

# Absorção de Trabalho, Demanda e Decomposição de Emprego Agrícola

ADRIANA DO CARMO MAGALHÃES  
SÉRGIO ALBERTO BRANDT  
MARIA MADALENA MAIA(\*)

## Resumo

O presente estudo examina os determinantes da demanda de trabalho agrícola no Estado de São Paulo e, especificamente, os papéis de salários, preços de insumos modernos, nível de produção, uso de terra e estoque de tratores, com a finalidade de melhor compreender as causas da redução observada no nível de emprego setorial. Usam-se o esquema neoclássico de demanda de fator e o modelo de decomposição de emprego de Krishna. Evidenciam-se efeitos positivos de produto e uso de terra e efeitos negativos de *tecnologia*, salários, preços de insumos modernos e estoque de tratores. Delineiam-se inferências para política e pesquisa com base nestes resultados.

---

*Os autores são: economista (M.S.) e aluna de pós-graduação da Universidade Federal de Viçosa – UFV; engenheiro agrônomo (Ph.D.) e professor titular da UFV; economista (Ph.D.) e professora adjunta da UFV.*

(\*) Os autores agradecem as sugestões e críticas de dois revisores anônimos da REE mas, como de costume, assumem a responsabilidade por erros e omissões remanescentes.

Termos para indexação: Trabalho agrícola, absorção, demanda, modelo de decomposição, Estado de São Paulo.

## Abstract

This paper examines the determinants of farm demand in the State of São Paulo, Brazil, and in particular the roles of wages, prices of modern inputs, output level, land use, and tractors stock, to aid understanding the causes of decreasing rates of labor absorption. The study is conducted within a framework of neoclassical model of factor demand. The Krishna model of employment decomposition is also used. Our results show positive effects for output level and land use, and negative effects for *technology*, farm wages, prices of modern inputs and tractors stock. Inferences for farm policy and economic research are drawn on those findings. Index Terms: Farm labor, absorption, demand, decomposition model, State of São Paulo, Brazil.

## 1. Importância e Objetivos

O problema de especificação de um nível *ótimo* de emprego da força de trabalho, para obtenção de determinado nível de produto, conquanto bastante examinado nos setores secundário e terciário da economia, tem sido considerado menos relevante no que se refere à agricultura

(ARAÚJO, 1982; FERREIRA, 1982; PRADO & KADOTA, 1982) Argumenta-se que, na economia agrícola tradicional, existem complicações inerentes à definição e à mensuração do emprego. Entretanto, a agricultura comercial, num País em desenvolvimento como o Brasil, já constitui segmento importante no setor primário. Além disso, algumas das técnicas de medição e avaliação do comportamento do emprego, usadas em países industrializados, podem ser aplicadas no caso da agricultura comercial. Este pode ser o caso dos enclaves mais modernos da agricultura do País. Além disso, tem sido demonstrado, para o País como um todo, que são as atividades agropecuárias que possuem o mais alto poder gerador de emprego na economia (PRADO & KADOTA, 1982; BRANDT & CIPRIANO, 1985).

Ao longo dos três últimos lustros, o nível de emprego no setor agropecuário parece ter sido influenciado, diretamente, pela contínua expansão da produção, pela utilização crescente de capital químico e biológico e pela expansão da área cultivada e, inversamente, pela acelerada adoção de inovações tecnológicas poupadoras de trabalho como tratores, máquinas e equipamentos agrícolas. Isto pode ser explicado, pelo menos em parte, pelo uso dos instrumentos de política agrícola adotados no País, direcionados principalmente ao mercado de fatores produtivos, neste período, tais como o crédito agrícola subsidiado e a política trabalhista rural (BRANDT & CIPRIANO, 1985).

Equações empíricas de absorção e demanda de trabalho permitem explicar o comportamento do emprego agrícola, além de possibilitar a determinação dos níveis ótimos de emprego, e de fornecer inferências para formulação de políticas de emprego.

Os objetivos do presente estudo são os de especificar e estimar equações estruturais de absorção e demanda de trabalho

para o setor agropecuário do Estado de São Paulo; decompor a mudança total observada no nível de emprego, entre os anos de 1970 e 1980, em efeitos de *tecnologia*, taxa salarial, preços de insumos modernos, nível de produto e níveis de uso de insumos complementares e substitutos; e simular os ajustamentos necessários em quantidade de produto, preço de insumos modernos, preço relativo de trabalho, estoque de tratores e estoque de terra para o alcance de metas específicas de emprego agrícola.

## 2. Metodologia

Inicia-se o desenvolvimento do modelo econométrico de absorção e demanda de trabalho com a proposição de uma função de produção (FP) de tipo Cobb-Douglas (CD), isto é, uma equação técnica que representa a relação mais eficiente entre fatores e produto que a firma pode alcançar em equilíbrio, no qual o ajuste entre insumos é completo:

$$Q = \alpha_0 E^{\alpha_1} K_1^{\alpha_2} K_2^{\beta_1} L^{\beta_2} \quad (1)$$

na qual  $Q$  é o produto agrossilvopastoril;  $E$  indica o fator trabalho;  $L$  indica o fator terra;  $K_1$  indica insumos modernos (fertilizantes e defensivos);  $K_2$  indica tratores;  $\alpha_1, \alpha_2, \beta_1$  e  $\beta_2$  são os parâmetros de  $E, K_1, K_2$ , e  $L$ , respectivamente;  $\alpha_0$  é o intercepto da FP. A escolha da forma funcional CD, a despeito de suas reconhecidas limitações (e.g. elasticidades de produção constantes) é ditada por motivos de simplicidade, dado o caráter exploratório deste estudo. Para restrições e formas alternativas ver, por exemplo, Koutsoyannis, (1978). A mensuração das variáveis incluídas em (1) é ditada, em grande parte, como se verá adiante, por razões de ordem empírica, ligadas à disponibilidade de dados.

