

AGRICULTURA

EM SÃO PAULO

BOLETIM TÉCNICO DO INSTITUTO DE ECONOMIA AGRÍCOLA

ANO XXI

TOMO III

1974

SUMÁRIO

O BRASIL E O MERCADO INTERNACIONAL DE CARNE BOVINA, MILHO E SOJA Fernando B. Homem de Melo	1
ANÁLISE DA PRODUTIVIDADE DE ALGODÃO E SOJA COM A APLICAÇÃO DO MODELO ULVELING-FLETCHER José Roberto Viana de Camargo e Joaquim José de Camargo Engler	41
DIMENSIONAMENTO DE AMOSTRA PARA ESTIMATIVA E PREVISÃO DE SAFRA NO ESTADO DE SÃO PAULO..... Humberto de Campos e Luiz Henrique de Oliveira Piva	65
RELAÇÕES ESTRUTURAIS DA DEMANDA DE FERTILIZANTES NO ESTADO DE SÃO PAULO Rosa Maria Carmignani Pescarin e Donald W. Larson	89
PROCURA E OFERTA DE MÃO-DE-OBRA AGRÍCOLA NO ESTADO DE SÃO PAULO R. Gerald Saylor	129
ESTRUTURA DA OFERTA DE OLEAGINOSAS E DEMANDA DE ÓLEOS COMESTÍVEIS EM SÃO PAULO Iby A. Pedroso e Fernando A. A. Sever	147
CRESCIMENTO E DESENVOLVIMENTO DA AGRICULTURA PAULISTA P. F. C. de Araujo, N. M. dos Anjos, C. T. Yamaguishi e M. R. C. Pescarin	169
TAXAS DE RETORNO SOCIAL E OUTROS ASPECTOS DA PESQUISA AGRÍCOLA: O CASO DA PESQUISA COM ALGODÃO EM SÃO PAULO, BRASIL: COMENTÁRIO R. Gerald Saylor	201
TAXAS DE RETORNO SOCIAL E OUTROS ASPECTOS DA PESQUISA AGRÍCOLA: O CASO DA PESQUISA COM ALGODÃO EM SÃO PAULO, BRASIL: RESPOSTA Harry W. Ayer e G. Edward Schuh	209



INSTITUTO DE
ECONOMIA AGRÍCOLA



GOVERNO DO ESTADO DE SÃO PAULO
SECRETARIA DA AGRICULTURA

INSTITUTO DE ECONOMIA AGRÍCOLA

CORPO TÉCNICO DO I.E.A.

— em exercício —

DIRETORIA GERAL:
ASSESSORIA DE PROGRAMAÇÃO:
ASSESSORIA ESPECIALIZADA:

Paulo Fernando Cidade de Araujo
Caio Takagaki Yamaguishi
Fernando Bento Homem de Melo
Iby Arvatti Pedroso
Natanael Miranda dos Anjos
Ralph Gerald Saylor

COMUNICAÇÃO TÉCNICO-CIENTÍFICA: Antônio Augusto Botelho Junqueira
Devanccyr Aparecido Romão (¹)
Maria de Lourdes Barros Camargo

ECONOMIA DA PRODUÇÃO

Diretoria: Paul Frans Bemelmans
Abel de Lima Filho
Alfredo de Almeida Bessa Junior
Hermando Ferreira de Noronha
José Ferreira de Noronha
José Roberto Viana de Camargo
Laerte Pereira Rodrigues
Luiz Carlos Assef
Minoru Matsunaga (¹)
Nelson Batista Martin
Nelson Kazaki Toyama
Paulo Edgard Nascimento de Toledo
Richard Domingos Dulley
Yoshihiko Sugai
Zuleima Alleoni Pires

COMERCIALIZAÇÃO

Diretoria: Pérsio de Carvalho Junqueira
Claus Floriano Trench de Freitas
Everton Ramos de Lins
Flávio Condé de Carvalho
Hiroshige Okawa
Irene José Einhorn Goldenberg
Joel Evaldo de Oliveira Kersten
José Diniz de Araujo (¹)
Lidia Hatue Ueno
Maria Celina Mauro Padovani
Maria Elisa Benetton Junqueira
Maria de Lourdes do Canto Arruda
Mauro Souza Barros
Vicente de Paula Melo Figueiredo
Waldemar Pires de Camargo Filho

POLÍTICA E DESENVOLVIMENTO AGRÍCOLA

Diretoria: Antonio Ambósio Amaro
Alfredo Tsunechiro
Ana Perina Rabello Arruda
Antonio Carlos Furlan Gimenes
Arciley Alves Pinheiro (¹)
Claudia Andreoli Galvão
Elcio Umberto Gatti
Gabriel Luiz Seraphico Peixoto da Silva
Ismar Florêncio Pereira
José Carlos Mollo Alarcon
José Ricardo Cardoso de Mello Junqueira
Luiz Flávio Barbosa Cancegliero
Luiz Moricóchi (¹)
Nelson Giulietti
Paulo Augusto Wiesel
Sebastião Nogueira Junior
Yoshio Namekata
Yuly Ivete Mizaki de Toledo

LEVANTAMENTOS E ANÁLISES ESTATÍSTICAS

Diretoria: Décio Sodrzeieski
Alceu de Arruda Veiga Filho
Ana Maria Montragio
Antonio Fernando Scheibel Padula
Fernando Antonio de Almeida Sever
Francisco Alberto Pino
José Francisco Coluço
Julio Humberto Jimenez Ossio
Lineu Bueno de Moraes
Luiz Henrique de Oliveira Piva
Manuel Joaquim Martins Falcão
Milton Nogueira de Camargo
Paulo Tomoo Morimoto
Rosa Maria Carmignani Pesearin
Tulio Teixeira de Oliveira
Wagner José de Barros (¹)

BIBLIOTECA

Helena Souza e Silva de Oliveira
Cláudia Maria Spinelli Cintra
Edneuza Souza Póvoa
Gabiella Menni Ferreri
Maria Luiza Alexandre Peão

(¹) Realizando programa de pós-graduação ou de aperfeiçoamento.

O BRASIL E O MERCADO INTERNACIONAL DE CARNE BOVINA, MILHO E SOJA ⁽¹⁾

Fernando B. Homem de Melo

Este estudo é voltado para uma investigação de duas áreas específicas. A primeira delas procura analisar os fatores limitantes ao crescimento de nossas exportações agrícolas. Assim é que no lado externo, procurou-se considerar as políticas agrícolas de países desenvolvidos, as perspectivas de demanda, e as consequências da "revolução verde". Internamente, uma discussão é apresentada quanto aos efeitos de algumas políticas restritivas no comportamento de nossas exportações.

Na segunda parte, funções oferta de exportação foram estimadas para carne bovina, milho, e soja, procurando-se também fazer uma mais específica avaliação dos efeitos negativos de políticas para as exportações desses produtos.

1 - INTRODUÇÃO

Apesar do rápido crescimento das exportações de produtos manufaturados ocorrido nos últimos anos, as exportações de produtos agrícolas ainda constituem a maior parte das exportações brasileiras e, conseqüentemente, da receita cambial. Além disso, para a própria atividade agrícola, as exportações representam uma parcela considerável na formação da sua renda. A longo prazo, e para o país como um todo, as exportações não constituem um fim em si mesmo, mas sim um meio para se elevar o bem-estar da população, através da capacidade de

importação que é criada; questões relacionadas à capacidade de importar, assim como à dívida externa, assumem papel importante na atual fase de desenvolvimento brasileiro, no sentido de que uma diminuição na taxa de crescimento das exportações teria conseqüências adversas para o próprio ritmo de crescimento da economia. É dentro desse contexto que uma análise de como o tipo e o volume das exportações de produtos agrícolas têm sido afetados por alterações de políticas, não só as de natureza doméstica, mas também as dos países consumidores, deve ser de utilidade na formulação da política econômica brasileira,

(¹) O autor agradece a Associação Nacional de Programação Econômica e Social, que proporcionou a realização do estudo original no qual este trabalho é baseado, e a P.F.C. de Araújo e I.A. Pedroso, por comentários então feitos. Liberado para publicação em 29 de outubro de 1974.

em especial as de mais diretas consequências para o desenvolvimento agrícola.

Este estudo tem, assim, a finalidade de suprir o tipo de análise econômica acima mencionado, para carne bovina, milho e soja, principalmente no que se refere a duas áreas específicas:

- a) uma análise dos fatores limitando o crescimento dessas exportações agrícolas, e
- b) uma análise econométrica da função oferta de exportação desses produtos, procurando identificar e quantificar os efeitos das mais importantes variáveis explicativas.

2 — CRESCIMENTO DAS EXPORTAÇÕES AGRÍCOLAS

2.1 — Aspectos Gerais

Apesar do declínio relativo das exportações agrícolas (incluindo café), ainda representam cerca de dois terços das exportações totais; além disso, é aparente a menor importância relativa das exportações de café, e um certo aumento da participação de outros produtos agrícolas na exportação total. A importância das exportações agrícolas para a formação da renda do setor foi mostrada por VON DOELLINGER et alii (42), não só em termos de participação média, mas também do crescimento verificado no período mais recente; isso pode ser verificado comparando-se a proporção da renda interna do setor primário que se origina das

exportações de produtos agropecuários: os valores para os quinquênios 1955-59, 1960-64 e 1965-69 foram respectivamente de 25,0%, 22,2% e 34,5%. A manutenção da taxa de crescimento das exportações agrícolas ocorrida no período 1964-70, de 10% ao ano, permitiria dobrar a taxa de crescimento da renda do setor agrícola (42). Essa importância das exportações agrícolas para o crescimento do setor é uma razão para que os órgãos governamentais com atuação na área de política agrícola, conheçam perfeitamente a ligação que existe entre programas de natureza doméstica e o comércio internacional para vários produtos agrícolas.

Descendo ao nível dos produtos agrícolas aqui especificamente considerados, cabe mencionar que soja, milho e carne bovina figuram nas exportações entre os chamados produtos primários não-tradicionais; o quadro 1 apresenta um retrospecto das exportações desses produtos a partir do quinquênio 1960-64. Com essas informações fica clara a crescente importância das exportações desses três produtos com respeito ao total das exportações brasileiras e total das exportações agrícolas (menos café), apesar da grande queda verificada nas exportações de milho em 1972 e 1973.

Uma melhor idéia do grau de importância do mercado externo para esses produtos pode ser obtida através do quadro 2, onde a quantidade exportada de cada um deles é apresentada como percentagem do total produzido no Brasil no período mais recente. Para milho, como já mencionado acima, as exportações em

QUADRO 1. — Exportação de Produtos Agrícolas: Total (menos café), Milho, Soja e Carne
(Milhão de dólares)

Ano	Total (menos café)	Milho	Soja	Carne	B+C+D	
					A	Total das Export. (c/café)
					(%) (E)	(%) (F)
(A)	(B)	(C)	(D)	(E)	(F)	
1960-64	392	6,6	5,1	8,6	5,2	1,5
1965	458	27,9	15,0	24,4	14,7	4,2
1966	546	31,5	27,6	12,9	13,2	4,1
1967	473	22,1	39,5	6,7	14,4	4,1
1968	580	57,0	25,2	20,2	17,7	5,4
1969	804	32,9	52,7	41,6	15,8	5,5
1970	846	80,6	70,7	69,6	26,1	8,1
1971	919	75,4	105,8	98,7	30,5	9,6
1972	1.445	9,6	280,2	169,2	31,8	11,5
1973	2.473	3,1	917,0	148,7	43,2	17,2

(1) Média anual do quinquênio.

Fonte: Milho e soja, BANCO CENTRAL DO BRASIL (4, 5, 6); carne fresca, refrigerada e congelada: 1960-64, EAPA-SUPLAN (7) e 1965-73, BANCO CENTRAL DO BRASIL (5, 6).

1972 e 1973 foram bastante pequenas (2) quando comparadas com anos anteriores, sendo o último ano caracterizado principalmente pela existência de controles governamentais na exportação do cereal. O contrário aconteceu para soja entretanto, com uma exportação de 1,04 milhão de toneladas (30% da produção) em 1972 e de 1,80 milhão de toneladas em 1973 (3): isso aconteceu, porém, em um período de elevada demanda mundial por rações animais com alto teor de proteína, combinado com a diminuição da oferta de certas fontes de proteína, principalmente da torta de peixe peruana (31), apesar de certos controles nas exportações de soja terem sido impostos no período. Essa rápida expansão da produção e exportação de soja se

constitui também numa indicação da flexibilidade do setor agrícola brasileiro, em termos de resposta às alterações de preços relativos.

2.2 - Fatores Externos e Exportações

Vários são os fatores externos que podem ser considerados como influenciando o crescimento das exportações agrícolas brasileiras; entre os mais relevantes para o País e produtos aqui considerados, pode-se destacar: a política agrícola dos países desenvolvidos, as numerosas barreiras tarifárias e não-tarifárias em diversos países, a criação e ampliação do Mercado Comum Europeu (MCE), o desenvolvimento conhecido como "revolução verde" e as

(2) As exportações de milho pelos portos de Santos e Paranaguá (mais de 90% do total) em 1972 e 1973 foram de apenas 175 e 41 mil toneladas, respectivamente (21).

(3) As informações de quantidade exportada e produção em 1972 e 1973 foram obtidas em INSTITUTO DE ECONOMIA AGRÍCOLA (21).

QUADRO 2 – Volume de Exportação e sua Participação no Total Produzido, Milho, Soja e Carne, Brasil, 1960-71

Ano	Milho		Soja		Carne	
	(1.000t)	%	(1.000t)	%	(1.000t)	%
1960-64	155	1,6	41	14,1	36,9	2,8
1965	560	4,6	75	14,4	85,1	6,0
1966	627	5,5	121	20,4	51,7	3,7
1967	430	3,4	305	42,6	30,6	2,1
1968	1.238	9,7	66	10,1	93,9	5,8
1969	659	5,2	310	29,4	145,2	8,4
1970	1.471	10,3	290	19,2	171,7	9,8
1971	1.280	8,9	213	9,6	205,4	11,8

(1) Média anual do quinquênio.

Fonte: Exportação de milho e soja, COMÉRCIO EXTERIOR DO BRASIL (13); produção de milho e soja, Anuário Estatístico do Brasil; produção e exportação de carne, EAPA-SUPLAN (7).

perspectivas da demanda mundial por produtos primários.

2.2.1 – Política agrícola e proteccionismo econômico

Existe uma diferença fundamental entre as políticas adotadas por países desenvolvidos e menos desenvolvidos; nos primeiros, o objetivo básico dos programas agrícolas é o de aumentar a renda das famílias que se dedicam à agricultura, enquanto para os últimos o objetivo básico consiste em aumentar a produção agrícola (4) (37). Em várias circunstâncias, os instrumentos utilizados pelos países desenvolvidos acarretam consequências adversas para o crescimento das exportações agrícolas de países menos desenvolvidos, principalmente com respeito a produtos competitivos. Nesse aspecto, a política agrícola interna de cada um dos países desenvolvidos não pode ser

analisada separadamente da respectiva política comercial, já que esta última se constitui em um dos instrumentos utilizados para a realização do objetivo final de mais elevada renda do setor agrícola.

Como salientado por JOHNSON (22), os governos, de um modo geral, podem influenciar os preços recebidos pelos agricultores pelo menos de quatro modos:

- a) por preços de suporte, com garantia de compra ou financiamento;
- b) através da limitação da produção;
- c) pelo pagamento de um subsídio para igualar a diferença entre o preço de mercado e um outro preço especificado pelas autoridades, e
- d) através do controle, ou mesmo

(4) Existem casos, entretanto, onde alguns dos instrumentos de política desses países afetam negativamente a produção agrícola (26).

apenas influenciando o comportamento de importações e exportações.

Vários desses instrumentos têm sido utilizados por países desenvolvidos, destacando-se o caso dos Estados Unidos e os membros do Mercado Comum Europeu.

Em um sistema de competição, livre das imperfeições acima mencionadas, o preço do mercado mundial para um produto agrícola seria determinado pelas condições de oferta e demanda (respeitada a separação no espaço de produtores e consumidores) nos diversos países. A situação atual, entretanto, caracteriza-se pelo fato de as condições de livre competição não prevalecerem no mercado mundial de vários produtos agrícolas. JOHNSON (22) argumenta que a desordem da agricultura mundial se encontra nas políticas adotadas e não propriamente na agricultura como setor econômico. Esse mesmo autor, então, aponta que produtos agrícolas estão sendo produzidos a custos elevados em algumas partes do mundo, quando poderiam ser produzidos a custos mais baixos em outras partes; além disso, os preços de produtos agrícolas são manipulados pela maioria dos governos, sem um adequado conhecimento das consequências. As relações econômicas entre nações amigas são afetadas negativamente pela rígida aderência às restrições economicamente injustificáveis ao comércio internacional de produtos agrícolas.

Alguns países menos desenvolvidos, por outro lado, têm seguido uma orientação desestimuladora das atividades agrícolas, através principalmente da política de preços baixos de alimentos, de uma parte, e de modo mais geral, pela política de substituição de importações, que tem colocado a agricultura em uma situação de desvantagem (5). Além de mencionar a política de industrialização como fator negativo para a agricultura desses países, SISLER (37) também menciona a manutenção de taxas de câmbio supervalorizadas, impostos de exportação e tarifas incidindo sobre insumos agrícolas, como afetando negativamente o desempenho das exportações agrícolas.

Uma possível situação causada pela existência dessas imperfeições é que os preços do mercado internacional da maioria dos produtos agrícolas se encontrariam a níveis mais baixos quando comparados com uma situação de livre comércio, isto é, sem distorções. O volume e os fluxos de comércio internacional para os produtos atingidos por essas políticas ficariam afetados em consequência; isso então caracterizaria a situação de desvantagem em que são colocados os países produtores de alimentos e matérias-primas, muitos dos quais podem ser identificados como entre os menos desenvolvidos.

Quanto aos produtos considerados neste estudo, pode-se dizer que o milho e a carne bovina são os mais afetados pelos fatores externos acima

(5) WIONCZEK (44) também argumenta que a industrialização baseada na substituição de importações não auxiliou na solução, ou nem sequer aliviou, os problemas sócio-econômicos da América Latina; os custos da política são apontados como tendo sido pagos pela agricultura, de um lado, e pelo consumidor urbano, de outro.

discutidos. Com respeito ao primeiro, JOHNSON (22) menciona os seguintes fatores exercendo uma pressão baixista no mercado (6):

- a) importantes subsídios à exportação de cereais em dois grandes produtores, União Soviética e Mercado Comum Europeu;
- b) o subsídio existente no MCE para o trigo destinado à alimentação animal; e
- c) a restrição imposta ao uso de cereais na alimentação animal no MCE, como consequência dos elevados preços nos países membros, resultando em uma limitação ao desenvolvimento da pecuária nesses países. Apesar da existência de alguns fatores que tenderiam a compensar essa pressão baixista (principalmente a política americana de restrição da produção (7) e o desestímulo às exportações de cereais da Argentina), a conclusão de JOHNSON (22) é que uma mudança do mercado para condições de comércio livre provocaria uma elevação do preço de aproximadamente 10%.

O problema de imperfeições de mercado parece não ser uma questão tão importante no caso da soja. Os Estados Unidos, primeiro produtor mundial, tiveram apenas um programa

de preço-suporte que parece ter influenciado pouco o nível médio de preços (22). No que diz respeito às barreiras tarifárias, pode-se mencionar que a soja em grãos e torta tem acesso livre nos países do Mercado Comum Europeu; entretanto, no Japão existe uma tarifa de 6,5% para grãos e de 5% para a torta (41).

Dois fatores no lado da demanda podem ser citados como tendo influência positiva nos preços de soja (22). O primeiro é a entrada de grãos e torta no MCE sem nenhuma restrição, juntamente com a elevada proteção tarifária para grãos de alimentação animal; a consequência desta distorção de preços relativos é de estimular-se o uso de alimentos de alto teor protéico, apesar de um efeito contrário se fazer sentir pela restrição à produção de carne bovina na comunidade. O segundo fator está ligado às exportações de óleo de soja e outros tipos através da Public Law 480, que tem contribuído para um aumento de preços no mercado internacional. A conclusão a que JOHNSON (22) chega ao analisar o mercado mundial de soja é que uma passagem desse mercado para uma situação de livre comércio resultaria em uma melhor alocação dos recursos usados na produção de rações, mas teria um efeito pequeno no nível de preço do produto.

Quanto à carne bovina, existem

(6) A análise de JOHNSON (22) é para grãos utilizados na alimentação animal, ou seja, milho, sorgo, cevada e aveia.

(7) A recente elevação de preços no mercado mundial de produtos agrícolas, parece ter provocado uma mudança da política americana na direção de menores restrições ao cultivo, segundo LUTTRELL e STEVENS, (31).

restrições ao livre movimento do produto no mundo em consequência das políticas agrícolas adotadas principalmente pelos países industrializados. JOHNSON (22) também é de opinião que os preços de carne bovina seriam mais elevados, caso uma política de livre comércio fosse adotada pelos principais países produtores e consumidores.

Entre os principais fatores mencionados pelo autor acima como responsáveis por um nível de preço mais baixo no mercado mundial, os dois principais são:

- a) numerosos subsídios (em quase todo o mundo) para produtos derivados do leite, em vista da natureza conjunta da produção de leite e carne, e
- b) a política de preços elevados de carne para os consumidores da Europa Ocidental, que se constitui em uma limitação ao consumo do produto.

Como mencionado por SCHMIDT (34), a manutenção de preços elevados para cereais no Mercado Comum é inconsistente com a obtenção de mais altos níveis de consumo de carne. Além do mais, nos Estados Unidos, onde a barreira tarifária é baixa (41),

existia uma restrição não-tarifária (8), que pode ser descrita como uma quota voluntária, isto é, a simples ameaça de imposição de quotas de importação de carne fazia com que países exportadores limitassem suas vendas naquele mercado (22).

2.2.2 - Demanda mundial de produtos agrícolas

Uma grande controvérsia tem cercado a discussão sobre a exportação de produtos agrícolas por países menos desenvolvidos, principalmente quanto ao crescimento da demanda em países industrializados. Especificamente, a hipótese de "deficiência da demanda" dos países desenvolvidos foi amplamente discutida nos últimos vinte anos na literatura econômica; a pouca expansão das exportações de países não-industriais teria sido causada, segundo essa hipótese, pelo pequeno aumento nas exportações de produtos alimentícios. Como mencionado por CHO (12), mesmo economistas de renome nas áreas de desenvolvimento econômico e comércio internacional, como Ragnar Nurkse e Raul Prebisch, aceitaram a hipótese de deficiência da demanda como o principal fator limitando essas exportações agrícolas. MENDONÇA DE BARROS (32), por

(8) Deve-se também mencionar que barreiras não-tarifárias podem ser um importante fator em termos de limitação ao comércio internacional para alguns produtos, servindo inclusive como proteção econômica. No caso da carne bovina, as medidas sanitárias envolvendo a importação de países onde ocorre a febre aftosa, são barreiras desse tipo. Como apontado por JOHNSON (22); é difícil distinguir quando as restrições são de caráter puramente sanitário, ou visam proteção adicional; aquele autor é de opinião que a primeira versão aproxima-se mais da verdade no caso da carne bovina.

outro lado, mostrou que a política brasileira puniu ou pelo menos, ignorou as exportações de produtos agrícolas, com base principalmente nos argumentos de mercados estagnados para esses produtos, deterioração nas relações de troca, esquemas coloniais, etc.

A evidência acumulada até o presente, entretanto, não comprova a deficiência da demanda acima mencionada, pelo menos de modo geral, além de apontar outros fatores como sendo mais importantes na explicação do comportamento das exportações agrícolas dos países menos desenvolvidos. CHO (12), por exemplo, argumenta que a redistribuição da renda foi o fator crucial influenciando o comportamento das exportações agrícolas na Coreia do Sul, no período após 1945, e não a deficiência da demanda externa.

A pesquisa recentemente realizada por MENDONÇA DE BARROS (32), fornece algumas informações interessantes a respeito da verificação da hipótese de deficiência da demanda nos países industrializados. Para a soja em grãos, as estimativas de elasticidade-renda são positivas e de magnitudes bem expressivas em termos de crescimento da demanda: para os países da EFTA (European Free Trade Association), a estimativa foi de 4,5; para o Mercado Comum Europeu, 2,3 e para o Japão, 0,5. Para o milho, por outro lado, as estimativas de elasticidade-renda foram de 1,23, 1,85 e 1,65, respectivamente, para esses consumidores. A importância desses dois produtos agrícolas para a alimentação animal foi mencionada anteriormente;

nesse contexto, o autor considera o crescimento da renda nesses países, elevando a demanda de carnes e conseqüentemente, de alimentos para o rebanho, como sendo o mecanismo através do qual esta última demanda crescerá ao longo do tempo.

Essa colocação, isto é, de uma demanda derivada de alimentos para o rebanho, é confirmada pelo estudo de BJARNASON (3), onde funções de demanda para grãos de alimentação animal foram calculadas para os principais países produtores e consumidores; uma variável, número de unidades-animais, incluída nas funções de demanda, foi significativa no caso do Canadá, Inglaterra e Irlanda, Japão e Mercado Comum Europeu. O fato de a carne bovina ter uma elasticidade-renda da demanda considerada elevada (34), é uma indicação da potencialidade de crescimento dos mercados consumidores desses produtos agrícolas.

2.3 - Fatores Internos e Exportações

Mencionou-se acima que certos países menos desenvolvidos têm seguido uma orientação desestimuladora das exportações agrícolas, principalmente com a política de baixos preços para produtos alimentícios, por um lado, e com a política de industrialização baseada na substituição de importações, por outro. Do ponto de vista da economia brasileira como um todo, essas considerações de política econômica têm importância, visto que as cambiais obtidas com a exportação de produtos agrícolas podem valer mais do que a remuneração dos fatores de produção envolvidos no processo de

substituição de importações (23). Caso esse tipo de situação se caracterize como verdadeiro e, ainda assim, a política econômica seja de discriminação às atividades agrícola e de exportação, a renda real da população seria afetada negativamente a curto prazo, assim como o próprio crescimento econômico a mais longo prazo.

BHAGWATI e KRUEGER (2), argumentam que para inúmeros países menos desenvolvidos, esse princípio da ótima alocação de recursos, isto é, equalizar o custo marginal da obtenção de divisas com o custo marginal de se poupar divisas, foi geralmente abandonado em favor de uma política de se poupar divisas a qualquer custo; dentro deste contexto, esses autores apontam que em termos de crescimento econômico, o desempenho dos países que optaram por uma política de promoção de exportações parece ter sido superior aos dos países que adotaram mais rigidamente uma política de substituição de importações (9). STERN (39) indica que recentemente observa-se uma alteração de política em vários países menos desenvolvidos, no sentido de uma maior promoção das exportações, através de subsídios diretos e indiretos; o que deve ser observado entretanto, é que essas políticas

se constituem mais em uma compensação da orientação de substituição de importações do que uma mudança mais radical visando reestruturar toda a economia, incluindo o setor agrícola. Essa alteração, porém, também apresenta seus riscos, principalmente quanto a possíveis distorções na alocação de recursos na economia, causadas pela não observância do princípio de ótima alocação já mencionado.

Passando agora mais especificamente às considerações de como a política de industrialização brasileira, através do processo de substituição de importações, afetou a agricultura e as exportações agrícolas, pode-se dizer que um dos instrumentos básicos na implementação dessa política foi a proteção tarifária concedida à indústria nacional (10). Como consequência dessa política pode-se identificar: em primeiro lugar, o efeito da imposição de uma tarifa na importação de um produto é o de elevar o seu preço em cruzeiros para o consumidor e, assim, também estimular a produção doméstica do produto em questão. O resultado prático é que todos aqueles que utilizam tal produto arcam com uma carga adicional, que é o preço mais elevado; daí a razão de se identificar o consumidor urbano e o setor agrícola como tendo pago os

(9) Essa mesma conclusão é alcançada por COOPER (15), quando comparando o desempenho de países pobres, com tarifas de importação moderadas e aqueles com tarifas elevadas. Os primeiros tiveram um desempenho bem melhor quanto às exportações, taxas de crescimento da renda "per capita", crescimento da produção agrícola e industrial, emprego industrial, e mais eficiente uso de investimentos de capital físico.

(10) A proteção tarifária, entretanto, não foi o único instrumento; SCHUH (35) menciona também a utilização de políticas fiscais e creditícias, pressões sobre firmas estrangeiras para a instalação de operações domésticas, criação de companhias estatais, e bancos ou outras instituições de desenvolvimento.

custos dessa política (44). Com respeito a este último setor, SCHUH (35) indica que tarifas elevadas e mesmo medidas mais drásticas, como a proibição de importações, foram introduzidas para certos insumos utilizados pelo setor agrícola, provocando uma distorção na relação de preços fator-produto e assim desestimulando os agricultores quanto ao seu uso.

Em segundo lugar, a introdução da proteção tarifária como o instrumento básico da política de industrialização conduz a uma situação em que a taxa de câmbio é mais baixa (em Cr\$/US\$) do que aquela que prevaleceria na ausência dessas imperfeições; para a agricultura, a consequência é desestimular as exportações de produtos que não recebem subsídios compensatórios. Com os preços internos abaixo dos preços internacionais, introduziu-se um outro fator reduzindo ou eliminando importantes fontes de renda agrícola (36); como a introdução de tarifas eleva os preços de produtos industriais acima dos preços de mercado internacional, a relação de trocas entre a indústria e a agricultura se tornaria desfavorável a este último setor (11).

O trabalho de BERGSMAN (1) tende a confirmar essa situação; esse autor afirma que a política comercial brasileira nos anos posteriores à Segunda Guerra discriminou as exportações agrícolas através de impostos de exportação que variaram entre 37% e 13% da taxa de câmbio de mercado livre, no período 1954-67; a taxa mais baixa foi obtida em 1967, ano em que uma importante reforma do sistema tarifário brasileiro teve lugar, baixando o nível médio de proteção nominal e efetivo dos produtos industriais brasileiros (12). O mesmo autor afirma que, como as atividades industriais tiveram um nível elevado de proteção no período, a política comercial deve ter estimulado a movimentação de recursos da agricultura para a indústria, em vista da maior lucratividade relativa desta última.

O efeito econômico da política de industrialização brasileira, através da substituição de importações, foi não só de elevar o preço dos produtos importados e produzidos domesticamente mas também de fazer com que as exportações ficassem menos lucra-

(11) A questão das relações de troca entre agricultura e indústria, assim como a dos termos de intercâmbio em comércio internacional, é de grande controvérsia na literatura econômica, sujeita que está a problemas difíceis de escolha do período-base, variações na qualidade, e outros. Segundo CHACEL (11) conclui com base em 1966, a relação de trocas até 1972 beneficiou a agricultura em vários estados, mas, afirma, se a base fosse 1953, a conclusão provavelmente seria diferente. O índice de paridade do IEA, por outro lado, mostra um declínio acentuado (de 99 para 83), no período 1955-59, período que coincide com uma das etapas importantes da substituição de importações (19).

(12) Em 1974 as tarifas de importação de números produtos manufaturados foi novamente elevada.

tivas (13). A situação específica das exportações agrícolas complicou-se mais, pela utilização por parte do governo federal de uma série de restrições às exportações de inúmeros produtos; assim é que cotas de exportação, impostos (cotas de contribuição), contingenciamentos de diversos tipos, licenciamentos e mesmo proibição para certos produtos passaram a fazer parte do instrumental de política econômica.

Essa situação levou LEFF (28, 29) a desenvolver um novo enfoque para o comércio externo, conhecido como o excedente exportável ("exportable surplus"). A característica básica desse enfoque é que certos países exportariam apenas o excedente da produção nacional, depois que o mercado interno fosse adequadamente suprido; o consumidor doméstico teria então prioridade na alocação da produção, mesmo que os preços internos se encontrassem a níveis mais baixos que os externos (29). A consequência, segundo esse autor, foi que a política seguida discriminou contra as exportações agrícolas, não só no Brasil, mas também na Colômbia, Argentina, Índia, Egito, e Tailândia.

LEFF (28, 29) menciona a existência de taxas de câmbio supervalorizadas, cotas de exportação, e mesmo proibição, como formas da intervenção governamental na atividade exportadora. A figura 1 procura mostrar a operação de algumas dessas políticas, visando melhor caracterizar as consequências anteriormente citadas no mercado de um produto agrícola (14). Assim sendo, DD' é identificada como a demanda interna para o produto em questão; SS' , a oferta interna; e $PM-PM'$, a demanda internacional pelo produto, aqui considerada como perfeitamente elástica; esse nível de preço internacional (expresso em Cr\$) está levando em conta que a taxa de câmbio reflita as condições de comércio livre, isto é, ausência de quaisquer restrições ao comércio externo por parte do Brasil. O livre funcionamento dos dois mercados resultaria em Q_t sendo produzido domesticamente, $Q_t - Q_d$ sendo exportado.

Antes mencionou-se a supervalorização da taxa cambial brasileira como uma consequência da política de industrialização: o resultado disso, na figura 1, pode ser representado com o

-
- (13) Em importante estudo sobre as possibilidades de exportação de produtos agrícolas não-tradicionais MENDONÇA DE BARROS (32) concluiu que uma desvalorização cambial de 10% dobraria a receita cambial brasileira de soja e aumentaria a de milho em 60-70%; uma desvalorização dessa magnitude parece ser razoável, principalmente em vista da supervalorização do cruzeiro no período de após-guerra, com um imposto de exportação variando entre 37% e 13% no período 1954-67 (mencionado no texto).
- (14) Esse gráfico será uma versão simplificada da operação dos dois setores, interno e externo; por exemplo, a oferta interna é apresentada como inclinada para cima, seguindo assim as apresentações de VON DOELINGER et alii (42), e FRENCH-DAVIS (17) e não como linha vertical (perfeitamente inelástica). Espera-se assim representar mais as condições de longo prazo para se obter os efeitos econômicos das restrições mencionadas, assim como abstrair-se da questão de expectativa de preços por parte dos produtores.

deslocamento da demanda internacional de PM-PM' para $P_1 - P_1'$, isto é, um preço menor em cruzeiros no mercado do produto. Em consequência, a produção decresce para Q_1 enquanto o consumo interno aumenta para Q_1' , ficando então uma quantidade menor ($Q_1 - Q_1'$) sendo exportada; observa-se então que a receita cambial é inferior à situação anterior, assim como menor também é a receita total dos produtores.

Introduzindo-se agora os outros tipos de restrições, isto é, aquelas que existiram em vários anos do período de após-guerra, pode-se dizer que a mais séria é a proibição das exportações. Isso significa que apenas o mercado interno continuaria a existir, pois legalmente as exportações não podem se fazer; em termos da figura 1, a demanda internacional passa a inexistir e o equilíbrio de mercado se dá ao preço P, sendo Q a quantidade produzida e consumida domesticamente. O caso de uma taxa na exportação (conhecida como cota de contribuição) imposta pelo governo brasileiro no valor de $P_1 P_2$ por unidade, é representada pelo deslocamento da linha de preço de $P_1 P_1'$ para $P_2 P_2'$; como resultado, Q_2 seria produzido e Q_2' consumido domesticamente, as exportações se reduzindo para $Q_2 - Q_2'$. As mesmas conclusões do caso anterior se aplicam aqui, isto é, menor receita

cambial e menor renda dos produtores (15).

A consequência dessas políticas restritivas (introduzidas em vários anos do período após-guerra) para as exportações de produtos agrícolas, é de diminuição, visto que a produção é desestimulada, ao mesmo tempo em que o consumo doméstico é incentivado por causa do preço mais baixo no mercado; LEFF (29) conclui que as exportações então sofrem dos dois lados, isto é, produção menor e consumo maior. A agricultura é afetada na formação da renda e crescimento do setor (principalmente em termos de incentivos a novos investimentos); além disso, quando se considera a existência de imperfeições no mercado de capitais, a limitação da renda agrícola causada pelas restrições às exportações pode afetar a liquidez do setor, de modo a prejudicar os investimentos por parte dos agricultores. Deve-se mencionar que a introdução periódica dessas restrições às exportações, ou mesmo a mera possibilidade de que o governo poderia introduzi-las com simples mudanças ocorrendo no mercado, pode introduzir um elemento adicional de incerteza, situação que poderia inclusive modificar a composição da produção agrícola do país, isto é, mudança de recursos para culturas onde as restrições são menos frequen-

(15) Se ao invés de uma taxa na exportação, uma cota na quantidade $Q_2 - Q_2'$ fosse estabelecida pelo governo, os resultados seriam semelhantes, pelo menos nas condições descritas; alterações na oferta ou demanda interna quebrariam essa semelhança. Considerações de distribuição do lucro da cota e condições de competição que prevalecem podem ser encontradas em STERN (39) e FRENCH-DAVIS (17).

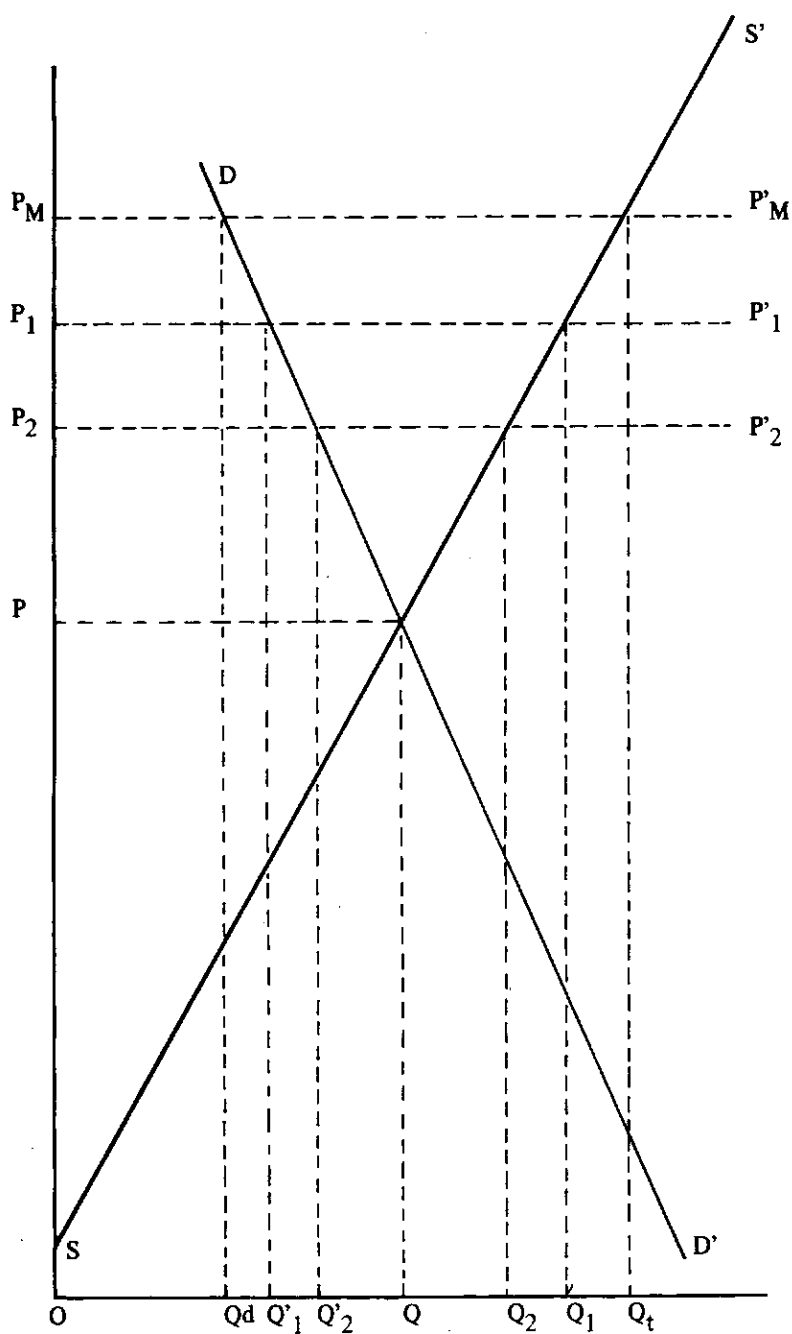


FIGURA 1. — O Mercado de um Produto Agrícola e Políticas Restritivas de Exportação.

tes ou mesmo ausentes (16).

Algumas possíveis razões são mencionadas por LEFF (29) para a adoção dessas medidas restritivas às exportações ao longo do tempo; entre elas pode-se destacar a justificação em termos dos efeitos anti-inflacionários da política, assim como outra baseada no argumento de que o mercado doméstico deve receber precedência quanto à alocação do produto. Este último argumento liga-se a problemas de distribuição da renda e, nesse caso, isto é, quando a política de comércio é afetada por considerações dessa natureza, ficam envolvidas questões difíceis de ética e de escolha social (39).

Segundo FRENCH-DAVIS (17), o uso de cotas de exportação e a consequente redução da produção do artigo em questão, provoca uma diminuição na demanda de trabalho na agricultura, o que é também um resultado afetando a distribuição da renda; esse fato tenderia a mostrar que o grupo para o qual a política é dirigida seria o dos consumidores urbanos. O mesmo autor aponta que a razão pela qual governos continuam a usar essas políticas está ligada ao fato de que os "benefícios" (preços baixos de alimentos) aparecem imediatamente, enquanto as distorções introduzidas na economia têm seus efeitos negativos apenas a médio e longo prazo.

Como apontado por YEAGER (45)

e FRENCH-DAVIS (17), quando questões de redistribuição são consideradas pelo setor público, a escolha se encontra entre políticas diretas para solucionar o problema de baixa renda, como impostos diretos e pagamentos-transferência, e aquelas políticas que introduzem distorções no mecanismo de preços, como tabelamentos e as outras mencionadas, sendo que as primeiras devem ser adotadas.

3 – ANÁLISE ECONOMÉTRICA DAS EXPORTAÇÕES

3.1 – A Função Oferta de Exportação

Depois da apresentação e discussão dos fatores internos e externos que podem ser citados como influenciando as exportações agrícolas brasileiras, esta parte do estudo procurará identificar mais precisamente, e quantificar, os efeitos das variáveis explicativas mais importantes.

Nesse sentido, a figura 2 deverá ser de utilidade para uma melhor caracterização conceitual de uma função oferta de exportação, principalmente em termos de sua derivação e identificação das variáveis a serem consideradas. Nessa figura, DD' e SS' representam as funções de demanda e oferta doméstica para o produto em questão. Na ausência de comércio internacional, apenas essas duas funções determinariam os valores de equilíbrio para as variáveis preço e quan-

(16) LEFF (29) menciona que quando a restrição é aplicada a um produto, pode haver a necessidade de se expandir a produção através de outras políticas mais no sentido complementar; exemplos seriam juros subsidiados para a compra de insumos ou mesmo programas especiais, como no caso da pecuária.

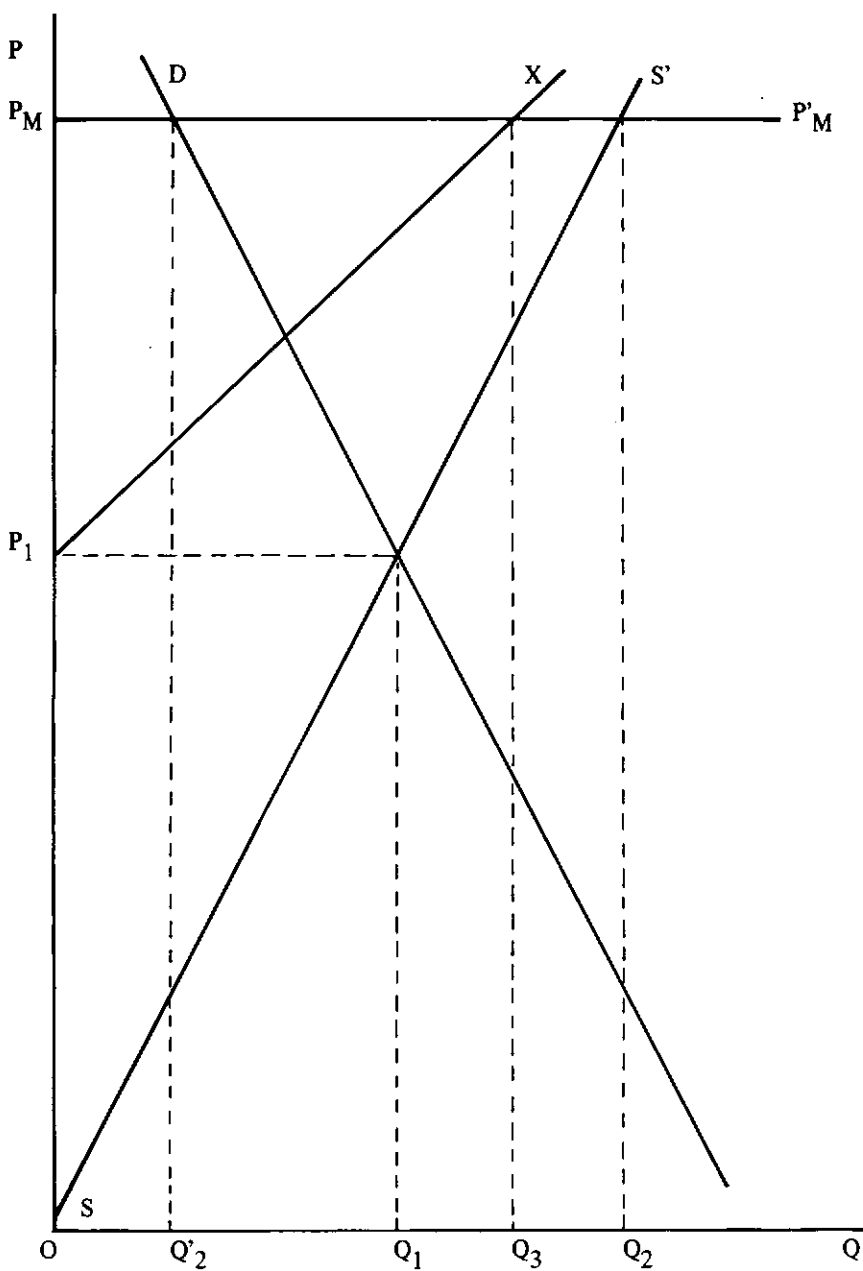


FIGURA 2.- A Demanda e Oferta Internas e a Função Oferta de Exportação.

tidade (produzida e consumida), que nesse caso seriam representados por P_1 e Q_1 respectivamente. A esse nível de preço, fica então claro que nenhuma exportação acontece, isto é, o ponto de zero exportações, localizado como P_1 no eixo vertical. A função oferta de exportação propriamente é obtida subtraindo-se a função demanda doméstica DD' da função oferta doméstica SS' , resultado que é mostrado pela linha P_1X .

Do mesmo modo que anteriormente, a existência de comércio internacional pode ser introduzida na figura 2, admitindo-se uma demanda externa pelo produto brasileiro como sendo perfeitamente elástica, isto é, a linha de preço mostrada como $P_M P_M'$. Essa pressuposição é normalmente feita para países com uma pequena participação no mercado internacional do produto considerado, como parece ser o caso do Brasil com as exportações de carne bovina, soja e milho. KREININ (25) por exemplo, mostra que a seguinte relação entre elasticidades pode ser derivada:

$$n_a = n \left(\frac{1}{S_a} \right) - e_o \left(\frac{1 - S_a}{S_a} \right) \quad (1)$$

onde n_a é a elasticidade de demanda para o produto do país exportador em questão; n , a elasticidade de demanda no mundo; e_o a elasticidade de oferta dos demais países produtores, e S_a , a proporção da exportação do país "a" no total das exportações mundiais.

Como mencionado na parte inicial deste capítulo, a participação do Brasil nas exportações mundiais de carne bovina e milho é bastante pequena, tendo variado em anos recentes, entre 2,2% e 4,8% para o milho, e entre 2,5% e 4,7% para a carne bovina. Para a soja, VON DOELLINGER et alii (42) mencionam uma participação de 3,3% em 1969 (17). Admitindo-se um valor $S_a = 0,05$ como a participação brasileira, o que parece razoável em vista dos números acima, obtêm-se os seguintes valores para a relação (1):

$$\frac{1}{S_a} = 25 \quad \frac{1 - S_a}{S_a} = 19$$

Por outro lado, as estimativas de elasticidade-preço para milho e soja obtidas por MENDONÇA DE BARROS (32) foram em geral superiores à unidade, em valor absoluto. Mesmo empregando-se $n = -1$ como seu valor, assim como uma estimativa $e_o = 1$, obtêm-se o resultado final de $n_a = -44$. Verifica-se assim que apesar da demanda mundial para um produto ter um valor relativamente baixo, a demanda para o mesmo produto de um pequeno país exportador é altamente elástica, o que sugere que a pressuposição de uma demanda perfeitamente elástica (linha $P_M P_M'$ na figura 2) está bem próxima da realidade.

Tomando-se então os preços mundiais para esses três produtos (soja, milho e carne bovina) como sendo fixados, verifica-se que no caso genérico da figura 2, a exportação do

(17) Em 1973 a participação do Brasil no comércio internacional de soja em grãos foi um pouco maior, isto é, de 12%, segundo os dados apresentados por IEA (21); em 1974 essa participação deverá ser menor.

produto alcançaria o nível dado por Q_3 , enquanto o consumo doméstico se situaria ao nível Q_2' . Fica também claro que se o preço mundial fosse mais elevado que P_M , a quantidade produzida e a exportação seriam maiores, ao passo que a quantidade consumida domesticamente seria menor; o contrário aconteceria no caso de um preço mundial (em cruzeiros) menor que P_M . Essa última possibilidade pode ser causada por políticas governamentais, como anteriormente discutido com a figura 1, principalmente no contexto de uma taxa de câmbio supervalorizada, impostos e cotas de exportação, assim como proibição de exportação, como um caso extremo.

Ainda com referência à função oferta de exportação derivada graficamente na figura 2, verifica-se que qualquer deslocamento das curvas oferta e demanda doméstica do produto, provocará um deslocamento da oferta

de exportação. Torna-se, assim, importante determinar para os produtos aqui estudados, quais as variáveis (além do próprio preço) que afetam as quantidades demandadas e ofertadas domesticamente. De modo geral, a teoria econômica indica, e estudos específicos de demanda consideram, que variáveis importantes a serem introduzidas na função são a renda disponível, o preço de produtos substitutos e complementares, assim como gostos do consumidor; no lado da oferta, possíveis variáveis seriam os preços de produtos que competem pelo uso de recursos, preço de fatores, assim como o estado da tecnologia, e condições climáticas.

Com essas considerações em mente, pode-se então passar à especificação das funções de exportação de soja, milho, e carne bovina, a serem então utilizadas para a estimação econométrica. As funções, que foram utilizadas para os três produtos, são estas:

$$QX = f (PM, QO, R, PS, C, E_1) \quad (2)$$

$$QX = g (PD, QO, R, PS, E_2) \quad (3)$$

$$QX = h (PM/PD, QO, R, PS, C, E_3) \quad (4)$$

com a seguinte definição das variáveis (ano t):

QX = quantidade exportada pelo Brasil;

PM = preço (em cruzeiros) do produto no mercado mundial;

QO = quantidade produzida no Brasil;

R = poder aquisitivo, medido pelo produto nacional bruto;

PS = preço de produto substituto em consumo;

C = variável simulada para controle governamental na exportação;

PD = preço interno do produto, e

E = variável aleatória.

A estimação dessas funções foi feita utilizando-se o método dos mínimos quadrados, visto que as considerações acima realizadas de uma demanda perfeitamente elástica permitem a sua aplicação sem a necessidade de se preocupar com o problema de viés de equações simultâneas. Seguindo a exposição de LEAMER e STERN (27) as funções acima foram ajustadas nas formas linear e linear nos logaritmos das variáveis, as duas formas mais comuns em estudos desse tipo.

