

## **O PROCESSO DE MUDANÇA TECNOLÓGICA NA AGRICULTURA PAULISTA (\*)**

---

Álvaro Seixas Neto  
Júlio Alberto Penna (\*\*)

### **SINOPSE**

Este estudo pretende estabelecer as relações trator/mão-de-obra, e fertilizante/terra, para a agricultura paulista, em função dos preços relativos desses fatores. O modelo utilizado é composto de duas funções CES; uma para explicar a relação capital poupador de trabalho com fator trabalho e a outra para explicar a relação capital poupador de terra com o fator terra. Os resultados encontrados mostram que a tecnologia usada na agricultura paulista no período 1950/74, em relação aos fatores mão-de-obra e maquinaria empregada, pode ser classificada como usadora de capital.

Contudo, quando foi considerado apenas o período 1950/60 a tecnologia foi neutra em termos da relação entre trabalho e capital (maquinaria) e terra-intensiva em termos da relação terra e capital (fertilizantes). A conclusão principal é que a tecnologia usada na agricultura de São Paulo tornou-se capital intensiva a partir de 1960.

### **SUMMARY**

This study attempts to establish the relationships between tractor/labour and fertilizer/land as a function of relative cost of these two production factors. The model used has two CES functions, one explaining the relation between capital (substituting labour) with labour, and the other the relation of capital (substituting land) with land. The results obtained show that when the whole 1950/74 period was considered the technology in both cases was capital intensive. However, when only the 1950/60 period was considered the technology was neutral in terms of the relationship between labour/capital (machinery) and land intensive in terms of land/capital (fertilizer).

The major conclusion is that technology used in the Agriculture of São Paulo turned capital intensive starting in the sixties.

---

(\*) Os autores agradecem ao Professor Túlio Barbosa e ao Dr. Vitor Afonso Hoeflich pelas críticas e sugestões apresentadas.

(\*\*) Respectivamente: Economista da Empresa Projetos e Desenvolvimento SEITEC e Professor Visitante na Universidade de Brasília.

---

R. Econ. Rural	Brasília	v. 16	n. 1	p. 70-88	jan./mar. 1978
----------------	----------	-------	------	----------	----------------

## O PROCESSO DE MUDANÇA TECNOLÓGICA NA AGRICULTURA PAULISTA

Álvaro Seixas Neto  
Júlio Alberto Penna

### 1. INTRODUÇÃO

São Paulo é geralmente apontado como um dos Estados do Brasil que tem incorporado, de forma acentuada, técnicas modernas em seu setor agrícola. A taxa de crescimento da produtividade por hectare, assim como a relação maquinaria-homem, estão bem acima da média brasileira. Com efeito, na década 1950/60, enquanto 70% do crescimento da produção agrícola brasileira se deveu à incorporação de novas terras e 30% a acréscimos dos rendimentos por hectare, em São Paulo, estes percentuais situaram-se em torno de 23% e 77%, respectivamente (4).

No período seguinte, 1960/68, a taxa de crescimento da produtividade por hectare, em São Paulo, cresceu significativamente, sendo a base da taxa de crescimento da produção agrícola apresentada no quadro 1. Por outro-lado, a taxa de absorção da mão-de-obra passou a ser negativa, indicando emigração das zonas rurais.

QUADRO 1 – Taxas geométricas anuais de crescimento da produção agrícola e suas fontes, 1950/60 e 1960/68

Componentes	Regiões	Períodos	
		1950/60	1960/68
Aumento da Produção por área ( $\Delta Y/A$ )/(Y/A)	Brasil	1,77	2,03
	São Paulo	3,76	4,79
Aumento da relação área-homem ( $\Delta A/N$ )/(A/N)	Brasil	0,54	1,96
	São Paulo	- 0,05	0,62
Aumento da Mão-de-Obra rural ( $\Delta N/N$ )	Brasil	3,53	1,36
	São Paulo	1,21	- 1,32
Aumento da Produção agrícola ( $\Delta Y/Y$ )	Brasil	5,84	5,35
	São Paulo	4,92	4,09

Fonte: (4)

Dos dados apresentados no quadro 1, a relação área-homem constitui um indicador relevante pois, sob certas condições, refletiria a relação tecnologia mecânica-mão-de-obra. No trabalho de PASTORE, ALVES e RIZZIERI (4), esta relação é indicada da seguinte maneira: suponha-se que a função de área cultivada (A) possa ser espe-

cificada como dependendo da mão-de-obra (N) e maquinaria (T), e expressa como a seguir:

$$A = G(N,T)$$

Se essa função puder ser aproximada por uma função homogênea de grau 1, poderá ser reescrita na forma:

$$(A/N) = f(T/N)$$

na qual a área por trabalhador depende apenas da quantidade de máquinas por trabalhador.

Da mesma maneira, se se aceita, a priori, que o nível agregado de produção agrícola (Y) é função da área cultivada (A) e do uso de fertilizantes (F), a produtividade média por hectare pode ser expressa como:

$$Y/A = h(F/A)$$

Ambas as funções explicitadas anteriormente são só relações físicas entre variáveis que entram no processo produtivo.

Neste estudo, entretanto, pretende-se expressar as relações T/N e F/A em função de variáveis econômicas. O conhecimento dessas variáveis permitiria fazer diferentes análises. Em primeiro lugar, em relação a uma política de preços dos fatores de produção, especialmente quando o governo deseja estimular o uso de fertilizantes através, por exemplo, de subsídios diretos. Ou, qual deveria ser a relação preço-fator/preço-mão-de-obra, para o caso de incorporação de novas terras ao processo produtivo.

Em segundo lugar, o conhecimento da elasticidade de substituição entre os fatores de produção permite inferir o grau de facilidade de substituição entre eles assim como observar o tipo de tecnologia (neutra ou não) que se vem incorporando nos últimos anos. Além disso, a elasticidade de substituição é um dos elementos fundamentais para o estudo do direcionamento da distribuição da renda entre os principais fatores de produção. Esse último aspecto, embora importante, não será abordado na presente pesquisa.

