

ELASTICIDADES DE SUBSTITUIÇÃO E DE DEMANDA DE FATORES NA AGRICULTURA BRASILEIRA¹

ROBERTO SERPA DIAS² e SERGIO ALBERTO BRANDT³

RESUMO - O presente estudo teve por objetivo estimar elasticidades de substituição e de demanda de terra, trabalho e capital para o setor agropecuário do País. Usaram-se dados censitários agregados a nível de Estado, referentes aos anos de 1969 e 1974, o procedimento iterativo de Zellner e um modelo transcendental logarítmico de custo de produção. Constatou-se que terra e trabalho não são bons complementos, enquanto que capital e trabalho e capital e terra são bons substitutos entre si, em três macro-regiões e no País como um todo.

Termos para indexação: substituição, demanda derivada, agricultura, Brasil, função translog, estimador de Zellner.

'FACTOR SUBSTITUTION AND DEMAND ELASTICITIES IN THE BRAZILIAN AGRICULTURE

ABSTRACT - The objective of the present study is to estimate substitution and demand elasticities of factors demand for the agricultural sector of Brazil. Aggregate cross-section census data (1969 and 1974) were used. A translog cost model was fitted by Zellner iterative procedures. The results indicate that land and labor are strong complements while capital-labor and capital-land are good substitutes in farm production processes.

Index terms: substitution, derived demand, agriculture, Brazil, translog function, Zellner estimator.

INTRODUÇÃO

Uma das conseqüências do processo de inovação tecnológica na agricultura é a mudança nos preços relativos dos fatores. Para que se possa orientar ou prever mudanças no padrão de combinação de fatores é necessário conhecer as possibilidades técnicas de substituição entre os mesmos.

O conhecimento empírico das elasticidades de substituição e demanda de fatores pode ser empregado no esclarecimento de problemas relacionados com desemprego estrutural, subsídios aos insumos e distribuição de renda entre fatores de produção. A pesquisa econômica já realizada no País, sobre problemas de substituição e demanda de fatores na agricultura, baseou-se em modelos de produção

¹ Recebido em 21 de dezembro de 1983.
Aceito para publicação em 03 de abril de 1984.

Baseado na Tese de Mestrado do primeiro autor, que obteve o Prêmio Schuh, no ano de 1983, da Sociedade Brasileira de Economia Rural (Dias, 1982).

² Professor do Departamento de Administração e Economia da Universidade Federal de Viçosa (DAE/CCH/UFV) - CEP 36570 - Viçosa, MG.

³ Professor do Departamento de Economia Rural da Universidade Federal de Viçosa (DER/CCA/UFV) - CEP 36570 - Viçosa, MG.

exageradamente restritivos, como as funções de produção de tipo Cobb-Douglas (CD) e de elasticidade de substituição constante (CES), no que se refere às possibilidades de resolução deles (Sanders, 1973; Seixas & Penna, 1978).

Recentes estudos realizados na Austrália, Colômbia, Índia, Israel, Japão, União Soviética e Estados Unidos, usando modelos analíticos mais flexíveis, como as funções transcendentais logarítmicas (translog), ilustraram a viabilidade de análise mais realista dos problemas de substituição e de demanda de fatores, no setor agropecuário (Binswanger, 1974; Fishelson, 1974; Vincent, 1977; Wyzan, 1981).

Neste estudo, as elasticidades de substituição são obtidas a partir de um modelo translog de custo de produção, ajustado pelo procedimento de Zellner, a dados censitários agregados a nível de Estado, referentes aos anos de 1969 e 1974. Vinte Estados são incluídos no estudo.

Têm-se como objetivo estimar parâmetros de substituição e de demanda derivada de fatores produtivos para o setor agropecuário agregado no País. Especificamente, estimam-se as elasticidades de substituição de Allen-Uzawa e de demanda derivada de terra, trabalho e capital.

METODOLOGIA

Tal como em estudos anteriores realizados no País (Cline, 1970; Sanders, 1973), pressupõe-se que, para o setor agropecuário dos vinte Estados incluídos no estudo, existe uma metafunção de produção duplamente diferenciável que relaciona produção (q) aos serviços dos fatores terra (x_t), trabalho (x_m) e capital (x_k):

$$q = \Phi(x_t, x_m, x_k) \quad (1)$$

Supõe-se também que, para dado nível de produção esperada, a empresa agropecuária combine fatores de modo a minimizar custos totais.