Alguns pontos adicionais sobre as variáveis consideradas nas funções (2), (3) e (4) devem ser acrescentadas a esta altura. Quanto à primeira delas, a variável PM, preço do produto (em cruzeiros) no mercado mundial, ficou claro com a discussão acima que se espera uma relação positiva com a quantidade exportada do produto. Um aumento no poder aquisitivo da população brasileira (R), por outro lado, causaria um deslocamento da demanda doméstica para cima e provocaria, outras variáveis constantes, uma diminuição da quantidade exportada; o sinal do seu coeficiente na função oferta de exportação seria então negativo. Um aumento no preço de um produto substituto em consumo (PS) teria um efeito semelhante e, consequentemente, um sinal negativo para seu coeficiente. A variável QO em cada uma das funções está desempenhando o papel daquelas variáveis que influenciam a oferta do produto em questão. Introduzindo-se essa variável, ganha-se em termos de se diminuir o número de variáveis introduzidas, assim como de se evitar o problema de mensuração de certas variáveis (tecnologia e clima, por exemplo); por outro

lado perde-se em termos de poder explicativo, isto é, a influência individual de cada variável no lado da oferta doméstica sobre as exportações de cada produto. O sinal do coeficiente desta variável (QO) deve ser positivo, visto que um deslocamento da oferta do produto para a direita, outras variáveis permanecendo constantes, traria em consequência um aumento na exportação. A variável C por outro lado, é uma variável binária tentando captar os efeitos das políticas restritivas às exportações, adotadas em vários anos do período de após-guerra (proibições, cotas, impostos, licenciamentos etc.). A introdução dessa variável (valores um para os anos com restrição e zero para os demais) nada mais é do que uma tentativa de se verificar se essas políticas do governo federal afetaram, de maneira significativa, as exportações dos produtos considerados; o sinal esperado dessa variável simulada seria, assim, negativo.

Passando-se para a função oferta de exportação (3), a diferença em relação à função (2) diz respeito à introdução da variável preço interno do produto (PD), assim como à exclusão da variável controle governamental na exportação (C). Como já mencionado, o efeito das políticas restritivas às exportações se faria sentir com um nível de preço interno mais baixo que o do mercado mundial e uma consequente diminuição da exportação; além do mais, como apontado em EAPA-SUPLAN (7), é extremamente difícil caracterizar a existência de controles quantitativos, mesmo quando procedimentos restritivos de licencia-

mento existem, visto que é relativamente fácil introduzir algumas restrições, mesmo na ausência de uma legislação específica (18). Baseado nessas considerações, introduziu-se PD e eliminou-se a variável C, na pressuposição de que as restrições existentes às exportações se refletiriam no nível de preços internos do produto; do mesmo modo que com a variável PM, o sinal esperado para o coeficiente dessa variável é positivo.

A função (3) por outro lado apresenta algumas dificuldades adicionais no que se refere à variável preço introduzida, isto é, o quociente $\frac{PM}{PD}$.

Esse tipo de variável foi utilizada por KNIGHT (24) e VON DOELLINGER et alii (42) na função oferta de exportação para vários produtos. KNIGHT (24) introduziu essa variável visando considerar o incentivo de preço à exportação, apesar de reconhecer que o seu coeficiente teria um viés para baixo (19). Depois de reconhecer que certas imperfeições existem na atividade exportadora, tais como a burocracia envolvida, problemas na movimentação interna e informação imperfeita, KNIGHT (24) argumenta que, se essas imperfeições fossem relativamente constantes, então se esperaria que os exportadores tentassem superar essas

barreiras com mais vigor, caso o incentivo financeiro (medido pelo quociente de preços) fosse maior (20). Outra dificuldade, entretanto, diz respeito à existência de restrições às exportações e seus reflexos no chamado incentivo financeiro, pois a sua presença tenderia a aumentar o valor do quociente $\frac{PM}{PD}$, mas a diminuir este

incentivo à exportação. Apesar dessas dificuldades na interpretação do coeficiente dessa variável, a função (3) é considerada neste estudo para efeitos comparativos com as duas anteriores, apesar de que algumas variáveis (QO, R, e PS) não foram introduzidas no estudo de KNIGHT (24).

3.2 - Resultados da Estimação

Na ausência de um critério específico para se escolher a mais apropriada forma para as funções a serem ajustadas, já se mencionou o ajustamento das funções (2), (3) e (4) nas formas linear e logarítmica. Do mesmo modo que com os resultados obtidos por VON DOELLINGER et alii (42), os melhores ajustamentos foram obtidos com o uso da forma logarítmica; de modo geral, os sinais dos coeficientes das variáveis estiveram bem mais de acordo com aqueles esperados, quando se utilizou a forma logarítmica; assim

(18) Apenas como exemplo, para 1970, 1971 e 1972, o noticiário econômico dos jornais faz referência à possibilidade de se licenciar apenas 12% da produção de milho para a exportação.

(19) Com um funcionamento adequado do mercado, esse quociente tenderia a assumir um valor constante em cada ano, mas ainda assim as exportações existiriam.

(20) Acontece, entretanto, que o mesmo argumento da nota de rodapé anterior se aplicaria neste caso, apenas que o valor do quociente de preços seria mais elevado; a existência do incentivo à exportação existiria na presença de outras imperfeições no mercado, como por exemplo o tabelamento do preço interno do produto.

sendo, apenas os resultados obtidos com esta forma são apresentados (21). Deve-se mencionar que, com o uso desta forma de ajustamento, as elasticidades são medidas pelos próprios valores dos coeficientes em cada função.

3.2.1 - Carne bovina

O quadro 3 apresenta os resultados obtidos na estimação das três funções acima especificadas. Algumas considerações com respeito às variáveis merecem destaque a esta altura. Para a variável preço de carne bovina no mercado internacional, procurou-se utilizar uma série que refletisse razoavelmente o preço disponível para o produto brasileiro no mercado externo; usou-se assim o preço médio de exportação (em dólares por tonelada FOB) em todo o mundo, fazendo-se então a conversão para cruzeiros por tonelada aplicando-se a taxa de câmbio efetiva para as exportações de carne bovina

(7). O objetivo foi de evitar tanto quanto possível o problema que poderia surgir, caso se tomasse o preço de exportação do produto de um país específico como medindo a oportunidade para o produto brasileiro. Para a variável PD, preço no mercado interno, usou-se a série de preços pagos ao produtor no Estado de São Paulo, levantada pelo Instituto de Economia Agrícola, representando-os para o Brasil.

A introdução de uma variável

simulada para apresentar a existência de restrições governamentais às exportações apresenta alguns problemas, entre os quais um básico: a obtenção de informações que indiquem os anos do período 1953-71 em que essas restrições existiram. Para isso, as informações levantadas por KNIGHT (24) foram usadas, como caracterizando a presença de controles até o ano de 1967 (isto é, anos de 1960, 1963, 1964 e 1967). Assim sendo, uma das variáveis para as restrições (C_1), é idêntica à usada por KNIGHT (24), enquanto uma outra (C_2) usa a especificação desse autor, mas introduzindo o valor 1 nos anos de 1965, 1966 e 1971; isso se deve ao fato da existência da Instrução n.o 292 da SUMOC de 5/3/1965, revogada pela Resolução n.o 54 do Banco Central em 12/5/1967, estabelecendo uma cota de contribuição nas exportações de carne. Em 1971, por outro lado, o Conselho Monetário Nacional, em 14/1/1971, estabeleceu uma cota de 70.000 toneladas, além de que, em 13/5/1971,

introduziu-se um esquema de contingenciamento nas exportações (uma tonelada exportada para uma estocada), juntamente com um aumento da cota anteriormente fixada.

Um exame dos resultados mostrados no quadro 3 indica que as duas primeiras regressões foram aquelas com melhor desempenho; para isso considerou-se a concordância dos sinais obtidos para os coeficientes com aque-

(21) Segundo LEAMER e STERN (27), o problema da forma funcional é comum à toda pesquisa econométrica, apesar de que não tem sido adequadamente explorado no sentido de sua solução.

QUADRO 3. – Estimativas da Função Oferta de Exportação, Carne Bovina, 1953-71, Método dos Mínimos Quadrados (1)

Regressão	Constante	Estimativa dos coeficientes (2)						R ₂	D.W.(3)	
		PM	PD	PMPD	QO	R	C ₁			C ₂
1	-15,710	2,266 (2,860) ^a			6,629 (2,734) ^a	-2,213 (-1,705) ^c		-0,150 (-1,320) ^d	0,880	2,334
2	-16,907	2,185 (3,084) ^a			7,189 (3,308) ^a	-2,554 (-2,018) ^b	-0,161 (-1,605) ^c		0,886	2,248
3	-11,376			1,706 (1,996) ^b	3,947 (1,133) ^d	0,141 (0,102)		-0,073 (-0,621)	0,852	2,042
4	-10,864			1,793 (2,247) ^b	3,832 (1,249) ^d	0,037 (0,030)	-0,115 (-1,064)		0,860	1,917
5	-28,190		1,128 (0,786)		10,555 (2,710) ^a	-1,910 (-0,861)			0,816	1,617

(1) Variáveis em logs, com exceção de C₁ e C₂.

(2) Os valores do teste t, unilateral, estão entre parêntesis. Para a significância dos coeficientes o código é: a, significante ao nível de 1%; b, significante ao nível de 5%; c, significante ao nível de 10%, e d, significante ao nível de 15%.

(3) Os valores do teste de Durbin-Watson (5% bilateral) indicam resultado inconclusivo para a regressão número 1, e ausência de auto-correlação nas demais.

Fonte: Preço no mercado mundial (PM), FOOD AND AGRICULTURAL ORGANIZATION (16); preço interno (PD), INSTITUTO DE ECONOMIA AGRÍCOLA (19, 20); produção e exportação do Brasil (QO e QX) EAPA-SUPLAN (7); poder aquisitivo medido pelo produto nacional bruto (R), CONJUNTURA ECONÔMICA (14).

les esperados, a significância dos coeficientes, assim como o coeficiente de determinação (R^2). As regressões 3 e 4, ou sejam aquelas com o quociente de PM e PD como variável independente, apresentaram o sinal da variável renda (R) com sinal contrário ao esperado, apesar de esses mesmos coeficientes não diferirem significantemente de zero. A regressão 5, por outro lado, foi aquela com resultados menos satisfatórios, pois a variável preço no mercado interno (PD) não teve o coeficiente significativo (apesar do sinal correto), o mesmo acontecendo com a variável renda.

Com respeito às regressões 1 e 2, pode-se destacar as seguintes observações como importantes em face da questão de exportações de carne bovina. Em primeiro lugar, verifica-se que a produção de carne bovina é uma variável altamente significativa na explicação das exportações do produto; nas condições mencionadas acima, em que o Brasil é um pequeno participante nas exportações mundiais, a função oferta doméstica assumiria um papel importante para nossas exportações. A produção brasileira de carne bovina mais do que dobrou no período 1947-71, mas, infelizmente, o simples uso dessa variável na função oferta de exportação não pode identificar os fatores responsáveis por essa evolução da produção de carne.

A variável renda também é signifi-

cativa (nível de 10% pelo menos) nas funções 1 e 2, confirmando a expectativa de que um aumento no poder aquisitivo da população aumentaria o consumo do produto e, por conseguinte, diminuiria a exportação; assim é que um aumento de 10% na renda, causaria um decréscimo de 22% a 25% na exportação de carne bovina. Essa elasticidade-renda da oferta de exportação de carne bovina no Brasil caracteriza a situação descrita por LEFF (29), isto é, a maior gravidade de uma política de restrições às exportações na presença de crescimento de renda de população. Quanto à existência de restrições à livre comercialização externa do produto, as duas variáveis introduzidas (C_1 e C_2) são significantemente diferentes de zero aos níveis de 10% e 15% nas duas regressões aqui analisadas; entretanto, os problemas acima mencionados quanto à dificuldade de se obter informações a respeito da existência dessas restrições, e as diferenças na intensidade das restrições, fazem acreditar em um desempenho razoável dessas variáveis e, assim, em serem uma indicação do efeito negativo nas exportações de carne bovina, provocada pela política seguida pelo governo brasileiro.

A variável preço do produto no mercado internacional também foi altamente significativa nas funções 1 e 2, indicando que uma diminuição de 10% no nível desse preço reduziria a

exportação de carne bovina em 22% a 23% (22). Como uma tentativa de se colocar os problemas da supervalorização cambial e das restrições às exportações do produto em uma melhor perspectiva, elaborou-se o quadro 4 com base nos resultados da regressão 1, quadro 3. Nesse quadro, a coluna de exportação observada simplesmente reproduz os dados de exportação de carne bovina em peso equivalente de carcaça fria, utilizado para os ajustamentos das funções; a coluna de exportação prevista (1) nada mais é do que a listagem dos valores calculados da mesma exportação, como resultado da regressão 1, quadro 3.

A existência de restrições às exportações de carne bovina e a supervalorização cambial, são consideradas nas duas últimas colunas. A coluna exportação prevista (2) difere da anterior apenas para os anos em que as restrições foram introduzidas na variável C_2 , da regressão 1; para esses anos, os próprios resultados obtidos dão uma estimativa da quantidade que seria exportada, caso essas restrições (em sete anos do período) não tivessem

existido (isto é, a variável C_2 assumindo o valor zero). Pode-se verificar, então, que em média as estimativas de exportação, sem restrições diretas, seriam bastante superiores às observadas. Na coluna exportação prevista (3) por outro lado, procurou-se introduzir a questão da supervalorização da taxa cambial, na pressuposição discutida no contexto da figura 1; isto é, caso a taxa cambial passasse a ser uma ditada pelas condições de comércio livre, o preço de exportação em cruzeiros se elevaria na mesma proporção (o preço em dólares por tonelada ficando inalterado). Com os valores das demais variáveis permanecendo constantes, a própria regressão 1 (quadro 3) permite obter as estimativas das exportações brasileiras, a esses novos níveis de preços.

A comparação dessas duas taxas de câmbio ao longo do período 1953-71, permite verificar que a taxa para carne esteve bem abaixo da taxa de comércio livre em vários anos do período, como se pode observar pela seguinte distribuição (23):

(22) A forma como as funções 1 e 2 (quadro 3) foram especificadas, isto é, com a variável quantidade produzida entre as explicativas (o que implica em uma função de oferta perfeitamente inelástica em t), indica que a elasticidade-preço da demanda interna (n) de carne bovina (em valor absoluto) é uma fração de elasticidade-preço da função oferta de exportação (e_x). Nesse caso específico, segundo KREININ (25) a relação é $n = e_x \left(\frac{QX}{QD} \right)$, onde QX e QD são as quantidades exportadas e consumidas

domesticamente. Para os valores de 1971 de QX e QD, temos $n_{1971} = -0,30$ como uma estimativa dessa elasticidade. Para efeitos comparativos, SOBRAL (38) obteve uma estimativa dessa elasticidade de $-0,361$ em 1970, no seu estudo da demanda interna de carne bovina no Brasil.

(23) Os valores para essas duas taxas de câmbio, a de comércio exterior livre e aquela prevalecendo para as exportações de carne bovina, estão publicadas em estudo do EAPA/SUPLAN (7) realizado para o próximo Plano Nacional de Desenvolvimento.

Taxa cambial de carne como % da taxa cambial livre	Número de anos
Entre 50 e 60%	2
Entre 60 e 70%	3
Entre 70 e 80%	5
Entre 80 e 90%	6
Entre 90 e 100%	3

Como já mencionado, a elaboração do quadro 4 visa apenas colocar a questão de exportação de carne bovina em uma melhor perspectiva, em face da existência de restrições diretas e de uma taxa cambial efetiva supervalorizada; uma certa limitação dessa ilustração pode ser melhor caracterizada por uma simples comparação das duas primeiras colunas do quadro 4, isto é, exportações observadas e previstas (1), notando-se então que, em cinco ocasiões, os valores previstos não coincidiram mesmo com a direção da alteração observada. A comparação da exportação prevista (3) no quadro 4 deve ser feita com a coluna exportação prevista (1), desde que a magnitude da supervalorização da taxa cambial deve incluir uma parcela para o efeito das restrições diretas (24).

O aumento que se conseguiria nas

exportações de carne com uma taxa cambial de comércio livre é substancial na maioria dos anos do período 1953-71. Por exemplo, no período mais recente de 1968 a 1970, o aumento médio teria sido de 73 mil toneladas, o que avaliado pelos preços nos anos respectivos representaria um aumento médio na receita cambial do produto da ordem de 60 milhões de dólares. Deve-se ainda acrescentar que as estimativas do quadro 4 não incluem nenhum ajustamento no lado da função oferta interna do produto; em outras palavras, o aumento na quantidade exportada seria obtido apenas com um ajustamento no lado da demanda interna. Vale, a esta altura, relembra que o modelo utilizado não permite a estimação do ajustamento no lado da oferta, apesar de que pelo menos a longo-prazo ele possa ser importante. Considerando-se, entretanto, uma função de oferta a longo-prazo inclinada para cima, a manutenção de uma taxa cambial supervalorizada, deprimindo os preços internos, não só aumentou o consumo do produto como também diminuiu a quantidade produzida; o resultado, então, é que as exportações de carne bovina sofreram dos dois lados, isto é, maior consumo e menor produção.

Nessas condições, esperar-se-ia que a elevação dos preços em cruzeiros, provocada pela adoção da taxa cambial de comércio livre, causaria uma elevação

(24) O ano de 1960 parece ter sido um ano em que a taxa cambial para carne não tenha considerado integralmente efeito da proibição das exportações, em vista da inconsistência da exportação prevista (3) com as duas anteriores. De 1971, também parece ser um ano com esse problema.

QUADRO 4. – Exportações Observadas e Previstas, de Carne Bovina, com
Políticas Alternativas, 1953-71 (1)
(1.000 t)

Ano	Exportação observada	Exportação prevista (1)	Exportação prevista (2)	Exportação prevista (3)
1953	3,8	3,0	–	8,8
1954	1,6	5,5	–	9,0
1955	9,9	8,8	–	12,1
1956	15,8	17,2	–	21,8
1957	36,1	16,7	–	25,3
1958	58,6	62,2	–	70,4
1959	95,6	57,1	–	125,0
1960	26,9	32,0	63,8	43,6
1961	50,0	56,8	–	100,0
1962	37,2	25,1	–	64,8
1963	29,2	20,0	28,2	39,8
1964	41,1	50,9	71,9	101,0
1965	85,1	72,2	101,9	134,5
1966	51,7	42,8	60,4	71,0
1967	30,6	44,5	62,9	69,2
1968	93,9	121,0	–	205,5
1969	145,2	185,0	–	268,5
1970	171,7	213,7	–	263,5
1971	205,4	167,5	236,5	200,0

(1) Explicação sobre as diferentes colunas estão na p. 23.

Fonte: EAPA – SUPLAN.

da produção brasileira de carne bovina (25), e conseqüentemente das nossas exportações. No período de 1965 a 1968, por exemplo, os preços em cruzeiros estiveram de 20% a 28% abaixo daqueles que prevaleceriam com a taxa de comércio livre; se se tomar 25% como uma estimativa da elevação de preço nesse período de quatro anos, assim como uma elasticidade-preço da oferta de carne bovina a longo prazo no Brasil com valor 0,5, a quantidade produzida em 1969 seria 12,5% superior à de 1965, isto é, permitindo um período para o ajustamento da produção, e com as outras variáveis relevantes constantes. Como resultado, ter-se-ia um aumento da produção de 178 mil toneladas em relação ao nível produzido em 1965. Desde que nas condições acima descritas, essa quantidade de carne seria exportada, o aumento da receita cambial seria de 147 milhões de dólares, no ano de 1969; esse total no lado da oferta, somado à cifra de 60 milhões de dólares obtida acima para o aumento das exportações (pela redução do consumo interno), dá o total de 207 milhões de dólares como a estimativa da receita de divisas adicional em 1969, como resultado da adoção de uma taxa de câmbio de comércio livre

e ausência de restrições diretas. Os preços de carne bovina no mercado internacional estiveram bastante favoráveis no período posterior a 1969, com níveis mais elevados que o de 1969; assim sendo, a estimativa acima mencionada (207 milhões de dólares) talvez seja apenas um limite inferior da receita adicional no período 1970-73, como resultado da adoção da nova política.

3.2.2 - Milho

O mesmo tipo de análise, desenvolvido para o caso da carne bovina, foi também realizado para as exportações de milho e soja. Do mesmo modo que para a carne bovina, a série usada para preço de milho no mercado internacional é a de preço médio de exportação (em dólares por tonelada FOB) apenas que uma combinação de taxas de câmbio foi utilizada para a conversão em cruzeiros por tonelada (26); por outro lado, para a variável PD, preço no mercado interno, utilizou-se a série de preços pagos ao produtor no Estado de São Paulo, publicada pelo Instituto de Economia Agrícola. A variável preço de produto substituto não foi introduzida nas regressões com milho, em face do pequeno número de observações dis-

(25) LUTTRELL (30) apresenta os conceitos básicos de determinação de preços no mercado de carne bovina, inclusive as funções de oferta a curto e longo-prazo. Deve-se acrescentar ainda que não se está considerando, na análise do texto, possíveis deslocamentos da função oferta para a direita como resultado da adoção de práticas de manejo mais eficiente economicamente, e da diminuição dos riscos da atividade, que poderiam resultar com a nova situação.

(26) O procedimento envolveu o uso da taxa de câmbio efetiva para milho até 1967, calculada por KNIGHT (24), a taxa efetiva de câmbio para gêneros alimentícios em 1968-69 calculada por VON DOELLINGER et alii (42) e a média ponderada das taxas de câmbio prevalentes em 1970 e 1971.

poníveis no período. Essa questão (número de observações) foi mais séria no caso de milho do que no dos dois outros produtos; assim é que, após eliminarmos os anos em que importações ocorreram, e aqueles com operações vinculadas (24), o número de observações se reduziu a treze, o que limitou a introdução de outras variáveis; além do mais, isso é um fator limitante ao uso da análise de regressão, incluindo a confiança que se poderia ter nos resultados.

A variável binária representando as restrições governamentais às exportações de milho também foi aqui considerada; a primeira especificação dos valores dessa variável é a mesma usada por KNIGHT (24) em seu estudo de 1971, isto é, restrições presentes em 1960, 1961 e 1964. A segunda especificação envolveu a introdução de outros três anos com possíveis restrições: 1965, onde parece ter havido a fixação de uma cota de 500 mil toneladas, e 1970 e 1971, quando notícias circularam de que apenas 12% da produção brasileira seriam licenciadas para exportação. A terceira especificação, entretanto, não considerou esses dois últimos anos como tendo restrições, principalmente pela natureza da informação obtida, assim como o modo de sua obtenção (27) (basicamente, jornais do período).

Os resultados obtidos para as funções oferta de exportações de milho estão mostrados no quadro 5. De modo geral, os resultados para milho foram menos satisfatórios do que no caso da carne bovina; assim é que, os coeficientes de algumas das variáveis (principalmente renda e quantidade produzida) tiveram sinais contrários aos esperados. Uma possível razão para esses resultados pouco satisfatórios pode dizer respeito ao fato de se estar considerando certas variáveis como abrangendo o país como um todo, apesar de que as exportações de milho são originárias basicamente dos estados do Centro-Sul. Assim é que, se a produção nas demais regiões for menos voltada ao mercado e mais para subsistência, e os padrões de uso do produto forem diferentes dos do Centro-Sul, os resultados poderiam ficar distorcidos (28). Como uma tentativa de se corrigir esse possível problema, as variáveis renda e quantidade produzida foram redefinidas para incluir apenas a região Centro-Sul do Brasil; as mesmas regressões foram então estimadas novamente, com as demais variáveis não sofrendo qualquer alteração.

O quadro 6 apresenta os resultados obtidos para as sete regressões do quadro 5, agora válidas para a região Centro-Sul do país. Pode-se então observar que o coeficiente de deter-

(27) Esse ponto ilustra a possibilidade de se reduzir as exportações de um produto, mesmo sem uma legislação formal a respeito, assim como a dificuldade de obtenção de informações nesses anos, para uma melhor especificação da variável simulada. Ver também EAPA/SUPLAN, (7).

(28) É provável que a elasticidade-renda da demanda de milho para uso como alimento humano in natura seja pequena ou mesmo negativa; para outros usos do produto, entretanto, esperar-se-ia um valor mais elevado dessa elasticidade.

QUADRO 5. – Estimativas da Função Oferta de Exportação de Milho, 1951-71, Método dos Mínimos Quadrados (1)

Regressão	Constante	Estimativa dos coeficientes (2)							R ²	D.W.(3)	
		PM	PD	PMPD	QO	R	C ₁	C ₂			C ₃
1	- 2,381	3,000 (1,159) ^d			-2,013 (-0,359)	4,073 (0,935)	-1,599 (-3,779) ^a			0,815	2,530
2	-17,329	2,503 (0,560)			2,772 (0,340)	2,203 (0,322)		-0,944 (-1,561) ^c		0,604	1,870
3	-25,711	4,786 (1,341) ^d			5,263 (0,926)	-1,527 (-0,337)			-1,364 (-2,866) ^b	0,745	1,878
4	- 2,711		-4,663 (-1,399)		3,550 (0,448)	-0,055 (-0,009)				0,551	1,818
5	12,340			3,636 (1,408) ^c	-5,004 (-0,788)	5,867 (1,255)	-1,370 (-4,015) ^a			0,826	2,076
6	15,348			6,795 (1,841) ^c	-6,891 (-0,774)	8,441 (1,248)		-1,029 (2,547) ^b		0,711	1,720
7	- 0,008			5,176 (1,690) ^c	-0,377 (-0,054)	2,112 (0,416)			-1,054 (-3,194) ^a	0,770	1,559

(1) Variáveis em logs, exceção de C₁, C₂ e C₃.

(2) Os valores do teste t, unilateral, estão entre parêntesis. Para a significância dos coeficientes o código é: a, significante ao nível de 1%; b, significante ao nível de 5%; c, significante ao nível de 10%; e d, significante ao nível de 15%.

(3) O teste de Durbin-Watson para esse número de observações e de variáveis explicativas frequentemente é inconclusivo.

Fonte: Exportação do Brasil (QX); 1960-70, VON DOELLINGER ET ALII (42) e 1971, COMÉRCIO EXTERIOR DO BRASIL (13); produção do Brasil (QO), EAPA-SUPLAN (8), preço no mercado mundial (PM), FOOD AND AGRICULTURE ORGANIZATION (16); preço interno (PD), INSTITUTO DE ECONOMIA AGRÍCOLA (19).

minação (R^2) de modo geral apresenta valores mais elevados, ao mesmo tempo que as variáveis renda e quantidade produzida tem os seus coeficientes com sinal correto em um maior número de regressões; a variável renda entretanto, apesar dessa melhoria, não tem seu coeficiente significativamente diferente de zero em qualquer das regressões. A variável quantidade produzida, por outro lado, tem seu coeficiente diferente de zero (pelo menos ao nível de 15%) em três das regressões efetuadas, contra nenhum nas regressões do quadro 5. A variável PM continua significante ao nível de 15% em duas das três regressões, enquanto que as variáveis simuladas para restrições às exportações continuam significantes (pelo menos ao nível de 10%) indicando que, nos anos relevantes, a política governamental teve um efeito negativo nas exportações de milho.

As conclusões que poderiam ser tiradas no caso dessa análise para milho não podem ser mais do que tentativas, em vista do pequeno número de graus de liberdade nas regressões; além do mais, não se dispõe das mesmas informações que no caso da carne bovina, principalmente quanto às taxas efetivas de câmbio para as exportações de milho para o período inteiro. KNIGHT (24) apresenta estimativa dessa taxa de câmbio no período 1947-67 e, comparando essas estimativas com as taxas de câmbio de comércio livre, pode-se verificar que a

taxa para milho esteve supervalorizada em todo o período; essa supervalorização atingiu níveis elevados em muitos anos, caracterizando um imposto implícito nas exportações de milho superior a 20% em 16 anos do período 1947-67.

Em 1967, por exemplo, caso a taxa de câmbio de mercado livre estivesse em vigor, o nível de preço (PM) em cruzeiros seria 25% superior ao que realmente existiu; caso se aceite (com as limitações mencionadas) a estimativa da elasticidade-preço da função oferta de exportação (4,3) obtida na função 3 do quadro 6, pode-se verificar que as exportações de milho mais que dobrariam (o nível observado foi de 430 mil toneladas). Do mesmo modo que para a carne bovina, se se aceitar a hipótese de uma curva de oferta inclinada para cima, o aumento das exportações do produto seria ainda maior; PASTORE (33) não obteve o coeficiente da variável preço como significativo na região Centro-Sul, enquanto que TOYAMA e PESCARIN (40) obtiveram significância a 10% para São Paulo, com uma elasticidade-preço de 0,83 a curto prazo, e 3,3 a longo prazo (29).

Essa indicação de que o Brasil teria condições para expandir a produção de milho, e consequentemente as suas exportações, recebe uma confirmação adicional através dos resultados de MENDONÇA DE BARROS (32) para

(29) O que nos interessa a esse respeito é uma estimativa de elasticidade preço total da oferta, e não elasticidade parcial como obtida nesse estudo; em condições normais, a elasticidade total é menor do que a parcial. Ver, também, BUSE (9).

QUADRO 6. – Estimativas da Função Oferta de Exportação de Milho, 1951-71, Região Centro-Sul, Método de Mínimos Quadrados (1)

Regressão	Constante	Estimativa dos coeficientes (2):							R ²	D.W.(3)	
		PM	PD	PMPD	QO	R	C ₁	C ₂			C ₃
1	1,554	3,413 (1,261) ^d			-3,640 (-0,516)	5,557 (1,003)	-1,773 (-3,098) ^a			0,813	2,680
2	-37,166	2,123 (0,600)			10,495 (1,815) ^c	-4,036 (-0,798)		-0,791 (-1,701) ^c		0,698	1,875
3	-30,549	4,287 (1,197) ^d			7,351 (1,300) ^d	-3,133 (-0,681)			-1,183 (-2,306) ^b	0,753	1,783
4	-23,402		-2,835 (-0,819)		9,677 (1,255) ^d	-4,637 (-0,760)				0,604	1,960
5	24,702			4,715 (1,748) ^c	-9,261 (-1,149)	9,256 (1,535)	-1,678 (-3,599) ^a			0,838	2,427
6	-21,683			2,961 (0,850)	6,656 (0,869)	-1,569 (-0,260)		-0,724 (-1,932) ^b		0,711	1,668
7	- 5,948			4,691 (1,405) ^c	1,790 (0,235)	0,622 (0,110)			-1,001 (-2,556) ^b	0,766	1,559

(1) Variáveis em logs, exceção de C₁, C₂ e C₃.

(2) Os valores do teste t, unilateral, estão entre parêntesis. Para a significância dos coeficientes o código é: a, significante ao nível de 1%; b, significante ao nível de 5%; c, significante ao nível de 10%, e d, significante ao nível de 15%.

(3) O teste de Durbin-Watson para esse número de observações e de variáveis explicativas frequentemente é inconclusivo.

Fonte: Exportação do Brasil (QX); 1960-70, VON DOELLINGER ET ALII (42) e 1971, COMÉRCIO EXTERIOR DO BRASIL (13); produção do Brasil (QO), EAPA-SUPLAN (8); preço no mercado mundial (PM), FOOD AND AGRICULTURE ORGANIZATION (16); preço interno (P.D.), INSTITUTO DE ECONOMIA AGRÍCOLA (19).

taxas implícitas de câmbio (30) para o milho; as duas taxas obtidas, isto é, cultivo envolvendo tração animal e mecanizada foram respectivamente de 5,27 e 5,31 cruzeiros por dólar para o ano agrícola 1971/72. Como a estimativa da taxa de câmbio de comércio livre em 1972 era de 7,41 cruzeiros por dólar, pode-se verificar que a magnitude da diferença foi bastante elevada, indicando que um aumento da produção de milho no Brasil seria uma alteração na direção de uma mais eficiente alocação de recursos.

3.2.3 - Soja

O último produto a ser considerado é a soja; praticamente as mesmas variáveis anteriormente consideradas são aqui introduzidas (31) apenas que uma variável é introduzida para levar em conta a existência de produto substituto em consumo. Assim sendo, o preço de amendoim recebido pelos agricultores no Estado de São Paulo foi incluído nas funções, prevendo-se que um aumento nesse preço deslocasse a demanda doméstica de soja para cima, o que resultaria (outras variáveis com valores constantes) em uma diminuição das exportações de soja; o sinal esperado para o coeficiente dessa variável é assim negativo.

Dos três produtos considerados neste estudo, a soja é aquele que no período 1953-71 apresentou o menor número de restrições às exportações por parte do governo federal. Assim, apenas em 1960 e 1964 essas restrições existiram, tomando nesses dois anos a forma de proibição; esse foi o resultado das informações levantadas por KNIGHT (24), cobrindo o período até 1967. A nossa tentativa de localizar outras ocasiões com restrições às exportações nos últimos dez anos do período foi infrutífera, o que parece indicar que, pelo menos para a soja, as exportações não foram limitadas por políticas governamentais restritivas. É provável que um dos fatores contribuindo para a ausência de um maior número de restrições tenha sido a pouca importância da soja no grupo das oleaginosas no período até 1970, tanto em produção como em consumo (32).

Em 1973 (ano não incluído na estimação das funções) entretanto, restrições existiram às exportações do produto, tomando a forma de um imposto em espécie (contingenciamento) para o grão e farelo. Esse contingenciamento prevaleceu até princípios de 1974, quando foi eliminado com a introdução de um licenciamento das exportações; em julho de 1974 entre-

(30) A taxa implícita de câmbio nos dá uma estimativa do custo em recursos domésticos para a obtenção de divisas; para o seu cálculo são considerados o custo, em cruzeiros, de produção de uma tonelada de milho, o custo dos insumos importados em dólares, e o preço do produto em dólares FOB; ver MENDONÇA DE BARROS (32).

(31) O mesmo procedimento usado para milho foi utilizado para converter preços em dólares para preços em cruzeiros.

(32) LEFF (29) argumenta que os produtos de pouca importância em termos de demanda interna provavelmente não são atingidos pela política de "excedentes exportáveis", com a mesma intensidade que os principais produtos de alimentação por exemplo.

tanto, quando o preço do grão começou a subir no mercado internacional, em face das condições climáticas adversas nos Estados Unidos, os registros foram suspensos, ficando o total permitido em 2,5 milhões de toneladas (33).

Os resultados obtidos com a estimação das funções oferta de exportação estão apresentados no quadro 7.

Com exceção do coeficiente da variável preço, todas as outras variáveis tiveram seus coeficientes com o sinal esperado, além de serem significantes pelo menos ao nível de 10%. Verifica-se então que a quantidade produzida de soja é uma importante variável na explicação das exportações, indicando que as variáveis no lado da oferta, inclusive o desenvolvimento de variedades, parecem estar desempenhando um relevante papel no aumento das exportações do produto.

No lado da demanda interna do produto, as duas variáveis, renda e preço de produto substituto (amendoim no caso), apresentam um bom nível de significância, indicando a importância de serem levadas em consideração em qualquer tentativa de previsão das exportações do produto no futuro.

Das três variáveis representando preço do produto, duas (PM e PD) apresentaram o sinal de seus coeficientes contrário ao esperado, apesar dos mesmos não serem significativamente diferentes de zero. VON DOELLIN-

GER et alii (42), também tiveram esse resultado em uma regressão usando uma variável do tipo de PM, enquanto que KNIGHT (24) teve esse problema com uma variável do tipo PMPD. É possível que uma das razões para esses resultados pouco satisfatórios tenha sido uma incompleta especificação da variável simulada para restrições às exportações; por exemplo, em 1965 e 1967, PM foi superior a PD em porcentagens bem maiores que nos demais anos, indicando que restrições devem ter existido nesses anos. Outro problema está ligado ao uso de preços recebidos pelos agricultores paulistas, quando nos anos 50 a produção do Estado era extremamente pequena e as exportações principalmente do Rio Grande do Sul; assim, apesar de exportações ocorrerem nesses anos, o preço internacional expresso em cruzeiros esteve sempre abaixo do preço pago aos produtores de São Paulo.

Ainda no lado da produção de soja no Brasil, a pesquisa de MENDONÇA DE BARROS (32) também aponta uma expansão da sua produção como uma medida economicamente eficiente; isso porque as taxas de câmbio implícitas para a cultura mecânica e com tração animal da soja foram de 5,78 e 6,24 cruzeiros por dólar respectivamente (ano agrícola 1971/72), enquanto que a taxa de câmbio de comércio livre, em 1972, era estimada como sendo 7,41 cruzeiros por dólar. A própria possibilidade de um uso

(33) Esse episódio bem caracteriza a orientação governamental de, em certas ocasiões, não permitir que os preços externos tenham o impacto normal nos preços internos; nesse caso os lavradores de soja sofreram acentuada redução de renda, em benefício do consumidor interno.

QUADRO 7. – Estimativa da Função Oferta de Exportação de Soja, 1953-71, Brasil, Método dos Mínimos Quadrados (1)

Regressão	Constante	Estimativa dos coeficientes (2)							R ²	D.W (3)
		PM	PD	PMPD	QO	R	PS	C		
1	6,536	-0,029 (-0,048)			1,720 (3,383) ^a	-2,917 (-1,867) ^b	-1,774 (-2,656) ^b	-1,383 (-7,837) ^a	0,961	2,481
2	18,608		-0,868 (-0,274)		2,704 (2,364) ^b	-5,858 (-1,624) ^c	-5,178 (-3,760) ^a		0,768	2,229
3	6,491			0,232 (0,052)	1,711 (3,406) ^a	-2,913 (-1,869) ^b	1,776 (-2,684) ^a	-1,387 (-7,878) ^a	0,961	2,482

(1) Variáveis em logs, exceção de C.

(2) Os valores do teste t. unilateral estão entre parêntesis. Para a significância dos coeficientes o código é: a, significante ao nível de 1%; b, significante ao nível de 5%; c, significante ao nível de 10%; e d, significante ao nível de 15%.

(3) O teste Durbin-Watson foi inconclusivo nos três casos.

Fonte: Exportação do Brasil (QX); 1960-70, VON DOELLINGER ET ALII (42) e 1971, COMÉRCIO EXTERIOR DO BRASIL (13); produção do Brasil (QO), EAPA-SUPLAN (8); preço no mercado mundial (PM), FOOD AND AGRICULTURE ORGANIZATION (16); preço interno (PD e PS), INSTITUTO DE ECONOMIA AGRÍCOLA (25).

mais intenso da terra e outros recursos, com a combinação soja-trigo durante o ano agrícola, se constitui em uma indicação favorável à expansão dessa cultura nos estados do Sul do País. Quanto à elasticidade-preço da oferta de soja, que seria necessária para se estimar o aumento da produção resultando do uso da taxa de câmbio de comércio livre, PASTORE (33) obteve uma estimativa de 2,63 a curto prazo, em seu estudo cobrindo o período 1949-66 no Estado de São Paulo; CARMO (10) por outro lado, para o período 1949-69 em São Paulo, teve o coeficiente da variável preço de soja significativa apenas ao nível de 25%, as elasticidades sendo 1,21 a curto prazo e 2,86 a longo prazo. Com a oferta de soja inclinada para cima, poder-se-ia esperar um aumento da produção brasileira do produto, caso a taxa de câmbio de mercado livre tivesse prevalecido durante o período 1953-71. Em quase todos os anos desse período (exceção a 1960 e 1967) a taxa de câmbio efetiva para as exportações de soja esteve supervalorizada, caracterizando um imposto implícito na exportação superior a 20%.

4 - CONCLUSÕES

As exportações de produtos agrícolas representam uma parcela considerável das exportações brasileiras, enquanto que soja, milho e carne bovina têm desempenhado um papel de importância crescente nessas exportações. Principalmente no contexto atual, isto é, a nova situação internacional na área do petróleo, com mais elevado dispêndio de divisas por parte do Brasil, um estudo dos fatores influen-

ciando as exportações de produtos agrícolas assume uma maior importância. Quando se recorda que para a maioria dos produtos agrícolas de nossa pauta de exportação, a participação brasileira ainda é extremamente pequena quanto ao total mundial, o mercado externo passa a ser de grande valia em termos de desenvolvimento do setor agrícola; isso se deve à possibilidade do País experimentar mudanças tecnológicas na agricultura (causando um deslocamento da curva de oferta para a direita), ao mesmo tempo em que uma demanda perfeitamente elástica existe para os produtos relevantes.

A linha adotada neste estudo, visando uma melhor caracterização dos fatores que podem influenciar as exportações agrícolas brasileiras, envolveu uma divisão entre fatores externos e internos; os primeiros são incluídos na análise visando um melhor entendimento das variáveis que podem influenciar o nível de preços que prevalecem no mercado internacional. Entre esses fatores externos deu-se mais ênfase à política agrícola e protecionismo econômico, e como os preços desses produtos são afetados em consequência.

Entre os fatores internos influenciando o comportamento das exportações agrícolas, foram mencionadas as políticas de industrialização, de baixos preços de produtos alimentícios, e de restrições a essas exportações. A política de industrialização brasileira trouxe consequências para o setor agrícola de um lado (tanto produção quanto consumo), assim como para o consumidor urbano, principalmente em termos de

manutenção de uma taxa de câmbio supervalorizada e de custos mais altos para produtos manufaturados. O desenvolvimento da agricultura brasileira foi negativamente afetado em consequência, pois a lucratividade de investimentos no setor agrícola passou a ser menor do que em outros setores da economia, causando assim uma saída de recursos da agricultura para esses setores de maior lucratividade.

Essa situação de discriminação contra as exportações agrícolas no Brasil e em alguns outros países em desenvolvimento conduziu ao desenvolvimento do enfoque ao comércio externo conhecido como "excedente exportável"; esses países exportariam apenas um "excedente" da produção de um produto agrícola, depois que o mercado doméstico estivesse suprido a um certo nível de preço (abaixo do preço externo). No caso brasileiro, e para os produtos incluídos neste estudo, inúmeras restrições diretas foram impostas às exportações no período de após-guerra, tais como proibição total, impostos de exportação, cotas, licenciamentos e contingenciamentos, além do problema da supervalorização do cruzeiro em maior ou menor grau, durante todo o período.

Funções oferta de exportação foram estimadas para carne bovina, milho e soja, com o objetivo de se verificar a influência dessa política de restrições às exportações, assim como de quantificar o efeito de outras variáveis, isto é, aquelas que dizem respeito às funções demanda e oferta do produto, domesticamente. Essas restrições foram mais frequentemente encontradas no

caso da carne bovina e milho do que para soja; os resultados obtidos indicam que nos anos onde essas restrições existiram, as exportações foram negativamente afetadas. Para o caso da carne bovina, mostrou-se que na ausência dessas restrições, e com uma taxa cambial de comércio livre, as exportações brasileiras seriam bem mais elevadas; o mesmo seria o caso para o milho, apesar de que o número de observações nas regressões, e os próprios resultados para a variável preço, exigirem maior cuidado nas previsões.

Os resultados obtidos também estão indicando a necessidade de se considerar outras variáveis quando se referindo a possíveis níveis de exportação; a quantidade produzida (sumarizando as variáveis explicativas no lado da oferta) por exemplo, é uma variável importante na explicação de nossas exportações; quando se recorda que o Brasil ainda é um pequeno exportador desses três produtos (e vários outros), podendo assim tomar os preços internacionais como dados, as variáveis que deslocariam a função de oferta para a direita (principalmente melhoria tecnológica) assumiriam um papel fundamental em um programa de aumento das exportações agrícolas.

De modo geral, os resultados indicam um grande potencial para as exportações agrícolas brasileiras, caso ajustamentos apropriados sejam feitos na nossa política econômica. Acima foi mencionado que os preços internacionais de milho e carne bovina têm estado abaixo daqueles que prevaleceriam em condições de mercado livre; assim sendo, além de enfrentarem essa

distorção de preços externos, a produção e exportação desses produtos é ainda afetada pela supervalorização da taxa cambial brasileira, e pelas restrições diretas que frequentemente são introduzidas pelas autoridades governamentais. A correção das distorções externas não depende da decisão do governo brasileiro, apesar de que a nossa política externa possa dedicar maior ênfase à questão dos programas agrícolas dos países desenvolvidos, principalmente em conjunto com outras nações com interesse na questão.

Internamente, entretanto, os ajustamentos necessários podem ser decididos pelo governo brasileiro, isto é, no que se refere às restrições diretas e à

taxa cambial. Nesse sentido, a não adoção dessas restrições às exportações agrícolas e a adoção de uma taxa de câmbio mais próxima da de comércio livre seriam medidas de grande alcance para o desenvolvimento do setor agrícola. No momento atual, em que o país terá que dispender maiores recursos na importação de petróleo e outros produtos (a contrapartida sendo os recursos reais envolvidos na produção de bens e serviços destinados à exportação), seria apropriado que esse pagamento fosse feito com maior eficiência econômica, isto é, através da exportação de produtos para os quais o país tenha a maior vantagem comparativa, o setor agrícola então aparecendo com grande potencial.

BRAZIL AND THE INTERNATIONAL MARKET FOR BEEF, CORN AND SOYBEANS

SUMMARY

This study is oriented toward two specific areas. The first one refers to analysing the limiting factors with respect to the growth of our agricultural exports. Not only internal factors are discussed, but also external ones such as the agricultural policies of developed countries, demand perspectives, and possible consequences from the "green revolution". Internally, economic policies having a restrictive effect on our exports are also discussed.

The second part has as its objective, the estimation of export supply functions for beef, corn and soybeans and an evaluation of how the restrictive policies of the federal government were important in limiting our exports over time.

LITERATURA CITADA

1. **BERGSMAN**, Joel. Brazil: industrialization and trade policies. London, Oxford Univ., 1970.
2. **BHAGWATI**, J. N. & **KRUEGER**, A. O. Exchange control, liberalization, and economic development. *Am. Econ. Rev.*, **63** (2): 419-427, maio 1973.
3. **BJARNASON**, H. F. An economic analysis of 1980 international trade in feed grains. Ann Arbor, Michigan, Univ. Microfilms/Univ. of Wisconsin, 1967.
4. **BOLETIM DO BANCO CENTRAL DO BRASIL**, Brasília, **9** (2) fev. 1973.
5. ———, **10** (2) fev. 1974.
6. ———, **10** (3) mar. 1974 – Relatório Anual.
7. **BRASIL. MINISTÉRIO DA AGRICULTURA. EAPA/SUPLAN**, Relatório sem título sobre carne bovina. Brasília, 1973.
8. ———. Agricultura brasileira I: subsetor lavouras – dez principais culturas da agricultura brasileira, 1947 a 1971. Brasília, 1973.
9. **BUSE**, R. C. Total elasticities: a predictive device. *Jour. Farm Econ.*, **40** (4): 881-891, oct. 1958.
10. **CARMO**, M. S. Análise da demanda e da oferta de oleaginosas no Estado de São Paulo. Piracicaba, SP, ESALQ/USP, 1974. (Dissertação de mestrado não-publicada).
11. **CHACEL**, J. M. A relação de trocas na agricultura. *Conj. Econ.*, **27** (9): 1-8, set. 1973.
12. **CHO**, J. H. Modernization effect upon exports of agricultural produce: South Korea. *Am. Jour. Agric. Econ.*, **52** (1): 91-96, fev. 1970.
13. **COMÉRCIO EXTERIOR DO BRASIL**, Rio de Janeiro. Vários anos.
14. **CONJUNTURA ECONÔMICA**, Rio de Janeiro, Fundação Getúlio Vargas, **26** (11): nov. 1972.
15. **COOPER**, R. N. Tariff issues and the third world. *World Today*, **27**: 401-410, sept. 1971.
16. **FOOD AND AGRICULTURE. ORGANIZATION**, Roma. The state of food and agriculture. Roma, vários anos.
17. **FRENCH-DAVIS**, R. M. Exports quotas and allocative efficiency under market instability. *Am. Jour. Agric. Econ.*, **50** (3): 643-659, jul. 1968.
18. **HUANG**, D. S. Regression and econometric methods. New York, John Wiley, 1970.

19. INSTITUTO DE ECONOMIA AGRÍCOLA. Desenvolvimento da agricultura paulista. São Paulo, Secretaria da Agricultura, IEA, 1972.
20. ————. Prognóstico: ano agrícola 73/74. São Paulo, Secretaria da Agricultura, IEA, 1973.
21. ————. Prognóstico: ano agrícola 74/75. São Paulo, Secretaria da Agricultura IEA, 1974.
22. JOHNSON, D. G. World agriculture in disarray. London, Fontana-Collins, 1973.
23. JOHNSON, H. G. Comment on the paper by G. S. Tolley and G. D. Gwyer: international trade in agricultural products in relation to economic development. (In: SOUTHWORTH, H. M. & JOHNSTON, B. F., eds. Agricultural development and economic growth. 1967. p. 451-452).
24. KNIGHT, P. T. Brazilian agricultural technology and trade. New York, Praeger, 1971.
25. KREININ, M. E. International economics: a policy approach. New York, Harcourt Brace Jovanovich Inc., 1971.
26. KRISHNA, R. Agricultural price policy and economic development. (In: SOUTHWORTH, H. M. & JOHNSTON, B. F. Agricultural development and economic growth, 1967 p. 497-540).
27. LEAMER, E. E. & STERN, R. M. Quantitative international economics. Boston, Allyns and Bacon, 1970.
28. LEFF, N. H. Export stagnation and autarkic development in Brazil, 1947-62 , Quart. Jour. Econ., **81** (2): 286-301, feb. 1967.
29. ————. The exportable surplus approach to foreign trade in underdeveloped countries. Econ. Dev. Cult. Change, **17** (3): 346-355, apr. 1969.
30. LUTTRELL, C. B. Meat prices: too high or about right? Monthly Review St. Louis, **54** (10): 3-9, 1972.
31. ———— & STEVENS, N. A. The 1974 outlook for food and agriculture. Monthly Review St. Louis, 1974.
32. MENDONÇA DE BARROS, J. R. Desenvolvimento da agricultura e exportações , de produtos primários não tradicionais. São Paulo, USP, Fac. de Econ. e Adm., 1972. (Tese de doutoramento não publicada).
33. PASTORE, A. C. A resposta da produção agrícola aos preços no Brasil, São Paulo, USP, Fac. de Econ., 1968. (Boletim 55).
34. SCHMIDT, S. C. An enlarged European community and agricultural trade policy choices for third countries. Jour. Agric. Econ., **24** (1): 141-162, jan. 1973.
35. SCHUH, G. E. Effects of some general economic development policies on agricultural development. Am. Jour. Agric. Econ., **60** (5): 1283-1293. dec. 1968.

36. ————. Algumas observações sobre o desenvolvimento da agricultura no Brasil. *Rev. Bras. Econ.*, **26** (4): 207-226, out. 1972.
37. SISLER, D. G. International trade policies and agriculture. Cornell Agric. Econ. Staff Paper 25, 1970.
38. SOBRAL, G. Demanda de alimentos no Brasil. Piracicaba, SP, ESALQ/USP, 1973. (Dissertação de mestrado não publicada).
39. STERN, R. M. Tariffs and other measures of trade control: a survey of recent developments. *Jour. Econ. Liter.*, **11** (3): 857-888, sept. 1973.
40. TOYAMA, N. K. & PESCARIN, R. M. C. Projeções da oferta agrícola do Estado de São Paulo. *Agric. em São Paulo*, **17** (9/10): 3-97, set. out. 1970.
41. VON DOELLINGER, C. & FARIA, H. B. C. Exportação de produtos primários não-tradicionais. Rio de Janeiro, IPEA, 1971 (Monografia, 3).
42. ————. et alii. Transformação da estrutura das exportações brasileiras: 1964-70. Rio de Janeiro, IPEA, 1973. (Relatório de Pesquisa, 14).
43. WALTER, I. International economics: theory and policy. New York, Ronald Press, 1968.
44. WIONCZEK, M. S. Latin America growth and trade strategies in the post-war period. *Dev. and Change*, **5** (1): 1-35, 1973.
45. YEAGER, L. B. International monetary relations: theory, history, and policy. New York, Harper and Row, 1966.

ANÁLISE DA PRODUTIVIDADE DE ALGODÃO E SOJA COM APLICAÇÃO DO MODELO ULVELING-FLETCHER (1)

José Roberto Viana de Camargo (2)
Joaquim José de Camargo Engler (3)

O objetivo geral desse trabalho é de analisar a eficiência do uso dos recursos nas culturas de algodão e soja na região de Ribeirão Preto, Estado de São Paulo. Ao mesmo tempo, propôs-se a testar a conveniência do uso de funções de produção do tipo desenvolvido por Ulveling e Fletcher, bem como a incluir, nessas funções, variáveis, as quais considerou-se que poderiam proporcionar à análise maior proximidade da realidade do processo produtivo.

Os dados referem-se ao ano agrícola 1971/72 e compreendem uma amostra de 62 propriedades para o algodão e 52, para soja. O modelo produtividade foi utilizado.

Especificamente, para o algodão, constatou-se que: a) não só a quantidade de defensivos usada é importante, mas também o número de aplicações, que, em termos médios da amostra, está aquém da quantidade exigida para uma maior relação do fator defensivo com a produtividade; b) a quantidade de sementes por alqueire (2,42ha) exerce, pequena influência sobre a relação fertilizantes-produtividade.