Pressupõe-se que o objetivo da firma é minimizar uma função especificada dos diferentes custos envolvidos na decisão de

emprego, dada a tecnologia e os níveis de uso de terra e capital fixo:

$$\min C = p_e E + p_1 K_1 + F \quad (2)$$

$$\text{sujeito a } Q^0 - \alpha_0 E^{\alpha_1} K_1^{\alpha_2} K_2^{\beta_1} L^{\beta_2} = 0, \quad (3)$$

onde  $p_0$  é o salário pago aos trabalhadores;  $p_1$  é o preço de insumos modernos (fertilizantes e defensivos agrícolas); e  $F$  indica custos fixos.

A função de Lagrange é dada por:

$$L(E, K_1, \lambda) = p_e E + p_1 K_1 + F + \lambda(Q^0 - \alpha_0 E^{\alpha_1} K_1^{\alpha_2} K_2^{\beta_1} L^{\beta_2}) \quad (4)$$

Derivando-se (4) em relação a  $E$ ,  $K_1$  e  $\lambda$  e igualando-se as derivadas parciais a zero, obtêm-se:

$$\frac{\partial L}{\partial E} = p_e - \lambda \alpha_0 \alpha_1 E^{\alpha_1 - 1} K_1^{\alpha_2} K_2^{\beta_1} L^{\beta_2} = 0 \quad (5)$$

$$\frac{\partial L}{\partial K_1} = p_1 - \lambda \alpha_0 \alpha_2 E^{\alpha_1} K_1^{\alpha_2 - 1} K_2^{\beta_1} L^{\beta_2} = 0 \quad (6)$$

e

$$\frac{\partial L}{\partial \lambda} = Q^0 - \alpha_0 E^{\alpha_1} K_1^{\alpha_2} K_2^{\beta_1} L^{\beta_2} = 0 \quad (7)$$

De (5) e (6) obtêm-se, após simplificação:

$$\frac{p_e E}{\alpha_1} = \frac{p_1 K_1}{\alpha_2} \quad (8)$$

Da FP (1), por inversão, obtêm-se:

$$K_1 = \alpha_0^{-1/\alpha_2} Q^{1/\alpha_2} E^{-\alpha_1/\alpha_2} K_2^{-\beta_1/\alpha_2} L^{-\beta_2/\alpha_2} \quad (9)$$

Substituindo-se (9) em (8), fazendo-se  $r = \alpha_1 + \alpha_2$  e  $\theta = -1/r$ , obtêm-se a função de absorção e demanda (FAD) de trabalho:

$$E = \alpha_0^* \left(\frac{p_e}{p_1}\right)^{\alpha_1^* - 1} Q^{-\theta} K_2^{\beta_1^*} L^{\beta_2^*} \quad (10)$$

na qual

$$\alpha_1^* = \alpha_0^\theta \alpha_1^{\alpha_1 \theta + 1} \alpha_2^{\alpha_2 \theta} \quad (11)$$

$$\alpha_1^* = -\alpha_1 \theta \quad ; \quad (12)$$

$$\beta_1^* = \beta_1 \theta \quad ; \quad (13)$$

$$\beta_2^* = \beta_2 \theta \quad ; \quad e \quad (14)$$

$$\theta = -\frac{1}{\alpha_1 + \alpha_2} \quad (15)$$

Na forma logarítma de (10) tem-se:

$$\begin{aligned} \ln E &= \ln \alpha_0^* + (\alpha_1^* - 1) \ln \frac{p_e}{p_1} \\ &- \theta \ln Q + \beta_1^* \ln K_2 + \\ &+ \beta_2^* \ln L \end{aligned} \quad (16)$$

O modelo de decomposição de mudança no nível de emprego é originalmente atribuído a Krishna (1975) e é formulado a partir da FAD de trabalho. Aplicando-se diferencial total à equação (16) e fazendo-se  $\rho = p_e/p_1$ , obtêm-se:

$$\frac{dE}{E} = \frac{d\alpha_0^*}{\alpha_0^*} + (\alpha_1^* - 1) \frac{d\rho}{\rho} =$$

EMPREGO AGRÍCOLA

$$\begin{aligned}
 &= \theta \frac{dQ}{Q} + \beta_1^* \frac{dK_2}{K_2} + \\
 &+ \beta_2^* \frac{dL}{L} + \ln P(d\alpha_1^*) \\
 &\ln Q(d\theta) + \ln K_2(d\beta_1^*) + \\
 &+ \ln L(d\beta_2^*) \quad (17)
 \end{aligned}$$

Tomando-se logaritmos naturais em (11) e diferenciando-se totalmente, obtém-se:

$$\begin{aligned}
 \ln \alpha_0^* &= \ln \theta + \ln \alpha_0 + \\
 &+ (\alpha_1 \theta + 1) \ln \alpha_1 + \alpha_2 \theta \ln \alpha_2 \quad (18)
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 \frac{d\alpha_0^*}{\alpha_0^*} &= \frac{d\alpha_0}{\alpha_0 (-\alpha_1 - \alpha_2)} + \\
 &+ \frac{d\alpha_1 + d\alpha_2}{(-\alpha_1 - \alpha_2)^2} \ln \alpha_0 + \\
 &+ \frac{\alpha_1 d\alpha_2 - \alpha_2 d\alpha_1}{\alpha_1 (-\alpha_1 - \alpha_2)} + \\
 &+ \frac{(\alpha_1 d\alpha_2 - \alpha_2 d\alpha_1)}{(-\alpha_1 - \alpha_2)^2} \ln \alpha_1 + \\
 &+ \frac{(\alpha_2 d\alpha_1 - \alpha_1 d\alpha_2)}{(-\alpha_1 - \alpha_2)^2} \ln \alpha_2 \quad (19)
 \end{aligned}$$

