

ANÁLISE DA DEMANDA E DA OFERTA DE OLEAGINOSAS NO ESTADO SÃO PAULO (1)

Maristela Simões do Carmo (2)
Ralph Gerald Saylor

O objetivo geral desta pesquisa foi estimar as relações estruturais da oferta e demanda do amendoim, soja e algodão, para o Estado de São Paulo, durante o período de 1949-69. As equações foram estimadas através de duas técnicas econométricas distintas: o método dos quadrados mínimos ordinários e o método dos quadrados mínimos em dois estágios, com a finalidade de comparar os resultados obtidos, pois era esperado que o uso de dois estágios no ajustamento de modelos simultâneos, conduzisse a estimadores mais precisos dos parâmetros da regressão.

Para a oferta foi observada a especificação de Nerlove e foi feito ainda um exame da estabilidade dos sistemas mediante um modelo «teia de aranha».

Exceto para a cultura do algodão, cujo mercado produtor encontrava-se estritamente ligado ao mercado internacional de fibras envolvendo relações mais complexas no mecanismo oferta e procura, o amendoim e a soja apresentaram resultados coerentes com a teoria econômica. Os quadrados mínimos em dois estágios foram mais adequados no ajuste das equações.

Para o amendoim obteve-se uma demanda preço-elástica e uma oferta relativamente inelástica a curto prazo, passando a elástica em prazo mais longo. A função demanda de soja apresentou valores elevados para a elasticidade preço, e a oferta mostrou-se elástica tanto a curto como a longo prazo, com relação aos preços do produto.

Os mercados de soja e amendoim apresentaram-se estáveis numa análise à luz do modelo «teia de aranha».

1 — INTRODUÇÃO

A melhoria do setor agrícola, para atender níveis de consumo sempre crescentes em resposta à expansão de-

mográfica e ao aumento da renda "per capita", necessita do conhecimento das relações estruturais de mercado para os diversos produtos.

(1) Resumo da tese apresentada à Universidade de São Paulo para obtenção do grau de Mestre em Ciências Sociais Rurais. Para o desenvolvimento deste trabalho contamos com a colaboração financeira da Fundação de Amparo à Pesquisa do Estado de São Paulo. Liberado para publicação em 3 de Setembro de 1974.

(2) Aos Eng.ºs Agr.ºs Nelson K. Toyama e Paulo V. Sendin, aos Drs. Rodolfo Hoffmann, Joaquim de Camargo Engler e Fernando B. Homem de Mello os autores agradecem pelas sugestões e críticas apresentadas.

O estabelecimento do preço de equilíbrio ligado ao livre jogo das forças de oferta e procura, muitas vezes, não condiz com a realidade econômica, devido as distorções provenientes de relações imperfeitas de mercado e nesses casos faz-se necessária a intervenção governamental para o estabelecimento harmônico do sistema.

Para melhor percepção dos mecanismos estruturais do mercado, é imprescindível o conhecimento das elasticidades de oferta e procura. Assim é que bens normais com elasticidade-renda elevada determinam aumentos na procura com a elevação dessa renda, o que provoca inicialmente uma alta nos preços, devido ao ajustamento apenas parcial da oferta a curto prazo. Dessa forma, muitas das decisões a nível governamental precisam ser baseadas nas elasticidades a longo prazo, pois o estímulo inicial deve persistir pelo menos até um completo ajustamento da produção.

PASTORE (34, 35), BRANDT (5, 6, 7), TOYAMA e PESCARIN (39), entre outros, desenvolveram trabalhos sobre relações estruturais da oferta para diversas atividades agrícolas, e JUNQUEIRA (26) apresentou, em 1964, estudo

sobre a demanda de alguns produtos no Estado de São Paulo.

Os produtos objeto desta análise são: amendoim, algodão e soja. Essas culturas destacam-se pela acentuada participação no total de óleo alimentício produzido no Brasil, sendo responsáveis por cerca de 98% da produção no triênio 1969-71 (quadro 1).

Sendo itens necessários à alimentação humana, o conhecimento dos fatores que afetam suas produções e preços será de grande valia para a formulação de políticas agrícolas que visem atender às exigências alimentares da população e também a demanda cada vez maior de seus subprodutos no arraçoamento animal.

2 — OBJETIVOS

Os objetivos desta pesquisa são:

a) estimar as relações estruturais da oferta e demanda de amendoim, soja e algodão, para o Estado de São Paulo, durante o período de 1949-69, pelo método dos quadrados mínimos ordinários e pelo método dos quadrados mínimos em dois estágios, comparando os resultados obtidos;

QUADRO 1. — Produção e Participação dos Óleos Alimentícios, 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: Óleos e Gorduras Vegetais, 1971. Escritório de Estatística do Ministério da Agricultura.

b) calcular as elasticidades das variáveis mais explicativas da demanda e as elasticidades a curto e longo prazo das variáveis que se apresentarem mais importantes na função oferta;

c) verificar se o modelo da "teia de aranha" se aplica às variáveis das quantidades e dos preços desses produtos, já que esse modelo relaciona os movimentos cíclicos de preço e produção que se observam em alguns produtos agrícolas; e

d) fornecer indicações aos órgãos governamentais, que possam orientar na formulação de políticas adequadas à

expansão da produção e/ou consumo dessas oleaginosas.

3 — METODOLOGIA

3.1 — Métodos

3.1.1 — Ajustamento das equações de demanda e oferta

Abordagens teóricas a respeito de oferta e demanda e conceitos de elasticidade têm sido objeto de análise em diversos livros textos e trabalhos científicos. Por esse motivo, tais aspectos não serão comentados neste estudo. Observações detalhadas sobre o assunto podem ser encontradas em BILAS (4) e LAN-GE (29).

As funções de demanda e oferta foram ajustadas através de equações de regressão múltipla na forma linear, tan-

to nos valores observados como no logaritmo das variáveis.

O modelo geral na estimativa das relações estruturais da demanda foi:

$$Z_t = a_0 + a_1 X_1 + a_2 X_2 + \dots + a_k X_k + \varepsilon$$

onde: Z_t = consumo anual por habitante, no ano t ;
 a_0 = intersecção;
 a_1, \dots, a_k = parâmetros das variáveis independentes;
 X_1 = preço do produto no ano t ;
 X_2, \dots, X_k = outras variáveis explicativas;
 ε = erro aleatório.

O método de análise utilizado na estimativa da oferta, foi o desenvolvido por NERLOVE (30, 31, 32, 33).

A expressão matemática desse modelo é a seguinte:

$$Y^* = \alpha_0 + \alpha_1 X_1 + \alpha_2 X_2 + \alpha_3 X_3 + \dots + \alpha_k X_k + E, \quad (1)$$

onde, Y^* é a quantidade de equilíbrio a longo prazo ou a produção que os agricultores desejarão colocar no mercado após realocarem os fatores produtivos, em resposta a alterações nos preços relativos;

X_1 é o preço do produto;
 X_2 é o preço de um produto alternativo;
 X_3, \dots, X_k são outras variáveis explicativas;
 $\alpha_0, \dots, \alpha_k$ são parâmetros;
 E é o erro aleatório.

O ajustamento da produção planejada para o ano seguinte, considerando a produção do ano anterior, pode ser expressa pela seguinte equação:

$$Y_t - Y_{t-1} = B(Y^* - Y_{t-1}), \quad 0 < B < 1, \quad (2)$$

onde: Y_t = produção no ano t ;
 Y_{t-1} = produção defasada de um período;
 B = coeficiente de ajustamento da produção.

Das equações (1) e (2) vem:

$$Y_t - Y_{t-1} = (B(\alpha_0 + \alpha_1 X_1 + \alpha_2 X_2 + \alpha_3 X_3 + \dots + \dots + \alpha_k X_k + E - Y_{t-1})),$$

portanto:

$$Y_t = B\alpha_0 + (1 - B) Y_{t-1} + B\alpha_1 X_1 + B\alpha_2 X_2 + B\alpha_3 X_3 + \dots + B\alpha_k X_k + \varepsilon \quad (3)$$

Se $B\alpha_0 = b_0$; $B\alpha_1 = b_1$; ...; $B\alpha_k = b_k$; $1 - B = b$,

temos:

$$\alpha_0 = \frac{B}{b_0}; \alpha_1 = \frac{B}{b_1}; \dots; \alpha_k = \frac{B}{b_k}; B = 1 - b,$$

onde, $\alpha_0, \dots, \alpha_k$ = estimativas dos parâmetros da produção planejada ou de longo prazo.

A equação (1) representa a quantidade que os produtores gostariam de oferecer a longo prazo, porém, como os preços relativos estão sempre se modificando, os valores de Y^* nunca poderão ser observados. A equação (1) desloca para o equilíbrio planejado de longo prazo. Se $B = 1$, $Y^* = Y_t$ e, portanto, não há defasagem entre a oferta no ano t e a de longo prazo, o que em última análise implica uma realocação contígua dos fatores produtivos.

A equação (2) indica o ajustamento parcial da oferta em um período t , onde o coeficiente B assinala a intensidade com que a produção se ajusta. A terceira equação será utilizada nos ajustamentos empíricos da oferta, pela seguinte relação:

$$Y_t = b_0 + bY_{t-1} + b_1 X_1 + b_2 X_2 + \dots + b_k X_k + \varepsilon, \quad (4)$$

onde: Y_t = produção anual no ano t ;

b_0 = intersecção;

b, \dots, b_k = parâmetros das variáveis independentes;

X_1 = preço real do produto no ano $t - 1$;

Y_{t-1} = produção anual do ano $t - 1$;

X_2, \dots, X_k = outras variáveis explicativas;

ε = erro aleatório.

Numa primeira etapa essas regressões serão ajustadas, utilizando-se modelos de equação única, nos quais as estimativas dos parâmetros serão determinadas pelo método dos quadrados mínimos comuns. Nesse caso, tais coeficientes devem ser não tendenciosos e consistentes, se forem satisfeitas algumas pressuposições do modelo (41).

Por outro lado, quando as variáveis são parte de um sistema de equações, que carregue entre as componentes explicativas do modelo uma ou mais variáveis dependentes do sistema, os ajustamentos comuns estarão introduzindo um viés nos parâmetros estimados devido a não observância das pressuposições pertinentes ao uso da técnica de regressão múltipla (14).

A segunda etapa do trabalho será, pois, referente ao uso de modelos simultâneos

no ajustamento das equações (21).

3.1.2 — Identificação do modelo

Ajustamentos estatísticos das funções de oferta e procura, trazem sempre consigo os problemas inerentes à identificação do modelo. Ao se elaborar uma relação econômica, nem sempre se consegue estimar com os dados históricos e os métodos estatísticos, exatamente o que essa relação deseja expressar. É preciso cobrir com informações econômicas outros aspectos do problema, a fim de se obter conclusões adequadas ao fenômeno (13).

O uso de técnicas estatísticas, por mais sofisticadas que sejam, não conseguem, sozinhas, dar a conotação econômica necessária às relações estabelecidas, se o modelo teórico não estiver devidamente identificado.

Considere-se por exemplo as seguintes equações:

$$\text{Demanda: } Q = \alpha + \eta P + v \quad (5) \quad , \quad \eta < 0 \quad .$$

$$\text{Oferta: } Q = \beta + \delta P + u \quad (6) \quad , \quad \delta > 0 \quad .$$

onde: Q = quantidade;
 P = preço;
 $\alpha, \eta, \beta, \delta$ = parâmetros;
 v, u = erros aleatórios.