Finalmente, a alocação de fatores como função de seus preços relativos merece destaque, pois a análise de seu comportamento ao longo do tempo é um indicador da direção em que as pesquisas agrícolas devem seguir, de maneira que a geração de técnicas seja efetuada de forma racional e compatível com a dotação de fatores existentes no Estado. Isso porque, conforme acentuam alguns autores, uma base comum para o rápido crescimento da produção e da produtividade agrícola depende da adaptação da tecnologia à proporção de fatores prevalescentes e, ainda, porque um aspecto importante dessa adaptação é a habilidade de criar uma seqüência contínua de inovações, com vistas à preservação dos fatores limitantes.

HEADY (3) classificou as inovações agrícolas, de um ponto de vista puramente físico, como sendo biológicas e mecânicas. Entende por inovações biológicas aquelas que têm efeito fisiológico no aumento do produto total, a partir de dada unidade de

terra. Como inovações mecânicas, refere-se àquelas que substituem capital por mão-de-obra, mas não alteram os resultados fisiológicos das plantas e dos animais em que são aplicadas. Reconhece que existem algumas inovações mecânicas que produzem efeitos fisiológicos sobre as culturas e denomina tais tecnologias de biológico-mecânicas.

HAYAMY e RUTTAN (2) utilizaram a classificação proposta por HEADY (3) porém incluíram nas inovações biológicas aquelas de natureza química; citam, ainda, que as tecnologias assim designadas são análogas aos conceitos de capital poupador de terra (landesque) e mão-de-obra (laboresque) empregados por Sen.

A classificação atribuída a HEADY (3), e complementada por HAYAMI e RUTTAN (2), é extremamente interessante do ponto de vista empírico, para ser testado por meio de modelos analíticos que contenham as relações capital/terra e capital/trabalho, expressas em função de variáveis econômicas. Por outro lado, a classificação de Hicks de tecnologia poupadora, neutra, ou usadora de capital pode ser adequada para períodos mais longos, desde que se considere o processo de ajustamento que, sem dúvida, ocorrerá, para que seja atingido o equilíbrio por ele preconizado. Ambas as classificações desempenham papel de relevância nas análises que se seguem.

Em resumo, os objetivos específicos deste trabalho são: a) delinear um modelo que contenha as variáveis explicativas da recente mudança tecnológica do setor agrícola paulista e, b) estimar a elasticidade de substituição entre os fatores de produção envolvidos na análise.

## 2. O MODELO

O modelo utilizado no presente estudo, baseado parcialmente em CASTRO (1), é composto de duas funções CES (Elasticidade de Substituição Constante) que apresentam a seguinte forma funcional (supondo-se grau de homogeneidade um):<sup>1/</sup>

$$(1) Z_L = f(K_L, L) = \{B_1 \left[ G_{K_L}(t) K_L \right]^{-r_L} + (1-B_1) \left[ G_L(t) L \right]^{-r_L} \}^{-\frac{1}{r_L}},$$

sendo  $B_1 > 0$  e  $r_L = \frac{1 - S_L}{S_L}$  ;

$$(2) Z_T = f(K_T, T) = \{B_2 \left[ G_{K_T}(t) K_T \right]^{-r_T} + (1-B_2) \left[ G_T(t) T \right]^{-r_T} \}^{-\frac{1}{r_T}},$$

sendo  $B_2 > 0$  e  $r_T = \frac{1 - S_T}{S_T}$  ,

onde:

$K_L$  = capital poupador do trabalho;

$K_T$  = capital poupador de terra;

$L$  = fator trabalho; e  $T$  = fator terra.

---

1/ Uma descrição mais detalhada do modelo, pode ser encontrada em SEIXAS NETO (7).

Os parâmetros  $B$ ,  $S_L$  e  $S_T$  representam o grau no qual a tecnologia é capital intensivo e as elasticidades de substituição entre os fatores de produção considerados, respectivamente. O parâmetro  $G$  representa o nível de eficiência técnica dos fatores envolvidos na análise onde eficiência se refere à produtividade média do referido fator de produção. Ainda com respeito ao parâmetro  $G$ , admite-se que seja uma função monotônica não decrescente do tempo, ou seja, espera-se que, uma vez alcançado certo nível de eficiência de determinado insumo, não haja sua degeneração ao longo do tempo.

A natureza da mudança tecnológica pode ser determinada desde que se conheçam os parâmetros  $G$  e  $S$ . Assim, se a eficiência de dado fator cresce mais rapidamente que a eficiência média de todos os insumos pertencentes ao grupo do qual é componente, a mudança tecnológica será poupadora ou usadora desse fator, na classificação convencional de Hicks, se  $S \geq 1$ .

No modelo, supõe-se que as funções 1 e 2 sejam fortemente separáveis, isto é, que possam ser expressas na forma aditiva (6). A particularidade de serem as funções fortemente separáveis, implica que a taxa marginal de substituição técnica entre dois fatores de determinado conjunto não é afetada pela quantidade de outros insumos que não pertençam a este conjunto, ou seja por exemplo:

$$\frac{\partial \left( \frac{\partial y / \partial L}{\partial y / \partial K_L} \right)}{\partial T} = 0 \quad L, K_L \in Z_L, T \notin Z_L$$

Em outras palavras, forte separabilidade resulta em que a alocação de fatores dentro de cada classe é determinada exclusivamente pela relação de preços desta classe.

Do ponto de vista econométrico, observação importante a ser feita é que o procedimento dos mínimos quadrados ortodoxos não pode ser aplicado diretamente à função CES, uma vez que a condição de linearidade nos parâmetros não é satisfeita, ainda que à função sejam aplicados logaritmos.