Diferenciando-se totalmente as equações (12) a (15) obtém-se:

$$d\alpha_1^* = \frac{\alpha_2 d\alpha_1 - \alpha_1 d\alpha_2}{(-\alpha_1 - \alpha_2)^2} \quad (20)$$

$$d\beta_1^* = \frac{(-\alpha_1 - \alpha_2) d\beta_1 + \beta_1 (d\alpha_1 + d\alpha_2)}{(-\alpha_1 - \alpha_2)^2} \quad (21)$$

$$d\beta_2^* = \frac{(-\alpha_1 - \alpha_2) d\beta_2 + \beta_2 (d\alpha_1 + d\alpha_2)}{(-\alpha_1 - \alpha_2)^2} \quad (22)$$

e,

$$d\theta = \frac{d\alpha_1 + d\alpha_2}{(-\alpha_1 - \alpha_2)^2} \quad (23)$$

Substituindo-se as equações de (19) a (23) e de (11) a (15) em (17), e rearranjando-se e agrupando-se os termos, obtém-se:

$$\begin{aligned}
 \frac{dE}{E} &= \left[ \frac{d\alpha_0}{\alpha_0 (-\alpha_1 - \alpha_2)} \right] + \left[ \frac{d\alpha_1 + d\alpha_2}{(-\alpha_1 - \alpha_2)^2} \ln \alpha_0 + \right. \\
 &+ \frac{\alpha_1 d\alpha_2 - \alpha_2 d\alpha_1}{(-\alpha_1 - \alpha_2)^2} \ln \alpha_1 + \\
 &+ \frac{\alpha_2 d\alpha_1 - \alpha_1 d\alpha_2}{(-\alpha_1 - \alpha_2)^2} \ln \alpha_2 + \frac{\alpha_1 d\alpha_2 - \alpha_2 d\alpha_1}{\alpha_1 (-\alpha_1 - \alpha_2)} + \\
 &+ \frac{\alpha_2 d\alpha_1 - \alpha_1 d\alpha_2}{(-\alpha_1 - \alpha_2)^2} \ln p_e + \\
 &+ \frac{\alpha_1 d\alpha_2 - \alpha_2 d\alpha_1}{(-\alpha_1 - \alpha_2)^2} \ln p_1 - \frac{(d\alpha_1 + d\alpha_2)}{(-\alpha_1 - \alpha_2)^2} \ln Q + \\
 &+ \frac{(-\alpha_1 - \alpha_2) d\beta_1 + \beta_1 (d\alpha_1 + d\alpha_2)}{(-\alpha_1 - \alpha_2)^2} \ln K_2 + \\
 &+ \left. \frac{(-\alpha_1 - \alpha_2) d\beta_2 + \beta_2 (d\alpha_1 + d\alpha_2)}{(-\alpha_1 - \alpha_2)^2} \ln L \right] +
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
& + \left[ \frac{\alpha_2}{-\alpha_1 - \alpha_2} \cdot \frac{dp_e}{p_e} \right] + \left[ \frac{\alpha_2}{-\alpha_1 - \alpha_2} \cdot \frac{dp_1}{\beta_1} \right] + \\
& + \left[ \frac{-1}{-\alpha_1 - \alpha_2} \cdot \frac{dQ}{Q} \right] + \left[ \frac{\beta_1}{-\alpha_1 - \alpha_2} \cdot \frac{dK_2}{K_2} \right] + \\
& + \left[ \frac{\beta_2}{-\alpha_1 - \alpha_2} \cdot \frac{dL}{L} \right] \quad (24)
\end{aligned}$$

Nota-se que a mudança total no nível de emprego se deve a mudanças nos parâmetros que definem a FP e a mudança nos níveis de  $p_e$ ,  $p_1$ ,  $Q$ ,  $K_2$  e  $L$ , ao longo do tempo.

A equação (24) permite decompor a mudança total no nível de emprego ao longo do tempo em três efeitos principais, a saber: (a) efeito de *tecnologia*, englobando os efeitos de mudanças nos parâmetros da função de produção, dados os níveis de  $p_e$ ,  $p_1$ ,  $Q$ ,  $K_2$  e  $L$  referentes ao ano-base (1970, para o modelo de decomposição referente a 1970-75, e 1975, para o modelo referente a 1975-80). As mudanças nos parâmetros de escala ( $\alpha_0$ ) e de inclinação (que são as elasticidades de produção) fornecem os componentes de mudança *tecnológica* neutra e não-neutra, respectivamente. Esses dois efeitos são indicados pelos termos incluídos nos primeiro e segundo colchetes da equação (24); (b) efeitos de *taxa salarial*, *preço de insumos modernos* e *nível de produto*. Esses efeitos são indicados pelos termos incluídos nos terceiro, quarto e quinto colchetes, respectivamente, da equação (24), e captam as diferenças em taxa salarial, preço dos insumos modernos e quantidade de produto, observadas nos anos 1970-75 e 1975-80, dada a elasticidade de produção de trabalho ( $\alpha_2$ ), no período final (1975, para o modelo de decomposição referente a 1970-75, e 1980, para o modelo referente a 1975-80); e (c) efeitos de *insumos complementares* (terra) e de *insumos substi-*

*tutos* (tratores). Esses efeitos são indicados pelo termo contido no sexto colchete de (24) e incluem os efeitos de diferenças em níveis de uso de terra e de tratores, dadas as elasticidades de produção de  $K_2$  e  $L$ , nos períodos finais (1975 e 1980).