O dual desta função de produção duplamente diferenciável, que apresenta retornos constantes à escala e mudança técnica Hicks-neutra, é uma função de custo duplamente diferenciável, que pode ser expressa da seguinte forma:

$$c = \phi(q, p_t, p_m, p_k) \quad (2)$$

na qual p_t , p_m e p_k são os preços dos fatores respectivos, e c é o custo total de produção.

A vantagem operacional de (2) é a de que certas características da função de produção (1), especificamente as suas elasticidades de substituição de fatores, podem ser determinadas a partir da análise desta função dual de custo (2).

A forma translog da equação (2) é expressa do seguinte modo:

$$\ln c = \alpha_0 + \alpha_q \ln q + \sum_i \gamma_{qi} \ln q \ln p_i + \sum_i \gamma_i \ln p_i + \frac{1}{2} \sum_i \sum_j \gamma_{ij} \ln p_i \ln p_j + \frac{1}{2} \gamma_{qq} (\ln q)^2 \quad (3)$$

na qual q é um escalar de produção; α_i , α_q , γ_{qi} , γ_i e γ_{ij} são parâmetros estruturais da função de custo; e \ln indica logaritmo natural.

A condição da simetria ($\gamma_{ij} = \gamma_{ji}$) é imposta incondicionalmente. Além disso, impõe-se a condição de homogeneidade em preços dos fatores:

$$\sum_i \gamma_i = 1 \quad ; \quad e \quad (4)$$

$$\sum_i \gamma_{qi} = \sum_i \gamma_{ij} = \sum_j \gamma_{ij} = \sum_i \sum_j \gamma_{ij} = 0 \quad (5)$$

nas quais $i, j = t, m, k$, indicam fluxos de serviços de terra, trabalho e capital, respectivamente (Binswanger, 1974).

A função custo pode ser estimada diretamente ou em suas primeiras derivadas:

$$d \ln c / d \ln p_i = s_i \quad (6)$$

onde s_i é a parcela de custo do i -ésimo fator. A função translog de custo (3) dá origem às equações de parcela de custo:

$$s_i = \gamma_i + \gamma_{qi} \ln q + \sum_j \gamma_{ij} \ln p_j \quad ; \quad i, j = t, m, k \quad (7)$$

Na estimativa de modelos de produção e de custo, uma das premissas usuais é a de que a função de produção subjacente pertence a uma classe restritiva que satisfaz, *a priori*, as restrições de monotonicidade positiva e de quase concavidade em preços dos fatores.

Ao aplicar-se a relação (3) deseja-se uma forma funcional que envolva poucas restrições, *a priori*, sobre os parâmetros. A função transcendental logarítmica (translog) difundida por Christensen, Jorgenson e Lau (1971), permite esta generalidade, uma vez que não impõe nenhuma restrição sobre as elasticidades parciais de substituição de Allen-Uzawa e pode ser interpretada como uma aproximação de segunda ordem de qualquer função de custo duplamente diferenciável.

A função translog de custo é não homotética e não homogênea. Nota-se que, numa função homotética de custo, as curvas de custo, no espaço de preços de fato-

res, exibem deslocamentos não proporcionais, na medida em que varia o nível de produção. Por outro lado, para uma função de custo homogênea, as curvas de custo, no espaço de preços de fatores, exibem deslocamentos proporcionais, na medida em que varia o nível de produção. A condição de homoteticidade pode ser imposta por meio da restrição:

$$\gamma_{qi} = 0 \quad ; \quad i = t, m, k \quad (8)$$

e a condição de homogeneidade pode ser imposta por meio da restrição:

$$\gamma_{qq} = 0 \quad (9)$$

Poder-se-ia, além disso, impor a condição de elasticidades de substituição unitárias, fazendo com que:

$$\gamma_{ij} = 0 \quad ; \quad i, j = t, m, k \quad (10)$$

caso em que a função translog se reduziria à forma CD.

As elasticidades implícitas em (3) e que tem maior interesse para política são as elasticidades de substituição de Allen-Uzawa e as elasticidades-preço e cruzadas de demanda derivada de insumos. Griffin & Gregory (1976), demonstram que as elasticidades de substituição (σ_{ii} e σ_{ij}) podem ser calculadas do seguinte modo:

$$\sigma_{ii} = \frac{\gamma_{ii} + s_i^2 - s_i}{s_i^2} \quad ; \quad i = t, m, k \quad (11)$$

$$\sigma_{ij} = \frac{\gamma_{ij} + s_i s_j}{s_i s_j} \quad ; \quad i = t, m, k \quad (12)$$

Nota-se que as elasticidades de substituição (σ_{ii}) têm pouco significado econômico, exceto naquilo que devem obedecer à restrição $\sum s_j \sigma_{ij} = 0$.

