

# Extensão rural e pesquisa agrícola: uma avaliação dos problemas de não-homoteticidade e viés tecnológico \*

S. A. BRANDT \*\*  
M. I. E. G. MARTINS \*\*\*  
M. A. S. ARAÚJO \*\*\*\*  
A. J. F. MELLO \*\*

*O estudo utiliza a forma mais geral das funções de produção CES desenvolvida por Sato e o procedimento para avaliação das causas de viés tecnológico proposto por Sosin e Fairchild. Os dados básicos são séries temporais (1960/80) referentes ao setor agrícola do Estado de São Paulo e o método de estimação é de dois estágios. Estima-se uma elasticidade de substituição bastante inferior àquelas geralmente obtidas sob a suposição de homoteticidade. A hipótese de não-homoteticidade não é rejeitada e indica-se que as tecnologias providas pelos sistemas estaduais de pesquisa (extensão) são de tipo usador (poupador) de trabalho agrícola. Estes resultados são comparados com os obtidos em pesquisas anteriores.*

## I — Introdução

Inúmeras pesquisas realizadas no país mostraram que os investimentos públicos em pesquisa e experimentação agrícola apresentam elevados retornos, tanto para os empresários rurais quanto para a sociedade como um todo [Ávila e Ayres (1986) e Disch (1986)]. No que se refere aos retornos a investimentos públicos em assistência técnica e extensão rural, entretanto, os resultados até então obtidos são contraditórios ou inconclusivos [Tollini (1983) e Silva (1984)]. Com respeito à avaliação do efeito (viés) de mudança tecnológica no setor agrícola, a pesquisa econométrica tem gerado resultados também contraditórios, ora indicando tecnologia usadora de trabalho, ora apontando tecnologia poupadora deste fator, conquanto, na maioria das vezes, tenha indicado tecnologia poupadora de trabalho

\* Pesquisa realizada em parte com recursos do Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq).

\*\* Da Universidade Federal de Viçosa.

\*\*\* Da Faculdade de Engenharia de Ilha Solteira — UNESP.

\*\*\*\* Da Fundação Educacional do Distrito Federal.

[Brandt *et alii* (1982, 1984a e 1984b), Brandt e Cipriano (1985), Dias *et alii* (1986), Disch (1986), Magalhães *et alii* (1986), Mueller (1976), Oliveira *et alii* (1984) e Sanders e Ruttan (1978)].

Problema ainda pouco enfocado pela pesquisa quantitativa se refere às causas da mudança tecnológica no setor agrícola e, principalmente, dos papéis exercidos, sobre esta mudança, pelos investimentos públicos em pesquisa e extensão rural. Exceções a esta regra são os estudos de Fialho *et alii* (1987) Mueller (1976) e Santos (1986).

No presente estudo examina-se a natureza dos vieses de mudança tecnológica provocados por investimentos públicos em pesquisa-experimentação agrícola e assistência técnica-extensão rural no período 1960/80, no Estado de São Paulo. Há pelo menos duas justificativas para uma pesquisa como esta: a primeira refere-se à sugestão de que os vieses tecnológicos decorrentes destes investimentos sejam de natureza opostas, o que se deveria, pelo menos em parte, ao aparente divórcio entre as instituições dedicadas à pesquisa e à assistência técnica, bem como à difusão de produtos de pesquisa gerados em outras áreas do país e mesmo daqueles provenientes do exterior; a segunda diz respeito à já aludida ausência de um esforço sistemático de investigação do próprio problema.

Nas duas décadas cobertas pela presente pesquisa, o setor agrícola do Estado de São Paulo sofreu modificações acentuadas. Entre 1960 e 1980, o produto real do setor apresentou taxa de crescimento da ordem de 2,6% ao ano (Tabela 1), enquanto o uso de terra e a razão capital/trabalho cresceram segundo taxas de 0,3 e 6,0% ao ano, respectivamente.

TABELA 1

*Equações de tendência e taxas geométricas de crescimento do produto real, uso de fatores produtivos, preços relativos de trabalho/capital e investimentos públicos em pesquisa e assistência técnica: Estado de São Paulo — 1960/80<sup>a</sup>*

Especificação	Equação de tendência		$r^2$	tgc (% ao ano)
	$\hat{\mu}_1$	$t$		
Produto real (Y)	0,02530	0,859**	0,697	2,562
Terra (T)	0,00300	1,872*	0,111	0,300
Intensidade de capital (K)	0,05828	9,045**	0,802	6,001
Preço relativo (w)	0,06619	11,810**	0,874	6,384
Pesquisa (R)	0,07233	20,270**	0,953	7,501
Extensão (E)	0,07158	16,138**	0,928	7,420

FONTES: IEA (1982), FGV (1981) e Silva (1984).