Da equação (5) obtém-se:
$$\hat{\eta} = \frac{pq}{p^2} ,$$

Da equação (6) obtém-se:
$$\hat{\delta} = \frac{pq}{p^2} ,$$

onde p e q estão colocados em termos de desvios em relação à média.

Observa-se que $\hat{\eta}$ e $\hat{\delta}$ são parâmetros não identificáveis e, na tentativa de identificá-los, deve-se introduzir no modelo alguma informação adicional.

Admitindo que a função procurada permaneça constante durante o período analisado e que a oferta se desloque devido à influência de outra variável, por exemplo índice de pluviosidade, a demanda torna-se uma equação identificável (40, 41).

Pode parecer paradoxal que a introdução de uma nova componente explicativa na oferta torne a relação de demanda identificável. Entretanto, tal se verifica devido aos constantes deslocamentos do ponto de equilíbrio entre as curvas, provocado pelas mudanças na oferta e que em última instância descreve a curva da demanda.

Por outro lado, a oferta se tornará identificável com su-

cessivos deslocamentos da procura sobre uma função de oferta constante no período.

As variáveis preço e quantidade são determinadas pelo fenômeno descrito através do sistema de equações, recebendo a denominação de variáveis endógenas. Já as observações de precipitação pluviométrica estão predeterminadas, ou seja, não são obtidas pela interação das relações do sistema.

Essas variáveis predeterminadas podem abranger variáveis, cujos valores são completamente independentes do modelo, chamadas exógenas, bem como valores de variáveis endógenas defasadas.

Pode ocorrer que mais variáveis influenciem no deslocamento dessas relações. O aparecimento de condições, além das necessárias para identificar o modelo, conduz à sua superidentificação.

WONNACOTT (41) aponta, como condição necessária para identificação de uma equação, que o número de variáveis exógenas excluídas da equação seja igual ao menos ao número de variáveis endógenas no segundo membro da equação.

Se o modelo estiver identificado e as variáveis exógenas forem conhecidas, pode-se obter os parâmetros estruturais das equações, sendo necessário para resolução do sistema formular tantas equações quantas forem as variáveis endógenas.

Ao se tentar explicar o funcionamento da estrutura de mercado para um produto, cujas equações possuam variáveis endógenas na qualidade de variáveis independentes, as funções de oferta e demanda devem ser estimadas simultaneamente.

A técnica de quadrados mínimos ordinários empregada nessas condições poderá subestimar ou superestimar os parâmetros obtidos, conforme o erro da regressão esteja negativamente ou positivamente correlacionado com a variável endógena explicativa que apa-

rece no segundo membro da equação, violando uma das pressuposições básicas do modelo (25, 28, 41).

Existem técnicas alternativas para estimação dos parâmetros, que evitam o aparecimento desse viés. Entretanto, algumas dessas técnicas, tais como o método da variável instrumental e o método dos quadrados mínimos indiretos, possibilitam obter estimativas consistentes, mas não necessariamente não tendenciosas e, além disso, só são aplicáveis quando o modelo possui identificação perfeita ou exata.

O primeiro método citado se utiliza na determinação dos coeficientes de uma variável exógena ao sistema, que esteja correlacionada com a variável endógena explicativa e não o esteja com o erro da regressão.

O segundo método modifica um pouco a equação estrutural utilizada, resolvendo o sistema com o auxílio da forma reduzida do modelo (3).

É muito usual ocorrer superidentificação do modelo e, nesse caso, deve-se aplicar téc-

(3) Forma reduzida consiste em se exprimir as variáveis endógenas do sistema original, em função das outras componentes, obtendo-se assim somente uma variável endógena para cada relação reduzida.

ricas de estimação mais gerais, tal como o método dos quadrados mínimos em dois estágios.

Em seguida será discutida mais detalhadamente a técnica de ajustamento em dois estágios, uma vez que esse será o método empregado na determinação simultânea das rela-

ções de oferta e demanda de oleaginosas para São Paulo.

3.1.3 — Quadrados mínimos em dois estágios

A estrutura de mercado para um produto pode ser expressa através do seguinte sistema de equações:

$$\text{Demanda: } Q = \alpha + \eta P + \gamma R + v \quad ,$$

$$\text{Oferta: } Q = \beta + \delta P + \lambda T + \pi S + u \quad ,$$

onde: Q = quantidade do produto;
 P = preço;
 R = renda "per capita";
 T = tempo;
 S = pluviosidade;
 $\alpha, \eta, \gamma, \beta, \delta, \lambda, \pi$ = parâmetros;
 v, u = erros aleatórios.

As variáveis R, T e S são determinadas fora das relações do sistema e admite-se que são independentes dos erros v e u . P e Q são as variáveis endógenas do modelo.

A função procura apresenta-se com superidentificação dos parâmetros e é por suposição a equação que se deseja estimar, nesse sistema simultâneo de equações.

O método dos quadrados

mínimos comuns fornecerá estimativas inconsistentes dos coeficientes da demanda, devido à correlação de v com a variável endógena preço, que aparece como independente na equação. O uso de quadrados mínimos em dois estágios pode eliminar essa correlação.

O primeiro estágio consiste em se fazer uma regressão do preço, contra todas as variáveis predeterminadas do sistema.

Tem-se:

$$\hat{P} = f(R, S, T) \quad ,$$

ou seja,

$$\hat{P} = \theta_0 + \theta_1 R + \theta_2 S + \theta_3 T \quad .$$

O segundo estágio consiste em se estimar os parâmetros da equação da procura, substituindo os valores de P por \hat{P} ,

pois \hat{P} independe do erro aleatório, uma vez que as variáveis exógenas R, T e S foram consideradas como não correlacionadas com v.

Obtém-se, portanto, a equação:

$$Q = \alpha + \eta \hat{P} + \gamma R + E$$

A estimativa dos coeficientes dessa nova equação pode ser obtida pelo método dos quadrados mínimos comuns, pois \hat{P} independe do erro aleatório E.

Neste estudo será utilizado um modelo composto de três equações, sendo que a função oferta admitirá valores passados das variáveis endógenas.

Tem-se:

$$\text{Demanda: } Z_t = f(P_t, X_t)$$

$$\text{Oferta: } Y_t = f(P_{t-1}, Y_{t-1}, X_t)$$

$$\text{Equação de identidade: } Z_t = Y_t / \text{População} \quad ,$$

onde: Z_t = consumo anual por habitante no ano t;
 Y_t = produção anual, no ano t;
 Y_{t-1} = produção defasada de um período;
 P_t = preço do produto no ano t;
 P_{t-1} = preço do produto, defasado de um período;
 X_t = vetor das outras variáveis explicativas.

As variáveis endógenas desse sistema são Z_t , Y_t e P_t .

3.1.4 — O modelo da «teia de aranha»

Um dos problemas mais comuns com referência aos preços agrícolas é a sua instabilidade. O processo de produção agrícola está sujeito, em grande parte, aos caprichos da natureza. Assim, num determinado ano, pode haver excesso de produção, devido aos fatores climáticos terem sido excepcionalmente favoráveis. O fato de existir essa maior quantidade do produto no mercado faz com que os preços baixem, o que poderá levar os agricultores a produzirem menos no ano seguinte. A menor produção leva a aumentos nos preços e, no outro ano, em resposta a esses preços, haverá novamente aumento de produção. Essa variação cíclica provocará instabilidade nos preços agrícolas. Um mecanismo que pode explicar essa instabilidade é o teorema da “teia de aranha”.

Esse modelo, na sua versão mais simples, analisa os movimentos cíclicos de preços no ano t e quantidades oferecidas no ano $t + 1$, enquanto as condições que regem as curvas não se alterarem. É um tipo de ajustamento que envolve defasagem no tempo (1, 8, 20, 27).

Conforme as características das curvas de oferta e procura desses produtos, as oscilações em torno do ponto de equilíbrio \bar{P} (preço de equilíbrio) podem ser convergentes, divergentes (explosivas) ou constantes. O governo, frente a esse problema, poderia adotar medidas que visassem a diminuir essas oscilações. Uma maneira seria através de estoques reguladores.

Para culturas anuais, é de se esperar que os máximos e mínimos de preços ocorram no intervalo de 1 ano.

Considere-se que as funções de procura e oferta sejam:

$$D_t = f(P_t) ,$$

onde: D_t = demanda no ano t ;
 P_t = preço no ano t .

$$S_t = f(P_{t-1}) ,$$

onde: S_t = oferta no ano t ;
 P_{t-1} = preço no ano $t - 1$.

O modelo matemático da se produto pode ser representado pela estrutura de mercado para esse estado pelas equações lineares:

$$D_t = \alpha + \eta P_t \quad (7)$$

$$S_t = \beta + \delta P_{t-1} \quad (8)$$

$$D_t = S_t \quad (9)$$

no ponto de equilíbrio; substituindo (7) e (8) em (9):

$$\alpha + \eta P_t = \beta + \delta P_{t-1}$$

$$\eta P_t - \delta P_{t-1} = \beta - \alpha$$

Admitindo que não exista o preço de equilíbrio respectivamente defasagem na oferta e demanda de \bar{Q} e \bar{P} , a quantidade e o preço de equilíbrio respectivamente, obtém-se:

$$D(\bar{P}) = S(\bar{P}) = \bar{Q} \quad \text{ou}$$

$$\bar{Q} = \alpha + \eta \bar{P} = \beta + \delta \bar{P} \quad (10)$$

$$\eta \bar{P} - \delta \bar{P} = \beta - \alpha$$

$$\bar{P} (\eta - \delta) = \beta - \alpha$$

$$\therefore \bar{P} = \frac{\alpha - \beta}{\delta - \eta} \quad (11)$$

Substituindo \bar{P} na função da demanda vem:

$$D(\bar{P}) = \alpha + \eta \frac{\alpha - \beta}{\delta - \eta}$$

mas $D(\bar{P}) = \bar{Q}$,

$$\therefore \bar{Q} = \alpha + \eta \frac{\alpha - \beta}{\delta - \eta}$$

$$\text{e } \bar{Q} = \frac{(\delta - \eta) \alpha + \eta (\alpha - \beta)}{\delta - \eta}$$

$$\therefore \bar{Q} = \frac{\alpha \delta - \eta \beta}{\delta - \eta} \quad (12)$$

Admite-se, a seguir, que oferta. No ponto de equilíbrio ocorre atraso de um ano na observa-se:

$$Q_t = D(P_t) = S(P_{t-1}) \quad (13)$$

É necessário, para que a igualdade acima seja perfeitamente válida, que se façam as seguintes suposições:

b) que será consumido tudo que for ofertado.

a) que o produto não seja armazenado; e

Substituindo na equação (13) as respectivas funções lineares e, em seguida, subtraindo de (10), vem:

$$Q_t = \alpha + \eta P_t = \beta + \delta P_{t-1}$$

$$Q_t - \bar{Q} = \eta P_t - \eta \bar{P} = \delta P_{t-1} - \delta \bar{P}$$

$$Q_t - \bar{Q} = \eta (P_t - \bar{P}) = \delta (P_{t-1} - \bar{P})$$

Em seguida, que q_t seja a vendida no ano t e a quantidade de equilíbrio.

