

## AS RELAÇÕES ENTRE INSUMOS NA AGRICULTURA BRASILEIRA NA DÉCADA DE 90: UMA APLICAÇÃO DA FUNÇÃO TRANSLOG DE CUSTO.

Rodrigo Vilela Rodrigues<sup>1</sup>  
Erly Cardoso Teixeira<sup>2</sup>

### RESUMO

O objetivo desse trabalho é determinar relações entre os insumos agrícolas de 1990 a 2001. Essa década foi farta em políticas que podem ter modificado as relações pré-existentes entre as demandas desses insumos e seus respectivos preços. Para tanto, utilizou-se a Função Translog de Custo, com base na estimação das parcelas de cada insumo no custo total da agricultura. A estimação foi implementada pelo modelo SUR, que leva em consideração a correlação contemporânea dos resíduos. Os resultados apontam para elasticidades-preço diretas da demanda pelos fatores negativas, apesar de apenas a elasticidade-preço da demanda pelo fator trabalho estatisticamente diferente de zero. Através das elasticidades cruzadas entre os fatores trabalho e fertilizantes, verifica-se uma relação de substitutibilidade entre esses, sendo a demanda de trabalho muito mais sensível às variações no preço dos fertilizantes que o oposto. Verifica-se que capital e fertilizantes são complementares, fato que pode corroborar o crescimento da mecanização e da utilização de fertilizantes na agricultura, principalmente na última década. Os resultados estão, em sua maioria, condizentes com a teoria econômica, e como descrevem as relações entre as demandas dos principais insumos utilizados pela agricultura nacional, podem ser aproveitados em um considerável leque de análises e implementação de políticas.

**Palavras-chave:** Elasticidades, translog de custos, SUR, agricultura.

### ABSTRACT

The purpose of this paper is to determine the relationships between agricultural inputs from 1990 to 2001. This decade was fed up on policies that could have changed the pre-existing relationship between the demands of these inputs and their respective prices. Thus, it was used the translog cost function, based on the estimation of the plots of each input in the total cost of agriculture. The estimation was implemented by the model SUR, which takes into account the residual contemporary correlation. The results point to direct price-elasticities of demand by negative factors, although only the price-elasticity of demand for labour factor statistically different from zero. By the cross-elasticities among factors work and fertilizer, there is a relationship between those of substitution, and the demand for work far more sensitive to variations in the price of fertilizers that the opposite. It appears that capital and fertilizers are complementary, a fact that can support the growth of mechanization and the use of fertilizers

---

<sup>1</sup> Doutor em Economia Aplicada pela Universidade Federal de Viçosa – Departamento de Economia Rural. Atualmente é professor Adjunto I da Escola de Ciências Humanas e Sociais de Volta Redonda – Universidade Federal Fluminense. E-mail: rvilela@vm.uff.br

<sup>2</sup> Professor Titular do Departamento de Economia Rural – Universidade Federal de Viçosa. E-mail: teixeira@ufv.br

in agriculture, especially in the last decade. The results are, for the most part consistent with the economic theory, and describe the relationship between the demands of the main inputs used by the national agriculture, can be used in a considerable range of analyses and policy implementation.

**Keywords:** Elasticities, translog cost , SUR, agriculture.

## 1 INTRODUÇÃO

A agricultura brasileira tem obtido ganhos de produtividade, em grande parte pelas transformações estruturais observadas nas décadas de 80 e 90. Especificamente no final da década de 80 e início dos anos 90, as principais transformações da economia brasileira foram: abertura comercial, a consolidação do MERCOSUL e a vigência do Plano Real. Tais mudanças podem ter sido responsáveis por modificações no tocante à relação entre os preços dos produtos agrícolas de modo geral e de seus principais insumos, capital, fertilizantes e mão-de-obra.