Comparando as duas culturas, nota-se que, na cultura do algodão, o uso de fertilizantes encontra-se mais próximo do ótimo econômico do que na de soja, enquanto o uso de máquinas é excessivo para o algodão e não para a soja.

Para a cultura de soja, através do modelo Ulveling-Fletcher, pode-se constatar que a influência do fator fertilizante sobre a produtividade modifica-se conforme a variedade usada.

1 - INTRODUÇÃO

Os problemas ligados à eficiente alocação de recursos nas culturas de algodão e soja da região de Ribeirão Preto são abordados, no presente traba-

lho, de maneira a contemplar as possibilidades de alteração das próprias técnicas de análise de produção e, simultaneamente, prover informações passíveis de aproveitamento para a elaboração de políticas agrícolas espe-

- (1) Resumo da dissertação de mestrado aprovada pela Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", da Universidade de São Paulo em junho de 1974. Parte Integrante do Projeto IEA/1 - "Análise do Grau de Tecnificação da Agricultura Paulista". Liberado para publicação em 5 de novembro de 1974.
- (2) Os autores agradecem aos Drs. Ralph Gerald Saylor e Rubens Valentini pela leitura do texto original e pelas sugestões apresentadas.
- (3) Chefe do Departamento de Ciências Sociais Aplicadas da ESALQ/USP.

cíficas.

1.1 - Objetivos

De modo específico, o estudo objetiva:

- a) estimar funções de produção dos tipos Cobb-Douglas e Ulveling-Fletcher e comparar os resultados obtidos;
- b) verificar a possibilidade de uso de outras variáveis que não as comumente utilizadas em estudos de função de produção, no sentido de tentar dar aos fatores que entram no processo produtivo uma maior representatividade;
- c) no caso do uso da função Ulveling-Fletcher, estimar as variações que podem ocorrer com as elasticidades parciais de produção;
- d) determinar os retornos à escala assim como os valores das produtividades média e marginal dos fatores;
- e) comparar os níveis de eficiência de uso dos recursos nas duas culturas; e
- f) fazer uma análise das implicações econômicas dos resultados.

2 - REVISÃO DE LITERATURA

Dividir-se-á a revisão em duas partes, a primeira referente a funções de produção estimadas para algodão e soja e a segunda especificamente relacionada ao uso do modelo Ulveling-Fletcher.

2.1 - Funções de Produção Estimadas para Algodão e Soja

NELSON (7) analisou o uso de fertilizantes nas principais culturas anuais da região de Ribeirão Preto no ano agrícola 1969/70.

Utilizando funções do tipo Cobb-Douglas, e quadrática, Nelson concluiu que os presentes níveis do conjunto de fertilizantes dão um retorno positivo somente em condições de alta intensidade de uso na cultura do algodão. O efeito total de fertilizantes é negativo na cultura de soja, tanto em condições de alta como de baixa intensidade de uso. Além disso, a comparação entre os níveis de adubação recomendados pelos técnicos, ótimo econômico e o utilizado pelo agricultor, revelou que os fazendeiros da área em estudo estavam usando níveis mais próximos do ótimo econômico do que aqueles recomendados pelos técnicos.

WRIGHT (12), utilizando informações das mesmas propriedades estudadas por Nelson, analisou a adubação nas culturas de milho, algodão, soja e arroz.

Referir-se-á apenas aos resultados referentes ao algodão e soja, obtidos do ajustamento de funções dos tipos Cobb-Douglas e quadrática. As conclusões mais gerais foram as de que: "A economicidade do uso de fertilizantes nos níveis atuais para as propriedades da amostra é duvidosa. Os rendimentos durante o ano agrícola 1971/72 parecem ser distribuídos aleatoriamente quanto ao uso de fertilizantes e calcário" Além disso, a intensidade do uso

de insumos influenciaria muito pouco a produtividade, o que se demonstraria pelos baixos coeficientes de determinação alcançados nas regressões.

2.2 - Aspectos do Uso do Modelo Ulveling-Fletcher

Esta segunda parte da revisão tem por objetivo relatar alguns trabalhos que se utilizaram da metodologia desenvolvida por ULVELING e FLETCHER (11) e, posteriormente, generalizada por DE JANVRY (2). Os primeiros desenvolveram uma forma modificada da função Cobb-Douglas, com elasticidades parciais e retornos à escala variáveis. De Janvry demonstrou que existe uma forma geral da função ("Generalized-Power Production Function") da qual a Cobb-Douglas, a Transcendental e a Cobb-Douglas com retornos variáveis à escala são casos especiais. Além disso, estudou suas propriedades e demonstrou que o ganho de generalidade (da GPPF em relação às demais funções citadas) é obtido sem custo no que se refere às dificuldades da análise empírica.

As informações usadas por ULVELING e FLETCHER (11) para ilustrar a função modificada de Cobb-Douglas foram observações sobre custo de produção para fazendas no México.

As funções estimadas tiveram como variáveis: valor de produção (Y) medido em pesos; os fluxos de terra (X_1), em hectares; de trabalho (X_2), em horas; e de capital (X_3), em pesos. Foi introduzida uma variável indexada (I), referente à intensidade do capital na

produção, medida em pesos por hectare de terra, a fim de verificar a sua influência nas elasticidades parciais e no retorno à escala.

Os autores supuseram inicialmente que a forma do relacionamento entre os coeficientes de regressão e a variável indexada (I) fosse linear, quadrática e cúbica.

Com base na significância estatística das variáveis, escolheram uma função em que as variáveis X_2 e X_3 tinham suas elasticidades parciais influenciadas por funções quadráticas de I.

Com o fim de comparação, estimaram uma função do tipo Cobb-Douglas tradicional, usando as mesmas informações.

Comparando as duas funções estimadas, constataram os autores que a função Cobb-Douglas convencional tende a exagerar os retornos à escala para técnicas menos intensivas de capital, influenciando, conseqüentemente, a estimativa da eficiência da utilização de recursos em relação aos diferentes tamanhos da fazenda.

Concluíram que os resultados empíricos sustentaram a hipótese de que a intensidade de capital de produção influenciou as elasticidades parciais de trabalho e capital e o coeficiente de escala, pondo em dúvida o uso de elasticidades parciais fixas, relações médias e retornos à escala como frequentemente se obtém através do uso da função Cobb-Douglas tradicional.

LIMA (6) utilizou o modelo dese:

volvido por Ulveling e Fletcher para descrever uma fase de crescimento de novilhas, através das relações existentes entre ganho de peso total e consumo de alimentos para cada grupo de animais com graus de sangue diferentes, sendo a elasticidade parcial de produção afetada pelo grau de sangue e pela diferença entre temperatura retal e a temperatura ambiente.

ROCHA (9), ao fazer uma análise econômica da engorda de bovinos em confinamento, tinha como um dos objetivos testar a possibilidade de aplicação do modelo Ulveling-Fletcher e compará-lo aos modelos Cobb-Douglas e quadrático.

Pela função Ulveling-Fletcher, Rocha pode observar a influência de uma variável indexada (no caso, peso na observação anterior) sobre as elasticidades parciais de produção de componentes diferentes da ração e seus resultados foram consistentes com as informações nutricionais, sendo que com outro modelo não poderiam ter sido obtidos.

Concluiu, portanto, que a superfície de resposta Ulveling-Fletcher foi a que melhor se adaptou ao fenômeno em estudo.

ALMEIDA (1), ao fazer uma análise econômica da produção de leite da bacia leiteira de Salvador, Bahia, utilizou também o modelo de função de produção desenvolvido por Ulveling e Fletcher como uma maneira de contornar algumas das desvantagens do modelo Cobb-Douglas.

No modelo por ele escolhido, as

variáveis tamanho da empresa com relação à mão-de-obra e tamanho da empresa com relação à intensidade de uso da terra influíam, respectivamente, sobre as elasticidades parciais do valor do uso de mão-de-obra e da intensidade de uso das terras.

Concluiu o autor que o modelo Ulveling-Fletcher não se mostrou significativamente diferente do Cobb-Douglas tradicional, apresentando três problemas básicos:

- a) geração acelerada de variáveis estatísticas no processo de ajustamento ocasionando problemas quanto ao grau de significância estatística dos coeficientes das variáveis, uma vez que reduz o número de graus de liberdade disponíveis potencialmente para os testes estatísticos, chegando a determinar a impraticabilidade de algumas estimações;
- b) inexistência de fundamento teórico sobre a forma algébrica funcional das variáveis que se supõe capazes de influenciar as elasticidades parciais de produção;
- c) as funções estimadas com a metodologia proposta, quando comparadas à equivalente tradicional, apresentam problemas sérios com respeito ao surgimento de multicolinearidade entre as variáveis, sendo notada a eliminação de variáveis em um grande número das equações devido ao problema surgido.

DE JANVRY e KOENIG (3) utilizaram também o modelo de função Cobb-Douglas modificada para desenvolver um estudo econômico sobre o

uso de fertilizantes nas culturas de milho e trigo na Argentina.

A breve revisão feita demonstra a ampla gama de situações em que pode ser aplicada a técnica desenvolvida por Ulveling e Fletcher. As restrições levantadas por ALMEIDA (1) são, sem dúvida, procedentes, mas opina-se serem largamente contrabalançadas pelas vantagens já apontadas, como seja, a sensibilidade às variações da organização técnica da produção e das respostas ao uso dos fatores produtivos ao longo das diversas fases do processo.

Neste estudo, o modelo será aplicado justamente no sentido de se aproveitar dessa flexibilidade, tentando especificar, como se verá a seguir, a influência indireta de algumas variáveis sobre o comportamento de outras.

3 - MATERIAL E MÉTODOS

3.1 - Área de Estudo

A pesquisa foi desenvolvida na região de Ribeirão Preto, Estado de São Paulo, mais especificamente nos municípios de Jardinópolis, Guaíra e Sales Oliveira, pertencentes à Divisão Regional Agrícola de Ribeirão Preto.

A agricultura é a grande força dentro da economia e a renda gerada nesse setor, nos três municípios, no

ano agrícola 1969/70, foi de duas a três vezes maior do que a proveniente do setor industrial (10).

Entre as razões da escolha, pode-se citar o alto grau de tecnificação das culturas, a relativa homogeneidade de solo, clima e topografia, além do destaque com que a área aparece na produção de culturas anuais, sendo as principais algodão, soja e milho (8).

3.2 - Informações Básicas

Os dados utilizados nesta pesquisa foram obtidos através de entrevistas diretas com os agricultores componentes de uma amostra escolhida ao acaso do rol de proprietários cadastrados no INCRA.

Representam um corte transversal no tempo e referem-se ao ano agrícola 1971/72. Foram realizadas 129 entrevistas, correspondendo a amostra a aproximadamente 10% do universo. Para atender aos objetivos desta pesquisa foram consideradas apenas as informações relativas às propriedades que cultivavam soja e/ou algodão, perfazendo um total de 62 observações para algodão e 52 para soja (4).

3.3 - Modelos Econométricos

Dois modelos econométricos foram utilizados nesta pesquisa:

(4.) Devido ao pequeno número de propriedades entrevistadas no município de Sales Oliveira e tendo em vista a sua semelhança e proximidade física de Jardinópolis, os dados destes dois municípios serão considerados conjuntamente.

3.3.1 - Função Cobb-Douglas

$$Y = aX_1^{b_1} \cdot X_2^{b_2} \cdot \dots \cdot X_n^{b_n} \cdot e,$$

sendo, Y = variável dependente;

a = constante;

b_1, b_2, \dots, b_n = elasticidades parciais de produção;

X_1, X_2, \dots, X_n = variáveis independentes;

e = erro

3.3.2 - Função Ulveling-Fletcher

O modelo desenvolvido por Ulveling e Fletcher constitui uma modificação da função Cobb-Douglas, em que

as elasticidades parciais de produção são variáveis e , consequentemente, os retornos à escala, dentro de um intervalo de variação da função (11).

Simbolicamente pode ser expressa por:

$$Y = a \cdot X_1^{F_1(I)} \cdot X_2^{F_2(I)} \cdot X_3^{F_3(I)} \cdot \dots \cdot X_n^{F_n(I)} \cdot e,$$

onde os expoentes são funções de uma variável (I), considerada como modificadora das elasticidades parciais e dos retornos à escala.

geralmente, a função não homogênea.

Pressupõe-se que I é uma variável contínua observável e que influencia uma ou mais elasticidades parciais de produção.

A introdução dessa variável torna,

Na forma logarítmica, tem-se:

$$\log Y = \log a + F_1(I) \log X_1 + F_2(I) \log X_2 + F_3(I) \log X_3 + \log e.$$

onde $F_i(I)$ pode assumir as mais variadas formas:

$$F(I) = b_0 + b_1 I$$

$$F(I) = b_0 + b_1 I^2$$

$$F(I) = b_0 + b_1 I^3$$

ou em conjunto,

$$F(I) = b_0 + b_1I + b_2I^2 + b_3I^3$$

A função é bem flexível, permitindo testar hipóteses que diversas variáveis influenciam as elasticidades parciais ou de que variáveis diferentes influenciam cada uma das elasticidades separadamente. Essas hipóteses poderão ser testadas pela determinação do nível de significância dos coeficientes.

com que a precisão das estimativas caísse de modo a tornar praticamente impossível isolar as influências relativas das diversas variáveis independentes (5). Sua eliminação, por outro lado, acarretaria erros maiores nas estimativas. HEADY & DILLON (4) advertem que uma variável só pode ser eliminada com base na lógica física, biológica ou econômica do processo de produção em estudo. Assim, optou-se pelo modelo "produtividade", em que a variável dependente é dividida pela área, assim como a maior parte das independentes.

3.4 - Ajustamento das Funções

Inicialmente foram ajustadas as duas funções às informações básicas referentes à produção (variável dependente) e ao uso dos fatores terra, trabalho e capital, sob diversas formas.

Verificou-se que a variável área cultivada apresentava altos coeficientes de correlação com a maioria das outras variáveis independentes, fazendo

3.4.1 - Algodão

As funções ajustadas para a cultura, nesta pesquisa, são as que se seguem:

a) função Cobb-Douglas

$$Y = A \cdot X_1^{b_1} \cdot X_2^{b_2} \cdot X_3^{b_3} \cdot X_4^{b_4} \cdot X_5^{b_5} \cdot X_6^{b_6} \cdot X_7^{b_7} \cdot X_8^{b_8} \cdot X_9^{b_9} \cdot e$$

b) função Ulveling-Fletcher

Com esta função serão testados, a partir das medidas alternativas para a variável defensivos. Assim tem-se:

$$Y_1 = A \cdot X_1^{b_1} \cdot X_2^{b_2} \cdot X_3^{F(I_3)} \cdot X_4^{b_4} \cdot X_5^{F(I_5)} \cdot X_6^{F(I_6)} \cdot X_7^{b_7} \cdot e$$

$$Y_2 = A \cdot X_1^{b_1} \cdot X_2^{b_2} \cdot X_3^{F(I_3)} \cdot X_4^{b_4} \cdot X_5^{F(I_5)} \cdot X_7^{b_7} \cdot X_9^{F(I_9)} \cdot e$$

sendo as elasticidades parciais de produção das variáveis X_3 , X_5 , X_6 e X_9 , funções das variáveis índices I_3 , I_5 , I_6 e I_9 , respectivamente, como segue:

$$F(I_3) = b_{30} + b_{31} I_3 + b_{32} I_3^2$$

$$F(I_5) = b_{50} + b_{51} I_5 + b_{52} I_5^2$$

$$F(I_6) = b_{60} + b_{61} I_6 + b_{62} I_6^2$$

$$F(I_9) = b_{90} + b_{91} I_9 + b_{92} I_9^2$$

As equações, portanto, tomam as seguintes formas:

$$Y_1 = A \cdot X_1^{b_1} \cdot X_2^{b_2} \cdot X_3^{b_{30} + b_{31}I_3 + b_{32}I_3^2} \cdot X_4^{b_4} \cdot X_5^{b_{50} + b_{51}I_5 + b_{52}I_5^2}$$

$$\cdot X_6^{b_{60} + b_{61}I_6 + b_{62}I_6^2} \cdot X_7^{b_7} \cdot e^{\dots}$$

$$Y_2 = A \cdot X_1^{b_1} \cdot X_2^{b_2} \cdot X_3^{b_{30} + b_{31}I_3 + b_{32}I_3^2} \cdot X_4^{b_4} \cdot X_5^{b_{50} + b_{51}I_5 + b_{52}I_5^2}$$

$$\cdot X_7^{b_7} \cdot X_9^{b_{90} + b_{91}I_9 + b_{92}I_9^2} \cdot e^{\dots}$$

onde, para ambos os modelos:

Y = Produtividade do algodão – Expressa em arrobas por alqueire (2,42ha), incluindo o algodão vendido e/ou em estoque.

X_1 = Área cultivada com algodão no ano agrícola 1971/72 – Expressa em alqueire.

X_2 = Trabalho humano – Número de

dias-homem empregados na produção de algodão por unidade de área.

X_3 ou I_3 = Dias-máquina – Representa os dias de emprego efetivo de maquinária e implementos agrícolas. Expressa em dias-máquina por alqueire.

X_4 = Calcário – Expressa em cruzeiros por alqueire, representa o valor

por área do calcário aplicado na cultura no ano agrícola 1971/72.

X_5 = Fertilizantes – Representa o valor total, em cruzeiros por alqueire, dos fertilizantes comerciais aplicados na cultura de algodão, por área, no ano agrícola em estudo.

X_6 ou I_9 = Defensivos – Variável expressa em cruzeiros por alqueire, refere-se ao valor por área de cada aplicação dos defensivos, na cultura de algodão, no ano agrícola 1971/72.

X_7 = Município – Variável binária

utilizada com o objetivo de verificar a existência ou não de diferença na produtividade entre os municípios em estudo.

X_8 ou I_5 = Semente – Expressa em cruzeiros por alqueire, representa o valor total, por área, das sementes melhoradas adquiridas na Casa da Agricultura ou em firmas.

X_9 ou I_6 = Número de aplicações – Esta variável representa o número de vezes que o agricultor pulverizou ou polvilhou a cultura de algodão no ano agrícola 1971/72.

3.4.2 – Soja

Para esta cultura serão ajustadas as funções que se seguem:

a) função Cobb-Douglas

$$Y = A \cdot X_1^{b_1} \cdot X_2^{b_2} \cdot X_3^{b_3} \cdot X_4^{b_4} \cdot X_5^{b_5} \cdot X_6^{b_6} \cdot X_7^{b_7} \cdot X_8^{b_8} \cdot X_9^{b_9} \cdot X_{10}^{b_{10}} \cdot e$$

b) função Ulveling-Fletcher

$$Y = A \cdot X_1^{b_1} \cdot X_2^{b_2} \cdot X_3^{F(I_3)} \cdot X_4^{b_4} \cdot X_5^{F(I_5, D_{51}, D_{52})} \cdot X_6^{b_6} \cdot X_7^{b_7} \cdot e$$

Considerou-se que as elasticidades X_5 sofrem influência de outras variáveis parciais de produção da variável X_3 e X_5 , conforme pode-se ver a seguir.

$$F(I_3) = b_{30} + b_{31}I_3 + b_{32}I_3^2$$

$$F(I_5, D_{51}, D_{52}) = b_{50} + b_{51}I_5 + b_{52}I_5^2 + b_{53}D_{51} + b_{54}D_{52}$$

A função fica assim representada:

$$Y = A \cdot X_1^{b_1} \cdot X_2^{b_2} \cdot X_3^{b_{30} + b_{31}I_3 + b_{32}I_3^2} \cdot X_4^{b_4} \cdot X_5^{b_{50} + b_{51}I_5 + b_{52}I_5^2 + b_{53}D_{51} + b_{54}D_{52}} \cdot X_6^{b_6} \cdot X_7^{b_7} \cdot e$$

onde, para ambos os modelos:

Y = Produtividade da soja – Representa a produção total de soja por unidade de área, no ano agrícola 1971/72. Expressa em sacos de 60 kg por alqueire.

X₁ = Área cultivada – Medida em alqueire (2,42ha), representa a área cultivada com soja no ano em estudo.

X₂ = Trabalho humano – Número de dias-homem empregados na produção de soja, no ano agrícola.

X₃ ou I₃ = Dias-máquina – Representa os dias de uso das maquinarias e implementos agrícolas, por unidade de área na cultura de soja.

X₄ = Calcário – Representa os gastos, por área, com calcário aplicado na cultura. Expressa em cruzeiros por alqueire.

X₅ = Fertilizantes – Refere-se às despesas com fertilizantes, por área, aplicados durante o ano agrícola 1971/72. Expressa em cruzeiros por alqueire.

X₆ = Defensivos – Medida em cruzeiros por alqueire, representa o valor total dos defensivos aplicados na cultura de soja, por área, no ano agrícola considerado.

X₇ = Município – Variável binária utilizada para verificar a diferença de produtividade entre os municípios de Guaíra e Jardinópolis.

X₈ ou I₅ = Espaçamento – Expressa em cm² por planta.

X₉, X₁₀ ou D₅₁, D₅₂ = Variedade – Variáveis binárias usadas para testar se há ou não diferenças entre duas variedades IAC-1, Santa Rosa e a sua mistura IAC-1/Santa Rosa, que são mais comumente plantadas na região. Como se pode observar, essas variáveis entram na função Cobb-Douglas influenciando diretamente a produtividade. Na função Ulveling-Fletcher, influenciam-na indiretamente através da variável fertilizantes.

A estimativa dos coeficientes de regressão far-se-á pelo método dos mínimos quadrados e a seleção do melhor ajustamento será efetuada me-

diante a combinação dos seguintes critérios: valor do coeficiente de determinação múltipla; significância de regressão; valor dos coeficientes de correlação simples; significância dos coeficientes de regressão e importância das variáveis independentes contidas na equação.

3.5. - Testes Estatísticos dos Parâmetros

Para todas as variáveis, tanto as que influenciam diretamente a produtividade como as indexadas, no caso de uso da função Ulveling-Fletcher, testar-se-á a hipótese nula.

$$H_0: b_i = 0$$

contra a alternativa

$$H_1: b_i \neq 0$$

O teste será bilateral porque achou-se que não há elementos suficientes para definir "a priori" que a contribuição dos diversos fatores à produtividade seja positiva.

3.6 - Discussão das Variáveis e do Modelo

Dentro das limitações dos dados coletados, esforçou-se para dar às variáveis a significação mais próxima possível à da realidade do processo produtivo. Assim, a variável trabalho humano incluiu, no caso do algodão, o trabalho da colheita, não acontecendo o mesmo no caso da soja, simplesmente porque, no primeiro, a disponibilidade de mão-de-obra afeta a

quantidade colhida, enquanto que para a soja a quantidade colhida é em pouco ou nada afetada pelas variações de prazo e quantidade de mão-de-obra utilizada na operação.

Excluíram-se também os gastos de transporte na definição das variáveis defensivos, calcário e fertilizantes, pois trata-se de medir a influência das variações de quantidades aplicadas sobre as quantidades produzidas.

A variável capital quando definida como estoque ou como participação efetiva é "contaminada" pelos períodos de ociosidade. Além disso, convém considerar, como fizeram Georgescu-Roegen, citado por YOTOPOULOS (13), que o capital não permanece constante durante o processo produtivo, já que ocorrem três fenômenos: deterioração, exaustão e obsolescência. Os dois últimos são fenômenos de mercado e, portanto, irrelevantes para os propósitos da teoria da produção. Uma maneira de contornar essas dificuldades foi o uso do dado físico para medir a influência do fator capital, que ficou sendo expresso pelo número de dias-máquina efetivamente empregados.

Por ser uma tentativa de medida, usou-se a mesma variável no expoente, a fim de se ter uma idéia da variação da elasticidade parcial da própria variável.

Também com um sentido de tentativa, a variável defensivos, de grande importância na cultura do algodão, foi desmembrada em número de aplicações e valor da quantidade usada por vez, a fim de se ter idéia da influência da técnica e do manejo.

A variável área cultivada será acrescentada à regressão para contornar o problema da pressuposição tácita em que se incorre quando se usa o modelo produtividade, qual seja, a de retornos à escala fixos e constantes.

O coeficiente de regressão da variável área passa, como se pode demonstrar, a representar um medidor dos retornos à escala, que serão constantes, decrescentes ou crescentes, conforme o coeficiente seja estatisticamente nulo, negativo ou positivo.

Perde-se, assim, uma das vantagens do uso da função Ulveling-Fletcher, em que os retornos à escala podem variar numa mesma função, mas conserva-se a variabilidade das elasticidades

parciais.

4 – RESULTADOS E CONCLUSÕES

4.1 – Algodão

Várias equações foram estimadas com as funções Cobb-Douglas e Ulveling-Fletcher. Embora o coeficiente de determinação fosse praticamente da mesma ordem para as duas funções, a Ulveling-Fletcher apresentou-se mais flexível, oferecendo maiores possibilidades para análise.

No quadro 1 são apresentados os coeficientes de regressão e as demais características da equação selecionada.

QUADRO 1. – Ajustamento Selecionado da Função Ulveling-Fletcher para a Cultura de Algodão, Municípios de Guairá e Jardinópolis, Estado de São Paulo, Ano Agrícola 1971/72

Variável	Coeficiente de regressão (1)			
	\hat{b}_i	\hat{b}_{i0}	\hat{b}_{i1}	\hat{b}_{i2}
Área cultivada (X_1)	-0,0031 (-0,007)			
Trabalho humano (X_2)	0,2359**** (2,89)			
Dias-máquina (X_3)	-0,0149 (0,73)			
Fertilizantes (X_5)	0,1647(2)	0,1487* (1,13)		0,000004* (1,51)
Defensivos (X_6)	0,0330(2)	-0,1078* (-1,55)	0,0267*** (2,57)	-0,0006* (1,33)
Município (X_7)	0,0905** (1,93)			

Constante: a = 20,89

Coefficiente de correlação múltipla: R=0,6595

Coefficiente de determinação: R²=0,4350

Valor de "F"=4,45****

N.º de observações: 62

(1) Valores entre parênteses referem-se ao teste "t". Para a significância dos coeficientes o código é:

**** Indica significância ao nível de 1%.

*** Indica significância ao nível de 5%.

** Indica significância ao nível de 10%, e

* Indica significância entre níveis de 20 a 30%.

(2) Determinado em função da média geométrica da variável indexada.

Devido à significância estatística da variável binária município (X_7), ob- tiveram-se as seguintes equações gerais:

Para Guaiara,

$$\hat{Y} = 20,89 X_1 - 0,0031 X_2 + 0,2359 X_3 - 0,0149 X_5 + 0,1487 + 0,000004 I_5^2 - 0,1078 X_6 + 0,0267 I_6 - 0,0006 I_6^2$$

Para Jardinópolis,

$$\hat{Y} = 25,73 X_1 - 0,0031 X_2 + 0,2359 X_3 - 0,0149 X_5 + 0,1487 + 0,000004 I_5^2 - 0,1078 X_6 + 0,0267 I_6 - 0,0006 I_6^2$$

A existência de variáveis-índices influenciando as elasticidades parciais permitiu estimar as variações daquelas elasticidades.

onde conclui-se que a variável somente exerce pequena influência na relação fertilizantes-produtividade do algodão.

Fixando o valor da semente por área nos níveis máximo, médio e mínimo, encontraram-se as seguintes elasticidades parciais do fator fertilizantes:

Fixando a variável-índice número de aplicações em seus níveis mínimo, médio e máximo, obtiveram-se as seguintes elasticidades parciais do fator defensivo:

$$I_5 \text{ mínimo: } E_{X_5} = 0,1490$$

$$I_6 \text{ mínimo: } E_{X_6} = -0,0817$$

$$I_5 \text{ médio: } E_{X_5} = 0,1647$$

$$I_6 \text{ médio: } E_{X_6} = 0,0330$$

$$I_5 \text{ máximo: } E_{X_5} = 0,2203$$

$$I_6 \text{ máximo: } E_{X_6} = 0,1892$$

Já neste caso percebe-se a forte influência que tem o número de aplicações sobre a eficiência do fator defensivo, de grande importância para a cultura. Verificou-se que o número de aplicações usadas pelos agricultores da amostra está aquém da quantidade exigida para uma maior relação do fator defensivo com a produtividade.

A não significância estatística da variável área cultivada (X_1) é um indicador de que os retornos à escala são constantes.

Os valores da relação $VPMa_{X_i} \cdot \frac{P}{X_i}$ apresentados no quadro 2, indicam que os fatores fertilizantes (X_5) e defensivos (X_6) poderiam ter seu uso aumentado, enquanto que o trabalho humano (X_2) deveria ser utilizado em menor intensidade.

As elasticidades parciais flexíveis

acarretam também variações na relação $VPMa_{X_i} / P$. Assim, para a variável X_i

fertilizantes, essa relação varia de 1,64 a 2,43, conforme o valor da quantidade de semente empregada por área. Embora a amplitude de variação seja pequena, vê-se que a adubação não está sendo feita nas melhores condições econômicas em relação à quantidade de semente.

No caso da variável defensivos, a diferença é marcante. Com a variação do número de aplicações, a relação passa de -4,72 para 10,92, respectivamente aos níveis mínimo e máximo

Isso indica a importância dessa variável na produtividade, como também a necessidade de um aumento no tempo de ação do defensivo, o que se pode conseguir com o aumento do número de aplicações.

QUADRO 2. - Valor do Produto Médio, Valor do Produto Marginal, Preço dos Insumos, e Relação entre os Valores dos Produtos Marginais e os Preços dos Insumos Incluídos na Equação Estimativa Seleccionada, para a Cultura de Algodão, Municípios de Jardinópolis e Guafrá, Estado de São Paulo, Ano Agrícola 1971/72.

Item	Trabalho humano (X_2)	Dias-máquina (X_3)	Fertilizantes (X_5) ⁽¹⁾	Defensivos (X_6) ⁽¹⁾
$VPMe_{X_i}$ ⁽²⁾	40,98	789,77	11,83	62,93
$VPMa_{X_i}$ ⁽²⁾	9,67	-11,76	1,94	2,07
P_{X_i} ⁽³⁾	12,00	140,00	1,07	1,07
$VPMa_{X_i} / P_{X_i}$	0,80	-0,08	1,81	1,93

- (1) As elasticidades parciais usadas para o cálculo $VPMa_{X_i}$ foram consideradas em relação à média geométrica das variáveis indexadas.
- (2) Os valores dos produtos médios e marginais foram calculados utilizando-se as médias geométricas dos valores observados na amostra no anexo 1.
- (3) Os preços dos fatores são apresentados no anexo 2.

QUADRO 3. - Ajustamento Selecionado da Função Ulveling-Fletcher para a Cultura de Soja, Municípios de Guaíra e Jardinópolis, Estado de São Paulo, Ano Agrícola 1971/72

Variável	Coeficiente de regressão (1)					
	\hat{b}_i	\hat{b}_{i0}	\hat{b}_{i1}	\hat{b}_{i2}	\hat{b}_{i3}	\hat{b}_{i4}
Área cultivada (X_1)	-0,1725 **** (-2,83)					
Trabalho humano (X_2)	-0,0489 (-0,75)					
Dias-máquina (X_3)	0,4263(2)	0,7779 **** (3,84)	-0,1182 **** (-3,25)			
Fertilizantes (X_5)	0,4805 (2) (3) 0,5605 0,5103	0,4546 **** (3,99)	0,0000907* (1,15)	-0,0000000493* (1,15)	0,0800 **** (3,12)	0,0175 (0,82)

Constante: a = 6,026

Coeficiente de correlação múltipla: R = 0,8256

Coeficiente de determinação: R² = 0,6817

Valor de "F" = 10,00 ****

Número de observações = 52

(1) Valores entre parênteses referem-se ao teste "t". Para a significância dos coeficientes o código é:

**** Indica significância ao nível de 1%.

*** Indica significância ao nível de 5%

** Indica significância ao nível de 10%, e

* Indica significância entre os níveis de 20% a 30%.

(2) Para a variedade IAC-1, mistura IAC-1/Santa Rosa e a variedade Santa Rosa, respectivamente.

(3) Determinado em função da média geométrica da variável indexada.

A partir das duas variáveis binárias fertilizantes podem-se obter as seguintes equações (por variedade).

Para a variedade IAC-1

$$Y = 6,026 X_1^{-0,1725} X_2^{-0,0489} X_3^{0,7799} - 0,1182 I_5 \\ X_5^{0,4546} + 0,0000907 I_5 - 0,0000000493 I_5^2$$

Fixando I_5 nos níveis mínimo, médio e máximo, obtêm-se as seguintes elasticidades parciais do fator (para a variedade IAC-1):

$$I_5 \text{ mínimo: } E_{X_5} = 0,4599$$

$$I_5 \text{ médio : } E_{X_5} = 0,4805$$

$$I_5 \text{ máximo: } E_{X_5} = 0,4277$$

Para a mistura IAC-1/Santa Rosa

$$\hat{Y} = 6,026 X_1^{-0,1725} X_2^{-0,0489} X_3^{0,7799} - 0,1182 I_5 \\ X_5^{0,5346} + 0,0000907 I_5 - 0,0000000493 I_5^2$$

Fixando I_5 nos níveis mínimo, médio e máximo, obtêm-se as seguintes elasticidades parciais para a variável fertilizantes:

$$I_5 \text{ mínimo: } E_{X_5} = 0,5399$$

$$I_5 \text{ médio : } E_{X_5} = 0,5605$$

$$I_5 \text{ máximo: } E_{X_5} = 0,5077$$

Para a variedade Santa Rosa

$$Y = 6,026 X_1^{-0,1725} X_2^{-0,0489} X_3^{0,7799} - 0,1182 I_3^3 \\ X_5^{0,4721} + 0,0000907 I_5 - 0,0000000493 I_5^2$$

Do mesmo modo, fixando I_5 nos níveis mínimo, médio e máximo, obtêm-se:

$$I_5 \text{ mínimo: } E_{X_5} = 0,4774$$

$$I_5 \text{ médio : } E_{X_5} = 0,5103$$

$$I_5 \text{ máximo: } E_{X_5} = 0,4452$$

$$I_3 \text{ máximo: } E_{X_3} = 0,0293$$

$$I_3 \text{ médio : } E_{X_3} = 0,4263$$

$$I_3 \text{ mínimo: } E_{X_3} = 0,7349$$

Vê-se que, com o aumento do espaçamento por área, a elasticidade do fator fertilizantes aumenta, passando por um máximo próximo da média de I_5 , e depois diminui. A variação de uma variedade a outra é relativamente grande, mas para cada uma em si é pequena.

Apesar da influência do espaçamento no fator fertilizantes ser pequena, o resultado mostra-se interessante, pois pode-se constatar que, quando o espaçamento entre plantas é muito grande, deve haver certa perda por absorção com conseqüente decréscimo da influência do fertilizante na produtividade.

Com relação a variável dias-máquina (I_3), fixando-a nos seus níveis máximo, médio e mínimo, verificou-se a seguinte variação da elasticidade parcial de

Com o aumento do uso de máquinas por área, diminui de maneira bem drástica a atuação do fator na produtividade. Isso indica que, para os agricultores em estudo, o uso indiscriminado desse fator, por área, em condições "coeteris paribus" só contribuirá para baixar seu rendimento relativo.

Com relação aos rendimentos à escala, a variável área cultivada indica que os mesmos são decrescentes da ordem de 0,83.

Não são recomendáveis inversões simultâneas e nas mesmas proporções nos fatores considerados, pois isso acarretaria um acréscimo na produtividade proporcionalmente menor ao acréscimo dado aos fatores.

O quadro 4 apresenta os valores dos produtos médios e marginais, como também as relações entre os valores dos produtos marginais dos insumos e seus respectivos preços.

QUADRO 4. - Valor do Produto Médio, Valor do Produto Marginal, Preço dos Insumos e Relação entre os Valores dos Produtos Marginais e os Preços dos Insumos Incluídos na Equação Estimativa Seleccionada, para a Cultura de Soja, Municípios de Jardinópolis e Guaíra, Estado de São Paulo, Ano Agrícola 1971/72

Item	Trabalho-humano (X_2)	Dias-máquina ⁽¹⁾ (X_3)	Fertilizante (X_5) ⁽¹⁾		
			IAC-1	IAC-1/Santa Rosa	Santa Rosa
$VPMc_{X_i}$ ⁽²⁾	200,15	800,63	11,72	11,72	11,72
$VPMa_{X_i}$ ⁽²⁾	- 9,78	341,31	5,63	6,57	5,98
P_{X_i} ⁽³⁾	12,00	140,00	1,07	1,07	1,07
$VPMa_{X_i}/P_{X_i}$	- 0,82	2,44	5,26	6,14	5,59

(1) As elasticidades parciais foram consideradas em relação às médias geométricas das variáveis indexadas.

(2) Os valores dos produtos médios e marginais foram calculados utilizando-se as médias geométricas dos valores observados na amostra (anexo 1).

(3) Os preços dos fatores são apresentados no anexo 2.

4.2. - Soja

Também para esta cultura foi escolhida, a função Ulveling-Fletcher por apresentar um coeficiente de determinação ($R^2 = 0,68$) maior que o da Cobb-Douglas ($R^2 = 0,59$), indicando uma maior representatividade das variáveis escolhidas, além de oferecer maiores detalhes sobre o comportamento das variáveis estudadas.

O quadro 3 apresenta os coeficientes de regressão e as demais características da função estimativa selecionada.

Essas relações indicam que as variáveis dias-máquina e fertilizantes não estão sendo utilizadas em níveis de ótimo econômico e que, portanto, seu uso deveria ser incrementado.

A análise da variável trabalho humano deve ser feita com certa reserva, pois o coeficiente de regressão não é estatisticamente diferente de zero, o que indica uma certa homogeneidade entre os agricultores com relação ao seu uso por área.

Com relação a variável município (X_7), a sua não significância estatística indica que Guaíra e Jardinópolis não se diferenciam com relação à produtividade da soja.

Comparando as duas culturas, nota-se que na cultura de algodão o uso de fertilizantes encontra-se mais próximo do ótimo econômico do que na de soja, enquanto que o uso de máquinas

é excessivo para o algodão e não para soja. Uma possível causa do melhor manejo de fertilizantes pelos cultivadores de algodão é o tempo maior de prática na condução da cultura implantada na região anteriormente à de soja.

Com relação a possíveis sugestões para formulação de políticas, deve-se ter cautela. Se, de um lado, este trabalho visou à substituição dos modelos e variáveis comumente usadas por outros julgados mais representativos do processo produtivo e oferecendo maiores possibilidades à análise, de outro, pagou-se o preço da inovação com a escassez de experiências acumuladas.

Em vista da importância que demonstrou ter o número de aplicações de defensivos na cultura de algodão, recomenda-se que a ênfase da assistência técnica seja dada não só na quantidade total a ser aplicada como também na adequação do espaço de tempo entre as aplicações.

Também deduz-se dos resultados que, pelo menos sob o aspecto das possibilidades de aumento de produtividade, a política de subsidiar o uso de fertilizantes químicos não deve ser questionada. O fato é especialmente claro no que se refere à cultura de soja. Logicamente uma política de preços mínimos mais altos contribuiria também para a intensificação do uso dos fatores produtivos.

AN ANALYSIS OF COTTON AND SOYBEAN PRODUCTIVITY USING THE ULVELING-FLETCHER MODEL

SUMMARY

The main object of this study is to analyse resource efficiency in the production of cotton and soybeans for the Ribeirão Preto region of the state of São Paulo. The study also tests the applicability of the Ulveling and Fletcher production function which permits the introduction of variables that more closely approximate actual production processes.

The data used were taken from a sample of 62 cotton and 52 soybean farms for the agricultural year 1971/72. A productivity model was used.

With regards to cotton productivity, the results show: a) that not only the quantity of sprays applied is important but also the number of applications. Evaluated at the sample means, the number of applications is below the economic optimum; b) the seeding rate per alqueire (2,42 ha) shows a small influence on fertilizer response.

The soybean model indicates that the productivity per unit of land area of different types of soybeans is differentially affected by fertilizer application rates.

Comparing the two crops, actual fertilizer application rates are closer to the economic optimum for cotton than for soybeans, while machinery use is above the optimum for cotton but not for soybeans.

LITERATURA CITADA

1. ALMEIDA, J. R. de. Análise econômica da produção de leite da bacia leiteira de Salvador, Bahia. Viçosa, UREMG/UFV, 1972. (Tese de M.S.)
2. DE JANVRY, A. The generalized power production function. Am. Jour. Agric. Econ., 54 (2): 234-237, may 1972.
3. DE JANVRY, A. & KOENIG, R. Economía de la fertilizacion del maiz y trigo en Argentina. Buenos Aires, Escuela para Graduados en Ciencias Agropecuarias, 1972. (Serie Investigacion, 5).
4. HEADY, Earl O. & DILLON, John L. Agricultural production functions. Ames, Iowa State Univ., 1964.
5. JOHNSTON, J. Econometric methods. New York, McGraw-Hill, 1972.
6. LIMA, J. E. Relações econômicas em uma fase de crescimento de novilhas em tres graus de sangue. Viçosa, UFV, 1972. (Tese de M.S.).
7. NELSON, William C. An economic analysis of fertilizer utilization in Brazil. Columbus, Ohio State Univ., 1971. (Tese de Ph. D.).
8. PERROCO, Leda R. et alii. Aspectos econômicos da agricultrura na região de Ribeirão Preto, ano agrícola 1969/70. Piracicaba, SP, ESALQ/USP, 1971
9. ROCHA, J. Análise econômica da engorda de bovinos em confinamento através da superfície de resposta Ulveling-Fletcher. Viçosa, UFV, 1972. (Tese de M. S.).
10. SILVA, E. F. de. Consumo e poupança: uma análise a nível de proprietários agrícolas da região de Ribeirão Preto, ano agrícola 1969/70. Piracicaba, SP, ESALQ/USP, 1972. (Tese de M. S.).
11. ULVELING, Edwin F. & FLETCHER, Lehman B. A Cobb-Douglas production with variable returns to scale. Am. Jour. Agric. Econ., 52 (2): 322-326, may 1970.
12. WRIGHT, C. L. Análise econômica de adubação em culturas anuais na região de Ribeirão Preto, ano agrícola 1971/72. Piracicaba, SP, ESALQ/USP, 1973. (Tese de M. S.)
13. YOTOPOULOS, Pan A. Agricultural and factory processes: implications for empirical research. Food Res. Inst. Studies in Agric. Econ. Trade and Dev., 12 (2): 159-168.

ANÁLISE DA PRODUTIVIDADE DE ALGODÃO E SOJA COM APLICAÇÃO DO MODELO ULVELING-FLETCHER (1)

ANEXOS

ANEXO 1

QUADRO A1. 1. – Média Geométrica das Variáveis Incluídas nas Equações Seleccionadas para Análise das Culturas de Algodão e Soja, Municípios de Jardinópolis e Guaíra Estado de São Paulo, Ano Agrícola 1971/72

Variável	Valor médio	
	Algodão	Soja
Produtividade da cultura (1)	207,96	69,82
Área cultivada (alqueire) (2,42ha)	22,06	30,99
Trabalho humano (dias-homem/alqueire)	90,84	11,85
Dias-máquina (dias-máquina/alqueire)	4,71	2,96
Calcário (Cr\$/alqueire)	13,19	17,27
Semente (Cr\$/alqueire)	62,40	--
Fertilizantes (Cr\$/alqueire)	410,11	202,45
Defensivos (Cr\$/alqueire)	59,15	53,86
Número de pulverizações	6,12	--
Espaçamento (expresso em área-cm ²)	-	353,73

(1) Para o algodão em arroba/alqueire e para a soja em saco de 60kg/alqueire.

ANEXO 2

Determinação dos Preços dos Fatores e dos Produtos

Os preços dos fatores produtivos incluídos nas estimativas das equações selecionadas foram determinados de acordo com os critérios a seguir apresentados.

Trabalho humano (X_2)

O preço de um dia de trabalho de um homem foi estimado com base no valor médio pago à mão-de-obra assalariada por um dia de trabalho, igual a Cr\$ 12,00.

Dias-máquina (X_3)

O preço deste fator foi determinado com base no preço médio pago a um dia de uso de uma máquina alugada no ano agrícola 1971-72, igual a

Cr\$ 140,00.

Fertilizantes (X_5) e

Defensivos (X_6)

Para esta variável, o preço foi estimado em Cr\$ 1,07. Esse valor foi obtido considerando a taxa de juros de 7% a.a. nos financiamentos de insumos modernos.

Produtos (Y)

Os preços dos produtos foram obtidos pela média aritmética dos preços recebidos pelos agricultores no ano agrícola 1971-72, sendo de Cr\$ 18,00 ϵ arroba para o algodão e Cr\$ 34,00 o saco de 60kg. para a soja.

DIMENSIONAMENTO DE AMOSTRA PARA ESTIMATIVA E PREVISÃO DE SAFRA NO ESTADO DE SÃO PAULO (1)

Humberto de Campos (2)
Luiz Henrique de Oliveira Piva

O presente trabalho tem por finalidade determinar o tamanho da amostra para se proceder ao levantamento para estimativas e previsões de safras agrícolas no Estado de São Paulo.

Foi utilizado para tal fim o cadastro de propriedades rurais do INCRA, referente ao ano de 1972, com um total de 257.955 propriedades em todo o Estado, distribuídas por dez DIRAs (Divisões Regionais Agrícolas).

Em cada DIRA foram considerados doze estratos, de acordo com o tamanho das propriedades e abrangendo todas aquelas cuja área era acima de 3,0 hectares.

Os dados para o dimensionamento foram obtidos através de dois levantamentos realizados em janeiro e março de 1974, com uma amostra de 6.996 propriedades, distribuídas pelas DIRAs e estratos acima referidos.

$$\text{Critério 1: } d = 0,10 \bar{y}_{\text{est}}$$

$$\text{Critério 2: } d = 0,10 \bar{y}_h$$

$$\text{Critério 3: } d = 0,20 \bar{y}_h$$

onde:

d = semi-amplitude do intervalo de confiança da média, ao nível de 95% de probabilidade;

\bar{y}_{est} = média do Estado;

\bar{y}_h = média de cada DIRA h .

-
- (1) Relatório parcial do Projeto IEA/5 "Ampliação e Melhoria das Estatísticas Agrícolas", desenvolvido em caráter prioritário pelo Instituto de Economia Agrícola. Liberado para publicação em 19 de novembro de 1974.
- (2) Professor Adjunto do Departamento de Matemática da Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz"/USP.

Foram consideradas as oito culturas mais importantes do Estado, (algodão, amendoim, arroz, café, cana, feijão, milho e soja) e a amostra foi dimensionada pela partilha de Neyman para cada uma delas separadamente e através de 3 critérios distintos de precisão, ou seja:

Para o café, o dado considerado no dimensionamento foi o número de pés em produção, e para as demais culturas, a área plantada.

Considerando que se utilizou um cadastro único para todas as culturas, foram obtidas "amostras conciliatórias", tomando-se os resultados dos dois levantamentos isolada e conjuntamente. A conciliação constituiu em se determinar em cada Estrato e para cada DIRA a média dos tamanhos de amostra obtidos para cada uma das oito culturas.

Dentro das condições atuais de recursos materiais e humanos, embora não seja a ideal, mas a mais exequível, foi selecionada a composição da amostra conciliatória obtida através do critério 3, tomando-se conjuntamente os resultados obtidos pelos levantamentos de janeiro e de março, e que é constituída de 5.042 propriedades rurais.

1 - INTRODUÇÃO

Há muito tempo que a Secretaria da Agricultura do Estado de São Paulo, através de seus técnicos, preocupa-se com o uso da técnica da amostragem para obter estatísticas agrícolas e informações sócio-econômicas. Assim, no início da década de 50, os trabalhos, executados por SCHATTAN (2) e STEVENS (3) tornaram possíveis a implantação da técnica da amostragem para uso dos pesquisadores no campo da Economia Agrícola. Esse sistema, com poucas modificações, perdura até os dias atuais.

Até 1973 a meta desejada era obter estimativas para o Estado como um todo, com erros padrões que não ultrapassassem de $\pm 5\%$ do valor das referidas estimativas.

Devido ao aumento da demanda de estatísticas agrícolas para regiões específicas do Estado de São Paulo, surgiu a necessidade de se reformular os critérios de precisão procurando-se então, estimar as produções ao nível das Divisões Regionais Agrícolas (DIRAs), com um erro padrão não maior que $\pm 10\%$ — já que a amostra que

vinha sendo usada não cogitava da qualidade dos dados ao nível regional, mas somente ao nível do Estado. — As estimativas com esta precisão ao nível das DIRAs seriam suficientemente boas para as finalidades a que se destinam.

Norteando-se por esse critério, foi dimensionada uma amostra que teve como levantamento piloto as pesquisas feitas com a amostra antiga, de 2.282 elementos. O número de elementos de amostragem na nova amostra foi calculada em 6.996. Esta amostra permaneceu em uso por um ano, quando se pensou na sua reformulação; Nessa ocasião pretendeu-se fazer um trabalho mais elaborado e que fosse de alguma valia para outros pesquisadores que porventura esbarrassem com o problema de dimensionamento de amostra.

Essa melhoria da precisão dos levantamentos faz parte do projeto IEA/5, "Ampliação e Melhoria das Informações Agrícolas", projeto esse enquadrado no programa prioritário da Secretaria da Agricultura que objetiva alcançar o aperfeiçoamento do processo de tomada de decisões na agricultura

paulista. Sem informações e estatísticas acuradas dificilmente poderá ser alcançado esse objetivo. Daí a importância do projeto em questão sobretudo na atual fase de desenvolvimento do setor agrícola, cada vez mais sensível aos estímulos dos mercados de produtos e de fatores da produção.

1.1 - Objetivo do Trabalho

O presente trabalho tem por finalidade determinar tamanho de amostra a ser usada nas pesquisas de previsões e estimativas de safras agrícolas do Estado de São Paulo, de modo que as estimativas não apresentem erros padrões maiores que $\pm 10\%$ ao nível das DIRAs do Estado de São Paulo.

2 - MATERIAL E MÉTODOS

2.1 - Material

O rol utilizado no presente trabalho foi o do Instituto Nacional de Colonização e Reforma Agrária (INCRA), referente às propriedades rurais cadastradas no ano de 1972, cuja distribuição pode ser verificada no quadro 1.

Foram consideradas as dez Divisões Regionais Agrícolas (DIRA) do Estado, abrangendo as seguintes sub-regiões:

DIRA de São Paulo (2)

Capital
Bragança Paulista
Jundiaí
Registro
Santos
Mogi das Cruzes

DIRA do Vale do Paraíba (3)

São José dos Campos
Taubaté
Guaratinguetá

DIRA de Sorocaba (4)

Sorocaba
Tatuí
Itapetininga
Itapeva
Avaré
Botucatu

DIRA de Campinas (5)

Campinas
Piracicaba
Limeira
Rio Claro
São João da Boa Vista
Casa Branca

DIRA de Ribeirão Preto (6)

Ribeirão Preto
Franca
Orlândia
Barretos
Bebedouro
Araraquara
São Carlos
Taquaritinga

DIRA de Bauru (7)

Bauru
Lins
Jaú

QUADRO 1. - Distribuição das Propriedades Rurais do Estado de São Paulo, por DIRA e por Estrato, 1972

DIRA	Estrato												Total
	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	
São Paulo	4.856	7.454	7.844	4.826	4.082	3.201	1.603	574	444	317	225	84	35.610
Vale do Paraíba	1.024	1.902	2.577	1.829	2.374	2.539	1.626	570	269	200	91	13	15.114
Sorocaba	4.114	7.656	9.866	6.370	6.349	5.532	3.056	1.122	865	623	323	104	45.979
Campinas	3.277	5.706	7.423	4.334	4.274	3.602	1.983	730	654	424	146	26	32.579
Ribeirão Preto	1.066	2.562	4.046	3.171	4.006	4.486	3.088	1.352	1.101	780	377	63	26.098
Bauru	581	1.131	2.085	1.587	1.170	1.859	1.304	558	463	367	172	32	11.859
São José do Rio Preto	1.208	3.043	7.085	5.141	5.410	4.900	2.737	983	706	431	206	25	31.875
Araçatuba	604	1.224	2.475	2.043	2.178	1.990	1.204	496	393	319	244	62	13.232
Presidente Prudente	1.501	3.312	6.067	3.991	3.458	2.537	1.392	584	418	338	324	99	24.021
Marília	919	2.186	4.676	3.649	3.512	3.148	1.802	578	531	372	192	23	21.588
Total	19.100	36.176	54.243	36.941	37.413	33.794	19.795	7.547	5.944	4.171	2.300	531	257.955

Fonte: Instituto Nacional de Colonização e Reforma Agrária (INCRA)

DIRA de São José do Rio Preto (8) Presidente Prudente
 Presidente Venceslau
 Dracena
 Osvaldo Cruz

São José do Rio Preto
 Catanduva
 Votuporanga
 Fernandópolis
 Mirassol

DIRA de Marília (11)

Marília
 Ourinhos
 Assis
 Tupã

DIRA de Araçatuba (9)

Araçatuba
 Andradina
 Penápolis

Em cada DIRA foram considerados
 doze estratos, de conformidade com
 o tamanho das propriedades.

