

# ***Declínio da parcela de trabalho agrícola: Uma avaliação econométrica<sup>1</sup>***

S.A. Brandt<sup>2</sup>

L.A. Guimarães<sup>3</sup>

C. Brandt<sup>4</sup>

W.P. Ferreira<sup>4</sup>

**RESUMO** - Esta avaliação apresenta alguma evidência econométrica estatisticamente significativa e teoricamente coerente para explicar o declínio acentuado da participação da força de trabalho na economia agrícola paulista no período de 1960-80. Usa-se uma função de produção transcendental, cujos parâmetros são estimados por um procedimento em dois estágios. Os resultados indicam elasticidade de substituição capital-trabalho menor que a unidade e tendente a decréscimo, ao longo do tempo. Isso coloca sérias dúvidas sobre adequação das formas CD e CES à análise da estrutura tecnológica, pelo menos da agricultura daquele Estado.

**Termos para indexação:** função de produção transcendental, CES, agricultura, São Paulo.

## **DECLINE OF FARM LABOR SHARE: AN ECONOMETRIC EVALUATION**

**ABSTRACT.** - This Note presents some statistically significant and theoretically consistent econometric evidence to explain the declining share of labor in São Paulo farm economy during the 1960-80 period. A transcendental production function, fitted

---

<sup>1</sup> Recebido em 05.05.87

Aceito para publicação em 29.9.88

<sup>2</sup> Professor da Universidade Federal de Viçosa, CEP 36570 Viçosa, MG.

<sup>3</sup> Diretor da MAPAG, Rua Capivari, 694/302, CEP 30210, Belo Horizonte, MG.

<sup>4</sup> Estudante da UFV.

by a two-stage estimating procedure is used. Results obtained indicate capital-labor elasticity of substitution below unity and declining along time. This puts serious doubts on the adequacy of CD and CES forms to the analysis of farm technology structure, at least for that State.

Index terms: transcendental production function, CES, farm sector, São Paulo, Brazil.

## IMPORTÂNCIA E OBJETIVOS

Ao longo das duas últimas décadas, o setor agrícola do estado de São Paulo apresentou acelerado crescimento do produto e da razão capital-trabalho. A parcela de trabalho ( $s_t$ , entretanto, decresceu acentuadamente, ao longo do período, tal como indicado pela seguinte equação semi-logarítmica de tendência:

$$\ln \hat{s}_t = -0,7867 - 0,0054 t \quad ; \quad \bar{R}^2 = 0,729 \quad (1)$$

(1,222)

na qual o valor entre parênteses é a razão  $t$  calculada (maior que a unidade). O objetivo desta avaliação é investigar estes fatos, dentro de um contexto de função de produção, sem recurso explicativo ao viés de mudança tecnológica, de modo a torná-los coerentes entre si.

## MODELO DE PRODUÇÃO

A função de produção usada para investigação econométrica tem a seguinte forma:

$$V(t) = C(t) K^{\alpha}(t) L^{1-\alpha}(t) e^{\beta[K(t)/L(t)]} \quad (2)$$

na qual  $V$  é o produto agropecuário;  $K$  é o capital;  $L$  é o trabalho;  $t$  é o tempo; e  $C$ ,  $\alpha$  e  $\beta$  são parâmetros (Borts & Mishan 1962).

Note-se que  $C > 0$ ;  $0 < \alpha < 1$ ; e  $\beta \leq 0$ . Por conveniência, suprime-se o índice de tempo  $t$ , daqui em diante. A diferenciação de (2) em relação a  $K$  e  $L$  fornece os produtos marginais de capital e trabalho, do seguinte modo:

$$\frac{\partial V}{\partial K} = C K^{\alpha-1} e^{\beta[\alpha + \beta k]} \quad (3)$$

$$\frac{\partial V}{\partial L} = C k^\alpha e^{\beta k} [(1 - \alpha) - \beta k] \quad (4)$$