Logo,

$$q_t = Q_t - \bar{Q}$$

Da mesma maneira para os preços:

$$p_t = P_t - \bar{P} \quad e$$

$$P_{t-1} = P_{t-1} - \bar{P}$$

Portanto,

$$q_t = \eta p_t = \delta p_{t-1}$$

$$\eta p_t = \delta p_{t-1}$$

$$p_t = \frac{\delta}{\eta} p_{t-1}$$

Desenvolvendo através dos anos encontra-se:

$$P_1 = \frac{\delta}{\eta} \cdot P_0$$

$$P_2 = \frac{\delta}{\eta} \cdot P_1 = \frac{\delta}{\eta} \cdot \frac{\delta}{\eta} \cdot P_0 = \left(\frac{\delta}{\eta}\right)^2 \cdot P_0$$

$$P_3 = \frac{\delta}{\eta} \cdot P_2 = \frac{\delta}{\eta} \left(\frac{\delta}{\eta}\right)^2 \cdot P_0 = \left(\frac{\delta}{\eta}\right)^3 \cdot P_0$$

⋮
⋮
⋮

$$P_t = \left(\frac{\delta}{\eta}\right)^t \cdot P_0 \quad , \quad (14)$$

onde, os coeficientes 0, 1, 2, . . . , t indicam o ano.

Como a demanda é normalmente uma função decrescente e a oferta crescente, tem-se respectivamente $\eta < 0$ e $\delta > 0$, portanto $\frac{\delta}{\eta} < 0$.

Fazendo $\left| \frac{\delta}{\eta} \right| = r$, $\frac{\delta}{\eta} = -r = (-1) \cdot r$

e substituindo na equação (14), vem:

$$P_t = (-1)^t \cdot r^t \cdot P_0$$

Pode-se encontrar três casos, com relação às declividades das curvas:

a declividade da oferta, em relação ao eixo dos preços, for maior que a declividade da demanda em valor absoluto,

1.º) Se $\delta > |\eta|$, isto é, se ou seja, $r > 1$, tem-se:

$$\lim_{t \rightarrow \infty} P_t = \pm \infty$$

então,

$$p_t \rightarrow \pm \infty$$

Portanto, a amplitude das variações de preço tendem a aumentar com o tempo.

2.º) Se $\delta = |\eta|$, isto é, oferta e procura têm a mesma declividade, em termos absolutos, ou seja, $r = 1$, tem-se:

$$p_t = \pm p_0$$

Neste caso, a amplitude das variações de preço é constante.

declividade da oferta é menor que a declividade da procura em valores absolutos, ou seja, $r < 1$, tem-se:

3.º) Se $\delta < |\eta|$, isto é, a

$$\lim_{t \rightarrow \infty} p_t = 0, \quad \therefore p_t \rightarrow \bar{P}$$

Neste caso, a amplitude das variações de preço é decrescente com o tempo.

Para facilitar a apresentação, primeiramente se fará referência aos dados selecionados para a oferta, definindo-se no final as variáveis. Em seguida, será efetuado o mesmo para as variáveis relativas à demanda.

O comportamento do mercado será submetido a esse enfoque analítico, com a ajuda dos parâmetros estimados a partir do sistema de equações ajustado simultaneamente.

3.2.1 — Variável da oferta

a) Produção

3.2 — Material

Os dados utilizados no estudo da estrutura de mercado de oleaginosas foram provenientes de diversas fontes, sendo que muitos deles exigiram várias elaborações para torná-los adaptáveis à metodologia empregada.

Os dados básicos anuais sobre quantidade produzida, foram coletados no Instituto de Economia Agrícola (IEA), da Secretaria da Agricultura do Estado de São Paulo.

A unidade utilizada foi mil toneladas e essa foi a variável

dependente da equação de regressão;

b) Preços

As informações sobre preços correntes, ao nível do produtor, também foram extraídas do IEA e se constituem de médias anuais, ponderadas pela produção regional.

Os preços reais estão expressos em cruzeiros de 1969 e foram obtidos utilizando-se o índice "2" base 1965/67, publicados pela Fundação Getúlio Vargas (15);

c) Fatores de produção

O custo dos fatores produtivos, foi obtido de modo especial, por ser mais representativo para o estudo em questão.

O IEA constrói e divulga um índice referente aos gastos na produção agrícola do Estado de São Paulo, cuja composição representa atualmente cerca de 57% das despesas totais de operação do agricultor (22);

O restante corresponde a mão-de-obra, responsável por cerca de 40% dos dispêndios, e sementes e mudas, que contribuem com 2,60%.

O índice de preços pagos pelos agricultores, tal como é

construído, é um índice para a agricultura em geral, que, além de admitir gastos com a produção de diferentes culturas, inclui também frações de gastos com animais.

Por esse motivo, três itens considerados mais importantes na produção das oleaginosas — adubos, defensivos, e máquinas e equipamentos — foram agregados para compor um novo índice. As ponderações para esses elementos foram um pouco diferentes daquelas assinaladas por DIAS (9), por refletirem melhor a estrutura atual dos custos de produção dessas culturas. Assim, a porcentagem de participação desses itens no custo total de produção foi obtida a partir do custo de uma unidade simples de produção, no Estado de São Paulo, para o ano agrícola 1971/72 (23).

Os gastos com a mão-de-obra constituíram uma fração à parte, devido à sua acentuada participação no custo total.

Foi utilizada na quantificação desses gastos a série de salários rurais para o Estado de São Paulo, elaborada por SENDIN (36), por refletir melhor a realidade do setor agrícola, uma vez que o salário mínimo urbano, a partir de 1952, esteve sempre bem acima dos salários rurais.

O salário representativo do custo da mão-de-obra rural foi relativo ao salário de diarista residente. As séries de índices empregadas foram as componentes do índice de preços pagos pela agricultura, publicados pelo IEA.

Tanto os índices quanto os salários foram corrigidos para 1969, com o auxílio do índice "2" da Fundação Getúlio Vargas;

d) Fatores climáticos

Na tentativa de medir a influência das variações climáticas sobre a oferta de oleaginosas, utilizaram-se dados cronológicos de precipitação pluviométrica e temperatura, fornecidos pelas estações meteorológicas do Instituto Agrônomo de Campinas e do Departamento Nacional de Meteorologia do Ministério da Agricultura.

As variáveis climáticas foram computadas, considerando-se primeiramente as zonas de concentração no cultivo dos produtos em estudo para as últimas safras e, em segundo lugar, a existência de postos meteorológicos e a possibilidade de se conseguirem séries históricas completas para essas variáveis.

Os pontos disponíveis nem

sempre se localizam exatamente na região onde esses produtos são cultivados mais intensamente, fato esse que induziu a tomada de informações de estações mais próximas como representantes das variáveis climáticas na área que concentra a produção. A média aritmética dos valores de precipitação e temperatura nas estações meteorológicas selecionadas parece bastante razoável para representar uma medida de variação climática (24).

Somente foram considerados no cálculo dos dados climáticos os meses em que as alterações no clima pudessem vir a atuar nos níveis de produção. Os períodos agrícolas estipulados foram de outubro a maio, setembro a junho e novembro a junho, respectivamente, para o algodão, amendoim e soja. No caso do amendoim, foi agregado o período correspondente às safras das águas e da seca.

O total de chuva foi computado em milímetros e a temperatura média em graus centígrados;

e) Tendência

Com a finalidade de medir os efeitos provenientes de outros fatores que possam in-

fluenciar a produção e que não foram computados nas equações, utilizou-se de uma variável tempo. Tal componente teria a função de captar as variações sistemáticas decorrentes do momento da produtividade, das alterações na estrutura de mercado e de ou-

tras variáveis que tenham participação metódica no comportamento da oferta.

Os valores da tendência foram expressos em anos, sendo que o valor 1 correspondeu ao primeiro ano da série utilizada; e

f) definição das variáveis da oferta

- Y^1_t = produção de amendoim, em mil toneladas, ano t;
- Y^2_t = produção de soja, em mil toneladas, ano t;
- Y^3_t = produção de algodão em caroço, em mil toneladas, ano t;
- Y^1_{t-1} = produção de amendoim, em mil toneladas, ano t — 1;
- Y^2_{t-1} = produção de soja, em mil toneladas, ano t — 1;
- Y^3_{t-1} = produção de algodão em caroço, em mil toneladas, ano t — 1;
- X_1 = preço real do amendoim em Cr\$ de 1969/t, ano t — 1;
- X_2 = preço real da soja em Cr\$ de 1969/t, ano t — 1;
- X_3 = preço real do algodão em Cr\$ de 1969/t, ano t — 1;
- X_4 = preço real do milho em Cr\$ de 1969/t, ano t — 1;
- X_5 = preço real da mamona em Cr\$ de 1969/t, ano t — 1;
- X_6 = salário agrícola, em Cr\$ de 1969/dia, ano t;
- X_7 = salário agrícola, em Cr\$ de 1969/dia, ano t — 1;
- X_8 = índice real de preços dos fatores de produção do amendoim, ano t;
- X_9 = índice real de preços dos fatores de produção da soja, ano t;
- X_{10} = índice real de preços dos fatores de produção do algodão, ano t;
- X_{11} = total de chuva, em mm, para a cultura do amendoim;
- X_{12} = temperatura média, em °C, para a cultura do amendoim;
- X_{13} = total de chuva, em mm, para a cultura da soja;
- X_{14} = temperatura média, em °C, para a cultura da soja;
- X_{15} = total de chuva, em mm, para a cultura do algodão;
- X_{16} = temperatura média, em °C, para a cultura do algodão;
- X_{17} = tendência, expressa em anos.

a) Consumo

Para as equações estimativas da demanda, admitiu-se que a quantidade produzida no Estado é representativa da quantidade consumida, já que não se dispõe de informações sobre o consumo e nem sobre o comércio interestadual dessas oleaginosas.

Por outro lado, as estatísticas de comércio exterior são de anos relativamente recentes e apresentaram-se falhas para o tipo de análise empregada.

Utilizando-se a produção como representativa do consumo, além de não se computar o comércio com outras regiões, não se admite a possibilidade de se estocar o produto e nessas condições as estimativas dos parâmetros podem não ser muito realísticas. Há que considerar ainda a possibilidade da menor influência de cada variável independente na tentativa de explicar o comportamento de uma variável utilizada como "proxy" sujeita a muitos erros. De modo geral, o que se observa para funções de demanda nessas condições é um poder explicativo mais baixo do que para funções de oferta.

No entanto, do ponto de vista da comercialização do produto, pode haver uma compensação entre o comércio interestadual e a quantidade exportada, se se admitir que a venda interna desses produtos possa ser mais vantajosa em São Paulo do que em outros Estados.

Os dados para o algodão são referentes à produção do caroço, descontada a parte relativa à fibra, pois o comportamento dos respectivos mercados consumidores é bastante distinto.

As porcentagens do caroço no algodão foram retiradas do trabalho de AYER (2), que assinala ser o Instituto Agrônomo de Campinas a fonte original desses dados. Como esses valores apresentaram pouca variação no decorrer do período analisado, trabalhou-se com uma média aritmética dessas porcentagens na obtenção das quantidades. O valor médio foi de 0,6481.

Objetivando retirar do consumo o efeito do crescimento populacional, trabalhou-se com a produção "per capita". Os dados sobre população foram extraídos de publicação do IEA (22).