DIRA de Presidente Prudente (10)

QUADRO 2. - Estratos, pelo Tamanho, das Propriedades Rurais do Estado de São Paulo,
 Utilizados nos Levantamentos para Estimativas e Previsões de Safras 1973 e 1974

Estrato	Área (ha)
03	3,1 a 5,0
04	5,1 a 10,0
05	10,1 a 20,0
06	20,1 a 30,0
07	30,1 a 50,0
08	50,1 a 100,0
09	100,1 a 200,0
10	200,1 a 300,0
11	300,1 a 500,00
12	500,1 a 1.000,0
13	1.000,1 a 3.000,0
14	acima de 3.000,0

Fonte: Instituto de Economia Agrícola.

As propriedades rurais com área de até 3,0 hectares acham-se distribuídas nos estratos 0, 1 e 2, mas deixaram de ser consideradas por serem, em sua grande maioria, imóveis desprovidos de atividades agrícolas que não as hortícolas.

Para efeito de redimensionamento da amostra foram considerados os dados obtidos através de levantamentos realizados em janeiro e março de 1974 para as culturas relacionadas,

no quadro 3.

Nos casos do amendoim e do feijão foram consideradas as somas das áreas dos plantios das águas e da seca.

Os dados coletados para cada uma das culturas consideradas foram obtidos através de uma amostra única (geral para todas as culturas), de 6.996 propriedades, cuja distribuição numérica consta do quadro 4.

QUADRO 3. — Culturas e Levantamentos Considerados na Obtenção de Dados para o Redimensionamento da Amostra para Estimativas e Previsões de Safras do IEA

Cultura	Levantamento de:	Variável considerada
Café	Jan. e mar./74	N.o de pés em produção
Arroz	Jan. e mar./74	Área plantada
Algodão	Jan. e mar./74	Área plantada
Milho	Jan. e mar./74	Área plantada
Cana-forragem	Jan. e mar./74	Área plantada
Amendoim	Jan. e mar./74	Área plantada
Feijão	Jan./74	Área plantada
Soja	Mar./74	Área plantada

QUADRO 4. - Número de Propriedades Rurais Utilizadas na Obtenção de Dados para o Redimensionamento da Amostra para Estimativas e Previsões de Safras, 1973/74

DIRA	Estrato												Total
	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	
São Paulo	8	18	38	40	54	72	74	48	26	12	6	4	400
Vale do Paraíba	16	32	52	44	64	74	58	24	18	12	6	2	402
Sorocaba	14	36	76	70	98	126	116	60	66	66	66	42	836
Campinas	16	40	82	70	94	122	100	52	68	68	44	12	768
Ribeirão Preto	10	24	70	76	126	204	224	136	154	166	158	44	1.392
Bauru	2	6	18	22	36	56	66	46	52	64	68	24	462
São José do Rio Preto	8	28	98	94	132	176	156	90	82	76	68	24	1.032
Araçatuba	4	10	32	36	46	58	54	30	30	42	46	26	414
Presidente Prudente	10	30	78	66	68	66	48	24	24	24	36	16	490
Marília	6	18	68	72	96	126	122	56	68	74	72	22	800
Total	94	242	612	590	814	1.082	1.018	566	588	604	570	216	6.996

Fonte: Instituto de Economia Agrícola.

2.2 - Métodos

2.2.1 - A partilha de Neyman

Por serem, neste caso, os custos fixos e não havendo limitação orçamentária, dentro do razoável, não se pensou na utilização da função de

custos, estando a determinação do tamanho da amostra baseada na "Partilha de Neyman", que, segundo COCHRAN (1), numa amostra estratificada, com L estratos, dimensiona o estrato h ($h = 1, 2, \dots, L$) através da fórmula:

$$n_h = n \frac{N_h S_h}{L \sum_{h=1}^L N_h S_h},$$

onde: n_h = Tamanho da amostra no estrato h,

n = Tamanho da amostra total,

N_h = População do estrato h,

S_h = Desvio padrão da população do estrato h.

COCHRAN (1) mostra também que o tamanho n da amostra é dado por:

$$n = \frac{\left(\sum_{h=1}^L W_h S_h \right)^2}{V}$$

onde:

$$W_h = \frac{N_h}{N},$$

$$N = \sum_{h=1}^L N_h$$

V = Variância pré-fixada

$$= \frac{d^2}{t^2}$$

sendo: d = Valor pré-fixado para a semi-amplitude do intervalo de confiança da média estratificada, a um nível $(1 - \alpha)$ de probabilidade,
t = Valor da tabela de t a um nível α de significância.

2.2.2 - Ajustes para o dimensionamento da amostra ao dimensionamento da amostra, considerou-se para o estrato j (j = 3, 4, ..., 14) e DIRA h (h = 2, 3, ..., 11)
A fim de se proceder, neste estudo, a seguinte notação:

N_{hj} = População do estrato,

n_{hj} = Número de propriedades amostradas no estrato.

S_{hj} = Estimativa do desvio padrão do estrato, obtida com os dados da amostra,

$N_h = \sum_{j=3}^{14} N_{hj}$ = População da DIRA h

$N = \sum_{h=2}^{11} N_h$ Total da População,

n_h = Tamanho da amostra na DIRA h

n = Tamanho total da amostra

Considerando-se que o cadastro utilizado foi único para todas as culturas em apreço, cada dimensionamento foi precedido das seguintes determinações:
a) redução da população a nível de produtores — para isso, no estrato

j da DIRA h considerou-se

$$N'_{hj} = \frac{n'_{hj}}{n_{hj}} \cdot N_{hj} = \frac{N_{hj}}{n_{hj}} \cdot n'_{hj} = f_{hj} \cdot n'_{hj}$$

onde:

N'_{hj} = População de produtores no estrato.

N_{hj} = População do estrato.

n_{hj} = Dimensão do estrato na amostra.

n'_{hj} = Número de respostas obtidas no estrato.

f_{hj} = Fator de expansão do estrato.

consequentemente:

$$N'_h = \sum_{j=3}^{14} N'_{hj} = \text{População de produtores na DIRA } h,$$

$$n'_h = \sum_{j=3}^{14} n'_{hj} = \text{Números de produtores na amostra da DIRA } h,$$

$$N' = \sum_{h=2}^{11} N'_h = \text{Total da população de produtores,}$$

$$n' = \sum_{h=2}^{11} n'_h = \text{Tamanho total da amostra de produtores;}$$

b) determinação da média e da variância do estrato j na DIRA h – Estas duas medidas, em cada estrato, foram calculadas, baseando-se na amostra de produtores, ou seja:

$$\bar{y}_{hj} = \frac{\sum_{i=1}^{n'_{hj}} y_{hji}}{n'_{hj}} = \frac{\hat{y}_{hj}}{n'_{hj}}$$

onde \hat{y}_{hj} é o total do estrato j da DIRA h, na amostra

$$s_{hj}^2 = \frac{\sum_{i=1}^{n'_{hj}} (y_{hji} - \bar{y}_{hj})^2}{n'_{hj} - 1}$$

- c) determinação da média e da variância da DIRA h — Estas medidas, onde se fizeram necessárias, foram obtidas conforme se segue:

$$\bar{y}_h = \frac{\sum_{j=3}^{14} N'_{hj} \bar{y}_{hj}}{N'_h} = \frac{\sum_{j=3}^{14} \hat{Y}_{hj}}{N'_h}$$

onde \hat{Y}_{hj} é a estimativa do total da população do estrato j na DIRA h

$$s_h^2 = \frac{\sum_{j=3}^{14} N'_{hj} s_{hj}^2}{N'_h}$$

Conforme se verifica, a variância, neste caso, é uma média ponderada das variâncias dos estratos;

cífico de produtores para cada cultura considerada.

- d) expansão da amostra — Em decorrência da redução da população a nível de produtores, os dimensionamentos foram feitos para uma amostra específica, isto é, admitindo-se a existência de um cadastro espe-

Assim sendo, pelo fato do cadastro utilizado ser geral para todas as culturas, em cada estrato torna-se necessário expandir a amostra, ou seja, ajustá-la para o cadastro geral.

Essa expansão, em cada estrato, é dada por:

$$n_{hj} = n'_{hj} \frac{N_{hj}}{N'_{hj}},$$

sendo:

n'_{hj} a dimensão obtida para o estrato

j da DIRA h, admitindo-se uma população específica de produtores;

n_{hj} a dimensão expandida do estrato j da DIRA h, admitindo-se que o cadastro é geral para todas as culturas; e

Portanto, no caso em estudo, uma vez obtido o dimensionamento da amostra, separadamente para cada uma das culturas, procede-se ao dimensionamento único, ou seja, a obtenção da amostra conciliatória pelo processo acima descrito.

e) amostra conciliatória – COCHRAN (1) afirma: “Uma vez que a melhor repartição para uma determinada especificação não o será, em geral, para uma outra, deve-se chegar a uma conciliação nos levantamentos com numerosas especificações”.

Tal conciliação, referida por esse autor, é conseguida, tomando-se em cada estrato a média dos dimensionamentos obtidos para cada especificação.

Afirma ainda: “A repartição conciliatória dá resultados quase tão precisos quanto os que seriam possíveis, usando-se repartições ótimas, separadas para cada especificação”.

2.2.3 – Dimensionamento da amostra

Conforme já visto em 2.2.1, a dimensão da amostra, no presente caso, é função da semi-amplitude d , pré-fixada, do intervalo de confiança da média estratificada.

Foram estabelecidos, para fins de dimensionamento da amostra, três critérios, ou seja:

Critério 1 – Admitindo-se o Estado como uma população única e, consequentemente, uma estratificação geográfica (DIRAs) e uma estratificação pelo tamanho das propriedades.

Neste caso considerou-se:

$$d = 0,10 \bar{y}_{est}$$

onde:

$$\bar{y}_{est} = \frac{\sum_{h=2}^{11} N_h \bar{y}_h}{N'}$$

assim, tem-se:

$$V = \frac{d^2}{t^2} = 0,0025 (\bar{y}_{est})^2$$

e, portanto:

$$n' = \left(\frac{\sum_{h=2}^{11} W_h s_h}{V} \right)^2$$

Observe-se que foi considerado $t = 2$, que corresponde aproximadamente ao valor da tabela ($\alpha = 0,05$) com infinitos graus de liberdade.

Considerou-se um mínimo de duas propriedades por estrato. Este mínimo foi expandido, tomando-se como fator de expansão:

$$f = \frac{\text{dimensão total calculada, da amostra expandida}}{\text{dimensão total calculada, da amostra não expandida}}$$

Critério 2 – Admitindo-se cada estratificada pelo tamanho das propriedades, como uma população distinta, priedades:

$$d_h = 0,10 \bar{y}_h$$

e então,

$$V_h = 0,0025 (\bar{y}_h)^2$$

e,

$$n'_h = \frac{\left(\sum_{j=3}^{14} W_{hj} s_{hj} \right)^2}{V_h}$$

onde

$$W_{hj} = \frac{N'_{hj}}{N'_h}$$

Observe-se que o dimensionamento neste caso, meramente obtido por: da amostra para todo o Estado é,

$$n' = \sum_{h=2}^{11} n'_h$$

Critério 3 – Admitindo-se, como uma população distinta, porém considerando-se: no caso anterior, cada DIRA como

$$d_h = 0,20 \bar{y}_h .$$

donde:

$$V_h = 0,01 (\bar{y}_h)^2$$

e,

$$n'_h = \frac{\left(\sum_{j=3}^{14} W_{hj} s_{hj} \right)^2}{V_h}$$

$$n' = \sum_{h=2}^{11} n'_h$$

Para os critérios 2 e 3 foi também considerado um mínimo de duas propriedades por estrato. O fator de expansão foi obtido tomando-se em cada DIRA h:

$$f_h = \frac{\text{dimensão total calculada, da amostra expandida}}{\text{dimensão total calculada, da amostra não expandida}}$$

Em casos onde a dimensão total calculada da amostra era zero tomou-se também na amostra expandida o mínimo de duas propriedades por estrato.

2.2.4 – Saída dos dados

De conformidade com a estrutura dada ao dimensionamento da amostra, foi possível, para cada cultura considerada, programar também a saída dos dados para posterior divulgação, como se segue:

a) número de produtores no estrato j da DIRA h:

– Conforme já visto,

$$N'_{hj} = f_{hj} \cdot n'_{hj}$$

e conseqüentemente:

$$N'_h = \sum_{j=3}^{14} N'_{hj}$$

$$N' = \sum_{h=2}^{11} N'_h \quad ;$$

b) estimativa da média do estrato j da DIRA h:

$$\bar{y}_{hj} = \frac{\hat{y}_{hj}}{n'_{hj}} \quad ;$$

c) estimativa do total da população do estrato j da DIRA h:

$$\hat{Y}_{hj} = N'_{hj} \bar{y}_{hj} = N'_{hj} \cdot \frac{\hat{y}_{hj}}{n'_{hj}} = f_{hj} \cdot \hat{y}_{hj} \quad ;$$

d) estimativa da média da DIRA h:

$$\bar{y}_h = \frac{\sum_j N'_{hj} \bar{y}_{hj}}{N'_h} = \frac{\sum_j \hat{Y}_{hj}}{N'_h} \quad ;$$

e) estimativa do total da população da DIRA h:

$$\hat{Y}_h = N'_h \bar{y}_h = N'_h \cdot \frac{\sum_j \hat{Y}_{hj}}{N'_h} = \sum_j \hat{Y}_{hj} \quad ;$$

f) estimativa da média do estrato j:

$$\bar{y}_j = \frac{\sum N'_{hj} \bar{y}_{hj}}{N'_j} = \frac{\sum \hat{Y}_{hj}}{N'_j} ;$$

g) estimativa do total da população do estrato j:

$$\hat{Y}_j = N'_j \bar{y}_j = N'_j \frac{\sum \hat{Y}_{hj}}{N'_j} = \sum \hat{Y}_{hj} ;$$

h) estimativa da média do Estado:

$$\bar{y} = \frac{\sum N'_h \bar{y}_h}{N'} = \frac{\sum \hat{Y}_h}{N'} = \frac{\hat{Y}}{N'} ;$$

i) estimativa do total da população do Estado:

$$\hat{Y} = N' \bar{y} = N' \frac{\sum \hat{Y}_h}{N'} = \sum \hat{Y}_h ;$$

j) estimativa da variância do estrato j da DIRA h:

$$s^2_{hj} = \frac{\sum_i y^2_{hji} - \frac{\left(\sum_i y_{hji}\right)^2}{n_{hj}}}{n'_{hj} - 1} ;$$

k) estimativa da variância da estimativa da média do estrato j da DIRA h:

$$\hat{V}(\bar{y}_{hj}) = \frac{s^2_{hj}}{n'_{hj}} ;$$

l) estimativa da variância da estimativa do total da população do estrato j da DIRA h:

$$\hat{V}(\hat{Y}_{hj}) = \hat{V}(N'_{hj} \bar{y}_{hj}) = (N'_{hj})^2 \hat{V}(\bar{y}_{hj}) ;$$

m) estimativa da variância da estimativa da média da DIRA h:

$$\hat{V}(\bar{y}_h) = \hat{V}\left(\frac{\sum_j N'_{hj} \bar{y}_{hj}}{N'_h}\right) = \sum_j \left(\frac{N'_{hj}}{N'_h}\right)^2 \hat{V}(\bar{y}_{hj}) ;$$

n) estimativa da variância da estimativa do total da população da DIRA h:

$$\begin{aligned} \hat{V}(\hat{Y}_h) &= \hat{V}(N'_h \bar{y}_h) = \hat{V}\left(N'_h \frac{\sum_j N'_{hj} \bar{y}_{hj}}{N'_h}\right) \\ &= \hat{V}\left(\sum_j \hat{Y}_{hj}\right) = \sum_j \hat{V}(\hat{Y}_{hj}) \end{aligned}$$

o) estimativa da variância da estimativa da média do estrato j:

$$\hat{V}(\bar{y}_j) = \hat{V}\left(\frac{\sum_h N'_{hj} \bar{y}_{hj}}{N'_j}\right) = \sum_h \left(\frac{N'_{hj}}{N'_j}\right)^2 \hat{V}(\bar{y}_{hj}) ;$$

p) estimativa da variância da estimativa do total da população do estrato j:

$$\hat{V}(\hat{Y}_j) = \hat{V}(N_j' \bar{y}_j) = \hat{V}\left(N_j' \frac{\sum_h N_{hj}' \bar{y}_{hj}}{N_j'}\right)$$

$$= \hat{V}\left(\sum_h \hat{Y}_{hj}\right) = \sum_h \hat{V}(\hat{Y}_{hj}) \quad ;$$

q) estimativa da variância da estimativa da média do Estado:

$$\hat{V}(\bar{y}) = \hat{V}\left(\frac{\sum_h N_h' \bar{y}_h}{N'}\right) = \hat{V}\left(\frac{\sum_h \hat{Y}_h}{N'}\right) = \frac{1}{(N')^2} \hat{V}\left(\sum_h \hat{Y}_h\right)$$

$$= \frac{1}{(N')^2} \sum_h \hat{V}(\hat{Y}_h) \quad ;$$

r) estimativa da variância da estimativa do total da população do estado:

$$\hat{V}(\hat{Y}) = \hat{V}(N' \bar{y}) = (N')^2 \hat{V}(\bar{y}) = \sum_h \hat{V}(\hat{Y}_h) \quad ; \text{ e}$$

s) intervalos de confiança (95%)

Da média do estrato j da DIRA h:

$$\bar{y}_{hj} \pm t \ s(\bar{y}_{hj})$$

onde t é o valor da tabela para $\alpha = 0,05$, com $n_{hj}' - 2$ graus de liberdade,

Do total da população do estrato j da DIRA h:

$$\hat{Y}_{hj} \pm 2 \ s(\hat{Y}_{hj}) \quad ,$$

tomando-se $t = 2$,

- Da média da DIRA h:

$$\bar{y}_h \pm 2 s(\bar{y}_h) ;$$

- Do total da população da DIRA h:

$$\hat{Y}_h \pm 2 s(\hat{Y}_h) ;$$

- Da média do estrato j:

$$\bar{y}_j \pm 2 s(\bar{y}_j) ;$$

- Do total da população do estrato j:

$$\hat{Y}_j \pm 2 s(\hat{Y}_j) ;$$

- Da média do Estado:

$$\bar{y} \pm 2 s(\bar{y}) ; e$$

- Do total da população do Estado:

$$\hat{Y} \pm 2 s(\hat{Y})$$

Com essas medidas pode-se organizar modelos de saída de dados.

3 - RESULTADOS E DISCUSSÃO

cultura, a redução da população (cadastro geral) a nível de produtores, conforme item a de 2.2.2.

3.1 - População de Produtores

De acordo com o número de respostas obtidas em cada estrato e para cada DIRA, procedeu-se para cada

Em termos de totais, os resultados obtidos foram os que se observam no quadro 5.

QUADRO 5. – Propriedades Produtoras no Estado de São Paulo, para Diferentes Culturas, Estimadas Através de Levantamentos por Amostragem

Cultura	Levantamento	
	Jan./74	Mar./74
Café	61.877	65.934
Arroz	76.882	78.910
Algodão	24.700	25.358
Milho	121.107	121.763
Cana-forrageira	37.569	36.527
Amendoim	19.413	20.075
Feijão	44.139	–
Soja		6.898

As pequenas variações observadas entre os resultados de janeiro e de março se devem ao fato de que são estimativas independentes e obtidas com um número de respostas de questionários, que variou de um levantamento para outro.

Conforme se observa no quadro 5, o milho é a cultura mais difundida no Estado, sendo produzido em aproximadamente 50% das 257.955 propriedades rurais consideradas neste estudo.

A soja, embora ainda a menos difundida (aproximadamente 3%), foi incluída neste trabalho, devido a sua grande e crescente importância atual.

3.2 – Amostras Específicas para cada Cultura

Considerando-se as populações estimadas de produtores, para cada cultura foram dimensionadas as amostras específicas a cada uma delas. Admitiu-se, pois, a existência de cadastros específicos, numericamente inferidos do cadastro geral (comum para todas as culturas).

Os tamanhos das amostras específicas, obtidos pelos três critérios e nos levantamentos de janeiro e março de 1974, constam de quadros disponíveis no IEA.

Evidentemente, na hipótese de se dispor de um cadastro específico para cada cultura e condições materiais e humanas para se proceder a todos os levantamentos periódicos, aqueles seriam os tamanhos ideais das amostras.

Dar-se-ia, como é natural, preferência ao critério 2 ($d = 0,10 \bar{y}_h$) por ser, dentre os três, o que apresenta maior precisão nas estimativas obtidas. Observe-se que, por este critério, em nível de DIRA, tanto as estimativas de médias como as de totais são esperadas com um erro padrão da ordem de 5% do valor considerado.

Os critérios 1 ($d = 0,10 \bar{y}_{est}$) e 3 ($d = 0,20 \bar{y}_h$) praticamente se equivalem, conforme se pode constatar pelos próprios resultados obtidos nos dimensionamentos. Pelo critério 1 é de se esperar um erro-padrão para a média (total) do Estado, em torno de 5% da mesma. Pelo critério 3, espera-se, em nível de DIRA, um

erro-padrão da média (total), em torno de 10% da mesma, devendo no entanto, este valor sofrer uma redução, quando

referido à média (total) do Estado. Através dos dados estimados pôde-se organizar o quadro 6:

QUADRO 6. - Número de Propriedades nas Amostras Específicas, 1974

Cultura	Critério		
	1	2	3
Café	1.224	3.900	1.060
Arroz	1.850	5.357	1.405
Algodão	1.553	2.793	793
Milho	1.636	4.897	1.289
Cana-forrageira	2.042	5.289	1.394
Amendoim	1.320	2.396	.656
Feijão	1.103	3.819	1.034
Soja	721	1.229	452

Observa-se por esse quadro que o menor tamanho de amostra ocorreu, pelos três critérios, para a cultura de soja (721; 1.229 e 452 propriedades, respectivamente pelos critérios 1, 2 e 3).

O maior tamanho ocorreu para a cana de forragem no critério 1, com 2.042 propriedades, e para o arroz, nos critérios 2 e 3, com respectivamente 5.357 e 1.405 propriedades.

Observa-se ainda que, com exceção da cana, os resultados obtidos através dos levantamentos de janeiro e de março foram muito concordantes. No caso da cana, houve uma queda bem acentuada no tamanho da amostra no levantamento de março. Talvez isso se deva à maior precisão das informações obtidas, através daquele levantamento.

3.3 - Amostras Expandidas

Uma vez que o cadastro de propriedades utilizados nos levantamentos foi único para todas as culturas, fez-se a expansão das amostras específicas, conforme ítem d de 2.2.2, cujos resultados constam de 42 quadros à disposição, no I E A.

Obviamente, tratando-se meramente de uma expansão numérica das amostras específicas, sem alterar as suas estruturas, os comentários feitos em 3.2 se estendem a este caso.

Observe-se ainda, no caso do critério 2, que é o mais rigoroso, a necessidade, na maioria dos casos, de um tamanho relativamente grande das amostras, o que o torna, nas condições usuais de trabalho, quase impraticável.

3.4 - Amostra Conciliatória

Conforme o exposto em e) de 2.2.2, com base nos resultados obtidos em 3.3, foram determinadas as amostras

QUADRO 7. – Tamanho da Amostra Conciliatória, Referente ao Dimensionamento Obtido Através do Levantamento de Janeiro e Março de 1974

DIRA	E s t r a t o												Total
	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	
São Paulo	10	16	17	14	36	39	31	21	18	26	10	10	248
Vale do Paraíba	13	16	40	48	49	76	151	59	51	16	13	11	543
Sorocaba	14	18	41	32	71	109	83	49	73	49	41	31	611
Campinas	18	164	45	33	95	58	65	60	79	65	37	17	736
Ribeirão Preto	10	11	16	32	69	93	73	51	44	84	36	16	535
Bauru	14	14	19	65	31	75	64	26	45	60	54	16	483
São José do Rio Preto	19	19	40	44	124	118	77	62	35	40	42	12	632
Araçatuba	12	13	18	27	41	53	39	64	19	31	40	21	378
Presidente Prudente	12	22	55	38	42	60	40	20	18	25	16	21	369
Marília	11	11	31	43	65	82	75	38	50	41	48	12	507
Total	133	304	322	376	623	763	698	450	432	437	337	167	5042

conciliatórias, tomando-se em cada estrato j e para cada DIRA h , a média dos n_{hj} relativos a cada cultura considerada (quadro 7).

Foram calculados os tamanhos das amostras conciliatórias para cada critério separadamente e, também considerando isolada e conjuntamente os levantamentos de janeiro e de março.

Como nos casos anteriores, os quadros não publicados estão a disposição para consulta no I E A.

Observa-se pelo simples exame dos dados que houve, para os três critérios, uma boa concordância dos resultados obtidos através dos dois levantamentos, considerados isoladamente e em conjunto.

3.5 - Considerações Finais

As condições ideais para se proceder aos levantamentos por amostragem seriam alcançadas se se dispusesse de um cadastro específico para cada cultura. Isso resultaria numa redução drástica do tamanho das amostras e um aumento na precisão das estimati-

vas obtidas. Mas, por outro lado, implicaria também na necessidade de se proceder a levantamentos individuais para cada cultura, uma vez que os cadastros e conseqüentemente a composição das amostras seriam distintos.

Os atuais recursos materiais e humanos disponíveis para essa natureza de trabalho constituem ainda um grande obstáculo à sua exequibilidade.

Lançando-se mão das amostras conciliatórias e dentro dos recursos atuais disponíveis é recomendável a adoção do critério 3 ($d = 0,20 \bar{y}_h$) quando se consideram conjuntamente os levantamentos de janeiro e de março, ou seja, a composição da amostra apresentada no quadro 7, constituída de 5.042 propriedades rurais.

Entretanto, em condições mais favoráveis, poder-se-ia adotar o critério 2 ($d = 0,10 \bar{y}_h$) que apresenta um erro-padrão esperado, das estimativas, de 5% de seus valores. Para este critério, o número de propriedades na amostra é de 16.587.

Acrescente-se também que, como o critério 1 praticamente não difere do 3, poder-se-ia também adotar o primeiro, com 5.487 propriedades.

THE DETERMINATION OF THE SAMPLE SIZE FOR ESTIMATING HARVESTS IN THE STATE OF SÃO PAULO

SUMMARY

The objective of this paper is to determine the size of a sample to be used in forecasting crops in the State of São Paulo. As previous calculations indicated a sample size smaller than had previously been budgeted, no consideration was given to sampling costs.

The frame used was a list of farm owners used by Federal Government (INCRA) for taxes purposes. This list contains 257,955 farm owners distributed in 10 Regional Divisions (DIRAs). In each DIRA 12 strata were considered.

The data for the determination of the sample size came from two prior surveys done in January and March, 1974. The sample size for those surveys was of 6,996 farms. The crops covered were coffee, rice, cotton, corn, sugar cane, peanut, bean and soybeans. The Neyman partition was used for each individual crop, according to the following three criteria:

$$\text{Criterion 1: } d = 0,10 \bar{y}_{est}$$

$$\text{Criterion 2: } d = 0,10 \bar{y}_h$$

$$\text{Criterion 3: } d = 0,20 \bar{y}_h$$

where

d = half width of the confidence interval of the mean, at the 95% level of probability.

\bar{y}_{est} = the State mean.

\bar{y}_h = the mean for the DIRA h .

For coffee, the data considered were the number of bearing trees and for other crops the cultivated area.

Since only a single sample will be used for all of the crops, alternative allocations were obtained by taking the average of the sample sizes for each one of the 8 crops in each of the 12 strata and considering the two surveys (January and March) separately and together.

Criterion 3 was chosen, even though it was not the ideal one, but it was the most easily executable given the existing manpower situation. It consists of a sample of 5,042 farms.

LITERATURA CITADA

1. COCHRAN, William G. Sampling techniques. New York, John Willey & Sons, 1953.
2. SCHATAN, Salomão. Obtenção de estatísticas agrícolas pelo método de amostragem. São Paulo, Secretaria da Agricultura, Departamento da Produção Vegetal, 1953. (Estudos de Economia Rural, 7).
3. STEVENS, Wilfred L. Levantamento por amostragem da safra de café. Rio de Janeiro, Instituto Brasileiro de Café, 1954.

RELAÇÕES ESTRUTURAIS DA DEMANDA DE FERTILIZANTES NO ESTADO DE SÃO PAULO (1)

Rosa Maria Carmignani Pescarin
Donald W. Larson (2)

O uso de fertilizantes representa um dos meios mais eficazes para se aumentar a produtividade agrícola. Devido a essa importância, esse trabalho se propõe a estudar a demanda de fertilizantes para o Estado de São Paulo, considerando os elementos nobres (N, P e K) não como um "agregado", mas individualmente. Especificamente, seus objetivos seriam: descrever a evolução do consumo de nutrientes no Estado no período 1948-72; determinar uma função de demanda de fertilizantes e através dela as elasticidades-preço da demanda, tanto a curto como a longo-prazo. Utilizando-se um modelo de regressão múltipla, as equações foram ajustadas através o método dos quadrados mínimos.

Foram consideradas como variáveis influenciando a demanda: o consumo de fertilizantes, defasado de um ano; os preços de fertilizantes; a área cultivada; o rendimento físico médio; os preços recebidos pelos produtos agrícolas; os preços pagos por insumos agrícolas, exceto fertilizantes; o crédito e a tendência.

Dentre todas as equações ajustadas, foram selecionadas as melhores, e através seus resultados foram determinadas as variáveis mais relevantes para a explicação da demanda de N, de P_2O_5 e de K_2O no Estado de São Paulo.

1 - INTRODUÇÃO

relações de preços entre os produtos e os fatores modernos e tradicionais (mão-de-obra e terra).

1.1 - Importância do Problema

O desenvolvimento do setor agrícola de um país implica no uso correto e racional de técnicas e insumos modernos. O grau de modernização da agricultura depende tanto da qualificação dos agricultores (conhecimentos técnicos, disponibilidade de recursos, espírito empresarial, etc.) como das

Os fertilizantes, dentre os insumos modernos, são dos grandes responsáveis pelos aumentos na produtividade da terra e na renda dos agricultores. Atuam como agentes incitantes do emprego de novas técnicas, que contribuem ainda mais para maiores rendimentos e lucros para o produtor rural. Representam uma das mais eficientes

- (1) Resumo da tese apresentada à ESA "Luiz de Queiroz" para obtenção do título de MS em Ciências Sociais Rurais, em 1974. Parte Integrante do Projeto IEA/1 - "Análise do Grau de Tecnificação da Agricultura Paulista". Liberado para publicação em 26 de novembro de 1974.
- (2) Professor Assistente na Universidade de Ohio e na ocasião Professor Colaborador no Departamento de Ciências Sociais Aplicadas da ESALQ/USP.

e simples ferramentas postas à disposição do homem para a obtenção das necessárias melhorias na produção e na qualidade dos alimentos.

Embora as estatísticas nacionais mostrem apreciáveis aumentos na produção interna de fertilizantes, na importação desses produtos e aumentos excepcionais no seu consumo, a realidade presente é que o emprego de adubos na agricultura brasileira é ainda muito reduzido, pelo fato de o consumo de fertilizantes químicos no país ser limitado a algumas regiões e a determinadas culturas.

Aumentos na área cultivada, abertura de novas fronteiras agrícolas, existência de novos mercados para fertilizantes nas zonas já cultivadas (pastagens e reflorestamento), cresci-

mento da procura interna e externa para produtos agrícolas e crescimento econômico do País com maiores investimentos nos setores de educação e saúde, bem como nos sistemas de transporte e comunicação e aperfeiçoamento tecnológico são fatores altamente favoráveis à ampliação do mercado brasileiro consumidor de fertilizantes.

No Estado de São Paulo, a prática de fertilização química do solo é bastante difundida, reconhecida e aceita por grande número de agricultores. Os níveis de consumo de fertilizantes por hectare arável, observados atualmente, já são comparáveis aos de regiões de agricultura bastante desenvolvida. O quadro 1 indica a posição do Estado em relação ao Brasil e outros países.

QUADRO 1. - Consumo de Fertilizante, em Nutrientes, por Hectare Arável, no Brasil, São Paulo e Vários Países (kg/ha)

Região	Ano	N	P ₂ O ₅	K ₂ O	Total
Brasil	1970/71	9,3	12,6	10,3	32,2
Norte	1970	2,6	0,3	2,7	5,6
Centro	1970	11,4	13,5	11,5	34,4
Sul	1970	8,1	25,6	12,9	46,6
São Paulo	1970	22,9	30,3	24,1	77,3
	1971	25,6	35,1	28,5	89,2
	1972	29,4	46,1	31,5	107,0
Nova Zelândia	1970/71	10,3	414,9	154,3	579,5
Taiwan	1970/71	177,6	49,0	69,3	295,9
França	1970/71	75,4	93,9	72,1	241,4
Israel	1970/71	75,6	34,3	25,7	135,6
Itália	1970/71	39,8	34,7	15,1	89,6
Estados Unidos	1970/71	40,7	24,6	21,5	86,8
Iugoslávia	1970/71	36,6	22,7	19,4	78,7
Espanha	1970/71	26,2	20,8	10,0	57,0
URSS	1970/71	19,8	9,5	11,1	40,4
Chile	1970/71	9,3	22,0	3,1	34,4
Índia	1970/71	9,0	2,8	1,4	13,2

Fonte: Annual Fertilizer Review, FAO, 1971 e Sindicato da Indústria de Adubos e Colas no Estado de São Paulo.

A agricultura paulista apresenta-se bastante diversificada e seus 21 principais produtos, relativamente ao grau de adiantamento técnico-econômico de suas explorações, são divididos em três grupos: o dos produtos modernos, o dos tradicionais e o daqueles em transição. No primeiro, enquadram-se os produtos para cuja obtenção utiliza-se tecnologia mais avançada, pois exigem condições especiais de solos, tratamentos culturais intensivos, adubação e combate constante a doenças e pragas. No grupo dos tradicionais, encontram-se os produtos para os quais se utiliza pouca tecnologia, pois são cultivados em áreas extensas do Estado e com certa disponibilidade de terra e mão-de-obra. No último grupo, estão aqueles em que o emprego de insumos e técnicas modernas está ocorrendo em proporções crescentes (14).

Nos últimos cinco anos, o crescimento da demanda aparente de fertilizantes no Estado de São Paulo foi da ordem de 134%. Estima-se para 1973 um consumo em torno de 680 mil toneladas de nutrientes e, para 1974, 768 mil toneladas, prevendo-se uma taxa de crescimento de 12,6% a.a. (15).

Contribuem para esse crescimento a situação favorável dos preços dos produtos agrícolas em relação aos dos fertilizantes, a adoção de práticas mais racionais de cultivo, representadas pelo uso de sementes melhoradas, de defensivos, etc., e também o reconhecimento por parte dos agricultores paulistas da necessidade de se utilizarem adubos para a recuperação da fertilidade dos solos das regiões de terras já cansadas e para a sua manutenção em áreas

novas. A facilidade de obtenção de crédito, a assistência técnica dispensada pelas firmas produtoras de fertilizantes e pela rede de engenheiros agrônomos regionais da Coordenadoria de Assistência Técnica Integral (CATI) da Secretaria da Agricultura e outros meios de divulgação também são responsáveis por uma utilização maior desse insumo.

O crescimento do consumo deve-se mais à intensificação de uso do que propriamente ao aumento da área. Assim, o consumo por unidade de área, que era da ordem de 45 kg/ha em 1968, passou em 1972 para 100,9 kg/ha, registrando-se um acréscimo de 124% no período. Estima-se para 1973 um consumo da ordem de 116,5 kg/ha cultivado com lavouras anuais e perenes, não incluindo áreas reflorestadas e em pastagens artificiais (15).

Nos aspectos da produção e da importação de fertilizantes, o Estado de São Paulo é também privilegiado, pois além de contar com o maior porto do País (Santos), possui também aquele que futuramente será o principal porto de desembarque de fertilizantes — o de São Sebastião. As principais fábricas produtoras de adubos do País, responsáveis pelo abastecimento de cerca de 75% das exigências nacionais, são aqui localizadas.

Análises estruturais de demanda e oferta de fatores de produção são importantes para a orientação de políticas de suprimento e preços dos próprios fatores, assim como de desenvolvimento econômico da agricultura. Embora se conheça pouco sobre elasticidades de demanda e oferta dos

vários fatores de produção, estudos econométricos de mercados para produtos agrícolas já datam de longo tempo. Devido à importância desse conhecimento é que se justifica esse trabalho, embora ele se atenha a analisar somente um fator de produção: os fertilizantes.

1.2 - Objetivos

Além de se relacionarem diretamente com a expansão da área cultivada, os aumentos na produção agrícola estão também estreitamente relacionados a uma intensificação no emprego de capital e insumos modernos. Os fertilizantes por si possuem um potencial de grande magnitude para elevar a produção da agricultura. Assim, o conhecimento da influência e do comportamento desses insumos é importante para o estabelecimento de medidas para acelerar a adoção de inovações que exigem dos agricultores a assimilação de novos conhecimentos, permitindo-lhes minimizar os seus custos de produção ou maximizar a sua receita líquida.

O objetivo geral deste trabalho é realizar um estudo da demanda de fertilizantes para o Estado de São Paulo. Serão considerados os fertilizantes não como um "agregado", mas como "nutrientes básicos das plantas", ou seja, os elementos nobres nitrogênio, fósforo e potássio serão analisados individualmente.

Mais especificamente, ter-se-ia como objetivos:

a) descrever a evolução do consumo

de "nutrientes básicos das plantas" no Estado de São Paulo;

b) determinar uma função de demanda de tais nutrientes para o Estado de São Paulo;

c) determinar a elasticidade-preço da demanda de tais nutrientes, tanto a curto como a longo prazo; e

d) fornecer orientação para novos estudos.

2 - FERTILIZANTES NO BRASIL E NO ESTADO DE SÃO PAULO

2.1 - Uso de Fertilizantes no Brasil

O quadro 2 mostra a evolução do consumo de fertilizantes no Brasil, no período 1950-72, bem como a participação das importações como uma percentagem do total utilizado em cada ano.

Durante muito tempo a produção interna de fertilizantes permaneceu praticamente estagnada sem que se realizassem investimentos de monta no setor, já que seu funcionamento dependia forçosamente da importação de matérias-primas e a dimensão do mercado consumidor brasileiro deixava muito a desejar.

A partir de 1966, o Brasil, valendo-se dos baixos preços de fertilizantes no mercado internacional, incentivou o seu uso, facilitando as importações. Com o acréscimo da demanda, houve um aumento progressivo das importações tanto em volume como em

proporção à produção nacional. Com referência aos fertilizantes nitrogenados, a produção interna, de 1965 a 1969, apresentou uma tendência de baixa, embora o consumo nesse mesmo período mostrasse um expressivo aumento. Em relação aos fosfatados, apesar do aumento da produção nacional, a proporção das importações também cresceu significativamente. Tal situação pode ser visualizada através dos dados do quadro 3.

Nessa mesma época, procurou-se também incentivar a produção nacional através das seguintes medidas: isenção de impostos de importação para maquinaria e equipamentos sem similar nacional, bem como de partes complementares à produção nacional; apoio financeiro por entidades oficiais de crédito, notadamente pelo Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico (BNDE). Como diretriz, deveria ser seguida a orientação de que o

QUADRO 2. - Evolução do Consumo Aparente de Fertilizantes, no Brasil, 1950-72
(tonelada de nutriente)

(tonelada de nutriente)

Ano	N	P ₂ O ₅	K ₂ O	Total	% de importações em relação ao total
1950	14.187	50.836	23.523	88.546	85
1951	18.561	73.569	28.709	120.389	88
1952	10.605	46.923	15.347	72.875	77
1953	20.579	64.816	31.226	116.621	85
1954	17.762	77.389	28.348	123.494	89
1955	22.951	88.575	49.523	161.049	84
1956	30.238	93.559	41.632	165.429	85
1957	28.558	118.689	60.189	207.436	79
1958	41.390	143.349	65.082	249.821	77
1959	44.785	124.005	57.425	226.215	65
1960	66.760	131.591	106.156	304.497	65
1961	55.064	118.689	70.727	244.557	61
1962	50.909	117.519	68.447	236.875	59
1963	65.212	156.818	92.015	314.045	65
1964	50.808	135.052	69.564	255.424	58
1965	70.569	120.097	99.732	290.398	66
1966	71.134	116.648	93.337	281.119	68
1967	103.382	204.606	136.937	444.925	74
1968	144.320	273.094	184.295	601.709	78
1969	164.430	265.667	200.290	630.387	79
1970	275.936	415.938	306.692	998.566	81
1971	278.324	535.864	350.846	1.165.034	59
1972	411.605	874.935	459.984	1.746.524	78

Fonte: Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico (BNDE) e Associação Nacional para Difusão de Adubos (ANDA).

QUADRO 3. – Evolução do Consumo Aparente, Produção Nacional e Importação de Fertilizantes, 1964-72
(tonelada)

Ano	Nitrogênio (N)			Fósforo (P ₂ O ₅)			Potássio (K ₂ O)			Total (NPK)		
	Consumo aparente	Importação	Produção nacional	Consumo aparente	Importação	Produção nacional	Consumo aparente	Importação	Produção nacional	Consumo aparente	Importação	Produção nacional
1964	50.808	43.565	7.243	135.052	34.113	100.939	59.564	69.564	–	255.424	147.242	108.182
1965	70.569	56.124	14.445	120.097	37.219	82.878	99.732	99.732	–	290.398	193.075	97.323
1966	71.134	64.734	6.400	116.648	32.559	84.089	93.337	93.337	–	281.119	190.630	90.489
1967	103.382	95.497	7.885	204.606	95.654	108.952	136.937	136.937	–	444.925	328.088	116.837
1968	144.320	135.028	9.292	273.094	150.611	122.483	184.295	184.295	–	601.709	469.934	131.775
1969	164.430	157.970	6.460	265.667	137.869	127.798	200.290	200.290	–	630.387	496.129	134.258
1970	275.936	255.575	20.361	415.938	246.540	169.398	306.692	306.692	–	998.566	808.807	189.759
1971	278.324	209.156	69.168	535.864	124.381	411.483	350.846	350.846	–	1.165.034	684.383	480.651
1972	411.605	323.112	88.493	874.935	585.658	289.277	459.984	459.984	–	1.746.524	1.368.754	377.700

Fonte: Associação Nacional para Difusão de Adubos – ANDA.

Brasil, nos futuros projetos de unidades de fabricação de fertilizantes, partiria dos recursos naturais internos, levando em conta escalas de produção, capazes de permitir a competição com insumos importados, em condições normais de preços (1).

Os resultados desses incentivos à indústria nacional se fizeram sentir sob a forma de um aumento na produção nacional a partir de 1970 (quadro 3).

Assim, verifica-se que, em 1971, a participação da produção nacional de nitrogenados foi de cerca de 25%, como consequência da entrada em funcionamento de novas unidades de fabricação, e a da produção nacional de fosfatados da ordem de 77%. Em 1972, essas participações foram de 21,5% para os nitrogenados e de 33% para os fosfatados.

Para 1975, espera-se que a produção interna de fosfatados solúveis satisfaça 85% da demanda nacional e também que o Brasil nesse mesmo ano já seja auto-suficiente em relação aos nitrogenados. Quanto aos potássicos, devido à inviabilidade da exploração, a curto e a médio prazos, das jazidas descobertas em Sergipe, prevê-se que o Brasil continuará a depender totalmente das importações.

Várias medidas de caráter nacional, bem como a situação do mercado internacional de fertilizantes concorreram grandemente para o aumento do consumo e produção nacional de fertilizantes nestes últimos anos.

A política governamental de incentivo ao uso de fertilizantes procura desde 1957 atender a dois objetivos:

- a) oferecer fertilizantes a preços acessíveis aos agricultores de modo a promover e aumentar suas produções agrícolas; e
- b) estimular a indústria nacional de fertilizantes.

Em relação aos preços dos fertilizantes, sabe-se que no período 1962-69, os preços de alguns deles experimentaram queda em países dos quais o Brasil importava. Em fins de 1971, os preços na área internacional para certos fertilizantes apresentaram os mais altos níveis dos últimos anos, verificando-se uma forte escassez desses produtos.

O sulfato de amônio subiu de 15 dólares por tonelada em 1971 para 35 dólares no primeiro quadrimestre de 1972. A uréia que em 1970 e 1971 era ofertada em grandes quantidades, devido à elevação de seu preço para 54 dólares a tonelada em 1972, tornou-se produto de difícil aquisição. Os fosfatados, com a escassez da oferta, apresentaram drástica elevação de seus preços. Assim o DAP (fosfato di-amônio), que em 1971 custava 75 dólares a tonelada, passou para 92 dólares no primeiro semestre de 1972 e o superfosfato triplo de 50 para 73 dólares, nesse mesmo período (3).

Desse modo, a situação de excesso de oferta que se apresentava em 1970, quando os preços desceram a níveis bastante baixos, foi totalmente muda-

da para outra de escassez de oferta e alta de preços.

O quadro 4 mostra a evolução dos preços dos fertilizantes (em elementos nutrientes), dos preços recebidos pelos produtos agrícolas e dos preços pagos por insumos agrícolas (exceto fertilizantes) em termos de números índices em valores reais.

2.2 - Evolução dos Preços de Fertilizantes no Estado de São Paulo

QUADRO 4. - Evolução dos Índices de Preços Reais: Índice de Preços de Fertilizantes, Índice de Preços Recebidos e Índice de Preços Pagos pela Agricultura Paulista, 1948-72
Base 1962-66 = 100

Ano	Índice de preços de fertilizantes			Índice de preços recebidos (16 produtos)	Índice de preços pagos (exclusive fertilizantes)
	Nitrogênio	Fósforo	Potássio		
1948	128,45	109,43	100,15	104,64	88,32
1949	119,94	92,31	107,54	107,26	86,13
1950	114,60	88,30	91,74	116,58	83,14
1951	103,26	91,93	89,57	112,76	83,81
1952	100,38	90,24	80,11	110,28	87,20
1953	81,09	72,67	64,44	119,80	90,00
1954	78,87	63,28	67,14	118,81	92,07
1955	92,70	76,80	79,37	115,95	90,39
1956	86,27	75,48	76,50	114,16	94,24
1957	74,61	68,51	63,38	108,84	89,37
1958	69,06	69,32	59,64	95,21	92,27
1959	70,99	69,58	45,51	90,07	98,63
1960	58,70	56,26	56,37	89,37	107,82
1961	68,92	91,37	81,66	92,54	107,11
1962	85,26	100,28	101,05	106,47	107,45
1963	89,23	103,01	96,57	103,90	102,87
1964	99,64	94,77	85,88	113,66	93,13
1965	128,56	110,49	124,65	89,78	98,59
1966	97,32	91,45	91,85	86,19	97,97
1967	75,00	71,37	70,25	78,66	89,46
1968	72,58	79,65	58,76	78,57	88,17
1969	70,30	77,66	56,44	91,29	90,28
1970	60,60	69,04	55,88	85,28	85,18
1971	61,63	66,71	65,05	89,87	103,88
1972	67,00	76,98	62,16	99,00	107,33

Fonte: Dados Básicos do Instituto de Economia Agrícola.

Analisando-o, nota-se, de maneira geral, uma queda tanto nos preços dos nutrientes como nos preços dos produtos agrícolas, embora essa queda não tenha sido uniforme durante todo o período. Observa-se também que essa queda é mais acentuada nos preços dos fertilizantes que nos de produtos agrícolas, tomando a relação preço de fertilizante/preço de produto agrícola mais favorável aos agricultores do Estado.

Os três elementos apresentaram uma queda drástica em seus preços até 1960, enquanto os produtos agrícolas apresentaram alta de preços até 1957, para daí até 1960 apresentarem decréscimos. De 1961 a 1965, os fertilizantes tiveram os seus preços majorados, atingindo o máximo no ano de 1965, sendo essa tendência acompanhada pela elevação dos preços dos produtos agrícolas até 1964. De 1966 a 1971, os preços dos fertilizantes caíram novamente, sendo acompanhados pela queda dos preços dos produtos agrícolas até 1970. Em 1972, os preços se elevaram de novo e essa tendência de alta irá perdurar ainda nos próximos anos, conforme informam as fontes oficiais, devido à situação do mercado de fertilizantes: escassez de matérias-primas e consequente alta de preços no mercado internacional.

Fazendo uma comparação entre os índices de preços dos nutrientes e os índices de preços pagos por outros insumos agrícolas, ambos em valores reais, nota-se que as variações ocorridas nestes últimos são de menor amplitude que as observadas nos primeiros. De

um modo geral, esses índices de preços pagos mostram-se mais elevados que os índices de preços de fertilizantes, desta maneira afetando, talvez, indiretamente, uma maior expansão do consumo de adubos no Estado de São Paulo.

De 1960 a 1962, o consumo de nitrogênio pela agricultura paulista passou de 45 mil toneladas para 34 mil toneladas, enquanto seus preços sofreram um acréscimo de 45,20%; o fósforo, nesse mesmo período apresentou uma variação de consumo de 69 mil toneladas para 79 mil toneladas, ao passo que seus preços elevaram-se de 78,10%; o potássio, apesar de não apresentar variação no consumo nos anos extremos, experimentou grande elevação de preços, elevação essa da ordem de 79,41%.

De 1962 a 1964, o índice de preços reais do nitrogênio passou de 85,26 para 99,64, indicando um acréscimo de 16,67%, enquanto o seu consumo manteve-se praticamente constante, indo de 34 mil para 35 mil toneladas. Nesse mesmo período, o fósforo apresentou um aumento na sua quantidade demandada de 11 mil toneladas, enquanto seus preços baixaram de 5,53%. O potássio apresentou redução, tanto em preços como em quantidade consumida, da ordem de 14,85% e 9,09%, respectivamente.

Em 1965, os índices de preços reais dos três nutrientes atingiram níveis máximos (128,56 para o nitrogênio, 110,49 para o fósforo e 124,65 para o potássio), ao passo que as quantidades consumidas variaram em relação a 1964 de + 34,29% para o

nitrogênio, de - 24,44% para o fósforo e de + 34,00% para o potássio.

Em 1966, apesar da queda nos preços dos nutrientes, não se verificou expansão do consumo, pois a agricultura paulista reduziu ainda mais a sua procura por fertilizantes. Essa redução foi da ordem de 19,15% para o nitrogênio, 7,94% para o fósforo e 20,90% para o potássio.

A seguir, a relação preço-consumo voltou a comportar-se logicamente até 1971, pois, a partir de 1972, apesar dos contínuos aumentos nas quantidades consumidas dos nutrientes, defronta-se com nova tendência de alta nos seus preços.

2.3 - Evolução do Consumo de Fertilizantes no Estado de São Paulo

O consumo aparente de fertilizantes aumentou em cerca de 25 vezes em todo o período em análise, isto é, de 1948 a 1972. Nos dois primeiros quinquênios (1948-52 e 1953-57) as taxas médias anuais de crescimento, em termos de NPK, foram respectivamente de 24,7% e 16,8%. Após esse período de grande expansão, seguiu-se outro em que as taxas anuais de crescimento caíram para 3,2% em 1958-62 e 3,5% em 1963-67. De 1968 para cá, essa taxa atingiu níveis bastante elevados, alcançando 23,7% ao ano. Em termos de macroelementos ou elementos nobres, todos eles apresentaram taxas de crescimento bem semelhantes nos cinco quinquênios do período, embora anualmente essas ta-

xas de crescimento diferissem bastante entre si.

O grande aumento verificado no último quinquênio (1968-72) resultou em praticamente uma triplicação na quantidade consumida de nitrogênio e uma duplicação nas de fósforo e potássio.

Uma análise da relação de consumo para o Estado de São Paulo evidencia que a utilização de fosfatados supera a de nitrogenados, muito embora tenha decrescido a proporção de fósforo e potássio em relação ao nitrogênio (quadro 5).

