

# A AGRICULTURA E O CASO MAIS GERAL DAS FUNÇÕES DE PRODUÇÃO CES NÃO-HOMOTÉTICAS<sup>1</sup>

SERGIO A. BRANDT<sup>2</sup>, FRANCISCO E. DE OLIVEIRA<sup>3</sup> e ANTONIO ZAKUR<sup>4</sup>

**RESUMO** – Neste estudo, usa-se um modelo de Sato modificado para estimar não-homoteticidade e viés tecnológico na classe de funções CES não homotéticas. Aplica-se o modelo a dados de cortes seccionais (1970-75-80) referentes ao Brasil. Verifica-se a ocorrência de não-homoteticidade positiva (maior intensidade do capital para maiores volumes de produto, dadas as razões de preços de fatores). Uma vez considerada a não-homoteticidade, indica-se que o viés tecnológico é poupador de trabalho. O grau de desigualdade na distribuição da posse da terra também está diretamente relacionado com a intensidade de capital.

**Termos para indexação:** não-homoteticidade, viés tecnológico, agricultura, Brasil.

## AGRICULTURE AND THE MOST GENERAL CASE OF NON-HOMOTHETIC CES PRODUCTION FUNCTIONS

**ABSTRACT** – This paper uses a modified Sato model to estimate nonhomotheticity and technological bias within the class of non-homothetic CES production functions. The model is applied to cross-section census (1970-75-80) data referring to Brazil. Positive non-homotheticity (higher capital intensity for larger output levels, given factor input price ratios) is found. Once nonhomotheticity is accounted for, technological bias is labor saving. The degree of inequality in land ownership is also directly related to capital intensity.

**Index Terms:** nonhomotheticity, technological bias, farm sector, Brazil.

## INTRODUÇÃO

A função de produção não-homotética é de especial interesse para o estudo de economias agrícolas em desenvolvimento, uma vez que a evidência empírica tem mostrado que a intensidade de capital (trabalho) varia diretamente (inversamente) com o volume de produção agrícola. Na medida em que a produção é não-homotética, para dadas razões de preços de fatores, acréscimos no produto tendem a provocar acréscimos na razão de uso dos insumos, ou na intensidade de capital.

A modelagem adequada do progresso tecnológico, especialmente no que diz respeito ao viés tecnológico, é de grande importância no delineamento das equações estimativas de produção não-homotética, uma vez que o viés tecnológico pode ser inadequadamente mensurado como se fosse não-homoteticidade. Por outro lado, caso não se considere explicitamente a não-homoteticidade, sua presença tende a ser, incorretamente, atribuída ao viés tecnológico (Sato 1975, 1977).

Tanto o viés tecnológico, como a não-homoteticidade, podem ser analisados, dentro do contexto de uma classe geral de funções CES não-homotéticas, recentemente desenvolvida e estimada por Sato, que inclui a função de produção CES ho-

<sup>1</sup> Recebido em 22 de abril de 1987.

Aceito para publicação em 31 de maio de 1988.

Trabalho realizado, em parte, com recursos do CNPq.

<sup>2</sup> Eng<sup>o</sup> Agr<sup>o</sup>, Ph.D., Professor-Titular, UFV. 36570 Viçosa, MG.

<sup>3</sup> Acadêmico, Engenharia de Alimentos, UFV.

<sup>4</sup> Economista, M.S., Pesquisador do CNPq Av. Mal. Câmara, 314, s. 37, 20025 Rio de Janeiro, RJ.

motética desenvolvida por Arrow *et al.* (1961) como caso especial. Estudos anteriores sobre a estrutura tecnológica da produção agrícola brasileira, utilizando a função de produção CES, não consideraram este problema (Scandizzo & Barbosa 1977; Seixas & Penna 1978).

Diversas teorias de desenvolvimento econômico sugerem que a estrutura fundiária ou, mais especificamente, o grau de desigualdade da posse da terra está diretamente associado à intensidade de capital na agricultura (Rao 1986). A omissão desta variável, na modelagem da tecnologia de produção agrícola, pode gerar problemas econométricos sérios, decorrentes do chamado viés de especificação.

No presente trabalho, expande-se a proposição original (modelo III) de Sato (1977), de modo a incluir o índice de entropia da distribuição de posse da terra como deslocador da função de produção não-homotética e de sua subjacente equação estimativa ou função da taxa marginal de substituição. Tal como sugerido por Sato (1977), usam-se dados de cortes seccionais para identificação do parâmetro não-homotético.