<sup>a</sup> A equação de tendência é  $\ln X_t = \mu_0 + \mu_1 t + v_t$ , onde  $X_t$  é a variável de interesse,  $t$  uma variável de tendência, ou *trend*,  $\mu_1$  o coeficiente de regressão estimado e  $v_t$  um termo de erro aleatório  $\sim$  NID (0,  $\sigma^2$ );  $r^2$  é o coeficiente de determinação;  $t$  é a estatística de teste de Student; e tgc é a taxa geométrica de crescimento anual, expressa em percentagem, e obtida de  $[\exp(1/\mu_1) - 1] \cdot 100$ .

NOTA: um asterisco indica significância pelo menos ao nível 0,10 de probabilidade e dois asteriscos indicam significância ao nível 0,05 de probabilidade.

Ainda no mesmo lapso de tempo, os investimentos públicos em pesquisa-experimentação agrícola (7,5% ao ano) e assistência técnica-extensão rural (7,4% ao ano) cresceram segundo taxas *relativamente* mais elevadas.

É especialmente notável, mas não surpreendente, que a razão de preços dos fatores trabalho e capital ( $w$ ) tenha apresentado tendência positiva e significativa no período considerado. O mesmo não se observa, entretanto, no que tange ao uso da terra; sugere-se que isto se deve a problemas econômicos (*e.g.* não suavização e não utilização de processo de ponderação) ocasionalmente enfrentados na estimação de parâmetros de equações de tendência da forma aqui utilizada [Bell *et alii* (1982)]. Exame da série destes preços relativos mostra que ela mais do que triplicou de nível, passando de 0,03 em 1960 para 0,11 em 1980, apresentando crescimento praticamente contínuo ao longo deste lapso de tempo. O encarecimento relativo do preço dos serviços da força de trabalho e a redução dos preços dos bens e serviços de capital devem explicar, pelo menos em parte, a elevação acentuada na razão de uso dos fatores capital e trabalho ( $k$ ), a qual cresceu de 3,08 em 1960 para 13,15 em 1980, sem apresentar oscilações de maior magnitude, ao longo deste período, em torno da tendência.

Admite-se que capital seja um dos fatores mais restritivos no processo de crescimento do setor agrícola do estado. Em vista disso, é interessante conhecer tanto as possibilidades de substituição entre os dois fatores quanto os efeitos, caso existam, dos investimentos públicos em pesquisa e extensão rural sobre o uso relativo daqueles fatores. Além disso, é do maior interesse isolar os efeitos de escala e tecnologia sobre a razão de uso dos fatores trabalho e capital ( $k$ ). Apesar da antiga advertência de Sato (1975 e 1977) sobre a importância deste isolamento, aparentemente a única tentativa entre nós de isolar estes efeitos foi recentemente conduzida por Wong *et alii* (1986), usando dados agregados de cortes seccionais. Naquele estudo, entretanto, não se procurou examinar as *causas* da mudança técnica no setor agrícola. Disch (1986), por outro lado, mostrou que incrementos de 10% no estoque de pesquisa e desenvolvimento (científico) resultavam em acréscimos de 1,8 a 2,2% no uso de máquinas agrícolas e em acréscimos de 0,3 a 0,6% no emprego de trabalho no setor agrícola do país.

## 2 — Metodologia

De acordo com Sato (1975 e 1977) e Sosin e Fairchild (1984), o arcabouço teórico considera: estoque líquido de capital no tempo  $t$  ( $K_t$ ); fluxo de serviços do estoque de trabalho no período  $t$  ( $L_t$ ); e recursos tecnológicos obtidos com a finalidade de expandir a eficiência produtiva de  $K$  e  $L$  ( $T_{1t}, T_{2t}, \dots, T_{nt}$ ). Visto que estas aquisições exercem efeitos sobre o uso de capital e/ou de trabalho, os níveis de uso dos insumos destinados à obtenção de dado nível de produto real ( $Y_t$ ) são denominados capital

*efetivo* ( $K^*$ ) e trabalho *efetivo* ( $L^*$ ). Tais insumos podem ser interpretados como capital e trabalho expressos em unidades efetivas ou eficientes, na medida em que são transformados com a obtenção do conhecimento científico ( $R$ ) ou assistência técnica ( $E$ ). Expressando-se o vetor de recursos tecnológicos por meio de  $T_{ht}$ , no qual  $h = 1, 2, \dots, n$ , e, para dados níveis de preços de capital ( $P_{Kt}$ ) e trabalho ( $P_{Lt}$ ) e dado o nível de produto real ( $Y_t$ ), os níveis de uso de capital e trabalho *efetivos* podem ser representados pelo seguinte modo:

$$K_t^* = k(K_t, T_{ht}) \quad (1)$$

$$L_t^* = h(L_t, T_{ht}) \quad (2)$$

onde  $K_t^* = K_t$  e  $L_t^* = L_t$ , na medida em que todos  $T_t = 0$ .

