

UMA CONTRIBUIÇÃO AO ESTUDO DA RESPOSTA DE ÁREA AOS ESTÍMULOS DE PREÇOS DE
AMENDOIM, ARROZ, FEIJÃO, MILHO E SOJA NO ESTADO DE SÃO PAULO

Fernando Antônio de Almeida Séver⁽¹⁾
Alceu de Arruda Veiga Filho

1 - INTRODUÇÃO

A pesquisa empírica, na área da economia, tem sido feita objetivando atingir vários propósitos: 1) testar a validade teórica de conceitos econômicos, elaborados com base na lógica, através de construções de modelos simplificadores da realidade; 2) subsidiar políticas econômicas para determinada região ou para todo o País; e 3) explicar o funcionamento dos mecanismos de mercados específicos. Como consequência destas proposições está a possibilidade de elevar o nível de conhecimento que a pesquisa empírica proporciona, através da regularidade com que é realizada, isto é, a interação do binômio modelo-dados poderia ser cada vez mais apropriada em virtude das modificações que se poderiam introduzir nele, visando a uma melhor adequação aos fenômenos estudados.

É evidente que a pesquisa empírica deve, necessariamente, ter como base a teoria e que uma não subsiste sem a outra WAUGH (13).

Aceitando isto como fato, deve-se, antes de mais nada, conceituar o objetivo do presente trabalho que é o de analisar a resposta da oferta de produtos agrícolas em termos de área cultivada e provocar alguma discussão sobre as possíveis restrições inerentes a esse tipo de análise.

Como demonstrou COCHRANE (3), existem diferenças entre os termos relação de oferta e relação de resposta. Entende-se o primeiro como a variação da quantidade ofertada em função da variação nos preços do produto relativamente aos preços de outros produtos, sendo dadas como constantes todas as outras condições de influência, tais como, por exemplo, as condições tecnológicas; o segundo é definido como sendo a variação na quantidade ofer

(1) Técnicos do Instituto de Economia Agrícola da Secretaria da Agricultura. Os autores agradecem a Iby Arvatti Pedrosa e Alberto Veiga pelas sugestões e críticas apresentadas.

tada em função do preço do produto, variando as demais condições que possam influir na resposta. Tendo em vista tais definições, percebe-se como é difícil formalizar um modelo para estudar a oferta, sem que as simplificações decorrentes da própria estrutura do mesmo não conduzam a conclusões fortemente viesadas, levando-se em conta as considerações a respeito da fixidez dos recursos a curto prazo e mesmo da constância tecnológica. Na verdade, um modelo que assumisse variação em todos esses elementos, teria uma possibilidade maior de permitir conclusões e esclarecer o comportamento da oferta, ou mais propriamente, da "resposta da oferta", sendo esta última alternativa a que se procurou adotar no presente trabalho.

Convém mencionar, contudo, que o modelo desenvolvido nessa linha da pesquisa empírica poderia também ser questionado dentro da própria teoria que o inspira, isso porque esta vale-se de certas hipóteses que poderiam não encontrar correspondência na realidade sócio-econômica de qualquer sistema. Assim, a hipótese da racionalidade do produtor agrícola implica na premissa de maximização de lucros, o que nem sempre se compatibiliza com a possibilidade do produtor estar condicionado pelo quadro institucional em que vive, e que pode envolver sua disposição em mudar seu comportamento. Por exemplo, muitas decisões, que envolvem alternativas de processos tecnológicos, podem nunca ser tomadas, em virtude de tais condicionantes, frequentemente agrupados sob a expressão "mentalidade do agricultor". Assim, a hipótese da racionalidade do produtor pode, evidentemente, influenciar as conclusões de qualquer estudo.

Os produtos, objeto desta análise, são amendoim, arroz, feijão, milho e soja. Tais culturas têm sua participação percentual sobre o valor da produção total do Estado de São Paulo conforme se observa no quadro 1, se situado em torno de 18%.

A participação percentual destes produtos, quando calculada sobre o valor da produção dos produtos vegetais (sem café), se situa em torno de 38%, o que evidencia a importância relativa de tais produtos.

É evidente o acréscimo proporcional da rizicultura a partir de 1971/72, chegando a representar quase 6% da produção total, no ano 1974/75, sendo também bastante expressiva a participação da soja que, no ano 1970/71, representava apenas 0,63% do total e, em 1974/75, chega a situar-se em torno dos 4%.

A evolução que se observa, ao longo do tempo, nessas culturas e o potencial apresentado, principalmente pela soja tanto para exportação

como para matéria-prima industrial, justificam plenamente o estudo em pauta.

QUADRO 1. - Participação Percentual do Valor da Produção de Amendoim, Arroz, Feijão, Milho e Soja Sobre o Valor Total da Produção de 26 Produtos da Agricultura, Estado de São Paulo, 1970/71 à 1974/75

Produto	Ano agrícola				
	1970/71	1971/72	1972/73	1973/74	1974/75
Amendoim	4,86	2,72	2,04	1,53	1,89
Arroz	3,02	4,59	3,29	3,91	5,65
Feijão	1,66	1,33	2,80	1,56	1,48
Milho	8,20	7,33	7,48	6,89	6,20
Soja	0,62	1,18	2,04	2,86	3,79
Total	18,36	17,15	17,65	17,75	19,01

Fonte: Instituto de Economia Agrícola.

2 - REVISÃO DE LITERATURA

BRANDT (1), 1966, apresentou estimativas de oferta de produtos agrícolas para o Estado de São Paulo, pesquisa esta realizada com a colaboração de diversos membros da equipe da antiga Divisão de Economia Rural. O estudo abrangeu os seguintes produtos: algodão, amendoim, mamona, milho, arroz e batata no período 1948 a 1963, utilizando dados das séries da própria Divisão, sendo escolhida a quantidade produzida como variável dependente. Os preços utilizados correspondem a médias anuais corrigidas pelo índice de preços pagos aos agricultores, tendo como base o período 1948/52. A forma funcional escolhida para a estimativa da função empírica foi uma equação linear nos logaritmos. Apresenta, além dos modelos, as elasticidades a curto (E_p) e a longo prazo (E_p^*), as elasticidades de ajustamento (b), os coeficientes de determinação (R^2_p), e as estatísticas de Durbin-Watson (DW).

Para o amendoim, a equação estimada foi:

$$\log \hat{Y}_t = - 1,902 + \frac{1,534}{(5,745)} \log X_1 + \frac{0,550}{(4,297)} \log Y_{t-1} - \frac{0,694}{(2,189)} \log X_2 + \\ + \frac{0,235}{(2,773)} \log X_3$$

$$R^2 = 0,94 \quad E_p^* = 3,40$$

$$E_p = 1,53 \quad DW = 1,860 \quad b = 0,45$$

sendo, \hat{Y}_t = estimativa da produção de amendoim em casca;

X_1 = preço pago aos produtores de amendoim no ano t-1;

X_2 = preço pago aos produtores de algodão no ano t-1;

X_3 = tendência (1948 = 1). Os valores de "t" encontram-se entre parêntese.

Para o arroz, a equação estimada foi:

$$\log \hat{Y}_t = - 0,446 + \frac{0,623}{(2,845)} \log X_1 + \frac{0,850}{(2,724)} \log Y_{t-1} - \frac{0,395}{(1,787)} \log X_2 - \\ - \frac{0,052}{(0,963)} \log X_3$$

$$R^2 = 0,53 \quad E_p^* = 4,10$$

$$E_p = 0,62 \quad DW = 2,195 \quad b = 0,15$$

sendo, \hat{Y}_t = estimativa da produção em arroz em casca;

X_1 = preços pagos aos produtores de arroz no ano t-1;

X_2 = preços pagos aos produtores de milho no ano t-1;

X_3 = tendência (1949 = 1).