Segundo HOMEM DE MELO (1999), a década de noventa se destacou, pois reuniu tanto acontecimentos favoráveis quanto desfavoráveis, no tocante à alocação eficiente de recursos produtivos na agricultura brasileira. Entre os fatos considerados desfavoráveis à agricultura nacional o autor cita:

- a) As elevadas taxas de juros reais (âncora monetária), que desestimularam o investimento no setor.
- b) A valorização da taxa de câmbio real (âncora cambial), que prejudicou a inserção de produtos brasileiros no MERCOSUL, além da zeragem das tarifas de importação, que tornou o Brasil o principal importador de *commodities* da região.
- c) A política comercial, em que os tomadores de decisão na esfera do governo federal não consideraram práticas protecionistas de países desenvolvidos, o que os levou à redução das tarifas de produtos agrícolas importantes à economia nacional, como leite e algodão.

O mesmo autor destaca as seguintes medidas como importantes para o desenvolvimento do setor agrícola na década de 90.

- a) De 1992 a 1997, ocorreu aumento médio de cerca de 46,6% nos preços em dólares de produtos como soja, café, cacau, açúcar e carnes. Em 1997, houve saldo líquido comercial no agronegócio favorável da ordem de 13,7 bilhões de dólares.

- b) A queda dos preços reais dos insumos agropecuários implicou ganhos de produtividade, via redução dos custos de produção.
- c) Aumentos na produtividade do fator terra, em virtude da redução dos preços dos insumos, ou do uso mais intensivo de inovações tecnológicas, acabaram resultando em melhor alocação desses insumos produtivos na agricultura.
- d) Medidas de cunho fiscal, como isenção da alíquota do ICMS (Imposto sobre Circulação de Mercadorias e Serviços) para exportações agrícolas, em 1996, além do surgimento de instrumentos de comercialização que geraram efeitos positivos no agronegócio, como o PEP (Prêmio de Escoamento da Produção), contrato de opções e a CPR (Cédula do Produtor Rural). Para a agricultura familiar, destaca-se o surgimento do PRONAF (Programa Nacional de Apoio à Agricultura Familiar), assim como do RECOOP (Programa de Revitalização das Cooperativas de Produção Agropecuária).

Com base no exposto, verifica-se que os preços de produtos e insumos agrícolas foram significativamente afetados pelas novidades da década de 90, fato que justifica um estudo acerca dessa importante variável. Logo, o objetivo do trabalho é determinar as alterações entre fatores de produção para a agricultura brasileira no período de 1990 a 2001.

## 2 METODOLOGIA

Com o intuito de analisar as elasticidades-preço da demanda e as elasticidades parciais de substituição relacionadas à agricultura brasileira, foi utilizada a abordagem da função translog de custo, assumindo-se retornos constantes à escala, importante pressuposição no tocante à definição e imposição de restrições.

Em estudos empíricos onde a função translog é aplicada, é de fundamental importância a verificação de condições como simetria, homogeneidade, monotonicidade, forma da função e separabilidade. As condições de simetria e homogeneidade podem ser impostas ao estimarem-se as parcelas, e o teste de monotonicidade e a forma da função são verificados após o processo de estimação. Já os testes de separabilidade são implementados como testes específicos.

Pode-se dizer que dois insumos são separáveis entre si, se a taxa marginal de substituição entre esses dois insumos  $i$  e  $j$  independe das quantidades demandadas de um

terceiro insumo  $K$ . Quando duas variáveis são comprovadamente separáveis, as mesmas podem ser agregadas numa única variável.

De acordo com BERNDT e CHRISTENSEN (1973) existem dois tipos de separabilidade. Quando são considerados, por exemplo, dois insumos  $i$  e  $j$  em um subconjunto e o insumo  $k$  em outro subconjunto, tem-se a separabilidade fraca. A separabilidade forte ocorre quando as variáveis  $i$ ,  $j$  e  $k$  estão todas em subconjuntos distintos. A separabilidade da função translog pode ser testada impondo restrições aos parâmetros estimados.

Segundo HERTEL (1984), existem razões econométricas e computacionais para que sejam utilizadas funções duais e não funções de produção. Os conceitos relevantes na análise são todos mantidos para as funções de lucro e custo.

