

## PROCURA E OFERTA DE MÃO-DE-OBRA AGRÍCOLA NO ESTADO DE SÃO PAULO <sup>(1)</sup>

R. Gerald Saylor

Este estudo utiliza o modelo de Schuh para examinar a oferta e a demanda de mão-de-obra no estado de São Paulo. Dados históricos foram desenvolvidos sobre a força de trabalho no estado de São Paulo e as funções ajustadas com mínimos quadrados em dois estágios. A elasticidade estimada da demanda é menor que 1,0 nos prazos curtos e longos, mas a elasticidade da oferta a longo prazo foi calculada em 3,0. Variáveis de deslocamento na função de demanda foram: relação preços recebidos - preços pagos; aumentos na produtividade da terra; e uma variável binária desenvolvida para captar a influência da legislação rural. Na função de oferta, a imigração e a tendência foram importantes variáveis de deslocamento. A renda não agrícola entrou significativamente na regressão mas com sinal não esperado.

### 1 - INTRODUÇÃO

Muitos estudos de mercado de mão-de-obra agrícola foram efetuados, especialmente nos Estados Unidos, (3, 9, 11, 12, 23, 29), mas no Brasil não existem praticamente estudos empíricos desse tipo de mercado de trabalho <sup>(2)</sup>. Foram aduzidas inferências de que a curva de oferta a longo prazo do trabalho agrícola é quase perfeitamente elástica (12, 25), a partir do fato de que o salário real agrícola permaneceu relativamente constante durante os últimos 25 anos, mas nenhuma tentativa foi levada a efeito para testar empiricamente essa hipótese. Como resultado, as decisões de

política que afetam a oferta e procura de trabalho agrícola têm sido tomadas sem referências aos parâmetros relevantes, ou os parâmetros têm sido considerados informalmente. O propósito deste trabalho é tentar estimar as equações estruturais de procura e oferta de trabalho agrícola em São Paulo. O estudo divide-se em quatro partes principais: o modelo, os dados, os resultados empíricos e algumas implicações de política oriundas dos resultados. Serão feitos inicialmente alguns comentários acerca da força de trabalho em São Paulo e no Brasil.

O número de trabalhadores economicamente ativos na agricultura do

(1) Trabalho apresentado à "Conference on Growth, Productivity and Equity Issues in Brazilian Agriculture", The Ohio State University, 13 a 15 de Janeiro de 1975. O autor agradece sinceramente a tradução do original inglês feita por Claus F. Trench de Freitas, à ESALQ que prestou assistência na computação dos dados e à Eng. Agr. Maria Cândida Cardinali Peres que contribuiu com valioso apoio na programação. Liberado para publicação em 3 de dezembro de 1974.

(2) Um dos poucos estudos empíricos de mão-de-obra agrícola no Brasil é o de YOUNG e SCHUH (32). No campo da indústria existe os de WHITAKER e SCHUH (31).

Brasil como um todo aumentou de aproximadamente 11,0 milhões, em 1950, para 15,2 milhões, em 1960, e 18,2 milhões, em 1970 (16). Os dados censitários indicam que o emprego industrial e o emprego nos vários setores de serviços, no Brasil, expandiram-se mais rapidamente do que o emprego agrícola, de tal forma que, em 1970, pouco mais de 44% da população economicamente ativa estavam empregados na agricultura, ao passo que em 1950 a proporção era de 65%. A produtividade média da mão-de-obra na agricultura, contudo, é consideravelmente inferior à de outros setores. Assim, a agricultura respondeu em 1950 por cerca de 27% da Renda Interna Bruta, mas por apenas 16% em 1969, segundo os dados disponíveis mais recentes (16). O Estado de São Paulo, em contraste com a situação geral no Brasil, experimentou declínio em termos absolutos no emprego agrícola durante a última década.

Os dados censitários para 1960 e 1970 mostram que a mão-de-obra agrícola, caiu de 1,7 milhão para 1,5 milhão e que São Paulo foi o único Estado responsável por tal diminuição. Apesar da redução da força de trabalho agrícola, o produto real da agricultura continuou a crescer a uma taxa de cerca de 2% ao ano ou perto da metade da taxa de crescimento do Brasil (17). Contudo, os aumentos da produtividade responderam pela maior parte do aumento de produção em São Paulo, enquanto a utilização de maior quantidade de fatores foi responsável pelos incrementos de produção na maioria dos demais Estados. As maiores taxas de aumento na

mão-de-obra e a proximidade do principal centro industrial do País resultaram em salários maiores para os trabalhadores agrícolas de São Paulo do que os vigentes em outros estados (1). Esses salários, contudo, estão abaixo dos salários não especializados da cidade de São Paulo. Consequentemente, a mão-de-obra das áreas rurais é atraída para a área urbana e parte desse fluxo corresponde à migração interestadual. O propósito deste trabalho é tentar conhecer melhor o mercado de mão-de-obra agrícola, o que poderia esclarecer aspectos do impacto do mercado de mão-de-obra sobre o crescimento agrícola, mudança tecnológica induzida e variações na renda da força de trabalho paulista.