A condição de primeira ordem de minimização de custos requer que a relação dos produtos marginais, ou seja, a taxa marginal de substituição seja igual à relação de preços dos fatores. Assim, admitindo-se competição perfeita e funções diferenciáveis, obtém-se a seguinte equação de equilíbrio:

$$\frac{B_1}{1-B_1} \left( \frac{G_{K_L}(t)}{G_L(t)} \right)^{-r_L} \left( \frac{K_L}{L} \right)^{-(r_L+1)} = \frac{P_{K_L}}{P_L} \quad (3)$$

Tirando-se o valor de  $K_L/L$ , obtém-se:

$$\frac{K_L}{L} = \left( \frac{B_1}{1-B_1} \right)^{\frac{1}{r_L+1}} \left( \frac{G_{K_L}(t)}{G_L(t)} \right)^{-\frac{r_L}{r_L+1}} \left( \frac{P_{K_L}}{P_L} \right)^{-\frac{1}{r_L+1}}$$

Como  $r_L = (1 - S_L)/S_L$  então,  $S_L = 1/(r_L + 1)$

e, ainda,  $r_L/(r_L+1) = (1-S_L)$

Logo, pode-se escrever:

$$\frac{K_L}{L} = \left( \frac{B_1}{1 - B_1} \right) S_L \left( \frac{G_{K_L}(t)}{G_L(t)} \right) (S_L - 1) \left( \frac{P_{K_L}}{P_L} \right)^{-S_L} \quad (4)$$

Essa expressão indica a direção na qual a relação de fatores se move na presença de estímulos técnico-econômicos, ainda que exista certa defasagem, até que seja atingida a razão de equilíbrio. Desta forma, deduz-se que acréscimo no preço do  $K_L$  levará a decréscimo de sua participação relativa, ao passo que um aumento relativo na eficiência de  $K_L$  conduzirá a maior ou menor contribuição deste fator no processo produtivo, se  $S_L \geq 1$ .

Essa expressão, entretanto, não considera o ajuste da relação de fatores diante dos estímulos econômicos, os quais induzem os empresários a alterarem a composição de fatores, no intuito de atingir o ponto ótimo. O processo de ajustamento pode ser descrito pelo mecanismo de ajustamento defasado ou imperfeito. Denominando ( $x$ ) o coeficiente de reação, pode-se expressar tal mecanismo da seguinte forma:

$$\frac{K_L}{L} = \left[ \left( \frac{K_L}{L} \right)_t - 1 \right] (1 - x) \left[ \left( \frac{K_L}{L} \right)^* \right]^x \quad (5)$$

onde  $\left( \frac{K_L}{L} \right)^*$  representa a relação de equilíbrio expressa em (4). Substituindo-se (4) em (5), obtém-se

$$\frac{K_L}{L} = \left( \frac{B_1}{1 - B_1} \right)^{(S_L)x} \left( \frac{G_{K_L}(t)}{G_L(t)} \right)^{(S_L - 1)x} \left( \frac{P_{K_L}}{P_L} \right)^{(-S_L)x} \left[ \left( \frac{K_L}{L} \right)_t - 1 \right]^{(1 - x)} \quad (6)$$

Analogamente,

$$\frac{K_T}{T} = \left( \frac{B_2}{1 - B_2} \right)^{(S_T)x} \left( \frac{G_{K_T}(t)}{G_T(t)} \right)^{(S_T - 1)x} \left( \frac{P_{K_T}}{P_T} \right)^{(-S_T)x} \left[ \left( \frac{K_T}{T} \right)_t - 1 \right]^{(1 - x)} \quad (7)$$

As equações 6 e 7 são as equações básicas a serem estimadas e por meio das quais serão obtidas as estimativas dos parâmetros relevantes deste estudo. Desta forma, o coeficiente de reação ( $x$ ) é obtido subtraindo-se a estimativa da variável relação retardada de fatores da unidade; a estimativa da elasticidade de substituição é obtida dividindo-se o coeficiente da variável relação de preços pelo coeficiente de reação já estimada pelo processo anterior; o parâmetro de eficiência  $G$  é estimado a partir do coeficiente da variável tendência, bastando dividir este coeficiente por  $(x) (S - 1)$ .

### 3. RESULTADOS E DISCUSSÃO

São apresentados neste capítulo os resultados estatísticos obtidos da estimação do modelo descrito na seção anterior e, para facilitar a análise, a discussão será dividida em fases distintas, de acordo com as funções estimadas.

#### 3.1. Função Trabalho

A equação estimada foi a especificada no capítulo anterior, tendo sido realizadas algumas tentativas, no que diz respeito à medição das variáveis. Dessa forma, com relação à variável capital poupador de mão-de-obra, que se refere apenas a tratores dada a inexistência de informações de outros tipos de capital, procuraram-se alternativas que pudessem refletir, de forma mais adequada, o fluxo de seus serviços para o processo produtivo. Foi gerada, então, uma série histórica do estoque de HP existente no Estado de São Paulo, a partir da identificação da potência média, ano por ano, dos tratores importados e de fabricação nacional. Até 1959, considerou-se como 42,0 HP a média para a maquinaria importada, correspondente ao FORDSON 42, por representar o trator típico (5). A partir de 1960, com a implantação da indústria nacional, a média de HP foi calculada ponderando-se o número de unidades fabricadas pela potência de cada tipo de maquinaria.

A outra alternativa foi medir o fluxo de serviços de capital, conceituado como sendo a taxa de depreciação adicionada ao custo de oportunidade. No caso específico de máquinas agrícolas, especialmente tratores, não existem informações disponíveis sobre a taxa de depreciação real para o Estado, haja visto o total de desuniformidade quanto ao uso dessas maquinarias e sua conseqüente vida útil. Pressupôs-se que a vida útil de tratores agrícolas no Estado de São Paulo fosse, em média, de 7 anos, correspondendo a uma taxa de 14% a. a., aproximadamente.