De acordo com David e Van de Klundert (1965), o produto real ( $Y_t$ ) é obtido por meio de uma função de produção com os insumos *efetivos* ou melhorados de capital e trabalho:

$$Y_t = f(K_t^*, L_t^*) \quad (3)$$

A forma geral da função de produção CES não-homotética, após eliminação dos índices de tempo ( $t$ ), é dada por:

$$C_1(Y) (K^*)^{-\rho} + C_2(Y) (L^*)^{-\rho} - 1 = 0 \quad (4)$$

na qual  $C_1(Y)$  e  $C_2(Y)$  são funções do nível de produto real ( $Y$ ) e  $\rho = (1/\sigma) = 1$ , onde  $\sigma$  é a elasticidade de substituição entre capital e trabalho.

Fazendo-se  $C_1(Y) = \alpha_1 Y^{\beta_1}$  e  $C_2(Y) = \alpha_2 Y^{\beta_2}$ , na função de produção (4), esta relação passa a ter uma forma conveniente para estimação, denominada *quase-homotética*, cujas características são as de que, se o capital varia  $\beta_1\%$  e o trabalho varia  $\beta_2\%$ , o nível de produto real varia, no mesmo sentido, segundo alguma taxa constante [Sato (1977, p. 564)]. Destarte, são possíveis diversas relações não-homotéticas entre produto e intensidade de capital, dependendo dos valores dos coeficientes  $\beta_1$  e  $\beta_2$ .

A função de produção específica, expressa para o período de tempo  $t$ , é dada por:

$$e^{gt} [\alpha_1 (Y_t)^{\beta_1} (K_t^*)^{-\rho} + \alpha_2 (Y_t)^{\beta_2} (L_t^*)^{-\rho}] - 1 = F(Y, K^*, L^*) = 0 \quad (5)$$

na qual  $e$  é a base do sistema de logaritmos naturais e  $g$  a taxa de progresso técnico ao longo do tempo [Stevenson (1980)].

O objetivo principal de estimação da não-homoteticidade pode ser melhor alcançado caso o modelo econométrico contenha causas importantes das diferenças em intensidade de capital, além do nível de produto real. No presente estudo, interessa examinar duas destas possíveis causas: os investimentos públicos locais em pesquisa agropecuária ( $R$ ) e assistência

técnica aos produtores ( $E$ ) acumulados em períodos anteriores [Huffman (1977)]. Pressupõe-se que a nova tecnologia agrícola, gerada pela pesquisa pública local, pode ser transmitida aos produtores rurais via serviços públicos de assistência técnica e extensão rural, mas também por outros veículos de comunicação [Nobre *et alii* (1981)]. Por seu turno, os serviços de assistência e extensão locais podem buscar novas tecnologias, tanto nos centros de pesquisa agropecuária locais como em outras fontes, locais ou externas. Em vista disso, a natureza dos efeitos de  $R$  e  $E$  sobre a intensidade de capital pode ser antagonica, promovendo ou desestimulando maior intensidade de capital.

As variáveis  $R$  e  $E$  são tratadas no modelo como se modificassem os níveis *efetivos* de capital e/ou trabalho, tal como descrito nas equações (1) e (2). As relações fator-aumentativas, substituídas na função de produção, são as seguintes:

$$K_t^* = (\gamma_{K1})^R (\gamma_{K2})^E K_t u_{1t} \quad (6)$$

$$L_t^* = (\gamma_{L1})^R (\gamma_{L2})^E L_t u_{2t} \quad (7)$$

nas quais  $\gamma_{K1}$ ,  $\gamma_{K2}$ ,  $\gamma_{L1}$  e  $\gamma_{L2}$  são os coeficientes a serem mensurados e  $u_{1t}$  e  $u_{2t}$  são diferenças aleatórias, log-normalmente distribuídas entre períodos de tempo, com capacidade de tirar partido de novas tecnologias produzidas pela pesquisa agropecuária ou de utilizar oportunidades aperfeiçoadas de insumos difundidos pela assistência técnica. Para dado período de tempo em que *não* ocorressem investimentos em pesquisa agropecuária, a variável  $R$  seria igual a zero e, portanto,  $K_t^* = K_t$  e  $L_t^* = L_t$ . Para outro período, ocorrendo investimentos em  $R$  e  $E$ , os termos  $\gamma_{K1}$  e  $\gamma_{L1}$  indicam as razões  $K_t^*/K_t$  e  $L_t^*/L_t$ . A interpretação de  $\gamma_{K2}$  e  $\gamma_{L2}$  é similar, isto é, mostra os efeitos de investimentos em assistência técnica sobre as razões  $K_t^*/K_t$  e  $L_t^*/L_t$  [David e Van der Klundert (1965)].