Usa-se o método de mínimos quadrados ordinários (MQO), para ajustar a equação (16), aos dados dos anos de 1970, 1975 e 1980, bem como aos dados agrupados desses três anos, após adição de termos de erro às equações (FIBGE, 1983; FGV, 1983). Pressupõe-se que esses termos de erro são normal e independentemente distribuídos, com médias iguais a zero e variâncias constantes. Pressupõe-se também que a direção de causalidade entre as variáveis de (24) seja apenas das variáveis explicativas para  $E$ . As variáveis indicadoras de volume de produção ( $Q$ ) e de níveis de fatores fixos ( $K_2$  e  $L$ ) podem ser consideradas exógenas, sob a suposição de que os produtores usam um processo decisório em duas etapas. Numa primeira etapa deste processo, eles decidem quanto produzir, dadas as disponibilidades de terra ( $L$ ) e capital fixo ( $K_2$ ). Numa segunda etapa, decidem quanto usar do fator variável ( $E$ ). Pressupõe-se também que o salário pago aos trabalhadores rurais seja variável exógena, na FAD de trabalho agrícola (16). Na medida em que o salário efetivamente pago aos trabalhadores rurais do Estado resulte da interação das forças de procura e oferta regional desse fator, pode-se admitir que o salário rural, no Estado, é uma variável exogenamente determinada. Além disso, em estudo anterior, Gasques (1981) demonstrou que o salário rural era, em grande parte, determinado por fatores exógenos, como o salário urbano e o salário institucional. Reconhece-se, contudo, a possibilidade de ocorrência de algum viés de simultaneidade nos estimadores de MQO de (16), na medida em que uma ou mais variáveis explicativas da FAD não sejam realmente exógenas. Considera-se que a taxa de juros de crédito rural de custeio, para aquisição de fertilizantes e defensivos ( $p_1$ ), é fixada institucional-

TABELA 1

PARÂMETROS ESTIMADOS E ESTATÍSTICAS DO TESTE DE ESTABILIDADE ESTRUTURAL DA FAD DE TRABALHO AGRÍCOLA – SÃO PAULO, 1970, 1975 E 1980  $F_{ee} = 7,477^{***}$  VARIÁVEL DEPENDENTE  $\ln E^{(a)}$

Regressor	Período			Agregado 1970-75-80
	1970	1975	1980	
Intercepto ( $\ln \alpha_0^*$ )	1,6856	1,2031	0,4406	4,3134
Anti $\ln \alpha_0^*$	5,3957	3,3304	1,5536	74,6940
$\ln p_e/p_1$	-0,5350 <sup>***</sup> (4,1537)	-0,5623 <sup>***</sup> (4,9368)	-0,4470 <sup>***</sup> (3,3838)	-0,5635 <sup>**</sup> (7,9590)
$\ln Q$	0,7033 <sup>***</sup> (4,8908)	0,8132 <sup>***</sup> (5,7879)	0,8348 <sup>***</sup> (3,8032)	0,4404 <sup>***</sup> (5,8254)
$\ln K_2$	-0,0619 (0,5364)	-0,1597 <sup>*</sup> (1,4746)	-0,2474 <sup>*</sup> (1,3460)	0,0366 (0,5251)
$\ln L$	0,2886 <sup>***</sup> (2,7777)	0,2136 <sup>**</sup> (2,2227)	0,2302 <sup>**</sup> (2,2997)	0,3729 <sup>***</sup> (6,3203)
EPE	0,289	0,268	0,287	0,311
$\bar{R}^2$	0,839	0,846	0,822	0,803
tg	0,784 <sup>n</sup>	1,879 <sup>ns</sup>	0,861 <sup>n</sup>	1,877 <sup>ns</sup>
F	55,606 <sup>***</sup>	58,874 <sup>***</sup>	49,535 <sup>***</sup>	126,285 <sup>***</sup>
SQR	3,180	2,732	3,120	11,993

Notas: (a)  $F_{ee}$  é a estatística do teste de estabilidade estrutural de Chow; EPE e o erro-padrão da estimativa;  $\bar{R}^2$  é o coeficiente de determinação corrigido para graus de liberdade; tg é a estatística do teste de Glejser; F é a estatística de Snedecor; SQR é a soma do quadrado médio do termo de erro; valores entre parênteses são estatísticas t, de Student; <sup>\*\*\*</sup> e <sup>\*\*</sup> indicam significância, a 0,10, 0,25 e 0,01 de probabilidade, respectivamente (testes unilaterais); ausência de asterisco indica não-significância, a 0,25 de probabilidade (testes unilaterais), e n e ns indicam não-significância a 0,20 e 0,05 de probabilidade, respectivamente. Regressores definidos no texto.

Fonte: FIBGE (1973, 1978, 1984).

mente e, nesse sentido, é considerada exógena em (16). Usa-se o procedimento desenvolvido por Glejser para exame do problema de heterocedasticidade nos resíduos das equações estimadas, o procedimento de Farrar-Glauber para exame do problema de multicolinearidade e a estatística F de Chow para exame do problema de estabilidade estrutural do modelo FAD (KOUSTSOUYANNIS, 1977).

Os dados básicos usados no presente estudo provêm dos censos agropecuários de 1970, 1975 e 1980 (FIBGE, 1973; 1978 e 1984) e se referem a valores médios observados das 43 microrregiões homogêneas (MRH) que compõem o Estado de São Paulo. Os dados de valores e preços referentes aos anos agrícolas de 1969-70, 1974-75 e 1979-80 foram corrigidos para variações no poder aquisitivo