A produção "per capita", em

kg/habitante, foi a variável dependente da equação de regressão;

b) Preços

O uso de informações de preços ao nível do produtor, para a demanda, presume que os preços no varejo e atacado acompanham as variações de preços recebidos pelos agricultores.

É muito provável que dados sobre preço de óleos reflitam adequadamente o preço das oleaginosas correspondentes, porém devido às dificuldades para se obter esses dados, que se apresentam bastante heterogêneos, quando comparadas as diferentes fontes, preferiu-se utilizar séries pertinentes à matéria-prima, exceção feita para o algodão, onde o uso de preços de óleo foi mais indicado, pois o preço recebido pelos agricultores está vinculado principalmente ao mercado de fibras para a indústria têxtil.

Para o amendoim e a soja, os dados foram retirados do IEA e estão em Cr\$ de 1969/t. Para o algodão, foram extraídos das publicações do Escritório de Estatística (EAGRI) do Ministério da Agricultura e estão expressos em Cr\$ de 1969/kg.

Os dados de preços referentes à banha e toicinho, que foram testados sob a hipótese de estarem influenciando de algum modo o consumo de oleaginosas, foram extraídos de diversas publicações da Fundação IBGE.

As informações referem-se a preços médios anuais no comércio varejista da cidade de São Paulo, para banha de porco enlatada, de maior consumo, e para toicinho fresco de primeira qualidade, estando expressos em Cr\$ de 1969 kg;

c) Renda

A renda interna por habitante para o Estado de São Paulo foi tomada na tentativa de medir como as variações no poder aquisitivo da população conduzem a variações no consumo de oleaginosas. A série de renda foi proveniente de várias revistas editadas pela Fundação Getúlio Vargas (15, 16, 17).

A renda interna "per capita" está expressa em termos reais para 1969, computada com o auxílio do deflator implícito do Produto Interno Bruto (PIB), para o Brasil, obtido a partir dos dados para o deflator implícito com base em 1949, publicado pela FGV (15).

Foi utilizado o deflator para o PIB no Brasil, por não se possuir outro índice mais indicado na correção para valores reais dos dados de renda;

d) Urbanização

A inclusão dessa variável tem por finalidade observar quais as influências do crescimento acelerado das cidades, no consumo de amendoim, soja e caroço de algodão.

O fenômeno da urbanização tem sido acentuado no Estado de São Paulo e num certo sentido reflete mudanças nos hábitos de consumo da população.

O grau anual de urbanização está expresso em porcentagem da população urbana sobre a população total e foi

calculado a partir de informações provenientes do IEA (22);

e) Tendência

Com idêntico propósito com que foi incluída nas estimativas das equações de oferta, a variável tempo foi também testada para a demanda.

Somados aos areitos das diversas componentes explicativas, existem os efeitos sistemáticos que atuam sobre a procura, tais como mudanças nos hábitos de consumo, preferência dos consumidores, etc. Espera-se que essas variações ocorridas durante os anos e que afetam a demanda sejam apreendidas pela tendência descritiva desse movimento no tempo. Da mesma forma que para a oferta, indica o período de um ano, iniciando a série com a unidade; e

f) definição das variáveis da demanda

- Z^1_t = consumo de amendoim, em kg/habitante, ano t;
- Z^2_t = consumo de soja, em kg/habitante, ano t;
- X^3_t = consumo de caroço de algodão em kg/habitante, ano t;
- Z^1_{t-1} = consumo de amendoim em kg/habitante, ano t — 1;
- Z^2_{t-1} = consumo de soja, em kg/habitante, ano t — 1;
- Z^3_{t-1} = consumo de caroço de algodão, em kg/habitante, ano t — 1;
- w_1 = preço real do amendoim em Cr\$ de 1969/t, ano t;
- w_2 = preço real da soja em Cr\$ de 1969/t, ano t;
- w_3 = preço real de óleo de caroço de algodão em Cr\$ de 1969/kg, ano t;
- w_4 = preço real da banha em Cr\$ de 1969/kg, ano t;
- w_5 = preço real do toicinho em Cr\$ de 1969/kg, ano t;

- w_6 = renda real interna de São Paulo em Cr\$ de 1969/habitante, ano t;
 w_7 = grau de urbanização da população paulista em porcentagem, ano t;
 w_8 = tendência, em anos.

4 — ANÁLISE DOS RESULTADOS E CONCLUSÕES

4.1 — Análise da Estrutura de Mercado do Amendoim

4.1.1 — Modelos uniequacionais

Os resultados para a cultura do amendoim estão sumarizados no quadro 2. As equações escolhidas foram obtidas a partir dos valores observados das variáveis. Os números que aparecem entre parênteses referem-se ao valor do teste "t" de Student, que pressupõe para os erros uma distribuição normal de média zero e variância σ^2 . No caso das variáveis preço, onde a magnitude das variações deve se processar numa direção esperada, foi aplicado o teste "t" unilateral, sendo que os coeficientes das demais variáveis independentes foram testados bilateralmente.

Na equação estimativa da procura, todos os coeficientes apresentaram-se com sinais teoricamente consistentes, mostrando que o preço do produto está explicando numa relação inversa parte do con-

sumo do Estado, ao passo que as demais variáveis possuem uma relação positiva com a variável explicada. Os valores e sinais encontrados obedeceram às expectativas que sempre precedem trabalhos dessa natureza, tanto que foram feitos testes unilaterais para as variáveis preços.

As componentes mais significativas da relação procura foram o preço da soja (w_2) e o preço do produto (w_1). Por outro lado, o preço da banha (w_4), a renda por habitante (w_6) e a taxa de urbanização (w_7) mostraram significância ao nível de 10%. O sinal do coeficiente da renda indica, para a leguminosa, relações de bem normal.

Examinando o coeficiente de determinação, constata-se que cerca de 79% das variações no consumo do produto são explicadas por essas variáveis, neste modelo.

A estatística de Durbin-Watson acusou a inexistência de autocorrelação nos resíduos a nível de 1% de significância e foi inconclusiva a 5%.

QUADRO 2. — Resultados da Análise com Modelos Unicquacionais para a Demanda e Oferta de Amendoim no Estado de São Paulo, 1949-69

Equação	Variável dependente	Constante	Coeficiente de regressão das variáveis independentes (1)						R ²	F	DW(2)	U(3)
			w ₁	w ₂	w ₄	w ₆	w ₇					
Demanda	Z _t ¹	-93,2486	-0,0573	0,1371	5,3653	0,0192	0,5974	0,79	11,46	1,92 ¹		
			*** (-2,4887)	**** (2,9570)	* (1,7264)	* (1,7629)	* (2,0639)					
Oferta	Y _t ¹	129,4002	0,4401	0,7062	-0,9871	-50,2622	0,1656	11,75 ^o 1	0,97	74,92	1,94 ¹	14
			**** (3,0446)	**** (4,3771)	*** (-2,2088)	* (-1,8912)	**** (3,4452)	*** (2,6409)				

(1) Os valores entre-parênteses correspondem ao teste «t» de Student.

(2) Estatística de Durbin-Watson; I indica inconclusão do teste ao nível de 5%.

(3) Número de mudanças de sinal nos resíduos estimados.

Obs.: Os níveis de significância considerados foram:

*, 10%; **, 5%; ***, 2,5%; ****, 1%.

A correlação entre as variáveis independentes manteve-se em níveis relativamente baixos. De todas as variáveis, a renda "per capita" e a taxa de urbanização foram as que apresentaram uma alta correlação simples e que poderiam induzir a uma não significância dos parâmetros, indicando sua falta de estabilidade.

Segundo KLEIN (27), se o coeficiente de correlação múltipla do modelo for maior do que a correlação simples entre as variáveis, pode-se tolerar os efeitos da multicolinearidade. No caso, o valor da correlação múltipla do modelo foi 0,890 e a correlação simples entre renda e urbanização, 0,883.

Pode-se observar ainda que a influência de cada uma na explicação do consumo é bas-

tante grande, a ponto de superar o efeito da multicolinearidade.

As elasticidades obtidas a partir desses resultados estão arroladas no quadro 3. Tais valores foram calculados em mais pontos além da média do período, a fim de proporcionar um quadro da evolução dos coeficientes no decorrer do tempo, não obstante as inferências finais sejam tiradas a partir dos valores estabelecidos para a média. Pode-se perceber que a soja e o amendoim são produtos facilmente substituíveis no consumo e, não tão intensamente quanto a soja, para a banha também foi constatado uma substitutibilidade com o amendoim, refletindo em última análise variações no mercado de óleos e gorduras.

QUADRO 3. — Coeficientes de Elasticidade da Demanda do Amendoim, segundo Observações de 1950, 1960 e 1969 e no Ponto Médio do Período 1949-69, a Partir de Modelos Uniequacionais, Estado de São Paulo

Elasticidade	1950	1960	1969	Média 1949-69
Preço	-1,70	-1,07	-0,71	-0,89
Renda	1,86	1,24	1,34	1,33
Cruzada (soja)	3,76	2,06	1,55	1,96
Cruzada (banha)	1,13	0,75	0,56	0,64

Uma visão global do comportamento das elasticidades durante o período em análise pode ser interessante no estudo das relações de mercado para um produto. No caso de produtos substitutos no consumo do amendoim, delinea-se uma tendência das elasticidades cruzadas. Num período de 20 anos a elasticidade cruzada com a soja foi reduzida a mais da metade (em 1950 era 3,76 e em 1969 caiu para 1,55). Fato mais ou menos semelhante ocorreu também na substitutibilidade com a banha.

Se houvessem aumentos de 1% no preço da soja e da banha, em 1950, o consumo de amendoim teria aumentado em 3,76% e 1,13% respectivamente. Já em 1969 as variações seriam de 1,55% e 0,56%. Esse fato pode estar indicando uma capacidade seletiva da população no consumo de oleaginosas, principalmente no que se refere à ingestão de gordura animal, pois sabe-se que existe estreita correlação de seus componentes com a taxa de colesterol no sangue.

A população das cidades, pouco a pouco, perde o hábito de ingerir calorias provenientes de gorduras animais, restringindo à zona rural o con-

sumo sistemático de tocinhos e banhas.

Por outro lado, a aceitação sempre crescente de soja no mercado consumidor, devido às excelentes características protéicas desse produto, torna-o preferível ao amendoim, não só em relação ao consumo de óleos, mas também de subprodutos na alimentação animal. Deve-se lembrar ainda que as tortas de soja não apresentam problemas de aflatoxinas, como ocorre com os subprodutos do amendoim.

A elasticidade-preço do amendoim também apresentou-se declinante durante o período. No ano de 1950 as variações relativas nos preços e quantidades eram mais elásticas do que em 1960, tornando-se inelástica em 1969 e persistindo para a média do período.

Tal comportamento pode estar indicando uma competição de outros produtos pela preferência dos consumidores, uma vez que, na média dos valores observados, variações nos preços do amendoim conduzem a variações menos que proporcionais na quantidade consumida do produto.

A evolução da elasticidade-renda, por sua vez, não mostrou tendências, oscilando

sempre a níveis elásticos nos pontos assinalados e também na média do período.

Considerando as elasticidades apenas no ponto médio, conclui-se que dada uma elevação de 1% no preço do produto, na renda por habitante, no preço da soja e no preço da banha, obtêm-se uma diminuição de 0,89% e aumentos de 1,33%, 1,96% e 0,64%, respectivamente, no consumo da oleaginosa.