## 2 - MODELO

O modelo básico de equações simultâneas utilizado neste estudo foi desenvolvido por SCHUH (23). A oferta de trabalho é especificada como função do salário real, renda não agrícola, imigração de outros estados e de uma tendência secular; a procura é função do salário real, um índice de produtividade utilizado como substituto para a mudança tecnológica, preços pagos e uma variável binária representativa da legislação trabalhista. Cada uma dessas equações estruturais é estimada com e sem a pressuposição de uma resposta defasada dos ofertantes e consumidores de trabalho e supõe-se que a estrutura defasada seja de natureza nerloviana. As equações a estimar são:

Procura:

$$\begin{aligned} FTT_t = & d_1 + B_1 S_t + B_2 PRPP_t + B_3 PROD_t + \\ & + B_4 LR_t + B_5 FTT_{t-1} + u_t \end{aligned} \quad (1)$$

Oferta:

$$\begin{aligned} FTT_t = & d_2 + B_6 S_t + B_7 RNA_t + B_8 IM_t + \\ & + B_9 T + B_{10} FTT_{t-1} + v_t \end{aligned} \quad (2)$$

onde:

FTT = total da força de trabalho agrícola em São Paulo com idade superior a quatorze anos;

S = diária de trabalhadores rurais residentes nas propriedades agrícolas, deflacionada pelo índice 2 da Fundação Getúlio Vargas;

PRPP = índice de preços recebidos pelos agricultores deflacionado por um índice de preços pagos pelos agricultores;

PROD = índice de produtividade agrícola em São Paulo usado como um proxy para tecnologia;

LR = variável binária para legislação que possa afetar a procura de trabalho;

RNA = renda não agrícola deflacionada pelo deflator implícito das contas de renda nacional;

IM = índice de imigração no Estado de São Paulo;

T = tendência secular;

$FTT_{t-1}$  = força de trabalho agrícola total com defasagem de um ano; e

$u_t$  e  $v_t$  = erros aleatórios.

As equações (1) e (2) e os modelos estáticos correspondentes, que não consideram as variáveis endógenas defasadas, foram estimadas usando-se o método dos mínimos quadrados em dois estágios (MQDE), onde FTT e S foram tratados como variáveis endógenas. Todas as equações foram superidentificadas.

O modelo usado neste estudo difere do de SCHUH em quatro aspectos básicos:

a) inclui uma variável migração;

b) a força de trabalho civil não é

utilizada como variável de deslocamento na equação de oferta;

- c) a renda não agrícola não é corrigida pela taxa de desemprego; e
- d) é feita uma tentativa para captar a influência da legislação rural na procura de trabalho.

Cada uma dessas modificações é discutida a seguir.

#### 2.1 - Variáveis de Deslocamento da Oferta de Trabalho

São Paulo é apenas parte de um amplo mercado brasileiro de trabalho. Os dados do censo de 1970 mostram que o total da força de trabalho agrícola no Brasil era de 18,2 milhões e que São Paulo contribuía apenas com 1,5 milhão. Por numerosas razões, já discutidas por outros autores (2, 4, 14, 23), os salários urbanos e rurais em São Paulo têm sido tradicionalmente maiores do que na maior parte do Brasil e, portanto, tem atraído uma contínua corrente de imigrantes. Se fossem disponíveis dados sobre a força de trabalho civil em São Paulo, o influxo líquido poderia ser captado através desta variável. Infelizmente, não se dispõe de dados anuais sobre a força de trabalho civil e utiliza-se, ao invés disso, uma variável para migração.

Os estudos de SCHUH (23) e de HAMMONDS, YADAV e VATHANA (11) também corrigiram a renda não agrícola, multiplicando essa variável da renda alternativa, pela taxa de

desemprego urbano, em uma tentativa de refletir os custos de oportunidade esperados do trabalho agrícola (3).

Não se dispunha, no entanto, de séries históricas de taxas de desemprego urbano e por isso não puderam ser incluídas neste estudo. Uma tentativa preliminar foi efetuada para medir o inverso da taxa de desemprego, utilizando-se a taxa de crescimento da renda não agrícola em São Paulo, mas os resultados não foram estatisticamente significantes e, assim não constarão deste trabalho.

#### 2.2 - Uma Variável Adicional de Deslocamento da Procura

Durante os primeiros anos da década de 1960 duas leis foram promulgadas, as quais segundo se acredita, afetaram significativamente a procura por trabalho agrícola.

A primeira, o Estatuto do Trabalhador Rural, foi promulgada em 1963 e estendeu a lei já existente de salário mínimo urbano às áreas rurais, assim como transformou os entendimentos informais prévios entre empregados e empregadores, em acordos contratuais, por escrito (tais como duração do trabalho, feriados remunerados, restrições trabalhistas para menores, etc.) (19).

A segunda lei importante, o Estatuto da Terra, foi promulgada em 1964 e previu indenização, no caso de rescisão, para parceiros e arrendatários, por quaisquer melhoramentos à terra ou

---

(3) TODARO (28) apresenta uma discussão mais detalhada sobre o assunto.

benefeitorias, incluindo nestas as culturas perenes.

Tradicionalmente, arrendatários e parceiros cultivam pequenas áreas para subsistência e prestam serviços aos proprietários, além de suas atividades como arrendatários ou parceiros. Acredita-se que este segundo ato legislativo reduziu substancialmente o número de arrendatários e parceiros no Estado. PAIVA, SCHATAN e FREITAS (16), por exemplo, assinalam que o número de arrendatários e parceiros em São Paulo caiu de 518.000, em 1960, para 337.000, em 1969. A maior parte deste declínio originou-se do emprego de diaristas não residentes (volantes) que não se beneficiam da maioria das disposições dos dois estatutos acima citados. Alguns outros foram substituídos pela mecanização que tem aumentado rapidamente em resposta aos diversos programas governamentais (18). Este aspecto será discutido a seguir.

A Legislação Trabalhista citada implica em pelo menos dois diferentes impactos:

- a) um impacto direto sobre salários rurais através do salário mínimo (4); e
- b) um deslocamento na procura por trabalho devido a todos os outros aspectos da legislação.