### MODELO E PROCEDIMENTO ECONOMÉTRICO

Usa-se o modelo mais geral da função de produção CES não-homotética proposto por Sato (modelo III), que é do tipo CES não-homotética e iso-TMS, com um parâmetro constante de não-homoteticidade. A função de progresso técnico deste modelo é do tipo Hicks-neutra ou do tipo fator-aumentativo. A função estimativa da taxa marginal de substituição subjacente a este modelo, após adição da variável de desigualdade fundiária ( $d$ ), é a seguinte:

$$\ln k = \alpha_1 + \alpha_2 \ln w + \alpha_3 \ln y + \alpha_4 t + \alpha_5 d + u \quad (1)$$

onde  $\alpha_1$  = parâmetro de distribuição;  $\alpha_2 = \sigma$  = elasticidade de substituição;  $\alpha_3 = \delta/(1+p)$  = parâmetro de não-homoteticidade;  $\alpha_4 = (\epsilon_1 - \epsilon_2 - \delta\epsilon\sigma)$  = parâmetro de progresso técnico;  $\alpha_5$  = parâmetro (do efeito) de desigualdade;  $k = K/L$  = intensidade de capital;  $w = p_1/p_k$  = razão de preços de fatores;  $y$  = nível de produto;  $t$  = tendência ou tempo;  $d$  = índice de entropia da distribuição da posse da terra;  $u$  = termo de erro estocástico,  $\sim$  NID, com expectativa igual a zero e variância finita.

O emprego de dados de três cortes seccionais (censos) contorna o chamado problema de Marschak-Andrews, que ocorreria se todas as firmas confrontassem razões de preços idênticas, concentrando-se as observações em torno de dado pontão, ou faixa estreita, sobre as isoquantas de produção. Os dados usados se referem aos censos agropecuários de 1970, 1975 e 1980 (Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística 1973, 1978, 1983).

As variáveis incluídas no modelo são medidas do seguinte modo:  $K$  = estoque de tratores agrícolas, expresso em milhares de unidades;  $L$  = estoque de trabalho agrícola, expresso em milhões de equivalentes-homem;  $y$  = valor total da produção agropecuária, expresso em milhões de cruzeiros de março de 1985 (Base: 1985-III=100);  $p_1$  = preço dos serviços do trabalho agrícola, expresso em milhares de cruzeiros de março de 1985, por equivalente-homem;  $p_k$  = juros e taxas pagos por empréstimos bancários à agropecuária, expressos em cruzeiros, por unidade monetária,

por ano;  $t$  = tendência ou tempo, sendo que  $t$  assume valor igual a 70, no ano de 1970;  $t$  igual a 75, para as observações referentes ao ano de 1975; e  $t = 80$  para as observações do censo de 1980; e  $d$  é o índice de entropia da desigualdade da distribuição fundiária, calculado de acordo com Hoffmann (1983).

A equação (1) é ajustada por mínimos quadrados ordinários, sob as pressuposições usuais deste método (Intrilligator 1978). A taxa de automação do setor agrícola do país é calculada de acordo com o procedimento de Kotowitz (1968):

$$\partial \ln k / \partial t = (\text{antiln } \alpha_4 - 1) \quad (2)$$

isto é, a taxa de variação temporal na intensidade de capital, decorrente do progresso técnico, dada a razão de preços de fatores, a nível de produto e concentração fundiária.

### RESULTADOS E DISCUSSÃO

A equação empírica estimada é a seguinte:

$$\ln \hat{k} = -1,4531 + 0,2342 \ln w + 0,6572 \ln y + 0,0371 t + 1,7290 d$$

(1,416)                      (4,563)                      (1,001)                      (5,055)

$$\bar{R}^2 = 0,530 \quad F_{(4;55 \text{ g.l.})} = 15,483$$

Seus resultados apóiam a hipótese de não-homoteticidade. O parâmetro  $\alpha_3$  é positivo e significativo, ao nível 0,001 de probabilidade (teste bilateral). A hipótese de que a elasticidade de substituição entre capital e trabalho não é significativamente diferente da unidade, também é rejeitada. O parâmetro  $\alpha_2$ , que é o coeficiente de regressão parcial do logaritmo da razão de preços de fatores e corresponde à elasticidade de substituição, é significativo ao nível 0,10 de probabilidade (teste unilateral).

Estimativas anteriores da elasticidade de substituição entre capital e trabalho na agricultura brasileira, usando função de custo de forma translog, indicaram valores de  $\sigma$  variando entre 1,24 e 1,85 (Dias *et al.* 1982; Brandt *et al.* 1984). Isto é coerente com o argumento de Sato (1977), o qual indica que as elasticidades de substituição tendem ser mais baixas, após consideração explícita da não-homoteticidade, o que pode ser atribuído à decomposição entre efeitos puros de substituição e de expansão.