onde  $k = K/L$ . Torna-se evidente, a partir de (3) e (4), a existência de regiões não-econômicas de produção, dependendo dos sinais dos termos entre colchetes. Os termos fora dos colchetes são sempre positivos. Visto que  $0 < \alpha < 1$ , os sinais de (3) e (4) dependem apenas do sinal de  $\beta$ . Visto que  $\beta > 0$ , o produto marginal do capital é sempre positivo, mas o produto marginal do trabalho é rigorosamente positivo para valores de  $k$ , em que  $(1 - \alpha) > \beta k$ . Na medida em que  $(1 - \alpha) < \beta k$ , tem-se que o produto marginal do trabalho é negativo. Para  $\beta < 0$ , o produto marginal do trabalho é sempre positivo, mas o produto marginal do capital permanece rigorosamente positivo se e apenas se  $\alpha > \beta k$ . Destarte, a função de produção (2) admite regiões não-econômicas de produção para altos valores de  $k$ , dependendo do sinal de  $\beta$ . Esta é uma propriedade não partilhada nem pela função Cobb-Douglas (CD) nem pela função de elasticidade de substituição constante (CES).

O parâmetro mais importante a ser investigado é a elasticidade de substituição entre capital e trabalho, indicada por  $\sigma$ . De (3) e (4) verifica-se que

$$\sigma = \frac{\partial k}{\partial \Theta} \cdot \frac{\Theta}{k} = 1 - \frac{\beta}{(\alpha + \beta k)^2 - \alpha} \quad (5)$$

na qual  $\Theta$  é a taxa marginal de substituição entre capital e trabalho. É evidente, de (5), que  $\sigma$  é função da razão capital-trabalho  $k$ . É uma elasticidade de substituição variável. Novamente, esta é uma propriedade relevante de (2), que se contrasta com a elasticidade de substituição unitária da função CD e a elasticidade de substituição constante, mas não unitária, da função CES.

A maneira pela qual  $\sigma$  varia em função de  $k$  depende do sinal de  $\beta$ . Na medida em que  $\beta > 0$ , tem-se que  $\sigma$  permanece maior que a unidade e aumenta na medida em que  $k$  aumenta, exceto nos casos em que  $(\alpha + \beta k)^2 > \alpha$ , isto é, para valores incomumente grandes de  $\beta$  e  $k$ , o que constitui evento raro. Por outro lado, na medida em que  $\beta < 0$ , tem-se que  $\sigma$  permanece menor que a unidade e decresce na medida em que  $k$  aumenta. Certamente, se  $\beta = 0$ , tem-se que  $\sigma = 1$  e (2) se reduz à função simplista do tipo CD. Destarte, valor não-zero de  $\beta$  é crucial, naquilo em que permite à elasticidade de substituição entre capital e trabalho variar em função da

razão capital-trabalho, ao passo que nos casos CD-CES impõe-se a restrição de elasticidade de substituição constante sobre as funções, como simplificação.

## ESTIMAÇÃO ECONOMETRICA

Para estimação econométrica, modifica-se a relação (2) de modo a permitir mudança tecnológica Hicks neutra ao longo do tempo, do seguinte modo:

$$V = C_0 e^{gt} K^\alpha L(1 - \alpha)e^{\beta k} \quad (6)$$

na qual  $g$  indica a taxa percentual de mudança técnica neutra; e  $C_0$  é uma constante. Os parâmetros de (6) podem ser estimados de três maneiras: Na primeira, pode-se aplicar mínimos quadrados ordinários (MQO) à forma log-linear de (6). Na segunda, pode-se aplicar MQO em dois estágios. Na terceira, pode-se aplicar mínimos quadrados não-lineares (MQNL) às equações (7) e (8), descritas adiante. Na presente Nota, prefere-se usar a segunda alternativa, uma vez que a segunda e a terceira técnicas geram resultados similares, evitam o problema de multicolineariedade e o conseqüente viés de eficiência dos estimadores envolvidos na primeira alternativa.