GARDNER (9) e LIANOS (12) estudaram recentemente o impacto

da legislação de salário mínimo sobre o emprego agrícola nos EUA, mas seus métodos não parecem apropriados para o caso de São Paulo. As equações de forma reduzida de GARDNER, com uma estrutura polinomial defasada reduziriam os graus de liberdade a um número intoleravelmente pequeno, enquanto LIANOS apenas cuidou dos efeitos da legislação de salário mínimo.

No presente estudo, é utilizada uma variável binária para captar os efeitos não salariais das duas leis trabalhistas, enquanto pressupõe-se que os efeitos do salário mínimo sobre o nível de emprego são captados pelo salário rural observado. Este procedimento não oferece uma estimativa direta dos efeitos do salário mínimo sobre o emprego, mas pode-se proceder a estimativas da procura de trabalho calculada, a partir da elasticidade-salário, conjuntamente com hipóteses relativas aos prováveis aumentos do salário real causados pelo salário mínimo.

A inclusão do salário mínimo, do salário observado e de uma variável binária na mesma função resultaria em sérios problemas de multicolinearidade. A variável binária utilizada assume valores de zero para os anos 1948-62 e de um para cada um dos anos seguintes (nas equações logarítmicas esses valores são 1 e 10). Apesar de a primeira lei ter sido promulgada em fins de 1963, este ano e incluído no período pós-legislação trabalhista

(4) Os dados de salário utilizados neste estudo mostram que os salários reais aumentaram respectivamente de 10% e 25% em 1964 e 1965, em relação a 1963. Quanto deste aumento foi devido à legislação de salário mínimo e quanto a outros fenômenos de oferta e procura é uma pergunta empírica.

para considerar possíveis efeitos decorrentes do anúncio da lei, de modo análogo ao que fez LIANOS em seu estudo.

### 2.3 - Dados

Para a maior parte das variáveis utilizadas neste estudo haviam dados publicados, mas foram encontrados alguns problemas. A discussão a seguir indica as várias fontes de dados e os procedimentos utilizados para estimar algumas observações que faltavam.

#### 2.3.1 - Força de trabalho total

A mais séria limitação em termos de dados foi a ausência de estimativas anuais de emprego agrícola para todo o período coberto por este estudo (1948-70). Dispõe-se de dados censitários para os anos de 1950, 1960 e 1970, mas não há informações disponíveis similares para os demais anos (5). O Instituto de Economia Agrícola, no entanto, estimou a força de trabalho agrícola em 1955, utilizando-se de técnicas de amostragem (20) e desde 1962 tem feito levantamentos anuais, (exceto para o ano de 1967). Tais

dados não foram publicados, mas foram postos à disposição do autor pela Divisão de Levantamentos e Análises Econômicas desse Instituto. Há, também, estimativas disponíveis da Fundação IBGE desde 1967, através da publicação Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (8). O exame da relação mão-de-obra/terra para 1950, 1955 e 1960 mostra apenas um pequeno aumento, refletindo principalmente o fato de que não ocorreu rápida expansão do uso de tratores em São Paulo até os primeiros anos da década de 60, quando a indústria brasileira dessas máquinas iniciou sua produção (18). Estimativas da área total cultivada são disponíveis no Instituto de Economia Agrícola para os anos 1948-60 e essa informação foi utilizada juntamente com as relações mão-de-obra/terra para se efetuar estimativas anuais da força de trabalho total. Processos similares foram utilizados para 1961 e 1967. Os dados resultantes são apresentados no anexo 1. Tais dados referem-se a mão-de-obra rural por volta de 1.º de março de cada ano, tendo sido atribuído igual peso a homens e mulheres (6). Traba-

---

(5) Acredita-se geralmente que o Censo de 1950 subestimou a força de trabalho agrícola no Brasil. Por exemplo, a UNIÃO PAN-AMERICANA (30) estima que a força de trabalho total no Brasil era de 12.600.000 ao invés de 10.997.000, que é o dado do Censo de 1950; e a FUNDAÇÃO GETÚLIO VARGAS (7), adotou 12.968.000 em seu estudo de oferta e procura, realizado em 1960. Trabalho preliminar com dados dos Censos para 1950 e 1960 e o levantamento por amostragem efetuado em 1955 mostraram um aumento muito rápido na relação homem/terra entre 1950 e 1955. Conseqüentemente, os dados do Censo de 1950 foram corrigidos, utilizando-se a relação entre a estimativa da União Pan-Americana e os números do Censo.

(6) As estimativas trimestrais do IEA foram utilizadas para desenvolver índices sazonais de emprego, porque os dados dos censos variaram de ano para ano e há um padrão de variação estacional para o emprego agrícola. Estes índices foram utilizados para padronizar os dados do Censo no primeiro trimestre do ano.

lhadores rurais menores de 14 anos de idade foram excluídos. Imaginou-se, a princípio, que se deveria efetuar estimativas somente para trabalho assalariado mas mudanças na classificação dos dados, através do tempo, tornaram isso impossível.

### 2.3.2 - Salários

A utilização da força de trabalho total como variável dependente sugere a adoção da média do total dos salários como o dado mais apropriado para este estudo. Infelizmente não há dados disponíveis sobre o total dos salários pagos. Recentemente, foram publicadas séries históricas de dados por SENDIN (26), sobre várias categorias distintas de salários, e foi decidido que a mais representativa categoria salarial para o total do período é o salário diário para trabalhadores rurais residentes nas propriedades agrícolas (diarista residente a seco). Este salário foi adotado no presente estudo; deve-se observar que SENDIN (26) apontou elevadas correlações entre as várias categorias salariais, conforme era de se esperar.

