_j}{S_i S_j} + 1 \quad (8)$$

Os níveis de significância das elasticidades foram avaliados por meio do erro padrão ep , obtido a partir dos erros padrões dos coeficientes estimados:

$$ep_{\eta_j} = \frac{p_{\beta_j}}{S_i} \quad ; \quad ep_{\eta_i} = \frac{p_{\beta_i}}{S_i} \quad ; \quad (9)$$

$$ep_{\sigma_j} = \frac{p_{\beta_j}}{S_i S_j} \quad \quad ep_{\sigma_i} = \frac{p_{\beta_i}}{S_i^2} \quad (10)$$

Para a estimação dos parâmetros, foi utilizado o software Eviews,[®] versão 3.1, e o método de equações aparentemente não-relacionadas (SUR), uma vez que os parâmetros possuem ligações contemporâneas por meio dos seus erros aleatórios.

A questão da separabilidade

A possibilidade de agregar vários insumos em uma só variável está associada ao conceito de separabilidade. Tal conceito é utilizado para estudar a consistência da agregação de insumos na teoria da produção e da agregação de preços na teoria da demanda. De acordo com a definição de separabilidade proposta por Sono-Leontief, citado por Hertel (1984)[□], para que dois insumos i e j sejam separáveis de k , a taxa marginal de substituição entre eles deve ser independente do nível de utilização do insumo k , assegurando que i e j podem ser agregados. Considerando o lema de Shephard, os insumos i e j são separáveis se a razão ótima deles não depende do preço da variável k .

Christensen e Berndt (1973) desenvolveram uma relação entre o conceito de separabilidade e a

elasticidade de substituição de Allen-Uzawa, tornando possível determinar se dois insumos i e j são separáveis de um terceiro insumo k . O teste consiste em verificar se a elasticidade de substituição entre i e k é igual à elasticidade de substituição entre j e k ($\sigma_k = \sigma_{jk}$). Para realizá-lo, foi utilizado o teste de coeficientes Wald, contido no software Eviews,[®] versão 3.1.

3 RESULTADOS E DISCUSSÃO

Os valores dos coeficientes estimados encontram-se na Tabela 1. As condições de simetria que foram impostas ao se estimar o modelo podem ser verificadas pelos valores dos coeficientes estimados presentes na Tabela 1, tendo apenas dois deles não

TABELA 1- Estimativa dos parâmetros das parcelas de custo dos fatores de produção componentes do fator insumos, utilizado na produção de café

Parâmetros	Estimativa	Erro padrão
β_F	1,119653*	0,005391
β_{FF}	0,148227*	0,002283
β_{FD}	-0,103253*	0,001659
β_{FC}	-0,017306*	0,000882
β_{FS}	-0,027404*	0,001278
β_D	-0,145821*	0,004695
β_{DF}	-0,103253*	0,001659
β_{DD}	0,110610*	0,001233
β_{DC}	-0,004079*	0,000673
β_{DS}	-0,003199*	0,000790
β_C	-0,015521*	0,002695
β_{CF}	-0,017306*	0,000882
β_{CD}	-0,004079*	0,000673
β_{CC}	0,021395*	0,000828
β_{CS}	-0,0000407 n.s.	0,000548
β_S	0,043149*	0,002709
β_{SF}	-0,027404*	0,001278
β_{SD}	-0,003199*	0,000790
β_{SC}	-0,0000407 n.s.	0,000548
β_{SS}	0,030109*	0,001247

Fonte: dados da pesquisa

n.s.: não-significativo, estatisticamente

*: estatisticamente significativo, a 1%.

$b_{ij} = b_{ji}$ (condição de simetria).

b_i é o intercepto da equação de parcela de custo i .

b_{ij} é o parâmetro da variável $\ln(P_j/P_k)$ na equação de parcela de custo do insumo i .

i, j são os fatores fertilizantes (F), defensivos (D), corretivos (C) e sacarias (S) e k represente sua soma.