Para dadas razões de preços de fatores, as condições marginais para maximização de lucro, derivadas das equações (5) a (7), após supressão dos índices de tempo, são as seguintes:

$$P_K = \frac{\rho \alpha_1 Y^{\beta_1} \gamma_{k1}^{-\rho R} \gamma_{k2}^{-\rho E} e^{\rho t} u_1}{F_y(Y, K, L, R, E)} \quad (8)$$

$$P_L = \frac{\rho \alpha_2 Y^{\beta_2} \gamma_{L1}^{-\rho R} \gamma_{L2}^{-\rho E} L^{-\rho-1} e^{\rho t} u_2}{F_y(Y, K, L, R, E)} \quad (9)$$

as quais fornecem a razão de preços de fatores:

$$\begin{aligned} w &= \frac{P_L}{P_K} = \\ &= \left( \frac{\alpha_2}{\alpha_1} \right) (Y^{-\beta_1 + \beta_2}) \left( \frac{K}{L} \right)^{\rho+1} \left( \frac{\gamma_{L1}}{\gamma_{K1}} \right)^{-\rho R} \left( \frac{\gamma_{L2}}{\gamma_{K2}} \right)^{-\rho E} \left( \frac{u_2}{u_1} \right) \end{aligned} \quad (10)$$

Utilizando-se a elasticidade de substituição  $\sigma = 1/(\rho + 1)$ , rearrumando-se os termos e tomando-se logaritmos, obtém-se:

$$\ln (K/L) = \sigma \ln (\alpha_1/\alpha_2) + \sigma \ln w + \sigma (\beta_1 - \beta_2) \ln Y + \\ + (1 - \sigma) R \ln (\gamma_{L1}/\gamma_{K1}) + (1 - \sigma) E \ln (\gamma_{L2}/\gamma_{K2}) + \sigma \ln (u_1/u_2) \quad (11)$$

ou, de forma simplificada:

$$\ln k = \alpha + \sigma \ln w + \beta \ln Y + \gamma_1 R + \gamma_2 E + u \quad (12)$$

na qual  $k = K/L$ ,  $\alpha = \sigma \ln (\alpha_1/\alpha_2)$ ,  $\beta = \sigma (\beta_1 - \beta_2)$ ,  $\gamma_1 = (1 - \sigma) \ln (\gamma_{L1}/\gamma_{K1})$ ,  $\gamma_2 = (1 - \sigma) \ln (\gamma_{L2}/\gamma_{K2})$  e  $u = \sigma \ln (u_1/u_2)$ .

Visto que a elasticidade de substituição ( $\sigma$ ) aparece em todos os coeficientes de (12), é importante que se obtenha um coeficiente estatisticamente diferente de zero para a variável  $\ln w$ , de modo a permitir uma interpretação confiável dos demais resultados. Além disso, o termo  $(1 - \sigma)$  aparece nos coeficientes das variáveis que medem os efeitos dos investimentos em pesquisa ( $R$ ) e extensão ( $E$ ), de modo que é também relevante saber se  $\sigma$  é estatisticamente diferente da unidade. Visto que as razões  $\gamma_{L1}/\gamma_{K1}$  e  $\gamma_{L2}/\gamma_{K2}$  podem ser maiores ou menores que a unidade, a pesquisa e a extensão podem elevar ou reduzir a intensidade de capital ( $K$ ). Em outros termos,  $(\ln \gamma_t - \ln \gamma_k)$  pode ser positiva ou negativa. Assim, por exemplo, se o coeficiente de  $R$  for negativo e  $\sigma < 1$ , tem-se que  $(\gamma_{L1}/\gamma_{K1}) < 1$ , e indica-se que a mudança técnica (induzida pela pesquisa) é usadora de trabalho, no sentido hicksiano.

Para ajuste da equação (12) aos dados das séries temporais (1960/80), usa-se o procedimento de Theil-Bassman, ou MQDE, o qual é mais apropriado que o de mínimos quadrados ordinários (MQO) no caso de funções de produção não-homotéticas. Visto que as decisões sobre capacidade produtiva são tomadas ao longo do tempo, as decisões sobre níveis de produto são tomadas de modo simultâneo. A variável indicadora de produto ( $Y$ ) aparece no lado direito da equação (12).

Seria desejável que se empregasse uma forma funcional mais flexível, como a translog ou a de Fourier. Contudo, estas alternativas não foram aqui consideradas em virtude do reduzido número de observações disponíveis de séries temporais [Albuquerque (1987), Dias *et alii* (1982), Oliveira *et alii* (1984) e Santos (1987)].