Para o milho a equação estimada foi:

$$\log \hat{Y}_t = 0,696 + \frac{0,446}{(2,186)} \log X_1 + \frac{0,825}{(3,802)} \log Y_{t-1} + \frac{0,119}{(1,803)} \log X_3$$

$$R^2 = 0,78 \quad E^*_p = 2,55$$

$$E_p = 0,45 \quad DW = 2,346 \quad b = 0,18$$

sendo, \hat{Y}_t = estimativa da produção de milho;

X_1 = preço pago aos produtores de milho no ano t-1;

X_3 = tendência (1949 = 1)

O autor conclui que os produtores agrícolas respondem às variações nos preços reais, dentro das hipóteses que condicionam o modelo, e verifica que para o arroz e milho as ofertas de curto prazo são relativamente inelásticas, sugerindo que as causas poderiam ser a escassez relativa dos fatores de produção e, provavelmente, a instabilidade de preços. Conclui, também, pela existência de substitutibilidade entre algodão e milho, amendoim e algodão, arroz e milho, além da existência de relações de complementariedade entre mamona e algodão. Finalmente, ressalta, da análise feita, a possibilidade, além de outras, de considerar "tanto os efeitos cruzados de competição inter-cultural como os efeitos a longo prazo, em contraste com os efeitos a curto prazo, de mudanças planejadas nos níveis de preços garantidos".

PASTORE (9), 1973, apresentou trabalho sobre oferta agrícola no Brasil, utilizando, nas estimativas para o Estado de São Paulo, dados publicados pelo Instituto de Economia Agrícola sobre produção, área cultivada e preços pagos aos agricultores deflacionados pelo índice geral de preços pagos aos agricultores. As funções foram estimadas para o período 1949-66 nas especificações aritméticas e logarítmicas, sendo que somente as especificações aritméticas foram mostradas.

Para o amendoim, foi apresentado o seguinte resultado:

$$\hat{Y}_t = -92,10 + \frac{1,142}{(2,346)} P_{t-1} + \frac{0,542}{(3,503)} Y_{t-1} + \frac{10,337}{(2,826)} T$$

$$R^2 = 0,913 \quad E_p = 0,47$$

$$DW = 2,067 \quad E_p^* = 1,02 \quad b = 0,46$$

sendo, \hat{Y}_t = estimativa da área cultivada com amendoim em casca;

P_{t-1} = preços pagos aos produtores de amendoim no período t-1; e

T = tendência

Para o arroz, foram apresentados vários resultados, sendo aqui reproduzida a função com o milho como produto alternativo:

$$\hat{Y}_t = 135,861 + \frac{3,231}{(3,403)} P_{t-1} + \frac{3,236}{(1,812)} p^a_{t-1} + \frac{0,690}{(4,741)} Y_{t-1}$$

$$R^2 = 0,719 \quad E_p = 0,61$$

$$DW = 1,710 \quad E_p^* = 1,96 \quad b = 0,31$$

sendo, \hat{Y}_t = estimativa da área cultivada com arroz em casca;

P_{t-1} = preço pago aos produtores de arroz no período t-1; e

p^a_{t-1} = preço pago aos produtores de milho no período t-1.

Para o feijão, afirmou-se que a inclusão da variável tendência aumentava o poder explicativo da função, embora reduzisse ligeiramente a significância dos preços devido a remoção da parcela da correlação entre Y_t e P_{t-1} derivada de certa tendência nas duas séries. A função estimada foi:

$$\hat{Y}_t = 111,259 + \frac{0,793}{(3,652)} P_{t-1} + \frac{0,035}{(0,177)} Y_{t-1} + \frac{7,183}{(2,335)} T$$

$$R^2 = 0,770 \quad E_p = 0,37$$

$$DW = 2,522 \quad E_p^* = 0,37 \quad b = 1$$

sendo, \hat{Y}_t = estimativa da área cultivada com feijão;

P_{t-1} = preço pago aos produtores de feijão no período t-1; e

T = tendência

Para a soja, a função estimada foi:

$$\hat{Y}_t = - 120,670 + \frac{1,217}{(2,013)} P_{t-1} + \frac{0,827}{(2,564)} Y_{t-1} + \frac{1,803}{(1,365)} T$$

$$R^2 = 0,712 \quad E_p = 2,63$$

$$DW = 1,177 \quad E_p^* = 15,47 \quad b = 0,17$$

Não foi possível, para milho, obter resultados significantes.

Nesse trabalho, o autor procurou dividir o Brasil em três regiões, considerando o Estado de São Paulo como uma delas. A justificativa apresentada para essa particularização foi a melhor qualidade dos dados. Foram estimadas, também, funções de oferta para 10 produtos individuais, que atingiram, no período considerado, acima de 70% do valor da produção do País. Vários modelos foram discutidos teoricamente pelo autor, que apresentou ainda análise da auto-correlação nos resíduos, propondo algumas soluções.

Como conclusões da pesquisa realizada inferiu-se que a hipótese de irracionalidade dos agricultores pode ser rejeitada, uma vez que dentro das especificações adotadas existe resposta às variações nos preços pagos e que, em virtude disso, seria necessário, para um perfeito entendimento do setor, a adoção de pesquisas voltadas basicamente para análise "da eficiência da alocação de recursos, pesquisas sobre taxas de retorno sobre os investimentos tecnicamente mais eficientes, estimação da demanda dos fatores de produção mais modernos", análises sobre o aparecimento de economias externas na agricultura, face ao desenvolvimento industrial, além de análises custos/benefícios em pesquisa. Salienta, ainda, nessa linha de conclusões, a importância da obtenção de dados de melhor qualidade, o que permitiria uma manipulação mais eficiente da política econômica.

De outro lado, apresentaram-se as restrições metodológicas inerentes aos modelos utilizados, salientando os cuidados que o pesquisador de

ve tomar quando da existência de correlação serial e de erros nas variáveis.

TOYAMA e PESCARIN (12), 1970, apresentaram projeções de oferta, até o ano de 1976, estimadas para 18 produtos agrícolas do Estado de São Paulo, utilizando dados do Instituto de Economia Agrícola para o período 1948-68. deflacionando os preços pelo índice C dos fatores de produção, calculado pela Seção de Informações de Mercado do IEA. O método usado para a estimativa das equações foi o dos mínimos quadrados com dois modelos distintos: um com especificação aritmética e outro logarítmico, sendo as variáveis dependentes em ambos os modelos, a produção e a área plantada.

Para o amendoim, a equação estimada foi:

$$\log \hat{A}_t = 1,0133 + \frac{0,6501}{(0,2965)} \log X_4 + \frac{0,2581}{(9,2467)} \log X_6 - \frac{0,0722}{(0,1562)} \log X_8 - \\ - \frac{0,6851}{(0,4029)} \log X_{10} + \frac{0,5507}{(0,1885)} \log X_{13}$$

$$R^2 = 0,8974 \quad E^*_p = 1,4469 \quad b = 0,4493$$

$$E_p = 0,6501 \quad DW = 1,5641 \quad E_c = 0,651$$

sendo, \hat{A}_t = estimativa da área plantada de amendoim no Estado de São Paulo, expressa em 1000ha, no ano t;

X_e = preço deflacionado do amendoim no ano t-1;

X_6 = tendência;

X_8 = salário mínimo deflacionado, no ano t-1;

X_{10} = preço deflacionado de algodão, no ano t-1;

X_{16} = área plantada de amendoim, no ano t-1.

Os valores apresentados entre parêntese são os erros-padrão.

Para o arroz, a equação estimada foi:

$$\log \hat{A}_t = 1,3695 + \frac{0,4246}{(0,1419)} \log X_3 - \frac{0,1625}{(0,1651)} \log X_6 + \frac{0,1988}{(0,1455)} \log X_8 - \\ - \frac{0,3194}{(0,2343)} \log X_9 + \frac{0,3809}{(0,2435)} \log X_{14}$$

$$R^2 = 0,7734 \quad E_p^* = 0,6869 \quad b = 0,6181$$

$$E_p = 0,4246 \quad DW = 2,0451 \quad E_c = 0,3194$$

sendo, \hat{A}_t = estimativa da área plantada de arroz no Estado de São Paulo, em 1.000ha no ano t;

X_3 = preço deflacionado de arroz no ano t-1;

X_6 = salário mínimo deflacionado no ano t-1;

X_8 = tendência

X_9 = preço deflacionado do milho no ano t-1;

X_{14} = área plantada no ano t-1.