Com relação ao custo de oportunidade, uma medida aconselhável seria a taxa de juros vigente, desde que o mercado de capitais operasse perfeitamente. Entretanto, desde que existem imperfeições nesse mercado, essa medida não seria adequada como indicador do custo de oportunidade do capital. Considerou-se, então, uma taxa de 10% para expressar esse custo de oportunidade, por representar um consenso quanto à sua estimativa para o setor agrícola.

Foram usadas ambas as medições na estimação da função e a primeira alternativa, estoque de HP, não produziu resultados estatísticos satisfatórios. Assim, apresentar-

se-á e discutir-se-á, apenas, os resultados obtidos com a variável capital, especificada de acordo com a segunda opção.

Na estimação do modelo, supôs-se que a eficiência dos fatores pudesse ser especificada como a razão das eficiências do capital poupador de mão-de-obra e da mão-de-obra. Assim, ter-se-á:

$$\frac{G_{K_L}(t)}{G_L(t)} = G(t)$$

Levantou-se a hipótese de que o diferencial nas taxas de melhoria técnica fosse constante, o que implicaria que a eficiência fosse especificada como:

$$G(t) = 10^{Gt}$$

onde  $t$  é a variável tendência.

Efetuuou-se o ajustamento da função para as informações do período global (1950/74) e para aqueles correspondentes aos períodos anterior (1950/60) e posterior (1961/74) à implantação da indústria nacional de tratores. Essa divisão objetivou dar uma visão mais clara de como ocorreu a substituição entre os fatores envolvidos no processo de produção descrito pela função.

O quadro 2 apresenta os resultados obtidos e dele depreende-se a qualidade satisfatória dos ajustamentos.

O teste F indicou que, ao nível de 1% de significância, pelo menos uma das variáveis independentes consideradas na regressão está influenciando a dependente.

As equações estimadas com a série histórica global, e para o período 1961/74, apresentaram todos os seus coeficientes significativamente diferentes de zero e pelo menos 95% de probabilidade, com exceção do coeficiente da variável dependente defasada para este último período. O ajustamento da função referente ao período 1950/60 apresentou a significância dos coeficientes a nível bem inferior ao das demais variáveis, inclusive a variável tendência ( $t$ ), não sendo estatisticamente diferente de zero, aos níveis usualmente aceitáveis.

Efetuaram-se testes para verificação de correlação serial nos resíduos, utilizando-se, para tanto, o teste Durbin (D), uma vez que a função inclui, entre as variáveis explicativas, a variável dependente defasada e o teste de Durbin-Watson, comumente usado para investigação dessa hipótese, não deve ser aplicado. As equações I e II não apresentaram correlação serial nos resíduos, ao passo que na III não houve razões para se rejeitar a hipótese nula, aos níveis considerados razoáveis. As tentativas efetuadas para amenizar seus efeitos, seja pelo método iterativo, seja pelo de Durbin, foram, de certa forma, frustrantes e posto que, mesmo na presença da correlação

serial, os estimadores de mínimos quadrados são não viesados e consistentes, ainda que não sejam eficientes, manteve-se a equação III em sua formulação original, dados os objetivos do presente estudo.

QUADRO 2 - Estimativas dos coeficientes de regressão parcial da Função Trabalho

Período	Interseção (log)	Variáveis Explicativas		t	R <sup>2</sup>	D	ρ <sup>2</sup>	F
		$\frac{P_{K_L}}{P_L}$	$\left(\frac{K_L}{L}\right)_{t-1}$					
I. Global	0,3193	0,3783*** (0,1514)	0,5405**** (0,1362)	0,0236*** (0,0092)	0,98	2,003 <sup>sc</sup>	0,32	392,9****
II. 1950/1960	0,3563	0,6752* (0,4224)	0,6032** (0,2574)	0,0013 (0,0397)	0,96	1,007 <sup>sc</sup>	0,29	63,6****
III. 1961/1974	0,4907	0,5859*** (0,1908)	0,1632 (0,2213)	0,0471**** (0,0135)	0,92	3,583	0,98	36,4****

Fonte: Dados básicos apresentados no Anexo.

Obs: \*\*\*\* Significância a 1% de probabilidade      \_ D – Teste de Durbin  
 \*\*\* Significância a 5% de probabilidade      ... ρ<sup>2</sup> – Teste de Theil-Nagar  
 \*\* Significância a 10% de probabilidade      sc – Sem correlação serial nos resíduos a.  
 \* Significância a 20% de probabilidade      — 1% de probabilidade

Ainda para se conhecer o grau da correlação serial, aplicou-se o teste de Theil-Nagar, obtendo-se a confirmação dos resultados conseguidos com a estatística D, de Durbin.

Com respeito ao problema da multicolinearidade, há evidência de sua existência apenas na equação II. Uma das maneiras práticas de identificar sua seriedade é verificar se pelo menos um dos coeficientes estimados não difere estatisticamente de zero, ao mesmo nível de significância daquele utilizado no teste F.

Acredita-se que a introdução da variável dependente defasada tenha contribuído para o agravamento da multicolinearidade e, dessa forma, induzido que a significância dos coeficientes fosse a níveis tão baixos como os observados na equação II.

O procedimento normal de eliminação de variáveis do modelo, objetivando amenizar a multicolinearidade, origina o problema de viés de especificação e, conseqüentemente, prejudica a interpretação dos coeficientes da regressão. Com base na derivação do modelo utilizado no presente estudo e na ausência de alternativas teoricamente viáveis para o ajustamento da função CES, mantiveram-se as variáveis no modelo, ainda que os resultados devam ser interpretados com algum cuidado.

O quadro 3 discrimina os parâmetros estimados a partir do ajustamento das equações constantes no quadro 2.

No quadro 3 observa-se que a estimativa da elasticidade de substituição para o período global é relativamente próxima da unidade e, na década de 1950/60, seu valor, maior que a unidade, supera a estimativa referente a 1961/74.