do dinheiro, usando-se o índice geral de preços da conjuntura econômica, com base modificada para dezembro de 1979 = 100 (FGV, 1981). A variável  $E$  refere-se à mão-de-obra total ocupada em atividades agropecuárias e é expressa em equivalentes-homem (EH). Reconhece-se que esta é uma medida inadequada de  $E$ . Melhor seria, caso disponível, que se considerasse também o grau de ocupação desta força de trabalho, ao longo do ano. Os dados dos censos, entretanto, não o permitem.  $p_e$  é o salário anual médio pago aos trabalhadores agrícolas, expresso em Cr\$  $10^3$  de 1979 - XII, por EH, e foi obtido por divisão das despesas totais com salários pela diferença entre  $E$  e o total de trabalhadores não-membros das famílias dos proprietários;  $p_1$  é o indicador de preço de insumos modernos, expresso em termos nominais, isto é, expresso em Cr\$/Cr\$ 1,00 e foi obtido por divisão das despesas totais com juros e despesas bancárias pelo valor total dos financiamentos obtidos durante o ano;  $Q$  é o valor total da produção agrossilvopastoril, expresso em Cr\$  $10^3$  de 1979 - XII;  $K_2$  é o tamanho da frota de tratores agrícolas, expresso em unidades; e  $L$  é a área total ocupada pelos estabelecimentos rurais, que melhor expressa o uso deste recurso em atividades agrícolas, pecuárias, florestais e extrativas, uma vez que  $Q$  é produto agrossilvopastoril, e não apenas o produto agrícola ou agropecuário, expressa em milhares de hectares.

### 3. Resultados e Discussão

Na tabela 1 encontram-se os resultados obtidos para a FAD de trabalho na agricultura paulista, bem como as estatísticas do teste de estabilidade estrutural de Chow. As quatro equações referentes aos censos de 1970, 1975, 1980 e aos dados agrupados desses três censos são ajustadas na forma linear nos logaritmos naturais dos dados observados.

O valor da estatística  $F$  do teste de Chow é estatisticamente significativo, ao

nível 0,01 de probabilidade. Rejeita-se portanto a hipótese nula de constância dos parâmetros estruturais da FAD de trabalho, no período de 1970 a 1980. Em vista disso, passa-se à discussão das três equações específicas, referentes aos censos de 1970, 1975 e 1980.

Nas três equações ajustadas, os coeficientes de determinação são superiores a 82%, indicando bom ajustamento dessas equações aos dados observados. Isso reflete, em parte, o efeito do emprego de  $Q$  agregados.

As estatísticas  $t$  de Glejser indicam não-ocorrência de problemas de heterocedasticidade nos resíduos das equações referentes aos censos de 1970 e 1980, mas indicam ocorrência de heterocedasticidade nos resíduos da equação referente aos dados do censo de 1975. Contudo, não se procedeu a qualquer correção dos dados de 1975, visto serem necessárias especificações iguais, de todas as três equações, para o teste da hipótese de estabilidade estrutural.

As estatísticas  $F$  de Farrar-Glauber indicam que as variáveis independentes, cujas variâncias dos estimadores são mais influenciadas por multicolinearidade, são valor da produção ( $1n Q$ ) e estoque de tratores ( $1n K_2$ ). Como se sabe, na presença de multicolinearidade, os estimadores são não eficientes, mas são coerentes ou consistentes.

Todos os coeficientes de regressão parcial das equações ajustadas aos dados dos censos de 1970, 1975 e 1980 apresentam sinais coerentes com as expectativas *a priori*. Os coeficientes das variáveis preço relativo de trabalho e insumos modernos e valor da produção são estatisticamente significantes, ao nível 0,01 de probabilidade, nas três equações. As estimativas dos coeficientes da variável estoque de tratores são estatisticamente significantes, ao nível 0,10 de probabilidade, nas equações referentes aos anos de 1975 e 1980. Na equa-

ção ajustada aos dados do censo de 1970, o coeficiente dessa variável não é estatisticamente significativa, nem ao nível 0,25 de probabilidade. Os coeficientes da variável indicadora de estoque de terra, nas equações ajustadas aos dados dos censos de 1975 e 1980, são estatisticamente significantes, ao nível 0,025 de probabilidade. Na equação ajustada aos dados do censo de 1970, o nível de significância estatística de seu coeficiente é igual a 0,01.

As elasticidades-preço da demanda de trabalho agrícola, para o curto prazo, são iguais a -0,54, -0,56 e -0,45, para as equações referentes aos anos de 1970, 1975 e 1980, respectivamente, indicando que essa demanda é salário-inelástica, isto é, relativamente pouco sensível a variações nos níveis de salário real pago aos trabalhadores rurais. Estes resultados são coerentes com as estimativas anteriores de Saylor (1974) ( $n_p = -0,42$ ) e de Brandt & Cipriano, (1985) ( $n_p = -0,07$ ), para o Estado de São Paulo e para o Brasil, respectivamente.

Medidas tendentes a diminuir o preço real do trabalho, em relação ao preço real de insumos modernos, teriam efeitos positivos, mas moderados, sobre a geração de emprego agrícola. Contudo, desde que medidas delineadas para diminuir o preço real do trabalho podem ser politicamente inviáveis, a manipulação deste preço relativo se restringe à possibilidade de elevação do preço real dos insumos modernos via, por exemplo, redução dos subsídios ao crédito rural, como vem ocorrendo nos últimos anos.

As elasticidades de absorção de trabalho agrícola, no curto prazo, mostraram-se positivas e da ordem de 0,70, 0,81 e 0,84, para os anos de 1970, 1975 e 1980, respectivamente. Elas se situam, portanto, na amplitude inelástica e são coerentes com as estimativas anteriores de Prado & Kadota (1982) ( $n_q = 0,83$ ) e de Brandt & Cipriano (1985) ( $n_q = 0,68$ ) para o setor agropecuário do País como um todo.

A implementação de políticas que promovam a expansão do *produto* agrícola, tanto para o abastecimento do mercado interno quanto para exportação, tende a exercer efeitos positivos e substanciais sobre a geração de emprego agrícola.