Para o feijão, a equação estimada foi:

$$\log \hat{A}_t = 1,4504 + 0,3133 \log X_4 + 0,1618 \log X_8 + 0,2810 X_{11}$$

(0,1489) (0,1207) (0,2383)

$$R^2 = 0,6173 \quad E_p^* = 0,4357$$

$$E_p = 0,3133 \quad DW = 1,9473 \quad b = 0,7190$$

sendo, \hat{A}_t = estimativa da área plantada de feijão no Estado de São Paulo, em 1.000ha no ano t;

X_4 = preço deflacionado do feijão no ano t-1;

X_6 = tendência;

X_{11} = área plantada de feijão no ano t-1.

Para o milho, a equação estimada foi:

$$\log \hat{A}_t = 2,5195 + 0,0286 \log X_4 + 0,3427 \log X_6 + 0,1426 \log X_{10} +$$

(0,2037) (0,0960) (0,1195)

$$+ 0,0411 \log X_{14}$$

(0,2722)

$$R^2 = 0,7510 \quad E_p^* = 0,298$$

$$E_p = 0,0286 \quad DW = 2,0926 \quad b = 0,9589$$

sendo, \hat{A}_t = estimativa da área plantada de milho no Estado de São Paulo, em 1.000ha no ano t;

X_4 = preço deflacionado do milho no ano t-1;

X_6 = tendência;

X_{10} = preço deflacionado do arroz no ano t-1;

X_{14} = área plantada no ano t-1.

Para a soja, a equação estimada foi:

$$\log \hat{A}_t = 2,5558 - 4,0403 \log X_4 + 0,2836 \log X_8 + 0,6209 \log X_{13}$$

(2,3531) (0,6879) (0,3366)

$$R^2 = 0,6943 \quad DW = 2,6479 \quad b = 0,3791$$

sendo, \hat{A}_t = estimativa da área plantada de soja, no Estado de São Paulo, em 1.000ha no ano t;

X_4 = preço deflacionado da soja no ano t-1;

X_8 = tendência;

X_{13} = área plantada de soja no ano t-1.

Segundo os autores, amendoim, arroz, feijão, soja e milho (produtos selecionados para revisão neste trabalho) são os produtos em que a variável preço defasada comparece com importância evidenciada. No caso da soja, onde o sinal de coeficiente apresenta-se negativo, concluem os autores que a sua elasticidade-preço tem significado, acentuando que isso não demonstra irracionalidade dos agricultores e sim que, mesmo com preços decrescentes, vale a pena aumentar a produção. Salientam que as elasticidades a curto prazo são relativamente pequenas devido provavelmente à inelasticidade da oferta de fatores e, finalmente, admitem possibilidades práticas de aplicação dos resultados de uma pesquisa desse tipo, tomando-a como base pa

ra uma eventual política de preços.

PEDROSO e SEVER (10) 1974, usando modelos de equações simultâneas e de equações simples, procuraram estimar a estrutura da oferta das principais oleaginosas para o Estado de São Paulo, projetando as ofertas de algodão, soja, amendoim e mamona para 1980. Projetaram também as demandas de óleos de milho, soja, algodão e amendoim para 1980. Os dados foram fornecidos pelo Instituto de Economia Agrícola com observações anuais de 1948/63.

Para o amendoim, a equação final estimada foi:

$$\log AM_t = 0,5773 + \frac{0,7596}{(4,5217)} \log AM_{t-1} + \frac{0,4079}{(1,3427)} \log PAM_{t-1} - \frac{0,3014}{(1,1140)} \log \widehat{AA}_t - \\ - \frac{0,2392}{(0,8651)} \log \widehat{AMA}_t - \frac{0,0687}{(1,1388)} \widehat{AS}_t + \frac{0,1944}{(1,2669)} \log T$$

$$R^2 = 0,8202 \quad E_p = 0,4079$$

$$DW = 1,778 \quad E^*_p = 1,6968$$

Para soja, a equação final estimada foi:

$$\log AS = -3,2561 + \frac{0,9257}{(8,3440)} \log AS_{t-1} + \frac{0,7944}{(0,6396)} \log PS_{t-1} + \frac{0,2909}{(0,5680)} \log \widehat{AA}_t + \\ + \frac{0,0045}{(0,0130)} \log \widehat{AM}_t + \frac{0,0071}{(0,0139)} \log \widehat{AMA}_t + \frac{0,4010}{(1,3983)} \log t$$

$$R^2 = 0,9416 \quad E_p = 0,7944$$

$$DW = 1,447 \quad E^*_p = 10,6918$$

Para o amendoim, o modelo simples estimado foi:

$$\log AM = 2,1209 + \frac{0,5887}{(4,7928)} \log AM_{t-1} + \frac{0,6774}{(2,5601)} \log PM_{t-1} - \frac{1,0193}{(2,8463)} \log PA_{t-1} + \\ + \frac{0,0727}{(0,8211)} \log T$$

$$R^2 = 0,8581 \quad E_p = 0,6774 \quad DW = 1,4698$$

Para a soja, o modelo simples estimado foi:

$$\begin{aligned} \log AS = & - 3,0844 + 0,7924 \log AS_{t-1} + 0,6137 \log PS_{t-1} + 0,4460 \log PMi_{t-1} \\ & (7,9375) \qquad (0,6692) \qquad (0,9153) \\ & + 0,1853 \log D + 0,2653 \log T \\ & (2,5185) \qquad (1,5907) \end{aligned}$$

$$R^2 = 0,9560 \quad E_p = 0,6137 \quad DW = 1,4568$$

sendo, 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 Cr\$ de 1971 por tonelada;

PM_{t-1} = preço do amendoim no tempo t-1 em Cr\$ de 1971 por tonelada;

PS_{t-1} = preço da soja no tempo t-1 em Cr\$ de 1971 por tonelada;

PMi_{t-1} = preço do milho no tempo t-1 em Cr\$ de 1971 por tonelada;

D = "DUMMY" para o período antes de 1964/65 e depois de 1964/65; e

T = tendência.

Os autores concluem que os determinantes mais ponderáveis da produção são os preços dos próprios produtos e a área, defasados de um período. A especificação logarítmica foi a que apresentou melhores resultados, sendo mais consistente estatisticamente no que diz respeito ao nível de significância e à magnitude do sinal. Ressaltam, também, a competição em área do algodão em relação ao amendoim e alertam quanto à interferência de fatores climáticos no comportamento da produção.

CARMO (2) 1974, apresenta vasta revisão de literatura sobre oferta e demanda de oleaginosas no Estado de São Paulo, no período 1949-69,

bem como modelos uniequacionais e simultâneos para amendoim, algodão e soja. Apresenta, também, o modelo da "teia de aranha" para amendoim e soja. Sua análise abrange o período 1949/69.

A equação de oferta estimada para amendoim foi:

$$Y_t^1 = 129,4002 + 0,4401 \frac{Y_{t-1}^1}{(3,0446)} + 0,7062 \frac{X_1}{(4,3771)} - 0,9871 \frac{X_2}{(2,2088)} - 50,2622 \frac{X_6}{(1,8912)} + 0,1656 \frac{X_{11}}{(3,4432)} + 11,7581 \frac{X_{17}}{(2,6409)}$$

$$R^2 = 0,97 \quad E_p = 0,82$$

$$DW = 1,94 \quad E_p^* = 1,47$$

Para a soja, a equação estimada foi:

$$\log Y_t^2 = 2,3964 + 0,5763 \frac{\log Y_{t-1}^2}{(3,4175)} + 1,2104 \frac{\log X_2}{(0,8107)} - 1,9577 \frac{\log X_3}{(1,9641)} + 0,4389 \frac{\log X_{17}}{(2,0526)}$$

$$R^2 = 0,89 \quad E_p = 1,21$$

$$DW = 1,38 \quad E_p^* = 2,86$$

sendo, Y_t^1 = produção de amendoim em 1.000 toneladas, ano t;

Y_t^2 = produção de soja em 1.000 toneladas, ano t;

X_1 = preço real do amendoim em cruzeiros de 1969/t, ano t-1;

X_2 = preço real de soja em cruzeiros de 1969/t, ano t-1;

X_3 = preço real do algodão em cruzeiros de 1969/dia, ano t;

X_6 = salário agrícola em cruzeiros de 1969/dia, ano t;

X_{11} = total de chuvas em mm para cultura de amendoim; e

X_{17} = tendência expressa em anos.