**QUADRO 3 - Estimativas da elasticidade de substituição, do coeficiente de reação e do coeficiente de eficiência da função trabalho.**

Período	Parâmetros Estimados		
	Elasticidade de Substituição ( $S_L$ )	Coeficiente de Reação ( $\lambda$ )	Coeficiente de Eficiência (G)
I - Global	0,8233	0,4595	- 0,2907
II - 1950/60	1,7016	0,3968	0,0047
III - 1961/74	0,7002	0,8368	- 0,1877

Fonte: QUADRO 2

Essa constatação é justificável quando se considera a relação existente entre a elasticidade de substituição e a densidade capital-trabalho. Se o número de máquinas por trabalhador é baixo, a introdução de tecnologia mecânica viria acompanhada de liberação substancial da mão-de-obra. No período 1950/60, a relação trator/mão-de-obra, em São Paulo, foi, em média, de 4,38, ao passo que no período seguinte, 1961/74, essa relação aumentou para 19,21, conforme pode-se depreender dos dados apresentados no Anexo.

Esses dados são relacionados às taxas de crescimento calculadas por PASTORE, ALVES e RIZZIERI (4), as quais permitem observar o decréscimo da população agrícola e o acréscimo da relação área/homem, no período 1960/68, indicando maior densidade de máquinas por trabalhador do que na década anterior, podendo isso estar confirmando que a elasticidade de substituição entre capital poupador de mão-de-obra e mão-de-obra deve ter sido menor na década 1960/68, que no período 1950/60.

O ponto que deve ficar esclarecido é que os resultados obtidos indicam que no período final tornou-se mais difícil proceder-se à substituição de maquinaria por mão-de-obra. Isso não implica, porém, que a adoção de tecnologia mecânica houvesse ocorrido em menor grau que na década 1950/60, pois os tipos de máquinas introduzidas no último período, aliados às atividades desempenhadas por este capital, ditas pelas exigências requeridas nos tratos culturais das diversas explorações, diferiram substancialmente do período anterior.

Dessa forma, a alteração, no último período, da relação em que se combinavam os fatores capital e trabalho, pode ter sido induzida por mudanças tecnológicas que objetivavam aumentar a produtividade da terra. Esse é o caso, por exemplo, dos

binômios amendoim-sorgo e feijão-soja, que são plantados no mesmo ciclo de chuvas e que exigiram, para tanto, pesquisas em geração de variedades precoces. Nesse processo, o lapso de tempo entre a saída e a entrada de culturas torna-se fator limitativo, de forma que a mecanização é adotada por representar a solução para a restrição imposta.

Outra evidência quanto ao maior grau de mecanização no período 1961/74 diz respeito às fases de colheita de determinadas culturas que, nessa época, passaram de manuais a mecânicas, como é o caso do amendoim, do algodão, da soja e, mais recentemente, da cana.

Esses fenômenos levaram a acréscimos na produtividade média da mão-de-obra e no estoque de capital por trabalhador.

Os coeficientes de reação explicitados no quadro 3 foram condizentes com as expectativas *a priori* de que  $\lambda < 1$ . Essa restrição indica que o processo de ajustamento não é imediato, isto é, dado algum estímulo econômico a alocação de fatores para o ponto ótimo exige algum tempo.

Considerando os níveis de significância dos coeficientes  $(1 - x)$  da variável dependente defasada, conclui-se que no último período não existe razão para se rejeitar a hipótese nula de que  $(1 - x) = 0$ , ou  $x = 1$ . Esse resultado é justificável, pois quanto maior a dificuldade de substituição dos fatores, maior será a facilidade de ajustamento da relação capital-trabalho. Em outras palavras, o espaço de tempo necessário para que a razão dos fatores atinja o equilíbrio será menor quanto maior for a dificuldade de substituição entre os fatores.

Com relação ao coeficiente de eficiência, observa-se que, na primeira e terceira equações estimadas, os sinais de  $\hat{G}$  foram negativos; no período 1950/60, o coeficiente da variável tendência, do qual é derivado  $\hat{G}$ , não foi significativamente diferente de zero, aos níveis usuais de probabilidade.

Lembrando a hipótese efetuada com respeito ao diferencial nas taxas de melhoria técnica, obtém-se as seguintes estimativas de  $G(t) = 10^{\hat{G}t}$ .

**QUADRO 4 – Estimativa do diferencial das taxas de melhoria técnica da Função Trabalho**

Período	Coefficiente de Eficiência ( $\hat{G}$ )	Diferencial das Taxas de Melhoria Técnica ( $10^{\hat{G}}$ )
I - Global	- 0,2907	0,5120
II - 1950/60	0,0047 <sup>1</sup>	1,0109
III - 1961/74	- 0,1877	0,6491

Fonte: QUADRO 3

<sup>1</sup> Coeficiente não estatisticamente diferente de zero.

Os resultados evidenciam que a eficiência da mão-de-obra em relação ao capital tem crescido ao longo do período analisado.

Na década 1950/60 não há indicação de diferencial significativo entre as eficiências dos fatores de produção considerados, ou seja, parece que a evolução de eficiência técnica do capital e do trabalho deu-se a uma mesma taxa. No período seguinte, a mão-de-obra apresentou a taxa de incremento de sua eficiência crescendo em proporções maiores que a do capital. Essa constatação parece viável, já que esse período correspondeu à maior mecanização da agricultura paulista, implicando, portanto, numa evolução crescente da produtividade média da mão-de-obra, dado o estoque de capital que se foi incorporando ao processo produtivo, durante os anos de 1961/74, e a tendência observada de declínio da população agrícola nesse mesmo período.

De acordo com a classificação de Hicks, a mudança tecnológica será neutra se todos os fatores considerados tiverem a mesma taxa de crescimento em suas eficiências. Será usadora ou poupadora de determinado fator se sua eficiência crescer em proporções maiores que a do outro fator considerado, desde que a elasticidade de substituição entre eles seja maior ou menor que a unidade.

