

RETORNOS À ESCALA E ELASTICIDADES DE SUBSTITUIÇÃO NA AGRICULTURA BRASILEIRA: UMA FUNÇÃO DE PRODUÇÃO TRANSLOG¹

ROBERTO SERPA DIAS², SERGIO ALBERTO BRANDT³, LUIZ CARLOS TAKAO YAMAGUCHI⁴ e JOSÉ DE JESUS SOUSA LEMOS⁵

RESUMO - Ajusta-se uma função de produção a dados dos censos agropecuários (1970-75) por meio de novos procedimentos de regressão de cume - *Ridge*. Os resultados indicam que: (a) as especificações CD, CES e Leontief deveriam ser rejeitadas, como representações apropriadas da estrutura da tecnologia agrícola; (b) indicam-se retornos constantes à escala para empresas de tamanho médio, e retornos crescentes para empresas de tamanho grande; e (c) não há evidência suficiente para se rejeitar a hipótese usual de elasticidade de substituição unitária entre trabalho e capital. As outras elasticidades de substituição também são altas e positivas. Inferências para políticas agrícolas são desenvolvidas com base nestes resultados.

Termos para indexação: modelo translog, função de produção, agricultura, retornos à escala, elasticidade de substituição.

RETURNS TO SCALE AND SUBSTITUTION ELASTICITIES IN BRAZILIAN AGRICULTURE: A TRANSLOG PRODUCTION FUNCTION

ABSTRACT - A translog production function is fitted to farm census (1970-75) data by new ridge regression procedures. The results indicate that: (a) CD, CES and Leontief specifications would be rejected as appropriate representations of the structure of farm technology; (b) constant returns to scale are indicated for average size farms, and increasing returns to scale for large size farms; (c) there is not enough evidence to reject the usual hypothesis of unitary elasticity of substitution between labor and capital. Other elasticities of substitution are also high and positive. Implications for farm policy are drawn on those results.

Index terms: translog model, production function, agriculture, returns to scale, substitution, Brazil.

IMPORTÂNCIA E OBJETIVOS

No presente trabalho reexamina-se a tecnologia de produção da agricultura brasileira. Em dois estudos anteriores (Lemos *et alii*, 1983 e Dias, Brandt e Fontes, 1982) a tecnologia agrícola foi examinada por meio de funções de produção (FP) e de custo (FC) de forma funcional flexível (translog). Num destes estudos (FP) estimam-se elasticidades parciais de produção e retornos à escala e noutro (FC)

¹ Recebido em 20 de dezembro de 1984.

Aceito para publicação em 26 de novembro de 1985.

² Economista, M.S., Professor Assistente da UFV (DAE/CCH/UFV) - CEP 36570 - Viçosa, MG.

³ Eng^o Agr^o, Ph.D., Professor Titular da UFV (DER/CCA/UFV) - CEP 36570 - Viçosa, MG.

⁴ Eng^o Agr^o, M.S., Pesquisador da EMBRAPA (DER/CCA/UFV) - CEP 36570 - Viçosa, MG.

⁵ Eng^o Agr^o, D.S., Professor Adjunto da UFC (DER/UFV) - Campus do Pici - CEP 60000 - Fortaleza, CE.

obtêm-se elasticidades de substituição entre fatores. No primeiro caso, os parâmetros da FP translog foram obtidos diretamente, por meio do estimador de cume (*ridge regressor*) e, no segundo caso, os parâmetros de substituição foram obtidos indiretamente, dos estimadores de Zellner (MIZ) de um sistema de equações de parcela de custo derivadas da FC.

Tal como demonstrado por Burgess (1973) pode-se obter elasticidades de substituição significativamente diferentes, caso se escolha a FP translog, em vez da FC translog, visto que as duas não são auto-duais. Além disso, o emprego de estimadores de cume permite contornar o problema de multicolinearidade, ainda encontrado na estimação de parâmetros das equações de parcela estimadas por MQO ou MIZ, nas quais sinais implausíveis ou pouco plausíveis podem ser atribuídos a altas correlações entre variáveis explicativas.

O objetivo do presente é o de obter estimadores de cume dos parâmetros de uma função translog de produção para o setor agrícola do País e, destes parâmetros, calcular elasticidades de substituição entre fatores básicos de produção. Os resultados obtidos são comparados com os anteriormente publicados por Dias, Brandt e Fontes (1982) e inferências para política agrícola são então delineadas.