Problemas referentes à multicolinearidade e auto-correlação nos resíduos não se evidenciaram com muita gravidade, segundo o autor, havendo significância na maioria dos parâmetros. A análise da evolução da elasticidade-preço para o amendoim conclui relações inelásticas para a oferta, sendo que a soja apresentou valores elásticos tanto a curto como a longo prazo. Conclui ainda que o modelo da "teia de aranha" usado para analisar a estabilidade do sistema, atesta a condição de estabilidade para soja e amendoim, observando ainda, que o método dos quadrados mínimos substituiu a maior parte dos parâmetros das equações ajustadas.

3 - METODOLOGIA

3.1 - Material

Os dados utilizados neste trabalho são as séries de área e preço para amendoim, arroz, feijão, milho e soja elaboradas pelo Instituto de Economia Agrícola, abrangendo o período 1949/75. Tais séries podem ser encontradas no quadro 1.

As variáveis utilizadas foram:

a) área

Foram utilizados dados anuais de área cultivada. A fidedignidade de tais observações, colhida por amostra aleatória, é atestada pelos baixos erros de amostragem que, nos últimos anos, têm girado em torno de 9%, segundo CARMO (2).

A unidade utilizada foi mil hectares, sendo essa a variável dependente na equação de regressão;

b) preços

Foram empregadas médias anuais de preços correntes ao nível de produtor. Embora não sejam obtidas por amostragem aleatória, as informações apresentam-se bastante exatas, pois a rede de informantes que as fornece é suficiente, cobrindo todo o Estado de São Paulo. Os preços médios do Estado são obtidos pela ponderação dos preços regionais com a produção de cada região, segundo CARMO (2).

Os preços reais são expressos em cruzeiros de 1971 e obtidos

através do Índice "2" da Conjuntura Econômica, Fundação Getúlio Vargas, tendo como base o período 1965/67;

c) tendência

Os valores da tendência foram expressos em anos, sendo que o valor 1 corresponde ao primeiro ano da série.

A finalidade da utilização dessa variável foi no sentido de medir os efeitos provenientes de outros fatores que possam influir na área e que não foram explicados nas equações, como progresso tecnológico, etc; e

d) "dummy"

No caso da soja, o uso da "dummy" é para verificar alterações no comportamento das séries de área. O valor dessa "dummy" foi 0 para os anos anteriores a 1964 e 1 para os anos a partir de 1964. Com a finalidade de medir a mudança da declividade da equação, foi utilizada também essa "dummy" multiplicada pelo preço.

Definição das variáveis:

AAM = área plantada de amendoim, em 1.000 ha, ano t;

AAMI = área plantada de amendoim, em 1.000 ha, ano t-1;

ARR = área plantada de arroz, em 1.000 ha, ano t;

ARR1 = área plantada de arroz, em 1.000 ha, ano t-1;

AFE = área plantada de feijão, em 1.000 ha, ano t;

AFE1 = área plantada de feijão, em 1.000 ha, ano t-1;

AMI = área plantada de milho, em 1.000 ha, ano t;

AMI1 = área plantada de milho, em 1.000 ha, ano t-1;

AS = área plantada de soja, em 1.000 ha, ano t;

AS1 = área plantada de soja, em 1.000 ha, ano t-1;

PA = preço real do amendoim, em Cr\$ de 1971, por t, ano t-1;

PARR = preço real do arroz, em Cr\$ de 1971, por t, ano t-1;

PFE = preço real do feijão, em Cr\$ de 1971, por t, ano t-1;

PM1 = preço real do milho, em Cr\$ de 1971, por t, ano t-1;

PS = preço real da soja, em Cr\$ de 1971, por t, ano t-1;

PALG = preço real do algodão em Cr\$ de 1971, por t, ano t-1;

T = tendência, expressa em anos;

D = "dummy" para soja: 0 = período anterior 1964 e 1 = período a partir de 1964; e

PxD = preço real da soja vezes D.

3.2 - Método

O modelo econométrico usado supõe que a oferta de equilíbrio no longo prazo é uma função linear do preço defasado no período $t-1$, e de outras variáveis, e que pode ser expressa pela seguinte equação:

$$Y^*_t = a_0 + a_1 P_{t-1} + \dots + e_t \quad (1)$$

onde Y^*_t é a quantidade, em área, da oferta de equilíbrio no longo prazo e e_t é uma componente de erro aleatório.

Essa equação exprime uma relação de comportamento, pois Y^*_t é a quantidade "desejada" no longo prazo e que não pode ser quantificada, visto não existirem informações sobre ela, uma vez que os preços não permanecem constantes ao longo do tempo para se efetivar o equilíbrio desejado. Supondo, todavia, que a quantidade efetivamente alcançada pode ser expressa por uma fração da quantidade desejada, teremos a equação:

$$Y_t - Y_{t-1} = \beta (Y^*_t - Y_{t-1}) \quad (2)$$

cuja fração é expressa pelo parâmetro β que, na forma aritmética, determina o coeficiente de ajustamento e, na forma logarítmica, determina a elasticidade de ajustamento, sempre variando entre 0 e 1.

Substituindo (1) em (2) fica-se com:

$$Y_t - Y_{t-1} = \beta \left[(a_0 + a_1 P_{t-1} + \dots + e_t) - Y_{t-1} \right] \quad (3)$$

e solucionando (3), tem-se:

$$\begin{aligned} Y_t &= Y_{t-1} + \beta a_0 + \beta a_1 P_{t-1} + \dots - \beta Y_{t-1} \\ Y_t &= (1 - \beta) Y_{t-1} + \beta a_0 + \beta a_1 P_{t-1} + \dots + u_t \end{aligned} \quad (4)$$

Reescrevendo a equação (4) e substituindo os parâmetros por letras, teremos:

$$Y_t = \bar{b}_0 + \bar{b}_1 Y_{t-1} + \bar{b}_2 P_{t-1} + \dots + u_t \quad (5)$$

onde $\hat{b}_0 = \beta a_0$, $\hat{b}_1 = (1 - \beta)$, $\hat{b}_2 = \beta a_1$ e u_t = erro aleatório. Esta equação exprime as relações a serem estimadas e \hat{e} a forma reduzida do modelo.

Este é um modelo de retardamento distribuído que tem possibilidades de obter resultados estatisticamente mais significativos NERLOVE (8) e que permite derivar as elasticidades de longo prazo.

No caso em questão, que estuda resposta da área, quanto mais próximo de zero estiver o coeficiente da área defasada, mais rápido será o ajustamento da oferta em resposta a variações nos preços, uma vez que $b_1 = (1-\beta)$. Visto de outro ângulo, quanto mais se aproximar β de 1 mais o ajustamento se efetuará dentro de um período, mostrando que no curto prazo a oferta tende ao equilíbrio "desejado". Assim posto, \hat{b}_2 , na forma logarítmica, exprime diretamente a elasticidade-preço da área no curto prazo e, na forma aritmética, exprime a declividade da curva de oferta no curto prazo; b_1 que é igual a $1-\beta$ determina, por logarítmos, a elasticidade de ajustamento e, aritmeticamente, o coeficiente de ajustamento; finalmente $\hat{b}_2 / (1-\hat{b}_1)$ define a elasticidade-preço da área no longo prazo, quando na especificação logarítmica, e a declividade da oferta no longo prazo, quando na especificação aritmética.