3 - REVISÃO DE LITERATURA

A revisão bibliográfica aqui apresentada restringe-se aos trabalhos que se julga serem os mais importantes sobre funções de demanda de fertilizantes e que serviram de base para esta pesquisa.

Uma revisão mais detalhada sobre o assunto pode ser encontrada em CIBANTOS (2).

GRILICHES (5) desenvolveu um modelo econométrico para estudar a demanda de fertilizantes nos Estados Unidos. Testou a seguinte hipótese: "o grande aumento no uso de fertilizantes pela agricultura americana pode ser largamente explicado pelo declínio do preço real dos fertilizantes". O modelo consistia de duas partes: uma função de demanda a curto prazo e uma equação de ajustamento. A função de demanda considera o uso de fertilizantes como uma função de todos

os preços de produto e insumos, permitindo que as quantidades de produto e insumos variem ao mesmo tempo. A forma funcional escolhida para estimar a função de demanda foi uma equação linear nos logaritmos das variáveis. A equação de ajustamento permite uma distinção entre elasticidades de curto e longo prazos, pois o ajustamento do

consumo (ou demanda) a uma variação no preço não se realiza em apenas um ano. Ele baseou seu modelo em trabalhos de Cagan, Friedman, Koych e principalmente em Nerlove.

Algebricamente o modelo é expresso no seguinte:

QUADRO 5. - Evolução da Proporção de Consumo de P₂O₅ e K₂O em Relação a N, Estado de São Paulo, 1948-72

1948-72			
Ano	N	P	K
1948	1	1,81	1,38
1949	1	2,65	1,72
1950	1	3,88	2,50
1951	1	3,27	1,81
1952	1	4,70	2,23
1953	1	1,85	1,91
1954	1	3,62	1,69
1955	1	4,07	2,50
1956	1	3,00	1,76
1957	1	2,77	1,73
1958	1	2,24	1,89
1959	1	2,03	1,35
1960	1	1,53	1,22
1961	1	2,09	1,20
1962	1	2,32	1,62
1963	1	2,14	1,43
1964	1	2,57	1,43
1965	1	1,45	1,43
1966	1	1,66	1,39
1967	1	1,79	1,36
1968	1	1,92	1,37
1969	1	1,40	1,16
1970	1	1,32	1,05
1971			
1972			

Fonte: Dados Básicos do Instituto de Economia Agrícola.

onde y_t^* é o consumo de fertilizantes desejado; x_1 , o preço de fertilizantes relativo aos preços dos produtos agrícolas; x_2 , o preço de fertilizantes relativo aos preços pagos por outros fatores de produção e u_t , um erro aleatório. As letras minúsculas representam os logaritmos das variáveis.

$$y_t^* = a_0 + a_1 x_{1t} + a_2 x_{2t} + u_t$$

Convertendo nas unidades originais, tem-se que a mudança percentual no consumo atual é uma função potência da diferença percentual entre o consumo desejado e o atual. Assim:

A equação de ajustamento é:

$$y_t - y_{t-1} = b(y_t^* - y_{t-1})$$

$$\frac{Y_t}{Y_{t-1}} = \left(\frac{Y_t^*}{Y_{t-1}} \right)^b$$

Substituindo a equação (1) em (2), tem-se:

$$y_t = b a_0 + b a_1 x_1 + b a_2 x_2 + (1 - b) a_3 y_{t-1} + b u_t$$

onde y_t é o consumo atual de fertilizantes e b é o coeficiente de ajustamento.

O coeficiente de ajustamento é a parcela de desequilíbrio entre o consumo atual e o consumo planejado a longo prazo que é eliminado em um ano. É obtido pela subtração do coeficiente de regressão de y_{t-1} , da unidade.

Utilizando esse modelo, Griliches apresentou vários trabalhos. Os mais importantes são a seguir apresentados.

GRILICHES (7) ao estudar a de-

manda de fertilizantes para os Estados Unidos, no período 1911-56, utilizou um modelo no qual a variável dependente (consumo de nutrientes de plantas) era uma função do preço real de fertilizantes, isto é, do preço unitário pago por nutrientes de plantas relativo aos preços dos produtos agrícolas, dos preços de outros fatores de produção e da quantidade consumida de nutrientes de plantas no ano anterior ao ano considerado. Seus objetivos eram:

- a) analisar a demanda de fertilizantes, para os Estados Unidos, sobre todo o período;

- b) analisar a demanda em nove regiões geográficas dos Estados Unidos, sobre todo o período;
- c) analisar a demanda de fertilizantes pela cultura do algodão, no período 1922-53, para os Estados Unidos e para o Estado de Mississippi;
- d) através de um corte seccional na série de tempo, estudar o uso de fertilizantes no ano de 1954, em 45 estados norte-americanos.
- e) no estudo "cross-section" o preço da terra e o preço do trabalho foram importantes para explicar a variação interestadual no uso de fertilizantes por acre cultivado, indicando que a terra é um substituto e trabalho um complemento para fertilizantes;
- f) a elasticidade-preço estimada no modelo "cross-section", como era de se esperar, situou-se entre as elasticidades a curto e a longo prazos estimados nos modelos que abrangiam toda a série temporal; e

Os resultados do estudo, indicaram que:

- a) os preços pagos por outros fatores de produção apresentaram alta significância na explicação da variação no uso de fertilizantes por acre cultivado com algodão;
- b) a elasticidade-preço da demanda de fertilizantes na cultura de algodão foi menor que a elasticidade-preço da demanda de fertilizantes para os Estados Unidos, indicando que a fertilização na cultura de algodão é mais praticável que nas outras culturas;
- c) o coeficiente de ajustamento para o algodão é mais alto que o das outras culturas, indicando que a cultura de algodão responde mais rapidamente a mudanças de preços;
- d) as novas regiões americanas (Midwest e West) que utilizam fertilizantes apresentaram mais baixos coeficientes de ajustamento e mais altas elasticidades-preço que as velhas regiões (South);
- g) a diferença encontrada entre as elasticidades-preço do total de fertilizantes usado no algodão e do fertilizante usado por acre cultivado com algodão corresponde à elasticidade-preço de acres cultivados de algodão, ou melhor, à elasticidade da oferta de acres de algodão.

GRILICHES (6) para uma análise da demanda de fertilizantes, durante o período 1931-56, utilizou, como medida de consumo, os macronutrientes individuais ponderados pelos seus respectivos preços. Dividiu os Estados Unidos em nove regiões geográficas, para captar diferenças regionais no uso e na quantidade empregada dos três elementos (N, P e K). Os resultados indicaram substanciais diferenças regionais nas elasticidades-preço e nos coeficientes de ajustamento; todos os coeficientes de preço apresentaram o sinal esperado e foram todos maiores que os respectivos erros-padrão. Os coeficientes estimados foram também consistentes com as estimativas para os Estados Unidos como um todo, derivadas de um estudo de dados

1911-56. Os coeficientes de ajustamento foram menos satisfatórios e para muitas regiões mostraram-se muito mais baixos que os esperados. Esses baixos coeficientes de ajustamento foram devidos ao problema da multicolinearidade entre as variáveis. Durante o período, o preço real caiu vagarosamente sobre o tempo, resultando numa inter-correlação negativa entre as variáveis dependentes e independentes. As diferenças entre os nove coeficientes de elasticidade e de ajustamento, foram explicadas pelo seguinte:

- a) regiões que utilizam fertilizantes a mais tempo ajustam mais rapidamente seus consumos às mudanças de preços, isto é, apresentam coeficientes de ajustamento mais altos ; e
- b) a demanda para fertilizantes é mais elástica, no longo prazo, em regiões com baixos níveis de uso de fertilizantes. Um aumento no rendimento das culturas seria muito mais expressivo nas variações da demanda que uma variação nos preços reais; esse aumento de rendimento produzirá o mesmo efeito que as variações de preço provocam nas áreas com alto nível de fertilização.

HEADY e YEH (8) estudaram a demanda de fertilizantes comerciais e macronutrientes individuais, para os Estados Unidos e para determinadas regiões do mesmo país. Determinaram os coeficientes de elasticidade em relação a preço de fertilizantes, preço de produtos agrícolas, renda líquida da agricultura, área cultivada e tendência. Os modelos utilizados, para o

período 1926-56, foram: Cobb-Douglas, primeiras diferenças em logaritmos, forma linear e a forma quadrática. O modelo de Cobb-Douglas foi o que melhor se ajustou aos dados observados para explicar a demanda de fertilizantes comerciais para os Estados Unidos. Quanto aos macronutrientes (N, P e K) para todo o país, as melhores equações relacionaram a demanda com o índice de preços de fertilizantes, a renda recebida pelo agricultor, a área total cultivada e a tendência. Encontraram que os coeficientes de elasticidade-preço para os três macronutrientes são aproximadamente iguais, respectivamente para nitrogênio, fósforo e potássio, com os valores 0,449, 0,448 e 0,403; também que mudanças na renda dos agricultores produzem o mesmo efeito relativo na demanda dos três elementos; somente em relação à área cultivada e a tendência é que os três elementos apresentaram comportamento diferente. Os relativamente mais altos valores dos coeficientes de elasticidade para nitrogênio e potássio sugerem que a demanda para esses nutrientes tem crescido mais com o tempo que no caso do fósforo e essa mudança no uso de nutrientes também é explicada pelo uso das "misturas agregadas" de fertilizantes através do tempo, pois em ordem N-P-K, a relação 0,41 - 1,00 - 0,41, em 1926, passou para 0,85 - 1,00 - 0,83, em 1956.

HSU (10) estudou a demanda de fertilizantes em Taiwan no período 1950-66, para a cultura do arroz. Considerou os elementos nobres separadamente e utilizou dois modelos: um que denominou de "tradicional" e ou-

tro de retardamentos distribuídos, semelhante ao modelo elaborado por Griliches, em 1958. Para o nitrogênio, o fósforo e o potássio, os modelos econométricos foram:

$$N_t = a_0 + a_1 (P_n/P_r)_t + a_2 Y_{t-1} + a_3 T + e_t$$

$$N_t = a_0 b + a_1 b (P_n/P_r)_t + (1 - b)N_{t-1} + be_t$$

$$P_t = a_0 + a_1 N_t + a_2 (P_p/P_r)_t + a_3 (P_p/P_n)_t + a_4 T + a_5 Y_{t-1} + e_t$$

$$P_t = a_0 b + a_1 b N_t + a_2 b (P_p/P_r)_t + a_3 b (P_p/P_n)_t + (1 - b)P_{t-1} + be_t$$

$$K_t = a_0 + a_1 (P_k/P_r)_t + a_2 Y_{t-1} + a_3 T + e_t$$

$$K_t = a_0 b + a_1 b (P_k/P_r)_t + (1 - b) K_{t-1} + be_t$$

onde: N = quantidade de nitrogênio usada por hectare, em quilograma;

P = quantidade de fósforo usada por hectare, em quilograma;

K = quantidade de potássio usada por hectare, em quilograma;

N_{t-1} , P_{t-1} e K_{t-1} = o mesmo que N, P e K defasadas;

P_n/P_r = preço do nitrogênio relativo ao preço do arroz;

P_p/P_r = preço do fósforo relativo ao preço do arroz;

P_k/P_r = preço do potássio relativo ao preço do arroz;

P_p/P_n = preço do fósforo relativo ao preço do nitrogênio;

Y_{t-1} = rendimento da cultura do arroz, defasado de um ano;

T = tendência;

e = termo de erro.

Para o nitrogênio, o modelo de ajustamentos retardados apresentou melhores resultados. O coeficiente de ajustamento foi da ordem de 0,683 e as elasticidades a curto e a longo prazos foram respectivamente de $-2,027$ e $-2,967$.

Para o fósforo, o coeficiente de P_p/P_r foi positivo em todas as equações e para isto não se encontrou nenhuma justificativa teórica. O coeficiente de P_p/P_N foi negativo em todos os casos e isso sugere que existe algum grau de substituição entre nitrogênio e fósforo, de acordo com mudanças em seus preços. O coeficiente da variável tendência foi altamente significativo no modelo tradicional, indicando que a demanda de fósforo é primeiramente influenciada pelo tempo e não pelo seu preço relativo.

Para o potássio, também o coeficiente de P_k/P_r não foi significante, indicando que o preço relativo do potássio não é muito importante, embora no modelo de retardamentos apresente sinal negativo. A variável tendência foi muito importante em todas as equações, mais ainda que no caso do fósforo.

De uma maneira geral, concluiu que o preço do fertilizante é importante na demanda do nitrogênio, mas não na demanda de fósforo e potássio. A demanda desses últimos é determinada mais por um processo de aprendizagem de uso desses elementos do que por seus preços.

CIBANTOS (2) analisou a demanda de fertilizantes no Estado de São

Paulo, utilizando séries cronológicas que abrangiam o período 1948-71. Além do período completo (1949-71), analisou também os seguintes sub-períodos: 1949-71 (exclusive 1961-65), 1949-60 e 1966-71; essa divisão em sub-períodos foi feita, devido a uma variação observada entre os preços e quantidades de fertilizantes, no sub-período 1961-65, com características distintas da tendência normal. Os modelos econométricos utilizados pelo autor foram os já citados anteriormente, isto é, modelos de Griliches e Hsu. O modelo de ajustamento retardado foi o que melhor se ajustou para a estimativa da demanda de fertilizantes no Estado de São Paulo, relativamente ao modelo tradicional. Os resultados a que chegou com a pesquisa foram os seguintes:

a) no período completo (1949-71), a elasticidade da demanda para fertilizantes em relação ao preço real dos mesmos é $-0,25$ a curto prazo e $-2,48$ a longo prazo, isto é, a demanda de fertilizantes no Estado de São Paulo é relativamente inelástica a curto prazo e relativamente elástica a longo prazo. O coeficiente de ajustamento encontrado, com o valor 0,10, sugere que aproximadamente 10% do desequilíbrio entre o consumo atual e o consumo desejado de fertilizantes, a longo prazo, é eliminado em um ano;

b) no sub-período 1949-71 (exclusive 1961-65), os valores estimados para o coeficiente de preço, tanto a curto como a longo prazo, estão próximos dos valores observados no período completo, embora a sig-

nificância estatística da variável preço de fertilizantes tenha sido muito baixa;

- c) no sub-período 1949-60, os coeficientes de elasticidade-preço da demanda de fertilizantes foram $-0,61$ e $-1,74$, respectivamente a curto e a longo prazo. O coeficiente de ajustamento foi de $0,35$ indicando um ajustamento mais rápido do consumo, que o observado no período completo, e
- d) no sub-período 1966-71, os coeficientes de elasticidade-preço encontrados sugerem que a elasticidade da demanda de fertilizantes no Estado de São Paulo é relativamente elástica tanto a curto como a longo prazos, com valores respectivos de $-1,60$ e $-4,85$. O coeficiente de ajustamento foi de $0,33$ e os resultados encontrados foram todos estatisticamente significantes a níveis inferiores a 5%.

De um modo geral, concluiu que a demanda de fertilizantes é relativamente inelástica a curto prazo e relativamente elástica a longo prazo e que em relação aos preços reais ela se tornou mais elástica.

SEITEC PROJETOS E DESENVOLVIMENTO S. C. LTDA. (16) realizou um trabalho sobre os fertilizantes, intitulado Estudo Nacional de Fertilizantes. Este trabalho engloba uma série de estudos setoriais quanto à existência de recursos naturais como insumos à indústria de fertilizantes, aspectos agrônômicos quanto à fertilidade, motivação do agricultor para

adquirir adubos, tecnologia de produção internacionais e nacionais visando à evolução e produção de fertilizantes no Brasil, mercados nacional e internacional de fertilizantes para a determinação da oferta e demanda dos produtos e comercialização de adubos e sistema de informações permanentes para o setor. Elaborou uma metodologia para a programação da expansão da produção e consumo, fundamentando-se num nível de aplicação de 80 kg/ha de NPK para o Brasil, em 1980. Estabeleceu uma relação entre consumo de fertilizantes e renda agrícola, onde:

$$C = f(A, Y) ,$$

sendo, C = consumo aparente;

A = área cultivada;

Y = produto bruto da agricultura.

Os coeficientes para a área cultivada, nos modelos ajustados, não foram estatisticamente relevantes para a explicação do consumo, daí utilizar para as projeções do consumo futuro de fertilizantes os coeficientes do produto bruto da agricultura, isto é, as elasticidades-renda, que foram altamente significativas. Para o consumo total brasileiro, as elasticidades-renda do consumo aparente de fertilizantes encontradas foram: $2,20$ para NPK, $2,92$ para N, $1,74$ para P_2O_5 e $2,57$ para K_2O .

O padrão médio de consumo regional foi analisado através da seguinte função:

$$C_{jt} = f(Y_{jt}, A_{jt}, D_1, D_2, D_1 Y_{jt}, D_1 A_{jt}, D_2 Y_{jt}, D_2 A_{jt}),$$

onde: C_{jt} = consumo na região j, no ano t;

Y_{jt} = produto bruto da agricultura na região j no ano t;

A_{jt} = área cultivada na região j, no ano t;

D_1 e D_2 = variáveis "dummy" para captar diferenças regionais do consumo médio de fertilizantes, com valores:

$D_1 =$ 1 para a região Centro
0 para as regiões Norte e Sul

$D_2 =$ 1 para a região Sul
0 para as regiões Norte e Centro

$D_1 Y_{jt}, D_1 A_{jt}, D_2 Y_{jt}, D_2 A_{jt}$ = variáveis "dummy" para captar as diferenças na taxa de crescimento do consumo de fertilizantes entre as regiões.

Dos resultados obtidos chegou-se ao seguinte:

- | | |
|--|---|
| <p>a) as respostas do consumo de fertilizantes em relação a variações na renda, são altamente sensíveis, pois dada uma variação de 1,0% na renda, o consumo de NPK variará em torno de 1,6%, o de nitrogênio 1,9%, o de fósforo 1,2% e o de potássio 1,8%;</p> <p>b) com exceção dos fertilizantes fosfatados, o coeficiente da variável área cultivada apresentou razoável sig-</p> | <p>nificância estatística, mostrando que, a uma dada variação na área cultivada, os agricultores utilizam maior quantidade de fertilizantes; e</p> <p>c) a diferença na taxa de crescimento do consumo de fertilizantes da região Centro, com relação às regiões Norte e Sul, deve-se exclusivamente às variações na área cultivada. No caso dos fertilizantes potássicos, a diferença na taxa de crescimento do consumo da região Sul, com relação às regiões Norte e Centro, é devida à variável renda.</p> |
|--|---|

A estimativa da elasticidade-preço da demanda foi obtida através da função:

$$q_t = f(pr, q_{t-1})$$

onde, q_t = quantidade demandada no ano t;

p_f = preço do fertilizante relativo ao preço recebido pelo agricultor;

q_{t-1} = quantidade demandada no ano $t-1$.

Para a região Centro, os coeficientes de elasticidade-preço encontrados foram $-0,45$ para o sulfato de amônia e $-1,31$ para o cloreto de potássio, indicando que, a um aumento de 1% no preço relativo, a demanda cairá de $0,45\%$ para o sulfato e de $1,31\%$ para o cloreto. O coeficiente da variável quantidade demandada no ano $t-1$ foi significativo, tanto para o sulfato como para o cloreto, mostrando que a demanda desses produtos sofre influência do nível de consumo verificado no passado.

Foi também estimada uma elasticidade-preço da demanda de fórmulas, ajustando-se a função:

$$q = a (P_f/P_p) \cdot e^u ,$$

onde, q = quantidade de adubos por hectare e por cultura;

P_f/P_p = relativo de preços, sendo P_f o preço pago pelos agricultores pelas fórmulas e P_p o preço do produto agrícola;

u = componente aleatória.

Do ajustamento dessa função concluiu-se que a uma dada elevação na relação preço do fertilizante — preço do produto agrícola de $1,0\%$, a utilização de adubos por parte dos agricultores decrescerá aproximadamente em $0,53\%$.

4. — METODOLOGIA

4.1 — Modelos Econométricos

A função de demanda será estimada através de um modelo de regressão logarítmica múltipla:

$$Y_i = b_0 \prod_{j=1}^m X_{ji}^{b_j} \cdot E_i$$

Linearizando-a através de uma transformação duplo-logarítmica, tem-se:

$$\log Y_i = \log b_0 + \sum_{j=1}^m b_j \log X_{ji} + \log E_i ,$$

onde, Y_i é a quantidade consumida no i ésimo ano;

b_0 é uma constante;

b_j é o coeficiente de regressão parcial do $\log X_j$;

E_i é o erro multiplicativo.

A transformação duplo-log é comumente empregada porque permite assumir uma elasticidade constante entre Y e X e a simples aplicação de métodos lineares para os logaritmos das variáveis produz diretamente a estimativa de tal elasticidade (11).

No estabelecimento de um modelo de regressão linear pressupõe-se que (9):

a) a relação entre $\log X_j$ e $\log Y$ é linear;

b) os valores de X são fixos, isto é, X não é uma variável aleatória;

c) a média do erro é nula, isto é, $E(e_i) = 0$, sendo $e_i = \log E_i$;

d) para qualquer valor dado de X a variância do erro e é sempre σ^2 , denominada variância residual, isto é,

$$E(e_i^2) = \sigma^2$$

ou

$$E \left[Y_i - E(Y_i/X_i) \right]^2 = \sigma^2 ;$$

e) $E(e_i e_j) = 0$ para $i \neq j$, isto é, o erro de uma observação é independente do erro em outra observação. Essa premissa é frequentemente violada quando se trabalha com séries cronológicas;

f) o número de observações é maior que o número de parâmetros na equação de regressão; e

g) os erros têm distribuição normal:

$$e_i \sim N(0, \sigma^2)$$

Baseando-se em trabalhos de Griliches e de Hsu, e pelos resultados obtidos por Cibantos, adotaram-se aqui dois modelos para analisar a demanda de nutrientes de plantas (N , P_2O_5 e K_2O) no Estado de São Paulo, modelos esses denominados de "tradicional" e de "defasagens distribuídas".

Tomando-se letras minúsculas para representar os logaritmos das variáveis, o modelo "tradicional", cuja denominação é devida a Hsu, pode ser representado do seguinte modo:

$$Y_t = a_0 + a_1x_1 + a_2x_2 + \dots + a_nx_n + e_t ,$$

onde, Y_t = consumo aparente ou demanda aparente de N ou P_2O_5 ou K_2O ;

$X_1, X_2, \dots X_n$ = variáveis explicativas de Y_t ;

E = erro aleatório.

Retardamentos ou defasagens distribuídos surgem na teoria quando alguma causa econômica (por exemplo, uma mudança no preço) produz seu efeito (por exemplo, na quantidade demandada de um bem), não imediatamente, mas de maneira gradual, de modo que o efeito completo só se faz sentir depois que um período de tempo tenha passado, período esse, às vezes, bastante considerável.

A utilização de modelos de defasagens distribuídas em análises empíricas é relativamente antiga. Segundo Griliches, esse método origina-se em trabalhos de Cagan, Friedman, Koych e

Nerlove. O modelo consiste em duas partes: uma função de demanda e uma equação de ajustamento.

A função de demanda determina o uso de fertilizantes desejado, isto é, o equilíbrio do nível de uso a longo prazo. A equação de ajustamento admite que o agricultor se move na direção de eliminar o desequilíbrio entre o nível de uso atual e o nível de uso desejado a longo prazo.

Novamente, utilizando letras minúsculas para representar os logaritmos das variáveis, tem-se:

$$y_t^* = a_0 + a_1x_1 + a_2x_2 + a_3x_3 + \dots + a_nx_n + u_t \quad (I)$$

onde: Y^* = consumo desejado ou de equilíbrio a longo prazo;

X_1 = preço médio real do elemento fertilizante;

$X_2, X_3, \dots X_n$ = variáveis que afetam o consumo de fertilizante, independentemente do seu preço;

u = termo de erro.

Sendo Y_t^* o consumo de fertilizante desejado, o modelo de Nerlove supõe que a variação efetiva que ocorre entre dois períodos é uma proporção da

diferença entre o nível desejado no período t e o nível efetivo que leceu no período precedente, t-1. Assim:

$$y_t - y_{t-1} = b(y_t^* - y_{t-1}) \quad (II)$$

onde, Y_t = consumo atual ou observado de adubos no ano considerado;

Y_{t-1} = consumo observado no ano anterior;

b = coeficiente de ajustamento.

Convertendo-se em unidades originais, a mudança percentual no consumo atual é uma função potência da diferença percentual entre o consumo desejado e o atual, isto é:

$$Y_t/Y_{t-1} = (Y_t^*/Y_{t-1})^b$$

Esse modelo de ajustamento de percentagens difere-se do modelo de

ajustamento linear (II), pois ele assume que a fração de desequilíbrio que é eliminada é menor quanto maior o desequilíbrio.

Uma equação como a (II) não pode ser estimada, pois o consumo de equilíbrio a longo prazo não pode ser observado. Pela substituição de I em II, tem-se a equação a ser estimada, pois todas as variáveis que a compõem são observáveis. Logo,

$$y_t - y_{t-1} = b (a_0 + a_1 x_1 + a_2 x_2 + \dots + a_n x_n + u_t) - y_{t-1}$$

$$y_t - y_{t-1} = ba_0 + ba_1 x_1 + ba_2 x_2 + \dots + ba_n x_n + bu_t - by_{t-1}$$

$$y_t = ba_0 + ba_1 x_1 + ba_2 x_2 + \dots + ba_n x_n + bu_t - by_{t-1} - y_{t-1}$$

$$y_t = ba_0 + ba_1 x_1 + ba_2 x_2 + \dots + ba_n x_n + (1-b)y_{t-1} + bu_t$$

O coeficiente de ajustamento (b) é a parcela de desequilíbrio entre o consumo atual e o consumo planejado a longo prazo que é eliminado em um

ano. É obtido pela subtração do coeficiente de regressão de y_{t-1} da unidade. Quanto mais próximo estiver de um, mais rápida será a convergência

para o equilíbrio. No caso particular em que $b = 1$, o ajustamento é instantâneo, isto é, verifica-se integralmente dentro de um ano, e as demandas de curto e de longo prazo coincidem (3).

Os coeficientes (ou elasticidades, no caso em que as variáveis se apresentam em forma logarítmica) da equação de demanda a longo prazo, são obtidos através da divisão dos coeficientes de curto prazo pelo coeficiente de ajustamento, já que este relaciona as elasticidades a curto e a longo prazos.

O ajustamento das equações estimativas da regressão múltipla será feito através da utilização do método dos quadrados mínimos (12). Da aplicação desse método serão estimados para cada modelo:

- a) um coeficiente de determinação (R^2) que explica percentualmente os efeitos do conjunto de variáveis independentes contidas no modelo, sobre a variável dependente. O efeito da regressão será testado pelo teste "F" que dá a significância estatística da contribuição das variáveis independentes na explicação da variável dependente; e
- b) os coeficientes de regressão parcial (b_{ij}) das variáveis independentes consideradas, onde i está associado a cada variável dependente e j à respectiva variável independente. A hipótese de nulidade, isto é, $b_{ij} = 0$, será testada pelo teste "t" de Student.

As estimativas dos coeficientes obtidos através desse método são estatisticamente consistentes e não "viesadas".

Para testar a hipótese da ausência de correlação serial nos resíduos calculados utilizar-se-á estatística "d" de DURBIN-WATSON (11) e o teste da sequência de sinais. Embora o teste de DURBIN-WATSON não deva ser aplicado a equações contendo valores retardados da variável dependente entre as variáveis explicativas, nesse trabalho ele é utilizado devido à inexistência de outro melhor.

Os dados originais foram processados na Unidade de Processamento de Dados do Instituto de Pesquisas Econômicas da Universidade de São Paulo.

A seleção das melhores equações estimativas, será baseada nos seguintes critérios:

- a) consistência dos resultados com a teoria da demanda;
- b) significância estatística dos coeficientes de regressão;
- c) valor dos coeficientes de correlação entre as variáveis independentes; e
- d) magnitude do coeficiente de determinação.

4.2 - Variáveis: Definição e Fontes

(3) O modelo "tradicional" situa-se neste caso, pois o consumo se ajusta instantaneamente.

4.2.1 - Consumo aparente de fertilizantes

Mede-se o uso de fertilizantes pelas quantidades de nutrientes de plantas que eles contém e não pelo peso total de todos os fertilizantes consumidos. Como os três principais nutrientes de plantas são usados em diferentes proporções e suas taxas de variação de consumo diferem-se entre si com o passar do tempo, as quanti-

dades consumidas desses três nutrientes serão medidas separadamente.

Considera-se o consumo aparente, pois a inexistência de estatísticas sobre estoques impediu a correção desses dados para eliminar certas tendências da série.

Assim, esta variável será expressa da seguinte maneira, em mil toneladas por ano:

N_t = consumo total aparente de N utilizado na agricultura paulista;

P_t = consumo total aparente de P_2O_5 utilizado na agricultura paulista ;

K_t = consumo total aparente de K_2O utilizado na agricultura paulista.

As informações sobre essa variável foram obtidas junto à Associação Nacional da Difusão de Adubos.

exógena, uma vez que determinado por fatores externos ao modelo, é predeterminado pelas firmas que operam no mercado de fertilizantes.

4.2.2 - Consumo aparente de fertilizantes, defasado de um ano

Corresponde à variável anterior, medida com um retardamento, que no presente caso é de um ano.

Para se chegar aos preços dos nutrientes, utilizou-se a série de preços pagos por fertilizantes, referentes a preços de venda na cidade de São Paulo, obtida junto ao Instituto de Economia Agrícola. Os fertilizantes considerados para a construção da série de preços de N, de P_2O_5 e de K_2O são os seguintes:

4.2.3 - Preço de fertilizantes

O preço dos fertilizantes é um dos elementos de maior peso sobre as decisões da agricultura para indicar ou intensificar o seu emprego. Assim, ele é considerado uma das principais variáveis que determinam o volume de fertilizantes comprado pelos agricultores. É considerado uma variável

- a) nitrogenados - salitre do Chile, sulfato de amônia e nitrocálcio;
- b) fosfatados - superfosfato simples e superfosfato triplo; e
- c) potássicos - cloreto de potássio.

Através de ponderações, relativas a

cada fertilizante, obteve-se a série de índices de preços dos nutrientes. A base de comparação utilizada foi o período 1962-66 = 100 e os índices foram corrigidos pelo "índice 2" da Conjuntura Econômica e expressam valores de 1971.

4.2.4 - Área cultivada

Admite-se para o Estado de São Paulo que variações na extensão da área cultivada estão diretamente ligadas ao consumo de fertilizantes.

Para a análise, considerou-se a área cultivada referente às dezesseis principais culturas do Estado, a saber: algodão, laranja, batata, tomate, soja, cana-de-açúcar, café, milho, amendoim, mandioca, cebola, banana, chá, feijão, arroz e mamona

A série de dados foi obtida junto ao Instituto de Economia Agrícola e está expressa em números índices, tendo como base o período 1962-66 = 100.

4.2.5 - Rendimento físico médio

Esta variável deve estar também diretamente relacionada à quantidade demandada de fertilizantes, pois admite-se que o bom rendimento da produção agrícola do ano anterior incentiva o agricultor a utilizar os fertilizantes.

Assim como a área cultivada, o rendimento físico médio foi considerado em números índices e referentes às dezesseis principais culturas do

Estado. Foram obtidos pelo método de PAASCHE, ponderando-se o índice de rendimento de cada produto pela respectiva área cultivada de cada ano. Têm como base o período 1962-66 = 100. Também foram obtidos junto ao Instituto de Economia Agrícola.

4.2.6 - Preços recebidos pelos produtos agrícolas

Os preços dos produtos agrícolas vigentes no ano anterior influenciam diretamente o consumo de fertilizantes no ano seguinte, pois, quanto melhor o preço recebido pelo produtor, mais propenso ele deve estar a utilizar adubos. Assim, a relação preço de produto agrícola e preço de fertilizantes estimula ou desestimula o agricultor para a compra de fertilizantes.

Esses preços pertencem aos dezesseis principais produtos ou culturas do Estado. Estão na forma de índices, obtidos pelo método de Laspeyres, com bases de ponderação e comparação no período 1962-66 = 100 e corrigidos pelo "índice 2" da Conjuntura, expressando valores de Cr\$ de 1971. Foram fornecidos pelo Instituto de Economia Agrícola.

4.2.7 - Preços pagos por insumos agrícolas, exceto fertilizantes

Esta variável foi incluída, pois sabe-se que a melhoria da produtividade, devida a outros fatores de produção, deve estimular direta ou indiretamente o uso de fertilizantes.

A série de preços pagos foi derivada da série de preços pagos pela agricultura paulista, que representa 53,70% do dispêndio do agricultor. Desses 53,70%, 3,62% são gastos com fertilizantes e os 50,08% restantes gastos com máquinas e equipamentos, inseticidas e fungicidas, vacinas e medicamentos, combustíveis e lubrificantes, utensílios e ferramentas, construções e reparos, serviços comprados, alimentos de origem vegetal e animais de trabalho e produção. Os números índices relativos a essa série de preços têm também como base comparativa o período 1962-66 = 100 e foram igualmente corrigidos pelo "índice 2" expressando valores de 1971. A fonte de tais dados é o Instituto de Economia Agrícola.

4.2.8 - Crédito

Junto aos preços de fertilizantes, destaca-se o papel do crédito para a aquisição de fertilizantes, pois, devido aos seus altos preços, o emprego de adubos representa uma fração importante dentro dos custos de produção dos agricultores que os utilizam; assim um apoio financeiro, por parte das entidades competentes, encoraja o produtor rural a comprar fertilizantes.

Esta variável será medida com o auxílio de uma variável binária para levar em conta os deslocamentos da demanda que ocorreram durante os sete anos da série em que se está usando o crédito para a compra de fertilizantes. Ela assume os seguintes valores:

0—para o período 1948-65, em que se

verifica a ausência do sistema creditício;

1—para o período 1966-72, período de funcionamento do sistema.

Com tais valores, essa variável capta possíveis diferenças entre os dois períodos.

4.2.9 - Tendência

Incluiu-se esta variável com o fim de englobar as mudanças tecnológicas ocorridas na agricultura paulista, no período em análise. Inicia-se com 1948 = 0 e representa a sequência anual da série de dados.

5 - ANÁLISE DOS RESULTADOS

5.1 - Equações Seleccionadas para Explicar a Demanda de Nitrogênio

As equações I e II, pertencentes aos modelos "tradicional" e de retardamentos distribuídos, respectivamente, foram as que melhor explicaram a demanda desse elemento no Estado de São Paulo, durante o período em análise.

Em relação aos valores do teste "F", ambas as equações apresentaram coeficientes de determinação (R^2) estatisticamente significantes aos níveis de 0,5% (equação I) e de 0,1% (equação II), podendo-se, pois, rejeitar a hipótese nula de que os dados observados não se ajustam ao modelo. As regressões, são, portanto, consideradas significativas.

As variáveis dependentes incluídas nessas equações apresentaram os sinais dos coeficientes condizentes com a teoria econômica, isto é, todos os coeficientes mostraram os sinais esperados. O quadro 6 apresenta as características dessas regressões.

Na equação I, todas as variáveis revelaram poder explicativo bastante alto, com exceção da variável P_{pg} (preços pagos por insumos agrícolas, exclusive fertilizantes).

A variável D – variável auxiliar para captar a influência do crédito – foi significativa ao nível de 0,5% de probabilidade, indicando que o crédito constitui uma variável das mais importantes para explicar a demanda de nitrogênio. Através dela foi medido o deslocamento da função, para cima, a partir de 1966. Assim a intersecção da função que no período em que não se dispunha do crédito para a compra de fertilizantes (1948-65) apresentou um coeficiente da ordem de $-4,6711$, enquanto que de 1966 para cá esse coeficiente passou para $-4,3606$.

A variável P_N – preço médio real do nitrogênio – apresentou coeficiente significativo ao nível de 5%, sugerindo que um decréscimo de 10% no preço real desse elemento ocasionaria um aumento no seu consumo por parte dos agricultores da ordem de 6,7%. Portanto, a elasticidade-preço do nitrogênio, a curto prazo, é $-0,6747$.

As variáveis A – área cultivada – e T – tendência – apresentaram significância estatística de 10% e 2,5%, respectivamente, e um coeficiente de

correlação simples da ordem de 0,82. Embora relativamente alto esse $r_{A.T}$, as variáveis permaneceram na equação, pois ambas são consideradas relevantes para o modelo, e $r_{A.T} < R$ (coeficiente de correlação múltipla da regressão). Essa decisão foi tomada levando-se em consideração a abordagem de KLEIN (13) sobre o problema da multicolinearidade.

O teste de DURBIN-WATSON detectou a ausência de autocorrelação serial a um nível de 1%. Ao mesmo chegou o teste da sequência de sinais.

Na equação II, todos os coeficientes mostraram significância estatística aos níveis usuais. Embora as variáveis T, N_{t-1} e A apresentassem valores altos para seus coeficientes de correlação simples, permaneceram na equação, pois novamente aqui adotou-se o critério de Klein.

A significância da variável auxiliar permite deduzir que há uma diferença no consumo do nitrogênio, entre o período em que não se dispunha de crédito e aquele em que sua utilização se fez sentir.

A elasticidade-preço do N, a curto prazo, apresenta um valor de $-0,4775$, indicando que, a um decréscimo de 10% no preço desse elemento, os agricultores respondem com um aumento na quantidade consumida da ordem de aproximadamente 4,78%.

O coeficiente da variável consumo retardado é 0,5718 e o coeficiente de ajustamento, 0,43, aproximadamente, sugerindo que 43% das diferenças entre

consumo e equilíbrio a longo prazo são eliminados em um ano. A elasticidade-preço a longo prazo é $-1,1151$, mostrando que, "coeteris paribus", um decréscimo de 10% no preço do nitrogênio, em dado ano, estaria associado a um aumento de 11,15% no seu consumo.

O teste de DURBIN-WATSON, aplicado a essa regressão, mostrou-se inconclusivo quanto à ausência de autocorrelação, enquanto o teste de sequência de sinais indicou a ausência de autocorrelação serial estatisticamente significativa nos resíduos calculados.

Dos resultados econômicos obtidos através dessas equações, pode-se inferir que o consumo de nitrogênio pelos agricultores paulistas é afetado pelas variáveis: consumo do ano anterior, preço do elemento, crédito, tendência, área cultivada e preço de outros insumos agrícolas.

Outras variáveis foram testadas, mas os resultados obtidos não foram melhores que os aqui apresentados.

5.2 - Equações Seleccionadas para Explicar a Demanda de Fósforo

O quadro 7 apresenta as duas melhores equações explicativas da demanda desse elemento no Estado de São Paulo. A equação I pertence ao modelo "tradicional" e a equação II ao modelo de ajustamentos retardados.

O coeficiente de determinação (R^2) foi de 0,8372, para a equação I, o que significa dizer que as variáveis independentes na equação estariam expli-

cando 84% da variação na quantidade demandada de fósforo. Os valores obtidos para o teste "t" demonstram que o coeficiente de regressão da variável preço médio real de P_2O_5 é estatisticamente significativa ao nível de 20% de probabilidade; o de área cultivada ao nível de 0,05%; o de rendimento físico médio ao nível de 30% e o da variável binária ao nível de 0,05%. A única variável que se apresentou com sinal contrário ao esperado foi a variável rendimento físico médio e, para essa inversão, teoricamente, não há uma justificativa.

A análise de variância da regressão múltipla ($F = 24,432$) demonstrou que o coeficiente de correlação múltipla é diferente de zero ao nível de 1% de probabilidade.

Os resultados dessa equação sugerem que, "coeteris paribus", uma diminuição de 10% no preço do fósforo, em dado ano, estaria associado a um aumento de 4,25% no seu consumo. Portanto, a elasticidade-preço para esse elemento a curto prazo é $-0,425$.

A partir de 1966, observou-se um deslocamento, para cima, da função, medido pela variável binária, mostrando que, também para o fósforo, o crédito é variável de grande importância para explicar o seu consumo. O coeficiente de intersecção da função passa de $-6,4677$ (período 1948-65) para $-6,1377$ (período 1966-72).

O teste de DURBIN-WATSON foi inconclusivo quanto à existência de correlação serial nos resíduos a 5% e a

1%. O teste de sequência de sinais, embora menos poderoso que o primeiro, determinou a inexistência de autocorrelação residual.

A equação II, significativa a 0,1% de probabilidade, apresentou coeficiente de determinação da ordem de 0,9399. Novamente, nessa equação é encontrada a inversão do sinal do coeficiente da variável rendimento físico médio. Os coeficientes das demais variáveis apresentaram-se todos com o sinal esperado.

Com a inclusão da variável consumo retardado, verificou-se um aumento de significância para o coeficiente da variável preço real do fósforo, enquanto que a variável área cultivada e a variável auxiliar tiveram suas significâncias diminuídas, em relação à equação I.

O coeficiente de elasticidade-preço a curto prazo é de $-0,3144$ e o coeficiente de ajustamento é igual a $0,4131$, obtendo-se através deste uma elasticidade-preço a longo prazo da ordem de $-0,7611$. O coeficiente de ajustamento sugere que 41% das diferenças entre consumo e equilíbrio a longo prazo são eliminados em um ano.

Por seu lado, o coeficiente de elasticidade-preço a longo prazo sugere que, "coeteris-paribus", um decréscimo de 10% no preço real do fósforo, em dado ano, estaria associado a uma elevação de seu nível de uso de 7,6% aproximadamente.

O coeficiente da variável binária,

significativo ao nível de 0,5% de probabilidade, mostra que há diferenças significativas entre os períodos 1948-65 e 1966-72. Através dessa variável, o coeficiente de intersecção da função passa de $-1,5178$ para $-1,3459$, mostrando que a função foi deslocada para cima, a partir do ano em que se implantou o sistema de crédito para a compra de fertilizantes.

O teste de DURBIN-WATSON apresentou-se inconclusivo quanto à existência de autocorrelação serial nos resíduos tanto a 5% quanto a 1%. O teste de sequência de sinais, demonstrou a ausência de autocorrelação nos resíduos da função estimada.

Tanto para a equação I como para a equação II, não houve problemas de multicolinearidade entre as variáveis, pois os coeficientes de regressão parciais foram relativamente pequenos em valor.

Dos resultados obtidos através de duas equações, infere-se que o consumo de P_2O_5 no Estado de São Paulo é influenciado diretamente pela área cultivada, pelo crédito para a compra de fertilizantes e por seu consumo no ano anterior e inversamente pelo seu preço real.

5.3 - Equações Seleccionadas para Explicar a Demanda de Potássio

Para explicar a demanda de potássio no Estado de São Paulo, foram escolhidas as equações apresentadas no quadro 8.

QUADRO 6. - Resultados da Análise de Regressão Múltipla: Demanda de Nitrogênio no Estado de São Paulo, 1948-72 (1)

Equação I (em log)

$$N_t = -4,6711 - 0,6747 P_N^{****} + 1,0173 P_{pg}^{**} + 2,5015 A^{***} + 0,3105 D^{+++} + 0,4526 T^+ \\ (-1,8159) \quad (0,9221) \quad (1,5469) \quad (3,7116)$$

$R^2 = 0,9202$ $Dw = 1,6452$ $F = 41,535^{+++}$

Equação II (em log)

$$N_t = -0,4079 - 0,4775 P_N^{***} + 0,8981 A_t^* + 0,1279 D^{***} + 0,5718 N_{t-1}^{+++} + 0,1897 T^{**} \\ (-1,5011) \quad (0,6176) \quad (1,5264) \quad (2,9201)$$

$R^2 = 0,9433$ $Dw = 2,8248$ $F = 59,917^{++}$

Variáveis

- N_t = consumo aparente de nitrogênio;
- P_N = preço médio real de nitrogênio;
- P_{pg} = índice geral de preços pagos por insumos agrícolas, exclusive fertilizantes;
- A = área cultivada (16 produtos);
- D = variável auxiliar;
- N_{t-1} = o mesmo que N_t , retardado de um ano;
- T = tendência

Níveis de significância: * para 30%; ** para 20%; *** para 10%; **** para 5%; + para 2,5%; ++ para 1%; +++ para 0,5% ou menos.

QUADRO 7. — Resultados da Análise de Regressão Múltipla: Demanda de Fósforo no Estado de São Paulo, 1948-72

Equação I (em log)

$$P_t = -6,4677 - 0,4253 P_p^{***} + 5,2004 A^{+++} - 0,6245 R^* + 0,3300 D^{+++}$$

$$\begin{matrix} & (-1,1745) & (6,5162) & (-1,1122) & (4,1982) \end{matrix}$$

$$R^2 = 0,8372 \quad Dw = 1,2852 \quad F = 24,432^{+++}$$

Equação II (em log)

$$P_t = -1,5178 - 0,3144 P_p^{***} + 1,8499 A^+ - 0,4000 R^* + 0,1710 D^{+++}$$

$$\begin{matrix} & (-1,3860) & (2,3633) & (-1,1342) & (3,0307) \end{matrix}$$

$$+ 0,5869 P_{t-1}^{***}$$

$$(5,5486)$$

$$R^2 = 0,9399 \quad Dw = 1,5857 \quad F = 56,346^{+++}$$

Variáveis:

P_t = consumo aparente de fósforo;

P_p = preço médio real do fósforo;

A = área cultivada;

R = rendimento físico médio;

D = variável auxiliar;

P_{t-1} = o mesmo que P_t , no ano anterior

Níveis de significância: * para 30%; ** para 20%; *** para 10%; **** para 5%; + para 2,5%; ++ para 1%; +++ para 0,5% ou menos.

QUADRO 8. - Resultados da Análise de Regressão Múltipla: Demanda de Potássio no Estado de São Paulo, 1948-72 (1)

Equação I (em log)

$$K_t = -7,9691 - 0,6349 P_K^{++} + 1,2525 P_{pg}^{*} + 4,7706 A^{***} - 0,5843 R$$

(-2,6531)
(1,2276)
(4,5358)
(-1,0413)

$$+ 0,3702 D^{+++}$$

(4,3797)

$R^2 = 0,8982$ $Dw = 2,0623$ $F = 31,763^{+++}$

Equação II (em log)

$$K_t = 3,8336 - 0,3022 P_K^{*} + 2,6544 A^{+} + 0,1597 D^{+} + 0,4931 K_{t-1}^{++}$$

(-1,2515)
(2,1936)
(2,3538)
(2,8752)

$R^2 = 0,9218$ $Dw = 2,9451$ $F = 56,010^{+++}$

Variáveis:

- K_t = quantidade demandada de potássio;
- P_K = preço real do potássio;
- P_{pg} = preço pago por insumos agrícolas, exceto fertilizantes;
- A = área cultivada
- R = rendimento físico médio
- D = variável binária
- K_{t-1} = o mesmo que K_t , no ano anterior.

(1) Níveis de significância: * para 30%; + para 20%; ++ para 10%; +++ para 5%; + para 2,5%; ++ para 1%; +++ para 0,5% ou menos.

Variáveis:

K_t = quantidade demandada de potássio;

P_K = preço real do potássio;

P_{pg} = preço pago por insumos agrícolas, exceto fertilizantes;

A = área cultivada;

R = rendimento físico médio;

D = variável binária;

K_{t-1} = o mesmo que K_t , no ano anterior.

Níveis de significância: * para 30%; ** para 20%; *** para 10%; **** para 5%; + para 2,5%; ++ para 1%; +++ para 0,5% ou menos.

A equação I, significativa ao nível de 0,5% de probabilidade, apresenta um R^2 da ordem de 0,8982. Com exceção da variável R – rendimento físico médio – as variáveis revelaram-se altamente significativas e os sinais observados para seus coeficientes de acordo com a relação esperada.

A variável D – variável auxiliar – a, de mais alta significância estatística na regressão, confirma como para os outros dois elementos – nitrogênio e fósforo – a importância do crédito para a compra de fertilizantes a partir de 1966, mostrando que há uma diferença significativa entre os períodos de ausência e presença de crédito para a compra do potássio pelos agricultores do Estado.

A elasticidade-preço do potássio, a curto prazo, estimada através dessa equação, apresenta um valor de -0,6349.

A estatística de Durbin-Watson bem como o teste da sequência de sinais mostraram a ausência de correlação serial nos resíduos calculados da equação.

Pela equação II, tem-se que 92% das variações ocorridas na quantidade demandada de potássio são explicadas pelo preço real do elemento, pela área cultivada, pela quantidade demandada de potássio no ano anterior e, a partir de 1966, pela presença do crédito para a compra de fertilizantes.

Nessa equação, todos os coeficientes das variáveis apresentaram-se com os sinais esperados e altamente significativos.

A elasticidade-preço do potássio, a curto prazo, é de -0,3022. O coeficiente da variável consumo retardado – K_{t-1} – é 0,4931 e o coeficiente de ajustamento – b – é 0,5069, indicando que praticamente 51% das diferenças entre consumo e equilíbrio a longo prazo são eliminadas em um ano e 49% posteriormente.

A elasticidade-preço a longo prazo é -0,5962, sugerindo que a um decréscimo de 10% no preço real do potássio, em dado ano, associa-se um aumento na sua quantidade demandada de aproximadamente 6%.

O teste de Durbin-Watson foi in-

conclusivo quanto à existência de autocorrelação serial negativa nos resíduos a 5% e a 1%. O teste de sinais chegou à ausência de autocorrelação serial.

Devido ao problema de alta multicolinearidade entre as variáveis consumo defasado e tendência, esta última não foi mantida em nenhuma das equações do modelo recursivo ajustadas, pois o valor do coeficiente de correlação simples entre tais variáveis sempre excede o R múltiplo da regressão. No caso de não se incluir a variável defasada (modelo tradicional) a variável tendência sempre aparece com sinal negativo, para o que não se conhece uma justificativa teórica.

De acordo com a equação II, tem-se que o consumo de potássio é afetado primeiramente pela quantidade desse elemento consumida no ano anterior, seguindo-se pela área cultivada e pelo crédito a partir de 1966 e por último pelo seu preço real.

5.4 - Análise Comparativa Entre os Elementos

Uma análise geral dos resultados obtidos através do modelo tradicional sugere que:

a) os valores obtidos para os coeficientes de elasticidade-preço são sempre menores que a unidade, sugerindo uma demanda relativamente inelástica com relação aos preços dos elementos fertilizantes. Também em relação a esses coeficientes, verifica-se que os preços reais do nitrogênio e do potássio são bastante influentes em suas quantidades demandadas,

não ocorrendo o mesmo com o fósforo;

- b) em relação aos preços pagos por outros insumos agrícolas (exceto fertilizantes), nota-se uma pequena resposta do nitrogênio e do potássio. Quando essa variável é incluída para explicar a demanda de fósforo, ela aparece com o sinal contrário ao esperado e destituída de qualquer significância;
- c) variações no mesmo sentido da área cultivada são muito mais importantes na explicação da demanda de fósforo de que na de nitrogênio e na de potássio; os valores obtidos para os coeficientes dessa variável — área cultivada — sugerem uma relação relativamente elástica com o consumo de nutrientes de plantas;
- d) com relação ao rendimento físico médio, obtiveram-se coeficientes com baixa significância estatística. Com certa limitação pode-se dizer que ele revela uma relação relativamente inelástica com o consumo de fósforo e de potássio. Em relação ao nitrogênio, não se obteve uma medida de sua influência;
- e) os valores dos coeficientes da variável auxiliar, para os três elementos, sugerem um deslocamento para cima, a partir de 1966, da função de demanda; e
- f) a variável tendência é significativa na demanda de nitrogênio. Devido ao seu alto grau de correlação com o consumo defasado, foi omitida das equações de demanda de fósforo e de potássio.

Passando aos resultados obtidos pelo modelo de defasagens distribuídas, tem-se:

- a) os coeficientes da variável preço médio real dos elementos apresentaram valores bastante semelhantes para o fósforo e o potássio, tal não se verificando em relação ao nitrogênio; todos eles são menores do que a unidade, sugerindo, pois, uma demanda relativamente inelástica a curto prazo;
- b) os coeficientes de ajustamento sugerem uma convergência para o equilíbrio mais rápida do potássio do que o nitrogênio e o fósforo;
- c) a longo prazo, pode-se dizer que a demanda de nitrogênio é relativamente elástica enquanto que a de fósforo e a de potássio são relativamente inelásticas em relação aos preços, sendo a de fósforo menos inelástica que a de potássio;
- d) as respostas do consumo em relação às variações na área cultivada são mais sensíveis em relação ao potássio e ao fósforo do que em relação ao nitrogênio; e
- e) através da significância estatística dos coeficientes da variável auxiliar, foi verificado também para este modelo um deslocamento da função de demanda dos três elementos para cima, a partir de 1966, ano esse em que se institucionalizou o sistema de crédito para a compra de fertilizantes.