METODOLOGIA

A forma funcional translog, popularizada por Griliches & Ringstad (1971), Sargan (1971) e Christensen, Jorgenson e Lau (1971), é uma aproximação quadrática de qualquer função contínua, dando margem à maioria dos tipos de efeitos conjuntos. Para forma ainda mais abrangente, ver El Badawi, Gallant e Souza (1983) e Souza (1985).

A seguinte FP translog é ajustada a dados de cortes seccionais agregados dos censos agropecuários (1970 e 1975):

$$\ln q = \alpha_0 + \sum_i \alpha_i \ln x_i + 1/2 \sum_i \sum_j \gamma_{ij} \ln x_i \ln x_j + \delta n \quad (1)$$

onde $i, j = t, \ell, k$; q é o produto; x_i são os fatores de produção (terra, trabalho e capital); n é uma variável de tendência (para 1970, $n = 0$; e para 1975, $n = 1$); e impondo-se a restrição $\gamma_{ij} = \gamma_{ji}$.

Limitações dos dados censitários restringem especificações mais apropriadas das variáveis. A terra é medida em termos de estoque e não se faz qualquer tratamento dos dados, a fim de contornar, por exemplo, problemas decorrentes de variações interestaduais na qualidade deste fator. O trabalho é medido em termos de fluxo, englobando os serviços da mão-de-obra familiar e assalariada. Também neste caso não foi possível fazer-se os ajustamentos desejáveis para contornar os problemas decorrentes de variações na intensidade de uso e na qualificação da força de trabalho. O fator capital é, usualmente, aquele em que se enfrenta maior número de problemas de mensuração, em estudos da economia agrícola. Este estudo não é

exceção à regra. O fluxo de serviços de capital fixo e variável engloba despesas de custeio da produção e juros e depreciação do capital fixo. Maiores detalhes sobre as especificações das variáveis são encontrados em Dias, Brandt e Fontes (1982) e Lemos *et alii* (1983). Em resumo, a terra é medida em 10^6 hectares; o trabalho é expresso em 10^6 EH; e os fluxos de capital e de produto são medidos em Cr\$ 10^6 de 1980, por ano. A unidade de observação é o estado da federação, retendo-se 20 observações por corte seccional (FIBGE, 1973, 1978; Conjuntura Econômica, 1981).

A especificação translog é escolhida em relação à forma flexível de Tourrier, em virtude da limitação de graus ou liberdade, e também por ser superior tanto à Cobb-Douglas (Bernstein & Deans, 1977 e Tollini, 1983) como à CES (Scandizzo & Barbosa, 1977), nas quais as elasticidades de substituição entre fatores são restritas à unidade ou a dado valor constante para cada par de fatores.

A função translog não impõe nenhuma forma específica às economias de escala e, portanto, é uma das formas apropriadas para seu exame. A elasticidade parcial da produção (η_i) de dado fator (x_i) é obtida de:

$$\eta_i = (\partial_q / \partial x_i) (x_i/q) = \alpha_i + \sum_j \gamma_{ij} \ln x_j \quad (i,j = 1,2,3) \quad (2)$$

e a elasticidade de escala θ é obtida do somatório das elasticidades parciais dos três fatores:

$$\theta = \sum_i \alpha_i + \sum_i \sum_j \gamma_{ij} \ln x_j \quad (i,j = 1,2,3) \quad (3)$$

A elasticidade parcial de substituição (σ_{ij}) entre os fatores x_i e x_j é obtida de:

$$\sigma_{ij} = \frac{1}{1 + \frac{1}{\eta_i + \eta_j} \left[2\gamma_{ij} - \gamma_{ii} \frac{\eta_j}{\eta_i} - \gamma_{jj} \frac{\eta_i}{\eta_j} \right]} \quad (4)$$

usando-se os parâmetros estimados de (1) e as elasticidades de produção de (2).

A eliminação do problema de multicolinearidade, na estimação dos parâmetros de (1), mesmo ao custo de um viés pequeno, mas conhecido, é considerada em seguida. O procedimento de regressão de cume (*ridge regression*) ou RC é resumido do seguinte modo (Vinod, 1978). Seja o modelo de regressão em que as variáveis são padronizadas:

$$y = x \beta + e \quad (5)$$

onde y é um vetor $n \times 1$ de observações da variável dependente padronizada; x é uma matriz $n \times p$ de observações das variáveis explicativas padronizadas; β é um vetor $p \times 1$ de parâmetros a serem estimados; e e é um vetor $n \times 1$ de distúrbâncias, com

$$E(e) = 0 \text{ e } E(ee') = \sigma^2 I$$

O regressor de cume (β^*) é usado para reduzir o quadrado médio do erro:

$$\hat{\beta}^* = (x'x + kI)^{-1} x'y; k > 0 \quad (6)$$

Note-se que $\hat{\beta}^*$ se reduz ao estimado de MQO $\hat{\beta} = (x'x)^{-1} x'y$ quando $k = 0$.