Considere uma firma, cuja função de custo unitário:  $C = C(p)$ , em que  $P = (P_1, \dots, P_n)$  é um vetor de preços dos insumos com os quais a firma se depara. Desse modo, tem-se a função translog de custo da firma:

$$\ln C = \alpha_0 + \sum_i \alpha_i \ln p_i + \frac{1}{2} \sum_i \sum_j \beta_{ij} \ln p_i \ln p_j,$$

em que  $\alpha$  e  $\beta$  são os parâmetros da função,  $i$  e  $j$  são os insumos utilizados,  $P_i$  e  $P_j$  os preços desses insumos.

Note que  $\partial \ln C / \partial \ln p_i = (\partial C / \partial p_i) p_i / C$  é a parcela do insumo  $i$  na totalidade dos custos após a aplicação do Lema de Shepard, cuja definição é exposta a seguir:

$$\partial \ln C / \partial \ln p_i = p_i Q_i / C = S_i = \alpha_i + \sum_j \beta_{ij} \ln p_j$$

em que  $C$  são os custos totais unitários,  $P_i$  é o preço do insumo  $i$ ,  $Q_i$  é a quantidade demandada de  $i$  e  $S_i$  é a parcela do fator no custo.

A teoria neoclássica impõe algumas restrições aos parâmetros da função indireta de custo, que são fundamentais para a estimação das equações de parcelas:

- (i) Simetria:  $\beta_{ij} = \beta_{ji}$ .
- (ii) Homogeneidade linear nos preços:

$$\sum_i \alpha_i = 1$$

$$\sum_j \beta_{ij} = \sum_i \beta_{ji} = 0$$

Além dessas duas condições fundamentais, existem outras duas: (iii) monotonicidade e (iv) convexidade. O convencional seria estimar a função impondo as restrições (i) e (ii), checando as condições (iii) e (iv). A condição (iii) pode ser checada com base nas parcelas de custo estimadas. No caso específico deste trabalho, os valores médios para as três parcelas estimadas devem ser positivos. A Condição (iv) pode ser verificada comparando-se os resultados das elasticidades parciais de substituição de Allen ou elasticidades-preço da demanda ao que seria esperado de acordo com a teoria econômica.

Para que seja realizada a estimação, que fornecerá os parâmetros necessários para os cálculos das elasticidades parciais de substituição de Allen e efetivação dos testes de separabilidade, pode-se utilizar três alternativas. A primeira delas consiste em estimar-se a função translog de custo de maneira isolada, de outro modo, pode-se estimar a função translog de custo juntamente com as equações de parcela menos uma, como em GERDIN (2000). A terceira alternativa, que será implementada nesse trabalho, é estimar somente as equações de parcela menos uma.

Quando se opta por esse método, é imprescindível que a retirada de uma das equações de parcela seja acompanhada da normalização pelos preços do insumo cuja parcela foi retirada. Com base nas restrições de simetria e homogeneidade, os parâmetros da parcela retirada podem ser conhecidos.

A função translog de custo relacionada ao trabalho proposto e com simetria imposta foi especificada como segue (HERTEL, 1984):

$$\ln C = \beta_0 + \beta_t \ln P_t + \beta_k \ln P_k + \beta_m \ln P_m + \frac{1}{2} \beta_{tt} \ln P_t^2 + \frac{1}{2} \beta_{mm} \ln P_m^2 + \frac{1}{2} \beta_{kk} \ln P_k^2$$

$$+ \beta_{kt} \ln P_k \ln P_t + \beta_{mk} \ln P_m \ln P_k + \beta_{tm} \ln P_t \ln P_m$$

em que:  $t$  = fertilizantes;  $m$  = trabalho;  $k$  = capital.

Com base na função translog acima, pode-se encontrar as equações de parcela dos três insumos utilizados, através de simples derivação  $S_i = \frac{\partial \ln C}{\partial \ln P_i}$  em que  $i$  são os insumos utilizados:

$$S_t = \beta_t + \beta_{tt} \ln P_t + \beta_{tk} \ln P_k + \beta_{tm} \ln P_m$$

$$S_k = \beta_k + \beta_{kk} \ln P_k + \beta_{tk} \ln P_t + \beta_{km} \ln P_m$$

$$S_m = \beta_m + \beta_{mm} \ln P_m + \beta_{mk} \ln P_k + \beta_{mt} \ln P_t$$

Impondo-se as condições de homogeneidade apresentadas abaixo:

$$\beta_t + \beta_k + \beta_m = 1$$

$$\beta_{tk} + \beta_{kk} + \beta_{km} = 0$$

$$\beta_{tt} + \beta_{kt} + \beta_{mt} = 0$$

$$\beta_{mm} + \beta_{mk} + \beta_{tm} = 0$$

Obtêm-se os coeficientes da equação de parcela retirada do processo de estimação:

$$\beta_t = 1 - \sum_{i=1}^2 \beta_i$$

$$\beta_{mt} = - \sum_{i=1}^2 \beta_{mi}$$

$$\beta_{kt} = - \sum_{i=1}^2 \beta_{ki}$$

$$\beta_{tt} = - \sum_{i=1}^2 \beta_{ti}$$

Assim, as parcelas restantes poderiam ser reescritas como:

$$S_m = \beta_m + \beta_{mm} \ln P_m + (-\beta_{mm} \ln P_t - \beta_{mk} P_t) + \beta_{mk} \ln P_k$$

$$S_k = \beta_k + \beta_{kk} \ln P_k + (-\beta_{kk} \ln P_t - \beta_{km} P_t) + \beta_{km} \ln P_m$$

Logo, as equações de parcelas estimadas seriam:

$$S_m = \beta_m + \beta_{mm} \ln(P_m/P_t) + \beta_{mk} \ln(P_k/P_t)$$

$$S_k = \beta_k + \beta_{kk} \ln(P_k/P_t) + \beta_{km} \ln(P_m/P_t)$$

As parcelas  $S_m$  e  $S_k$  podem ser estimadas utilizando-se o modelo SUR, (Seemingly Unrelated Regression) com base no método de Zellner. Já a parcela  $S_t$  será obtida por diferença, de acordo com as especificações acima.

As parcelas são estimadas para que se tenha conhecimento dos seus parâmetros, pois são estes que possibilitam o cálculo das elasticidades-preço diretas e cruzadas da demanda nos preços relativos. A elasticidade-preço direta da demanda de  $i$  nos preços relativos ( $Z_{ii}$ ) pode ser derivada da seguinte maneira:

$$Z_{ii} = \frac{\partial \ln Y_i}{\partial \ln P_i} = \frac{\partial Y_i}{\partial P_i} \cdot \frac{P_i}{Y_i}, \text{ como}$$

$$S_i = \frac{Y_i P_i}{C}, \text{ aplicando-se } \ln \text{ tem-se}$$

$$\ln S_i = \ln Y_i + \ln P_i - \ln C \text{ ou } \ln Y_i = \ln S_i - \ln P_i + \ln C, \text{ de onde se obtém:}$$

$$Z_{ii} = \frac{\partial \ln Y_i}{\partial \ln P_i} = \frac{\partial \ln S_i}{\partial \ln P_i} + \frac{\partial \ln C}{\partial \ln P_i} - \frac{\partial \ln P_i}{\partial \ln P_i}, \text{ daí segue-se que}$$

$$Z_{ii} = \frac{1}{S_i} \cdot \frac{\partial S_i}{\partial \ln P_i} + S_i - 1 \therefore Z_{ii} = \frac{\beta_{ii}}{S_i} + S_i - 1$$

De modo semelhante, a elasticidade-preço cruzada da demanda de  $i$  com relação a  $j$  normalizado ( $Z_{ij}$ ) pode ser derivada da seguinte maneira:

$$Z_{ij} = \frac{\partial \ln Y_i}{\partial \ln P_j} = \frac{\partial Y_i}{\partial P_j} \cdot \frac{P_j}{Y_i}, \text{ como}$$

$$S_i = \frac{Y_i P_i}{C}, \text{ aplicando-se } \ln \text{ obtém-se:}$$

$$\ln S_i = \ln Y_i + \ln P_i - \ln C \quad ; \text{ou} \quad \ln Y_i = \ln S_i - \ln P_i + \ln C, \quad \text{logo}$$

$$Z_{ij} = \frac{\partial \ln Y_i}{\partial \ln P_j} = \frac{\partial \ln S_i}{\partial \ln P_j} + \frac{\partial \ln C}{\partial \ln P_j} - \frac{\partial \ln P_i}{\partial \ln P_j}. \text{ Segue-se que}$$

$$Z_{ij} = \frac{1}{S_i} \cdot \frac{\partial S_i}{\partial \ln P_j} + S_j \therefore Z_{ii} = \frac{\beta_{ij}}{S_i} + S_j$$