### 2.3.3 - Imigração

Não se dispõe de números fidedignos acerca da imigração no Estado de São Paulo. Contudo, pode-se ter uma idéia do fluxo de imigrantes no Estado, a partir de dados coletados pela Hospedaria de Imigração e Colo-

nização (21). Esse departamento estadual opera centros de serviços (principalmente na cidade de São Paulo) para imigrantes recém-chegados. Os dados coletados refletem indubitavelmente melhor os movimentos populacionais de longas distâncias, isto é, do Norte e Nordeste do Brasil, do que movimentos da zona rural de estados adjacentes, como de Minas Gerais, para a zona rural de São Paulo. Entretanto, são os únicos dados anuais disponíveis e provavelmente refletem razoavelmente bem os vaivéns na migração interna (10).

### 2.3.4 - Outras variáveis

Todas as outras variáveis utilizadas neste estudo foram obtidas de Desenvolvimento da Agricultura Paulista (19).

## 3 - RESULTADOS ESTATÍSTICOS

As estimativas estatísticas das equações (1) e (2) constam do quadro 1, sob o título modelo dinâmico. As regressões foram ajustadas tanto em forma linear como na linear nos seus logaritmos. Como as relações entre os coeficientes estimados e os erros-padrão estimados foram aproximadamente as mesmas em ambas as formas, e houve pequenas diferenças nos testes F,  $R^2$ , etc., são apresentados aqui somente os resultados nos seus logaritmos, nos quais as elasticidades são diretamente observadas.

O exame dos erros-padrão e coe-

QUADRO 1. - Coeficientes de MQDE Para o Estudo de Trabalho Agrícola em São Paulo (1948-70). Todas as Variáveis Medidas em Logaritmos (1)

Modelo e equação	Constante	Salário rural real (S)	Preços recebidos/preços pagos (PRPP)	Índice de produtividade (PROD)	Tendência secular (T)	Força de trabalho defasada (FTT <sub>t-1</sub> )	Renda não agrícola (RNA)	Imigração (IM)	Binária de legislação rural (LR)	D.W.(2)
Dinâmico:										
Oferta	-0,044	0,169 (0,118)			-0,041 (0,015)	0,938 (0,108)	0,197 (0,083)	0,029 (0,017)		1,754
Procura	0,827	-0,424 (0,151)	0,293 (0,069)	0,105 (0,056)		0,529 (0,126)			-0,035 (0,009)	1,947
Estático:										
Oferta	2,455	0,205 (0,590)			-0,103 (0,098)		0,680 (0,675)	0,123 (0,038)		0,812
Procura	2,295	-0,640 (0,213)	0,368 (0,145)	0,168 (0,138)					-0,064 (0,018)	1,054

(1) Os valores entre parêntesis são erros-padrão.

(2) Estatística de Durbin-Watson.



ficientes estimados nas equações de procura de trabalho mostra que os primeiros tendem a ser relativamente pequenos. Se a relação entre o coeficiente estimado e o erro-padrão estimado constitui uma estreita aproximação à distribuição  $t$ , os resultados sugerem que todos os coeficientes na equação de procura, exceto PROD, são significantes ao nível de 0,01 e que PROD é significativo ao nível de 0,10. A procura é relativamente inelástica com respeito ao salário no curto prazo, mas aproximadamente igual a 1 no longo prazo. Aumentos nos preços recebidos em relação aos preços pagos e maior produtividade deslocaram a curva de procura para cima e para direita, enquanto a introdução da legislação trabalhista (excluindo o impacto do salário mínimo), no princípio da década de 60, resultou em um deslocamento da curva de procura para baixo. O deslocamento da procura induzido pela legislação rural deveria ser associado à redução no salário rural, o que é mostrado pela forma reduzida da equação. Em outras palavras, a legislação trabalhista rural pressiona para baixo os salários, ao deslocar a curva de procura para baixo e para a esquerda. Os salários observados aumentaram em vista da instituição do salário mínimo e outros fatores de procura e oferta. Portanto, o efeito geral da legislação de salário mínimo foi, pelo menos parcialmente, contrabalançado por outros aspectos da legislação.

Sob o aspecto da oferta, o salário exerce uma influência positiva na oferta de trabalho. A elasticidade a curto prazo é apenas 0,17, mas aproxima-se

de 3,0 no longo prazo, em virtude do pequeno coeficiente de ajustamento. Esse resultado não empresta suporte à inferência, acima referida, de que a oferta é perfeitamente elástica, mas sugere uma elevada elasticidade de oferta. A imigração contribuiu positiva e significativamente para com a força de trabalho total, enquanto o termo tendência capta a redução absoluta da força de trabalho agrícola de São Paulo, observada na introdução.

O resultado mais curioso na equação da oferta é o coeficiente positivo da variável correspondente à renda não agrícola. Esperava-se um sinal negativo, já que o emprego urbano é uma alternativa do emprego rural. A inversão do sinal não é resultado de multicolinearidade, pois RNA não é altamente correlacionado com nenhuma das demais variáveis independentes. Uma explicação mais adequada é de que os salários urbanos e rurais em São Paulo, sendo relativamente elevados, atraíram imigrantes de outros estados. Nem todos os imigrantes puderam encontrar empregos urbanos de imediato e, dada a tradição rural da maioria dos trabalhadores migrantes, dedicaram-se ao trabalho agrícola. Eventualmente, esses imigrantes poderão encontrar empregos urbanos e serão substituídos por recém-chegados de outros estados ou por desempregados urbanos. A migração, pelo menos para alguns trabalhadores, é um processo em duas etapas, com um estágio temporário nas áreas rurais. Pode-se formular a hipótese de que o decréscimo relativo da migração interna na década de 60 em comparação com

décadas anteriores (10) irá amortecer o impacto migratório e provocar a inversão de sinal da variável correspondente à renda não agrícola.