O problema empírico na RC é o de escolha de um valor apropriado de k . Seleciona-se k em termos de uma nova escala sobre o eixo horizontal, denominada "margem de multicolinearidade" (m), que é dada por:

$$m = p - \sum_i \lambda_i / (\lambda_i + k); i = 1, \dots, p \quad (7)$$

onde p é o número de variáveis explicativas; e λ_i são os autovalores de $x'x$ (Vinod, 1978). No presente estudo o valor selecionado $k = 0,1881$ corresponde a $m = 5,2500$. Para a função translog de produção agrícola (1) o quadrado da distância esperado entre o estimador de MQO e $\hat{\beta}^*$ é igual a $803,2704 \sigma^2$, que corresponde a cerca de 80 vezes o que se verificaria num sistema ortogonal.

RESULTADOS E DISCUSSÃO

A Tabela 1 apresenta os estimadores de cume dos parâmetros da função translog de produção. A rigor, estes estimadores não têm uma distribuição t formal, de modo que as razões apresentadas, entre os coeficientes de regressão parcial e os respectivos erros-padrão, aqui denominadas estatísticas "pseudo t ", devem ser qualificadas. Nota-se que sete dentre os dez coeficientes de regressão parcial estimados são maiores que os respectivos erros-padrão. Para alguns econométricos, o fato de um coeficiente de regressão ser maior que o respectivo erro-padrão é evidência suficiente, conquanto grosseira, de significância estatística. A despeito do viés implícito no teste, algumas das estatísticas "pseudo t " são grandes demais para serem ignoradas. Com base nesta evidência ($\gamma_{ij} \neq 0$) rejeitam-se as especificações CD ($\sigma_{ij} = 1$) CES (σ_{ij} constante) e Leontief ($\sigma_{ij} = 0$) como representações adequadas da tecnologia de produção agrícola do País. Evidência neste sentido, isto é, de elasticidades de substituição variáveis, também foi obtida por Dias, Brandt e Fontes (1982) e La Torre, Brandt e Loreto (1983).

O coeficiente de regressão parcial da variável de tendência indica não ocorrência de crescimento significativo no produto agrícola, no período intercensitário (1970-75), caso os níveis de T , L e K fossem mantidos constantes.

TABELA 1. Estimadores de cume de parâmetros da função translog de produção agrícola, Brasil, 1969-74. $k = 0,1880^a$.

Variável	Coefficiente de regressão parcial ($\hat{\beta}_1^*$)	Erro-padrão ($\hat{\sigma}_{\beta_1}^*$)	"Pseudo t"	Valor próprio (λ_1)
$\ln T$	0,0227	0,0280	0,811	0,1637
$\ln L$	0,1660	0,0362	4,586	0,7304
$\ln K$	0,3203	0,0229	13,987	0,8368
$(\ln T)^2$	- 0,0015	0,0061	0,246	1,2518
$(\ln L)^2$	- 0,0615	0,0593	1,037	2,5963
$(\ln K)^2$	0,0480	0,0044	10,909	10,9321
$\ln T \cdot \ln L$	0,0518	0,0192	2,698	28,5538
$\ln T \cdot \ln K$	0,0422	0,0039	10,821	91,1752
$\ln L \cdot \ln K$	- 0,0223	0,0202	1,104	444,0497
N	0,0226	0,0678	0,333	222,9505
Intercepto ($\ln \alpha_0$)	1,8378	0,1119	16,424	...

Fonte: FIBGE, (1973, 1978) e Conjuntura Econômica (1981).

- a Onde T, L, K e N indicam terra, trabalho, capital e tendência, respectivamente; K é a fonte do viés introduzido no estimador de cume; e λ_1 são os autovalores da matriz de correlação ($X'X$).

O somatório ($\theta = 1,07$) das elasticidades de produção é praticamente igual à unidade, sugerindo que a função de produção agrícola é linear homogênea, para o estrato de propriedades de tamanho médio, mas é bastante inferior à unidade ($\theta = 0,56$), no estrato de propriedades pequenas é bastante superior à unidade ($\theta = 1,59$), no estrato de propriedades grande (Tabela 2). Brandt, Dias e Lernos (1982) usaram uma função de produção linear generalizada para avaliar a hipótese de retornos constantes à escala na agricultura do País. Sua estimativa de dois estágios de θ foi igual a 1,048, mas estatisticamente não significativa.