Assim, pela conjugação dos quadros 3 e 4, pode-se classificar a natureza da mudança tecnológica ocorrida na agricultura do Estado de São Paulo, como se segue:

Período	Tecnologia
1950/1960	Neutra
1960/1974	Usadora de Capital
Global	Usadora de Capital

Esses resultados são coerentes com o estudo de PASTORE, ALVES e RIZZIERI (4), que indica que, a partir de 1965, houve inversão nos preços relativos de mão-de-obra e maquinaria em favor desta última, de tal forma que a razão preço da mão-de-obra/preço do capital aumentou, possibilitando maior substituição entre eles.

### 3.2. Função Terra

Na estimação dessa função, foi necessário proceder-se à alteração na forma funcional da equação, em razão da impossibilidade de obtenção de dados referentes a preços de terra no Estado de São Paulo, disponíveis apenas a partir de 1968.

A equação estimada foi modificada de tal forma que o efeito do preço da terra, para o qual não se dispõe de informações, foi englobado no intercepto da equação. Isso implica que, nas análises que se seguem, a variável preço da terra é mantida fixa. Assim, a formulação final da equação a ser estimada, já considerando a pressuposição a respeito do coeficiente de eficiência, realizada na estimação da função anterior e mantida neste caso, é a seguinte:

$$\log \left( \frac{K_T}{T} \right) = x S_T \left( \log \left( \frac{B_2}{1-B_2} \right) + \log P_T \right) - x S_T \log P_{K_T} + (1-x) \log \left( \frac{K_T}{T} \right)_{t-1} + (S_T-1) x G t + \log U_T$$

onde  $G = \frac{G_{K_T}}{G_T}$  e t é a variável tendência.

O quadro 5 apresenta resultados do ajustamento da função terra para o período global, único período para o qual se efetuou a estimação, dadas as limitações já discutidas.

QUADRO 5 - Estimativa dos coeficientes de regressão parcial da Função Terra

Período	Interseção (log)	Variáveis Explicativas			R <sup>2</sup>	D	ρ <sup>2</sup>	F
		P <sub>K<sub>T</sub></sub>	$\left(\frac{K_T}{T}\right)_{t-1}$	t				
Global	-0,2493	-0,1288 (0,1376)	0,6879**** (0,1561)	0,0127** (0,0065)	0,96	0,678 <sup>sc</sup>	0,11	158,9****

Fonte: Dados básicos apresentados no Apêndice  
 \*\*\*\* Significância, a 1% de probabilidade  
 \*\* Significância, a 10% de probabilidade

D      Teste de Durbin  
 ρ<sup>2</sup>    Teste de Theil-Nagar  
 sc      Sem correlação serial nos resíduos, a 1% de probabilidade

A análise estatística indica, pelo teste F, que pelo menos uma das variáveis independentes está influenciando de forma significativa a variável dependente, o que é confirmado pelo teste t, de Student, efetuado para cada um dos coeficientes inclusos na equação estimada.

Dessa forma, observa-se que somente o coeficiente estimado da variável preço do capital poupador de terra não difere de zero, aos níveis de probabilidade aceitáveis. As demais estimativas são estatisticamente significantes, a pelo menos 90% de probabilidade.

Efetuuou-se o teste de Durbin (D) visando à verificação de ocorrência de correlação serial nos resíduos, hipótese que foi rejeitada, ao nível de 99% de confiança. O teste de Theil-Nagar (ρ<sup>2</sup>) revela o grau de correlação que existe entre os resíduos; seu valor varia entre zero e a unidade, em função da intensidade da dependência entre o erro. Assim, o baixo valor de ρ<sup>2</sup> obtido certifica a conclusão alcançada pelo teste anterior.

Analisando-se os coeficientes de correlação entre as variáveis independentes, verifica-se que apenas a variável dependente retardada e a tendência apresentam relação de dependência, o que era esperado. Mesmo reconhecendo a presença de algum grau de multicolinearidade, decidiu-se manter o modelo inalterado, já que seus efeitos não são prejudiciais à análise que se segue.

O coeficiente da variável preço do capital poupador de terra não foi significativamente diferente de zero, o que pode estar indicando que o preço de fertilizantes, utilizado como "proxy" do capital, não tem influência expressiva sobre a variável

dependente. Isso é explicável, pois a variável de importância para descrever o processo de combinação de fatores seriam os preços relativos os quais não se conseguiu obter.

O quadro 6 discrimina os parâmetros estimados a partir do ajustamento da equação constante do quadro 5.

**QUADRO 6 – Estimativas da elasticidade de substituição, do coeficiente de reação e do coeficiente de eficiência da Função Terra**

Período	Parâmetros Estimados		
	Elasticidade de Substituição ( $\hat{S}_T$ )	Coeficiente de Reação ( $\hat{x}$ )	Coeficiente de Eficiência ( $\hat{G}$ )
Global (1950/74)	0,4127	0,3121	- 0,0693

Fonte: QUADRO 5

O valor da elasticidade de substituição entre terra e fertilizantes revela a relativa dificuldade de substituição desses fatores, no período 1950/74. Pode-se especular, com relação a essas constatações, que tais resultados tenham sido devidos ao fato de que o maior uso de fertilizantes deve ser limitado ou pelas disponibilidades de variedades melhoradas, ou pelo diferencial de preços fator-produto, ou ainda por uma combinação desses dois fatores.