A variável exógena excluída, usada para identificação, refere-se ao fator produtivo terra ( $A$ ). As outras variáveis exógenas são  $R$ ,  $E$  e  $w$ . A Tabela 2 apresenta as especificações e fontes de dados das variáveis incluídas nas análises.

O emprego dos níveis 0,10 e 0,20 de probabilidade, em trabalhos econométricos de séries temporais relativamente curtas, não é raro. Alguns autores chegam mesmo a considerar *significativos* os coeficientes cujos valores absolutos são maiores que os respectivos erros-padrão.

TABELA 2

Definições e fontes de dados das variáveis incluídas na análise

Variável	Definição	Fonte
$K_t$	Fluxo de serviços de tratores agrícolas, expresso em $10^6$ ha arados, ano <sup>-1</sup> , no ano $t$	IEA (1982)
$L_t$	Fluxo de serviços da força de trabalho agrícola, expresso em $10^6$ dh, ano <sup>-1</sup> , no ano $t$	IEA (1982)
$P_{kt}$	Preço de serviço de tratores agrícolas, expresso em cruzeiros, hectare <sup>-1</sup> , no ano $t$	IEA (1982)
$P_{lt}$	Preço do serviço de trabalhadores agrícolas, expresso em cruzeiros, dia-homem <sup>-1</sup> , no ano $t$	IEA (1982)
$Y_t$	Índice de produto real do setor agropecuário (base: 1977 = 100), no ano $t$	IEA (1982) FGV (1981)
$R_t$	Investimento público em pesquisa agrícola, acumulado entre os anos $t-5$ e $t$ , inclusive, expresso em Cr\$ $10^6$ de 1977, no ano $t$	Silva (1984) FGV (1981)
$E_t$	Investimento público em extensão rural, acumulado entre os anos $t-3$ e $t$ , inclusive, expresso em Cr\$ $10^6$ de 1977, no ano $t$	Silva (1984) FGV (1981)
$A_t$	Estoque de terra ocupada pelos estabelecimentos rurais, expresso em $10^6$ ha, ano <sup>-1</sup> , no ano $t$	IEA (1982)

### 3 — Resultados e discussão

Os resultados da estimação de mínimos quadrados de dois estágios, apresentados na Tabela 3 (equação estrutural), apóiam a hipótese de *não-homoteticidade*. O parâmetro de não-homoteticidade ( $\beta$ ) é positivo e *significativo* ao nível 0,10 de probabilidade. O coeficiente do logaritmo da razão de preços, que corresponde à *elasticidade de substituição*, é *significativo* ao nível 0,05. A hipótese de que a elasticidade de substituição não é diferente da unidade também é *rejeitada* ao nível 0,05 de probabilidade. Isto sugere que  $\gamma_1$  e  $\gamma_2$ , os quais englobam  $(1 - \sigma)$ , de acordo com a equação (12), podem ser utilizados para medição dos vieses tecnológicos decorrentes de investimentos públicos em pesquisa ( $R$ ) e extensão ( $E$ ). Nota-se que o valor de  $(1 - \sigma)$  situado entre os limites zero e unidade faz com que  $\hat{\gamma}_1$  e  $\hat{\gamma}_2$  sejam *subestimativas* dos efeitos de  $R$  e  $E$ , respectivamente.

TABELA 3

*Função de produção não-homotética do setor agrícola: Estado de São Paulo — 1960/80*

(Estimativas de MQDE)

	Estimador	Estatística <i>t</i>
Intercepto ( $\hat{\alpha}$ )	-2,2680	...
Elasticidade de substituição ( $\hat{\sigma}$ )	0,0955***	2,315 (21,901)*
Parâmetro de não-homoteticidade ( $\hat{\beta}$ )	0,8302**	1,916
Viés tecnológico—pesquisa ( $\hat{\gamma}_1$ )	-0,8006.10 <sup>-3*</sup>	1,728
Viés tecnológico—extensão ( $\hat{\gamma}_2$ )	0,8510.10 <sup>-3*</sup>	3,325
" $\hat{\beta}^2$ "	0,741	...

FONTES: Dados básicos de IEA (1982), FGV (1981) e Silva (1984).

\* Valor de *t* para a hipótese nula  $\sigma = 1$ .

NOTA: \*, \*\* e \*\*\* indicam significância estatística aos níveis 0,20, 0,10 e 0,05 de probabilidade, respectivamente.

As estimativas anteriores de elasticidades de substituição entre capital e trabalho na agricultura são, em geral, bastante elevadas, quando comparadas com a obtida no presente estudo ( $\hat{\sigma} \cong 0,1$ ). Dias *et alii* (1982), usando função de produção de tipo TL obtiveram estimativas de Zellner de  $\sigma$  variando entre 1,84 e 1,85 para a agricultura brasileira.