TABELA 2 – Estimativa das elasticidades-preço direta e cruzada da demanda dos fatores de produção componentes do fator insumos, utilizado na produção de café (erros padrões entre parênteses)

Quantidade	Preço				
	Fertilizantes	Defensivos	Corretivos	Sacarias	Soma das linhas
Fertilizantes	-0,00342 n.s. (0,00280)	0,00132 n.s. (0,00204)	0,00395* (0,00108)	-0,00152 n.s. (0,00157)	0,00032
Defensivos	0,00838 n.s. (0,01295)	-0,00825 n.s. (0,00963)	-0,00666 n.s. (0,00526)	-0,00873 n.s. (0,00571)	0,00220
Corretivos	0,12766* (0,03501)	-0,03385 n.s. (0,02671)	-0,12553* (0,03287)	0,03051 n.s. (0,02175)	-0,00122
Sacarias	-0,03847 n.s. (0,03978)	-0,03480 n.s. (0,02276)	0,02393 n.s. (0,01706)	-0,03058 n.s. (0,03882)	-0,01033

Fonte: dados da pesquisa

n.s.: não-significativo, estatisticamente.

*: estatisticamente significativo, a 1%.

sido estatisticamente significativos. A partir desses coeficientes foram calculadas as elasticidades-preço da demanda e as elasticidades parciais de substituição de Allen-Uzawa, cujos valores encontram-se nas Tabelas 2 e 3, respectivamente.

Verificam-se as condições de homogeneidade impostas ao modelo considerando-se a Tabela 2, pois a soma das linhas é igual a zero. Embora a condição de concavidade seja satisfeita quando a matriz hessiana dos coeficientes estimados é negativa semidefinida, a concavidade nos preços da função custo é usualmente verificada pelo sinal negativo das elasticidades preço-direta, que se encontram na diagonal principal da Tabela 2, sendo confirmada. As condições de monotonicidade também foram atendidas, uma vez que as parcelas estimadas apresentaram valor maior que zero. Os valores médios das parcelas estimadas são de 0,8146, para fertilizantes; de 0,0252, para corretivos; de 0,1281, para defensivos e de 0,0321, para sacarias.

Na Tabela 2 são apresentadas as elasticidades-preço da demanda, onde somente três elasticidades-preço foram estatisticamente significativas. Considerando-se as elasticidades-preço diretas, a quantidade utilizada de corretivos é influenciada negativamente pelo seu preço, como era esperado. Embora tenham apresentado o sinal esperado (negativas), as elasticidades-preço diretas relativas a fertilizantes, defensivos e sacarias foram estatisticamente não-significativas.

Considerando-se as elasticidades-preço

cruzadas, somente as relativas a fertilizantes e corretivos foram estatisticamente significativas. Os resultados demonstram que aumentos no preço dos corretivos geram aumento do uso de fertilizantes e aumentos do preço de fertilizantes geram aumentos do uso de corretivos. Tal relação é estabelecida à medida que aumentos no preço dos fertilizantes podem fazer com que se aumente o uso de esterco de curral ou até mesmo de calcário, por ser mais barato que fertilizante, ambos presentes na variável corretivos.

As demais elasticidades-preço cruzadas não foram estatisticamente significativas. Esses resultados podem destacar que fertilizantes e corretivos possuem funções distintas e não relacionadas a defensivos, que também são distintas e não relacionadas a sacarias.

Considerando os resultados constantes na Tabela 3, a elasticidade parcial de substituição de Allen-Uzawa entre fertilizantes e corretivos também foi estatisticamente significativa, destacando a substitutibilidade entre eles, pois se revelou positiva. Embora estatisticamente não significativos, os demais resultados foram consistentes com o esperado, ou seja, verificou-se o mesmo sinal para as elasticidades-preço e elasticidades de substituição.

Esses resultados também ocorreram em outros trabalhos, sendo respaldados pela significância estatística. Como é estabelecido pela teoria, quando a elasticidade-preço cruzada de dois fatores é positiva (negativa), revelando que aumentos no preço do primeiro fator

TABELA 3 – Estimativa das elasticidades de substituição de Allen-Uzawa entre os fatores de produção de café (erros padrões entre parênteses)

	Fertilizantes	Defensivos	Corretivos	Sacarias
Fertilizantes	-0,0042 ^{n.s.} (0,00344)	0,0103 ^{n.s.} (0,0159)	0,1567* (0,04298)	-0,0472 ^{n.s.} (0,04884)
Defensivos		-0,0644 ^{n.s.} (0,07518)	-0,2643 ^{n.s.} (0,2086)	0,2717 ^{n.s.} (0,17769)
Corretivos			-4,9831* (1,30467)	0,9497 ^{n.s.} (0,67717)
Sacarias				-0,952 ^{n.s.} (1,20844)

Fonte: dados da pesquisa

n.s.: não significativo, estatisticamente.