A equação estimativa da oferta apresentou alta significância para as variáveis, sendo que o salário pago aos trabalhadores rurais (X_6) foi o menos significativo na determinação da produção. O modelo composto com essas variáveis captou uma explicação de 97% nas variações da oferta de amendoim, valor esse considerado bastante elevado.

Os sinais positivos dos coeficientes da produção defasada (Y_{t-1}^1) e preço do produto (X_1) atestaram consistência com a teoria econômica. Para o preço da soja (X_2), o sinal do coeficiente foi negativo, indicando haver relações competitivas pelos fatores produtivos na produção dessa cultura com a do amendoim.

A precipitação pluviométrica (X_{11}), incluída no modelo com

a intenção de captar parte das influências climáticas, acusou significância sensível na explicação da oferta com um coeficiente significativo a 1%. Pode-se também notar que a variável representativa da mão-de-obra (X_6) está inversamente relacionada com a quantidade produzida.

A tendência (X_{17}), que englobou outras possíveis variáveis explicativas, indica que, com o passar do tempo, a produção apresenta uma direção crescente independente das variáveis especificadas no modelo.

Na verificação da existência de resíduos autocorrelacionados, sabe-se que a estatística de Durbin-Watson não é suficientemente adaptada para testar relações estruturais que envolvam variáveis endógenas defasadas, isso porque induz os valores calculados a se aproximarem dos valores da região de aceitação da hipótese de nulidade, apontando inexistência de autocorrelação, quando de fato ela possa ocorrer.

Apesar disso, a quase totalidade das pesquisas que utilizam essa metodologia empregam esse teste, pois os alternativos existentes quase sempre exigem grandes amostras para ser aplicados (11, 12).

Paralelamente procurou-se aplicar outros dois testes para a hipótese de resíduos independentes. Tais estatísticas são baseadas na sequência de sinais apresentados pelos resíduos estimados.

Se essa sequência for aleatória, aceita-se que o modelo não possui resíduos autocorrelacionados. O teste de aleatoriedade é feito com a utilização da curva normal quando se trabalha com grandes amostras e uma aproximação da mesma na distribuição da variável que mede a mudança dos sinais, quando se utilizam pequenas amostras. HOEL (19) considera como pequenas amostras até o total de 40 observações, ao passo que DRAPER e SCMITH (10) já aconselham o uso da distribuição normal com apenas 20 informações.

HABIBAGAH e PRATSCHKE (18), em trabalho onde comparam o poder de diversos testes alternativos na verificação da hipótese de independência do termo aleatório, assinalam que Geary apresentou teste semelhante em que também con-

sidera as mudanças de sinais dos resíduos.

A estatística de Durbin-Watson apresentou-se inconclusiva a 5% e com ausência de autocorrelação serial a 1% (*).

Para os testes que empregam as alterações de sinais ocorridas nos resíduos calculados, obteve-se: $n_1 = 12$, $n_2 = 9$ e $U = 14$, onde n_1 é o número de sinais positivos e n_2 o número de sinais negativos que aparecem nos resíduos, numa sequência de 14 mudanças de direção. O teste de aleatoriedade dos sinais e o teste de Geary indicaram ausência do viés da autocorrelação nos coeficientes estimados, para um teste bilateral ao nível de 5% e 2%, respectivamente.

Com relação à existência de multicolinearidade, a tendência (X_{17}) e a produção defasada (Y_{t-1}^1) apresentaram um nível de correlação de 0,893. Esse valor era esperado, uma vez que a tendência está englobando efeitos sistemáticos de outras variáveis, que não compareceram no modelo e,

(*) Observe-se que o teste acima foi aplicado considerando 21 observações e 5 variáveis independentes. Essa atitude foi necessária, apesar da equação de oferta possuir 6 variáveis explicativas, pois as tabelas para o teste de Durbin-Watson somente apresentam valores até 5 variáveis independentes.

portanto, cresce paralelamente à produção retardada.

Se a variável defasada fosse excluída, muito provavelmente aumentaria o efeito atribuído à tendência, que nessas circunstâncias estaria captando parte da explicação devida à Y^1_{t-1} .

No entanto, o efeito sepa-

rado de cada variável foi demasiadamente forte a ponto de atenuar os problemas relacionados à multicolinearidade. Além disso, o coeficiente de correlação múltipla para o modelo foi da ordem de 0,984.

As elasticidades calculadas para a oferta acham-se no quadro 4.

QUADRO 4. — Coeficientes de Elasticidades a Curto e Longo Prazo da Oferta do Amendoim, segundo Observações de 1950, 1960 e 1969 e no Ponto Médio do Período 1949-69, Estado de São Paulo

Elasticidade	1950	1960	1969	Média 1949-69
Preço a curto prazo	2,07	0,64	0,51	0,82
Preço a longo prazo	3,70	1,14	0,92	1,47
Cruzada a curto prazo (soja)	-2,95	-0,89	-0,62	-1,06
Cruzada a longo prazo (soja)	-5,27	-1,59	-1,11	-1,90

O coeficiente de ajustamento da produção acusou o valor de 0,5599, logo 44% das desigualdades entre a oferta e o equilíbrio a longo prazo são suprimidas no período de um ano. Em outras palavras, tal porcentagem de produção convergiu para cobrir parte do total planejado pelos agricultores, após uma completa realocação de recursos, aos preços vigentes, mantendo-se constantes todos os demais fatores.

O tempo necessário para a oferta atingir 95% da produção planejada é de aproximadamente 4 anos.

Como para algumas elasticidades da demanda, as elasticidades da oferta apresentaram no geral uma involução, com diminuições bastante sensíveis à medida que se observam os valores calculados nos diferentes pontos.

A oferta, com relação à variável preço, era bastante elástica no início do período, diminuindo acentuadamente até a inelasticidade nos outros dois pontos em que foi calculada e mantendo-se nessa situação para a média dos valores observados no período.

Pode-se concluir que os produtores de amendoim reagem mais prontamente aos incentivos econômicos em 1950, do que em 1960 e 1969. Em média, variações de 1% no preço transmitem variações de 0,82% no mesmo sentido para a quantidade produzida. Associados a esse comportamento dos agricultores, podem estar a instabilidade dos preços agrícolas e uma certa rigidez no deslocamento de fatores produtivos. Acrescente-se ainda que, com o desenvolvimento tecnológico, a capacidade dos agricultores de mudar a atividade para outras culturas fica limitada, em termos de custos de recursos.

Entretanto, a prazo mais longo, os ajustamentos na produção são maiores e, embora tenham decrescido na evolução dos pontos analisados, ainda se manteve elástica em média para o período.

A elasticidade cruzada sofreu variações semelhantes,

mas ainda permaneceu elástica no ponto médio dos valores observados no período a longo prazo, sendo praticamente unitária a prazo mais curto. Se em 1950 houvesse diminuição de 1% no preço de soja, a oferta de amendoim subiria de 2,95% no ano seguinte, "coeteris paribus"; já em 1969, se ocorresse tal variação, a produção aumentaria somente 0,62% a curto prazo.

Essa situação está ligada aos pontos levantados para a demanda do produto. Como se depreende das equações estimativas, a soja tem influenciado a cultura do amendoim, não só do lado da oferta mas também do lado da procura.

Os preços relativos têm favorecido o cultivo de soja e a expansão por que passa essa cultura provoca alterações nas decisões dos agricultores. Esses fatos, associados à intensa procura pela soja, estão conduzindo gradativamente, a uma diminuição relativa na oferta do amendoim.

A longo prazo, no entanto, os agricultores estão reagindo positivamente aos estímulos de preços relativos, sendo que oscilações de 1% no preço de soja provocam mudanças de 1,90% na quantidade produ-

zida de amendoim. Se há interesses na ampliação da oferta desse produto pelas autoridades, as políticas expansionistas adotadas devem ser mantidas pelo menos até o tempo necessário ao total ajustamento da produção aos preços.

Tanto para a equação da oferta quanto de demanda, os valores de "F" na análise de variância foram significativos a 1%, indicando que o modelo de regressão múltipla se ajusta bem ao fenômeno estudado.

4.1.2 — Modelos simultâneos

A natureza simultânea das equações conduziu a um reajustamento da função de demanda pelo método dos quadrados mínimos em dois estágios, ao passo que a equação de oferta continuou invariável por não apresentar variável endógena ao sistema na categoria de componente explicativa da produção. As relações estruturais de mercado para o amendoim assumiram então a configuração mostrada no quadro 5.

Observa-se que todos os coeficientes tiveram seus valores aumentados, atestando claramente que o método de ajustamento utilizado anterior-

mente havia subestimado os coeficientes da regressão, devido à correlação da variável endógena explicativa com o termo aleatório da função. Esses resultados vêm comprovar a teoria econométrica que chega a invalidar os modelos de equação única quando o fenômeno estudado é descrito por relações simultâneas.

Os valores de "t" também foram maiores, expressando mais firmemente a significância das variáveis na equação. Assim é que o preço do produto (\hat{w}_1), o preço da banha (w_4) e a urbanização (w_7) tiveram a representatividade de seus coeficientes a níveis mais elevados que no modelo de equação única.

Os sinais dos parâmetros permaneceram os mesmos. O coeficiente de determinação se elevou para 0,82, pois o efeito combinado das variáveis independentes foi captado de forma mais eficiente.

Independente desse fato, utilizando-se do coeficiente de determinação para avaliar o grau de ajustamento da regressão, quando a variável endógena explicativa estiver estimada na forma reduzida, está-se recorrendo a uma informação que poderá estar apresentando um viés para ci-

QUADRO 5. — Resultados da Análise com Modelos Simultâneos para a Demanda e Oferta de Amendoim, Estado de São Paulo, 1949-69

Equação	Variável dependente	Constante	Coeficiente de regressão das variáveis independentes (1)						R ²	F	DW (2)	U (3)
			w ₁	w ₂	w ₄	w ₆	w ₇					
Demanda	Z _t ¹	-101,6596							0,82	13,35	1,97	
			****	****	***	*	**					
			(-2,9947)	(3,4432)	(2,2541)	(1,9065)	(2,2782)					
Oferta	Y _t ¹	129,4002							0,97	74,92	1,94	14
			****	****	***	*	****	***				
			(3,0446)	(4,3771)	(-2,2088)	(-1,8912)	(3,4432)	(2,6409)				

(1) Os valores entre-parênteses correspondem ao teste «t» de Student.

(2) Estatística de Durbin-Watson; I indica inconclusão do teste ao nível de 5%, a indica autocorrelação serial nos resíduos a 5%.

(3) Número de mudanças de sinal nos resíduos estimados.

Obs.: Os níveis de significância considerados foram:

*, 10%; **, 5%; ***, 2,5%, ****, 1%.

ma. Nesse caso o intervalo de variação de R^2 ainda está compreendido entre 0 e 1. No entanto, segundo comentários de TOMEK (38) e BASMANN (3), quando se utilizam os valores observados da variável endógena explicativa com os coeficientes estimados pela função que emprega os valores calculados da variável endógena, o intervalo de variação do R^2 se amplia de $-\infty$ a 1.

Um coeficiente de determinação obtido dessa maneira não poderá ser interpretado do modo usual e, assim sendo,

perde bastante em importância quando da decisão por determinado modelo. Como essa ambiguidade pode ocorrer, sugerem os autores que se especifique qual R^2 está sendo apresentado.