Brandt *et alii* (1984b) usaram o estimador de *ridge* para obtenção de parâmetros de uma função de produção para a agricultura do país e obtiveram estimativas de  $\sigma \cong 1,0$ . Brandt *et alii* (1982) utilizaram o modelo de Tsang-Yeung — um misto de CES e VES — ajustado a dados censitários de 1970/75, referentes ao país, e estimaram  $\sigma = 0,40$ . Mais recentemente, Wong *et alii* (1987) ajustaram a função de produção de tipo CES não-homotética a dados de três cortes seccionais (1970/75/80) do país como um todo e obtiveram  $\hat{\sigma} = 0,23$ . A presente estimativa ( $\hat{\sigma} \cong 0,10$ ), bastante inferior às anteriores (homotéticas), mas relativamente próxima daquela obtida por Wong e colaboradores (não-homotética), é coerente com a observação de Sato (1977), de que as estimativas de elasticidades de substituição tendem a decrescer na medida em que se considera explicitamente a não-homoteticidade.

O viés de nova tecnologia gerada pela pesquisa agrícola ( $\hat{\gamma}_1$ ) é negativo e *significativo* ao nível 0,20 de probabilidade, indicando viés *usador de trabalho*. Conquanto não se possa concluir que a tecnologia gerada pela



pesquisa agrícola estadual é, em qualquer sentido absoluto, *apropriada* à condição de abundância de trabalho, o resultado obtido implica que o sistema estadual de pesquisa agrícola vem gerando tecnologias mais adaptáveis à abundância de trabalho. Qualquer que seja a explicação para este resultado, entretanto, o aspecto relevante é o de que o viés tecnológico não deveria ser isolado por meio de uma função de produção homotética usual. Fica evidente que variações na intensidade de capital ao longo do tempo poderiam ser inadequadamente obscurecidas pela adoção de tecnologias usadoras de trabalho, geradas pelo sistema estadual de pesquisa agrícola.

O viés tecnológico atribuído ao serviço de extensão rural ( $\gamma_3$ ) é positivo e *significativo* ao nível 0,05 de probabilidade, indicando viés *poupador de trabalho*. Outros fatores permanecendo constantes, maiores investimentos públicos em extensão rural e assistência técnica ao produtor estariam resultando em maior intensidade de capital. Resultados de pesquisa anterior [Fialho *et alii* (1986)], usando função de produção de tipo CD de forma intensiva e dados de séries temporais referentes ao Estado de São Paulo, também indicaram que a tecnologia transmitida pelos serviços de extensão rural e assistência técnica aos agricultores paulistas é do tipo poupadora de trabalho. Uma das explicações possíveis é a de que o sistema estadual de extensão rural estaria levando aos produtores não apenas, ou pelo menos de modo não predominante, as tecnologias geradas pelo sistema estadual de pesquisa. Tal como discutido por Evenson (1986), existe a possibilidade de ocorrência do fenômeno de *spill-in* (extravasamento para dentro) dos resultados de programa de pesquisa e desenvolvimento científico. O resultado ora obtido pode sugerir que o programa público estadual de pesquisa esteja gerando tecnologias agrícolas de natureza diferente daquelas providas pelos programas externos (nacionais e internacionais). Não se pode, com base nas informações disponíveis, indicar o tipo predominante de tecnologia que os produtores paulistas têm finalmente adotado. Este é, contudo, um tópico importante e que deveria ser explorado em futura pesquisa.

#### 4 — Conclusões e advertências

O presente estudo utiliza dados de séries temporais e uma função de produção CES do tipo não-homotético para estudar os efeitos de preços relativos, escala e viés de tecnologia sobre a intensidade de capital na agricultura paulista. Os resultados obtidos indicam elasticidade de substituição menor que as obtidas anteriormente em pesquisas que usaram modelos homotéticos. A hipótese de não-homoteticidade não é rejeitada, com base na evidência ora obtida. Indica-se, finalmente, que a tecnologia gerada

pelo sistema *estadual* de pesquisa agrícola é do tipo usador de trabalho, ao passo que a tecnologia transmitida pelo serviço estadual de extensão rural é do tipo poupador de trabalho.