O quadro 1 mostra, também, os resultados para uma especificação alternativa, estática, das equações da oferta e procura. Neste modelo estático, a variável defasada é abandonada e as equações (1) e (2) são novamente estimadas utilizando-se MQDE. A remoção do termo defasado resultou em um aumento absoluto de todos os coeficientes estimados. A comparação dos resultados estáticos das equações estática e dinâmica para São Paulo com os resultados obtidos por SCHUH (23) mostra que há impressionante similaridade. SCHUH descobriu que quase todas as variáveis nas funções dinâmicas de procura e oferta permaneceram estatisticamente significantes, no modelo estático mas que devia ser rejeitada a hipótese nula de nenhuma correlação serial para o modelo estático. Sugeriu que "...A capacidade do modelo defasado no modelo 1, para remover esta correlação serial dos resíduos calculados, provê algum suporte para que se mantenha a hipótese do modelo defasado" (23). Reconheceu, no entanto, que o teste de Durbin-Watson era viesado nos modelos autorregressivos e, assim, emprestava apenas um fraco suporte para a hipótese. HAMMONDS, et alii (11), em seu recente estudo usaram a estimativa de DURBIN (6) de máxima verossimilhança do coeficiente de correlação serial, para testar seus resíduos autorregressivos, mas desafortunadamente esse teste somente é válido para amostras relativamente grandes. Os resulta-

dos obtidos neste estudo também indicam correlação serial positiva tanto na equação de oferta como na de procura, mas não detectam correlação serial no modelo dinâmico. Esses resultados emprestam suporte, ainda que fraco, ao modelo de distribuição defasada.

Na função estática de procura, as variáveis PRPP, LR e S permanecem altamente significantes, mas o coeficiente de PROD é apenas ligeiramente maior do que seu erro-padrão. Em contraste com os resultados de SCHUH (23) somente uma variável, o índice de imigração, é estatisticamente significante, após a remoção da variável endógena defasada da equação de oferta. Os sinais não variam, no entanto, e o coeficiente da variável salário no modelo estático, é apenas ligeiramente maior do que no dinâmico.

As elasticidades estimadas para São Paulo não são diretamente comparáveis com as de SCHUH (23) e HAMMONDS et alii (11) já que, além das diferenças geográficas, há diferenças marcantes na composição das forças de trabalho. Contudo, o trabalho mais recente de TYRCHNIEWICZ e SCHUH (29) sugere que as respostas à oferta e procura de trabalho assalariado são mais elásticas do que a resposta à oferta de administradores, proprietários agrícolas e de trabalho familiar de administradores e proprietários agrícolas. Isso sugere que as estimativas obtidas para a força de trabalho total em São Paulo seriam subestimativas das elasticidades de trabalho assalariado. Dadas essas limitações, é inte-

ressante observar que as elasticidades salário nas equações de oferta e procura excedem as obtidas por SCHUH (23) tanto no modelo estático como no dinâmico e os preços agrícolas (PRPP) são aproximadamente duas vezes maiores do que os obtidos por SCHUH (23) para os Estados Unidos e HAMMONDS, et alii (11) para o Oregon. As elasticidades de procura para o curto e longo prazos estão consideravelmente abaixo das estimativas para o Oregon, mas a estimativa para longo prazo em São Paulo não difere significativamente da unidade.

#### 4 - ALGUMAS IMPLICAÇÕES PARA POLÍTICA

Dispõe-se de discussões detalhadas sobre política agrícola brasileira em outras publicações (13, 15, 24, 27) e, assim, o propósito desta seção é indicar como certas políticas afetaram a utilização da mão-de-obra. Os impactos

da política relacionam-se fundamentalmente aos fatores que, segundo este estudo, deslocam a procura e podem afetar significativamente o emprego agrícola, quando a curva de oferta de trabalho é elástica. Os resultados deste estudo sugerem que a curva de oferta no longo prazo do trabalho em São Paulo é relativamente sensível aos salários ainda que a elasticidade a curto prazo seja baixa.

##### 4.1 - Legislação Trabalhista

O presente estudo formula a hipótese de que há pelo menos dois impactos da legislação trabalhista de 1963 e 1964:

- 1) um deslocamento da demanda causado pelos aspectos não salariais da legislação (mas que aumentam os custos da mão-de-obra para o empregador); e
- 2) o efeito do salário-mínimo.

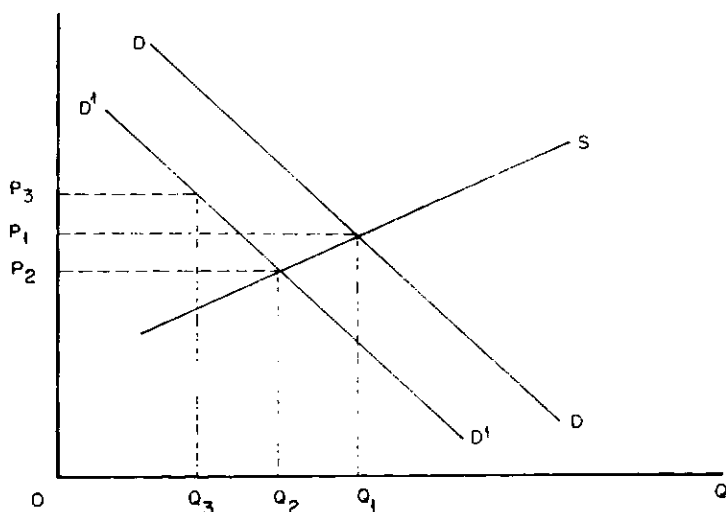


FIGURA 1. - Impacto da Legislação Trabalhista Brasileira no Emprego Agrícola.