Uma alternativa para o cálculo de elasticidades-preço da demanda ( $Z_{ij}$ ) utiliza-se do conceito de elasticidade parcial de substituição de Allen ( $\sigma_{ij}$ ) do seguinte modo:

$$Z_{ij} = S_j \sigma_{ij} \therefore \sigma_{ij} = \frac{Z_{ij}}{S_j}$$

Para o teste de separabilidade, BERNDT e CHRISTENSEN (1973) consideram que dois insumos  $i$  e  $j$  são separáveis do insumo  $k$  se, e somente se, as elasticidades de substituição de Allen  $\sigma_{ik} = \sigma_{jk}$ . De acordo com esses autores existem três tipos de separabilidade: global, linear e não linear. Primeiramente testa-se a separabilidade global. Para o caso desse trabalho, o teste de separabilidade global consiste em

$$\sigma_{mt} = \sigma_{tk} = \sigma_{mk} = 1$$

Se essa hipótese for aceita, a tranlog pode ser resumida numa função logarítmica Cobb-Douglas, aceitando-se os outros dois tipos de separabilidade. Caso isso não ocorra, implementam-se os outros dois tipos de testes. A condição de separabilidade linear sugere que  $\sigma_{ik} = \sigma_{jk} = 1$ , já a separabilidade não linear sugere uma relação do tipo  $\sigma_{ik} = \sigma_{jk} \neq 1$ .

No que se refere ao nível de significância das elasticidades calculadas, avaliam-se seus erros-padrão, a partir dos erros-padrão dos coeficientes estimados no sistema de parcelas.

$$ep_{Z_{ii}} = \frac{ep_{\beta_{ii}}}{S_i}$$



$$ep_{z_{ij}} = \frac{ep_{\beta_{ij}}}{S_i}$$

$$ep_{\sigma_i} = \frac{ep_{\beta_{ii}}}{S_i^2}$$

$$ep_{\sigma_{ij}} = \frac{ep_{\beta_{ij}}}{S_i S_j}$$

### 3 DADOS

Os dados foram coletados junto ao Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA, 2003) através das informações disponíveis no seu *site* de dados ([www.ipeadata.gov.br](http://www.ipeadata.gov.br)), assim como no *site* da Associação Brasileira de Indústria Química (2003) para o período de 1990 a 2001, sendo essas informações de periodicidade anual.

Para o cálculo da parcela do custo referente a máquinas e equipamentos agrícolas, utilizou-se o faturamento desse setor (ANFAVEA, 2003), cujos valores foram transformados em reais com base na taxa de câmbio de 07/11/2003, divulgada pelo *site* da Gazeta Mercantil (GAZETA MERCANTIL, 2003), os preços desses bens basearam-se no IPA-OG de máquinas e equipamentos agrícolas (AGO 1994=100). A parcela referente aos fertilizantes foi encontrada com base no faturamento deste setor em bilhões de dólares, transformados em reais com a taxa de câmbio supracitada, os preços dos fertilizantes basearam-se no IPA-OG de fertilizantes (AGO 1994=100).

A última parcela calculada referiu-se ao fator trabalho, nesse caso, as variáveis utilizadas foram o rendimento médio do trabalhador rural permanente em R\$ (reais - AGO 1994=100), além do número de homens empregados em atividades agrícolas de forma permanente, chegando-se a um valor que somado aos faturamentos dos dois setores acima nos dará os custos totais da agricultura. É importante citar que os faturamentos dos setores de fertilizantes e máquinas e equipamentos agrícolas foram utilizados como as próprias parcelas de custos referentes a esses fatores, já que a agricultura pode ser considerada um dos poucos clientes desses setores, o que faz das variáveis utilizadas boas *proxies*. As parcelas estimadas foram escolhidas com base no trabalho de GERDIN (2000) e apresentaram os seguintes valores: 0,546 para fertilizantes, 0,325 para capital e 0,129 para trabalho.