Todas as elasticidades parciais são positivas e de magnitudes razoáveis, com exceção de uma (η_t , para o estrato de propriedades pequenas). Contudo, este valor negativo é questionável, uma vez que indicaria que a terra está sendo usada além de seu nível ótimo, entre as propriedades pequenas. Como demonstrado por meio de funções CD, por Bernstein & Deans (1977) e por La Torre, Brandt e Loreto (1983), usando função translog, a produtividade da terra tende a se elevar, quando os empresários intensificam o emprego de um ou outro fator coadjuvante (L ou K).

A produtividade do trabalho se situa em torno de 0,17 e é bastante próxima das estimativas de Bernstein & Deans (1977) ($\eta_1 = 0,21$ a 0,29). Para a Região Nordeste, Scandizzo & Barbosa (1977) obtiveram estimativa de η_1 da ordem de 0,66.

As elasticidades de produção do capital agrícola são mais baixas nas propriedades ($\eta_k = 0,45$) e aumentam de valor, na medida em que se passa para as propriedades médias ($\eta_k = 0,67$) e grandes ($\eta_k = 0,90$). Cline (1970) obteve estimativas de η_k oscilando entre -0,14 e 0,42.

As elasticidades de substituição entre trabalho e capital são bastante próximas da unidade, em todos os estratos de tamanho. Estas estimativas são menores que as obtidas por Dias, Brandt e Fontes (1982) ($\sigma_{\ell k}$ variando entre 1,24 e 1,85) e por Sanders (1973) ($\sigma_{\ell k}$ variando entre 1,35 e 1,60).

As elasticidades de substituição entre os outros dois pares de fatores também são bastante altas, isto é mais próximas da unidade de que zero, e indicam as possibilidades de substituição entre estes fatores. A relação de complementariedade, entre terra e trabalho, indicada no estudo de Dias, Brandt e Fontes (1982), é questionada com base nos resultados ora obtidos.

TABELA 2. Produto médio estimado, elasticidades de escala, elasticidades parciais de produção e elasticidades de substituição entre fatores de produção agrícola, Brasil 1969-74^a.

Especificação	Estrato de tamanho da propriedade		
	Pequenas	Médias	Grandes
Produto médio (q/n) ^b			
Cr\$ 10 ³ de 1980/propriedade	55,079	86,889	118,699
Elasticidade de escala ($\hat{\theta}$)	0,556	1,073	1,593
Elasticidade parcial de produção (η_i)			
η_t	-0,064	0,227	0,516
η_ℓ	0,169	0,172	0,176
η_k	0,451	0,674	0,901
Elasticidades de substituição (σ_{ij})			
$\sigma_{t\ell}$	-2,495	0,725	0,847
σ_{tk}	0,484	1,063	0,998
$\sigma_{\ell k}$	1,014	0,990	0,978
$\sigma_{\ell k}$	1,014	0,990	0,978

Fonte: Dados básicos do FIBGE (1973, 1978), Conjuntura Econômica (1981) e parâmetros estimados da Tabela 1.

^a Índices t, k e ℓ se referem a terra, trabalho e capital, respectivamente; q é o valor real do produto total da agropecuária; e n se refere ao número total de propriedades, por estado.

^b Produto estadual total (média de 1969-74) dividido pelo número total de propriedades, por estado (média de 1969-74).

RESUMO E CONCLUSÕES

O objetivo do presente estudo foi de estimar elasticidades parciais de produção, elasticidades de escala e elasticidades de substituição entre fatores, para o setor agrícola do País. Uma função translog de produção agregada foi ajustada a dados dos dois últimos censos (1969 e 1974). Empregaram-se novos procedimentos de regressão de cume a fim de reduzir os efeitos esperados da multicolinearidade. Os fatores incluídos na função de produção foram terra, trabalho e capital. As evidências obtidas de elasticidades de substituição variáveis sugerem que talvez se deva rejeitar as especificações Cobb-Douglas ($\sigma_{ij} = 1$), CES (σ_{ij} constante) e Leontief ($\sigma_{ij} = 0$) como representações adequadas da tecnologia agrícola. As elasticidades de escala sugerem retornos constantes para propriedades médias e retornos crescentes para propriedades grandes. Estas diferenças refletem crescentes elasticidades de produção de terra e capital, na medida em que se expande o tamanho das empresas e se intensifica o uso de fatores coadjuvantes. As atuais políticas agrícolas, como as de crédito subsidiado e de pesquisa e experimentação, favorecem as grandes empresas. Por outro lado, não se obteve evidência suficiente para rejeitar a hipótese usual de elasticidade de substituição unitária entre capital e trabalho, na agricultura. As elasticidades de substituição entre terra e trabalho e terra e capital também foram positivas e bastante altas. Estes resultados têm inferências importantes para política agrícola, caso ela tenha objetivos de emprego e distribuição. Por exemplo, a elasticidade de substituição unitária entre trabalho e capital significa que, para uma elevação do nível de salário real, em relação ao custo de uso do capital, decorrente da legislação de salário mínimo, tende a ocorrer redução proporcional na intensidade de uso de trabalho, enquanto que a distribuição de renda, entre trabalho e capital, permanece inalterada.