O quadro 7 mostra a evolução dos preços relativos terra-fertilizantes para os anos em que existe disponibilidade de informações. Atente-se para o fato de que, a partir

**QUADRO 7 – Comparação entre preços de terra e fertilizantes no Estado de São Paulo.**

Ano	Preço Arrendamento Terra para Lavoura (Cr\$ de 1971/ha) *	Índice (1968-70 = 100) (1)	Preço de Fertilizantes (Cr\$ 71/t)	Índice (1968-70 = 100) (2)	Preços Relativos (1)/(2)
1968	122,39	95,8	372,87	104,7	0,91
1969	134,46	105,3	362,77	101,9	1,03
1970	126,28	98,9	332,87	93,5	1,06
1971	137,00	107,3	353,19	99,2	1,08
1972	153,89	120,5	370,39	104,0	1,16
1973	227,24	177,9	426,27	119,7	1,49
1974	229,10	179,4	826,34	232,0	0,77

Fonte: (4)

\* Utilizado índice 2 da Conjuntura Econômica; base: 1971

de 1969, a terra passou a ser relativamente mais cara que os fertilizantes, exceção feita para 1974, ano em que os preços de nutrientes se alteraram substancialmente, em razão da crise do petróleo. No ano de 1975, porém, a tendência observada deve ter-se mantido, já que aos fertilizantes foi dado subsídio da ordem de 40%.

Baseando-se nessa informação, levanta-se a hipótese de que, a partir de meados dos anos 60, a elasticidade de substituição deve ter-se alterado de tal forma que a substituição de terra por fertilizantes se tornou mais fácil que no período anterior, sendo o preço da terra o fator responsável por essa mudança.

Com relação aos demais parâmetros estimados, observa-se que a estimativa do coeficiente de reação foi coerente com o esperado, e significativa, a nível de probabilidade bastante elevado. Esse coeficiente indica que o ajustamento na combinação de fatores não é imediato na presença de estímulos técnico-econômicos. O coeficiente de eficiência apresentou sinal negativo, evidenciando que o crescimento na eficiência da terra ocorreu a taxas superiores às do capital, durante o período analisado, confirmando, dessa forma, a hipótese de que a produtividade da terra teve papel destacado no processo produtivo no Estado de São Paulo.

O quadro 8 apresenta o diferencial das taxas de melhoria técnica.

**QUADRO 8 – Estimativa do diferencial das taxas de melhoria técnica da Função Terra**

Período	Coeficiente de Eficiência (Ĝ)	Diferencial das Taxas de Melhoria Técnica (10 Ĝ)
Global (1950/74)	- 0,0693	0,8523

Fonte: QUADRO 6

Conciliando, então, os quadros 6 e 8, e seguindo a classificação de Hicks, a tecnologia, no período de análise, foi poupadora de terra ou usadora de capital, já que a eficiência da terra cresceu a taxas superiores às do capital e a elasticidade de substituição foi menor que a unidade. Convém ainda destacar que o capital poupador de terra, representado por fertilizantes, de fato inclui um elenco de práticas modernas que interagem de forma que aumente a produtividade marginal da terra. As práticas mencionadas, e que merecem destaque, além da adubação, são o espaçamento e a conservação do solo, como plantio em nível, terraceamento e cordões de contorno, entre outras.

Estes resultados devem ser vistos com cautela, em razão da impossibilidade de dividir a análise por períodos e, portanto, da impossibilidade de confirmação, pois parece haver evidências de que, na década 1950/60, a tecnologia deve ter sido usadora de terra, dada a incorporação de novas áreas ao processo produtivo. A partir dos anos 60, com o esgotamento relativo da fronteira agrícola, deve ter havido mudança tecnológica no sentido de poupar o fator escasso, incrementando-se, dessa forma, o uso de capital.

#### **4. CONCLUSÕES**

As principais conclusões do estudo podem ser resumidas da maneira que se segue:

##### **Com relação aos fatores mão-de-obra e maquinaria:**

- a estimativa da elasticidade de substituição entre os fatores considerados foi maior na década 1950/60 que no período 1961/74, evidenciando que nesse último período a substituição de capital por mão-de-obra tornou-se mais difícil;
- essa constatação não implica, porém, que a mecanização tenha ocorrido em menor grau no último período. Existem evidências que comprovam a maior utilização de máquinas em 1961/74, seja pelas culturas que se tornaram mais mecanizadas nesse período, seja pela necessidade de se aumentar a produtividade da terra, de tal forma que se obtivesse mais de uma colheita em um mesmo ciclo de chuvas;
- quanto aos coeficientes de reação, que indicam a defasagem de ajuste da relação de fatores diante de estímulos econômicos, conclui-se que, no último período estudado, o ajuste foi imediato. Isto pode ser entendido lembrando que quanto maior a densidade de maquinaria menor o espaço de tempo requerido para que se atinja a combinação ótima de fatores;
- quanto aos coeficientes de eficiência, os resultados evidenciaram que a eficiência da mão-de-obra tem crescido, ao longo do período analisado, a taxas superiores às do capital;
- a tecnologia no período global (1950/74), pode ser classificada como tendo sido usadora de capital ou poupadora de mão-de-obra. Na década 1950/60, foi classificada como neutra e, no período seguinte, como poupadora de mão-de-obra.

##### **Com relação aos fatores terra e fertilizantes:**

- a estimativa da elasticidade de substituição entre os fatores indicou, para o período 1950/74, relativa dificuldade de substituição entre terra e fertilizantes;
- a análise do comportamento dos preços relativos terra-fertilizantes mostrou que a terra passou, a partir do ano de 1969, a ser mais cara que os fertilizantes. Pode-se especular, sujeito a evidências empíricas, que a elasticidade de substituição, em meados dos anos 60, deve ter-se alterado, contribuindo para que o fator terra pudesse ter sido substituído por nutrientes, com mais facilidade, nesse período que no anterior;
- o coeficiente de eficiência mostrou que, em termos de eficiência, a terra cresceu a taxas superiores às do capital que a substituiu;
- a tecnologia no período global foi classificada como usadora de capital, porém há evidências de que até os anos 60 deve ter sido usadora de terra. Não foi possível confirmar essa hipótese por falta de informações.