A pressuposição de ausência de correlação serial nos resíduos, hipótese esta do método dos mínimos quadrados, foi testada pela estatística de Durbin-Watson (4 e 5) que indica para valores de DW em torno de dois, ausência de auto-correlação serial e para valores abaixo de dois nada conclui, deixando em aberto se existe ou não nos resíduos indício de auto-correlação. Porém, é possível demonstrar que, se os resíduos forem positivamente auto-correlacionados, o verdadeiro valor da área defasada será subestimado, mas não causará má especificação do modelo PASTORE (9).

Segundo JOHNSTON (6), multicolinearidade "é o nome dado ao problema geral que surge quando algumas ou todas as variáveis explicativas de uma relação estão de tal forma correlacionadas umas às outras que se torna muito difícil, se não impossível, isolar suas influências separadas e obter uma estimativa razoavelmente precisa de seus efeitos relativos".

Não sendo propósito deste estudo aprofundar uma análise de multicolinearidade para isolar as inter-influências, foi adotado o critério de KLEIN (7), que considera de pouca influência os efeitos da multicolinearidade de na estimativa dos parâmetros das variáveis independentes, quando o coeficiente de correlação múltipla for maior que o coeficiente de correlação simples entre essas variáveis. Nota-se, de modo geral, que a multicolinearida

de pode, além de determinar baixos níveis de significância nos coeficientes estimados, determinar também mudança de sinal, o que se observa quando se retira de uma equação estimada, por exemplo, a tendência, e a magnitude do sinal torna-se igual àquela esperada.

Deve-se salientar, contudo que a introdução da variável tendência tem a finalidade de captar todas as possíveis influências que não são explicitadas nos modelos como, por exemplo, o avanço tecnológico, e que a sua retirada sempre implica em torná-los mais limitados.

As funções de oferta foram ajustadas através de equações de regressão múltipla na forma linear, tanto nos valores observados como nos logaritmos das variáveis.

As estimativas do coeficiente de regressão foram feitas pelo método dos quadrados mínimos JOHNSTON (6).

Foram calculados os coeficientes de determinação múltipla (R^2), a fim de medir o grau de ajustamento das equações estimadas. O teste "F" de Snedecor foi utilizado para determinar a significância estatística das regressões obtidas. O teste "t" de Student foi utilizado para determinar a significância estatística dos coeficientes das regressões. A hipótese nula testada foi:

$$H_0 : b_i = 0, \text{ contra a alternativa}$$

$$H_1 : b_i \neq 0$$

No caso das variáveis preços dos produtos e áreas defasadas, onde a magnitude das variações deve-se processar numa direção esperada, foi aplicado o teste "t" unilateral, uma vez que o coeficiente da área defasada \hat{b}_1 está sujeito à condição $0 < b_1 < 1$. Nas demais variáveis, o teste "t" aplicado foi bilateral.

Os critérios usados para seleção do melhor ajustamento seguem-se:

- a) Valor do coeficiente de determinação múltipla;
 - b) Significância da regressão (teste "F");
 - c) Valores dos coeficientes de correlação simples;
 - d) Significância dos coeficientes de regressão; e
 - e) Importância das variáveis independentes contidas na equação.
- As elasticidades, no modelo aritmético, são calculadas em qual-

quer ponto da função e, para o trabalho em foco, foram calculadas no ponto médio. No modelo logarítmico as elasticidades foram extraídas diretamente da função, pois elas são constantes em qualquer ponto da mesma.

Deixou-se de usar a produção como variável dependente porque, segundo PASTORE (9), "devido à interferência de fatores climáticos a produção efetivamente obtida em t é, em geral, diferente da anteriormente planejada pelos agricultores. A escolha da área deve-se ao fato de que grande parte das variações na produção são realizadas por variações na área". A produção em t (Y_t) pode ser desdobrada no produto da área (A_t) pela produção por hectare (H_t):

$$Y_t = A_t \times H_t \quad (6)$$

Derivando essa equação em relação a P_{t-1} obtém-se:

$$\frac{\partial Y_t}{\partial P_{t-1}} = H_t \frac{\partial A_t}{\partial P_{t-1}} + A_t \frac{\partial H_t}{\partial P_{t-1}}$$

Multiplicando membro a membro por $\frac{P_{t-1}}{Y_t}$ e utilizando-se a equação (6), temos:

$$\frac{P_{t-1}}{Y_t} \cdot \frac{\partial Y_t}{\partial P_{t-1}} = \frac{P_{t-1}}{A_t} \cdot \frac{\partial A_t}{\partial P_{t-1}} + \frac{P_{t-1}}{H_t} \cdot \frac{\partial H_t}{\partial P_{t-1}}$$

onde percebe-se que a elasticidade de oferta é a soma da elasticidade da área cultivada e de H_t em relação a P_{t-1} . Nesse estudo apresentam-se somente os limites inferiores para as elasticidades-preço da oferta, ou seja, a elasticidade-área, embora esta subestime a elasticidade da oferta.

4 - RESULTADOS E DISCUSSÃO⁽²⁾

Os resultados obtidos com a aplicação do modelo Nerloviano são apresentados a seguir e analisados individualmente.

(2) Nos quadros 2 a 11, podem ser observadas as correlações simples entre as variáveis utilizadas.

Amendoim: Para o amendoim a equação selecionada foi:⁽³⁾

$$\log \text{AAM} = 2,2972 + 0,6125 \log \text{AAM1} + 0,6499 \log \text{PA} - \\ (5,1425)^{***} \quad (2,4802)^{**} \\ - 1,0638 \log \text{PALG} + 0,0427 \log \text{T} \\ (3,5698)^{***} \quad (0,5665)$$

$$R^2 = 0,8550$$

$$DW = 1,38$$

Análise da Variância

Causa de variação	GL	SQ	QM	F
Regressão	4	1,21	0,3022	32,43
Resíduo	22	0,21	0,0093	
Total	26	1,42		

As correlações entre as variáveis independentes podem ser observadas no quadro 3, sendo que o valor do maior coeficiente de correlação simples está entre log AAM1 e log T e é igual a 0,6970. As demais correlações são baixas, não indicando problemas de multicolinearidade.

Os coeficientes das variáveis independentes, com exceção da tendência, são altamente significativos, sendo a variável log PA significativa a 2,5%. O modelo composto com estas variáveis captou uma explicação de 86% nas variações de oferta de amendoim.

Os sinais positivos dos coeficientes da área defasada (log AAM1) e preço do amendoim (log PA), são coerentes com a teoria econômica. O sinal negativo da variável preço do algodão (log PALG) indica haver relações competitivas entre essa cultura e o amendoim confirmando os resultados mostrados através da distribuição espacial destas culturas, conforme figuras 7 e 9, SILVA et alii (11).

O teste de Durbin-Watson mostrou-se inconclusivo para essa cul

⁽³⁾ Os valores entre parêntese correspondem ao teste "t" de Student; os níveis de significância considerados foram: ++ (25%), + (10%), *(5%), ** (2,5%) e *** (1%).

tura.

As elasticidades foram calculadas a partir desta função, e são:

$$E_p = 0,6499 \text{ (elasticidade-preço da área a curto prazo)}$$

$$E^*_p = 1,6772 \text{ (elasticidade-preço da área a longo prazo)}$$

$$E_c = -1,0638 \text{ (elasticidade-cruzada a curto prazo (algodão))}$$

$$E^*_c = -2,7452 \text{ (elasticidade-cruzada a longo prazo (algodão))}$$

A elasticidade de ajustamento da área acusou o valor de 0,3875; logo, 61% da desigualdade entre a oferta e o equilíbrio a longo prazo são suprimidos em um ano.

Pode-se perceber que a curto prazo a elasticidade-preço da área de amendoim é inelástica e a longo prazo, elástica.

Para a equação da oferta, o valor de "F" da análise de variância foi significativo a 1%, indicando que o modelo de regressão múltipla se ajusta bem ao fenômeno estudado.

O gráfico dos valores observados e calculados para a área de amendoim, através desta função, é apresentado na figura 1.

Esta função e as alternativas para determinação da oferta em área de amendoim são apresentadas no quadro 12.

