

VIÉS TECNOLÓGICO E EMPREGO AGRÍCOLA: UMA NOTA ECONÔMETRICA¹

S. A. BRANDT², S. WONG³, S. MORO⁴ e W. ORLANDO³

RESUMO – Ajusta-se uma função de demanda de trabalho agrícola a dados de séries temporais anuais (1965-82) referentes ao Estado de São Paulo, pelo procedimento de mínimos quadrados ortogonais. Os resultados indicam mudança técnica **usadora de trabalho**, contradizendo evidência de estudos anteriores. A tendência, entretanto, foi mais que neutralizada por inovações nos preços relativos de capital/trabalho, pela expansão acelerada da frota de tratores agrícolas e pela mudança no perfil do produto agrícola agregado.

Termos para indexação: mudanças técnicas, viés de tecnologia, emprego, agricultura, Estado de São Paulo.

TECHNOLOGICAL BIAS AND FARM EMPLOYMENT: AN ECONOMETRIC NOTE

ABSTRACT – A labor demand function is fitted to time series data (1965-82) referring to the State of São Paulo, Brazil. Orthogonal least squares procedures are used. Results indicate that technological change is **labor using**. This contradicts previous research evidence. This trend, however, is more than offset by innovations in relative input prices, fast expansion of farm tractors fleet, and by changes in farm output profile.

Index terms: technological change, technological bias, employment, farm sector, São Paulo, Brazil.

INTRODUÇÃO

O viés de mudança tecnológica na agricultura exerce efeitos importantes e é influenciado por mudanças na economia. Por exemplo, a mudança técnica poupadora de trabalho permite maior migração de força de trabalho rural para o meio urbano, ao passo que a mudança técnica usadora de capital mecânico acelera a taxa de investimento em máquinas e motores agrícolas. Estas transformações afetam tanto a distribuição de renda como o padrão de crescimento da economia (Barros & Pastore 1976).

A despeito de sua importância existem poucos estudos empíricos sobre o viés da mudança técnica na agricultura. Os objetivos desta nota são os de apresentar um procedimento empírico para indicação da natureza do viés de mudança técnica, num modelo de dois fatores, e de aplicá-lo à agricultura paulista do período de 1965-82. Neste período, o setor rural do estado apresentou mudança técnica substancial e acelerado crescimento econômico. O primeiro e, aparentemente, o único estudo já realizado, sobre este tópico, neste estado, cobriu o período de 1950-1974 (Seixas Neto & Penna 1981). Num certo sentido, portanto, esta nota pode ser vista como uma tentativa preliminar de atualização daquela análise.

¹ Recebido em 13 de junho de 1985.

Aceito para publicação em 04 de junho de 1987.

² Eng^o Agr^o, Ph.D., Professor Titular da UFV (DER/CCA/UFV) - CEP 36570 - Viçosa-MG.

³ Estudantes da UFV (DER/CCA/UFV) - CEP 36570 - Viçosa - MG.

⁴ Zootecnista, M. S., Diretora Técnica da MAPAG Ltda. - Caixa Postal 25011 - CEP 36011 - Juiz de Fora - MG:

METODOLOGIA

A função de produção CD proposta para análise do viés de mudança técnica neutra é a seguinte:

$$Q_t = A K_t^\beta e^{ht} L_t^\alpha e^{gt} \quad (1)$$

na qual Q indica produto; K indica capital; L indica trabalho; e, g, h, α e β são constantes (Gupta, 1972).

Define-se lucro total (π) por meio de:

$$\pi_t = P_t Q_t - W_t L_t - C_t K_t \quad (2)$$

onde P é o preço do produto; W é a taxa salarial; C é o custo de uso do capital.