De uma maneira geral, pode-se dizer

que tanto o modelo tradicional como o modelo de retardamentos distribuídos se ajustaram bem para explicar a demanda de nutrientes de plantas no Estado de São Paulo, embora este último apresente resultados mais satisfatórios.

6 – CONCLUSÕES

Pelos resultados obtidos e pelas informações colhidas durante o andamento da pesquisa pode-se inferir que:

- a) a tendência do consumo de nitrogênio, de fósforo e de potássio no Estado de São Paulo é de aumento. Durante o período 1948-72 o consumo aparente total (N-P-K) aumentou em cerca de 25 vezes;
- b) a utilização de fertilizantes fosfatados pela agricultura paulista supera a de nitrogenados e a de potássicos, embora a proporção de fósforo e potássio em relação ao nitrogênio tenha decrescido;
- c) o consumo de fertilizantes em 1972, em kg/ha de elementos nutrientes, foi de 29,4 para os nitrogenados, 46,1 para os fosfatados, 31,5 para os potássicos e 107,0 para NPK. Esses números evidenciam que o Estado de São Paulo encontra-se em nível acima da média do país, e que tal nível já pode ser comparado àqueles das regiões de agricultura desenvolvida;
- d) a relação relativamente desfavorável entre os preços dos produtos agrícolas e os preços reais pagos pelos insumos (exceto fertilizantes), vi-

gente no período em análise, dificultou uma maior utilização de fertilizantes, pois benefícios advindos destes dependem também do emprego de insumos complementares;

- e) a tendência do preço real dos três nutrientes foi de baixa nos últimos anos, o que condicionou o aumento do uso de fertilizantes no Estado. Em 1972, fez-se notar uma tendência de alta nos preços, mas mesmo assim o consumo continua a expandir-se;
- f) a produção nacional tanto de nitrogenados como de fosfatados tende a expandir-se. Espera-se que em 1975 a produção interna de fosfatados solúveis satisfaça 85% da demanda nacional; também espera-se, para esse mesmo ano, a auto-suficiência do Brasil em relação aos nitrogenados;
- g) a instituição do sistema de crédito para a compra de fertilizantes em 1966, com a criação do FUNFERTIL, provocou um aumento considerável no uso de fertilizantes pela agricultura paulista daquela data até o presente. A influência do programa foi medida neste trabalho através da variável binária ("dummy variable"), que captou diferenças significativas entre os períodos "antes FUNFERTIL" e "pós FUNFERTIL";
- h) uma análise dos dados referentes à área cultivada do Estado de São Paulo, quando relacionados ao consumo de fertilizantes, permite inferir que o aumento do nível de consumo deve-se mais a uma intensificação de uso do que a um aumento de área, pois, enquanto o consumo elevou-se em cerca de 25 vezes durante o período em análise, a área cultivada não chegou a expandir-se, em duas vezes;
- i) as estimativas obtidas pelas equações I (modelo tradicional), sugerem que o preço médio real dos elementos é uma variável relevante na explicação da demanda de nitrogênio e potássio e de razoável significância na de fósforo. Em todas as equações o coeficiente da variável preço foi sempre negativo, de acordo com o esperado. A queda secular dos preços reais de fertilizantes no período analisado pode ser responsabilizada pela importância dessa variável na explicação da demanda;
- j) a influência da variável tendência só foi medida na demanda de nitrogênio, apresentando-se bastante significativa no modelo tradicional. Pelo fato de estar altamente correlacionada com o consumo defasado de fósforo e de potássio e com a área cultivada, ela foi omitida dos modelos para esses dois elementos. Mesmo assim pode-se afirmar que a tendência influencia bastante o consumo de fertilizantes pela agricultura paulista;
- k) a variável rendimento físico médio das principais culturas não apresentou resultados estatisticamente significativos. Somente na demanda de fósforo é que parece exercer

alguma influência, mesmo assim baixa, além de aparecer sempre com o sinal negativo;

l) a variável preços recebidos pelos produtos agrícolas, incluída na maioria das equações, apresentou-se significativa para os três elementos, embora sempre com o sinal contrário ao esperado (sinal negativo) para o que não se encontrou uma justificativa teórica. Tal inversão também foi encontrada por CIBANTOS (2);

m) a área cultivada é variável relevante na explicação da demanda dos três nutrientes. No modelo tradicional seu coeficiente aparece altamente significativo, sendo parte dessa significância perdida quando se inclui a variável consumo retardado, pois esta última absorve parte de sua explicação;

n) da mesma forma que nos estudos em que se baseou este trabalho, o modelo de ajustamento retardado ajustou-se melhor na estimativa da demanda de elementos fertilizantes no Estado de São Paulo, relativamente ao modelo tradicional; e

o) os resultados obtidos através das equações do modelo de retardamentos sugerem, para os três nutrientes, uma relação inversa entre preço real de nutrientes e o consumo, num dado ano, e uma relação direta entre o consumo no ano anterior e o consumo no ano considerado:

— para o nitrogênio, encontrou-se um

coeficiente de ajustamento igual a 0,43, sugerindo que, aproximadamente 10% do desequilíbrio entre o consumo atual e o desejado, a longo prazo, é eliminado em um ano. A elasticidade da demanda para nitrogênio em relação ao preço real é $-0,48$, a curto prazo, e $-1,12$, a longo prazo. Portanto, a demanda de nitrogênio mostra-se relativamente inelástica a curto prazo, isto é, a uma variação de 10% no preço real do nitrogênio, num dado ano, "coeteris paribus", é de se esperar uma variação de 4,8% em sentido inverso no seu consumo. A longo prazo, a demanda é relativamente elástica, isto é, a um decréscimo de 10% no preço real do nitrogênio, num dado ano, "coeteris paribus", responde-se com um aumento na quantidade consumida da ordem de 11,2%;

— para o fósforo, o coeficiente de ajustamento encontrado foi da ordem de 0,41, bastante próximo do valor encontrado para o coeficiente de ajustamento do nitrogênio. A elasticidade-preço da demanda de fósforo em relação ao preço real é $-0,31$, a curto e $-0,76$, a longo prazo. Assim, tanto a curto como a longo prazo, a demanda de fósforo é relativamente inelástica;

— o potássio apresentou um coeficiente de ajustamento igual a 0,51, diferindo relativamente dos valores dos coeficientes encontrados para o nitrogênio e o fósforo. Esse valor permite uma convergência para o equilíbrio mais rápido do potássio do que o nitrogênio e o fósforo. A elasticidade-preço da demanda de potássio em relação ao preço real é $-0,30$ a curto prazo

(bastante próxima à elasticidade-preço do fósforo), e $-0,60$, a longo prazo, concluindo-se, pois, que a demanda de potássio mostra-se relativamente inelástica, tanto a curto como a longo prazo;

— tanto para o nitrogênio e fósforo, bem como para o potássio, a influência do sistema creditício foi altamente significativa, medida pelas variáveis binárias. A partir de 1966, a presença do sistema de crédito provocou uma mudança estrutural na função de demanda dos três nutrientes, isto é, a função foi deslocada para cima. Tal mudança reflete a importância que o

crédito assume em relação à procura de fertilizantes. Também a alta significância dessa variável parece estar contribuindo para as elasticidades menores do que 1, encontradas a longo prazo para o fósforo e o potássio.

— com as devidas limitações, este trabalho pretendeu mostrar as modificações que estão ocorrendo com o consumo de nutrientes de plantas no Estado de São Paulo. Em relação aos preços reais, a demanda de nitrogênio se está tornando mais elástica, enquanto a de fósforo e a de potássio menos inelástica.

STRUCTURAL RELATIONS OF FERTILIZER DEMANDS IN THE STATE OF SÃO PAULO

SUMMARY

Fertilizer use represents one of the most efficient means by which agricultural productivity can be increased. Because of its importance in increasing productivity, this study examines the demand for fertilizers in the state of São Paulo not in the aggregate but for individual elements (N, P, K). The specific objectives are: to describe the evolution of fertilizer use in the state between 1948 and 1972; and estimate demand functions for fertilizer and determine short and long-run price elasticities. The multiple regressions were fitted using ordinary least squares.

The independent variables used were: lagged consumption of fertilizers, area cultivated, yield, prices received by farmers, prices paid by farmers (excluding fertilizer prices), credit, and a trend term.

From the estimated functions, the best were selected which gave an idea of the most relevant variables which determine the demand for N, P_2O_5 , and K_2O in the state of São Paulo.

LITERATURA CITADA

1. BRASIL. MINISTÉRIO DA AGRICULTURA. EAPA/SUPLAN. Identificação e avaliação preliminar da política de estímulos à produção e uso de fertilizantes. Brasília, DF, 1972. (1.º Relatório).
2. CIBANTOS, Jubert S. Demanda de fertilizantes no Estado de São Paulo Piracicaba, SP, ESALQ/USP, 1972. (Tese de doutoramento).
3. EM BUSCA da auto-suficiência. Dir. Rurl, 11 (7/8): 12-32, jul/ago. 1972.
4. FOOD AND AGRICULTURE ORGANIZATION, Roma. Annual fertilizer review. Roma, 1971.
5. GRILICHES, Zvi. The demand for fertilizers: an economic interpretation of a technical change. Jour. Farm Econ., 40 (3): 591-606, aug. 1958.
6. _____. The demand for inputs in agriculture and a derived supply elasticity. Jour. Farm Econ., 41 (2): 309-322, may 1959.
7. _____. Distributed lags, disaggregation and regional demand functions for fertilizer. Jour. Farm Econ., 41 (1): 90-102, feb. 1959.
8. HEADY, E. O. & YEH M. H. National and regional demand functions for fertilizer. Jour. Farm Econ., 41 (2): 332-348, may 1959.
9. HOFFMANN, Rodolfo. Análise de regressão: uma introdução à econometria, parte I. Piracicaba, SP, ESALQ/USP, 1973. p. 5-6. (Série Didática, 30).
10. HSU, Robert C. The demand for fertilizer in a developing country: the case of Taiwan, 1950-66. Econ. Dev. & Cult. Change, 20 (2): 299-305, feb. 1972.
11. JOHNSTON, J. Econometric methods. 2nd ed. New York, McGraw-Hill, 1972.
12. _____. Métodos econométricos. Trad. Seiki Kaneko Endo. São Paulo, Atlas, 1971.
13. KLEIN, Lawrence R. An introduction to econometrics. Englewood Cliffs, Prentice-Hall, 1962.
14. SÃO PAULO. SECRETARIA DA AGRICULTURA. INSTITUTO DE ECONOMIA AGRÍCOLA. Desenvolvimento da agricultura paulista. São Paulo, 1972.
15. _____. Prognóstico: ano agrícola 73/74. São Paulo, 1973.
16. SEITEC, PROJETOS DE DESENVOLVIMENTO S. C. Ltda., São Paulo. Estudo nacional de fertilizantes. São Paulo, BNDE, IPEA, ANDA, jan. 1973.

PROCURA E OFERTA DE MÃO-DE-OBRA AGRÍCOLA NO ESTADO DE SÃO PAULO ⁽¹⁾

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 ⁽²⁾. 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:

$$\begin{aligned} \text{FTT}_t = & d_1 + B_1 S_t + B_2 \text{PRPP}_t + B_3 \text{PROD}_t + \\ & + B_4 \text{LR}_t + B_5 \text{FTT}_{t-1} + u_t \end{aligned} \quad (1)$$

Oferta:

$$\begin{aligned} \text{FTT}_t = & d_2 + B_6 S_t + B_7 \text{RNA}_t + B_8 \text{IM}_t + \\ & + B_9 T + B_{10} \text{FTT}_{t-1} + v_t \end{aligned} \quad (2)$$

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 reduziram 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 _{t-1})	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.

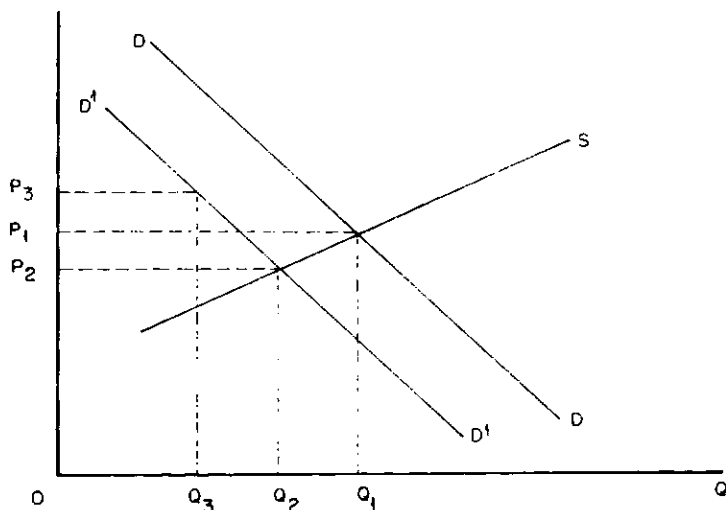


FIGURA 1. - Impacto da Legislação Trabalhista Brasileira no Emprego Agrícola.

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 $D' D'$, 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.^o, 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 ⁽¹⁾ (1.000 trabalhadores)	Salário real ⁽²⁾ (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).

AGRICULTURA EM SÃO PAULO

Boletim Técnico do Instituto de Economia Agrícola

Ano XXI

Tomo III

1974

ESTRUTURA DA OFERTA DE OLEAGINOSAS E DEMANDA DE ÓLEOS COMESTÍVEIS EM SÃO PAULO – 1948-72 (1)

Iby A. Pedroso
Fernando A. A. Sever

Usando modelo de equações simultâneas de Nerlove, procurou-se estimar a estrutura da oferta das principais oleaginosas no Estado de São Paulo. A partir dos coeficientes destas equações fez-se uma projeção da oferta de algodão, soja, amendoim e mamona para 1980. Em seguida foram projetadas as demandas dos óleos de milho, soja, algodão e amendoim para o Estado também para o ano de 1980. Calcularam-se ainda as necessidades de matéria-prima para o atendimento do consumo estadual.

Os resultados indicam déficit considerável na oferta de amendoim, um possível equilíbrio para o algodão e um superavit para a soja, o qual entretanto não considera as possíveis exportações do produto.

De modo geral os resultados da análise não indicam grandes modificações na situação atual dos mercados, exceção feita ao possível deterioramento, ainda maior, da oferta de amendoim.

1 – INTRODUÇÃO

O aumento da renda per capita e o crescimento da população condicionam não só o aumento do consumo dos alimentos como também a produção dos mesmos.

Um setor fundamental na alimentação humana é constituído pelas oleaginosas que são as fontes principais dos lipídeos. O conhecimento da estrutura do mercado, possibilitando a

identificação dos fatores que o afetam, é fundamental para o estabelecimento de políticas econômicas, especialmente para países como o Brasil, onde o processo rápido de desenvolvimento com a conseqüente urbanização, traz mudanças profundas nos hábitos de consumo e nos padrões da produção.

Se se analisar, para o Brasil, a produção de óleos vegetais pode-se verificar no quadro 1 que, para um período relativamente curto, ocorreram

(1) Este trabalho foi feito a partir de sugestão do Instituto Privado para Fomento de Oleaginosas. Os autores agradecem as críticas de Fernando B. Homem de Melo e R. G. Saylor. Liberado para publicação em 30 de dezembro de 1974.

QUADRO 1. — Produção e Porcentagem, por Espécies, dos Óleos Alimentícios no Brasil, 1969-71

Espécie	1969		1970		1971	
	t	%	t	%	t	%
Amendoim	89.682	24	131.308	29	134.287	26
Caroço de Algodão	177.117	47	146.574	32	126.728	25
Gergelim	—	—	35	0	23	0
Girassol	5.011	1	2.937	1	4.703	1
Milho	7.446	2	7.539	2	2.280	0
Soja	99.157	26	165.717	36	246.652	48
Total	378.413	100	454.110	100	514.673	100

Fonte: Escritório de Estatísticas Agrícolas (EAGRI), Ministério da Agricultura.

mudanças profundas em sua distribuição relativa, conforme dados do EAGRI (1).

Nota-se pela análise do quadro que a participação relativa do óleo de caroço de algodão caiu de 47% para 25% enquanto que o óleo de soja no mesmo período passou de 26% para 48%, e as alterações verificadas nas participações dos outros produtos foram insignificantes. Embora o período coberto seja pequeno, é inegável que existe uma tendência considerável para a substituição do óleo de algodão pelo de soja. Estas modificações evidentemente trazem profundas alterações na estrutura de produção e comercialização dos produtos envolvidos. A compreensão das mudanças e identificação dos fatores responsáveis podem dar ao Governo, aos produtores e aos processadores uma ferramenta bastante segura para, dentro de seus setores, ajustarem suas atividades de maneira a atender as exigências do consumidor e da economia como um todo.

Este trabalho procura analisar os fatores que afetam a estrutura da oferta das seguintes oleaginosas: soja, algodão, amendoim e mamona; estimar o crescimento da demanda desses produtos e de milho e o crescimento da oferta (exceto milho) da parcela destinada à produção de óleo comestível para o Estado de São Paulo. Vários trabalhos existem que analisam oferta e demanda das oleaginosas, entre eles, um dos mais completos e que também fez uma revisão da literatura disponível é de CARMO (2). Não parece existir, entretanto, trabalho que analise a oferta e procura das oleaginosas com vistas às necessidades da indústria de óleos.

2 — ESTRUTURA DA OFERTA

A análise da oferta das oleaginosas, objeto deste estudo, é inicialmente feita por meio de estimativa simultânea das funções de área plantada com cada uma das culturas. O modelo utiliza

funções tipo NERLOVE (9) para área cultivada e pressupõe que existe uma relação entre as áreas cultivadas das oleaginosas estudadas, isto é, a determinação da área de cultivo de uma das culturas depende da área das outras.

Em outras palavras, o modelo considera que as culturas analisadas competem no uso do recurso terra e, também, que a estrutura da oferta dos produtos é dada pelo conjunto de equações abaixo:

$$AA_t = f(PA_{t-1}, AM_t, AS_t, AMA_t, AA_{t-1}, T)$$

$$AM_t = f(PM_{t-1}, AA_t, AS_t, AMA_t, AM_{t-1}, T)$$

$$AMA_t = f(PMA_{t-1}, AM_t, AS_t, AA_t, AMA_{t-1}, T)$$

$$AS_t = f(PS_{t-1}, AM_t, AA_t, AMA_t, AS_{t-1}, T)$$

As variáveis são:

AA_t = área plantada em ha com algodão no tempo t

AM_t = área plantada em ha com amendoim no tempo t

AMA_t = área plantada em ha com mamona no tempo t

AS_t = área plantada em ha com soja no tempo t

PA_{t-1} = preço do algodão no tempo t-1 em cruzeiro de 1971 por tonelada

PM_{t-1} = preço do amendoim no tempo t-1 em cruzeiro de 1971 por tonelada

PMA_{t-1} = preço da mamona no tempo t-1 em cruzeiro de 1971 por tonelada

PS_{t-1} = preço da soja no tempo t-1 em cruzeiro de 1971 por tonelada

T = tendência

Os dados utilizados são das séries do Instituto de Economia Agrícola com observações anuais de 1948 a 1973. A determinação dos coeficientes foi feita com dois modelos economé-

tricos, um logarítmico em dois estágios e outro linear também em dois estágios. Para análise da estrutura de oferta utilizou-se o logarítmico.

Os resultados para as equações finais aparecem a seguir ⁽²⁾:

Algodão

$$\log AA_t = -0,7635 + 0,4698 \log AA_{t-1} + 0,7387 \log PA_{t-1} + 0,1813 \log AM_t$$

(2,5291)** (1,3340)* (0,8593)

$$- 0,1398 \log AMA_t + 0,0272 \log AS_t - 0,2030 \log T$$

(0,4433) (0,3954) (1,5001)*

$$R^2 = 0,7380$$

$$Dw = 1,617$$

Amendoim

$$\log AM_t = 0,5773 + 0,7596 \log AM_{t-1} + 0,4079 \log PAM_{t-1} - 0,3014 \log AA_t$$

(4,5217)** (1,3427)* (1,1140)

$$- 0,2392 \log AMA_t - 0,0687 \log AS_t + 0,1944 \log T$$

(0,8651) (1,1388) (1,2669)

$$R^2 = 0,8202$$

$$Dw = 1,778$$

Mamona

$$\log AM A = -2,1382 + 0,5870 \log AMA_{t-1} + 0,6349 \log PMA_{t-1} + 0,2169 \log AA_t$$

(2,2520)** (3,4494)** (0,8848)

$$+ 0,1454 \log AM_t - 0,0162 \log AS_t + 0,1491 \log T$$

(0,5327) (0,2334) (0,7241)

$$R^2 = 0,7263$$

$$Dw = 2,821$$

(2) Os números entre parênteses correspondem às estatísticas "t" de Student. Um asterisco o teste é significante ao nível de 10% de probabilidade; dois asteriscos, ao nível de 5%.

Soja

$$\log AS = -3,2561 + 0,9257 \log AS_{t-1} + 0,7944 \log PS_{t-1} + 0,2909 \log AA_t$$

$$(8,3440)^{**} \quad (0,6396) \quad (0,5680)$$

$$+ 0,0045 \log AM_t + 0,0071 \log AMA_t + 0,4010 \log T$$

$$(0,0130) \quad (0,0139) \quad (1,3983)^*$$

$$R^2 = 0,9416$$

$$Dw = 1,447$$

A partir desses resultados calculou-se as elasticidades-preço da área plantada, tanto a curto como a longo prazo. Estas aparecem no quadro 2.

Esta análise foi feita com o intuito de verificar os possíveis efeitos da competição entre as principais oleaginosas cultivadas no Estado, e assim conhecer melhor a estrutura da oferta

desses produtos. De modo geral, baseado nos resultados, pode-se concluir que não só os preços dos próprios produtos como também a área cultivada com as oleaginosas no ano anterior são os determinantes mais específicos da produção.

No algodão, o coeficiente do log da área plantada no ano anterior e o coeficiente do log do preço do algodão

QUADRO 2. -- Elasticidades - Preço da Área Plantada com Oleaginosas, Estado de São Paulo, 1948-73

Produto	Elasticidade	
	Curto Prazo	Longo Prazo
Algodão	0,7387	1,3932
Amendoim	0,4079	1,6968
Mamona	0,6348	1,5370
Soja	0,7944	10,6918

no ano anterior e da tendência são significativos, o primeiro ao nível de 5% e os outros dois a 10%. Os coeficientes das outras variáveis não são significativos e, portanto, sugerem inexistência de forte competição no uso dos recursos entre o algodão e as outras culturas analisadas.

O amendoim mostra, além dos coeficientes discutidos para o algodão, uma certa competição no uso de recursos com o algodão, dada a significância do coeficiente do log da área de algodão.

A mamona, tem como significantes apenas os coeficientes do log da área plantada com mamona no período anterior e o log do preço da mamona no período anterior. A não significância dos coeficientes das outras variáveis indica claramente a inexistência de competição no uso de recursos entre mamona e as culturas especificadas no modelo.

O caso da soja é o mais difícil de ser analisado uma vez que apenas a área plantada com soja no ano anterior parece, pelo resultado do modelo, influenciar a decisão de plantio no ano seguinte.

Esses resultados, especialmente no caso da soja, só podem ser aceitos com restrições uma vez que pelo menos o preço deveria ter expressiva influência, se se aceitar como possível o fato de que os produtos em questão são cultivados em áreas distintas e não

competem pelo uso do recurso terra.

Os coeficientes para a variável preço, em que pesem os problemas discutidos, podem indicar de maneira aproximada os valores das elasticidades-preço da oferta. A análise dessas elasticidades (quadro 2) indica valores que se encontram dentro dos limites esperados, tanto a curto como a longo prazos. A única possível exceção seria a soja que apresenta elasticidade-preço, a longo prazo, excessivamente alta. Entretanto, este resultado não é inadmissível tendo em vista o fato da cultura ser recente e o seu crescimento, no período 1968/73, ter sido muito grande. Assim, é provável que pelo menos por mais alguns anos a elasticidade-preço da oferta continue sendo desta ordem. À medida que a cultura se expandir mais, competindo grandemente no uso de recursos com outras culturas, esta elasticidade deverá diminuir.

Em vista dos resultados obtidos, um novo modelo foi testado, e desta vez mais simples. Este modelo testa a hipótese de que a área plantada com uma dada oleaginosa é função da área plantada no ano anterior com a mesma oleaginosa, do seu preço no ano anterior e do preço de uma outra oleaginosa, a qual é escolhida como competitiva no uso de recursos com a cultura em análise. Esta escolha é baseada em uma análise subjetiva, derivada do conhecimento empírico de técnicos familiarizados com as culturas e com as principais regiões produtoras. Os modelos são apresentados a seguir:

$$AM = f(AM_{t-1}, PM_{t-1}, PA_{t-1}, T)$$

$$AS = f(AS_{t-1}, PS_{t-1}, PMi_{t-1}, D, T)$$

$$AA = f(AA_{t-1}, PA_{t-1}, PM_{t-1}, T)$$

$$AMA = f(AMA_{t-1}, PMA_{t-1}, PMi_{t-1}, T)$$

As variáveis são:

AM = área de amendoim em ha

AS = área de soja em ha

AA = área de algodão em ha

AMA = área de mamona em ha

T = tendência

D = "dummy" para período antes 1964/65 e depois 1964/65

PM_{t-1} = preço de amendoim em cruzeiro de 1971 por tonelada

PA_{t-1} = preço de algodão em cruzeiro de 1971 por tonelada

PS_{t-1} = preço de soja em cruzeiro de 1971 por tonelada

PMA = preço da mamona em cruzeiro de 1971 por tonelada

PMi_{t-1} = preço do milho em cruzeiro de 1971 por tonelada

Nesses modelos a influência na determinação da área de plantio de um dado produto pelos outros produtos é enfeixada na inclusão da variável preço do produto competitivo. A hipótese a ser testada é que o preço do produto competitivo varia inversamente com a área plantada do produto em análise. Assim, considera-se que para o amendoim o produto competi-

tivo é o algodão, para a soja é o milho, para o algodão é o amendoim e para a mamona é o milho.

O modelo logarítmico apresentou resultados que, aparentemente, melhor explicam as relações em estudo. Para os quatro produtos, as equações estimativas são assim definidas ⁽³⁾:

(3) Os números entre parênteses correspondem às estatísticas "t" de Student. Um asterisco, o teste é significativo ao nível de 10% de probabilidade; dois asteriscos, ao nível de 5%.

Amendoim

$$\log AM = 2,1209 + 0,5887 \log AM_{t-1} + 0,6774 \log PM_{t-1} - 1,0193 \log PA_{t-1} + \\ (4,7928)** \quad (2,5601)** \quad (2,8463)** \\ + 0,0727 \log T \\ (0,8211)$$

$$R^2 = 0,8581$$

$$Dw = 1,4698$$

Soja

$$\log AS = -3,0844 + 0,7924 \log AS_{t-1} + 0,6137 \log PS_{t-1} + 0,4460 \log PMi_{t-1} \\ (7,9375)** \quad (0,6692) \quad (0,9153) \\ + 0,1853 \log Px D + 0,2653 \log T \\ (2,5185)** \quad (1,5907)*$$

$$R^2 = 0,9560$$

$$Dw = 1,4568$$

Algodão

$$\log AA = 0,3673 + 0,4505 \log AA_{t-1} + 0,5392 \log PA_{t-1} - 0,1324 \log T - \\ (2,6325)** \quad (1,4153)* \quad (1,6537)* \\ - 0,1179 \log PM_{t-1} \\ (0,4345)$$

$$R^2 = 0,7248$$

$$Dw = 1,4489$$

Mamona

$$\log AMA = -0,7707 + 0,6147 \log AMA_{t-1} + 0,5183 \log PMA_{t-1} - \\ (4,7274)** \quad (3,6971)** \\ - 0,0490 \log PMi_{t-1} + 0,1187 \log T \\ (0,2218) \quad (2,0012)**$$

$$R^2 = 0,7379$$

$$Dw = 2,9084$$

As funções determinadas por este modelo são mais consistentes, tanto em termos estatísticos como econômicos, pois os coeficientes mais importantes são significativos ou, pelo menos, têm o sinal correto.

A função para o amendoim apresenta os coeficientes para área no período anterior, preço do produto competitivo, no ano anterior, neste caso algodão, significantes ao nível de 5% e com o sinal correto. Desta forma, pela análise da equação, vê-se que a área de amendoim é determinada pela área plantada no ano anterior, pelo preço do amendoim e pelo preço do algodão com um coeficiente de $-1,0193$. Este último dado é importante pois revela uma variação inversa entre área de amendoim e aumento no preço de algodão. Em outras palavras, é evidente a competição existente entre as duas culturas.

A equação para a soja mostra como significativa apenas o coeficiente para área no ano anterior e para a "dummy" $P \times D$ que procura captar a modificação drástica ocorrida na produção nos anos 1964/65. Esta equação é talvez a pior de todas, pois o coeficiente para preço não é estatisticamente significativo, embora tenha o sinal positivo, indicando uma relação direta entre preço e área plantada. A significância do coeficiente da variável "dummy" mostra que na realidade existem duas funções de oferta, uma anterior a 1964 e outra posterior. A existência de duas funções e o fato do coeficiente da área defasada ser o único significativo dificulta a análise, uma vez que a expansão da produção deveria ser explicada também pelo preço. Entre-

tanto, pode-se aceitar a equação como válida admitindo que o coeficiente para a variável preço esteja aproximadamente correto.

A análise da função para área de algodão revela coeficiente significativo apenas no caso da área do período anterior, embora os coeficientes para os preços de algodão e mamona, neste caso considerado o produto competitivo, tenham o sinal correto.

Nos modelos logarítmicos, os coeficientes das variáveis de preço são iguais às elasticidades-preço a curto prazo. Pode-se assim comparar, no quadro 3, as elasticidades dos dois modelos utilizados, isto é, o de equações simultâneas e o de equações simples.

As diferenças entre as estimativas dos dois modelos não são muito grandes. Assim, é provável que as dificuldades apresentadas nos modelos sejam oriundas das informações básicas. Como inferência de destaque, em todas as equações a significância da área plantada no período anterior aparece como determinante principal do plantio no ano seguinte. A influência do preço, embora não de forma tão evidente, é relevante nos casos de soja e algodão. O fato dos sinais serem corretos, isto é, indicando uma relação na direção certa e os valores estarem dentro dos limites esperados, isto é, limites comuns para produtos agrícolas, são também favoráveis à aceitação dos coeficientes como estimativas de caráter preliminar e que poderão ser aperfeiçoadas no futuro. Em resumo, os resultados da análise indicam que os preços do produto e a área plantada

QUADRO 3. — Comparação entre as Elasticidades-preço de Curto Prazo para Área Plantada em Algodão, Amendoim, Mamona e Soja, Calculadas pelos Modelos Simultâneos e Simples, Estado de São Paulo, 1948-72.

Produto	Elasticidade	
	Modelo simultâneo	Modelo simples
Algodão	0,7387	0,5392
Amendoim	0,4079	0,6774
Mamona	0,6348	0,5183
Soja	0,7944	0,6137

no período anterior são os principais determinantes da área plantada em um dado período. Para o caso do amendoim, é evidente também a competição que o produto sofre por parte do algodão, o que não chega a ser um resultado surpreendente. Para os outros produtos não se evidenciaram competições no uso de recursos, e aí, sim, não são confirmadas as expectativas iniciais dos autores.

3 — PROJEÇÕES DE OFERTA

A projeção da oferta dos produtos analisados foi feita a partir do modelo de equações simultâneas lineares.⁽⁴⁾ Não com o modelo logarítmico usado na análise da estimativa da oferta. Tal escolha se deveu a razões puramente

estatísticas, uma vez que o uso do modelo logarítmico para as projeções apresentou resultados considerados absurdos, à luz da lógica do processo produtivo.

Usando-se os coeficientes das equações finais do modelo linear e admitindo-se duas hipóteses relativas ao comportamento dos preços reais, aumento de 15% e redução de 15%, projetaram-se as áreas plantadas com os quatro produtos para 1980 (quadro 4).

Admitindo-se que as produtividades médias por unidade de área em 1980 sejam iguais aos valores considerados "otimistas" em 1973/74⁽⁵⁾, pode-se calcular as projeções da oferta do produto para 1980. O quadro 5 mostra as cifras obtidas neste exercício.

(4) O modelo é apresentado em anexo.

(5) Nas projeções de oferta de produtos agrícolas para o ano agrícola 1974/75 o IEA (6) usa três níveis de produtividade, um médio, um otimista e um pessimista. O "otimista" é a produtividade mais alta obtida nos últimos três anos.

QUADRO 4. — Projeções de Área Plantada para 1980, para Algodão, Amendoim, Mamona e Soja, Estado de São Paulo (1.000 ha)

Produto	Área		
	1973 (1)	1980 (2)	1980 (3)
Algodão	395,60	438,35	722,76
Amendoim	209,70	60,37	106,58
Mamona	127,60	93,46	112,30
Soja	335,00	520,17	531,17

(1) Estimativa IEA (6).

(2) Preço real de 1974 em cruzeiro de 1971, 15% menor em 1980.

(3) Preço real de 1974 em cruzeiro de 1971, 15% maior em 1980.

A análise deste quadro indica reduções consideráveis na produção de amendoim para qualquer das alternativas de preço, confirmando uma tendência dos anos recentes. Tal queda refletiria uma substituição na produção de amendoim por produtos mais rentáveis, devido não só a maior procura de outras oleaginosas para consumo humano, como também por problemas de cunho técnico onerando o custo de produção do amendoim.

O crescimento mais rápido na produção seria do algodão, especialmente no caso de um aumento de preço real. Este resultado parece refletir a elasticidade-preço da oferta relativamente alta do algodão que, por sua vez, é característica de uma cultura de ciclo anual de apreciável tecnologia no Estado de São Paulo.

A mamona teria a área reduzida

mesmo a preços reais mais elevados, também refletindo uma tendência dos últimos anos de substituição de certas culturas por outras de melhor resultado econômico.

A soja apresentaria um bom crescimento na produção, resultado das condições excelentes de mercado no período analisado.

4 — PROJEÇÕES DE DEMANDA DE ÓLEOS E DE MATÉRIA-PRIMA

A partir do consumo per capita urbano dos óleos de soja, milho, algodão e amendoim e de estimativas do crescimento da renda e da população, projetou-se o crescimento da demanda de óleos para os anos de 1975 a 1980. Os dados do consumo per capita

QUADRO 5. — Projeções de Produção em 1980, de Algodão, Amendoim, Mamona e Soja, Estado de São Paulo

Produto	Produtividade (kg/ha) (1)	Produção (1000 t)		
		1973/74 (1)	1980 (2)	1980 (3)
Algodão	1.444	555,00	632,98	1.043,65
Amendoim	1.400	288,00	84,52	149,21
Mamona	1.284	160,00	120,00	144,19
Soja	1.754	642,00	912,38	931,67

(1) Estimativa do IEA (6)

(2) Preço Real de 1974 em cruzeiro de 1971, 15% menor em 1980.

(3) Preço Real de 1980 em cruzeiro de 1971, 15% maior em 1980.

são os do levantamento do Instituto de Pesquisas Econômicas da USP (8) realizado em 1971/72. No quadro 6 aparecem os valores do consumo per capita, em latas de 900 ml., para o ano de 1972.

Os óleos mais consumidos são os de soja e amendoim, sendo o de milho o de menor consumo.

A projeção da demanda de um produto agrícola pode ser derivada a partir de uma série de premissas sobre o comportamento de algumas variáveis econômicas. Primeiro, presume-se que a relação de preços permanecerá a mesma; segundo, é necessário estimar-se as taxas de crescimento das população e do Produto Nacional Bruto.

No caso deste estudo, tendo em vista o período relativamente curto da projeção, até 1980, considerou-se que o crescimento dessas variáveis seria igual ao verificado em anos imediatamente anteriores. Ou seja, admitiu-se que a população urbana do Estado continue crescendo a uma taxa de 4,5% e o Produto Nacional Bruto, a uma taxa de 8% a 10%.

Face à necessidade de se estimar as elasticidades-renda para a projeção de demanda, e dada a inexistência de estimativas de elasticidade-renda para alguns dos óleos comestíveis, usou-se de um processo um tanto subjetivo. O Instituto de Pesquisas Econômicas, baseado em trabalho publicado em 1973. Orçamentos Familiares na Cidade de São Paulo (8), calculou elasticidades-renda para alguns produtos de

QUADRO 6. — Consumo de Óleos per Capita, por ano, Cidade de São Paulo, 1972
(latas de 900 mL.)

Óleo	Consumo
Algodão	2,7204
Amendoim	3,7896
Milho	1,1448
Soja	3,5700

Fonte: Instituto de Pesquisas Econômicas, USP

alimentação, entre eles, os óleos de girassol, algodão e milho.

Baseados nessas estimativas e consultados vários especialistas, estimou-se a elasticidade-renda do óleo de amendoim como sendo igual a do óleo de algodão, e a do óleo de soja como sendo igual a uma média entre as elasticidades dos óleos de girassol e algodão.

As elasticidades usadas aparecem a seguir:

Soja 1,289

Milho 0,957

Algodão 0,532

Amendoim 0,532

A partir dessas informações e usando-se a identidade de Ohkawa, $D = n + eg$; onde D = taxa de crescimento da demanda, n = taxa de crescimento da população, e = elasticidade-renda e g = taxa de crescimento da renda per capita, calculou-se o crescimento da demanda dos óleos, considerando-se duas taxas de expansão do PNB, (quadro 7).

QUADRO 7. — Taxas de Crescimento de Demanda de Óleos Vegetais, Estado de São Paulo, PNB crescendo a 8% e a 10% a.a.

Óleo	Taxa	
	PNB - 8% a.a.	PNB - 10% a.a.
Algodão	7,566	6,502
Amendoim	7,566	6,502
Milho	9,776	7,862
Soja	11,503	8,925

QUADRO 8. — Consumo de Óleos Vegetais para a População Urbana do Estado de São Paulo, 1974
(1.000 latas de 900 ml.)

Óleo	Consumo Urbano	
Algodão		49.269,25
Amendoim		68.633,60
Milho		20.733,51
Soja		64.656,40

Admitindo-se como sendo de 18.111.000 habitantes a população urbana do Estado em 1974, pode-se estimar o consumo de óleos em 1974.

O quadro 8 mostra o consumo estimado em latas de óleo para a população urbana do Estado.

A partir desses valores e usando-se as taxas de crescimento da demanda, pode-se estimar a demanda até 1980, tanto para os óleos como para os grãos usados como matéria-prima do

óleo vegetal. As estimativas de demanda dos óleos, usando-se taxas de crescimento do PNB de 8% e 10%, estão no quadro 9.

QUADRO 9. — Estimativa da Demanda de Óleos Vegetais para a População Urbana do Estado de São Paulo, 1975-80 (1)
(1.000 latas de 900 ml.)

Óleo	Ano					
	1975	1976	1977	1978	1979	1980
Algodão	52.997	55.007	61.320	65.960	70.951	76.319
	52.467	55.789	59.512	63.382	67.504	71.893
Amendoim	73.827	79.422	85.422	91.885	98.838	106.316
	73.097	77.850	82.912	88.303	94.045	100.160
Milho	22.761	24.986	27.429	30.111	33.054	36.286
	22.364	24.123	26.019	28.065	30.272	32.652
Soja	72.093	80.386	89.633	99.943	111.439	124.258
	70.425	76.712	83.558	91.016	99.139	107.987

(1) Primeiro valor, de cima para baixo, para todas as colunas é para taxa de crescimento do PNB de 10%; o segundo para 8%.

A partir desses valores pode-se estimar a demanda de matéria-prima necessária ao atendimento do consumo de óleo do Estado de São Paulo.

Esta estimativa é feita a partir de

taxas de conversão de grãos em óleos conforme JUNQUEIRA e CANTO (7).

Essas taxas de conversão de grãos em óleo são as que seguem:

1 lata de óleo de soja	= 4,9080 kg de grão;
1 lata de óleo de milho	=29,5290 kg de grão;
1 lata de óleo de algodão	=11,3205 kg algodão em caroço;
1 lata de óleo de amendoim	= 3,2375 kg de grão;

A demanda de grãos para matéria prima foi então calculada e transcrita no quadro 10.

QUADRO 10. - Demanda de Grãos para o Atendimento do Consumo de Óleo da População Urbana do Estado de São Paulo, 1975-80 (1)
(1.000 toneladas)

Produto	Ano					
	1975	1976	1977	1978	1979	1980
Algodão	599,95	645,35	694,18	746,70	803,20	863,97
	594,02	632,64	673,78	717,59	764,25	813,95
Amendoim	239,01	257,10	276,55	297,48	319,98	344,19
	236,65	252,04	268,42	285,88	304,47	324,27
Milho	672,09	737,80	809,93	889,11	976,04	1.071,46
	660,38	712,30	768,30	824,71	893,89	1.052,78
Soja	353,83	394,53	439,91	490,52	546,94	609,85
	345,65	376,50	410,10	446,70	486,57	529,99

(1) Primeiro valor de cima para baixo de todas as colunas é para taxa de crescimento do PNB de 10%, e o segundo, 8%.

5 - COMPARAÇÃO ENTRE OFERTA E PROCURA

A comparação entre a oferta e procura de oleaginosas será feita apenas para três dos produtos analisados (algodão, amendoim e soja) e para o ano de 1980. Neste trabalho calculou-se a oferta para mamona mas não a demanda, uma vez que esta não é produto comestível. E calculou-se a demanda para milho mas não a oferta; o produto não é muito importante como matéria-prima para óleo, e também foi um tanto difícil a estimativa da função de oferta.

O quadro 11 resume as estimativas de oferta e de demanda dos três produtos em 1980.

A análise do quadro indica um considerável déficit no mercado de

amendoim. Para qualquer das alternativas de oferta e demanda a indústria terá que adquirir o produto fora do Estado para atender a demanda de óleo. No caso de algodão o déficit só ocorrerá caso se concretize a previsão mais pessimista para a oferta. No caso de se concretizar a oferta mais otimista haverá superavit na oferta de caroço de algodão o que poderá levar a uma queda no preço do produto. Mais provavelmente, a situação seria de equilíbrio. Para a soja haverá um superavit pois a produção mais do que supera as necessidades da indústria de óleo. Sendo, entretanto, a soja um dos principais produtos de exportação, o comportamento dos preços estará muito mais na dependência do comportamento do mercado externo e das políticas de abastecimento do mercado interno do que proveniente do comportamento do mercado de óleos.

QUADRO 11. - Oferta, Demanda e Diferença Líquida, em 1980, para Algodão, Amendoim e Soja, Estado de São Paulo
(1.000 t.)

Produto	Oferta		Demanda		Diferença líquida (1)
	Preço real 15% menor	Preço real 15% maior	PNB crescendo a 10% a.a.	PNB crescendo a 8% a.a.	
Algodão	632,98	1.043,65	863,97	813,95	-0,64
Amendoim	84,52	143,21	344,19	324,27	-45,27
Soja	912,38	931,67	609,85	529,99	352,11

(1) Calculada como a diferença entre os valores médios da oferta e demanda.

6 – CONSIDERAÇÕES FINAIS

Os resultados da análise não indicam grandes modificações na estrutura do mercado de oleaginosas e de óleos. É necessário, entretanto, não esquecer que uma série de premissas estão sempre implícitas em análises como esta. Primeiro, é necessário lembrar que fenômenos puramente climáticos poderão condicionar o comportamento da produção alterando todos os prognósticos feitos. Também, a análise considerou apenas a interrelação na produção entre as oleaginosas mais importantes. Problemas mais recentes, como a crise do petróleo, poderão a mais longo prazo alterar alguns resultados. A escassez do açúcar poderá também causar grande expansão na produção de cana, um produto que não foi considerado mas que já compete e poderá competir mais ainda, no uso de recursos com algumas das culturas analisadas, pelo menos nas principais regiões produtoras do Estado.

De modo geral, dos produtos analisados apenas o amendoim constituiria um problema mais grave, uma vez que a análise indica déficit de alguma monta na oferta e evidências paralelas parecem confirmar este resultado.

O crescimento da demanda de óleo de milho é acelerado e, embora não se tendo feito uma análise da oferta do produto, sabe-se que o crescimento da demanda do grão para outros usos, rações por exemplo, tem sido considerável, a julgar pelas altas verificadas recentemente no preço. Ao que tudo

indica, este crescimento deverá continuar agravando o problema de suprimento de matéria-prima para a indústria.

A oferta de algodão deverá crescer a taxas que variam entre 2,2% a 11,0% dependendo do comportamento dos preços. Todavia, a situação dos estoques mundiais continuará influenciando decisivamente os preços do algodão e as projeções de aumento de produção tomam-se nesse sentido, muito vulneráveis. A oferta de amendoim e mamona deverá cair, independentemente da variação atribuída aos preços. Evidentemente a taxa de redução da oferta será maior se os preços reais caírem (no caso de redução de 15% para os preços reais a taxa foi estimada em mais de 20%). A soja continuará expandindo sua oferta, a uma taxa de aproximadamente 6,0% ao ano.

A demanda de óleo, por sua vez, deverá continuar em firme expansão. Para o óleo de soja a expansão da demanda se situará ao redor de 10% por ano, para o óleo de milho ela estará entre 7,5% e 10%, para os óleos de algodão e de amendoim entre 6,5% e 7,5%.

Finalmente é necessário lembrar que a demanda foi estimada apenas para a população urbana do Estado de São Paulo. Sendo a indústria paulista fornecedora de óleos para outras regiões do País é possível que os ajustamentos necessários ao atendimento da demanda global envolvam variáveis que não foram consideradas neste estudo.

STRUCTURE OF SUPPLY OF OILSEEDS AND DEMAND FOR EDIBLE OILS IN SÃO PAULO, 1948-72

SUMMARY

Using a simultaneous equation model of the Nerlove type, it was estimated the supply of the major oil seed crops for the state of São Paulo. From the coefficients of the equations a projection of supply, for 1980, was made for cotton, soybeans, peanuts and castor oil seeds. Next, projections of demand for corn, soybeans, cotton and peanut oil were made for the urban population of the State and also for 1980.

The results show a considerable deficit for peanuts, an equilibrium for cotton, and a superavit for soybeans, which however does not consider the possible exports of the product.

In general the results of the analysis do not indicate major changes in the present situation of the markets, with the possible exception of the supply of peanuts.

LITERATURA CITADA

1. BRASIL. MINISTÉRIO DA AGRICULTURA. EAGRI. Óleos e Gorduras vegetais. Brasília, 1971.
2. CARMO, Maristela Simões do. Análise da demanda e da oferta de oleaginosas no Estado de São Paulo. Piracicaba, SP, ESALQ/USP, 1974. (Tese de M. S.).
3. DRAPER, N. R. & SMITH, H. Applied regression analysis. New York, N. Y., John Wiley, 1966.
4. INSTITUTO DE ECONOMIA AGRÍCOLA. Desenvolvimento da agricultura paulista. São Paulo, Secretaria da Agricultura, IEA, 1972.
5. ———. Prognóstico: ano agrícola 73/74. São Paulo, Secretaria da Agricultura, IEA, 1973.
6. ———. Prognóstico: ano agrícola 74/75. São Paulo, Secretaria da Agricultura, IEA, 1974.
7. JUNQUEIRA, Persio de Carvalho & CANTO, Wilson L. do. Cesta de mercado: margens totais de comercialização. Agr. em São Paulo, 18 (9/10): 1-46, set./out. 1971.
8. KIRSTEN, José Tiacci et alii. Orçamentos familiares na cidade de São Paulo: 1971/72. São Paulo, IPE/USP, 1973. 260 p. (Série IPE Monografias, 3).
9. NERLOVE, Marc. Distributed lags and estimation of long-run supply and demand elasticities: theoretical considerations. Jour. Farm. Econ., 40 (2): 301-311, may 1958.

ESTRUTURA DA OFERTA DE OLEAGINOSAS E DEMANDA DE ÓLEOS
COMESTÍVEIS EM SÃO PAULO

ANEXOS

ANEXO 1

Modelo Linear da Função de Oferta de
Oleaginosas (6)

Forma aritmética

Formas reduzidas

Algodão

$$\begin{aligned}
 AA_t = & 64,7825 + 0,1939 AM_{t-1} - 0,1112 PM_{t-1} + 0,4372 AA_{t-1} \\
 & \quad (0,4298) \quad (0,3603) \quad (2,8628) \\
 + & 0,8322 PA_{t-1} + 0,2081 AMA_{t-1} - 0,4052 PM_{t-1} + 1,5668 AS_{t-1} \\
 & \quad (3,1496) \quad (1,0018) \quad (1,9445) \quad (1,1352) \\
 - & 0,5656 PS_{t-1} - 10,6748 T \\
 & \quad (0,7499) \quad (0,7628)
 \end{aligned}$$

Amendoim

$$\begin{aligned}
 AM_t = & -398,8809 + 0,0145 AA_{t-1} + 0,0323 PA_{t-1} + 0,2022 AM_{t-1} \\
 & \quad (0,02332) \quad (1,1017) \\
 + & 0,0592 PM_{t-1} + 0,1630 AMA_{t-1} - 0,1469 PMA_{t-1} - 2,2493 AS_{t-1} \\
 & \quad (0,4716) \quad (0,1817) \quad (1,7322) \quad (4,0055) \\
 + & 0,7449 PS_{t-1} + 22,8209 \\
 & \quad (2,4271) \quad (4,0078)
 \end{aligned}$$

(6) Os números entre parênteses correspondem às estatísticas "t" de Student. Um asterisco, o teste é significativo ao nível de 10% de probabilidade; dois asteriscos, ao nível de 5%.

Mamona

$$\begin{aligned}
 AMA_t = & -49,2440 - 0,0073 AA_{t-1} + 0,0295 PA_{t-1} - 0,0246 AM_{t-1} \\
 & \quad (0,6693) \quad (1,5576) \quad (0,7610) \\
 - & 0,0036 PM_{t-1} + 0,5982 AMA_{t-1} + 0,0453 PMA_{t-1} - 0,1015 AS_{t-1} \\
 & \quad (0,1609) \quad (3,7839) \quad (3,0289) \quad (1,0256) \\
 + & 0,0119 PS_{t-1} + 1,9114 \\
 & \quad (0,2193) \quad (1,9041)
 \end{aligned}$$

Soja

$$\begin{aligned}
 AS_t = & -32,9680 - 0,0040 AA_{t-1} + 0,0036 PA_{t-1} - 0,0360 AM_{t-1} \\
 & \quad (0,6828) \quad (0,3496) \quad (2,0745) \\
 + & 0,0040 PM_{t-1} + 0,1395 AMA_{t-1} + 0,0130 PMA + 1,5199 AS_{t-1} \\
 & \quad (0,3334) \quad (1,6450) \quad (1,6201) \quad (28,6248) \\
 + & 0,0364 PS_{t-1} + 0,4367 \\
 & \quad (1,2528) \quad (0,8112)
 \end{aligned}$$

Formas Finais:

Algodão

$$\begin{aligned}
 AA_t = & -159,3473 + 0,5051 AA_{t-1} + 0,5704 PA_{t-1} + 0,6120 AM_t - \\
 & \quad (2,9777)** \quad (2,2162)** \quad (0,8929) \\
 & 2,2312 AMA_t + 0,7614 AS_t - 14,5006 T \\
 & \quad (0,6429) \quad (0,5669) \quad (0,7395)
 \end{aligned}$$

$$R^2 = 0,7844 \quad Dw = 1,526$$

Amendoim

$$\begin{aligned} AM_t = & -161,8650 + 0,2373 AM_{t-1} + 0,2154 PM_{t-1} + 0,0625 AA_t \\ & \quad (1,1238) \quad (1,8448)** \quad (0,7068) \\ + & 0,3071 AMA_t - 1,3580 AS_t + 19,9698 T \\ & (0,2438) \quad (3,5933)** \quad (2,9856)** \end{aligned}$$

$$R^2 = 0,8784 \quad Dw = 2,242$$

Mamona

$$\begin{aligned} AMA_t = & -29,7926 + 0,5068 AMA_{t-1} + 0,0619 PMA_{t-1} + 0,0056 AA_t \\ & \quad (3,0678)** \quad (4,4194)** \quad (0,4122) \\ + & 0,0358 AM_t + 0,0003 AS + 0,3878 T \\ & (0,6924) \quad (0,0036) \quad (0,2785) \end{aligned}$$

$$R^2 = 0,8519 \quad Dw = 2,645$$

Soja

$$\begin{aligned} AS = & -39,1930 + 1,4668 AS_{t-1} + 0,0740 PS_{t-1} + 0,1884 AMA_{t-1} \\ & \quad (10,0462)** \quad (1,5752)** \quad (1,7343)** \\ + & 0,5375 \\ & (0,3577) \end{aligned}$$

$$R^2 = 0,9974 \quad Dw = 2,168$$

CRESCIMENTO E DESENVOLVIMENTO DA AGRICULTURA PAULISTA (1)

Paulo F. Cidade de Araújo
Natanael M. dos Anjos
Caio T. Yamaguishi
Rosa M. C. Pescarin

A agricultura de São Paulo tem apresentado desempenho dos mais dinâmicos, atuando como polo de crescimento para o desenvolvimento geral do Estado e do País. O desenvolvimento agrícola de São Paulo pode ser objetivado em termos bem amplos, inclusive através da rápida modernização das funções de produção. Importantes ajustamentos têm caracterizado a combinação dos recursos produtivos em resposta ao sistema de preços, mantendo-se mais ou menos constante a área cultivada. A participação da mão-de-obra vem diminuindo tanto em números absolutos como em relação à força total de trabalho no Estado. E um fluxo crescente de capital, facilitado a substituição de trabalho humano e até mesmo de recursos naturais.