Considere-se a figura 1. Na situação inicial não há leis trabalhistas e DD e SS são as curvas de procura e oferta de trabalho. Agora, é introduzida a legislação trabalhista. Os aspectos não salariais da legislação, que aumentam os custos do empregador, mas não afetam diretamente os salários, deslocam a curva de procura para  $D'$ , reduzem o emprego de  $Q_1$  para  $Q_2$  e diminuem o salário de  $P_1$  para  $P_2$ . Se for introduzido simultaneamente um salário mínimo, acima do preço de equilíbrio do mercado, os salários aumentarão, diga-se, para  $P_3$ , enquanto o emprego cairá para uma quantidade menor do que  $Q_2$ , por exemplo  $Q_3$ . Os dois efeitos, portanto, reforçam-se mutuamente e causam a diminuição do emprego de uma quantidade maior do que cada um dos efeitos considerados separadamente.

No caso de São Paulo, o coeficiente estimado de RL indica que a variação da procura induzida pela legislação trabalhista reduziria o emprego agrícola de cerca de 100.000 trabalhadores por ano, quando a elasticidade de oferta é 3,0. A discussão que se segue conduz à suspeita de que isso é uma estimativa limite-superior; mas mesmo que o impacto seja de apenas metade da quantidade indicada, o número de trabalhadores deslocados será ainda substancial. Ademais, além dos custos sociais da redução de emprego agrícola, deve-se observar que a mudança da condição de trabalhador, residente e permanente para diarista não residente, observada acima, implica também em custos sociais.

Quais foram os possíveis efeitos do salário mínimo sobre o emprego? As

determinações empíricas deste estudo não oferecem evidências diretas, mas há evidência "prima facie" de que o efeito foi significativo. O salário real utilizado neste estudo atingiu seu mais baixo nível em 1963 (ver dados no anexo 1). O salário mínimo foi aprovado em fins de 1963 e, em virtude de problemas administrativos relacionados à aplicação da nova lei, provavelmente só apresentou impactos significativos em 1964 ou mesmo 1965. Os dados revelam que o salário real aumentou cerca de 10% em 1964 e mais 14% em 1965 e ficou estável em torno desse nível até quase o fim da década. Os dados sugerem, portanto, que o salário mínimo aumentou o salário real entre 10% e 25%. Dada a elasticidade de procura estimada para o curto prazo de 0,4 e a de longo prazo de 0,9, e conservando-se todos os outros fatores constantes, um aumento de 10% no salário iria reduzir o emprego de 41.000 no curto prazo e 138.000 no longo prazo. Se a legislação do salário mínimo causou uma elevação no salário real de 25%, o emprego deve ter sido reduzido de 153.000 e 345.000 trabalhadores, no curto e longo prazos, respectivamente.

Se se aceitar que 10% é uma estimativa razoável do aumento salarial causado pelo salário mínimo, o impacto deste salário mínimo será apenas ligeiramente maior do que a redução oriunda dos aspectos não salariais da legislação, e seu efeito combinado é da ordem de 240.000 trabalhadores no longo prazo. Essa quantidade representa cerca de 15% da força de trabalho agrícola de São Paulo, em 1963.

4.2 - Política de Preços

No período posterior à segunda Guerra Mundial, o Governo Brasileiro adotou uma política de preços agrícolas baixos, de modo a combater a inflação, reduzir a pressão sobre salários urbanos e extrair um excedente para industrialização, entre outras medidas (27). Isso foi conseguido através de várias combinações das seguintes medidas:

- a) taxas de câmbio diferenciadas e desfavoráveis para produtos agrícolas;
- b) cotas de exportação;
- c) subsídios à importação de certos produtos agrícolas e insumos; e
- d) preços-teto no varejo e atacado.

O coeficiente positivo e significativo da variável PRPP sugere que uma redução de 10% em PRPP tenderia a reduzir o emprego agrícola em cerca de 3% no curto prazo e 6% no longo prazo. Como São Paulo vivia em uma economia relativamente abundante de mão-de-obra e terra durante a maior parte, se não a totalidade, do período estudado, a política de preços deixou de estimular a utilização efetiva das disponibilidades de fatores em São Paulo.

#### 4.3 - Mudança Tecnológica

A variável substituta utilizada neste estudo para mudança tecnológica, a produção por unidade de área, mostra que a maior produtividade da terra tende a ser associada a maior utilização

da mão-de-obra. A resposta da utilização da mão-de-obra ao aumento da produtividade da terra, contudo, é inelástica tanto no curto como no longo prazo, sendo da ordem de 0,10 e 0,20, respectivamente.

Esse resultado é consistente com o de trabalho recente sobre funções de produção dissociáveis (5), que sugere que o grau de substituição de fatores dentro de subfunções é elevada, mas é baixa entre subfunções. Se a função de produção for expressa por:

$$Y = F \left[ f (K_t, T), g (K_1, L) \right],$$

onde Y é a produção agregada; T e L, respectivamente, insumos terra e mão-de-obra;  $K_t$ , capital associado principalmente com aumento de produtividade (fertilizantes e defensivos, práticas agrônômicas, etc.); e  $K_1$ , capital associado principalmente a mecanização; então, os insumos dentro das subfunções  $f (L_t, T)$  e  $g (K_1, L)$  são altamente substituíveis, mas os insumos entre as subfunções não o são. Os resultados deste estudo não medem diretamente o grau de substituição entre L e os elementos de  $f (K_t, T)$ , mas a baixa elasticidade entre produtividade e uso de mão-de-obra sugere que o grau de substituição é também baixo. No que diz respeito a este estudo, a relação mais interessante é o grau de substituição entre  $K_1$  e L. Há alguma evidência?