Maximizando-se (2) sujeita a (1) e pressupondo-se condições de mercados competitivos, obtêm-se as seguintes condições de produtividade marginal:

$$W_t/P_t = \alpha e^{gt} Q_t/L_t \quad (3)$$

$$C_t/P_t = \beta e^{ht} Q_t/K_t \quad (4)$$

Eliminando P_t e Q_t de (3) e (4) e explicitando-se em L_t obtêm-se:

$$L_t = \frac{\alpha}{\beta} \cdot \frac{C}{W}_t \cdot K_t \cdot e^{(g-h)t} \quad (5)$$

A equação (5) é uma expressão da demanda de trabalho e permite atribuir interpretação definida ao sinal do coeficiente da variável de tendência ou **trend** (t). Assim, na regressão de $\ln L_t$ sobre $\ln C/W$, $\ln K$ e t, se o coeficiente de t é positivo, isto implica que $g > h$ e, portanto, representa mudança técnica usadora de trabalho. Por outro lado, se o coeficiente de t é negativo, implica que $h > g$ e, portanto, em mudança técnica usadora de capital. Destarte, tal como esclarecido por Gupta (1972), torna-se claro que sinais conflitantes do coeficiente da variável de tendência, dos modelos de demanda de trabalho, não resultam de mero artefato estatístico, mas sim indicam o viés de mudança técnica.

Os dados básicos usados na pesquisa são séries temporais anuais (1965-82) referentes ao Estado de São Paulo (Instituto de Economia Agrícola 1983, Gasques 1981). A variável L é expressa em 10^6 EH, a variável K é expressa em 10^6 unidades (tratores agrícolas); W é o salário médio pago aos trabalhadores não residentes, expresso em milhares de cruzeiros de 1980, por EH, C é o preço de arrendamento de serviços de tratores agrícolas, expresso em milhares de cruzeiros de 1980, por serviço (um serviço é igual ao trabalho de aração de um hectare de terra de lavouras); t é medida em anos (1965 = 0; 1966 = 1 etc.). Para obtenção dos valores de L_t referentes aos anos de 1981 e 1982 usam-se os coeficientes técnicos obtidos por Gasques *et al.* (1981), para o ano de 1980.

A equação (5) é, após linearização nos logaritmos naturais e adição da variável endógena defasada ($\ln L_{t-1}$) e de um termo de erro aleatório, pressupostamente NID ($0, \sigma^2$), ajustada por mínimos quadrados ordinários (Koutsoyiannis 1977).

RESULTADOS E DISCUSSÃO

A equação empírica estimada da demanda de trabalho agrícola para o Estado de São Paulo é a seguinte:

$$\ln L_t = 2,718 + 0,053 \ln(C/W)_t - 0,608 \ln K_t + 0,038 t + 0,601 \ln L_{t-1}$$

(0,146)	(0,329)	(0,027)	(0,285)
[0,363]	[1,848]	[1,407]	[2,109]

$$R^2 = 0,975 \quad h = \text{ind.} \quad \hat{\rho} = 0,191 \quad F = 163,655$$

O grau de ajuste da equação dos dados é bastante alto, mas isto pode ser atribuído em grande parte à inclusão da variável endógena defasada ($\ln L_{t-1}$) no modelo. Três dos coeficientes de regressão parcial são estatisticamente significantes, pelo menos ao nível 0,10 de probabilidade (testes bilaterais). O coeficiente de regressão parcial da variável indicadora de preços relativos não é estatisticamente significativo, nem ao nível 0,10, mas esta variável é mantida no modelo em virtude de sua importância teórica e também em vista da coerência do sinal de seu coeficiente. É possível que a não significância do coeficiente de $\ln(C/W)_t$ se deva a problemas de multicolinearidade, decorrentes da alta correlação ($r_{ij} = 0,989$) entre as variáveis de tendência e endógena defasada. De resto, a indicação de demanda de trabalho agrícola altamente preço-inelástica também foi obtida em pesquisas anteriores (Dias *et al.* 1982 Saylor 1971) realizadas no país e no estado.

O sinal negativo e a significância estatística do coeficiente da variável indicadora de estoque de capital corroboram o conhecimento adquirido (Seixas Neto & Penna 1971 Stock & Brandt 1983) de que tratores e trabalho agrícola são bons substitutos no processo produtivo.

O valor (positivo) moderado do coeficiente de $\ln L_{t-1}$ indica a elasticidade de ajuste ($Y = 0,399$) da demanda de trabalho agrícola e mostra que este processo de ajustamento enfrenta algum atrito, não sendo instantâneo.