A estatística de Durbin-Watson continuou acusando inexistência de autocorrelação serial nos resíduos, agora aos níveis de 1% e 5% e o teste "F" reafirmou o bom ajustamento do modelo aos dados.

As elasticidades para a procura, calculadas a partir dessa função foram as do quadro 6.

QUADRO 6. — Coeficientes de Elasticidade da Demanda do Amendoim, Segundo Observações de 1950, 1960 e 1969 e no Ponto Médio do Período 1949-69, a Partir de Modelos Simultâneos, Estado de São Paulo

Elasticidade	1950	1960	1969	Média 1949-69
Preço	-2,26	-1,50	-1,06	-1,20
Renda	1,89	1,26	1,36	1,35
Cruzada (soja)	4,39	2,40	1,80	2,29
Cruzada (banha)	1,55	1,04	0,75	0,90

De modo geral, as elasticidades tiveram o mesmo comportamento que para o modelo uniequacional, somente que em planos mais elevados. Assim, as conclusões tiradas an-

teriormente podem ser extrapoladas para essa função, guardando as proporções relativas aos aumentos nos níveis das elasticidades, pois, como era de se esperar, o modelo

precedente subestimou todos os valores dos coeficientes de elasticidade e, portanto, as inferências tiradas com o auxílio daqueles valores conduzem a resultados imprecisos.

Note-se que a elasticidade-preço, com os aumentos relativos das elasticidades, atingiu níveis elásticos em todos os pontos e também para a média do período, embora continue registrando quedas no tempo, ao contrário do que ocorreu com os modelos de equação única onde manteve-se inelástica em 1969 e na média do período.

Considerando-se as estimativas baseadas nas médias das observações durante o período de 1949-69, pode-se concluir que uma elevação de 1% no preço do amendoim implica diminuição de 1,20% na quantidade consumida e que variações de 1% na renda "per capita" e nos preços de soja e banha provocam aumentos no consumo de amendoim de, respectivamente, 1,35%, 2,29% e 0,90%.

4.2 — Análise da Estrutura de Mercado de Soja

4.2.1 — Modelos uniequacionais

As equações selecionadas para descrever a estrutura de

mercado da soja foram obtidas com ajustamentos nos logaritmos das variáveis. Conforme discorrido para a cultura anterior, os valores entre parênteses correspondem à estatística "t" e as variáveis preço foram testadas unilateralmente.

Na estimativa da demanda, o coeficiente de determinação múltipla indicou que cerca de 74% das variações no consumo de soja são provenientes de alterações no preço do produto (w_2), no preço do óleo de caroço de algodão (w_3) e na taxa de urbanização (w_7). Esta última foi a variável mais significativa na explicação da procura e o preço do óleo de algodão a de menor significância.

O coeficiente da variável preço da soja foi significativo a 2,5%, induzindo a concluir que o preço do produto influencia grandemente seu consumo.

Todos os sinais apresentaram-se coerentes teoricamente.

O óleo proveniente do caroço de algodão foi o produto que manteve relações de bens substitutos no consumo com a soja e, com relação à urbanização, observa-se que possui uma influência direta na

QUADRO 7. — Resultados da Análise com Modelos Uniequacionais para a Demanda e Oferta de Soja no Estado de São Paulo, 1949-69

Equação	Variável dependente	Constante	Coeficiente de regressão das variáveis independentes (1)				R ²	F	DW (2)	U (3)
			log w ₂	log w ₃	log w ₇					
Demanda	log Z _t ²	-1,1277	-4,1681	0,7446	6,2113	0,74	16,44****	1,33 ^t		
			(-2,3507)***	(1,2137)++	(5,2044)****					
Oferta	log Y _t ²	2,3964	0,5763	1,2104	-1,9577	0,4389	0,89	32,15****	1,38 ^t	9
			(3,4175)****	(0,8107)+	(-1,9641)**	(2,0526)*				

(1) Os valores entre-parênteses correspondem ao teste «t» de Student.

(2) Estatística de Durbin-Watson; I indica inconclusão do teste ao nível de 5%.

(3) Número de mudanças de sinal nos resíduos estimados.

Obs.: Os níveis de significância considerados foram:

+, 25%; ++, 12,5%; *, 10%; **, 5%; ***, 2,5%; ****, 1%.

quantidade consumida da oleaginosa.

O teste de Durbin-Watson foi inconclusivo a 5% e 1% na verificação da hipótese de independência entre os resíduos e não se registrou a presença de multicolinearidade entre as variáveis independentes.

Como se sabe, no modelo logarítmico os coeficientes esti-

mados constituem-se nas elasticidades da regressão, sendo que não alteram seu valor durante o período em análise. Assim, não será possível acompanhar a evolução das elasticidades no tempo, tal como foi feito para a cultura do amendoim.

As elasticidades extraídas da equação de demanda encontram-se resumidas no quadro 8.

QUADRO 8. — Coeficientes de Elasticidade da Demanda de Soja, no Período 1949-69, a Partir de Modelos Uniequacionais, Estado de São Paulo

Elasticidade		
Preço (E_p)	Cruzada (óleo de algodão) (E_{ca})	Urbanização Eu
-4,17	0,74	6,21

O modelo revela uma demanda preço-elástica para a soja, de tal modo que uma diminuição no preço do produto de 1% provoca um aumento na quantidade consumida de cerca de 4,2%. Um valor tão elevado para a elasticidade-preço pode estar ligado ao fato de que o produto possui muitos substitutos no mercado consumidor e qualquer variação nos preços leva

a uma grande instabilidade na quantidade consumida. Outros modelos testados revelaram a existência desses substitutos, entretanto tais funções estavam acompanhadas de problemas econométricos que de certa forma limitaram a obtenção de coeficientes significativos. Deve-se ressaltar ainda que os dados utilizados na pesquisa não são os mais adequados ao modelo.

A relação população urbana-população total também revelou grande participação relativa no total consumido, indicando que um aumento da população urbana de 1% induz a um acréscimo de 6,2% no consumo, em condições "coeteris paribus". Como a tendência e a renda "per capita" não compareceram na equação estimativa, é muito provável que a urbanização tenha captado o efeito dessas variáveis e esteja explicando no consumo de soja parte das alterações no poder aquisitivo da população e mudanças nos hábitos alimentares.

O modelo mostra ainda que, se o preço do óleo de algodão subir 1%, o consumo de soja aumentará 0,74%, indicando inelasticidade na participação relativa do consumo.

O modelo estrutural da oferta de soja tem como componentes explicativas a produção defasada (Y^2_{t-1}), o preço do produto (X_2), o preço do algodão em caroço (X_3) e a tendência (X_{17}), sendo que a somatória dos efeitos dessas variáveis é responsável por 89% das variações na produção. Mais uma vez, todos os parâmetros apresentaram-se com sinais teoricamente consistentes.

A produção defasada constituiu-se na variável cuja explicação foi mais significativa na regressão, sendo seu coeficiente diferente de zero ao nível de 1%.

Evidencia-se, como cultura alternativa na produção de soja, o algodão em caroço, cujo preço retardado de um período foi a segunda variável mais influente no modelo, com um coeficiente significativo a 5%.

O coeficiente da variável preço da soja, apesar de apresentar o sinal esperado, somente foi estatisticamente diferente de zero ao nível de 25%.

Ao se examinar as elasticidades (quadro 9), observa-se que a produção de soja é mais influenciada pelos preços do algodão do que pelo preço do próprio produto.

Observações paralelas indicam que o grande aumento na produção de soja está associado aos elevados índices de produtividade da cultura, ligados à expansão do mercado consumidor do produto, fazendo com que os incentivos de preços desempenhem um papel secundário na resposta da produção.

QUADRO 9. — Coeficientes de Elasticidade a Curto e Longo Prazo e Elasticidade de Ajustamento da Oferta de Soja no Período 1949-69, Estado de São Paulo

Elasticidade				
Preço a curto prazo (Epcp)	Preço a longo prazo (Eplp)	Cruzada a curto prazo (Eccp)	Cruzada a longo prazo (Eclp)	De ajustamento (B)
1,21	2,86	-1,96	-4,62	0,4237

Pode-se notar, do lado da demanda que o fenômeno da urbanização provoca variações no consumo relativamente maiores do que variações devidas às oscilações no preço do produto. Em outras palavras, a maior participação relativa nas decisões para o consumo é proveniente do surgimento de grandes cidades.

Esses aspectos, no entanto, não invalidam uma resposta positiva da parte dos produtores aos aumentos de preços relativos, embora em plano secundário, fato que pode ser comprovado examinando-se a elasticidade-preço da oferta. Tanto a curto como a longo prazo, obtiveram-se valores elásticos para a oferta de soja em relação ao preço do produto. Dada uma variação positiva no preço da soja de 1%, obtêm-se variações na quantidade ofertada no mesmo sentido de 1,21% e 2,86%, res-

pectivamente a curto e a longo prazo.

O coeficiente de elasticidade cruzada com o algodão, cultura alternativa na produção de soja, também registrou valores elásticos, sendo de -1,96 a curto prazo e -4,62 a prazo mais longo, o que quer dizer que variações nos preços de algodão conduzem a quase o dobro as variações na quantidade oferecida de soja a curto prazo e a 4,5 vezes mais a longo prazo.

A elasticidade de ajustamento foi de 0,42%, levando a inferir que no período de 1 ano mais de 50% da produção convergiram para seu equilíbrio de longo prazo. Em cerca de 5 anos, se o estímulo inicial for mantido, 95% da produção planejada pelos produtores deverão ter sido atingidos.

O teste de Durbin-Watson para a independência serial nos resíduos localizou-se na área inconclusiva aos níveis de 5% e 1%. Os outros dois testes alternativos, aplicados aos dados $n_1 = 13$, $n_2 = 8$ e $U = 9$, onde n_1 é o número de sinais positivos, n_2 o número de sinais negativos e U o número de mudanças de direção, acusaram inexistência de autocorrelação nos resíduos ao nível de 5% e 10%, respectivamente, para o teste que utiliza a aproximação da curva normal e para a estatística de Geary.

Quanto aos problemas inerentes à presença de multicolinearidade no modelo, os baixos valores encontrados para a correlação simples entre as variáveis independentes indicam não haver motivos para duvidar da eficiência das estimativas. O maior grau de correlação simples encontrado foi entre as variáveis produção defasada e a tendência com o valor 0,775. Todavia, ainda segundo KLEIN (27), é perfeitamente aceitável tal valor, uma vez que o coeficiente de correlação múltipla (0,9430) foi maior do que a correlação simples entre as variáveis.

O modelo utilizado para representar as relações estruturais de oferta e procura de soja ajustou-se bem aos dados,

apontando que o coeficiente de determinação foi significativamente diferente de zero ao nível de 1%.

4.2.2 — Modelos simultâneos

Como foi feito para o amendoim, os resultados para a soja obtidos através de ajustes em dois estágios estão resumidos no quadro 10.

Constata-se com os modelos simultâneos aumentos nos valores dos coeficientes estimados, exceto para a variável urbanização, que teve seu parâmetro reduzido de 6,2113 para 5,6117. Como os ajustes foram feitos nos logaritmos das variáveis, conclui-se que com o modelo de uma equação, excluindo a urbanização, as demais elasticidades estavam sendo subestimadas.