Arroz: Para o arroz, a equação seleccionada foi:

$$ARR = 11,5002 + 0,7554 \text{ ARR1} + 0,5464 \text{ PARR} - 0,7212 \text{ PMI} - 1,5154 \text{ T}$$

(6,1137)*** (4,5544)*** (1,8460)* (0,5283)

$$R^2 = 0,5273$$

$$DW = 2,02$$

Análise da Variância

Causa de variação	GL	SQ	QM	F
Regressão	4	0,56x10 ⁶	0,14x10 ⁶	14,53
Resíduo	22	0,21x10 ⁶	0,97x10 ⁴	
Total	26	0,77x10 ⁶		

A correlação entre as variáveis independentes pode ser observada no quadro 5, não se evidenciando problemas de multicolinearidade.

Os coeficientes das variáveis área defasada (ARR1) e preço de ar-

roz (PARR) são altamente significativos. O coeficiente da variável de milho (PMI) mostrou-se significativo a nível de 10%, e a tendência não mostrou-se significativa. O modelo composto por estas variáveis captou uma explicação de 53% nas variações de oferta de arroz.

Os sinais positivos dos coeficientes da área defasada (ARR1) e preço do arroz (PARR) são coerentes com a teoria econômica. O sinal negativo da variável preço do milho (PMI) indica relações de competição entre esta cultura e o arroz, confirmando os resultados mostrados através da distribuição espacial destas culturas, conforme figura 6, SILVA et alii (11).

O teste de Durbin-Watson mostrou ausência de auto-correlação positiva nos resíduos.

As elasticidades foram calculadas a partir desta função, e são:

$$E_p = 0,6090 \text{ (elasticidade-preço da área a curto prazo)}$$

$$E^*_p = 2,4898 \text{ (elasticidade-preço da área a longo-prazo)}$$

$$E_c = -0,3447 \text{ (elasticidade-cruzada a curto prazo (milho)}$$

$$E^*_c = -1,4092 \text{ (elasticidade-cruzada a longo prazo (milho)}$$

O coeficiente de ajustamento da área acusou valor de 0,2446; logo, 76% da desigualdade entre a oferta e o equilíbrio a longo prazo são suprimidos em um ano.

Pode-se perceber que a curto prazo a elasticidade-preço da área de arroz é inelástica e, a longo prazo, elástica.

Para a equação da oferta, o valor da "F" da análise de variância foi significativo a 1%, indicando que o modelo de regressão múltipla se ajusta bem ao fenômeno estudado.

O gráfico dos valores observados e calculados para área de arroz, através desta função, é apresentado na figura 2.

Esta função e as alternativas para determinação da oferta em área de arroz são apresentadas no quadro 13.

Feijão: Para o feijão a equação selecionada foi:

$$\log AFE = 0,4472 + 0,4896 \log AFEI + 0,2713 \log PFE$$

(3,4323)*** (3,1819)***

$$R^2 = 0,5248$$

$$DW = 1,88$$

Análise de Variância

Causa da variação	GL	SQ	QM	F
Regressão	2	0,1529	0,0765	13,26
Resíduo	24	0,1384	0,058	
Total	26	0,2913		

A correlação entre as variáveis independentes pode ser observada no quadro 7, sendo que não se evidenciaram problemas de multicolinearidade.

Os coeficientes das variáveis independentes, área defasada (log AFEI) e preço do feijão (log PFE) são altamente significativos. O modelo composto com estas variáveis captou uma explicação de 52% nas variações de oferta de feijão.

Os sinais positivos dos coeficientes da área defasada e preço de feijão são coerentes com a teoria econômica.

Para essa cultura não foi possível incluir preço de um produto substituto.

O teste de Durbin-Watson mostrou ausência de auto-correlação positiva nos resíduos.

As elasticidades foram calculadas a partir desta função e, são:

$$E_p = 0,2713 \text{ (elasticidade-preço da área a curto prazo)}$$

$$E^*_p = 0,5315 \text{ (elasticidade-preço da área a longo prazo)}$$

A elasticidade de ajustamento da área acusou valor de 0,5104, logo, 49% da desigualdade entre a oferta e o equilíbrio a longo prazo é suprimida em um ano.

Pode-se perceber que, tanto a curto como a longo prazo, as elasticidades-preço da área de feijão são inelásticas.

Para a equação da oferta o valor de "F" da análise de variância foi significativo a 1%, indicando que o modelo de regressão múltipla se ajusta bem ao fenômeno estudado.

O gráfico dos valores observados e calculados para área de feijão, através desta função, é apresentado na figura 3.

Esta função e as alternativas para determinação da oferta em área de feijão são apresentadas no quadro 14.

A distribuição espacial desta cultura é apresentada na figura 8, SILVA et alii (11).

Milho: Para o milho a função selecionada foi:

$$\log \text{AMI} = 0,1402 + 0,8119 \log \text{AMI1} + 0,1794 \log \text{PMI}$$

(5,2700)*** (1,0222)**

$$R^2 = 0,5955 \qquad \text{DW} = 2,11$$

Análise de Variância

Causa de variação	GL	SQ	QM	F
Regressão	2	0,1534	0,0767	17,67
Resíduo	24	0,1042	0,0043	
Total	26	0,2576		

A correlação entre as variáveis independentes pode ser observada no quadro 9.

Como a variável log T apresenta coeficiente de correlação alto com a variável área defasada, ela não foi incluída no modelo selecionado. Tentou-se testar a substitutibilidade entre arroz e milho, mas em nenhum modelo foi significativo o coeficiente, uma vez que a correlação entre a área de milho e o preço de arroz foi somente da ordem de 0,08, embora, com forme a figura 6 SILVA et alii (11) sugere, a distribuição espacial destas culturas mostre relações de competitividade.

O coeficiente da área defasada (log AM1) é altamente significativo e o do preço do milho (log PMI) é significativo a nível de 25%.

O modelo composto por estas variáveis captou uma explicação de 60% nas variações de área de milho.

O sinal positivo dos coeficientes da área defasada e do preço do milho atestam consistência com a teoria econômica.

O teste de Durbin-Watson mostra ausência de auto-correlação serial nos resíduos.

As elasticidades foram calculadas a partir desta função e são:

$$E_p = 0,1794 \text{ (elasticidade-preço da área a curto prazo)}$$

$$E^*_p = 0,9537 \text{ (elasticidade-preço da área a longo prazo)}$$

A elasticidade de ajustamento acusou valor de 0,1881; logo, 81% da desigualdade entre a oferta e o equilíbrio a longo prazo são suprimidos em um ano.

Pode-se observar que as elasticidades-preço da área, tanto a curto como a longo prazo, para o milho, são inelásticas.

Para a equação da oferta o valor de "F" da análise de variância foi significativo a 1%, indicando que o modelo de regressão múltipla se ajusta bem ao fenômeno estudado.

O gráfico dos valores observados e calculados para a área de milho, através desta função, é apresentado na figura 4.

Esta função e as alternativas para determinação da oferta em área de milho são apresentadas no quadro 15.

Soja: Para a soja, a equação selecionada foi:

$$\log AS = - 1,4130 + 0,9056 \log AS1 + 1,5642 \log PS -$$

(11,9826)*** (1,4034)+

$$- 0,9144 \log PALG + 0,1546 D$$

(1,3947)++ (1,3322)++

$$R^2 = 0,9535 \quad DW = 1,48$$

Análise de Variância:

Causa de variação	GL	SQ	QM	F
Regressão	4	15,10	3,78	107,89
Resíduo	21	0,73	0,03	
Total	25	15,83		

A correlação entre as variáveis independentes pode ser observada no quadro 11. Como a variável log T apresentava coeficientes de correlação simples altos em relação às outras variáveis independentes, ela não foi incluída no modelo selecionado, o mesmo acontecendo com a variável (log PS) x D, que poderia medir uma mudança de inclinação na curva.

O coeficiente da variável área defasada (log AS1) é altamente significativo, o do preço de soja (log PS) é significativo a nível de 10% e os do preço de algodão (log PALG) e da "dummy" (D) são significativos a 25%.