Finalmente, o valor do coeficiente da variável de tendência permite calcular a taxa geométrica do crescimento da demanda de trabalho agrícola, caso todos os outros fatores fossem mantidos constantes. Indica-se que esta taxa seria igual a 3,87% a.a. Visto que, no período analisado (1965-82), o estoque de tratores agrícolas apresentou taxa geométrica de **crescimento** (igual a 12,51% a.a.) e que os preços do capital e trabalho apresentaram taxas de variação iguais a -2,57% e 4,79% a.a. respectivamente, o decréscimo **observado** no nível de demanda de trabalho (TGC = -8,77% a.a.) não deve ser atribuído à natureza ou viés de mudança tecnológica, mas sim à expansão acelerada da frota de tratores e à redução acentuada do preço relativo do capital. De fato, o sinal positivo do coeficiente da tendência, conforme a demonstração de Gupta (1972), implica $g > h$ e, portanto, indica mudança técnica **usadora de traba-**

lho, no período de 1965-82. Este resultado contradiz a constatação de Seixas Neto & Penna (1981), os quais indicaram mudança técnica **usadora de capital e poupadora de trabalho**, na agricultura paulista, no período de 1950-74. Reconhece-se que, em vista das diferenças entre períodos, dados, modelos e procedimentos utilizados nestes estudos, seus resultados não são diretamente comparáveis. Sugere-se que novas investigações sejam realizadas, visando explicar os efeitos e as causas da mudança técnica na agricultura.

CONCLUSÕES

O acelerado decréscimo na demanda de trabalho, observado no setor agrícola do Estado de São Paulo, poderia ser explicado de diversas maneiras. Com base nos resultados ora apresentados, de modo preliminar, indica-se que esta mudança estrutural se deveu a três fatores: (a) alto preço real dos serviços de trabalho agrícola, decorrentes principalmente da extensão dos benefícios da legislação trabalhista aos trabalhadores do campo; (b) baixo preço real dos serviços de capital, conseqüente de um conjunto de políticas de incentivo à modernização do setor agrícola, dentre as quais se destaca a de crédito rural altamente subsidiado; e (c) expansão acelerada da frota de tratores agrícolas que, na ausência de cultivos múltiplos, tende a substituir os serviços do trabalho.

Ao contrário do que se verificou em estudos anteriores, a evidência preliminar ora apresentada indica que a mudança técnica observada na agricultura paulista, no período de 1965-82, foi usadora e não poupadora de trabalho. Contudo, o maior uso de trabalho, decorrente desta mudança, foi mais que neutralizado por mudanças nos preços relativos dos fatores e pela expansão da frota de tratores agrícolas.

REFERÊNCIAS

- BARROS, J. R. M. & PASTORE, A. C. Absorção de trabalho e efeitos distributivos do progresso tecnológico na agricultura. **R. bras. Econ.** Rio de Janeiro, **30**(3):263-94, 1976.
- DIAS, R. S.; BRANDT, S. A.; FONTES, R. M. O. Um modelo translog de substituição de fatores na agricultura brasileira. In: ENCONTRO DA SOCIEDADE BRASILEIRA DE ECONOMETRIA, 4, Águas de São Pedro, SP, **Anais...** São Paulo, SBE, 1982. p. 187-201.
- GASQUES, J. G.; GEBARA, J. J.; ZOCOLLER, M. M. Agricultura de exportação e a disputa de mão-de-obra na agricultura. **R. Econ. Rural**, Brasília, **19**(2): 239-57, 1981.
- GUPTA, K. L. Bias of technical change in short-run employment models. **Matroeconomica**, Bologna, **24**(1):91-2, 1972.
- Instituto de Economia Agrícola, São Paulo, SP. **Banco de dados**. São Paulo, Secretaria de Agricultura, 1983.
- KOUTSOYIANNIS, A. **Theory of econometrics**. London, Macmillan, 1977. 681p.
- R. Econ. Sociol. rural**, Brasília, **26**(1):139-143, jan./mar. 1988

- SAYLOR, R. G. Procura e oferta de mão-de-obra agrícola no Estado de São Paulo. **Agric. S. Paulo**, 21(3):129-45, 1971.
- SEIXAS NETO, A. & PENNA, J. A. O processo de mudança tecnológica na agricultura paulista. **R. Econ. rural**, Brasília, 16(1):71-87, 1981.
- STOCK, L. A. & BRANDT, S. A. Reavaliação da demanda de estoque e de investimento em tratores agrícolas no Brasil. **R. Econ. rural**, Brasília, 21(1):61-70, 1983.