A diminuição verificada no coeficiente estimado para a urbanização (w_7) pode ser devido às outras componentes explicativas do modelo estarem captando uma parcela da explicação de outras variáveis que anteriormente era devida à urbanização. Assim, além de apresentarem aumentos no coeficiente devido à subestimação pelos quadrados mínimos ordinários, acrescentaram ainda parte da influência de outros fatores.

QUADRO 10. — Resultados da Análise com Modelos Simultâneos para a Demanda e Oferta de Soja no Estado de São Paulo, 1949-69

Equação	Variável dependente	Constante	Coeficiente de regressão das variáveis independentes (1)				R ²	F	DW(2)	U(3)
			$\log w_2^A$	$\log w_3$	$\log w_7$					
Demanda	$\log Z_t^2$	7,1671	-6,9915	1,0030	5,6117	0,81	24,80****	1,30 ^t		
			(-3,7473)****	(1,8850)**	(5,3812)****					
Oferta	$\log Y_t^2$	2,3964	$\log Y_{t-1}^2$	$\log X^2$	$\log X_3$	$\log X_{17}$	0,89	32,15****	1,38 ^t	9
			(3,4175)****	(0,8197)+	(-1,9641)**	(2,0526)*				

(1) Os valores entre-parênteses correspondem ao teste «t» de Student.

(2) Estatística de Durbin-Watson; I indica inconclusão do teste ao nível de 5%.

(3) Número de mudanças de sinal nos resíduos estimados.

Obs.: Os níveis de significância considerados foram:

+, 25%; *, 10%; **, 5%; ***, 2,5%; ****, 1%.

Obviamente os valores de "t" se elevaram para o preço

do produto (w_2) e o preço de óleo de caroço de algodão (w_3), passando a ser diferentes de zero aos níveis de 1% e 5%, respectivamente. Nota-se a evidente melhoria na representatividade da variável alternativa no consumo de soja, que inclusive passou a ter relações elásticas com a quan-

tidade consumida nessa nova função de demanda.

O poder explicativo da regressão passou a 0,81%, sendo significativo ao nível de 1%. A estatística de Durbin-Watson persistiu na região inconclusiva do teste, aos níveis de 5% e 1%.

As novas elasticidades estão resumidas no quadro 11.

QUADRO 11. — Coeficientes de Elasticidade da Demanda de Soja no Período 1949-69, a Partir de Modelos Simultâneos, Estado de São Paulo

Elasticidade		
Preço (E_p)	Cruzada (óleo de algodão) (E_{ca})	Urbanização (E_u)
-6,99	1,00	5,61

O modelo continua revelando uma demanda preço-elástica para a soja, ou seja, variações de 1% no preço do produto implicam variações, em sentido contrário, perto de 7% no consumo de soja.

O óleo de algodão, substituto na procura de soja, apresentou elasticidade unitária e a urbanização, ainda a componente mais significativa no modelo, continuou com valores bastante elevados para a elasticidade.

4.3 — Resultados para o Algodão

As melhores equações obtidas para essa cultura foram ajustadas nos valores originais das variáveis e estão no quadro 12.

Na equação representativa da demanda, os sinais do preço de óleo (w_3), dos preços do toicinho (w_5) e soja (w_2) foram coerentes com a teoria econômica, o mesmo não ocorrendo com a urbanização (w_7), que apresentou relação inver-

QUADRO 12. — Resultados da Análise com Modelos Uniequacionais para a Demanda e Oferta de Algodão no Estado de São Paulo, 1949-69

Equação	Variável dependente	Constante	Coeficiente de regressão das variáveis independentes (1)					R ²	F	DW(2)	U(3)
			w ₂	w ₃	w ₅	w ₇					
Demanda	log Z _t ^a	40,2360	0,1136	-16,0696	5,2881	-0,6452	0,63	6,89****	1,43 [†]		
			(1,8506)**	(-2,2443)***	(1,1032)**	(-2,8783)***					
Oferta	log Y _t ^a	203,1650	log Y _{t-1} ^a	log X ₁	log X ₃	log X ₄	log X ₁₇	0,62	4,87****	2,00 ^a	11
			(1,0426) ⁺	(-1,5531)*	(4,0936)****	(-1,9711)**	(1,3174) ⁺⁺				

(1) Os valores entre-parênteses correspondem ao teste «t» de Studente.

(2) Estatística de Durbin-Watson; I indica inconclusão do teste ao nível de 5%, a indica autocorrelação serial nos resíduos a 5%.

(3) Número de mudanças de sinal nos resíduos estimados.

Obs.: Os níveis de significância considerados foram:

+, 25%; ++, 12,5%; *, 10%; **, 5%; ***, 2,5%; ****, 1%.

sa com o consumo de caroço de algodão. Apesar da significância relativamente boa para os parâmetros, o poder explicativo da regressão foi muito baixo, pois somente 63% das variações no consumo puderam ser explicadas pela influência conjunta dessas variáveis.

Essa afirmativa é válida também para a função da oferta, cujo coeficiente de determinação foi de 0,62. Essa equação, porém, tem ainda o agravante da baixa significância para a variável defasada, implicando pouca confiança para as elasticidades a longo prazo.

Apesar do ajustamento das equações não ter sido ruim (teste F significativo a 1%), as inferências a partir desses resultados são bastante temerárias. Isso porque as relações estruturais do mercado de algodão apresentam um mecanismo bem mais complexo do que para as outras oleaginosas. O comportamento do mercado produtor de algodão está estritamente ligado ao mercado internacional de fibras, sendo que o caroço possui importância secundária na oferta.

Por outro lado, essas equações foram selecionadas entre

muitas ajustadas e que, de modo geral, apresentaram problemas de autocorrelação serial, baixa significância dos parâmetros estimados e coeficiente de determinação completamente inexpressivos.

A literatura existente sobre o assunto no Brasil é relativamente escassa e não se tomou conhecimento de nenhum trabalho que tratasse da demanda por caroço de algodão. Com relação à oferta, constatou-se que a maioria dos trabalhos emprega a área plantada como variável dependente, obtendo geralmente melhores resultados do que com a produção como variável explicada. BRANDT (7), TOYAMA e PESCARIN (39) conseguiram valores semelhantes aos encontrados nesta pesquisa para ajustamentos, tendo a produção como variável dependente.

Muito provavelmente, o mecanismo de resposta a preço desse produto se adapte melhor a um esquema mais elaborado e isso não está implicando uma réplica negativa dos agricultores aos incentivos econômicos, pois os diversos modelos testados sugerem que a variável preço do produto é realmente importante na oferta do algodão.

Sistemas simultâneos de equações devem descrever mais apropriadamente tanto as relações de oferta quanto de demanda para o produto. O caráter duvidoso dos parâmetros obtidos a partir do modelo anterior impede que se tenha segurança nas estimativas das elasticidades, causando incertezas em quaisquer inferências tiradas a partir desses valores.

Por esses motivos, não foram feitas as estimativas em

dois estágios e nem o cálculo das elasticidades das funções.

4.4 — O Modelo da «Teia de Aranha»

4.4.1 — Amendoim

O modelo simultâneo para essa cultura apresentou os seguintes resultados em função do preço do produto, descontada a influência média das outras variáveis explicativas no comportamento do mercado:

$$\text{Demanda: } Z^1_m = 56,2078 - 0,0775 \overset{\Delta}{w}_1$$

$$\text{Oferta: } Y^1_m = 61,3899 + 0,7062 X_1$$

onde: Z^1_m = demanda modificada;

Y^1_m = oferta modificada;

X_1 = preço do amendoim no ano $t - 1$;

$\overset{\Delta}{w}_1$ = preço estimado do amendoim no ano t .

A comparação direta das declividades das curvas anteriores assinala grande instabilidade para o sistema em condições "coeteris paribus", pois percebe-se que, em valor absoluto, a oferta apresenta-se mais inclinada do que a demanda, em relação aos preços. Uma vez que δ (declividade da oferta) $>$ γ (declividade da demanda), a amplitude das variações dos preços tem a propensão de aumentar com

o passar do tempo, afastando-se cada vez mais do ponto de equilíbrio do mercado.

Essas equações, no entanto, não apresentam condições de comparação direta, porque foram ajustadas em grandezas distintas, tanto para quantidade quanto para preços. A equação da procura foi obtida com dados de quantidade produzida "per capita", ao passo que a oferta utilizou valores

totais de produção. Quanto aos preços, a função demanda empregou valores estimados no ajustamento concomitante das equações, enquanto a oferta continuou com os dados originais defasados. Como o modelo teórico foi desenvolvido para observações com a mesma grandeza em ambas as funções, tanto que se admite o consumo de toda produção pelo mercado no ano em questão, concluiu-se que o confronto direto dos valores absolutos das declividades não era representativo do fenômeno.

O mais significativo nesse caso é estabelecer um paralelo entre as elasticidades das funções, em substituição ao confronto das inclinações. SUITS e KOIZUMI (37) fizeram os ajustamentos em escala logarítmica, onde declividade e elasticidade se confundem sem maiores problemas na análise da estabilidade do sistema, em-

bora empregassem valores e relações funcionais distintas no estabelecimento das curvas.

As elasticidades encontradas foram respectivamente $-1,20$ e $0,82$ para procura e para oferta. Nessas circunstâncias, o mercado de amendoim apresenta-se com características oscilatórias amortecidas em torno do preço de equilíbrio.

Observa-se, com relação ao funcionamento do mercado para essa cultura, no decorrer do período analisado, que não têm ocorrido grandes flutuações nos preços reais do produto, o que vem confirmar em parte a condição básica de estabilidade do sistema.

4.4.2 — Soja

Os resultados para a soja, descontada a contribuição média das componentes explicativas do modelo, exceto o preço do produto, são:

$$\text{Demanda: } \log Z_m^2 = 17,2736 - 6,9915 \log \overset{\Delta}{w}_2$$

$$\text{Oferta: } \log Y_m^2 = -2,3969 + 1,2104 \log X_2$$

onde: $\log Z_m^2$ = logarítmo da demanda modificada;

$\log Y_m^2$ = logarítmo da oferta modificada;

$\log \overset{\Delta}{w}_2$ = logarítmo do preço estimado da soja no ano t ;

$\log X_2$ = logarítmo do preço da soja no ano $t - 1$.

Nesse caso, as declividades das curvas constituem as elasticidades das funções e pode-se afirmar que, como a procura apresenta-se em valor absoluto bem mais elástica que a oferta, tem-se um sistema com oscilações reduzidas de preços e quantidades, isto é, com o tempo, a amplitude das variações de preços decresce, convergindo para o ponto de equilíbrio do mercado.

O mercado de soja, nessas condições, apresenta-se estável.

4.5 — Limitações do Modelo da «Teia de Aranha»

Quanto aos princípios teóricos, o modelo da “teia de aranha” apresenta-se bastante consistente; entretanto, possui algumas limitações de ordem prática, que restringem seu emprego corrente.

Em primeiro lugar, é difícil imaginar, senão teoricamente, que variações de preços e quantidades possam aumentar indefinidamente, como seria o caso de um mercado instável. A exposição bastante simplista do sistema não admite outros fatores com influências paralelas às variáveis econômicas.

Assim é que nem todos os agricultores terão comportamento semelhante quanto aos pressupostos teóricos do mode-

lo. Se determinado grupo resolve agir em desacordo com a maioria, prevendo alterações nos preços da nova safra, as oscilações já não serão tão grandes.