*: estatisticamente significativo, a 1%.

acarretam aumento (diminuição) do uso do outro fator, verifica-se a substitutibilidade (complementaridade).

Por ocasião da ausência da significância estatística da maioria das elasticidades, pode-se sugerir uma relação fixa entre os fatores componentes da variável insumos. Este resultado pode ser consequência de se considerar a produtividade constante de 20 sacos de 60 kg de café beneficiado por hectare. Alternativamente, podem ser testadas formas mais agregadas, considerando três ou apenas dois fatores componentes da variável insumos.

Os resultados do teste de separabilidade linear e não-linear estão descritos na Tabela 4. Considerando-se o conceito de separabilidade linear, não podem ser feitas agregações entre os fatores de produção analisados. Para determinar se as elasticidades preço-cruzadas são iguais (e unitárias, para o caso da separabilidade linear) utilizou-se o teste de Wald, para o qual a estatística teste determina o nível de significância da desigualdade das estimativas. Foi considerada a estatística de teste a 0,10 como ponto limítrofe, em que valores acima deste ponto podem ser interpretados como indicadores da igualdade entre as elasticidades preço-cruzadas, a 10% de significância.

Este teste é baseado na estatística de qui-quadrado.

Os resultados indicam que fertilizantes, defensivos, corretivos e sacarias não podem ser agregados em um único fator de produção denominado de insumos, considerando-se o conceito de separabilidade linear e deveriam ser incorporados separadamente na função de custo a ser estimada. A não agregabilidade desses fatores de produção decorre do fato de não serem linearmente separáveis, implicando em alteração na quantidade de uso de cada um deles, por ocasião de alterações no preço dos demais.

Porém, cabe ressaltar que o conceito de separabilidade linear pode ser considerado como mais rigoroso, uma vez que requer a igualdade entre as elasticidades- preço cruzadas e que elas também sejam unitárias. De fato, como foi observado nos resultados, considerando-se o conceito de separabilidade linear *strictu senso*, não poderiam ser feitas quaisquer agregações. Todos os fatores de produção considerados seriam incorporados separadamente para a estimação do modelo econométrico, composto agora por mais parâmetros. Este novo modelo mais detalhado pode comprometer a significância estatística dos parâmetros estimados e tornar prolixas e excessivamente dispersas

TABELA 4: Resultados do teste de separabilidade linear e não-linear

Agregação	Separabilidade	P valor	
		Teste linear	Teste não-linear
Fertilizantes e defensivos	F e D de C	0,0000	0,100533
Fertilizantes e defensivos	F e D de S	0,0000	0,114803
Fertilizantes e corretivos	F e C de D	0,0000	0,035707
Fertilizantes e corretivos	F e C de S	0,0000	0,314752
Corretivos e defensivos	C e D de F	0,0000	0,060002
Corretivos e defensivos	C e D de S	0,0000	0,321402
Corretivos e sacarias	C e S de F	0,0000	0,080832
Corretivos e sacarias	C e S de D	0,0000	0,185298
Fertilizantes e sacarias	F e S de C	0,0000	0,386717
Fertilizantes e sacarias	F e S de D	0,0000	0,446413
Defensivos e sacarias	D e S de C	0,0000	0,141528
Defensivos e sacarias	D e S de F	0,0000	0,000007

Fonte: dados da pesquisa

as possibilidades analíticas das estimativas.

Por outro lado, alternativas de agregação podem ser estatisticamente sugeridas ou validadas quando se considera o conceito de separabilidade não-linear. Neste caso, os resultados obtidos demonstram que é possível agregar fertilizantes e defensivos, ou fertilizantes e sacarias. A agregação específica de fertilizantes e defensivos faz muito sentido no contexto analisado por Zylberstajn (1983), Figueiredo *et al.* (1999) e Castro e Teixeira (2003), uma vez que seus preços são muito dependentes da taxa de câmbio, pois dependem de importações.