REFERÊNCIAS

- BERNSTEIN, R. E. & DEANS, R. H. Efficiency criteria and land reform effects in Brazil. *J. econ. Stud.*, 4(2):120-36, 1977.
- BRANDT, S. A.; DIAS, R. S.; LEMOS, J. J. S. Retornos à escala e imperfeição no mercado de fatores na agricultura brasileira. *R. Econ. rural*, Brasília, 20(1):43-7, 1982. Número especial.
- BURGESS, D. F. Duality theory and pitfalls in the specification of technologies. *J. Econ.*, 3(2):105-21, 1973.
- CHRISTENSEN, L. R.; JORGENSON, D. N.; LAU, L. J. Conjugate duality, and the transcendental logarithmic frontier. *Econometrica*, 39(4):255-66, 1971.
- CLINE, W. R. *Economic consequences of a land reform in Brazil*. Amsterdam, North Holland, 1970. 213p.

- CONJUNTURA ECONÔMICA. Rio de Janeiro, FGV, v. 33, n. 11, 1981. Suplemento.
- 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, 1982. *Anais . . .* São Paulo, s. ed., 1982. p. 185-204.
- EL BADAWI, I.; GALLANT, A. R.; SOUZA, G. S. An elasticity can be estimated without a priori knowledge of functional form. *Econometrica*, 51(6):1731-51, 1983.
- FUNDAÇÃO INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Censo agropecuário 1970**. Rio de Janeiro, CNE, 1973. 20 v.
- . **Censo agropecuário 1975**. Rio de Janeiro, CNE, 1978. 20 v.
- GRILICHES, Z. & RINGSTAD, V. **Economies of scale and the form of the production function**. Amsterdam, North Holland, 1971. 307p.
- LA TORRE, O. M. R.; BRANDT, S. A.; LORETO, M. D. S. Reexame da relação produtividade-tamanho da empresa agrícola no Brasil. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE ECONOMIA E SOCIOLOGIA RURAL, 21, Brasília, 1983. *Anais . . .* Brasília, SOBER, 1983. p. 13-7.
- LEMONS, J. J. S. et alii. Scale economies in Brazilian agriculture: new ridge estimators of a translog production function. In: LATIN AMERICAN MEETINGS, 4, Santiago, 1983. *Abstracts . . .* Santiago, Econometric Society, 1983. p. 79.
- SANDERS, J. **The economics of agricultural mechanization in Brazil**. Minneapolis, University of Minnesota, 1973. 264p. (Tese Ph. D.).
- SARGAN, J. D. Production functions. In: LAYARD, P. R. G.; AGAR, M. E.; JONES, D. J., ed. **Qualified manpower and economic performance**. London, Penguin, 1971. 316p.
- SCANDIZZO, P. L. & BARBOSA, T. Substituição e produtividade de insumos agrícolas no Nordeste do Brasil. *Pesq. Planej. econ.*, 7(2):367-404, 1977.
- SOUZA, G. S. Formas flexíveis de Fouries: uma abordagem semi-paramétrica para a especificação de superfícies de resposta no contexto de modelos econométricos. In: ENCONTRO CONJUNTO SBE-SBMAC, Brasília, 1985. **Resumos**. Brasília, UnB, 1985. 11p.
- TOLLINI, H. Evolução recente do potencial produtivo da agricultura brasileira. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE ECONOMIA E SOCIOLOGIA RURAL, 21, Brasília, 1983. *Anais . . .* Brasília, SOBER, 1983. p. 111-3.
- VINOD, H. D. A survey of ridge regression and related techniques for improvement over ordinary least squares. *Rev. Econ. Stat.*, 60(1):121-31, 1978.