Conquanto os resultados aqui obtidos possam ser considerados bastante satisfatórios, em termos de expectativas *a priori*, uma série de advertências deve ser feita, de modo a acautelar usuários eventuais. As principais advertências se referem a limitações dos dados e ao modelo empregado. Em primeiro lugar, as séries históricas disponíveis (1960/80) são relativamente curtas. Novas pesquisas deveriam ser conduzidas, procurando estender estas séries e cobrir o período (recessivo) posterior a 1980. Outra possibilidade seria o emprego dos dados de cortes seccionais do Estado, obtidos, há mais de 10 anos, pelo Instituto de Economia Agrícola. Entretanto, até o momento, eles não se encontram em forma apropriada para processamento. Em segundo lugar, no presente estudo, a variável indicadora de fluxo de serviços de capital agrícola restringe-se ao fluxo de serviços de tratores agrícolas. Não foi possível, com base nos elementos disponíveis, construir uma série mais abrangente. Em terceiro lugar, o fator produtivo terra entra no modelo apenas no primeiro estágio de estimação, na previsão do nível de produto e, portanto, apenas indiretamente, na determinação da intensidade de capital. O emprego da função de produção do tipo CES implica, como se sabe, esta limitação. Futura pesquisa deveria considerar a utilização de modelos menos restritivos neste sentido. Em quarto lugar, as defasagens entre investimentos em pesquisa e extensão e efeitos a nível de estabelecimento rural, usadas no presente estudo, são arbitrárias. Análises de sensibilidade podem e devem ser elaboradas, visando verificar os efeitos de defasagens alternativas sobre a intensidade de capital na agricultura. Finalmente, mas não menos importante, ignorou-se no presente estudo os possíveis efeitos de pesquisa e assistência técnica conduzidos por instituições e empresas não pertencentes ao sistema público estadual. Estas e outras limitações podem distorcer ou enviesar, de algum modo, os resultados ora obtidos. Alguma cautela, portanto, deveria ser tomada, ao se considerar o uso dos resultados apresentados, quer em previsão, quer em formulação de políticas.

## Abstract

*This paper uses the most general form of CES production functions developed by Sato and the procedure for evaluation of causes of technological biases proposed by Sosin & Fairchild. The basic data is of time series (1960/80) type and covers the farm sector of the State of São Paulo, Brazil. Parameters are estimated by two stage procedures. Elasticity of substitution thus obtained is substantially lower than those obtained under homotheticity assumption. Non-homotheticity hypothesis is not rejected. Technologies provided by State systems of research (extension) are of labor using (saving) type. Results are compared with those obtained in previous studies.*

## Bibliografia

- AGUIAR, R. C. *Abrindo o pacote tecnológico: estado e pesquisa agropecuária no Brasil*. São Paulo, Polis-CNPq, 1986.
- ALBUQUERQUE, M. C. C. Uma análise translog sobre mudança tecnológica e efeitos de escala: um caso de modernização ineficiente. *Pesquisa e Planejamento Económico*, Rio de Janeiro, 17 (1):191-220, abr. 1987.
- ÁVILA, A. F. D., and AYRES, C. A. S. Productivity-based ex post studies of Brazilian agricultural research impact. In: EVENSON, R. E., CRUZ, E. R., ÁVILA, A. F. D., and PALMA, V., eds. *Economic evaluation of agricultural research: methodologies and Brazilian applications*. New Haven, EMBRAPA-Yale University, 1986, Chapter VII, p. 1-42.
- BELL, M. W., SILVER, M. S., and STRAY, S. I. Why growth rates do differ. *Journal of Economic Studies*, 9 (2):51-67, 1982.
- BRANDT, S. A., DIAS, R. S., e LEMOS, J. J. S. Aplicação do modelo de Tsang-Yeung no setor agrícola. *Revista Seiva*, 42 (90):84-9, 1982.
- BRANDT, S. A., COSTA, L. C., CIPRIANO, J., e MAGALHÃES, A. C. Nota sobre viés de mudança técnica e demanda de trabalho na agricultura paulista. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE ECONOMIA E SOCIOLOGIA RURAL, 22, 1984. *Anais...* Salvador, SOBER, 1984a, p. 45-8.
- BRANDT, S. A., OLIVEIRA, J. A. S., e LEMOS, J. J. S. Estimadores de cume de função translog de produção agrícola: evidência adicional e inferências para política. *Revista de Econometria*, 4 (1):111-21, 1984b.
- BRANDT, S. A., and CIPRIANO, J. Labour absorption, demand, and employment decomposition in Brazilian agriculture. In: INTERNATIONAL CONFERENCE OF AGRICULTURAL ECONOMISTS, 19, 1985. *Abstracts...* Málaga, IAAE, 1985, p. 28-9.
- DAVID, P. A., and VAN DE KLUNDERT, T. Biased efficiency growth in the U. S., 1899-1960. *American Economic Review*, 55 (3):357-94, 1965.
- DIAS, R. S., BRANDT, S.A., e FONTES, R. M. U. Modelo translog de substituição de fatores na agricultura brasileira. In: ENCONTRO BRASILEIRO DE ECONOMETRIA, 4, 1982. *Anais...* Águas de São Pedro, SBE, 1982, p. 185-204.
- DISCH, A. A duality-based ex post evaluation of Brazilian agricultural research inputs. In: EVENSON, R. E., CRUZ, E. R., ÁVILA, A. F. D., and PALMA, V., eds. *Economic evaluation of agricultural research: methodologies and Brazilian applications*. New Haven, EMBRAPA-Yale University, 1986, Chapter VIII, p. 1-19.