#### 4 RESULTADOS E DISCUSSÕES

Na primeira tabela (Tabela 1) estão os resultados relacionados aos parâmetros estimados. Dos dois sistemas estimados, apenas um apresentou  $R^2$  ajustado razoável, próximo de 0,71, enquanto o outro não apresentou resultado bom para esse teste. As estatísticas de Durbin-Watson, por sua vez, apresentaram resultados mais satisfatórios, situados entre 1,65 e 1,75.

Tabela 1 – Estimativa dos parâmetros das parcelas de custo dos fatores de produção da agricultura brasileira no período de 1990 a 2001.

Parâmetros					
	$\beta_t^*$	$\beta_{tt}^*$	$\beta_{tk}^*$	$\beta_{tm}^*$	$\sum \beta_{ij}$
<b>Estimativas</b>	0,550617	0,223977	-0,208093	-0,015884	0,00
<b>Erros-Padrão</b>	0,022454	0,114298	0,113011	0,003963	
	$\beta_k^*$	$\beta_{kt}^*$	$\beta_{kk}^*$	$\beta_{km}^*$	
<b>Estimativas</b>	0,337794	-0,208093	0,200428	0,007665	0,00
<b>Erros-Padrão</b>	0,021039	0,113011	0,111854	0,003526	
	$\beta_m^*$	$\beta_{mt}^*$	$\beta_{mk}^*$	$\beta_{mm}^*$	
<b>Estimativas</b>	0,111589	-0,015884	0,007665	0,008219	0,00
<b>Erros-Padrão</b>	0,006027	0,003963	0,003526	0,001315	
$\sum \beta_i$	1				

Fontes: Resultados da pesquisa

\* - estatisticamente significativo a 10%

Quanto à significância, todos os parâmetros estimados foram estatisticamente diferentes de zero a 10% de significância. Como pode se verificar nos valores dos coeficientes da Tabela 1, a condição de simetria foi imposta no modelo, isto é,  $\beta_{tk} = \beta_{kt} \therefore \beta_{tm} = \beta_{mt} \therefore \beta_{km} = \beta_{mk}$ . Outra condição importante que já se verifica nessa tabela refere-se à homogeneidade, isto é,  $\sum \beta_{ij} = 0$  e  $\sum \beta_i = 1$ .

Com base nesses coeficientes estimados, calcularam-se as elasticidades-preço diretas e cruzadas das demandas de insumos agrícolas no Brasil, para o período de 1990 a 2001 (Tabela 2). As elasticidades parciais de substituição de Allen, importantes não somente em análises

econômicas, mas também em testes, como o teste de separabilidade, são apresentadas na Tabela 3.

Após a estimação de um sistema dessa natureza, é imprescindível verificar se as características da função de custo são observadas: monotonicidade, homogeneidade, simetria e concavidade. Uma vez que as condições de simetria e homogeneidade já foram observadas, restam as condições de concavidade e monotonicidade.

A concavidade nos preços da função translog de custo pode ser confirmada com base no sinal negativo das elasticidades de substituição parcial de Allen, presentes na diagonal principal da Tabela 3. As condições de monotonicidade foram também atendidas. Tal procedimento consiste em encontrar as parcelas estimadas e verificar seu sinal, sendo nesse caso o sinal necessariamente positivo. Os valores encontrados para as médias das parcelas para Capital (máquinas e equipamentos), Fertilizantes e Trabalho foram, respectivamente, 0,325; 0,546 e 0,129.

Os resultados relativos às elasticidades-preço da demanda dos principais insumos utilizados na agricultura brasileira na década de 90 estão condensados na Tabela 2.

Das elasticidades-preço diretas, apenas a do trabalho é estatisticamente significativa, mas todas apresentaram sinais condizentes com a teoria. Em relação ao valor dessas elasticidades, o trabalho apresenta o número mais significativo, fato que pode ser justificado pela facilidade de se admitir ou demitir pessoas no campo.