A demanda de trabalho agrícola é inelástica em relação a variações no estoque de tratores no curto prazo. Os valores estimados de  $n_t$  variam entre -0,06 e -0,257, nos anos de 1970 e 1980. Isto indica relação de substitutibilidade, entre trabalho e tratores, no processo de produção da agricultura paulista. Os estudos de Barros (1980) e de Stock & Brandt (1984) também indicaram substitutibilidade entre serviços de trabalho e de tratores agrícolas no setor agropecuário do País. Políticas tendentes a diminuir o grau de tratorização do setor agrícola teriam efeito direto sobre o nível de emprego agrícola.

Os valores numéricos das elasticidades cruzadas da demanda de trabalho agrícola, em relação a estoque de terra, no curto prazo, variaram entre 0,21 e 0,29, situando-se, portanto, na amplitude inelástica e indicando relação de complementaridade entre serviços de terra e trabalho agrícola. Este resultado corrobora a evidência obtida anteriormente por Ferreira (1982) e Brandt & Cipriano (1985), indicando complementaridade entre serviços de terra e trabalho agrícola. A demanda especulativa de terra, aliada ao processo inflacionário, tem implicado elevação acelerada do preço da terra. A evidência empírica ora obtida indica que políticas como as de tributação da terra produziriam efeitos relativamente reduzidos sobre o nível de emprego agrícola.

Com o intuito de testar a hipótese de modificação no parâmetro de escala da FAD de trabalho agrícola, na década de 1970, introduz-se uma variável de tendência ( $t$ ) com valores atribuídos iguais a zero para 1970, um para 1975, e dois

para 1980. O resultado obtido é o seguinte:

$$\begin{aligned} \ln \bar{E} &= 1,3248 - 0,4812 \ln p_e/p_1 + \\ &\quad (7,4720) \\ + 0,7710 \ln Q &\quad 0,1527 \ln K_2 + \\ &\quad (8,8114) \quad (2,1908) \\ + 0,2500 \ln L &\quad 0,2676 t \\ &\quad (4,4326) \quad (15,8684) \\ \bar{R}^2 &= 0,840 \quad tg = 1,280 \quad (25) \end{aligned}$$

na qual os valores entre parênteses são as estatísticas  $t$  de Student e  $tg$  indica estatística de Glejser.

Indica-se que a variável de tendência influencia inversa e significativamente ( $p = 0,05$ ) o nível de emprego. Além disso, *pari passu* com o resultado do teste de estabilidade estrutural, de não-constância da estrutura da FAD de trabalho agrícola, nesse mesmo período, indica-se que *tecnologias* utilizadas na agricultura paulista são do tipo Hicks, neutra e não-neutra. Reconhece-se que a variável de tendência é uma medida pobre de tecnologia. No presente caso parece captar, também, pelo menos, o efeito de mudanças na composição do produto. Este aspecto voltará a ser discutido adiante. Destarte, não se procede a nenhuma modificação adicional na equação (24), que é para os propósitos da análise, expressa na forma discreta.

Utilizando-se os parâmetros da FP, apresentados na tabela 2, e as médias geométricas das variáveis, apresentadas na tabela 3, obtém-se os resultados da análise de decomposição da mudança total no nível de emprego, para os períodos 1970-75 e 1975-80, os quais encontram-se na tabela 4.

A mudança *total* observada no nível de emprego, no período de 1970-75, é negativa e da ordem de -1,57% ao passo que, no período de 1975-80, ela é positiva e da ordem de 1,87% (tabela 4). O efeito

de *mudança tecnológica do tipo Hicks neutra* sobre o nível de emprego é alto, negativo e da ordem de -94% e -199% nos períodos de 1970-75 e 1975-80, respectivamente. Pelo menos em parte, estas reduções podem ser atribuídas, também, a mudanças no perfil do produto, observadas entre 1970 e 1980, na direção de explorações com menores coeficientes de emprego. Esse efeito é o que mais contribui para as mudanças observadas no nível de emprego nos dois períodos.

O *componente não-neutro de mudança tecnológica* é positivo, indicando que a tecnologia utilizada é usadora de mão-de-obra. Seu valor também é expressivo, da ordem de 43% e 75%, nos modelos de decomposição referentes aos períodos de 1970-75 e 1975-80, respectivamente. Apesar de esse efeito ser positivo, o efeito líquido de tecnologia, que engloba os componentes neutro e não-neutro de *mudança tecnológica*, é alto, negativo e da ordem de -51% e -124%, para os períodos de 1970-75 e 1975-80, respectivamente. Esse efeito negativo da *tecnologia* pode ser explicado por meio de ganhos de *eficiência* produtiva, que permitem que a mesma quantidade de produto seja produzida com menor quantidade de trabalho. Novamente, mudanças no perfil de produção, além da mudança técnica propriamente dita, podem explicar, pelo menos em parte, este resultado.

O efeito da *taxa salarial* sobre o nível de emprego é da ordem de -27% e -17%, nos períodos de 1970-75 e 1975-80, respectivamente. Esse efeito, quando comparado com os efeitos de *tecnologia* e de produto, não é tão expressivo, em termos de explicação de mudanças no nível de emprego na agricultura paulista, apesar da grande variação observada no nível do salário real, decorrente, principalmente, da extensão dos benefícios da legislação trabalhista aos trabalhadores rurais. O efeito de *taxa salarial* é da ordem de 51%, entre 1970 e 1975, e de 30%, entre 1975 e 1980.

TABELA 2

PARÂMETROS DA FP AGRÍCOLA DERIVADOS A PARTIR DA FAD DE  
TRABALHO AGRÍCOLA – SÃO PAULO, 1970, 1975 e 1980

Regressor	Período		
	1970	1975	1980
Intercepto ( $\ln \alpha_0$ )	-2,5034	-1,6527	-0,4138
Anti $\ln \alpha_0$	0,0818	0,1915	0,6611
$\ln E$	0,6612	0,5382	0,6624
$\ln K_1$	0,7607	0,6915	0,5355
$\ln K_2$	0,0880	0,1964	0,2964
$\ln L$	-0,4104	-0,2627	-0,2758

Fonte: Parâmetros estimados da tabela 1 e relações (11) a (15), que fornecem os parâmetros de (1).