Uma outra restrição do modelo é adotar uma “curva de vendas” perfeitamente inelástica, onde toda a produção é consumida sem a possibilidade da formação de estoques reguladores.

Todavia, essas limitações não invalidam a análise teórica da estrutura de mercado para produtos agrícolas, baseado num esquema tipo “teia de aranha”.

Se a condição de estabilidade do sistema estiver satisfeita, pode-se inferir acerca da adequação das políticas adotadas. Se, por outro lado, o modelo apresentar características explosiva, algumas atitudes devem ser tomadas a fim de minorar os efeitos prejudiciais dessas oscilações de preços e quantidades.

4.6 — Conclusões

As conclusões obtidas da pesquisa podem ser resumidas em:

4.6.1 — Amendoim:

a) o produto apresentou uma demanda preço-elástica e a

relação de oferta delineou-se relativamente inelástica a curto prazo, passando a elástica em prazo mais longo;

- b) analisando a evolução da elasticidade-preço, tanto para a oferta quanto para a demanda, verificaram-se diminuições gradativas nos valores encontrados com o decorrer do tempo. Para a oferta, as relações passaram a níveis inelásticos;
- c) o grau de urbanização influenciou numa relação direta o consumo de amendoim;
- d) o produto evidenciou relações de bem normal, quanto aos efeitos de variações na renda real por habitante;
- e) a banha e a soja mostraram-se sucedâneos no consumo da leguminosa;
- f) a produção defasada, a precipitação pluviométrica, a tendência e o preço do produto influenciaram diretamente a produção em níveis altamente significativos;
- g) a soja foi alternativa no cultivo de amendoim; e
- h) o custo da mão-de-obra manteve relações inversas no processo produtivo da

cultura, indicando que, quando se aumentam os salários agrícolas, a produção de amendoim tende a diminuir.

4.6.2 — Soja:

- a) a função demanda de soja apresentou valores elevados para a elasticidade-preço, acusando grande participação relativa do preço nas decisões para consumo. A oferta registrou valores elásticos tanto a curto como a longo prazo;
- b) o óleo procedente do caroço de algodão manteve relações substitutivas no consumo de soja;
- c) a urbanização, numa relação direta com o consumo, foi a variável de maior significância na procura de soja, possivelmente absorvendo parcela do efeito da renda "per capita", que não compareceu no modelo;
- d) a produção defasada foi a variável de explicação mais significativa na função oferta, seguida do preço do algodão e da tendência;
- e) o algodão atestou uma relação inversa com a produção de soja, na concorrência pelos fatores produtivos; e

f) a variável tendência, incluída no modelo para captar os efeitos sistemáticos de outras variáveis ausentes da regressão, assinalou relação direta com a oferta de soja.

4.6.3 — Algodão:

Os resultados obtidos para o algodão foram apresentados no texto, a partir dos quadros mínimos comuns, apesar da pouca confiança em relação aos parâmetros estimados.

O modelo elaborado foi considerado muito simples na descrição do mercado para essa malvacea e foi proposto no texto original, a título de sugestão para novas pesquisas, o ajustamento concomitante de

várias funções abrangendo os mercados de fibra, óleo e torta.

Quanto à análise do mercado à luz do modelo da "teia de aranha", para a soja e o amendoim, concluiu-se, uma vez verificada a condição básica de estabilidade do sistema, que o mercado para os dois produtos pode ser considerado estável.

Finalmente, deve-se ressaltar que a principal limitação da pesquisa refere-se ao uso de dados de consumo pouco adequados, devido à não disponibilidade de outras informações mais representativas. O fato de se admitir que a quantidade consumida corresponde à produção do Estado, pode levar a estimativas viesadas dos parâmetros da regressão.

SUPPLY AND DEMAND ANALYSIS OF OIL SEED CROPS IN THE STATE OF SÃO PAULO

SUMMARY

The principal objective of this study was to estimate demand and supply functions for peanuts, soybeans, and cotton in São Paulo for the period 1949-69. Two separate econometric techniques were used to estimate the functions: ordinary least squares and two stage least squares. Because of the simultaneity of supply and demand and resulting identification problem, two stage least squares is an efficient estimator while ordinary least squares is not. One objective of this study is to compare the estimates derived from the two procedures.

A Nerlovian model was specified for supply and the stability of the resulting Cobweb model was examined.

With the exception of cotton whose market structure is more complex than the simple model postulated here, the results were in accord with theoretical expectations.

The elasticity of demand for peanuts was price inelastic while the supply elasticity was relatively inelastic in the short run but elastic in the long run. Both the soybean and peanut models were stable according to the Cobweb Model.

LITERATURA CITADA

1. ALLEN, R. G. D. Análise matemática para economistas. Trad. Maria Emília Melo e Cunha e Renato Rocha. Rio de Janeiro, Fundo de Cultura, 1965. 2v.
2. AYER, H. W. The costs, returns and effects of agricultural research in a developing country: the case of cotton seed research in São Paulo, Brazil. Lafayette, Purdue Univ., 1970. p.16 (Tese de Ph. D. não publicada)
3. BASMANN, R. L. Letter to the editor. *Econometrica*, 30 (4): 824-826, oct. 1962.
4. BILAS, Richard A. Teoria microeconômica: uma análise gráfica. Trad. Paulo Neuhaus e Helio O. P. de Castro. 2.^a ed. Rio de Janeiro, Fundo de Cultura, 1972. 404p.
5. BRANDT, Sergio A. Estimativas de oferta de produtos agrícolas no Estado de São Paulo. Anais da IV Reunião da Sociedade Brasileira de Economistas Rurais, 1966. p.323-348.
6. BRANDT, Sergio A. et alii. Relações estruturais da oferta de algodão no Estado de São Paulo. *Agricultura em São Paulo*, 11 (8/12): 55-64, ago./dez. 1964.
7. ————. Relações área-preço de algodão no Estado de São Paulo. *Agricultura em São Paulo*, 12 (1/2):31-38, jan./fev. 1965.
8. CHIANG, A. C. Fundamental methods of mathematical economics. New York, McGraw-Hill, 1967. 690p.
9. DIAS, Rubens A. Construção de índices econômicos para a agricultura. *Agricultura em São Paulo*, 12 (1/2):39-53, jan./fev. 1965.
10. DRAPER, N. R. & SMITH, H. Applied regression analysis. New York, John Wiley, 1966. 407p.
11. DURBIN, J. Testing for serial correlation in least squares regression when some of the regressors are lagged dependent variables. *Econometrica*, 38 (3):410-421, maio 1970.
12. DURBIN, J. & WATSON, G. S. Testing for serial correlation in least squares regression (I e II). *Biometrics*, 37/38: 409-428 e 159-178, 1950 e 1951.

13. FISHER, F. M. The identification problem in econometrics. New York, McGraw-Hill, 1966. 203p.
14. FOOTE, R. J. A comparison of single and simultaneous equation techniques. Jour. Farm Econ., 37 (5):975-990, dec. 1955.
15. FUNDAÇÃO GETULIO VARGAS, Rio de Janeiro. 25 anos de economia brasileira: estatísticas básicas. Conj. Econ., 26 (11):1-48, nov. 1972.
16. ————. A economia brasileira. Conj. Econ., 26 (2):1-216, fev. 1972.
17. ————. Contas nacionais do Brasil: atualização. Conj. Econ., 25 (9):1-156, set. 1971.
18. HABIBAGAH, H. & PRATSCHKE, J. L. A comparison of the power of the Von Neumann ratio, Durbin-Watson and Geary tests. Rev. of Econ. & Sta., 54 (2):179-185, maio 1972.
19. HOEL, Paul G. Estatística elementar. 2.^a ed. Rio de Janeiro, Fundo de Cultura, 1968. 311p.
20. HOFFMANN, Rodolfo. Análise de variação de quantidade produzida e do preço do milho no Estado de São Paulo de acordo com o «teorema da Teia de Aranha». (Separata da Revista O SOLO, n.º 2, vo. 60, 1968)
21. HOUCK, J. P. & MANN, J. S. An analysis of domestic and foreign demand for U. S. soybeans and soybean products. Minnesota, Minneapolis, Univ. of Minnesota, Agr. Exp. Sta., 1968. 59p. (Technical Bull, 256)
22. INSTITUTO DE ECONOMIA AGRÍCOLA, São Paulo. Desenvolvimento da agricultura paulista. São Paulo, 1972. 319p.
23. ————. Prognóstico: ano agrícola 1972/73. São Paulo, 1972.
24. INSTITUTO DE PLANEJAMENTO ECONOMICO E SOCIAL, Rio de Janeiro. Variações climáticas e flutuações da oferta agrícola no Centro-Sul do Brasil. Rio de Janeiro, 1972. v.1 419p. (Relatório de Pesquisa, v.1)
25. JOHNSTON, J. Econometric methods. 2nd ed. New York, McGraw-Hill, 1972. 437p.
26. JUNQUEIRA, Pérsio de C. Demand analysis for selected agricultural products in the State of São Paulo. Columbus, Ohio State Univ., 1964 174p. (Tese de M.S.)
27. KLEIN, L. R. An introduction to econometrics. Englewood Cliffs, N. J., Prentice-Hall, 1962. 280p.
28. KMENTA, J. Elements of econometrics. New York, MacMillan, 1971. 655p.
29. LANGE, Oskar. Introdução à econometria. 2.^a ed. Rio de Janeiro, Fundo de Cultura, 1967. 370p.

30. NERLOVE, M. Distributed lags and estimation of long run supply and demand elasticities: theoretical considerations. *Jour. Farm Econ.*, **40** (2):301-311, maio 1958.
31. ————. Estimates of the elasticities of supply of selected agricultural commodities. *Jour. Farm Econ.*, **38** (2):496-509, maio 1956.
32. ————. Distributed lags and demand analysis for agricultural and other commodities. Washington, D. C. USDA, 1958. 121p.
33. NERLOVE, M. & ADDISON, W. Estimativa estatística das elasticidades de oferta e demanda a longo prazo. Piracicaba, ESALQ, USP, 1973. 35p.
34. PASTORE, A. C. A resposta da produção agrícola aos preços no Brasil. São Paulo, USP, Fac. de Cicnc. Econ. e Adm., 1968. 243p. (Boletim 55, Cadeira III)
35. ————. A oferta de produtos agrícolas. *Estudos Econ.*, **1** (3):35-69, 1971.
36. SENDIN, Paulo V. Elaboração de um índice de salários rurais para o Estado de São Paulo. *Agricultura em São Paulo*, **19** (II):167-190, 1972.
37. SUITS, D. B. & KOIZUMI, S. The dynamics of the onion market. *Jour. Farm Econ.*, **38** (2):475-484, maio 1956.
38. TOMEK, W. G. R^2 in TSLS and GLS estimations. *Am. Jour. of Agr. Econ.*, **55** (4):670, 1973.
39. TOYAMA, K. & PESCARIN, R. M. Projeção da oferta agrícola do Estado de São Paulo. *Agricultura em São Paulo*, **17** (9/10):1,97, set./out. 1970.
40. WALTERS, A. A. An introduction to econometrics. New York, W. W. Norton, 1970. 377p.
41. WONNACOTT, R. J. & WONNACOTT, T. H. Econometrics. New York, John Wiley, 1970. 445p.