Analisando-se as elasticidades cruzadas entre capital e trabalho, verifica-se que apenas a elasticidade referente à substituição de trabalho por capital apresentou-se estatisticamente significativa, mas com valor relativamente baixo (0,38). A outra indicação a respeito do relacionamento desses dois fatores é que os mesmos, para o período estudado, foram aparentemente substitutos, o que pode se dever ao fato da análise se restringir à década de 90, tempos de utilização intensiva de maquinário, onde apesar de novas máquinas demandarem pessoas que as manuseiem, um número mais significativo de trabalhadores foram dispensadas pela mecanização.

Tabela 2 – Estimativas das elasticidades-preço diretas e cruzadas da demanda de Fertilizantes, Capital e Trabalho, na agricultura brasileira, entre 1990 e 2001.

Quantidade	Preço			$\Sigma$ linhas
	Trabalho	Capital	Fertilizantes	
<b>Trabalho</b>	-0,8072* (0,0102)	0,3846* -0,0273	0,4226* (0,0307)	0,0000
<b>Capital</b>	0,1528* (0,0108)	-0,0585 ns (0,3439)	-0,0943 ns (0,3475)	0,0000
<b>Fertilizantes</b>	0,1001* (0,0073)	-0,0562 ns (0,2071)	-0,0439 ns (0,2095)	0,0000

Fonte: Resultados da pesquisa

\* - Valor significativo estatisticamente

ns - valor não significativo estatisticamente

Valores entre parênteses são erros-padrão

Através das elasticidades cruzadas entre os fatores trabalho e fertilizantes, verifica-se uma relação de substitutibilidade entre esses, sendo a demanda de trabalho muito mais sensível às variações no preço dos fertilizantes que o oposto. Os valores indicam inelasticidade (elasticidade inferior à unidade), com destaque para o caso da elasticidade-preço cruzada da demanda de fertilizantes em relação a aumentos de preços do fator trabalho, que apresentou um valor significativamente baixo.

Quando os insumos analisados com base em suas elasticidades-preço cruzadas são o capital e os fertilizantes, demonstrou-se que nenhum dos valores foi significativamente estatístico. Apesar disso, os valores presumem complementaridade entre esses, fato compreensível, já que o maquinário agrícola tem como um de seus principais atributos a aplicação de fertilizantes.

As elasticidades parciais de substituição de Allen são calculadas para confirmar os resultados das relações anteriores entre os fatores (Tabela 3) e porque são fundamentais para o teste de separabilidade (Tabela 4).

Tabela 3 – Estimativas das elasticidades de substituição de Allen entre os principais insumos da agricultura brasileira entre 1990 e 2001

	<b>Trabalho</b>	<b>Capital</b>	<b>Fertilizantes</b>
<b>Trabalho</b>	-6,2479*	1,1824*	0,7747*
	(0,0788)	(0,0839)	(0,0562)
<b>Capital</b>		-0,1799 ns	-,01728 ns
		(1,0575)	(0,6369)
<b>Fertilizantes</b>			-0,0804 ns
			(0,3840)

Fonte: Resultados da pesquisa

\* - estatisticamente significativo a 10%

ns - não significativo estatisticamente

Valores entre parênteses são erros-padrão

Os resultados apresentados na Tabela 3 confirmam a relação de substitutibilidade entre trabalho e fertilizantes, verifica-se ainda que capital e fertilizantes são complementares, fato estreitamente relacionado ao crescimento da mecanização e da utilização de fertilizantes na agricultura, principalmente na última década.

Tabela 4 – Resultados do teste de separabilidade.

<b>Separabilidade</b>	<b>Teste Linear</b>	<b>P-valor</b>	<b>Teste não linear</b>	<b>P-valor</b>
m,t de k	$\sigma_{mk} = \sigma_{tk} = 1$	0,00000	$\sigma_{mk} = \sigma_{tk}$	0.00000
k,t de m	$\sigma_{mk} = \sigma_{tm} = 1$	0,00000	$\sigma_{mk} = \sigma_{tm}$	0.00000
k,m de t	$\sigma_{kt} = \sigma_{tm} = 1$	0,00000	$\sigma_{mt} = \sigma_{tk}$	0.00000