TABELA 3

MÉDIAS GEOMÉTRICAS DAS VARIÁVEIS INCLUÍDAS NA FAD  
DE TRABALHO AGRÍCOLA – SÃO PAULO, 1970, 1975 E 1980

Especificação	Unidade da Variável Original	Período		
		1970	1975	1980
E	EH	10,2008	10,1250	10,2035
K <sub>2</sub>	Quantidade	7,0600	7,4655	7,7916
Q	Cr\$ 10 <sup>3</sup> de 1980	14,2843	15,0004	15,4818
L	10 <sup>3</sup> ha	5,9805	5,9791	5,0458
P <sub>e</sub>	Cr\$ 10 <sup>3</sup> /EH de 1980	3,1430	3,5545	3,8192
P <sub>1</sub>	Cr\$/Cr\$ 1,00	-2,1284	-2,3163	-2,0027
P <sub>e</sub> /P <sub>1</sub>	Cr\$ 10 <sup>3</sup> /EH de 1980	5,2715	5,8708	5,8220

Fonte: FIBGE (1973, 1978, 1984).

O efeito de *preços de insumos modernos* sobre o nível de emprego varia entre -9,16%, no período de 1970-75, e 21%, no período de 1975-80. Essas mudanças de sinal e de magnitude, nos dois modelos, devem-se ao fato de que, entre 1970 e 1975, o preço real de insumos modernos teria sofrido redução, da ordem de 17% e, entre 1975 e 1980, teria apresentado aumento de 36%, aproximadamente.

O efeito de *produto* sobre o nível de emprego é positivo e elevado, variando entre 74%, em 1970-75, e 50%, em 1975-80. Isto decorre do alto crescimento do produto, 105% e 62%, aproximadamente, nos períodos de 1970-75 e 1975-80, respectivamente. Esses resultados mostram a relevância de políticas de estímulo ao crescimento do produto agrícola, tais como a garantia de preços mínimos e

TABELA 4

## ANÁLISE DE DECOMPOSIÇÃO DA MUDANÇA TOTAL NO NÍVEL DE EMPREGO AGRÍCOLA – SÃO PAULO, 1970-75 E 1975-80

Especificação	Mudança Atribuída %	
	1970-75	1975-80
1. Mudança Total Observada <sup>(a)</sup>	-1,57	1,87
2. Origem da Mudança no Emprego		
A. Efeito de <i>Tecnologia</i> <sup>(d)</sup>	-51,13	-124,10
A.1. Mudança <i>Tecnológica</i> Neutra <sup>(b)</sup>	-94,32	-199,42
A.2. Mudança <i>Tecnológica</i> Não-Neutra <sup>(c)</sup>	43,19	75,32
B. Efeito de Taxa Salarial <sup>(c)</sup>	-27,24	-17,04
C. Efeito de Preço de Insumos Modernos <sup>(c)</sup>	-9,16	20,71
D. Efeito de Nível de Produto <sup>(c)</sup>	73,59	50,28
E. Efeito de Estoque de Tratores	-3,09	-6,16
F. Efeito de Estoque de Terra <sup>(c)</sup>	-0,04	-0,70
3. Mudança Total Atribuída	-17,07	-77,01

Notas: (a) Valores paramétricos para o cálculo deste item são apresentados na tabela 3.

(b) Valores paramétricos para o cálculo deste efeito estão na tabela 2.

(c) Valores paramétricos para o cálculo destes efeitos estão nas tabelas 2 e 3.

(d) Soma dos subitens englobados no item 2.

Fonte: Dados das tabelas 1, 2 e 3.

incentivos à exportação, para a geração de emprego agrícola.

O efeito de *tratorização* sobre o nível de emprego mostra-se negativo, variando entre -3,1% e -6,2%, nos períodos de 1970-75 e 1975-80, respectivamente. Isto se deve à baixa elasticidade de produção de tratores (0,09 em 1970, e 0,20 em 1975), a despeito das altas taxas de expansão do estoque de tratores, entre 1970-75 e 1975-80, que foram da ordem de 50% e 30%, respectivamente. Estas taxas de *expansão* podem ser atribuídas, em grande parte, às políticas cambiais e creditícias implementadas pelo governo naquela década (BLUMENSCHNEIN, 1984; OLIVEIRA, 1984).

O efeito de *terra* sobre o nível de emprego é baixo e negativo, oscilando entre -0,04% e -0,70%, nos períodos de 1970-75 e 1975-80. Este resultado pode ser explicado pela alocação desse fator no estágio

irracional de produção ( $\beta_2 < 0$ ) e pela redução na área cultivada, da ordem de -0,14% e -3,28%, nos períodos de 1970-75 e 1975-80, respectivamente.

Finalmente, observa-se grande discrepância entre os valores observados e calculados da mudança no nível de emprego. No modelo de decomposição referente ao período de 1970-75, esta discrepância é da ordem de 15%, e, no período de 1975-80, ela é de 79%, aproximadamente. Algumas explicações possíveis para estas discrepâncias são as seguintes: (a) transformação da equação de decomposição (24) para a forma discreta; (b) erros de medição nas variáveis incluídas nas FAD de trabalho agrícola; (c) critérios utilizados nos cálculos das médias, que foram tomadas como valores básicos para o cálculo das variações percentuais; e (d) mudança na composição do produto, observada no Estado, nesse período (GASQUES *et alli*, 1981). Reconhece-se que a pressuposição

## EMPREGO AGRÍCOLA

implícita de produto homogêneo é bastante forte e pode ter introduzido vies nos estimadores (BRANDT *et alii*, 1985). Novos estudos deveriam ser conduzidos, visando isolar os efeitos de mudanças no perfil do produto.