Binswanger (1974), por sua vez, demonstra que as elasticidades de demanda de fatores (η_{ii} e η_{ij}) podem ser calculadas do seguinte modo:

$$\eta_{ii} = \frac{\gamma_{ii}}{s_i} + s_i - 1 \quad ; \quad i = t, m, k \quad (13)$$

$$\eta_{ij} = \frac{\gamma_{ij}}{s_i} + s_j \quad ; \quad i, j = t, m, k \quad (14)$$

Visto que os termos erro de (7) são contemporaneamente correlacionados, o emprego do método de mínimos quadrados ordinários (MQO) daria origem a estimativas não eficientes de seus parâmetros. Neste caso utiliza-se o procedimento iterativo de Zellner (1962), para estimação de parâmetros de equações aparentemente não relacionadas (EANR). Este procedimento converge a estimativas de máxima verossimilhança e exige que uma das três equações de parcela de custo seja eliminada do sistema, a fim de se obter não singularidade na matriz de variância-covariância dos termos de erro (Zellner, 1962).

Estima-se a forma não-homotética da função translog, composta pelas relações (3) e (7). Omite-se a equação de parcela de custo de capital (s_k), a fim de permitir a estimação desse modelo, uma vez que (p_k) é o preço de fator cujo cômputo é mais problemático.

Os dados básicos usados na pesquisa são obtidos do censos agropecuários de 1970 e 1975 (Fundação Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística - FIBGE, 1973; 1978). As unidades amostrais são os Estados da Federação. São excluídos da análise todos os territórios federais e o Estado do Acre. Restam, portanto, vinte observações, por ano incluído no estudo. Os dados básicos de custo, valor de produção e preços de fatores são corrigidos para variações no poder aquisitivo do dinheiro, usando-se o índice geral de preços (n^o 2) da Fundação Getúlio Vargas, com base modificada para 1980 = 100 (FGV, 1981).

RESULTADOS E DISCUSSÃO

Os resultados obtidos indicam que os usos relativos de terra e capital são diretamente relacionados com o nível de produção e que o uso relativo de trabalho é inversamente relacionado com esta variável.

A evidência empírica obtida leva a rejeitar as especificações CD ($\sigma_{ij} = 1$), CES ($\sigma_{ij} = \text{constante}$) e Leontief ($\sigma_{ij} = 0$) como representações adequadas da estrutura produtiva da agropecuária brasileira e mostra que o modelo VES é exageradamente restritivo, devendo ser abandonado, como instrumento explicativo daquelas relações de produção e de uso de fatores.

Os valores das elasticidades Allen-Uzawa de substituição entre fatores produtivos, obtidos na presente pesquisa, são relativamente elevados e indicam as intensidades alternativas em que os pares de fatores podem ser utilizados. Em geral e nas médias de parcelas, calculadas para o País como todo, as elasticidades de substituição foram positivas e maiores que a unidade, para capital/terra e capital/trabalho, e relativamente altas e negativas, para terra/trabalho. Isto evidencia que, em termos agregados e para o País como um todo, capital é um bem substituto de terra e de trabalho e que trabalho é relativamente bom complemento da terra. Medida gros-

seira de significância estatística indica que as elasticidades de substituição são "significativamente" diferentes de zero, mostrando que mudanças nos preços relativos dos fatores tendem a afetar, de modo substancial, os níveis de emprego dos referidos fatores. Menores preços relativos de capital estariam provocando expansão do uso deste fator e, também, provocando menor utilização de terra e de trabalho agrícola. Por outro lado, maiores preços relativos de trabalho (terra) estariam resultando não apenas em menores níveis de uso de trabalho (terra), no setor agropecuário, mas também restringindo o uso de terra (trabalho) agrícola.

As elasticidades-preço de demanda de fatores produtivos, estimadas nessa pesquisa, são sempre negativas, estatisticamente "significantes" e apresentam valores absolutos menores que a unidade. As elasticidades-preço estimadas de demanda de fatores indicam que variações ou mudanças nos preços reais destes fatores afetam, de modo substancial, menos que proporcional e inverso, o nível deles. Assim, maiores preços reais de trabalho agrícola provocam menores níveis de uso deste fator, mas resultam em acréscimos menos que proporcionais na conta de trabalho. Resultados correspondentes são esperados, em termos de níveis de uso e de dispêndio com os outros fatores, como decorrência de acréscimos nos preços reais de terra e de capital agrícola.