Um trabalho recente de SANDERS (18) estima que a elasticidade de substituição entre tratores e mão-de-obra é de cerca de 1,5 para o Brasil

em geral e 1,1 para São Paulo. Tais resultados dão apoio à hipótese de alto grau de substituição dentro da função, relativa à mão-de-obra. A mecanização, na ausência de possibilidades de duas culturas no mesmo ano, tende a substituir a mão-de-obra, ao invés de aumentar sua utilização. Como tais resultados afetam o presente estudo?

Na agricultura paulista usam-se tratores desde o princípio da década de 1900, mas a rápida expansão da sua utilização ocorreu na de 60. Os dados censitários apontam aproximadamente 4.000 tratores em uso no ano de 1950, 27.000 em 1960 e 66.000 em 1970. A expansão foi rápida na década de 50, mas em termos de números absolutos foi ainda mais acelerada na de 60 (7). Na verdade, a rápida expansão no uso de tratores coincide com o período das leis trabalhistas discutidas acima. Não se dispõe no momento de dados anuais sobre o uso e estoques de tratores em São Paulo e, portanto, não é possível tentar separar as diferentes influências do uso dessas máquinas e da legislação trabalhista sobre o emprego de mão-de-obra (8). Suspeita-se que a variável binária para a legislação trabalhista esteja

captando pelo menos uma parte da maior utilização de tratores e, portanto, superestime a influência da legislação trabalhista considerada isoladamente. Na ausência de dados anuais sobre tratores, talvez seja melhor considerar que LR esteja medindo o impacto conjunto do maior uso de tratores e da legislação rural trabalhista.

## 5 – CONCLUSÕES

Os resultados deste estudo indicam que as elasticidades-salário da oferta e procura, na agricultura paulista, são aproximadamente iguais ou ligeiramente superiores às estimadas para a agricultura norte-americana. As variáveis de deslocamento na função de procura foram altamente significantes e apresentam importantes implicações em termos de política. A evidência sugere que as políticas de preço e salário tenderam a reduzir o emprego agrícola, enquanto a mudança tecnológica tem sido uma força positiva mas relativamente pequena, isto é, tende a aumentar pouco a utilização de mão-de-obra. No que respeita à oferta, a elasticidade a curto prazo é baixa mas a elasticidade a longo prazo é provavelmente próxima a 3,0. A imigração tem sido uma variável importante de

---

(7) SANDERS (18) discute os vários instrumentos governamentais de política utilizados para estimular a produção e a venda de tratores.

(8) Na verdade, as interrelações são ainda mais complexas. Entre 1962 e 1967, o governo brasileiro aplicou um programa de erradicação que reduziu grandemente a área de produção de café. Visto que o café tende a ser mais mão-de-obra-intensivo do que culturas alternativas, a variável RL pode estar captando parte dos efeitos-trabalho do programa de erradicação. A distorção causada pelo programa de erradicação pode não ter sido muito grande, no entanto, já que a variável mão-de-obra é estimada em 1.º de março, enquanto o período-pico para o uso de mão-de-obra em café ocorre entre julho e outubro. Ver SAYLOR (22) para discussão mais detalhada do programa de erradicação.

deslocamento e tem aparentemente urbana, pelo menos durante o período predominado sobre a variável renda estudado.

## SUPPLY AND DEMAND FOR AGRICULTURE LABOR IN THE STATE OF SÃO PAULO

### SUMMARY

This study uses the model developed by Schuh to examine the supply and demand for labor in the State of São Paulo. Historical data are developed on the labor force in São Paulo and the supply and demand functions are simultaneously estimated using two stage least squares. The demand wage elasticity is less than one in both the short and long run, but the long run supply elasticity is estimated to be 3.0. Important shift variables in the demand function were prices received by farmers relative to prices paid, increases in land productivity, and a rural legislation dummy variable. In the supply function, a immigration variable and a time trend variable were important shift variables. An off-farm income variable was also statistically significant but had the "wrong" sign.

### LITERATURA CITADA

1. AGROPECUÁRIA: preços das terras, do trabalho e dos serviços. Conj. Econ., 28 (6): 42-63, jun. 1974.
2. BAER, W. Regional inequality and economic growth in Brazil. Econ. Dev. & Cult. Change, 12 (3): 268-285, apr. 1964.
3. BAUER, L. L. The effect of technology on the farm labor market. Am. Jour. Agr. Econ., 51 (3): 505-518, aug. 1969.
4. DEAN, W. The industrialization of São Paulo, 1880-1945. Austin, Texas, Texas Univ., 1969.
5. DE JANVRY, A. A socioeconomic model of induced innovations for Argentine agricultural development. Quart. Jour. of Econ., 87 (3): 410-435, aug. 1973.
6. DURBIN, J. Testing for serial correlation in least-squares regression when some of the regressors are lagged dependent variables. Econometrica, 38 (3): 410-421, may 1970.