O modelo composto por estas variáveis captou uma explicação de 95% nas variações de oferta de soja.

Neste modelo foi introduzida uma variável binária (D) com a finalidade de tentar medir a diferença de comportamento da área a partir de 1964, e que pode ser observado na figura 5, onde é apresentado o gráfico do valor calculado para a área de soja. Esta função e as alternativas para determinação da oferta em área de soja são apresentadas no quadro 16.

Os sinais positivos dos coeficientes da área defasada ($\log AS1$) e preço de soja ($\log PS$) são coerentes com a teoria econômica.

O sinal negativo da variável preço do algodão ($\log PALG$) indica haver relações de competição entre esta cultura e a soja, confirmando os resultados mostrados através da distribuição espacial destas culturas, conforme figura 9, SILVA et alii (11).

O teste de Durbin-Watson mostrou-se inconclusivo para esta cultura.

As elasticidades foram calculadas a partir desta função e são:

$$E_p = 1,5642 \text{ (elasticidade-preço da área e curto prazo)}$$

$$E^*_p = 16,5699 \text{ (elasticidade-preço da área a longo prazo)}$$

$$E_c = - 0,9144 \text{ (elasticidade-cruzada a curto prazo -algodão)}$$

$$E^*_c = - 9,6864 \text{ (elasticidade-cruzada a longo prazo -algodão)}$$

A elasticidade de ajustamento da área acusou o valor de 0,0944; logo 91% da desigualdade entre a oferta e o equilíbrio a longo prazo são suprimidos em um ano.

Pode-se perceber que, tanto a curto como a longo prazo, as elasticidades-preço da área de soja são elásticas.

Para a equação da oferta, o valor de "F" da análise de variância foi significativo a 1%, indicando que o modelo de regressão múltipla se ajusta bem ao fenômeno estudado.

5 - CONSIDERAÇÕES FINAIS

O modelo de ajustamento parcial, adotado neste trabalho, parte da ideia geral de equilíbrio, ou, de outro ângulo, da suposição que a oferta e a demanda se ajustam no sentido do equilíbrio quando ocorre um fenômeno

qualquer que altere o equilíbrio inicial, por exemplo, variações nos preços. Assim posto e dadas as equações do modelo é possível estimar as elasticidades de curto e de longo prazo, sendo a elasticidade de curto prazo sempre menor que a de longo prazo, uma vez que o ajustamento da oferta a curto prazo é uma fração do equilíbrio "desejado" a longo prazo.

As equações ajustadas, neste trabalho, permitem conhecer as relações da resposta da oferta em termos de área cultivada, sendo as elasticidades estimadas os limites inferiores das elasticidades da oferta.

Para várias das funções estimadas existe, em maior ou menor grau, o problema de que os preços considerados não seriam aqueles que se refletem integralmente sobre a totalidade da produção obtida. Isto é mais verdadeiro para produtos adrede destinados a consumo no próprio setor ou que, por outras razões, não tenham pleno acesso ao mercado configurado por tais preços.

Com exceção da soja, todos os produtos estudados apresentaram inelasticidade ao preço a curto prazo, o que poderia ser explicado, de modo geral, por uma relativa inelasticidade da oferta dos fatores e, em parte, pela inexistência de mobilidade total na realocação de fatores, que é inerente ao curto prazo.

O milho, cuja produção não é totalmente comercializada, ficando parte da mesma para aproveitamento no próprio setor, apresenta, tanto a curto como a longo prazo, oferta em área inelástica. Dessa maneira é possível que, o modo como se organiza a produção do milho, e a impossibilidade de se parar quantitativamente a produção que é comercializada, tenham levado a esses baixos coeficientes de elasticidade na equação estimada.

O feijão é uma cultura que pode apresentar até três safras por ano e, assim sendo, o que influenciaria a área a ser plantada seriam os preços da safra imediatamente anterior. Desse modo, o uso dos preços médios do ano anterior não refletiria a verdadeira situação da cultura como resposta aos preços reais, o que explicaria, em parte, os baixos coeficientes de elasticidade tanto a curto como a longo prazo.

O arroz e amendoim são as culturas que apresentaram elasticidades mais coerentes com a proposição teórica do modelo, isto é, inelásticas a curto prazo e elásticas a longo prazo. Foi evidenciado que o amendoim responde a preços, o que parece ter resultado em redução na área plantada, a partir de 1972, devido à competição de outras culturas que, possivelmente, não foram consideradas no modelo.

O Estado de São Paulo é essencialmente importador de arroz e feijão e, portanto, a decisão do "quanto" plantar, nessas culturas, deve sofrer influência das safras e dos preços desses produtos dos estados exportadores. Para o arroz, tais influências seriam captadas pela variável tendência que, entretanto, não mostrou-se estatisticamente significativa e, para o feijão, na equação selecionada, não está incluída a variável tendência que poderia explicar essas influências.

Para a soja, as elasticidades estimadas foram, no curto prazo, elástica e no longo prazo altamente elástica, o que refletiria o bom desempenho dos preços nos últimos anos. Essa cultura tem tido mercado favorável no exterior e, tal fato poderia ser levado em consideração na estimação de futuros modelos, isto é, poder-se-ia incluir uma variável preço do mercado internacional nos modelos.

Resumindo, pode-se esperar que, de modo geral, as culturas estudadas tenham boa reação quanto a uma política de preços; contudo, tal afirmação não pode ser generalizada com apenas o uso do modelo, pois cada cultura tem particularidades que merecem estudos mais específicos, isto é, existem outros aspectos relevantes que o modelo adotado não capta. Entretanto, convém destacar que estudos de oferta de produtos agrícolas, que permitem estimar elasticidades, podem oferecer importante contribuição à análise de problemas econômicos com vistas a subsidiar o processo de decisão política ao setor agrícola.

QUADRO 1. - Informações Básicas Utilizadas para a Estimativa de Oferta de Amendoim, Arroz, Feijão, Milho e Soja, Estado de São Paulo, 1948-75 (1)

Ano	ARR	AAM	AFE	AMI	AS	PARR(3)	PA(3)	PFE(3)	PMI(3)	PS(3)	PALG(3)
1948	443,8	207,7	240,7	773,6	1,5	731,81	613,88	1.079,57	378,00	580,61	1.248,92
1949	543,0	148,8	256,2	909,5	1,1	790,62	533,43	508,26	367,07	564,73	1.166,17
1950	600,0	124,8	201,2	847,0	0,9	470,14	619,99	495,55	241,42	566,71	1.161,37
1951	494,9	173,8	190,7	747,2	0,7	477,33	540,91	540,91	271,36	551,82	1.642,37
1952	391,1	106,2	155,8	744,5	0,5	667,14	483,78	667,14	364,78	559,85	1.111,90
1953	529,8	136,5	239,1	832,1	2,4	1.087,61	370,99	963,55	378,96	557,40	898,97
1954	508,2	181,7	312,7	1.234,2	5,5	845,72	604,85	479,06	244,88	492,47	946,08
1955	629,2	175,9	278,3	1.246,3	6,5	710,82	441,36	1.045,93	403,73	508,02	1.042,49
1956	580,8	120,2	238,1	997,0	4,8	797,45	544,42	1.123,34	359,43	476,36	939,31
1957	459,8	145,9	314,6	1.113,2	4,6	795,75	671,52	921,75	312,25	531,34	990,38
1958	546,9	240,7	360,3	1.149,5	3,8	875,56	478,25	553,26	339,38	499,05	960,22
1959	595,3	248,6	261,4	953,5	2,9	691,42	472,09	1.410,33	366,46	471,55	901,60
1960	573,5	295,2	448,2	1.323,7	4,2	587,37	727,54	1.279,46	251,14	584,87	1.084,64
1961	643,7	427,4	355,7	1.185,8	6,0	522,65	631,93	766,16	365,27	542,74	1.193,23
1962	508,2	479,2	358,2	1.331,0	6,6	973,51	518,67	1.736,27	333,20	575,48	995,59
1963	762,3	382,4	387,2	1.573,0	4,7	1.005,33	483,03	1.072,17	244,15	522,75	915,70
1964	1.108,4	409,0	386,7	1.263,0	3,8	657,95	897,46	726,03	315,46	547,81	1.026,00
1965	1.064,8	413,8	330,3	1.396,3	7,2	397,19	637,52	662,16	242,02	510,82	962,91
1966	701,8	481,6	321,9	1.367,3	14,1	690,20	593,97	1.177,75	256,74	597,66	790,12
1967	752,6	551,8	370,3	1.476,2	23,4	672,81	419,83	674,82	225,06	442,49	750,22
1968	880,9	389,6	225,1	1.573,0	28,0	644,57	557,48	679,38	185,16	483,25	807,20
1969	774,4	474,3	234,7	1.246,3	47,6	547,28	537,84	1.349,65	265,70	491,96	781,00
1970	636,5	447,7	285,5	1.476,2	66,9	435,58	499,08	948,03	226,02	508,84	759,55
1971	556,6	505,8	259,0	1.694,0	87,1	696,70	611,20	967,50	238,30	533,30	950,00
1972	503,0	504,0	250,0	1.500,0	126,6	681,13	523,22	1.055,85	239,38	518,69	974,63
1973	519,0	270,0	270,0	1.300,0	200,0	657,73	757,48	2.425,95	334,18	717,90	1.163,48
1974	464,7	209,7	289,6	1.290,0	335,0	788,70	669,42	1.394,64	307,76	644,43	1.346,51
1975(2)	537,2	172,7	244,5	1.100,0	367,5	-	-	-	-	-	-