O viés tecnológico é positivo e significativo, apenas ao nível 0,40 de probabilidade. Contudo, o estimador ( $\hat{\alpha}_4$ ) é ainda maior que o respectivo erro padrão. Em determinadas circunstâncias, este fato tem sido aceito, ainda que de modo grosseiro, como evidência de significância estatística, em trabalhos econômicos. Sob esta ressalva, aceita-se a indicação de que o viés tecnológico é poupador de trabalho. A taxa de automação calculada indica que a razão capital-trabalho cresceu segundo taxa geométrica média de 3,78% ao ano, no Brasil, em decorrência de mudanças nas produtividades do trabalho e do capital, na década de 1970. Conquanto não se possa concluir que a tecnologia agrícola não seja apropriada à situação e abundância de trabalho, os resultados obtidos sugerem que os produtores rurais vêm escolhendo uma tecnologia menos ajustável à abundância de trabalho. De qualquer modo, destaca-se

o fato de que, se a não-homoteticidade não fosse considerada, a elevação na intensidade de capital poderia ser total e erroneamente atribuída à adoção inadequada de tecnologia poupadora de trabalho.

O coeficiente de regressão parcial da variável  $d$  indica que o efeito da desigualdade da distribuição fundiária é positivo, como esperado, e significativo ao nível 0,001 de probabilidade (teste bilateral). Tal como sugerido pela escola neomarxista e estruturalista, a relação entre concentração fundiária e intensidade de capital, na agricultura, é de natureza direta (Rao, 1986). Na verdade, na presente análise, a desigualdade da distribuição da posse de terra parece ser a mais importante (maior coeficiente de regressão parcial padronizado) dentre as variáveis explicativas, incluídas no modelo. A segunda variável mais importante, nos mesmos termos, é a indicadora de nível de produto ( $y$ ).

### CONCLUSÕES

Na medida em que o desenvolvimento de tecnologias da produção apropriadas significasse baixa intensidade de capital, não seriam os preços relativos dos fatores, fortemente distorcidos pelas políticas de crédito subsidiado e de extensão dos benefícios sociais (por exemplo, salário mínimo) aos trabalhadores rurais, nem tampouco as escolhas tecnológicas, que constituiriam os principais obstáculos. Aparentemente, o próprio crescimento (do produto) agrícola e a crescente desigualdade da posse da terra representariam os mais destacados obstáculos a este processo.

### REFERÊNCIAS

- ARROW, K. J.; CHENERY, H. B.; MINHAS, B. S.; SOLOW, R. M., Capital labor substitution and economic efficiency, *Rev. Econ. Stat.*, **33**(3):225-50, 1961.
- BRANDT, S. A.; OLIVEIRA, J. A. S.; LEMOS, J. J. S. Estimadores de cume de função translog de produção agrícola: evidência adicional e inferências para política, *Rev. Econom.* **4**(1):111-21, 1984.
- FUNDAÇÃO GETÚLIO VARGAS, Rio de Janeiro, RJ. 1986. *Conj. Econ.*, **33**(3): p. diversas.
- INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA, Rio de Janeiro, RJ. *Censo agropecuária de 1970*. Rio de Janeiro, CNE, 1973. 20v.
- INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA, Rio de Janeiro, RJ. *Censo agropecuário de 1975*. Rio de Janeiro, CNE, 1978. 20v.
- INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA, Rio de Janeiro, RJ. *Censo agropecuário de 1980*. Rio de Janeiro, CNE, 1983. 20v.
- DIAS, R. S.; BRANDT, S. A.; FONTES, R. M. O. Modelo translog de substituição de fatores na agricultura brasileira, In: ENCONTRO BRASILEIRO DE ECONOMETRIA 4, Águas de São Pedro, SBE, *Anais*. 1982. p.187-201.
- HOFFMANN, R. Distribuição da renda no Brasil, em 1980, por unidades da Federação, *Rev. Econ. Polít.*, **3**(1):31-41, 1983.
- INTRILLIGATOR, M. D. *Econometric models, techniques, and applications*. Englewood Cliffs, Prentice-Hall, 1978. 683p.

- KOTOWITZ, Y. On the estimation of a non-neutral CES production functions. **Can. Econ.**, **1**(2):429-39, 1986.
- RAO, J. M. Agriculture in recent development theory. **J. Develop. Econ.**, **22** (1):41-86, 1986.
- SATO, R. The most general class of CES functions. **Econometric** **43** (3):999-1003, 1975.
- SATO, R. Homothetic and non-homothetic CES production functions. **Am. Econ. Rev.**, **67** (4):357-69, 1977.
- SCANDIZZO, P. L. & BARBOSA, T., 1977. Substituição e produtividade de insumos agrícola no Nordeste do Brasil. **Pesq. Planej. Econ.**, **7** (3):367-404, 1977.
- SEIXAS, A. & PENNA, J. A. O processo de mudança tecnológica na agricultura paulista. **Rev. Econ. rural**, **16** (1):71-88, 1978.