7. FUNDAÇÃO GETÚLIO VARGAS. Centro de Estudos Agrícolas. Projeções de oferta e demanda para o Brasil. Rio de Janeiro, 1960.
8. FUNDAÇÃO IBGE. Pesquisa nacional por amostra de domicílios, 1967-1973. Rio de Janeiro, 1973.
9. GARDNER, B. Minimum wages and the farm labor market. Am. Jour. Agr. Econ., 54 (3): 473-476, aug. 1972.
10. GRAHAM, D. H. & GRAHAM F.<sup>o</sup>, S. B. H. Interregional and urban migration and economic growth in Brazil. (Paper presented at a Symposium on internal migration, Belo Horizonte, abril 1972).
11. HAMMONDS, T. M.; YADAV, R.; VATHANA, V. Elasticity of demand for hired farm labor. Am. Jour. Agr. Econ., 55 (2): 242-245, may 1973.
12. LIANOS, T. P. Impact of minimum wages upon the level and composition of agricultural employment. Am. Jour. Agr. Econ., 54 (3): 477-483, aug. 1972.
13. NICHOLLS, W. H. The Brazilian agricultural economy: recent performance and policy. (In: ROETT, R. Brazil in the sixties. 1972).
14. ———. The transformation of agriculture in a semi-industrialized country: the case of Brazil. (In: THORBECKE, E. The role of agriculture in economic development. 1969).
15. MEYER, R. Brazilian agricultural policies and growth. (Cap. 4 do relatório da Ohio State Univ. sobre "Capital Formation Project, 1974). mimeo.
16. PAIVA, R. M.; SCHATTAN, S.; FREITAS, C. F. T. Brazil's agricultural sector. São Paulo, Secretaria da Agricultura, 1973. (Preparado para o XV Congresso Internacional de Economistas Agrícolas, 20-29 de agosto de 1973).
17. PATRICK, G. F. Sources of growth in Brazilian agriculture: the crop sector. Rio de Janeiro, Ministério do Planejamento e Coordenação Geral, IPEA, 1973. (mimeo)
18. SANDERS, J. H. Mechanization and employment in Brazilian agriculture, 1950-1974. Minnesota, Minneapolis, Univ. of Minnesota, 1973. (Tese de Ph. D. não publicada).
19. SÃO PAULO. SECRETARIA DA AGRICULTURA. INSTITUTO DE ECONOMIA AGRÍCOLA. Desenvolvimento da agricultura paulista. São Paulo, 1972.
20. DEPARTAMENTO DA PRODUÇÃO VEGETAL. DIVISÃO DE ECONOMIA RURAL. Mão-de-obra na agricultura paulista. Agric. em São Paulo, 5 (9): 4-13, set. 1955.



21. \_\_\_\_\_ . Boletins do Departamento de Imigração e Colonização. São Paulo, vários anos.
22. SAYLOR, R. G. Alternative measures of supply elasticities: the case of São Paulo coffee. *Am. Jour. Econ.*, **56** (1): 98-106, feb. 1974.
23. SCHUH, G. E. An econometric investigation of the market for hired labor in agriculture. *Jour. Farm Econ.*, **44** (2): 307-321, may 1962.
24. \_\_\_\_\_ . The modernization of Brazilian agriculture. (Relatório apresentado para a U. S. National Academy of Science, jun. 1973).
25. \_\_\_\_\_ . Paterns of equity under agricultural development in Latin America. (In: BELL & HEADY. Externalities in the transformation of agriculture: the distribution of benefits and costs from development. (no prelo).
26. SENDIN, P. V. Elaboração de um índice de salários rurais para o Estado de São Paulo. *Agric. em São Paulo*, **19** (II): 107-190, 1972.
27. SMITH, G. W. Brazilian agricultural policy: 1950-1967. (In: ELLIS, Howard. *Essays on the economy of Brazil*. 1971).
28. TODARO, M. P. A model of labor migration and urban unemployment in less developed countries. *Am. Econ. Rev.*, **59** (1): 138-148, mar. 1969.
29. TYRCHNIEWICZ, E. W. & SCHUH, G. E. Econometric analysis of the agricultural labor market. *Am. Jour. Agr. Econ.*, **51** (4): 770-787, nov. 1968
30. UNIÃO PAN-AMERICANA. Posse e uso da terra e desenvolvimento sócio-econômico do setor agrícola. Rio de Janeiro, 1966.
31. WHITAKER, M. D. & SCHUH, G. E. Labor absorption and development policy: an analysis of the Brazilian case. Lafayette, Indiana, Purdue Univ., 1972. (mimeo).
32. YOUMANS, R. & SCHUH, G. E. An empirical study of the agricultural labor market in a developing country: Brazil. *Am. Jour. Agr. Econ.*, **50** (4): 943-961, nov. 1968.

# PROCURA E OFERTA DE MÃO-DE-OBRA AGRÍCOLA NO ESTADO DE SÃO PAULO

## ANEXOS

### ANEXO 1

QUADRO A1. 1. – Força de Trabalho Agrícola e Salário do Trabalhador Agrícola no Estado de São Paulo

Ano	Força de trabalho <sup>(1)</sup> (1.000 trabalhadores)	Salário real <sup>(2)</sup> (Cr\$)
1948	1.428	1,75
1949	1.452	1,83
1950	1.521	2,02
1951	1.557	2,13
1952	1.526	2,18
1953	1.529	2,02
1954	1.625	1,84
1955	1.692	1,95
1956	1.651	1,90
1957	1.589	1,91
1958	1.620	1,88
1959	1.621	1,56
1960	1.600	1,72
1961	1.591	1,63
1962	1.573	1,62
1963	1.534	1,50
1964	1.514	1,66
1965	1.426	1,89
1966	1.400	1,79
1967	1.319	1,95
1968	1.174	2,13
1969	1.158	2,07
1970	1.212	2,23

(1) Estimada considerando-se a área total cultivada e relações mão-de-obra/terra, para os anos em que faltavam dados.

(2) Valores corrigidos para 1966/67 pelo índice "2" da Conjuntura Econômica.

Fonte: Força de trabalho: 1950, 1960 e 1970, Fundação IBGE; 1955 e 1962-69 Instituto de Economia Agrícola. Salários: todo período, SENDIN (26).