De (4) tem-se que

$$\frac{\partial V}{\partial L} \cdot \frac{L}{V} = (1 - \alpha) - \beta k \quad (7)$$

Pressupondo-se que  $\partial V/\partial L = w$ , na qual  $w$  é a taxa salarial, obtém-se

$$\frac{wL}{V} = (1 - \alpha) - \beta k \quad (8)$$

O lado esquerdo de (8) nada mais é que a parcela do trabalho, para a qual se dispõe de dados apropriados. Dispõe-se também de dados sobre  $k$ . A especificação estocástica de (8) torna-se igual a

$$\frac{wL}{V} = (1 - \alpha) - \beta k + u \quad (9)$$

Aplicando-se MQO a (9), obtêm-se os estimadores  $\hat{\alpha}$  e  $\hat{\beta}$ , que são melhores, lineares e não tendenciosos (MELNT); e  $\alpha$  é calculado a partir destes estimadores, do seguinte modo:

$$\hat{\alpha} = 1 - \frac{\hat{\beta}k}{(\hat{\alpha} + \beta k)^2 - \hat{\alpha}} \quad (10)$$

Após obtenção dos estimadores de  $\alpha$  e  $\beta$ , resta estimar  $C_0$  e  $g$ , e isto é feito da seguinte maneira. Dividem-se todos os termos de (6) por  $L$ , obtêm-se logaritmos dos dois lados, substituem-se  $\alpha$  e  $\beta$  por  $\hat{\alpha}$  e  $\hat{\beta}$  e, rearranjando-se os termos, obtêm-se:

$$\ln \left( \frac{V}{L} \right) - \hat{\alpha} \ln \left( \frac{K}{L} \right) - \hat{\beta} \left( \frac{K}{L} \right) = \ln C_0 + g t \quad (11)$$

ou, de modo simplificado,

$$y = d + gt$$

no qual  $y$  = lado esquerdo de (11);  $d = \ln C_0$ ; e  $t$  = tempo, medido em anos.

Expressando-se a contra-parte estocástica de (12), obtêm-se:

$$y = d + gt + u_2 \quad (13)$$

Aplicando-se MQO a (13), obtêm-se  $\hat{d}$  e  $\hat{g}$ . A partir de  $\hat{\alpha}$ , obtêm-se  $\hat{C}_0 = \text{anti ln } \hat{d}$ . Este procedimento de estimação por MQO em dois estágios gera todas as quatro estimativas paramétricas necessárias ( $\hat{\alpha}$ ,  $\hat{\beta}$ ,  $\hat{g}$  e  $\hat{C}_0$ ).

## DADOS E RESULTADOS EMPÍRICOS

Todos os dados utilizados cobrem o período de 1960-80 e se referem ao estado de São Paulo como um todo. O valor da produção agropecuária ( $V$ ) é expresso em bilhões de cruzeiros de 1977; o fluxo de serviços de força de trabalho ( $L$ ) é expresso em bilhões de dias-homem; o estoque de capital

(K) é indicado pelo tamanho da frota de tratores agrícolas, expresso em milhares de unidades; e o preço dos serviços da força de trabalho (w) é expresso em cruzeiros de 1977, por dia-homem; e a variável de tendência (t) assume valor igual à unidade no ano de 1960, valor igual a 2 no ano de 1961, e assim por diante. As séries originais são do Instituto de Economia Agrícola (1982), e as séries de preço e valor são corrigidos pelo índice geral de preços (nº 2) da conjuntura econômica (Fundação Getúlio Vargas 1982).

No primeiro estágio de estimação por MQO, o resultado de regressão (9) é o seguinte:

$$\frac{wL}{V} = 0,4690 - 0,1447 \cdot 10^{-3} k \quad , \quad \bar{R}^2 = 0,109 \quad (14)$$

$$\quad \quad \quad (1,522) \quad \quad \quad DW = 1,659$$

onde o valor entre parênteses é a razão t de Student. É evidente que, conquanto o coeficiente de regressão seja estatisticamente significativo, ao nível 0,20 de probabilidade, a estatística DW sugere a presença de correlação serial (de primeira ordem). Entretanto, não se pretende usar os procedimentos usuais (primeira diferenciação ou Cochrane-Orcutt) para amenizar este problema, uma vez que, tal como demonstrado por Maeshiro (1976), ele pode ser agravado, na presença de variável explicativa com forte tendência, como ocorre no presente caso.

Obtêm-se, de (14), as estimativas  $\alpha = 0,5310$  e  $\beta = 0,1447 \cdot 10^{-3}$ . Com base nestas estimativas e no valor k da média do processo para a razão capital-trabalho, obtém-se o valor médio  $\sigma$  para o processo:

$$\hat{\sigma} = 1 - \frac{\beta k}{(\hat{\alpha} + \hat{\beta}k)^2 - \alpha} = 0,872 \quad (15)$$

que, como se esperava, é positivo, indicando que K e L são substitutos. A acentuada tendência de k, ao longo do tempo, entretanto, faz com que  $\hat{k}$  seja uma proxy inadequada e por conseguinte,  $\hat{\sigma}$  seja uma estimativa não confiável. Deste modo, usam-se os valores anuais de k para obtenção dos valores correspondentes de  $\hat{\sigma}$  (Tabela 1).