Essas são algumas das idéias centrais apresentadas neste ensaio. Para melhor situar a importância e o desempenho da agricultura paulista, em sua primeira parte, o trabalho contém breve comentário sobre a economia brasileira no período 1948-74, seguindo-se então como tema central o caso paulista de crescimento e desenvolvimento. Algumas séries históricas do Instituto de Economia Agrícola são atualizadas, preliminarmente, até 1973 e quando possível 1974.

1 - ECONOMIA BRASILEIRA NO PERÍODO 1948-74

Desde a década dos 30 a economia brasileira vem passando por importantes transformações. De uma economia dependente do café e voltada para o exterior passamos a uma economia de investimento para o mercado interno, embora esse investimento e o

próprio mercado interno sejam intimamente relacionados com a importação de bens de capital e produtos intermediários estratégicos.

No período pós-guerra ocorreram importantes modificações institucionais nos campos tributário, educacional, político-administrativo, além da estruturação do mercado de capitais iniciada por volta de 1964. O rápido

(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. Os autores agradecem as sugestões de Iby A. Pedroso, Fernando B. Homem de Melo e Ismar Florêncio Pereira. Liberado para publicação em 30 de dezembro de 1974.

desenvolvimento industrial do período 1947-61 verificou-se num modelo típico de substituição de importações com participação governamental crescente. A oferta do setor secundário teria crescido em ritmo superior ao da renda pessoal disponível e instalou-se na região Sudeste do País um complexo e diversificado parque industrial (3). Até 1961 observou-se um rápido crescimento econômico sendo o setor industrial o principal responsável. No quinquênio 1962-66 a instabilidade política levou a economia brasileira a uma flagrante desaceleração do processo de crescimento cuja retomada teve início em 1967; daí para cá a economia vem registrando altas taxas de expansão ano após ano.

No período 1948-74 o comportamento da agricultura brasileira deve ser considerado satisfatório. Principalmente levando em conta que a política econômica geral, até 1965-66, discriminou bastante contra o setor, através dos estímulos a uma industrialização capital-intensiva, da supervalorização das taxas de câmbio e do crédito e tributação especiais aos setores não-agrícolas; tudo isso além dos confiscos e contingenciamentos aos excedentes agrícolas (10). A política agrícola do País tem se dirigido mais para o interesse do consumidor nos grandes centros urbanos de São Paulo e Rio de Janeiro e, nesse sentido, são frequentes as intervenções nos mercados agrícolas visando a manutenção dos

preços de gêneros alimentícios em níveis relativamente baixos. Por outro lado, deu-se pouca ênfase aos investimentos em tecnologia na agricultura, o que só recentemente passou a ocorrer com a criação da Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária (EMBRAPA) em 1973. A falta de definição de uma política agrícola de médio prazo e o elevado grau de incerteza dos produtores, criado pelas frequentes intervenções governamentais, também teriam contribuído muito para que a agricultura apresentasse taxas de crescimento inferiores às dos demais setores (quadro 1). Observe-se, porém, que no período crítico de 1963-67 a agricultura foi o setor de crescimento mais estável; nos outros períodos se colocando sempre em situação retardária.

As estatísticas anuais de renda interna, de 1948 a 1974, são auto-explicativas e confirmam a evolução favorável descrita anteriormente para a economia brasileira. Aliás, mesmo no ano de 1974 o País registrou expressivo crescimento global, estimado em torno de 10% pela Fundação Getúlio Vargas e pelo Instituto de Economia Agrícola (2). Este desempenho coloca o Brasil em situação privilegiada se as estimativas disponíveis forem confirmadas. Num ano em que os principais países industrializados do Ocidente enfrentaram crise do petróleo, inflação, desemprego e ameaça de recessão, além de alguns surpeeedentes fatos políticos, o Brasil conseguiu

Handwritten notes:
de 1963-67
de 1963-67
de 1963-67
de 1963-67

(2) Para a FGV o setor industrial teria crescido de 9%, os serviços de 10% a 11,7% e a agricultura 8,7%. Para o IEA, essas taxas setoriais seriam iguais a 11%, 10% e 7,5%, respectivamente.

manter uma elevada taxa de crescimento, em boa parte devido aos investimentos feitos anteriormente e ao excelente ano agrícola 1973/74, quando a produção física de café (24 milhões de sacas), soja (7,1 milhões de t), milho (16,8 milhões de t), açúcar (111 milhões de sacas), trigo (2,8 milhões de t), por exemplo — superou as previsões mais otimistas.

Além dos problemas de caráter social (educação, saúdes e serviços públicos) e distributivos, o Brasil inicia o ano de 1975 com dificuldades no seu balanço de pagamentos, deficitário em US\$ 1,4 bilhão no ano anterior. A balança comercial foi o principal responsável por esse deficit, pois as exportações somaram US\$ 7,7 bilhões contra os US\$ 12,4 bilhões de importações: o deficit comercial de US\$

4,7 bilhões determinado pelos preços de petróleo e derivados. Esses problemas, todavia, não deverão modificar as boas perspectivas para a renda nacional.

O endividamento externo deverá crescer e o balanço de pagamentos continuará deficitário, porém as exportações crescentes, aliadas ao maior controle das importações, são preconizadas desde já pelo governo federal com o objetivo de atenuar esses problemas. Além disso, as jazidas de Campos poderão fazer do petróleo uma nova fonte de riqueza nacional, os estoques de aço e fertilizantes são expressivos e já se antevê excedente recorde de açúcar, soja e milho. São boas as perspectivas internas para a expansão de trigo e carne, juntando-se uma possível recuperação do arroz e do leite.

QUADRO 1. — Taxas Geométricas de Crescimento Real da Economia Brasileira. 1948-74 (% a.a.)

Período	Renda interna líquida	Indústria	Serviços	Agricultura
1948-52	5,7	6,5	6,7	3,1
1953-57	5,6	6,3	6,0	4,4
1958-62	6,1	7,8	5,8	4,7
1963-67	3,0	2,9	3,0	3,4
1968-72	7,5	9,3	7,2	5,4
1970-74 (1)	8,4	9,8	8,6	5,4

(1) Com base em estimativas setoriais feitas pelo IEA para 1974 e que se aproximaram das divulgadas pela FGV.

Fonte: Fundação Getúlio Vargas e Instituto de Economia Agrícola.

As primeiras previsões para 1975 apontam uma expansão do produto nacional da ordem de 7%.

O quadro 2 apresenta a evolução da renda interna líquida, ajustada para o Brasil em cruzeiro constante (3). Nos últimos 26 anos, a renda interna aumentou de 5,4 vezes, tendo-se alterado fortemente a estrutura de produção de acordo com os padrões estabelecidos nos textos de desenvolvimento econômico. O setor industrial cresceu 8 vezes e de uma participação relativa de 22,4% em 1948 passou a 34% em 1974. Os serviços expandiram 5,4 vezes, acompanhando quase "pari passu" a renda interna e respondendo por cerca de 50% em todo o período. A agricultura experimentou incremento de 3,1 vezes e de 26,9% reduziu sua importância relativa para 15% no último ano da série.

É indiscutível a prioridade ao desenvolvimento da agricultura brasileira, não só para melhor aproveitar uma conjuntura internacional de escassez mas, principalmente, para suprir satisfatoriamente a demanda interna em rápida expansão. Através da incorporação de insumos modernos e de investimentos em infraestrutura de comercialização e tecnologia, nativa ou adaptada, vai ganhando corpo a idéia de modernizar a agricultura. Até aqui a produção agrícola como um todo evoluiu principalmente em função da abertura de novas fronteiras. As mu-

danças tecnológicas só ocorreram de forma mais ou menos localizada, exceção feita ao Estado de São Paulo.

Em termos nacionais tem-se ainda uso incipiente de insumos modernos relativamente à área total cultivada e esta, por sua vez, poderá crescer muito nos próximos anos com a abertura de estradas em regiões novas. O que se precisa evitar, porém, é que a ocupação dessas terras continue a ser feita nos moldes tradicionais e sem a preservação dos recursos naturais.

Até 1970 a relação fertilizante/área cultivada, em kg/ha, se aproximava de 28, sendo menos de 9 no Norte-Nordeste e quase 34 no Centro-Sul; todos eles, níveis extremamente reduzidos. Os dados de consumo aparente até 1973 mostram também grandes diferenças regionais (quadro 3).

O mesmo fenômeno de diferenciação regional está ocorrendo com a mecanização: a média nacional de tratorização corresponde a aproximadamente 230 ha/trator, variando desde os Estados do Nordeste (1.670 ha) até o Estado de São Paulo (80 ha). Nos últimos 5 anos, porém, a região Centro-Sul, que responde por mais de 80% da produção nacional, vem se mecanizando intensamente, em parte pela escassez de mão-de-obra e, de outra, pela expansão de algumas culturas capital-intensivas como soja, trigo e cana-de-açúcar. Outro fator decisivo

(3) No caso da agricultura, corresponde ao valor bruto da produção menos o consumo intermediário (insumos adquiridos fora do setor) e o interno (produtos agrícolas utilizados no processo produtivo). Para as dificuldades básicas dessas estatísticas ver INSTITUTO DE ECONOMIA AGRÍCOLA (7).

QUADRO 2. - Renda Líquida Interna Ajustada para o Brasil, em cruzeiro de 1949, Período 1948-74

Ano	Total		Indústria			Serviços			Agricultura		
	Cr\$ 1.000	Índice (1)	Cr\$ 1.000	Índice (1)	%	Cr\$ 1.000	Índice (1)	%	Cr\$ 1.000	Índice (1)	%
1948	183.784,7	94	41.186,5	91	22,4	93.116,1	94	50,7	49.482,1	96	26,9
1949	195.859,5	100	45.409,5	100	23,2	98.744,5	100	50,4	51.705,5	100	26,4
1950	210.845,5	108	50.540,8	111	24,0	105.755,4	107	50,2	54.549,3	105	25,8
1951	222.830,2	114	53.764,9	118	24,1	116.222,3	118	52,2	52.843,0	102	23,7
1952	242.858,6	124	56.444,1	124	23,2	128.762,9	130	53,0	57.651,6	111	23,8
1953	247.767,5	126	61.348,3	135	24,8	128.664,2	130	51,9	57.755,0	112	23,3
1954	274.318,3	140	66.661,2	147	24,3	145.352,0	147	53,0	62.305,1	120	22,7
1955	291.246,8	149	73.745,1	162	25,4	150.388,0	152	51,6	67.113,7	130	23,0
1956	301.740,7	154	78.831,0	174	26,1	157.398,0	159	52,2	65.510,8	127	21,7
1957	326.458,0	167	83.326,6	183	25,5	171.519,3	174	52,5	71.612,1	138	22,0
1958	350.674,3	179	96.813,2	213	27,6	180.801,3	183	51,6	73.059,8	141	20,8
1959	368.213,2	188	108.301,8	238	29,4	182.973,7	185	49,7	76.937,7	149	20,9
1960	406.183,9	207	118.700,6	261	29,2	206.771,1	209	50,9	80.712,2	156	19,9
1961	449.595,3	229	131.324,5	289	29,2	231.457,3	234	51,5	86.813,5	168	19,3
1962	472.218,1	241	141.587,1	312	30,0	239.060,6	242	50,6	91.570,4	177	19,4
1963	480.234,6	245	141.859,5	312	29,5	245.874,0	249	51,1	92.501,1	179	19,4
1964	493.822,5	252	149.170,5	328	30,2	250.910,0	254	50,8	93.742,0	181	19,0
1965	502.968,9	257	142.132,0	313	28,3	254.168,5	257	50,5	106.668,4	206	21,2
1966	530.940,9	271	158.751,9	350	29,9	268.881,5	272	50,6	103.307,5	200	19,5
1967	557.107,9	284	163.474,5	360	29,3	284.483,1	288	51,1	109.150,3	211	19,6
1968	603.905,0	308	185.044,1	407	30,6	307.849,2	312	51,0	111.011,7	215	18,4
1969	645.412,0	329	205.024,3	451	31,8	322.706,0	327	50,0	117.681,7	228	18,2
1970 (2)	706.385,1	361	227.782,0	502	32,3	354.331,2	359	50,1	124.271,9	240	17,6
1971 (2)	786.457,4	402	253.293,6	558	32,2	394.724,9	400	50,2	138.438,9	268	17,6
1972 (2)	867.096,6	443	287.994,8	634	33,3	434.986,9	441	50,1	144.114,9	279	16,6
1973 (2)	961.628,8	491	325.434,1	717	33,9	486.315,3	492	50,5	149.879,4	290	15,6
1974 (2)	1.056.830,1	540	362.859,0	799	34,0	534.946,8	542	51,0	161.120,4	312	15,0

(1) Base: 1949 = 100

(2) Estimativa preliminar, usando taxas de crescimento e participação setorial relativa.

Fonte: Fundação Getúlio Vargas e Instituto de Economia Agrícola.

Obs.: Atualização das estatísticas do quadro 3.4 de "Desenvolvimento da Agricultura Paulista" (7, p. 22).

QUADRO 3. – Consumo Aparente de Fertilizantes em Elementos Nutritivos, por Região e Brasil, 1966-73 (1)
(tonelada)

Ano	Região		Brasil
	Norte e Nordeste	Centro-Sul	
1966	28.129	352.992	381.121
1967	40.559	407.367	446.926
1968	38.426	563.284	601.711
1969	52.462	577.925	630.387
1970	89.052	909.515	998.567
1971	95.041	1.069.994	1.165.085
1972	125.508	1.321.034	1.446.542
1973	121.556	1.777.758	1.899.314

(1) Consumo aparente é igual à produção nacional mais importação. Os estoques só foram considerados em casos excepcionais; 1972/73 por exemplo.

Fonte: Sindicato da Indústria de Adubos e Colas do Estado de S. Paulo.

para essa mecanização tem sido as facilidades de crédito, cuja política constitui o principal instrumento de apoio à formação de capital na agricultura brasileira. O quadro 4 permite uma comparação global entre diferenças regionais quanto ao grau de mecanização agrícola.

Relativamente ao fator trabalho, estima-se que na década dos 40, cerca de 2,5 milhões de pessoas migraram do campo para a cidade, o que representaria mais ou menos 8% da população rural de 1940. Na década seguinte, 7 milhões des pessoas teriam deixado o meio rural, ou seja, aproximadamente 20% das população rural de 1950 (9); continuando intensa essa mobilidade nos anos 60 e 70. Por certo a migração rural-urbana tem influenciado a relação de preços capital/trabalho e, consequentemente, a distribuição dos fatores na agricultura, porém um dos problemas é a falta de qualificação dos migrantes, aumentando o custo social para o setor não-agrícola e até certo ponto prejudicando a potencialidade do desenvolvimento econômico. Em algumas regiões de agricultura tradicional grandes contingentes de mão-de-obra tem sido mobilizados do meio rural, se bem que nos últimos anos os investimentos do governo em obras públicas e a acelerada expansão da construção civil tenham criado empregos não-qualificados e absorvido muitos trabalhadores provenientes do campo.

Para se ter uma idéia aproximada da evolução do salário rural em período recente, de 1966 a 1974, os dados da Fundação Getúlio Vargas (5) são apresentados no quadro 5, com especificação das diferentes categorias e em valores médios para o País, excetuando-se São Paulo e Guanabara por problemas metodológicos.

A partir de 1970 os acréscimos salariais foram mais expressivos e os níveis de salário rural começaram a se aproximar do salário mínimo dos grandes centros urbanos, sem contudo alcançá-lo. Em 1974, o salário mínimo de São Paulo, Rio de Janeiro, Belo Horizonte e Brasília (Cr\$ 376,80/mês) superou em apenas 5% o salário médio na agricultura. Em 1966, tal diferença era superior a 60%.

2 — ECONOMIA PAULISTA E DESEMPENHO GLOBAL DA AGRICULTURA (4)

Em muitos aspectos o crescimento da economia paulista apresenta características semelhantes àquelas de países com economias maduras.

Em São Paulo, metade da renda estadual provém do setor industrial o que efetivamente não ocorre nos outros estados brasileiros e só em umas poucas regiões do mundo. Enquanto menos de um décimo da nossa renda é

(4) Os dados do período 1970-74 foram estimados a partir de taxas de crescimento e contribuição relativa de cada setor. Em 1974, estimou-se em 10,4% o crescimento global da economia paulista, sendo 12% na indústria, 10% nos serviços e 3,8% na agricultura. Destaque-se, porém, que até 1969 a análise de natureza agregada baseou-se no capítulo 3 do DESENVOLVIMENTO DA AGRICULTURA PAULISTA (7).

originária do setor agrícola, a contribuição setorial da agropecuária corresponde a um sexto da renda do País. As taxas geométricas de crescimento da economia paulista (quadro 6) dão uma idéia bastante aproximada do seu dinamismo.

De 1948 a 1974, a renda interna real do Estado cresceu 6,3 vezes em contraste com 5,4 vezes para o Brasil e, como esperado, as comparações setoriais indicam diferenças bastante expressivas. O setor industrial de São Paulo cresceu quase 11 vezes ao mesmo tempo em que o crescimento da indústria nacional como um todo foi de 8 vezes no mesmo período. Contrastando, porém, o setor agrícola cresceu 2,5 vezes, enquanto a agricultura do conjunto nacional triplicou sua renda. Comparações relativas ao setor de serviços indicam crescimentos semelhantes, com a produção quintuplicando nos dois casos. Ver quadros 7 e 2.

A característica observada na economia brasileira de crescimento secular do setor industrial e declínio do setor agrícola, relativamente à renda total, é particularmente acentuada no caso da economia paulista. A contribuição do setor industrial, no Estado, passou de 30% de renda total em 1948, para 51% em 1974; no País essa transformação ocorrendo em ritmo mais lento, de 22% para 34%. Paralelamente, a participação da agricultura na renda estadual caiu de 25% para menos de 10%; no Brasil, caracterizando o mesmo fenômeno, os dados indicam queda de 27% para 15%.

Os dados referentes aos serviços mostram tendências interessantes. Em São Paulo, o setor terciário apresentou um declínio de 45,5% para 39% entre 1948 e 1974, em relação à renda global, tendo como se observou anteriormente permanecido estável, durante o mesmo período, na economia nacio-

QUADRO 4. — Mecanização da Agricultura Brasileira, 1970

Região e Estado	Trator	Área cultivada (1.000ha)	ha/trator
Norte	1.013	382	377
Nordeste	6.033	10.070	1.670
Minas Gerais	9.245	3.989	431
São Paulo	65.731	5.238	81
Paraná	17.190	5.653	329
Rio Grande do Sul	38.317	5.543	145
Outros	19.063	5.070	265
Brasil	156.592	35.945	230

Fonte: Fundação IBGE (dados preliminares gerais do Censo Agropecuário, 1970) e Ministério da Agricultura (dados trabalhados).

QUADRO 5. – Remuneração Média do Trabalho nos Estabelecimentos Agrícolas, Brasil (1), 1966-73
(cruzeiro)

Categoria de trabalhador	Ano								
	1966	1967	1968	1969	1970	1971	1972	1973	1974
Mensalista									
Administrador	87,68	112,64	129,15	153,41	195,67	234,02	284,84	387,32	533,00
Capataz	60,92	53,72	93,91	114,87	143,23	176,73	209,27	284,84	390,00
Tratorista	65,05	110,27	132,00	155,85	188,67	234,55	290,88	368,52	479,00
Trabalhador permanente	48,72	64,28	75,22	87,92	106,96	135,77	163,88	222,79	306,00
Diarista									
Trabalhador eventual	1,63	2,14	2,58	3,05	3,65	4,63	5,61	7,83	12,00
Remuneração média mensal	50,31	66,01	78,52	92,88	112,22	141,81	171,73	237,09	360,00
Maior salário mínimo (2)	81,00	102,25	125,50	149,40	187,20	225,60	268,80	312,00	376,00

(1) Exclusive São Paulo e Guanabara.

(2) A política salarial do governo tem diminuído o diferencial entre o maior e o menor salário mínimo vigente no País: 1971, 49,2%; 1973, 46,1%; e 1974, 41,4%.

Fonte: Fundação Getúlio Vargas (5).

nal. Nas economias em desenvolvimento, geralmente há um estágio em que o setor de serviços baixa em termos relativos sobretudo quando ocorre um surto industrial, e numa fase subsequente volta a crescer. De outro lado, deve ser considerada a possibilidade do uso de dados imprecisos, em virtude das tremendas dificuldades encontradas na sua obtenção, nos primeiros anos da série, bem como na própria conceituação de alguns serviços na contabilidade social.

Ao longo do período em estudo, a participação da agricultura paulista na renda interna nacional do setor variou em torno de 25% a 35%. As oscilações de ano para ano não permitiram caracterizar uma tendência nítida até 1958. Porém, a partir de uma participação de 34,2% nesse ano, houve uma clara tendência de decréscimo até chegar

cerca de 25% em 1974. Interessante ainda destacar-se que no último quinquênio tem sido mais ou menos essa participação e, na região Centro-Sul, a agricultura paulista representaria, hoje, aproximadamente 29,5% da renda setorial.

Esse fenômeno de declínio relativo pode ser atribuído principalmente ao desenvolvimento agrícola verificado em outras áreas do País, fato ocorrido não só nas zonas limítrofes a São Paulo como também em muitos estados da região Centro-Sul. Em princípio poderiam ser previstas reduções até mais significativas na participação da agricultura paulista, o que não teria ocorrido, talvez, pela rapidez com que o grupo dos chamados produtos modernos, (algodão, laranja, batata, tomate, ovos, soja, casulo e cana-de-açúcar) vem registrando ganhos de produção e produtividade em São Paulo.

QUADRO 6. - Taxas Geométricas de Crescimento Real da Economia Paulista, 1948-74.
(% a.a.)

Período	Renda interna líquida	Indústria	Serviços	Agricultura
1948-52	6,4	4,4	8,2	4,7
1953-57	7,2	11,8	4,6	5,4
1958-62	5,9	8,0	5,4	1,8
1963-67	2,2	2,7	2,3	0,5
1968-72	8,7	10,6	7,6	4,7
1970-74 (1)	10,5	12,3	10,0	4,5

(1) Com base em estimativas setoriais feitas pelo IEA para 1974.
Fonte: Fundação Getúlio Vargas e Instituto de Economia Agrícola.

QUADRO 7. — Renda Interna Líquida Ajustada, para São Paulo, em Cruzeiro de 1949, Período 1948-74

Ano	Total		Indústria			Serviços			Agricultura		
	Cr\$ 1.000	Índice (1)	Cr\$ 1.000	Índice	%	Cr\$ 1.000	Índice (1)	%	Cr\$ 1.000	Índice (1)	%
1948	65.384,8	94	19.388,7	94	29,6	29.723,1	94	45,5	16.273,0	98	24,9
1949	69.351,8	100	21.064,3	100	30,4	31.747,8	100	45,8	16.539,7	100	23,8
1950	74.250,4	107	22.309,8	106	30,0	34.879,5	110	47,0	17.061,1	103	23,0
1951	80.541,4	116	24.404,3	116	30,3	38.514,3	121	47,8	17.622,8	106	21,9
1952	89.005,0	128	24.605,1	117	27,6	43.983,1	138	49,4	20.416,8	123	23,0
1953	88.917,8	128	26.706,7	127	30,0	43.622,5	137	49,1	18.588,6	112	20,9
1954	99.834,6	144	29.832,9	143	29,9	49.443,3	156	49,5	20.558,4	124	20,6
1955	112.740,5	163	40.120,7	190	35,6	50.691,7	160	45,0	21.928,1	133	19,4
1956	114.005,5	164	44.629,7	212	39,1	49.709,3	156	43,6	19.666,5	119	17,3
1957	125.342,9	181	46.505,7	221	37,1	54.721,1	172	43,7	24.116,1	146	19,2
1958	142.759,5	206	58.313,7	277	40,8	59.431,1	187	41,6	25.014,7	151	17,6
1959	153.326,4	221	66.275,0	315	43,2	60.785,2	191	39,6	26.266,2	159	17,2
1960	142.878,0	206	71.994,2	342	50,4	44.849,8	141	31,4	26.034,0	157	18,2
1961	180.283,1	260	77.589,4	368	43,0	74.331,3	234	41,2	28.362,4	171	15,8
1962	190.005,3	274	85.572,3	406	45,0	77.088,7	243	40,6	27.344,3	165	14,4
1963	190.944,4	275	82.341,9	391	43,1	79.201,1	249	41,5	29.401,4	178	15,4
1964	190.717,5	275	87.032,9	413	45,6	78.292,2	247	41,0	25.392,4	153	13,4
1965	197.073,2	284	83.235,6	395	42,2	80.570,0	254	40,9	33.267,1	201	16,9
1966	206.299,2	297	91.758,6	436	44,5	85.375,5	269	41,3	29.166,1	176	14,2
1967	212.434,0	306	93.834,4	445	44,2	88.474,2	279	41,6	30.125,4	182	14,2
1968	230.955,5	333	105.660,2	502	45,7	95.433,2	301	41,3	29.862,1	181	13,0
1969	246.034,4	355	116.248,8	552	47,2	99.070,7	312	40,3	30.714,9	186	12,5
1970 (2)	266.665,0	385	127.176,2	604	47,7	106.501,0	335	40,0	32.987,8	199	12,3
1971 (2)	302.289,1	436	147.270,0	699	48,6	119.902,1	378	39,7	36.099,0	212	11,7
1972 (2)	350.188,7	505	174.809,5	830	50,0	137.788,2	434	39,3	37.591,0	227	10,7
1973 (2)	397.712,3	573	202.779,0	963	51,0	155.425,1	490	39,0	39.508,2	239	10,0
1974 (2)	439.472,1	634	227.112,0	1.078	51,7	170.967,0	538	38,9	41.009,0	248	9,4

(1) Base: 1949 = 100;

(2) Estimativas preliminares, usando taxas de crescimento e participação setorial relativa.

Fonte: Fundação Getúlio Vargas e Instituto de Economia Agrícola.

Obs.: Atualização do quadro 3.3 de "Desenvolvimento da Agricultura Paulista" (7) p. 201.

O fato é que o Estado continua sendo o maior produtor agrícola do Brasil. Em 1967, o valor da produção do Estado de São Paulo equivalia a 166% do observado no Rio Grande do Sul (2.o lugar) e a 175% do obtido pelo Paraná (3.o colocado) (4). Em 1974, o Prognóstico da Região Centro-Sul (8) situava essas proporções em 153% sobre o Paraná (2.o lugar) e 154% sobre o Rio Grande do Sul (3.o colocado). Mesmo com uma pequena taxa de crescimento no setor agrícola, São Paulo deverá manter posição destacada durante considerável período de tempo. Idealmente, porém, as outras regiões agrícolas deverão conquistar posições mais expressivas, com isso ganhando a economia brasileira.

Apesar do crescimento da agricultura de São Paulo ser nitidamente menor quando comparado com o dos outros dois setores, isso não significa que o setor seja insensível aos estímulos econômicos. Em termos de crescimento per capita (renda interna líquida), os dados indicam que a produção mais do que dobrou de 1948 a 1969, crescendo a uma taxa de 3,8% ao ano, em comparação vantajosa com a taxa do setor não-agrícola da economia, que teria crescido a menos de 1,8% ao ano. Esse mesmo fenômeno estaria ocorrendo no quinquênio 1970-74, não se podendo ainda estimar sua magnitude.

Do desenvolvimento da economia paulista, durante os últimos 26 anos, podem ser ressaltados diversos aspectos positivos envolvendo a agricultura, quais sejam:

- 1) nível de renda per capita no setor agrícola aumentando em ritmo acelerado;
- 2) diferenças absolutas entre a produtividade do trabalho dos setores agrícola e não-agrícola convergindo significativamente;
- 3) aumento simultâneo da renda per capita na economia não-agrícola;
- 4) emprego de menor quantidade do fator trabalho na produção de alimentos e matérias-primas; e
- 5) setor agrícola atuando decisivamente para a formação de capital no Estado.

Registre-se ainda que o Estado contribui, presentemente, com 40% da renda interna nacional e sendo responsável, em média, por 60% do produto industrial do País, mais de um quarto da produção agrícola e um terço da renda nacional derivada do setor de serviços (quadro 8). Ainda assim, são numerosos os ajustamentos necessários à economia paulista, embora muitos deles extravasem a esfera de decisão estadual, como é o caso dos principais instrumentos de política agrícola (preços, crédito e exportação, por exemplo).

Finalizando esta parte, convém mencionar alguns problemas agrícolas, econômicos e sociais que estão preocupando diversos técnicos e instituições estaduais. Em primeiro lugar, está o baixo nível de tecnificação e reduzido estoque de tecnologia para produtos considerados essenciais ao consumo

interno. Outro, são as disparidades regionais de renda e desenvolvimento agrícola no Estado. Em seguida estaria o baixo poder aquisitivo dos trabalhadores e pequenos agricultores em geral, talvez por distorções na política salarial, assistência creditícia e assistência social.

E por último, ainda, estariam algumas deficiências na infra-estrutura de comercialização, que vão desde os serviços portuários até o mercado das importações que condicionam a tomada de decisões (7).

QUADRO 8. - Participação Percentual de São Paulo na Formação da Renda Interna Nacional

Ano	Total	Indústria	Serviços	Agricultura
1948	35,6	47,1	31,9	32,9
1949	35,4	46,4	32,1	32,0
1950	35,2	44,1	33,0	31,3
1951	36,1	45,4	33,1	33,3
1952	36,6	43,6	34,1	35,4
1953	35,9	43,5	33,9	32,2
1954	36,4	44,7	34,0	33,0
1955	38,7	54,4	33,7	32,7
1956	37,8	56,6	31,6	30,0
1957	38,4	55,8	31,9	33,7
1958	40,7	60,2	32,9	34,2
1959	41,6	61,2	33,2	34,1
1960	35,2	60,6	21,7	32,3
1961	40,1	59,1	32,1	32,7
1962	40,2	60,4	32,2	29,9
1963	39,8	58,0	32,2	31,8
1964	38,6	58,3	31,2	27,1
1965	39,2	58,6	31,7	31,2
1966	38,9	57,8	31,7	28,2
1967	38,1	57,4	31,1	27,6
1968	38,2	57,1	31,0	26,9
1969	38,1	56,7	30,7	26,1
1970 (1)	37,8	55,8	30,1	26,6
1971 (1)	38,4	58,2	30,4	25,4
1972 (1)	40,4	60,7	31,7	26,1
1973 (1)	41,4	62,3	32,0	26,4
1974 (1)	41,6	62,6	32,0	25,5

(1) Estimativa preliminar a partir dos dados dos quadros 2 e 7.

Fonte: Fundação Getúlio Vargas e Instituto de Economia Agrícola.

3 - EVOLUÇÃO ESTATÍSTICA DOS PRINCIPAIS PRODUTOS AGROPECUÁRIOS

A produção agrícola global do Estado é representada no quadro 9 por 21 dos principais produtos que respondem por cerca de 85% do produto agrícola (5).

Nesse quadro, além das produção física, constam os índices de área cultivada e o rendimento cultural relativos aos quinquênios do período em estudo (1948-52 = 100). A área cultivada aumentou até 1963-67 e de lá para cá vem se mantendo praticamente inalterada, embora variações anuais estejam ocorrendo em função dos estímulos econômicos. Comparando os diversos quinquênios, a produção física vem crescendo continuamente, sendo essa expansão determinada mais recentemente pelos acréscimos de rendimento que a partir de 1967 se tomaram mais expressivos. No Prognóstico do Ano Agrícola 1974/75 (8) o IEA estimou um incremento anual de 2,25% para a produtividade agrícola em São Paulo na última década (1962-66 = 100). Esse é um dado positivo, pois no País como um todo 70% das variações na produção seriam ainda explicadas pela área em cultivo. Em termos regionais, o Nordeste é um caso típico de agricultura "extensiva" enquanto no Centro-Sul a situação vai se alterando e, progressivamente, sendo mais influenciada pelas mudanças tecnológicas (1).

A seguir, o quadro 10 reúne ano a ano, até 1973, informações definitivas sobre área cultivada, produção, rendimento, preços e valor bruto da produção dos 21 principais produtos em conjunto (16 de origem vegetal e 5 de origem animal). A primeira coluna mostra a evolução da área plantada, tendo em 1965 o Estado alcançado sua maior superfície com pouco mais de 5.700 mil hectares; a partir daí oscilando em torno dos 5.500 mil hectares, e só ocasionalmente se contraindo até o mínimo de 5 milhões, como em 1969. A produção física dos 21 produtos cresceu a uma taxa aproximada de 3% do ano de 1948 até 1973. Nesse período, os 16 produtos vegetais realizaram um ganho de rendimento médio da ordem de 1,5% ao ano, taxa essa que, como mencionado, tomou-se mais acelerada nos últimos dez anos. Da coluna dos preços reais, destaca-se uma variação considerável sem, contudo, tendências de altas exageradas a não ser em 1973 quando o índice chegou aos 123 pontos. Em 1974 essa situação já se teria atenuado bastante, pois os reflexos de alguns preços internacionais se fizeram sentir de forma aguda nos mercados de produtos agrícolas do Estado (café, algodão, mamona, laranja, soja e carne bovina seriam bons exemplos). Mesmo com pico em 1973, a taxa média anual é estimada em -0,32%, o que significaria uma transferência de benefícios da agricultura para os setores não-agrícolas. Por sua vez, o valor bruto da produção mais que dobrou em cruzeiro constante de 1971, ao passar

(5) Esses produtos são: arroz, feijão, mamona, carne bovina, leite, carne suína, banana, cebola, milho, amendoim, mandioca, café, chá, batata, laranja, tomate, cana-de-açúcar, casulo, soja, algodão e ovos.

QUADRO 9. – Evolução da Produção Agrícola Global no Estado de São Paulo, 1948-52 – 1973-74

Período	Área cultivada			Volume da produção		Rendimento agrícola	
	1.000 ha	Índice	Variação %	Índice	Variação %	Índice	Variação %
1948-52	4.423,3	100	–	100	–	100	–
1953-57	4.961,8	112	12	115	15	91	–9
1958-62	5.224,3	118	5	147	28	111	22
1963-67	5.457,0	123	4	160	9	121	9
1968-72	5.383,7	122	–1	172	8	124	2
1973-74 ⁽¹⁾	5.239,8	118	–3	187	9	136	10

⁽¹⁾ Dados Preliminares

Fonte: Instituto de Economia Agrícola.

QUADRO 10. - Evolução da Produção Geral (21 produtos), no Estado de São Paulo, 1948-73

Ano	Área cultivada		Produção		Rendimento		Índice de preço ⁽⁴⁾		Valor da Produção			
	1.000 ha.	Índice ⁽¹⁾	Índice ⁽²⁾	Índice ⁽³⁾	Corrente	Real ⁽⁵⁾	Corrente		Real ⁽⁵⁾			
							Cr\$ 1.000	Índice ⁽⁶⁾	Cr\$ 1.000	Índice ⁽⁶⁾		
1948	4.101,5	74,57	63,55	95,34	1,80	97,41	15.440	1,17	4.669.080	63,40		
1949	4.360,1	79,27	62,88	84,96	1,96	99,28	16.847	1,26	4.756.997	63,92		
1950	4.626,0	84,10	62,93	81,05	2,28	103,66	20.442	1,55	5.194.891	70,38		
1951	4.461,6	81,12	63,71	82,67	2,57	100,87	22.468	1,76	5.100.941	69,22		
1952	4.567,1	83,03	68,02	82,53	2,92	101,88	28.349	2,13	5.530.056	74,19		
1953	4.632,5	84,22	66,14	77,86	3,50	104,88	32.887	2,46	5.588.942	74,51		
1954	5.236,4	95,20	73,50	77,73	4,40	105,27	49.015	3,67	6.559.018	87,84		
1955	5.203,4	94,60	75,84	79,21	5,18	106,44	58.644	4,37	6.740.411	89,84		
1956	4.978,1	90,51	71,26	67,10	6,11	104,72	59.675	4,42	5.666.721	75,75		
1957	4.758,8	86,52	81,60	87,12	6,62	99,42	75.919	5,65	6.372.593	84,84		
1958	5.057,8	91,95	90,07	88,45	6,77	90,00	80.972	6,01	6.013.203	79,89		
1959	4.873,8	88,61	100,29	107,17	9,00	86,79	118.663	8,79	6.394.873	84,75		
1960	5.366,1	97,56	89,56	88,64	12,54	93,57	152.827	11,21	6.375.463	83,65		
1961	5.404,6	98,26	98,30	98,39	17,86	97,26	236.203	17,36	7.189.914	94,57		
1962	5.419,4	98,53	93,21	90,74	29,49	105,92	371.082	27,20	7.448.532	97,67		
1963	5.678,4	103,24	101,27	103,29	50,03	102,46	692.746	50,80	7.929.366	104,04		
1964	5.432,6	99,68	85,67	75,50	99,74	107,22	1.089.257	80,34	6.544.995	86,37		
1965	5.747,5	104,49	116,41	115,62	133,08	91,22	2.103.153	154,43	8.057.722	105,86		
1966	5.173,6	94,06	103,44	109,07	187,61	93,16	2.616.552	191,79	7.262.372	95,24		
1967	5.203,0	94,59	106,36	113,60	216,10	83,67	3.131.787	229,14	6.777.380	88,72		
1968	5.175,3	94,09	97,39	99,06	261,70	81,57	3.540.567	254,64	6.168.159	79,37		
1969	5.006,2	91,02	99,03	94,85	347,52	89,72	4.666.477	342,13	6.669.367	88,31		
1970	5.509,3	100,16	113,42	108,77	404,26	87,03	5.945.611	435,53	7.160.586	93,77		
1971	5.691,5	103,48	117,06	106,29	519,65	92,97	8.203.780	594,77	8.203.780	106,41		
1972	5.536,4	100,66	125,51	120,25	658,80	100,77	11.099.991	807,12	9.515.452	123,46		
1973	5.113,9	92,97	120,10	115,99	922,15	123,23	14.430.975	1.077,98	10.716.875	143,94		

(1) Índice simples, base 1962-66 = 100. Não inclui produtos de origem animal.

(2) Índice construído pelo método de Laspeyres, quantidades ponderadas pelos preços médios do período base, 1962-66. Base de comparação igual à de ponderação.

(3) Índice construído pelo método de Padsche, índices simples de rendimento com base em 1962-66, ponderados pela área plantada com cada produto, em cada ano. Não inclui produtos de origem animal.

(4) Índice construído pelo método de Laspeyres, preços ponderados pelas quantidades médias do período base, 1962-66. Base de comparação igual à de ponderação.

(5) Em valores constantes de 1971, pelo Índice 2 da Conjuntura Econômica.

(6) Índice de valor obtido através do índice de Laspeyres para preço e índice de Padsche para quantidade, base 1962-66 = 100.

Fonte: Instituto de Economia Agrícola.

de 4,7 para 10,7 bilhões. Da análise dessas variáveis econômicas, infere-se que o comportamento da renda bruta foi principalmente determinado pelo volume físico da produção, pois, guardadas as devidas proporções e de um modo geral, a agricultura está produzindo a preços reais relativamente estáveis.

3.1. Evolução por Grupos de Produtos: Modernos, em Transição e Tradicionais

Nesta seção os 21 produtos são desagregados, segundo o estágio de desenvolvimento tecnológico, em três grupos: o de produtos modernos, compreendendo batata, laranja, tomate, cana-de-açúcar, casulo, soja, algodão e ovos; o de produtos em transição, reunindo banana, cebola, milho, amendoim, mandioca, café e chá; e os tradicionais, como arroz, feijão, mamona, carne bovina, leite e carne suína.

No primeiro grupo, incluem-se atividades que já incorporaram, de forma generalizada, práticas agrícolas mais avançadas, em especial aquelas que se caracterizam pelo uso de insumos modernos. No grupo em transição encontram-se atividades cujo grau de adoção de práticas modernas é inferior mas algum progresso vem sendo observado nos últimos anos; entre os produtos tradicionais ficando as que têm revelado pouco progresso e, consequentemente, com baixos índices de produtividade (6).

Nos quadros 11, 12 e 13 são apresentadas as estatísticas para os três grupos em análise.

Relativamente à área cultivada, o grupo dos produtos modernos apresentou um vigoroso crescimento a partir de 1967; até então não se observara uma tendência mais definida. Estima-se para o período como um todo a taxa média anual de 2,4% e a recente evolução é explicada principalmente pela expansão das culturas de soja e laranja. Concomitantemente, registraram-se retrações sucessivas na área plantada com algodão que todavia não chegaram a comprometer o avanço do grupo. Entre os produtos em transição ocorreram flutuações anuais acentuadas, possivelmente pela grande representatividade do café, milho e amendoim, especialmente a rubiácea que teve ciclos de euforia e fastígio respectivamente, nos sub-períodos 1948-55 e 1956-70; e o milho experimentando oscilações anuais muito fortes em que pese ser a cultura de maior área cultivada no Estado, desde o início dos anos 60. Os produtos tradicionais, essencialmente arroz, feijão e mamona (quando se fala em área) ganharam terreno até 1967 sendo daí para frente deslocados por alguns produtos modernos.

É frequente comentar-se que o Estado de São Paulo está utilizando praticamente toda a área disponível para fins agrícolas; as áreas que ainda poderiam ser incorporadas ao processo produtivo são de qualidade inferior,

(6) Para maiores detalhes sobre essa classificação, consultar INSTITUTO DE ECONOMIA AGRÍCOLA (6).

necessitando portanto, para seu aproveitamento, de pesados investimentos e práticas culturais mais modernas. As alterações de área cultivada que se tem observado nos três grupos são causadas, em boa parte, por mudanças nas condições de lucratividade das culturas.

Essas condições de lucratividade podem também ter influenciado a evolução dos índices de rendimento médio desses três grupos de produtos. Assim, os produtos modernos tiveram um aumento médio de produtividade de 3,04% no período 1948-73, crescimento esse responsável por mais da metade do aumento do volume produzido no período. O crescimento da produtividade média dos produtos em transição foi um pouco menor (1,93%), enquanto no grupo dos produtos tradicionais observou-se uma diminuição de rendimentos, com uma taxa média de -1,34% ao ano.

Quanto ao volume produzido, em primeiro lugar pode-se concluir que o grupo moderno (algodão, batata, cana, casulo, laranja, ovos, soja e tomate) é o que vem apresentando melhor desempenho, com um crescimento médio de 5,44% a.a. no período 1948-73. Os tradicionais e em transição tiveram desempenho bem inferior, respectivamente com 1,51% e 1,60% ao ano.

Produtos de grande importância estão incluídos entre os tradicionais: arroz, bovinos de corte, feijão, leite, mamona e suínos, assim como entre aqueles em transição: amendoim, banana, café, cebola, chá, mandioca e milho. Não se deve, entretanto, tomar essas taxas menores de crescimento da

produção, como indicadores de problemas sérios no abastecimento, visto que o Estado está integrado em uma economia regional, onde o comércio interestadual é de importância crescente. Só para se ter uma idéia desse comércio, em 1974 São Paulo foi importador líquido de arroz (402 mil t), batata (70 mil t), cebola (40 mil t) e feijão (220 mil t) de outros Estados (8).

Nos produtos tradicionais, nota-se que o valor da produção cresceu mais de 150% em termos reais. Tal crescimento foi gerado essencialmente pela expansão da área e aumento dos preços reais visto que a produtividade caiu durante o período analisado. Isto indica a necessidade de maior esforço no sentido de aumentar a produtividade, porque esses produtos, na sua maioria, são básicos para alimentação da população brasileira. A análise da série de valor da produção do grupo em transição indica um crescimento apenas regular (37%), explicado por aumentos alternados de preços e área, assim como da produtividade, com a taxa de 1,93% ao ano.

O valor da produção dos produtos modernos cresceu em mais de 285% durante o período. Esta evolução é explicada pelo aumento da área e mais ainda pelo aumento da produtividade, cujo índice passou de 51,56 para 111,91. O aumento considerável na produtividade é refletido na estabilização ou mesmo uma pequena redução nos preços reais.

As taxas do crescimento dos preços reais são, respectivamente, 1,16% para os tradicionais, -1,23% para os de

QUADRO 11. - Evolução da Produção, Produtos Modernos (8 produtos), no Estado de São Paulo (1), 1948-73

Ano	Área Cultivada		Produção	Rendimento	Índice de preço (5)		Valor da produção				
	1.000ha	Índice (2)	Índice (3)	Índice (4)	Corrente		Corrente		Real (6)		
					Corrente	Real	Cr\$ 1.000	Índice (7)	Cr\$ 1.000	Índice (7)	
1948											
1949	1.035,9	77,15	34,49	51,56	1,86	102,28	3.339	0,71	1.009.719	39,04	
1950	1.155,8	86,08	43,70	63,48	2,02	103,76	4.437	0,94	1.252.852	48,45	
1951	1.397,2	104,06	38,69	41,84	2,22	102,60	4.345	0,92	1.104.189	42,72	
1952	1.422,0	105,91	46,26	53,54	2,76	109,51	7.157	1,52	1.561.014	60,37	
1953	1.624,0	120,95	62,92	68,62	2,72	96,57	8.694	1,85	1.695.943	65,60	
1954	1.293,8	96,36	54,79	66,27	2,82	87,28	7.571	1,61	1.285.777	49,77	
1955	1.179,3	87,83	59,42	72,49	3,72	90,42	10.630	2,26	1.422.471	55,02	
1956	1.009,4	75,18	60,56	87,30	4,47	93,51	12.940	2,75	1.487.294	57,54	
1957	1.214,8	90,47	60,41	68,65	5,54	96,64	15.512	3,30	1.433.793	57,52	
1958	954,0	71,05	59,77	77,60	6,20	94,61	17.170	3,65	1.441.238	55,75	
1959	941,3	70,11	68,32	89,66	6,48	87,48	20.606	4,38	1.530.258	59,19	
1960	1.034,2	77,02	75,50	96,71	8,53	83,58	30.275	6,44	1.631.552	63,11	
1961	1.047,8	78,04	80,30	99,14	12,15	92,19	45.809	9,74	1.911.008	73,91	
1962	1.194,5	88,96	83,77	90,80	16,85	93,27	66.434	14,13	2.022.221	78,22	
1963	1.322,2	98,47	94,72	100,48	26,55	96,91	118.675	25,24	2.382.100	92,14	
1964	1.296,3	96,54	88,70	88,70	50,15	104,39	206.317	43,88	2.361.562	91,34	
1965	1.249,0	93,02	91,55	94,44	96,72	105,68	408.390	86,87	2.453.885	94,91	
1966	1.522,8	113,41	109,65	93,69	147,01	102,43	759.681	161,59	2.910.534	112,58	
1967	1.323,2	98,55	115,38	120,04	179,44	90,56	956.952	203,55	2.656.068	102,73	
1968	1.125,8	83,85	103,53	112,04	204,60	80,51	997.201	212,11	2.158.003	83,47	
1969	1.168,0	86,99	106,92	113,66	251,39	79,64	1.282.268	272,74	2.233.890	86,41	
1970	1.337,8	99,64	108,25	108,08	325,50	85,39	1.685.457	358,50	2.431.623	94,05	
1971	1.771,2	131,91	140,35	104,24	337,29	73,87	2.233.803	475,11	2.690.278	104,05	
1972	1.790,5	133,35	134,02	94,32	432,02	78,56	2.724.012	579,41	2.724.012	105,36	
1973	1.884,7	140,37	147,20	103,91	527,66	82,04	3.605.833	773,36	3.108.412	120,24	
	1.792,8	133,52	154,09	111,91	711,36	98,06	5.257.906	1.104,07	3.904.679	151,10	

(1) Inclui os seguintes produtos: batata, laranja, tomate, cana, casulo, soja, algodão e ovos.

(2) Índice simples, base 1962-66 = 100. Não inclui produtos de origem animal.

(3) Índice construído pelo método de Laspeyres, quantidades ponderadas pelos preços médios correntes do período base, 1962-66. Base de comparação igual à de ponderação.

(4) Índice construído pelo método de Padsche, índices simples de rendimento, com base em 1962-66, ponderados pela área plantada com cada produto em cada ano. Não inclui produtos de origem animal.

(5) Índice construído pelo método de Laspeyres, preços ponderados pelas quantidades médias do período base, 1962-66. Base de comparação igual à de ponderação.

(6) Em Valores constantes de 1971, pelo índice 2 da Conjuntura Econômica.

(7) Índice de valor obtido através do índice de Laspeyres para preço e índice de Padsche para quantidade, base 1962-66 = 100.

Fonte: Instituto de Economia Agrícola.

QUADRO 12. - Evolução da Produção, Produtos em Transição (7 produtos), no Estado de São Paulo (1), 1948-73

Ano	Área cultivada		Produção	Rendimento	Índice de preço (5)		Valor de produção			
	1.000ha.	Índice (2)			Índice (3)	Índice (4)	Corrente		Real (6)	
			Índice	Índice			Cr\$ 1.000	Índice (7)	Cr\$ 1.000	Índice (7)
1948	2.298,9	79,04	90,54	98,12	2,07	108,04	6,941	1,87	2.098.969	97
1949	2.358,4	81,09	70,40	76,37	2,37	115,84	6,586	1,77	1.859.654	86
1950	2.382,6	81,92	71,00	78,99	3,28	144,00	10,260	2,76	2.607.355	121
1951	2.327,9	80,04	69,42	77,85	3,41	128,54	9,968	2,68	2.174.122	101
1952	2.343,0	80,56	70,67	77,17	3,90	131,54	11,447	3,08	2.232.973	103
1953	2.525,2	86,82	70,85	70,91	4,89	138,55	14,121	3,80	2.399.702	110
1954	3.199,5	110,00	87,73	72,28	6,51	150,62	25,506	6,86	3.413.124	158
1955	3.257,7	112,00	92,78	70,28	7,28	144,42	29,014	7,80	3.334.806	154
1956	3.920,8	100,42	69,74	60,74	8,07	133,73	23,305	6,27	2.233.734	103
1957	2.993,6	102,92	97,28	82,28	8,66	125,73	34,595	9,30	2.903.883	135
1958	3.163,8	108,78	105,17	84,41	7,94	101,91	30,937	8,32	2.297.466	106
1959	2.943,8	101,21	132,46	109,86	10,20	95,04	46,328	12,46	2.496.664	116
1960	3.262,9	112,18	92,82	77,71	12,57	90,69	42,796	11,51	1.785.315	83
1961	3.160,9	108,68	115,42	95,53	19,72	103,75	80,172	21,56	2.440.400	113
1962	3.172,7	109,08	87,31	83,28	31,05	107,76	100,211	26,96	2.011.482	93
1963	3.170,4	109,00	123,31	111,12	49,14	97,25	231,435	62,25	2.649.071	123
1964	2.675,6	91,99	53,93	60,26	123,62	128,43	233,158	62,72	1.400.971	65
1965	2.764,2	95,04	132,77	131,56	133,91	88,70	664,298	178,68	2.545.097	118
1966	2.759,8	94,89	102,68	109,85	162,26	77,87	628,859	169,15	1.745.430	81
1967	2.901,1	99,74	113,54	112,69	199,65	74,70	838,551	225,56	1.487.319	69
1968	2.825,0	97,13	91,02	98,66	256,45	77,24	853,732	229,64	1.874.527	86
1969	2.579,4	88,51	89,95	95,96	396,90	99,00	1.318.624	354,69	1.902.390	88
1970	2.752,5	94,64	94,18	106,87	489,96	101,75	1.556.466	413,66	1.874.527	86
1971	3.030,7	104,20	127,41	119,60	572,13	98,92	2.667.127	717,43	2.667.127	124
1972	2.842,2	97,72	125,37	128,64	778,62	115,09	3.542.002	952,74	3.028.191	140
1973	2.458,1	84,51	97,71	118,44	1.076,40	138,20	3.884.699	1.044,92	2.884.893	134

(1) Inclui os seguintes produtos: banana, cebola, milho, amendoim, mandioca, café e chá.