As elasticidades-cruzadas de demanda de fatores produtivos, estimadas nesta pesquisa, são geralmente baixas, com valores absolutos menores que a unidade, mas em geral, "estatisticamente" diferentes de zero. Estes resultados mostram que mudanças nos preços relativos de dado fator afetam em muito o uso dos outros fatores. Os sinais das elasticidades-cruzadas confirmam, como era de esperar, as conclusões obtidas na análise de substituição, indicando que capital é bom substituto de terra e trabalho e que terra e trabalho são fatores complementares, no processo de produção agropecuária do País.

TABELA 1. Estimativas translog de parâmetros das equações de parcela de fatores de produção agrícola, Brasil, 1969-74^a

Variável dependente (s _i)	Intercepto	Variável explicativa ^b				"R ² "
		q	P _t	P _m	P _k	
s _t	0,17788	0,01089 (0,01965) [0,55417]	0,07861 (0,01711) [4,59514]	-0,09858 (0,04146) [0,78685]	0,01997 ^d (0,06105) [0,41907]	0,71
s _m	0,21633	-0,02416 (0,02159) [1,11911]	-0,09858 (0,01846) [5,34122]	0,05336 (0,04339) [1,22970]	0,04522 (0,04548) [0,87030]	0,80
s _k ^c	0,060579	0,01327 (0,00696) [3,98712]	0,01997 ^d (0,00633) [3,14756]	0,04522 (0,01892) [2,75512]	-0,06519 (0,02519) [1,70945]	0,58

Fonte: FIBGE, 1973; FIBGE, 1978; FGV, 1981.

- (a) Onde q, t, m e k indicam produção, preço de serviços de terra, preço de serviço de trabalho e preço de uso de capital, respectivamente; "erros-padrão" entre parêntesis; estatísticas t de Student entre colchetes; "R²" indica correlação entre valores observados e estimados da variável dependente, ao quadrado; e s_i indica parcela do fator i.
- (b) Restrições paramétricas impostas: $\sum_{i=1} \gamma_i = 1$; $\sum_{j=1} \gamma_{ij} = 0$; $\gamma_{ij} = \gamma_{ji}$; $\sum \gamma_{qi} = 0$, para todos i, j.
- (c) Estimativas implícitas obtidas pela restrição de homogeneidade. Os erros-padrão, para estes parâmetros, foram obtidos por meio de estimação do sistema de equações gerado pela omissão da equação de terra, em vez da equação de capital.
- (d) Erro-padrão e estatística t de Student obtidos por estimação do sistema de equações gerado pela omissão da equação de trabalho, em vez da equação de capital.

TABELA 2. Estimativas translog de elasticidade de substituição de Allen-Uzawa na Agricultura, Brasil, 1969-74^a

σ_{ij}	Região ^b			Agregado
	Norte	Nordeste	Centro-Sul	
σ_{tm}	-0,6318 (0,3055)	-0,5179 (0,2842)	-1,7958 (0,5234)	-0,4358 (0,2722)
σ_{tk}	1,3441 (1,0519)	1,2124 (0,6492)	1,1024 (0,3129)	1,1722 (0,5266)
σ_{mk}	1,2431 (0,2445)	1,2912 (0,2929)	1,8510 (0,8559)	1,3385 (0,3405)
σ_{tt}	-2,1133 (0,9076)	-2,0438 (0,4351)	-1,1721 (0,1322)	-1,7864 (0,2907)
σ_{mm}	-0,9971 (0,2241)	-1,5559 (0,4045)	-3,6481 (4,5179)	-1,8948 (0,5554)
σ_{kk}	-1,7306 (0,1410)	-1,3987 (0,1120)	-1,0661 (0,0857)	-1,3779 (0,1103)

Fontes: FIBGE, 1973; FIBGE, 1978; FGV, 1981.

(a) Onde t, m e k indicam terra, trabalho e capital, respectivamente. "Erros-padrão" entre parêntesis.

(b) A "Região-Norte" engloba os Estados de Amazonas, Pará, Mato Grosso e Goiás; a "Região Nordeste" inclui os Estados do Maranhão, Piauí, Ceará, Rio Grande do Norte, Paraíba, Pernambuco, Alagoas, Sergipe e Bahia; e a "Região Centro-Sul" abrange os Estados do Espírito Santo, Minas Gerais, Rio de Janeiro, São Paulo, Paraná, Santa Catarina e Rio Grande do Sul.