## 5. LITERATURA CITADA

1. CASTRO, J. P. R. de. **An Economic model for establishing priorities for agricultural research and test for Brazilian economy.** W. Lafayette, Purdue University, 1974. 234p. (Tese de Ph.D.).
2. HAYAMI, Y. & RUTTAN, V. W. **Agricultural development: An international perspective.** Maryland, Johns Hopkins Press, 1971. 367p.
3. HEADY, E. A. Basic economic and welfare aspects of farm technological advances. **Journal of Farm Economics**, Menasha, Wiscosin, 31 (2) : 293 – 316, May. 1949.
4. PASTORE, A. C.; ALVES, E. R. de A. & RIZZIERI, J. A. B. **A inovação induzida e limites à modernização na agricultura brasileira.** [s. l.] s.d. (trabalho apresentado à XII Reunião Anual da SOBER, Porto Alegre, jul. 1974).
5. SANDERS, Jr. J. H. **Mechanization and employment in Brazilian agriculture, 1950-71.** Minneapolis, University of Minnesota, 1973. 264p. (Tese de Ph.D.).
6. SATO, K. A two level constant elasticity of substitution production function. **The Review of Economic Studies**. Toronto, 34 (2) : 201-18. Apr. 1967.
7. SEIXASNETO, A. **“O processo de mudança tecnológica na agricultura paulista”.** Viçosa, UFV, Imprensa Universitária, 1976. (Tese M. S.).

## ANEXO

QUADRO 1A – Dados utilizados na estimação da Função Trabalho

Ano	População Agrícola (1a) (1.000 hab)	Salário Rural		Estoques de Tratores (2a) Nº	Preços de Tratores (3a)	
		Cr\$/dia	Cr\$ Real/dia(*)		Cr\$/UN	Cr\$ Real/UN(*)
1950	3.950	0,024	6,10	3.819	39	9.911
51	4.010	0,027	5,89	8.030	43	9.379
52	4.050	0,034	6,63	10.749	49	9.558
53	4.090	0,037	6,29	11.365	89	15.124
54	4.125	0,049	6,56	16.591	155	20.741
55	4.135	0,060	6,90	18.379	220	25.286
56	4.140	0,063	6,04	19.934	245	23.483
57	4.150	0,076	6,38	22.711	268	22.495
58	4.125	0,082	6,09	25.512	273	20.220
59	4.110	0,107	5,77	27.197	628	33.843
1960	4.080	0,110	4,59	32.527	655	27.325
61	4.050	0,171	5,21	35.472	760	23.134
62	4.000	0,254	5,10	39.159	1.478	29.667
63	3.925	0,398	4,56	43.632	3.080	35.255
64	3.850	0,814	4,89	48.732	6.519	39.170
65	3.750	1,547	5,93	51.860	9.555	36.608
66	3.650	2,071	5,75	55.702	11.061	30.731
67	3.525	2,538	5,49	58.117	13.735	29.723
68	3.400	3,700	6,46	62.456	16.724	29.136
69	3.275	4,155	5,99	66.317	19.785	28.544
1970	3.496	5,650	6,80	71.989	19.436	23.408
71	3.428	7,036	7,04	81.013	21.223	21.223
72	3.369	9,360	8,00	92.709	25.342	21.666
73	3.306	11,900	8,84	107.334	26.274	19.512
74	3.251	16,300	10,36	124.600	37.580	21.686

(\*) Deflacionado pelo índice 2 da Conjuntura Econômica da Fundação Getúlio Vargas.  
Preços Expressos em Cr\$ de 1971.

(1a) Fonte: (10) e (11)

(2a) Fonte: Série gerada a partir dos dados nacionais obtidos do trabalho de tese em andamento no Departamento de Economia Rural da U. F. V.

(3a) Fonte: (8)

## ANEXO

QUADRO 2A – Dados utilizados na estimação da Função Terra

Ano	Consumo Aparente de Fertilizantes (1a) (1.000 t de NPK)	Preço de Fertilizantes (2a)		Área utilizada (3a) (1.000 ha)	Preços de Aluguel de Terras para Lavoura (4a)	
		Cr\$/ha	Cr\$ Real/ha(*)		C\$/ha	C\$ Real/ha (*)
1950	48	2,05	520,96	4.626,0		
51	71	2,36	514,74	4.461,1		
52	58	2,45	477,92	4.567,1		
53	65	2,26	384,06	4.632,5		
54	82	2,85	381,38	5.236,4		
55	106	3,88	445,96	5.203,4		
56	98	4,41	432,27	4.878,1		
57	121	4,41	370,17	4.758,8		
58	158	4,76	352,55	5.057,8		
59	136	5,91	318,50	4.873,8		
1960	169	7,48	312,04	5.366,1		
61	150	14,81	450,81	5.404,6		
62	168	26,85	538,95	5.419,4		
63	192	46,68	534,31	5.678,4		
64	175	83,99	504,67	5.482,6		
65	182	171,22	655,99	5.747,5		
66	154	183,27	509,19	5.173,6		
67	220	181,68	393,17	5.203,0		
68	253	214,03	372,87	5.173,3	70,25	122,39
69	320	251,45	362,77	5.001,2	93,20	134,20
1970	426	276,39	332,87	5.509,3	104,85	126,28
71	504	363,19	353,19	5.691,5	137,00	137,00
72	537	433,24	370,39	5.536,4	180,00	153,89
73	670	574,00	426,27	5.113,9	306,00	227,24
74	750	1.431,92	826,34	5.357,8	397,00	229,10

(\*) Deflacionado pelo índice 2 da Conjuntura Econômica da Fundação Getúlio Vargas. Preços expressos em Cr\$ de 1971.

(1ª) Fonte: IEA. Preço médio ponderado pelo consumo aparente de NPK

(2ª) Fonte: (11)

(3ª) Fonte: (10)

(4ª) Fonte: (11)