- EVENSON, R. E. Ex ante research evaluation and system design assessment. In: EVENSON, R. E., CRUZ, E. R., ÁVILA, A. F. D., and PALMA, V., eds. *Economic evaluation of agricultural research: methodologies and Brazilian applications*. New Haven. EMBRAPA-Yale University, 1986, Chapter VI, p. 1-9.
- FIALHO, I. P. M., BRANDT, S. A., GUIMARÃES, H. M., WONG, S., MARTINS, M. I. E. G., e MELLO, A. J. F. Efeitos da extensão rural sobre uso de fatores: In: CONGRESSO DE ECONOMIA E SOCIOLOGIA RURAL, 25, 1987. *Anais...* São Luís, SOBER, 1987, p. 108.
- FUNDAÇÃO GETULIO VARGAS. *Conjuntura Econômica*, Rio de Janeiro, 33 (11), 1981, suplemento.
- HUFFMAN, W. E. Allocation efficiency: the role of human capital. *Quarterly Journal of Economics*, 91 (1) :59-79, 1977.
- INSTITUTO DE ECONOMIA AGRÍCOLA. *Banco de dados*. São Paulo, Secretaria de Agricultura, 1982.
- MAGALHÃES, A. C., BRANDT, S. A., e MAIA, M. M. Absorção de trabalho, demanda e decomposição de emprego agrícola. *Estudos Econômicos*, São Paulo, 16 (2) :243-55, 1986.
- MUELLER, C. C. Os preços relativos de fatores e as tecnologias poupadoras de mão-de-obra na agricultura brasileira. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Rio de Janeiro, 6 (3) :767-86, dez. 1976.
- NOBRE, J. M., PANIAGO, E., OLIVEIRA, E. O., ALVARENGA, S. O., e BARBOSA, T. Análise da rentabilidade de empresas privadas de planejamento e assistência técnica na agricultura. *Revista Ceres*, 28 (160) :560-79, 1981.
- OLIVEIRA, J. A. S., BRANDT, S. A., LEMOS, J. J. S., e CIPRIANO, J. A. demanda derivada de insumos modernos na agricultura: efeitos de preços, substituição e tecnologia. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 12, 1984. *Anais...* São Paulo, ANPEC, 1984, v. 3, p. 1.361-80.
- SANDERS, J. H., and RUTTAN, V. W. Biased choice of technology in Brazilian agriculture. In: BINSWANGER, H. P., and RUTTAN, V. W., eds. *Induced innovation: technology, institutions and development*. Baltimore, Johns Hopkins University Press, 1978, p. 276-96.
- SANTOS, R. F. *Presença de vieses de mudança técnica na agricultura brasileira*. São Paulo, FIPE/USP, 1987 (Ensaio Econômico, 63).
- SATO, R. The most general class of CES production functions. *Econometrica*, 43 (3) :999-1.003, 1975.

- . Homothetic and non-homothetic CES production functions. *American Economic Review*, 67 (3) :557-69, 1977.
- SCANDIZZO, P. L., e BARBOSA, T. Substituição e produtividade de insumos agrícolas no Nordeste do Brasil. *Pesquisa e Planejamento Económico*, Rio de Janeiro, 7 (2) :367-404, ago. 1977.
- SILVA, G. L. S. *Produtividade agrícola, pesquisa e extensão rural*. São Paulo, FIPE/USP, 1984, 143 p.
- SOSIN, K., and FAIRCHILD, L. Non-homotheticity and technological bias in production. *Review of Economics and Statistics*, 66 (1) :44-50, 1984.
- STEVENSON, R. Measuring technological bias. *American Economic Review*, 70 (1) :162-73, 1980.
- TOLLINI, H. Evolução recente do potencial produtivo da agricultura brasileira. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE ECONOMIA E SOCIOLOGIA RURAL, 21, 1983. *Anais...* Brasília, FF, SOBER, 1983, p. 111-3.
- WONG, S., BRANDT, S. A., MELLO, A. J. F., e MARTINS, M. I. E. G. A agricultura e o caso mais geral das funções de produção CES não-homotéticas. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE ECONOMIA E SOCIOLOGIA RURAL, 25, 1987. *Anais...* São Luís, SOBER, 1987, p. 52.

(Originais recebidos em novembro de 1987. Revistos em janeiro de 1988.)