(2) Índice simples, base 1962-66 = 100.

(3) Índice construído pelo método de Laspeyres, quantidades ponderadas pelos preços médios correntes do período base, 1962-66. Base de comparação igual à de ponderação.

(4) Índice construído pelo método de Padsche, índice simples de rendimento, com base de 1962-66, ponderados pela área plantada com cada produto, em cada ano.

(5) Índice construído pelo método de Laspeyres, preços ponderados pelas quantidades médias do período base, 1962-66. Base de comparação igual à de ponderação.

(6) Em valores constantes de 1971, pelo Índice 2 da Conjuntura Econômica.

(7) Índice de valor obtido através do índice de Laspeyres para preço e Índice de Padsche para a quantidade, base 1962-66 = 100.

Fonte: Instituto de Economia Agrícola.

QUADRO 13. - Evolução da Produção, Produtos Tradicionais (6 produtos), no Estado de São Paulo (1), 1948-73

Ano	Área cultivada		Produção	Rendimento	Índice de preço (5)		Valor da produção			
	1.000ha	Índice (2)	Índice (3)	Índice (4)	Real (6)		Corrente		Real (6)	
					Corrente	Real (6)	Cr\$ 1.000	Índice (7)	Cr\$ 1.000	Índice (7)
1948	766,7	61,38	70,93	146,14	1,54	84,33	5.160	1,09	1.560.392	59,50
1949	845,9	67,72	75,57	138,27	1,60	81,86	5.824	1,19	1.644.491	60,67
1950	846,2	67,75	80,06	151,59	1,58	72,68	5.837	1,23	1.483.347	56,39
1951	711,7	56,98	76,09	156,67	1,76	70,79	5.343	1,30	1.365.805	53,39
1952	600,1	48,04	70,90	141,14	2,36	83,41	8.208	1,67	1.601.140	58,86
1953	813,5	65,13	73,44	117,89	3,09	94,97	11.195	2,26	1.902.463	69,61
1954	857,6	68,66	76,21	105,24	3,45	83,46	12.879	2,60	1.723.423	62,92
1955	936,3	74,96	77,65	101,60	4,26	88,66	16.689	3,32	1.918.196	68,98
1956	842,5	67,45	82,80	86,88	5,16	89,42	20.859	4,08	1.999.289	70,83
1957	811,2	64,94	90,65	115,98	5,48	83,16	24.153	4,79	2.027.388	72,76
1958	952,7	76,27	99,47	100,68	6,18	82,98	29.430	5,82	2.185.553	78,25
1959	895,8	71,72	99,68	110,44	8,55	83,32	42.058	8,26	2.266.549	80,51
1960	1.055,4	84,50	95,96	112,00	12,88	97,16	64.221	12,38	2.679.099	93,44
1961	1.049,2	84,00	99,24	115,63	17,42	95,91	89.596	17,28	2.727.262	95,15
1962	924,5	74,02	96,24	105,83	31,14	113,05	152.199	29,25	3.055.010	106,22
1963	1.211,7	97,01	96,60	98,38	50,60	104,76	254.997	48,76	2.928.767	100,96
1964	1.558,0	124,73	104,10	86,49	84,53	91,88	447.705	87,46	2.690.115	95,06
1965	1.460,6	116,93	110,49	108,31	119,10	82,54	679.148	129,18	2.601.991	89,53
1966	1.090,6	87,31	92,56	93,81	214,64	107,76	1.030.743	197,67	2.860.879	99,24
1967	1.176,1	94,16	103,65	117,36	239,60	93,80	1.296.060	248,18	2.804.754	97,15
1968	1.182,3	94,66	93,08	85,63	275,56	86,84	1.404.567	256,24	2.446.951	80,75
1969	1.089,0	87,19	97,08	76,00	331,39	86,49	1.662.396	316,93	2.335.354	82,71
1970	985,6	78,91	102,20	122,00	403,49	87,90	2.155.342	410,38	2.595.782	89,40
1971	870,3	69,68	92,98	84,57	563,87	102,00	2.812.641	516,54	2.812.641	94,44
1972	809,5	64,81	104,83	128,86	693,66	107,28	3.952.156	729,12	3.378.849	112,76
1973	863,0	69,09	104,49	117,47	1.007,27	135,36	5.288.370	1.078,04	3.927.303	144,86

(1) Inclui os seguintes produtos: arroz, feijão, mamona, bovinos, leite e suínos.

(2) Índice simples, base 1962-66 = 100. Não inclui produtos de origem animal.

(3) Índice construído pelo método de Laspeyres, quantidades ponderadas pelos preços médios correntes do período base, 1962-66. Base de comparação igual à de ponderação.

(4) Índice construído pelo método de Padsche, índices simples de rendimento, com base em 1962-66, ponderados pela área plantada com cada produto, em cada ano. Não inclui produtos de origem animal.

(5) Índice construído pelo método de Laspeyres, preços ponderados pelas quantidades médias do período base, 1962-66. Base de comparação igual à de ponderação.

(6) Em valores constantes de 1971, pelo índice 2 da Conjuntura Econômica.

(7) Índice de valor obtido através do índice de Laspeyres para preço e índice de Padsche para quantidade, base 1962-66 = 100.

Fonte: Instituto de Economia Agrícola.

transição e $-0,77\%$ para os modernos, no período 1948-73. Essas taxas são uma indicação segura da melhoria da eficiência na produção agrícola do Estado.

É interessante observar que os produtos tradicionais são os que, por serem de alimentação, mais sofrem controle de preços. Os em transição e modernos registram taxas negativas de preços reais ao mesmo tempo que sua produção aumentou e tendem a apresentar alta elasticidade-renda (laranja, tomate, ovos e derivados da soja) ou se destinam a exportação (café, soja, algodão e banana). O aumento da produção nos casos desses produtos se faz com redução de preços e aumento de produtividade, sugerindo um aumento substantivo na eficiência de produção, a qual aparentemente teria ocorrido em um mercado mais dinâmico e seguro, propiciando clima favorável aos investimentos em tecnologia.

4 - EVOLUÇÃO DOS PRINCIPAIS MERCADOS E FATORES

Considerações sobre o uso de fatores na agricultura paulista são muito úteis para a compreensão e descrição do seu desempenho. Com este propósito, a parte final deste ensaio se concentra em três fatores estratégicos — mão-de-obra, tratores e fertilizantes.

Na mesma época em que se institucionalizou o crédito para a agricultura, com taxas de juros diferenciadas e outros dispositivos legais, começou a decrescer a força de trabalho agrícola em números absolutos (7). Com as elevadas taxas de crescimento industrial e dos serviços, o mercado de trabalho, na agricultura, que fora regulado por lei em 1963, se alterou radicalmente e os salários rurais iniciaram uma fase altista socialmente desejável. Ao mesmo tempo, a indústria brasileira de tratores, implantada principalmente em São Paulo no início da década dos 60, passou a produzir a preços reais declinantes e essa alteração nos preços relativos (trator/mão-de-obra) parece ter sido um dos principais fatores responsáveis pela acelerada mecanização e diminuição da mão-de-obra nas atividades agrícolas. À medida que aumentou a relação capital-trabalho na agricultura, o consumo de fertilizantes também cresceu, a uma taxa de $20,8\%$ ao ano no período 1962-73 e de $27,2\%$ mais recentemente (1967-73) para o conjunto de nitrogenados, fosfatados e potássicos. Por outro lado, o crédito passou a fluir em larga escala para os agricultores, mormente grandes e médios, constituindo-se no elemento viabilizador desses ajustamentos. Num breve resumo esse foi o panorama geral dos mercados de fatores, além de uma valorização das terras cuja oferta inelástica sofreu pressões altistas de preços, a partir

(7) Em termos correntes o valor do crédito rural no Estado aumentou 315% e no Brasil 367% , no período 1969/73. Tanto no Estado como no País o tipo de financiamento que mais cresceu foi o de formação de capital, com 413% no Estado e 450% no País. Por outro lado, o menor crescimento é encontrado no custeio com 279% no Estado e 230% no Brasil. Quanto ao número de contratos, houve crescimento também: em torno de 23% em ambos os casos. Os empréstimos de investimento cresceram 83% em São Paulo e 46% no País.

de 1969, como resultante natural dos estímulos nos mercados de produtos. Obviamente, porém, algumas distorções regionais e muitos agricultores não tiveram condições de se ajustar às novas situações, em adição ao fato de que alguns produtos se viram comprimidos pela política governamental.

4.1 - Mão-de-Obra

Em que pese o dispositivo de lei que institui o salário mínimo no meio rural (Lei n.º 4214, Estatuto do Trabalhador Rural de 2/3/63), os salários rurais vigentes na maioria dos estados brasileiros se mantiveram abaixo do mínimo legal. Entretanto, as taxas de crescimento no período 1966-73 de todas as categorias de trabalho rural foram maiores que a do salário mínimo; o menor diferencial sendo registrado para a categoria de administrador.

Particularmente para o Estado de São Paulo, a evolução do salário apresenta características semelhantes às do Brasil, apenas com uma taxa de crescimento superior à constatada para o País. Este fato permitiu que se alcançasse, a partir de 1973, um nível de salário para o diarista residente superior ao salário mínimo da Capital, invertendo-se a relação (salário rural/salário mínimo) que até 1972 fora desfavorável a agricultura. Essa tendência pode ser extrapolada para as demais categorias de trabalho visto que estudos desenvolvidos no IEA mostram que os salários vigentes nas diferentes classes de trabalhadores agrí-

colas apresentam, entre si, elevado grau de correlação; o índice mais representativo seria o correspondente ao salário do diarista residente a seco (9).

Análise trienal revela que o período mais desfavorável para o assalariado rural foi o de 1961-63, quando a relação (salário rural/salário mínimo) se situou em 52,3%. Esse triênio foi ligeiramente superado pelos períodos anteriores, 1958-60 e 1955-57, respectivamente com 58% e 55,7%. Nos períodos mais recentes esses índices aumentaram sensivelmente, alcançando 83% em 1964-66, 82,7% em 1967-69, 87,3% no período 1970-72 e 108% em 1973-74. Ver quadro 14.

Outro aspecto interessante do mercado de trabalho é que a escassez ter-se-ia revelado mais intensa justamente entre os trabalhadores contratados externamente à propriedade já que no caso de diaristas residentes, tratoristas e administradores as altas de salário tem sido mais moderadas, possivelmente devido a algumas compensações não-monetárias dadas a esses trabalhadores.

4.2 - Tratores

A produção brasileira de tratores teve uma evolução recente muito positiva, conforme atestam os números do quadro 15.

Nos últimos 5 anos a agricultura paulista vem absorvendo aproximadamente 40% da produção nacional com tendência de queda, sendo maior a

QUADRO 14. - Evolução do Salário de Diarista-Residente e Salário Mínimo na Capital.
Estado de São Paulo, 1955-74
(Cr\$)

Ano	Salário diarista residente (a)	Salário mínimo na Capital (b)	Relação percentual entre Salário de diarista residente e Salário mínimo na Capital	
			(a/b)	Média Trimestral
1955	1,41	2,30	61	
1956	1,65	3,00	55	55,7
1957	1,89	3,70	51	
1958	2,10	3,70	57	
1959	2,61	3,88	67	58,0
1960	3,42	6,78	50	
1961	4,44	10,38	45	
1962	6,69	13,21	54	52,3
1963	10,86	21,00	58	
1964	22,92	40,25	78	
1965	41,07	58,50	89	83,0
1966	53,61	81,00	82	
1967	74,76	102,25	82	
1968	98,61	125,50	84	82,7
1969	116,25	149,40	82	
1970	154,05	187,20	82	
1971	193,35	225,60	86	87,3
1972	251,40	268,80	94	
1973	340,50	312,00	109	108,0
1974	402,00	376,80	107	

Fonte: Instituto de Economia Agrícola

QUADRO 15. - Produção da Indústria Brasileira de Tratores, 1967-74
(Índice 1967 = 100)

Ano	Cultivador motorizado (1)		Trator de esteira		Trator de 4 rodas	
	Produção	Índice	Produção	Índice	Produção	Índice
1967	2.231	100	73	100	6.223	100
1968	2.612	117	106	145	9.818	158
1969	2.281	102	91	125	9.548	153
1970	2.474	111	185	253	14.048	226
1971	2.556	114	770	1.055	22.122	355
1972	3.773	169	1.282	1.756	29.142	468
1973	5.080	228	1.961	2.686	37.170	597
1974	6.659	298	2.415	3.308	43.810	704
1975						
Total	21.007	-	4.468	-	128.071	-

(1) Inclusive micro-trator de 4 rodas.

Fonte: Associação Nacional de Fabricantes de Veículos Automotores - ANFAVEA.

QUADRO 16. – Unidades de Produto Agrícola Necessárias para Adquirir um Trator Leve (44 HP): Estado de São Paulo, 1967-74

Ano	Arroz em casca (sc. 60kg)		Milho (sc. 60kg)		Café Beneficiado (sc. 60kg)		Soja (sc. 60kg)		Algodão em caroço (15kg)	
	Unidades	Índice (2)	Unidades	Índice (2)	Unidades	Índice (2)	Unidades	Índice (2)	Unidades	Índice (2)
1967	727	100	2.174	100	334	100	1.105	100	2.608	100
1968	729	100	2.595	119	270	81	973	88	2.330	89
1969	834	115	1.717	79	187	56	928	84	2.337	90
1970	881	121	1.698	78	131	39	754	68	2.021	77
1971	524	72	1.531	70	162	48	684	62	1.537	59
1972	518	71	1.475	68	116	35	680	61	1.449	56
1973	499	69	979	45	91	27	456	41	1.125	43
1974 (1)	371	51	874	40	89	27	444	40	803	31

(1) Dados Preliminares;

(2) Base: 1967 = 100;

Fonte: Instituto de Economia Agrícola.

participação dos tratores de 4 rodas, pesados. A demanda crescente de tratores é explicada, entre outras causas, pela melhoria da relação de preços produto-fator. Com efeito, de 1967 a 1974 produtos importantes como arroz, milho, café, soja e algodão revelaram evolução de preços favorável à compra de tratores. Isso é demonstrado no quadro 16, onde aparecem exceções apenas para o arroz em dois anos da série (1969 e 1970) e o café que manteve a mesma relação nos dois últimos anos.

A partir de 1973, observou-se um desequilíbrio no mercado de tratores de 4 rodas com sérios problemas de suprimento, levando ao contingenciamento do montante de crédito até o limite de 80% do valor da máquina em fins de 1974. Com esta medida procura o Governo Federal restabelecer o equilíbrio e utilizar os recursos assim liberados em usos alternativos.

A continuarem declinantes os preços reais dos tratores, poderão ser acelerados, a médio prazo, os ajustamentos já expostos e que indicam ser a mecanização um dos meios mais seguros de alcançar a modernização plena da agricultura paulista.

4.3 - Fertilizantes

O consumo aparente por unidade de área cultivada cresceu muito no Estado de São Paulo. Se se considerar a área cultivada com culturas anuais e perenes e as destinadas a descanso, o consumo em 1973/74 alcançou cerca de 102 kg/ha. Porém, se forem adicio-

nadas às áreas destinadas a pastagem artificial o consumo cairá drasticamente para 48 kg/ha, face ao baixo nível de utilização de fertilizantes em novas pastagens (quadro 17). Ainda assim, este nível é bem maior do que o registrado para o País.

Os preços reais de fertilizantes no período em que o consumo aparente experimentou o maior incremento (1967-74) indicam tendência decrescente até 1972, sendo a queda bem mais acentuada até 1970. Em 1971 iniciou-se reação altista, mas os níveis de preços alcançados em 1967 só foram ultrapassados em 1973, quando o índice médio situou-se em torno de 107 (quadro 18). Essa evolução acompanha de perto aquela verificada no mercado norte-americano.

Embora o consumo de fertilizantes tenha alcançado em anos recentes expressivas taxas de crescimento, nos anos vindouros a relação de preços fertilizante/produto será por certo um condicionante essencial à continuidade do processo de adoção e à própria economicidade para os agricultores que já utilizam normalmente esse insumo moderno. Em 1974 a reação dos agricultores teria sido mascarada, de certa forma, pela decisão de grandes fazendeiros e cooperativas que, precavendo-se contra a escassez futura, adquiriram fertilizantes mesmo a preços elevados. Assim, os impactos da atual relação de preços desfavorável deverão surtir maiores efeitos nos anos vindouros.

Mesmo contando com esse fato

QUADRO 17. - Evolução do Consumo de Fertilizantes no Estado de São Paulo, em N, P₂O₅ e K₂O, em kg/ha, Área Cultivada e Área Cultivada mais Pastagem Artificial

Ano	Área cultivada (1)		Área cultivada mais (2) área de pastagem	
	(kg/ha)	Índice (3)	(kg/ha)	Índice (3)
1969	51,9	100	24,7	100
1970	69,1	133	30,7	124
1971	81,2	156	36,7	148
1972	93,6	180	39,8	161
1973	113,6	219	47,9	194
1974 (4)	102,0	196	50,0	202

(1) Área cultivada inclui: culturas anuais, culturas perenes e terra em descanso.

(2) Área cultivada mais área com pastagem formada

(3) Base: 1969 = 100.

(4) Estimativa.

Fonte: Instituto de Economia Agrícola.

QUADRO 18. – Evolução dos Preços ⁽¹⁾ de Fertilizantes no Estado de São Paulo, 1967-74
(Preços Médios Ponderados em Cr\$/10t)

Ano	Preço corrente	Preço real	Índice: 1967 = 100	
			Corrente	Real
1967	1.834,00	1.433,00	100,0	100,0
1968	2.228,00	1.401,00	121,5	97,8
1969	2.603,00	1.356,00	141,9	94,6
1970	2.846,00	1.237,00	155,2	86,3
1971	3.552,00	1.282,00	193,7	89,5
1972	4.419,00	1.364,00	240,9	95,2
1973	5.472,00	1.467,00	298,4	102,4
1974 ⁽³⁾	14.319,00	2.983,00	781,0	208,1

(1) Preço à vista posto em São Paulo.

(2) Corrigido pelo índice "2" da Fundação Getúlio Vargas.

(3) Estimativa.

Fonte: Instituto de Economia Agrícola.

favorável à indústria de fertilizantes de um estoque avaliado em cerca de (antecipação de compras) em 1974 600 mil toneladas e uma contração ocorreu um certo enfraquecimento do mercado, já evidenciado pela formação de vendas estimada preliminarmente em torno de 12%.

SUMMARY

The dynamic performance of São Paulo agriculture has served as an important growth pole for São Paulo and Brazil. In global terms, the development of São Paulo agriculture has been widespread and includes the rapid modernization of agricultural production. Responding to changes in relative prices, there have been important changes in relative factor inputs while the absolute amount for land cultivated has remained relatively constant. The agricultural labor force has declined both absolutely and relatively in recent years. The growth of capital stock has facilitated the substitution of capital for labor and even for some natural resources.

These are some of the principle ideas presented in this study. In order to set the stage for this study and show its importance, the first part deals in brief with Brazilian development in the period 1948-74 and is followed by the central theme of this study – the growth and development of São Paulo agriculture. Some of the Instituto de Economia Agrícola's historical data series are updated to 1973 and when possible to 1974.

LITERATURA CITADA

1. ALVES, Eliseu R. & PASTORE, Affonso C. Agricultura brasileira e hipótese da inovação induzida. São Paulo, IPE/USP, 1974.
2. ARAUJO, Paulo F. C. de. Agricultura paulista na economia agrícola nacional. (palestra proferida na Associação dos Diplomados da Escola Superior de Guerra em 25.10.1972).
3. CANDAL, Arthur. A industrialização brasileira: diagnóstico e perspectiva. Rio de Janeiro, Ministério do Planejamento e Coordenação Geral, IPEA, 1969.
4. FUNDAÇÃO GETÚLIO VARGAS, Rio de Janeiro. Contas nacionais do Brasil. Conj. Econ., 24 (6): 89-112, jun. 1970.
5. ————. Agropecuária: preço das terras, do trabalho e dos serviços. Rio de Janeiro, FGV, Centro de Estudos Agrícolas, jun. 1974.
6. INSTITUTO DE ECONOMIA AGRÍCOLA. Diretrizes de atuação da Secretaria da Agricultura, desenvolvimento agrícola: um grande desafio. São Paulo, Secretaria da Agricultura, 1972.
7. ————. Desenvolvimento da agricultura paulista. São Paulo, Secretaria da Agricultura, IEA, 1972.
8. ————. Prognóstico: ano agrícola 1974/75. São Paulo, Secretaria da Agricultura, IEA, 1974.
9. ————. SENDIN, Paulo Varela. Elaboração de um índice de salários rurais para o Estado de São Paulo. Agr. em São Paulo, 19 (II): 167-190, 1972.
10. SCHUH, G. Edward. Effects of some general economic policies on agricultural development. Am. Jour. Agr. Econ., 50 (5): 1283-1293, dec. 1968.

TAXAS DE RETORNO SOCIAL E OUTROS ASPECTOS DA PESQUISA AGRÍCOLA COM ALGODÃO EM SÃO PAULO, BRASIL: RESPOSTA ⁽¹⁾

Um dos principais problemas na estimação de taxas de retorno a investimentos em pesquisa e desenvolvimento na área agrícola é o de mensuração das alterações induzidas, de produtividade. A importância da exatidão nessa mensuração é salientada pela estimativa de taxa de retorno na pesquisa de sementes de algodão obtida por Saylor e bem inferior à nossa estimativa original. A estimativa de alteração de produtividade obtida por Saylor, ou seja, o fator K deslocando a curva de oferta, baseia-se em dados de produtividade ao nível de empresas no Estado de São Paulo, enquanto as nossas estimativas baseiam-se em dados originados de estações experimentais no Estado. Acreditamos, com base em determinadas razões, que nossas estimativas das alterações da oferta de fibras de algodão sejam, além de razoáveis, apropriadas do ponto de vista conceitual, e que as de Saylor, baseadas em dados de produtividade ao nível de empresas, não o sejam.

Saylor argumenta que as nossas estimativas do fator K, de deslocação da oferta, apresentam um viés experimental na direção superior. Apesar de os resultados experimentais tenderem a diferir dos que ocorreriam em condições médias de práticas agrícolas, no presente caso, certos fatores contribuem para uma redução do viés "experimental", que poderia resultar da generalização para o Estado ou para outros níveis. Em primeiro lugar, apenas as diferenças percentuais de produtividade e proporção de fibra, e não os níveis absolutos, são de interesse para este estudo e esperamos que alterações relativas em condições de baixa e elevada produtividade sejam semelhantes ⁽²⁾. Em segundo lugar, depois de 1936, as comparações das taxas foram conduzidas em todas as principais regiões produtoras do Estado, de modo a se atenuar as variações em condições geográficas e climáticas. Em terceiro lugar, no período posterior a 1936, as comparações foram conduzidas não só

(1) Publicado originalmente no *American Journal of Agricultural Economics*, vol. 56, N.º 1 (Fevereiro, 1974). Autorizada a publicação em português em *Agricultura em São Paulo*. Liberado para publicação em 3 de dezembro de 1974.

(2) Na realidade, as variedades tradicionais continuaram a ser plantadas nos primeiros anos da década de 30, de maneira que os rendimentos ao nível da propriedade agrícola são uma mistura de variedades tradicionais e variedades melhoradas.

nas estações experimentais, mas também nos campos de cooperação — áreas de propriedade privada e operadas pelos empresários e contratadas pelo Estado para multiplicação de sementes. — Esses campos de cooperação propiciaram condições culturais mais semelhantes às de uma fazenda média. Em quarto lugar, as aplicações de fertilizantes e defensivos estiveram próximas dos níveis médios do Estado e não dos níveis para maximização do produto. Em quinto lugar, cada variedade foi introduzida em testes comparativos por vários anos e os resultados apresentados correspondem à média desses testes. Assim, os efeitos do clima e outras variações são consideravelmente reduzidos. Em sexto lugar, cada teste experimental consistiu de diversas repetições, que também controlaram algumas das variações não ligadas à variedade.

Assim sendo, argumentaríamos que por várias razões apresentadas nossas estimativas de K estão livres de parte considerável do viés experimental de que Saylor suspeitava. Além disso, também, acreditamos que o K de Saylor não seja apropriado.

2 — A ESTIMATIVA DE ALTERAÇÃO DA OFERTA, DE SAYLOR

A medida de alteração da oferta, K, que Saylor utiliza para estimar a taxa interna de retorno com respeito ao programa paulista de melhoramento de variedades de algodão baseia-se nos dados de produtividade ao nível de empresas no Estado de São Paulo.

Para qualquer dos anos do período, o K de Saylor é medido como a mudança percentual na produtividade estadual, com base na média do período 1924/25 — 1927/28, em que eram usadas as variedades tradicionais. Esse tipo de medida apresenta diversos inconvenientes. Primeiro, os dados de produtividade do Estado durante o período inicial da cultura algodoeira em São Paulo, incluindo 1924/25 — 1927/28, são de qualidade questionável; FRAGA (2), da Secretaria da Agricultura de São Paulo, que por muitos anos tem acompanhado a produção e comercialização de algodão no Brasil, salienta isso. Segundo, a área plantada com algodão no sul do Brasil nos anos iniciais da cultura (aproximadamente de 1925 a 1935) era extremamente pequena em comparação com a grande área cultivada com algodão a partir do início da década de 1930. A acentuada expansão na área de algodão em São Paulo está evidenciada nos dados do quadro 1.

Dado nenhum a respeito da área plantada com algodão anteriormente a 1929 foi encontrado, mas os dados de produção média anual em São Paulo indicam que, entre 1926 e 1930, a produção de algodão era menor que a metade da produção de 1932 (3). Depois de 1938 a área cultivada variou entre um mínimo de 170.000 hectares em 1957 e um máximo de 730.000 hectares em 1943, mas sempre permanecendo várias vezes acima da área que Saylor baseou para estimar o fator K, de deslocamento da oferta. É certamente razoável supormos que durante os anos iniciais da cultura, quando a produção era limitada, se utilizasse de terra de qualidade superior, e que o

QUADRO 1. – Área Plantada em Algodão, São Paulo, 1929-38

Ano	Área plantada (ha)	Ano	Área plantada (ha)
1929	6.500	1934	226.665
1930	11.800	1935	373.342
1931	37.695	1936	431.174
1932	49.368	1937	434.160
1933	130.551	1938	372.988

Fonte: FRAGA (2)

grande aumento na área de algodão tenha utilizado terras menos indicadas para a cultura. Esta possibilidade introduz certa dúvida quanto ao uso dos dados do período base para o cálculo das alterações anuais em produtividade.

Finalmente, as estimativas de K obtidas por Saylor são mais baixas (negativas, de fato) nas safras de 1944/45 a 1950/51, sendo esses valores de K os principais responsáveis pelas baixas estimativas da taxa interna de retorno. Parte das baixas produtividades no Estado durante esse período foram provavelmente resultado de uma acentuada alteração em preços relativos de produtos, favorecendo o café a partir de 1944. Essa alteração de preços relativos favorável a este importante competidor pela área cultivada em São Paulo, pode ser observada no quadro 2. Saylor não separa essa fonte de alteração de produtividade no cálculo do fator K.

Em resumo, acreditamos que nossas estimativas de mudança de produtividade são boas estimativas porque

usamos os resultados de experimentos cuidadosamente controlados, e porque os cálculos de Saylor não se baseiam em dados que refletem adequadamente diferenças de produtividade, resultado de mudanças em variedade. Um ponto-chave é a declaração de Saylor: “as variedades tradicionais aparentemente teriam superado as variedades melhoradas... em quatorze dos anos considerados”. Certamente, Saylor não tem nenhum modo de confirmar isto, desde que não recorreu a resultados experimentais.

3 – O ENFOQUE DE EQUILÍBRIO PARCIAL

O último ponto principal levantado por Saylor, diz respeito ao uso, por nós, da análise de equilíbrio parcial. No artigo em questão reconhecemos essa limitação e, em parte por isso, utilizamos a análise de sensibilidade. Especificamente, concordamos com Saylor que a distribuição dos benefícios afeta o bem-estar social total, e que idealmente esse ponto deveria ser tomado em conta nas estimativas da taxa interna de retorno. Talvez, algum

QUADRO 2. – Preços de Algodão e Café, Sul do Brasil, 1940-51

Ano	Preço de algodão em pluma (Cr\$/t)	Preço do Café (Cr\$/sc. 60kg)
1940	3,17	0,08
1941	2,59	0,08
1942	3,02	0,08
1943	3,52	0,08
1944	3,38	0,15
1945	2,96	0,16
1946	4,10	0,18
1947	3,92	0,15
1948	4,16	0,15
1949	4,16	0,18
1950	4,71	0,30
1951	6,29	0,27

Fonte: AYER (1)

dia, dados e instrumentos de medida estarão disponíveis para que tais ajustamentos sejam feitos, mas o máximo que conseguimos computar foram os impactos da pesquisa em si quanto à distribuição.

O próprio Saylor indica a razão pela qual não foi dada mais atenção a insumos complementares como fertilizantes e defensivos; os dados não são disponíveis em uma série histórica. Também deve ser notado que apesar do aumento percentual citado por Saylor ser grande, tanto quanto sabemos a base era relativamente pequena e o uso significativo desses insumos ocorreu apenas no fim do período coberto por este estudo.

Uma consideração mais rigorosa dos insumos complementares seria comparável a uma diminuição da estimativa de K. A análise de sensibilidade sugere que diminuindo K em 10%, a taxa de retorno diminuirá em três pontos. Reduções adicionais teriam efeito de magnitude semelhante. Por exemplo, usando nossas estimativas de elasticidade de -5,3 para a demanda e 0,94 para a oferta e diminuindo todos os K em 40%, a taxa interna de retorno diminui de 89% para 74% — ainda uma taxa bastante elevada.

Harry W. Ayer
G. Edward Schuh

LITERATURA CITADA

1. AYER, Harry W. & SCHUH, G. E. Social rates of return and other aspects of agricultural research: the case of cotton research in São Paulo, Brazil. *Am. Jour. Agr. Econ.*, **54** (4): 557-569, nov. 1972. (5)
2. BIERI, J.; JANURY, A. de; SCHMITZ, A. Agricultural technology and the distribution of welfare gains. *Am. Jour. Agr. Econ.*, **54** (5): 801-808, dec. 1972.
3. FISHLOW, Albert. Brazilian size distribution of income. *Am. Econ. Rev.*, **62** (2): 391-402, may 1972.
4. FRAGA, C. C. Grandeza, retraimento e consolidação da cotonicultura paulista. *Agr. em São Paulo*, **13** (1/2): 1-15, jan./fe. 1966.
5. HOFFMANN, Rodolfo & DUARTE, J. Carlos. A distribuição da renda no Brasil. *Rev. Adm. Empr.*, **12** (2): 44-60, abr./jun. 1972.
6. NORRIS, P. K. Cotton production in Brazil. Washington, D. C., USDA, Bur. Agr. Econ., 1935. (F-S 63).
7. SÃO PAULO. SECRETARIA DA AGRICULTURA. INSTITUTO DE ECONOMIA AGRÍCOLA. Desenvolvimento da agricultura paulista. São Paulo, 1972.
8. SAYLOR, R. Gerald. A social benefit/cost analysis of the agricultural extension and research services in selected cottongrowing areas of Western Tanzania. Dar es Salaam, Univ. of Dar es Salaam, 1970. (Econ. Res. Bur. Paper 70.2).

(5) Publicado em português na revista "Agricultura em São Paulo", **21** (1): 1-29, 1974

Composto e impresso na
ALIANÇA GRÁFICA INDUSTRIAL LTDA.
Fones: 441-3706 – 442-6077 – S. C. do Sul

"AGRICULTURA EM SÃO PAULO"

BOLETIM TÉCNICO DO INSTITUTO DE ECONOMIA AGRÍCOLA

Comissão Editorial: Antônio Augusto Botelho Junqueira
Décio Sodrzeieski
Ismar Florêncio Pereira
Luiz Henrique de Oliveira Piva
Natanael Miranda dos Anjos
Paul Frans Bemelmans
Paulo David Criscuolo

Bibliografia: Gabriella Menni Ferreri

INSTITUTO DE ECONOMIA AGRÍCOLA

Centro Estadual da Agricultura

Av. Miguel Stefano, 3.900

04301 - São Paulo, SP

Caixa Postal, 8114

01000 - São Paulo, SP

TAXAS DE RETORNO SOCIAL E OUTROS ASPECTOS DA PESQUISA AGRÍCOLA: O CASO DA PESQUISA COM ALGODÃO EM SÃO PAULO. BRASIL: COMENTÁRIO (1)

O recente trabalho de AYER e SCHUH (1) estimou taxas internas de pesquisa com algodão no Estado de São Paulo, Brasil, e encontrou que a taxa de retorno provavelmente fica entre 77% e 110% a.a. Estas taxas estimadas, que aparentemente surpreenderam até mesmo os autores, excedem grandemente as estimativas feitas para outros programas e forçam os autores a perguntarem "por que a taxa de retorno foi tão alta?". Aham que seus resultados derivam fundamentalmente do aumento de 75% na produtividade da fibra (variedades tradicionais) obtidos nas estações experimentais de São Paulo. Este comentário mostrará que os resultados encontrados por Ayer e Schuh são superestimados, porque o estudo utilizou apenas dados de estações experimentais ao invés dos rendimentos ao nível da empresa agrícola; e a estrutura do equilíbrio parcial ignorou custos importantes no trabalho.

1 - RENDIMENTOS DE ESTAÇÕES EXPERIMENTAIS VERSUS RENDIMENTOS AO NÍVEL DA PROPRIEDADE AGRÍCOLA.

No trabalho de Ayer e Schuh, os benefícios surgiram com a mudança que houve na oferta, induzidos pelo plantio de variedades melhoradas de algodão. Para medir a extensão dessas mudanças induzidas à oferta, Ayer e Schuh desenvolveram um fator K de mudança, "onde K é determinado pela diferença no rendimento da fibra entre as variedades antigas e as melhoradas e pela proporção plantada de cada uma das variedades" (1). O fator K de mudança, no estudo de Ayer e Schuh, foi determinado somente com os experimentos de campo realizados nas estações experimentais que, como se sabe, superestimam os rendimentos ao nível da empresa agrícola. Existem dados históricos de rendimento de algodão na empresa, para o Estado de São Paulo (4, 6, 7), os quais são apresentados no quadro 1.

Uma nova estimativa, do fator K' de mudança, baseada nos referidos rendimentos, também foi incluída no quadro; K' foi computado, dividindo-se os rendimentos anuais ao nível da empresa pelo rendimento médio obtido para o quadriênio começando em

(1) Publicado originalmente no American Journal of Agricultural Economics, vol. 56, N.º 1 (Fevereiro, 1974). Autorizada a publicação em português em Agricultura em São Paulo. Liberado para publicação em 3 de dezembro de 1974.

QUADRO 1. – Produtividade de Algodão em Caroço ao Nível da Empresa, Percentagem de Fibra, Produtividade em Fibra e Deslocamento na Oferta (K'), São Paulo, 1924/25 – 1971/72

Ano	Produtividade de algodão em caroço (kg/ha)	Percentagem de fibra	Produtividade em fibra (kg/ha)	K' (%)
1924/25	940	30,00	282	0
1925/26	817	30,00	245	0
1926/27	830	30,00	249	0
1927/28	787	30,00	236	0
1928/29	640	30,00	192	0
1929/30	820	30,00	246	0
1930/31	1.225	30,00	368	45
1931/32	786	29,70	233	-8
1932/33	969	30,00	291	15
1933/34	1.026	31,15	320	26
1934/35	569	31,07	177	-30
1935/36	615	31,44	190	-26
1936/37	619	31,11	193	-24
1937/38	726	32,18	234	-8
1938/39	892	33,55	299	18
1939/40	789	33,49	264	4
1940/41	1.066	33,00	352	39
1941/42	749	33,74	253	0
1942/43	838	34,11	286	13
1943/44	744	34,82	259	2
1944/45	369	36,12	133	-48
1945/46	448	35,51	159	-37
1946/47	406	35,58	144	-33
1947/48	499	35,58	178	-30
1948/49	655	35,02	229	-10
1949/50	379	35,95	136	-46
1950/51	527	36,31	191	-25
1951/52	724	35,29	255	1
1952/53	676	35,27	238	-6
1953/54	754	35,13	265	5
1954/55	997	34,91	348	38
1955/56	659	34,37	226	-11
1956/57	758	35,13	266	5
1957/58	957	34,33	329	30
1958/59	1.038	34,88	362	43
1959/60	1.059	35,12	371	47
1960/61	915	34,71	318	26
1961/62	1.052	34,97	368	45
1962/63	987	35,10	346	37
1963/64	1.175	35,01	411	62
1964/65	799	35,07	280	11
1965/66	1.467	35,09	515	103
1966/67	1.407	35,45	499	97
1967/68	1.616	35,43	573	126
1968/69	1.626	35,50	577	128
1969/70	1.079	35,53	383	51
1970/71	1.104	35,58	392	55
1971/72	1.209	35,52	429	69

Fonte: P.K. Norris ⁽⁶⁾ de 1924/25 a 1929/30, C.C. Fraga ⁽⁴⁾ de 1930/31 a 1965/66 e Instituto de Economia Agrícola ⁽⁷⁾ de 1966/67 a 1971/72.

1924-25. Como a primeira vez em que se liberaram as variedades melhoradas foi em 1930, essa média representa uma estimativa razoável da capacidade de rendimento das variedades tradicionais.

Como se vê, pelos dados anuais do quadro 1 e pelas médias de K e K' no quadro 2, K' está muito abaixo do K até meados de 1960, chegando até a ser negativo em quatorze anos. Em outras palavras, o rendimento das variedades tradicionais teria aparentemente ultrapassado o das variedades melhoradas, "ceteris paribus", em quatorze dos anos que aparecem no quadro. O resultado é que o valor médio de K' nos dois períodos 1936-45 e 1945-55, é de -3% e -14% respectivamente, em contraste com as estimativas de 37% e 44% obtidas dos resultados experimentais. Em virtude dessa grande discrepância, a taxa de retorno gerada por dados experimentais exagera a taxa de retorno real. Como será demonstrado a seguir, mesmo os dados sobre rendimento ao nível da propriedade agrícola tendem a exagerar o verdadeiro retorno, por causa da estrutura de equilíbrio parcial, usada por Ayer e Schuh.

2 - TAXA DE RETORNO RESULTANTE DA UTILIZAÇÃO DE DADOS SOBRE RENDIMENTO AO NÍVEL DA PROPRIEDADE AGRÍCOLA.

Estimar-se-ão aqui somente os li-

mites mais altos da taxa interna de retorno da pesquisa com fibra de algodão. Nesta situação limitante, presume-se que a elasticidade-preço da demanda é infinita e que a elasticidade da oferta é zero. Dessa forma, a produção crescente do Brasil devido a avanços tecnológicos, não deprecia os preços do algodão e a quantidade de algodão suprida não é afetada pelo preço. Como resultado dessa suposição, os benefícios sociais dependem estritamente de K' e do preço vigente no mercado, isto é, área EADG na figura 1.

Como mostra o quadro 3 do trabalho de Ayer e Schuh, esse caso extremo proporciona taxas internas de retorno muito mais altas.

Duas estimativas de benefícios sociais foram feitas para São Paulo, usando-se as suposições acima citadas e os rendimentos ao nível da propriedade agrícola. No caso 1, designado como uma estimativa "otimista", todos os K's negativos foram considerados como zeros, o que resultou em zero de benefício social para o ano em questão. Ou seja, o caso 1 pressupõe que a estação experimental não pode infligir perda à sociedade, como resultado do seu programa de pesquisa; a variedade tradicional teria mostrado rendimento semelhante naquele mesmo ano⁽²⁾. No caso 2, estimativa "pessimista", presume-se que seja possível à estação

⁽²⁾ Por exemplo, ao compararem as produtividades de sementes híbridas com as tradicionais (polinização aberta), pesquisadores nos Estados Unidos "esperam aproximadamente o mesmo aumento relativo nas áreas de elevada e baixa produtividade" (4).

QUADRO 2. - Estimativa de K, K', Custos e Retornos Sociais das Pesquisas de Melhoramento de Algodão e Programas de Desenvolvimento de sua Cultura, Médias Anuais, Estado de São Paulo, 1924-67

Período	K (%)	K' (%)	Estimativa (Cr\$ 1.000 de 1939)			
			Ayer e Schuh		Nova estimativa de benefício	
			Custo	Benefício	Otimista	Pessimista
1924-30	0	0	858	0	0	0
1931-35	23	10	5.106	38.950	12.113	3.107
1936-45	37	-6	10.087	210.692	56.580	-30.461
1946-55	44	-14	13.146	259.774	20.002	-210.077
1956-66	49	36	12.335	334.574	209.829	209.829
1967	53	97	...	261.532	297.091	297.091

Fonte: Dados Básicos do Instituto Agronômico de Campinas, P.K. Norris (6) C.C. Fraga (4) e Instituto de Economia Agrícola (7).

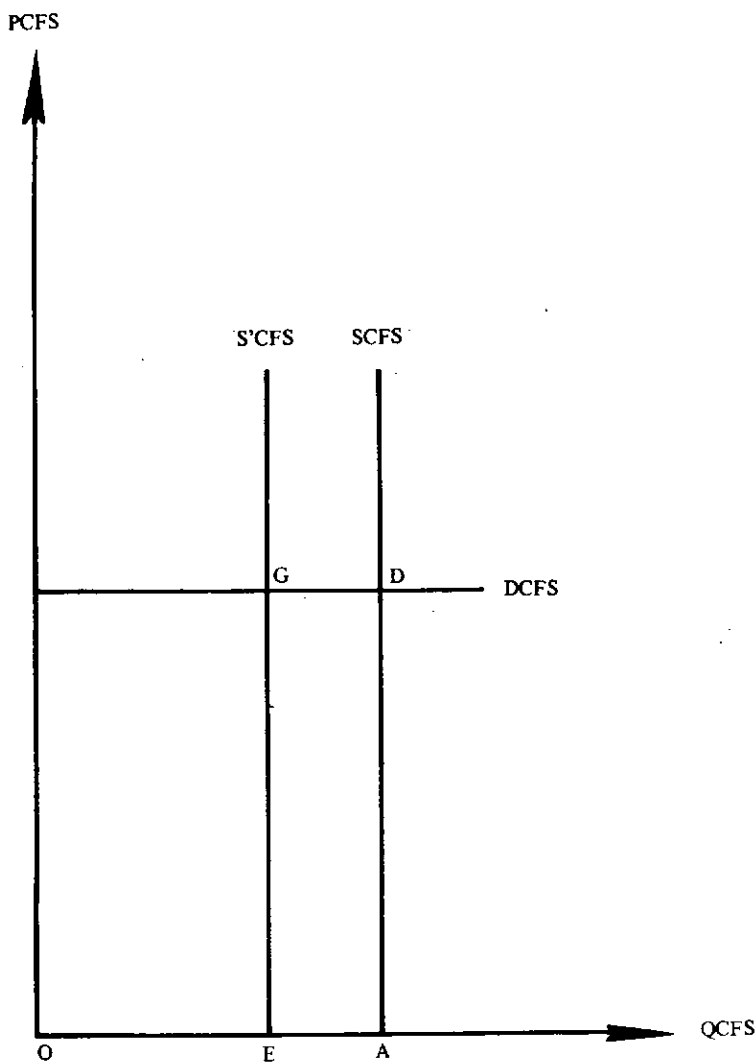


FIGURA 1. — Retornos Sociais Devido ao Deslocamento da Oferta.

experimental produzir variedades menos adequadas ou adaptáveis às condições locais do que as variedades tradicionais. Em consequência, a pesquisa poderia trazer custos, e não benefícios

à sociedade, se a instituição produzisse variedades consideradas de qualidade inferior. Assim, durante os anos em que o K' foi negativo, a curva da oferta vertical SCFS (variedade "me-

lhorada”) fica para a esquerda ao invés de ir à direita de S’CFS (variedade tradicional).

Em vista das suposições feitas no parágrafo anterior, prepararam-se novas estimativas das correntes de benefício e os resultados aparecem no quadro 2; não sendo alteradas as estimativas de custo. Não se pode fazer uma comparação direta da nova corrente de benefícios com as estimativas de Ayer e Schuh, que também aparecem no quadro 2, porque estas últimas basearam-se em elasticidade da oferta de 0,944 e elasticidade da demanda de -5,3. Se fossem mostradas as estimativas de Ayer e Schuh para elasticidades, zero de oferta e infinita de demanda, as diferenças entre as três correntes de benefício estimadas seriam ainda maiores. Como se vê pelo quadro 2, as diferenças são mais expressivas antes de 1955, e daí em diante diminuem consideravelmente.

Quando de estimam taxas internas de retorno, as diferenças são igualmente impressionantes. Usando-se a corrente de benefício gerada pelas suposições “otimistas”, a taxa interna de retorno é de apenas 44%, contrastando com os 107% obtidos por Ayer e Schuh, utilizando as mesmas taxas de demanda. Mesmo sendo uma taxa comparativamente alta de retorno, os 44% são apenas cerca da metade da estima-

tiva mais baixa que aparece no quadro 3 do trabalho de Ayer e Schuh. Se se permitir que a instituição de pesquisa imponha à sociedade custos, assim como benefícios, com suposições “pessimista”, a taxa interna mais alta de retorno à sociedade, das diversas estimadas, cairá para uns modestos 2%. Todavia, até mesmo esta estimativa é exagerada, conforme se verá mais adiante. Estes resultados sugerem que, se se examinar melhor o que parecia ser um empreendimento bem sucedido, pode ter sido um triste fracasso.

3 - A NATUREZA DO EQUILÍBRIO PARCIAL NO TRABALHO DE AYER E SCHUH

No seu trabalho, Ayer e Schuh consideraram somente os custos diretos da pesquisa e da multiplicação de sementes. Os autores reconhecem que “as taxas de retorno altas podem ser um artifício do esquema analítico usado para o estudo. Na sua grande parte, a análise foi moldada numa forma de referência do tipo equilíbrio parcial (1). Mas sugerem que isto talvez leve à super ou à sub estimativa da taxa social de retorno. Apesar de não existirem dados para se testar a declaração dos autores, o argumento aqui apresentado é que o esquema de equilíbrio parcial tenderá a superestimar a taxa interna de retorno (3). Ademais, os autores ignoraram alguns

(3) O autor procurou usar o sistema conjunto de insumos para estimar taxas de retorno para a pesquisa e extensão nas áreas de cultivo de algodão na Tanzânia Ocidental (8). Os dados disponíveis lá ao nível da empresa agrícola eram menos precisos do que em São Paulo, mas os relativos ao custo dos serviços de extensão e pesquisa existiam. A taxa de retorno para pesquisa e extensão após deduzirem-se os gastos com fertilizantes e defensivos parece se estabelecer entre 20 e 30%.

insumos conjuntos, cujo impacto sobre os rendimentos não pode ser sistematicamente separado dos resultados da pesquisa:

a) rendimentos crescentes do algodão tendem a torná-lo uma cultura bastante atrativa, "ceteris paribus". A introdução de uma variedade nova, que renda mais, poderá não mudar a configuração da empresa agrícola, mas é bem possível que o estímulo à produção dessa lavoura provoque uma transferência de recursos para o algodão. No processo de mudança, preços relativos do produto poderão ser alterados. O resultado é que o ganho líquido da sociedade não corresponde apenas ao lucro advindo de rendimentos mais altos no algodão, considerado sozinho, mas corresponde ao aumento líquido na produção total e à nova distribuição funcional da renda depois do ajuste nos fatores. O modelo de programação duma região ou de uma empresa agrícola específica mostraria que essas transferências de recursos reduziriam os benefícios obtidos apenas na análise do equilíbrio parcial. Além disso, no caso de São Paulo que já possui uma distribuição de renda muito irregular (3, 5), os donos de terras, ou a classe mais favorecida, apreenderam a maior parte dos benefícios. Se os ganhos em bem-estar que vão para os grupos relativamente ricos pesarem menos que os mesmos ganhos para outros grupos, como sugeriram BIERI, DE JANVRY & SCHMITZ (2), então os benefícios totais para a sociedade, advindos do avanço da tecnologia, seriam meno-

res do que os estimados na análise do equilíbrio parcial.

Ambas as considerações levam a crer que as estimativas de Ayer e Schuh, são, na verdade, estimativas, de limites mais altos; e

b) os rendimentos do algodão melhorado, derivados dos resultados encontrados pelas estações experimentais, requerem invariavelmente o uso de insumos complementares ou conjuntos, tais como práticas de cultura, fertilizantes e defensivos. Sem esses insumos os rendimentos são consideravelmente mais baixos. Assim, surge o clássico problema da separação do impacto dos insumos conjuntos. Se todos os aumentos do rendimento forem atribuídos a um dos insumos, a taxa de retorno estimada será superestimada. Por causa desse problema, parece preferível considerar em conjunto todos os insumos que provocam aumento no rendimento, isto é, somando os custos de difusão de informação aos cotonicultores e os custos dos fertilizantes e defensivos às correntes de custo, ou subtraindo o custo desses insumos da corrente de benefícios. Esse último sistema seria preferível se se quisesse estimar apenas os retornos referentes à pesquisa. Mas, este método pressupõe que o valor do produto marginal de cada um dos insumos complementares é igual ao seu preço, o que talvez não seja válido. De qualquer forma, a inclusão desses insumos, ou na corrente de custo ou na de benefícios, reduzirá a taxa interna de retorno estimada. Não existem dados sobre o valor

dos fertilizantes e defensivos historicamente usados nas plantações de algodão em São Paulo, mas o Instituto de Economia Agrícola estima que 4.713 toneladas métricas de defensivos foram aplicadas nos campos de algodão de São Paulo em 1966, contra 2.114 toneladas em 1959 (7). O Instituto calcula também que a quantidade de fertilizantes aplicados aumentou 290% entre 1954 e 1969 (4).

Não se sabe em que proporção as considerações aqui feitas poderiam baixar a taxa interna de retorno, mas a taxa de retorno de 2%, estimada no caso "pessimista", já está perto de

zero. Se a estimativa "pessimista" reflete o verdadeiro limite mais alto para o conjunto de insumos que produzem rendimentos maiores de algodão, talvez se deva perguntar "por que a taxa de retorno foi tão baixa?" Parece que a resposta seria que os resultados obtidos na estação experimental não foram corretamente transferidos para os agricultores, ou que os resultados obtidos durante os primeiros dez a quinze anos não são transferíveis aos agricultores. Em qualquer dos dois casos, a validade das conclusões de Ayer e Schuh parece discutível.

R. Gerald Saylor

LITERATURA CITADA

1. AYER, Harry W. The costs, returns and effects of agricultural research in a developing country; the case of cotton seed research in São Paulo, Brazil. Lafayette, Indiana, Purdue Univ., 1970. (Tese de Ph. D. não publicada).
2. FRAGA, C. C. Grandeza, retraimento e consolidação da cotonicultura paulista. Agr. em São Paulo, 13 (1/2): 1-15, jan./fev. 1966.
3. NEVES, Osvaldo da Silveira & JUNQUEIRA, Antonio A. B. O algodão no Brasil. (In: INSTITUTO BRASILEIRO DE POTASSA. Cultura e adubação do algodoeiro. 1965).
4. U. S. DEPARTMENT OF AGRICULTURE. Technology on the farm. Washington, D. C., 1940.

(4) Note-se que o problema analítico torna-se mais complicado se o progresso da tecnologia faz com que a situação piore para alguns membros da sociedade. Esse problema foi muito bem discutido num artigo recente de BIERI, DE JANVRY e SCHMITZ (2). Se os aumentos de rendimento resultam apenas dos efeitos da variedade, então não deverá surgir nenhum problema de compensação para os que perderem. No entanto, se os produtores tiverem, de fato, recebido cerca de 60% dos benefícios sociais, conforme estimaram Ayer e Schuh, os custos de se agravar ainda mais uma situação de distribuição já bastante irregular (3, 5) talvez tenham que ser incluídos no cálculo.