### Conclusões e Sugestões

Os principais resultados empíricos obtidos evidenciam modificações significativas nos parâmetros básicos que caracterizam a função de absorção e demanda de trabalho agrícola, no Estado de São Paulo, no período de 1970 a 1980. Os valores das elasticidades, para o curto prazo, indicam que: (a) a demanda de trabalho agrícola é preço-inelástica; (b) tratores e trabalho agrícola são insumos substitutos entre si; (c) terra e trabalho agrícola são fatores complementares entre si; e (d) há relação direta entre uso de mão-de-obra e nível de produção agrícola.

As *tecnologias* empregadas na agricultura paulista são de tipo Hicks, neutra e não-neutra (poupadora de trabalho). Seu efeito *global* sobre o nível de emprego é negativo e bastante expressivo. Constata-se

também que o nível de produção exerce efeito substancial sobre nível de emprego agrícola.

Indica-se que a manipulação dos preços relativos do trabalho/insumos modernos por meio de, por exemplo, alteração nos níveis de subsídio ao crédito rural de custeio deve ser considerada com pouco otimismo, caso o objetivo desta manipulação seja o de geração de emprego no meio rural. Sugere-se, contudo, que a expansão dos mercados externo e interno de produtos agropecuários via, por exemplo, incentivos de preços, pode contribuir de modo substancial para criação de novos empregos no setor rural. Nos últimos cinco lustros, a área total ocupada pelos imóveis rurais apresentou declínio acentuado. Indica-se, entretanto, que esta não foi uma das causas importantes da redução observada no nível de emprego rural. A *tecnologia* poupadora de trabalho usada nos processos de produção e a tratorização do setor rural, incentivadas, por exemplo, por políticas cambiais e creditícias extremamente favoráveis, parecem ser os fatores importantes para explicar a retração na demanda de trabalho observada no setor rural do Estado, ao longo do tempo.

### Referências Bibliográficas

- ARAÚJO, J. B. Lavouras permanentes, lavouras temporárias, distribuição fundiária e densidade de emprego no Nordeste brasileiro. *Revista Econômica do Nordeste*, 13(4): 781-806, 1982.
- BARROS, G. S. C. *Investimento em tratores agrícolas no Brasil*. Tese de Livre-Docência. Piracicaba, ESALQ/USP, 1980, 185 p.
- BLUMENSCHIN, F.N. *Uma análise da proteção efetiva na agricultura do Estado de São Paulo*. Dissertação de Mestrado. Piracicaba, ESALQ/USP, 1982, 149 p.
- BRANDT S.A.; CIPRIANO, J.; LORETO, M.D.S.; GUIMARÃES, H.M. & WONG, S. Estudo empírico de economias de escopo e economias de escala na produção agropecuária paulista. ENCONTRO BRASILEIRO DE ECONOMETRIA, VII, Vitória, SBE, 1985, Anais. p. 115-30.
- BRANDT, S.A. & CIPRIANO, J. Labor absorption, demand, and employment decomposition in Brazilian agriculture, INTERNATIONAL CONFERENCE

CE OF AGRICULTURAL ECONOMISTS, XIX, Málaga, IAAE, 1985, *Abstracts* p. 28-29.

BRASIL. Fundação Getúlio Vargas, *Conjuntura econômica*, Rio de Janeiro, 33(11): 1-128, 1981 (suplemento).

\_\_\_\_\_. Fundação Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. *Censo agropecuário. Estado de São Paulo: 1970*. Rio de Janeiro, SEPLAN, 1973, 2 v.

\_\_\_\_\_. Fundação Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. *Censo agropecuário. Estado de São Paulo: 1975*. Rio de Janeiro, SEPLAN, 1978, 2 v.

\_\_\_\_\_. Fundação Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. *Censo agropecuário. Estado de São Paulo: 1980*. Rio de Janeiro, SEPLAN, 1984, 2 v.

FERREIRA, A. Elementos estruturais do subemprego no Nordeste brasileiro. *Revista Econômica do Nordeste*, 13(4): 743-59, 1982.

GASQUES, J.G. Análise econométrica do mercado de trabalho assalariado na agricultura. ENCONTRO DA SOCIEDADE BRASILEIRA DE ECONOMOMETRIA, III, Olinda, SBE, 1981, *Anais*. p. 383-430.

KOUTSOUYANNIS, A. *Theory of econometrics*. London, Macmillan, 1978, 681 p.

KRISHNA, R. Measurement of the direct and indirect effects of agricultural growth with technical change, In HEADY E. O. & WHITING, L.R. (Ed). *Externalities in transformation of agriculture*. Ames, Iowa State University Press, 1975, p. 305-27.

MAGALHÃES, A. C. *Absorção e demanda de trabalho na agricultura do Estado de São Paulo*. Dissertação de Mestrado. Viçosa, UFV, 1984, 72 p.

OLIVEIRA, J.G. Medidas de transferência de renda do setor agrícola: Brasil, 1950-74. ENCONTRO BRASILEIRO DE ECONOMOMETRIA, V, Belém, 1983, SBE, *Anais*. ., p. 459-86.

PRADO, E. F. S. & KADOTA, D.K. *Multiplicadores de emprego no Brasil*. São Paulo, FIPE/USP, 1981, 121 p.

SAYLOR, R. G. Procura e oferta de mão-de-obra agrícola no Estado de São Paulo. *Agricultura em São Paulo*, 21(3): 129-45, 1974.

STOCK, L. A. & BRANDT S. A. Reavaliação da demanda de estoque e de investimento em tratores agrícolas no Brasil. *Revista de Economia Rural*, 21(1): 61-70, 1983.