TABELA 3. Estimativas translog de elasticidades-preço e cruzadas de demanda de fatores na agricultura, Brasil, 1969-74^a

η_{ij}	Região ^b			Agregado
	Norte	Nordeste	Centro-Sul	
η_{tt}	-0,2902 (0,1246)	-0,4053 (0,0863)	-0,4217 (0,0476)	-0,4334 (0,0705)
η_{mm}	-0,4387 (0,0986)	-0,5096 (0,1325)	-0,3575 (0,4428)	-0,5296 (0,1552)
η_{kk}	-0,7315 (0,0596)	-0,6633 (0,0531)	-0,5780 (0,0465)	-0,6585 (0,0527)
η_{tm}	-0,2780 (0,3020)	-0,1696 (0,2091)	-0,1760 (0,1152)	-0,1268 (0,1709)
η_{tk}	0,5682 (0,4446)	0,5749 (0,3079)	0,5977 (0,1697)	0,5602 (0,2516)
η_{mt}	-0,0867 (0,0420)	-0,1983 (0,0564)	-0,6461 (0,1884)	-0,1101 (0,0660)
η_{mk}	0,5255 (0,1034)	-0,2456 (0,1389)	1,0036 (0,4641)	0,6397 (0,1627)
η_{kt}	0,1845 (0,0150)	0,2404 (0,0133)	0,3966 (0,0117)	0,2844 (0,0132)
η_{km}	0,5470 (0,0448)	0,4229 (0,0399)	0,1814 (0,0349)	0,3741 (0,0396)

Fontes: FIBGE, 1973; FIBGE, 1978; FGV, 1981.

(a) Onde t, m e k indicam terra, trabalho e capital, respectivamente. "Erros-padrão" entre parêntesis, abaixo das elasticidades de demanda.

(b) A "Região-Norte" engloba os Estados do Amazonas, Pará, Mato Grosso e Goiás; a "Região Nordeste" inclui os Estados do Maranhão, Piauí, Ceará, Rio Grande do Norte, Paraíba, Pernambuco, Alagoas, Sergipe e Bahia; e a "Região Centro-Sul" abrange os Estados do Espírito Santo, Minas Gerais, Rio de Janeiro, São Paulo, Paraná e Rio Grande do Sul.

REFERÊNCIAS

- BINSWANGER, H. P. A cost function approach to the measurement of factor demand and elasticities of substitution. *Am. J. Agri. Econ.*, Lexington, 56(2):377-83, 1974.
- CHRISTENSEN, L. R.; JORGENSON, D. W.; LAU, L. J. Conjugate duality and the transcendental logarithmic function. *Econometrica*, Bristol, 39(4):225-6, 1971.
- . Transcendental logarithmic production frontiers. *Rev. Econ. Stat.*, Cambridge, 55(1):28-45, 1973.
- CLINE, W. R. *Economic consequences of a land reform in Brazil*. Amsterdam, North Holland, s. ed., 1970. 213p.
- DIAS, R. S. *Elasticidades de substituição e de demanda de fatores na agricultura brasileira*. Viçosa, U. F. V., 1982. 55p. Tese Mestrado.
- FISHELSON, G. Relationships of labor and capital in agriculture: a sub-arid area, Israel, 1952-1969. *Rev. Econ. Stat.*, Cambridge, 56(3):348-52, 1974.
- FUNDAÇÃO GETÚLIO VARGAS. *Conj. Econ.*, Rio de Janeiro, v. 33, n. 11, 1981. Suplemento.
- FUNDAÇÃO INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. *Censo Agropecuário 1970*. Rio de Janeiro, CNE, 1973. 20 Vols.
- . *Censo Agropecuário 1975*. Rio de Janeiro, CNE, 1978. 20 Vols.
- GRIFFIN, J. M. & GREGORY, P. A. A intercountry translog model of energy substitution response. *Am. Econ. Rev.*, Providence, 66(5):845-57, 1976.
- LIANOS, T. P. The relative share of labor in the United States agriculture, 1949 to 1968. *Am. J. Agri. Econ.*, Lexington, 53(3):411-22, 1971.
- SANDERS, J. *The economics of agricultural mechanization in Brazil*. Minneapolis, University of Minnesota, 1973. 264p. Tese Ph. D.
- SEIXAS NETO, A. & PENA, J. A. O processo de mudança tecnológica na agricultura paulista. *Revista de Economia Rural*, Brasília, 16(1):71-88, 1978.
- VINCENT, D. F. Factor substitution in Australian agriculture. *Aust. J. Agri. Econ.*, Sidney, 21(2):119-29, 1977.
- WYZAN, M. L. Empirical analysis of Soviet agricultural production and policy. *Am. J. Agri. Econ.*, Lexington, 63(3):475-83, 1981.
- ZELLNER, A. An efficient method of estimating seemingly unrelated equations and tests for aggregation bias. *J. Am. Stat. Assoc.*, Washington, D. C., 57(2):348-68, 1962.