Torna-se claro, a partir dos valores apresentados nesta Tabela, que a forte tendência em k resulta em acentuada tendência em  $\hat{\sigma}$ . Além disso, visto que  $\hat{\beta} < 0$ , tem-se que  $\hat{\sigma}$  permanece menor que a unidade, e diminui em

**TABELA 1. Relação entre k e  $\hat{\sigma}$ , estado de São Paulo, 1960/80.**

Ano	k	$\sigma$	Ano	k	$\sigma$
1960	71,31	0,960	1971	210,96	0,891
61	90,93	0,950	72	252,19	0,873
62	120,77	0,935	73	336,59	0,837
63	148,12	0,921	74	347,06	0,833
64	158,85	0,916	75	362,00	0,827
65	160,38	0,915	76	379,70	0,820
66	174,62	0,908	77	375,74	0,821
67	186,06	0,903	78	453,60	0,791
68	196,05	0,898	79	447,39	0,794
69	197,75	0,897	1980	460,56	0,789
1970	208,74	0,892	Média	254,26	0,872

Fonte: Instituto de Economia Agrícola (1982), FGV (1982) e equações (14) e (15).

função do valor de k, ao longo do período. A elasticidade de substituição apresenta forte tendência decrescente, ao longo das duas décadas, sofrendo redução da ordem de 20%, em relação a  $\hat{\sigma}$ .

No segundo estágio de estimação, a relação (13) gera estimativa de g estatisticamente não-significante, ao nível 0,20 de probabilidade, donde se infere acentuada ausência de mudança tecnológica Hicks-neutra, ao longo do processo:

$$\hat{y} = 0,7804 + 6,7480 \cdot 10^{-3} t \quad ; \quad \bar{R}^2 = 0,056 \quad (16)$$

(1,061)                      DW = 0,909

Em outros termos,  $C(t) = C$ , constante ao longo do período. Deste modo, a forma estatística final da função de produção transcendental é a seguinte:

$$\hat{V} = 1,598 \quad k^{0,531} \quad L^{0,469} \quad e^{-0,1447 \cdot 10^{-3} k} \quad (17)$$

Resumindo toda a informação estatística obtida, bem como os resultados das análises econométricas, indicam-se: (a) valores crescentes de k; (b)

valores de  $\hat{\sigma}$  decrescentes e menores que a unidade; e (c) parcela de trabalho decrescente. Estes resultados são plenamente coerentes ou consistentes entre si, nos termos da teoria neoclássica de distribuição, isto é, na ausência de progresso tecnológico, a parcela relativa de dado fator tende a declinar, na medida em que os preços relativos se elevam.

## CONCLUSÕES E INFERÊNCIAS

Esta Nota apresenta alguma evidência econométrica significativa e coerente, no sentido de explicar o declínio na parcela de trabalho no produto agrícola paulista, no período de 1960-80. A variação (decréscimo) substancial na elasticidade de substituição entre capital e trabalho ora evidenciada coloca sérias dúvidas no emprego das funções CD e CES, neste setor. Evidentemente, as conclusões, derivadas de uma única investigação empírica, cobrindo período de tempo relativamente curto, são de natureza apenas tentativa.

## REFERÊNCIAS

- BORTS, G.H. & MISHAN, E.J. Exploring uneconomic region of the production function. *Rev. Econ. Stud.*, 29(3):1962.
- INSTITUTO DE ECONOMIA AGRÍCOLA, São Paulo. **Banco de dados**. São Paulo, Secretaria da Agricultura, 1982. 5p.
- MAESHIRO, A. Autoregressive transformation, trended independent variables and autocorrelated disturbance terms. *Rev. Econ. Stat.*, 58(4):497-500, 1976.
- PREÇOS PAGOS PELOS AGRICULTORES. Rio de Janeiro, FGV, 1965 a 1984.