Fonte: Resultados da pesquisa

Este teste é baseado na estatística de Qui-quadrado

A última análise implementada no trabalho refere-se aos testes de separabilidade global, linear e não-linear. Para os testes de separabilidade no conceito global, os resultados identificaram a inexistência da separabilidade, com rejeição da hipótese nula que testava se:

$$\sigma_{mk} = \sigma_{kt} = \sigma_{tm} = 1$$

Os testes relativos a separabilidade linear e não-linear têm seus resultados apresentados na Tabela 4. De acordo com os resultados pode-se verificar que não foi comprovada separabilidade entre nenhum dos casos, ou seja, a taxa marginal de substituição entre

fertilizantes e mão-de-obra depende do nível de capital utilizado. Da mesma forma, a taxa marginal de substituição entre capital e fertilizantes depende do nível utilizado de mão-de-obra e a taxa marginal de substituição entre capital e mão-de-obra depende do nível empregado de fertilizantes. Esses resultados impossibilitam que se efetue qualquer tipo de agregação envolvendo esses insumos.

## **5 CONSIDERAÇÕES FINAIS**

A agricultura tem se mostrado setor de extrema importância no desenvolvimento recente da economia brasileira, fato que não condiz com as atenções recebidas pela mesma, quando da formulação das políticas econômicas do país, sejam elas fiscais, monetárias ou cambiais.

Com base nessa problemática, a mensuração das elasticidades-preço diretas e cruzadas dos principais insumos agrícolas é relevante, uma vez que políticas econômicas acabam sempre afetando diretamente os preços praticados na agricultura, e os termos de troca com os quais os produtores se deparam.

Nesse sentido, as elasticidades-preço diretas analisadas no trabalho não fornecem muito subsídio para uma avaliação mais conclusiva, uma vez que a única elasticidade estatisticamente significativa foi a da demanda de trabalho, com resultado pouco expressivo em termos numéricos.

As elasticidades-preço cruzadas também apresentaram valores numéricos não muito representativos, mas que são boas indicações pelo menos em termos de sentido de atuação, na medida em que estabelecem complementaridade ou substitutibilidade entre os fatores de produção analisados e são estatisticamente diferentes de zero.

A partir daí, verifica-se que uma medida que tenha impacto nos preços dos fertilizantes afetará capital e trabalho de maneiras distintas, fazendo com que a demanda do primeiro varie em sentido oposto, ao contrário da demanda do segundo. Caso uma política modifique os preços do capital, a demanda de fertilizantes será modificada em sentido oposto, ao contrário da demanda de trabalho. O último caso é o de uma política que modifique os preços do fator trabalho, nesse caso, tanto as demandas de capital quanto a de fertilizantes seguirão sentido oposto.

## 6 REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ASSOCIAÇÃO NACIONAL DOS FABRICANTES DE VEÍCULOS AUTOMOTORES – ANFAVEA. **Anuário Estatístico da Indústria Automobilística Brasileira**. 2003

ASSOCIAÇÃO BRASILEIRA DE INDÚSTRIA QUÍMICA – ABIQUIM. **Estatísticas da Indústria Química**. [08 nov. 2003]. (<http://www.abiquim.org.br/conteudo.asp?princ=ain&pag=estat>).

BERNDT, E.R. CHRISTENSEN, L.R. **The translog function and the substitution of equipment, structures, and labor in US Manufacturing 1928-68**. *Journal of Econometrics*, p. 81-114, 1973.

GAZETA MERCANTIL. Home Page. **Indicadores Econômicos**. [08 nov 2003]. (<http://www.investnews.net>).

GERDIN, A. **Productivity and economic growth in Kenya agriculture, 1964-1996**. *Agricultural Economics*, v.27, p.7-13, 2002.

HERTEL, T.W. **Applications of Duality and Flexible Functional Forms: The Case of the Multiproduct Firm**. **Purdue: Purdue University, 1984**. Apostila com 45 páginas.

HOMEM DE MELO, F. **Plano Real e agricultura brasileira**. *Revista de Economia Política*, São Paulo, v.19, n.4, p.146-155, 1999.

INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA – IPEA. Séries históricas de preços. [08 nov. 2003]. (<http://www.ipeadata.gov.br>).