Com base nos resultados de separabilidade não-linear, os testes também foram aplicados para determinar a separabilidade de fertilizantes, defensivos e sacarias em relação a corretivos. Os resultados de separabilidade linear e não-linear demonstraram que não seria possível agregar fertilizante, defensivos e sacarias em uma única variável.

4 CONCLUSÕES

Os testes de separabilidade utilizados podem constituir uma alternativa para indicar quais as agregações possíveis ou para confirmar agregações foram pré-estabelecidas pelo pesquisador. Em última análise, cabem as considerações usuais quanto ao *trade-off* entre a simplificação e a consistência dos resultados. Em muitos casos, é importante focalizar as análises, destacando-se a capacidade de síntese das informações, porém, não se pode desconsiderar a confiança estatística da informação sintetizada, ou seja, o quanto dessa informação foi descartado ao longo do processo de síntese.

Nesse sentido, com base nos resultados obtidos, pode-se sugerir que uma alternativa analítica seria agregar fertilizantes e defensivos, ou fertilizantes e sacaria. De posse destes resultados, cabem considerações sobre a natureza dos objetivos do

trabalho e o conhecimento do pesquisador quanto ao tema abordado. Em estudos que têm o objetivo de captar influências cambiais, por exemplo, a agregação de fertilizantes e defensivos seria mais razoável. Tal agregação também se justifica por se tratar de insumos químicos, guardando proporcionalmente mais semelhanças se comparados às sacarias.

Portanto, sugere-se que uma alternativa analítica relevante para estudos utilizando-se as funções de custo do tipo Translog para o café consiste em desagregar a variável insumos. Especificamente, poderia ser considerada uma desagregação em três fatores, sendo sacarias, corretivos e insumos químicos (agregando fertilizantes e defensivos). Esta forma permitiria captar efeitos câmbio sobre insumos químicos e a relação de substitutibilidade entre os insumos químicos e corretivos.

Pode-se testar esta possibilidade de agregação, sendo associada a diferentes níveis de produtividade, em trabalhos posteriores. Podem-se obter não somente alternativas analíticas, mas melhores resultados estatísticos para as elasticidades estimadas. A questão da significância estatística das estimativas de elasticidade também é importante, à medida que são utilizadas para se testar as alternativas de agregação, ou seja, se a confiabilidade dos resultados quanto à separabilidade está comprometida pela consistência estatística das estimativas de elasticidades utilizadas.

Nesse sentido, a não-significância estatística da maioria das elasticidades estimadas é incômoda, sendo importante limitante dos resultados obtidos, podendo sugerir algo como uma relação fixa entre os fatores componentes da variável insumos, devido à limitação das informações presentes nos dados utilizados. Para contornar este problema, além de se considerar três componentes na variável insumos, alternativa para trabalhos futuros consiste em se considerar diferentes níveis de produtividade, ampliando não só a base de dados, mas as informações intrínsecas ao sistema de produção analisado, presentes nos dados.

5 REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- ALVES, E. **A função custo**. Brasília: Embrapa-SPI, 1996, 106p..
- BERNDT, E.R.; CHRISTENSEN, L.R.; The translog function and the substitution of equipment, structures, and labor in US Manufacturing 1929-68. **Journal of Econometrics**, p. 81-114 , 1973.
- BERNDT, E.R. **The practice of econometrics classic and contemporary**. Addison-Wesley, 1991.
- CASTRO, E.R.; TEIXEIRA, E.C. Efeitos da desvalorização cambial na oferta, no preço dos insumos e na relação entre os fatores na cultura do café. In: XLI Congresso Brasileiro de Economia e Sociologia Rural. **Anais...** Juiz de Fora, 2003.
- FIGUEIREDO, A.M.; FERREIRA, A.V.; TEIXEIRA, E. C. – Impactos de uma desvalorização cambial sobre as relações de produção na cultura do café. *Revista de Economia e Sociologia Rural* : 1999, 37(4), out/dez, p. 47 – 69.
- HERTEL, T. W. . **Applications of duality and flexible functional forms: the case of multiproduct firm**. Purdue: Purdue University, 1984 (Research Bulletin, 980).
- ZYLBERSZTAJN, D.. **Price distortions in brasilian agriculture: a application of duality theory in flexible functional forms**. Raleigh: North Carolina State University, 1983, Ph. D. dissertation – North Carolina State University, 1983, 142 p.