(1) A fonte e o nome das variáveis acham-se citados no texto.

(2) Dados preliminares.

(3) Esses preços se referem ao ano t-1.

QUADRO 2. - Matriz dos Coeficientes de Correlação Simples. Valores Observados das Variáveis Seleccionadas para a Estimativa da Oferta do Amendoim, Estado de São Paulo, 1949-75

Item	AAM	AAM1	PA	PALG	T
AAM	1,0000				
AAM1	0,8535	1,0000			
PA	0,1706	0,0517	1,0000		
PALG	-0,5815	-0,4926	0,2888	1,0000	
T	0,6278	0,7343	0,2184	-0,3516	1,0000

Onde:

AAM = Área plantada com amendoim, em 1.000ha, ano t.

AAM1 = Área plantada com amendoim, em 1.000ha, ano t-1.

PA = Preço real do amendoim, em Cr\$ de 1971, ano t-1.

PALG = Preço real do algodão, em Cr\$ de 1971, ano t-1.

T = Tendência (1949=1).

QUADRO 3. - Matriz dos Coeficientes de Correlação Simples. Valores Logarítmicos das Variáveis Seleccionadas para a Estimativa da Oferta do Amendoim, Estado de São Paulo, 1949-75

Item	LogAAM	LogAAM1	LogPA	LogPALG	LogT
LogAAM	1,0000				
LogAAM1	0,8642	1,0000			
LogPA	0,1808	0,1163	1,0000		
LogPALG	-0,6278	-0,4767	0,3368	1,0000	
LogT	0,7012	0,6970	0,1277	-0,4718	1,0000

Onde:

- AAM = Área plantada com amendoim, em 1.000ha, ano t.
- AAM1 = Área plantada com amendoim, em 1.000ha, ano t-1.
- PA = Preço real do amendoim, em Cr\$ de 1971, ano t-1.
- PALG = Preço real do algodão, em Cr\$ de 1971, ano t-1.
- T = Tendência (1949=1).

QUADRO 4. - Matriz dos Coeficientes de Correlação Simples. Valores Observados das Variáveis Seleccionadas para a Estimativa da Oferta do Arroz, Estado de São Paulo, 1949-75 76

Item	ARR	ARR1	PARR	PMI	T
ARR	1,0000				
ARR1	0,6795	1,0000			
PARR	0,2455	-0,2976	1,0000		
PMI	-0,3250	-0,3888	0,3541	1,0000	
T	0,2372	0,3323	-0,1422	-0,5059	1,0000

Onde:

- ARR = Área plantada com arroz, em 1.000ha, ano t.
- ARR1 = Área plantada com arroz, em 1.000ha, ano t-1.
- PARR = Preço real do arroz em Cr\$ de 1971, ano t-1.
- PMI = Preço real do milho em Cr\$ de 1971, ano t-1.
- T = Tendência (1949-1).

QUADRO 5. - Matriz dos Coeficientes de Correlação Simples. Valores Logarítmicos das Variáveis Seleccionadas para a Estimativa da Oferta do Arroz, Estado de São Paulo, 1949-75

Ítem	LogARR	LogARR1	LogPARR	LogPMI	LogT
LogARR	1,0000				
LogARR1	0,6681	1,0000			
LogPARR	0,2607	-0,2982	1,0000		
LogPMI	-0,3355	-0,4293	0,3559	1,0000	
LogT	0,3155	0,4200	-0,0487	-0,4525	1,0000

Onde:

ARR = Área plantada com arroz, em 1.000ha, ano t.

ARR1 = Área plantada com arroz, em 1.000ha, ano t-1.

PARR = Preço real do arroz em Cr\$ de 1971, ano t-1.

PMI = Preço real do milho em Cr\$ de 1971, ano t-1.

T = Tendência (1949=1).

QUADRO 6. - Matriz dos Coeficientes de Correlação Simples. Valores Observados das Variáveis Seleccionadas para a
 Estimativa da Oferta de Feijão, Estado de São Paulo, 1949-75 78

Item	AFE	AFE1	PFE	T
AFE	1,0000			
AFE1	0,5357	1,0000		
PFE	0,4389	0,1067	1,0000	
T	0,1788	0,2679	0,4667	1,0000

Onde:

AFE = Área plantada com feijão, em 1.000ha, ano t.

AFE1 = Área plantada com feijão, em 1.000ha, ano t-1.

PFE = Preço real de feijão em Cr\$ de 1971, ano t-1.

T = Tendência (1949=1).

QUADRO 7. - Matriz dos Coeficientes de Correlação Simples. Valores Logarítmicos das Variáveis Seleccionadas para a Estimativa da Oferta de Feijão, Estado de São Paulo, 1949-75

Ítem	LogAFE	LogAFE1	LogPFE	logT
LogAFE	1,0000			
LogAFE1	0,5696	1,0000		
LogPFE	0,5400	0,1741	1,0000	
LogT	0,3920	0,4221	0,4306	1,0000

Onde:

AFE = Área plantada com feijão, em 1.000ha, ano t.

AFE1 = Área plantada com feijão, em 1.000ha, ano t-1.

PFE = Preço real de feijão em Cr\$ de 1971, t-1.

T = Tendência (1949=1).

QUADRO 8. - Matriz dos Coeficientes de Correlação Simples. Valores Observados das Variáveis Seleccionadas para a Estimativa da Oferta do Milho, Estado de São Paulo, 1949-75

Item	AMI	AMI1	PMI	PARR	T
AMI	1,0000				
AMI1	0,7293	1,0000			
PMI	-0,3936	-0,6440	1,0000		
PARR	0,0176	0,0051	0,3541	1,0000	
T	0,7232	0,8205	-0,5059	-0,1422	1,0000

Onde:

AMI = Área plantada com milho, em 1.000ha, ano t.

AMI1 = Área plantada com milho, em 1.000ha, ano t-1.

PMI = Preço real de milho, em Cr\$ de 1971, ano t-1.

PARR = Preço real de arroz, em Cr\$ de 1971, ano t-1.

T = Tendência (1949=1).

QUADRO 9. - Matriz dos Coeficientes de Correlação Simples. Valores Logarítmicos das Variáveis Seleccionadas para a Estimativa da Oferta do Milho, Estado de São Paulo, 1949-75

Ítem	LogAMI	LogAMI1	LogPMI	LogPARR	LogT
LogAMI	1,0000				
LogAMI1	0,7602	1,0000			
LogPMI	-0,3571	-0,6083	1,0000		
LogPARR	0,0848	0,0492	0,3559	1,0000	
LogT	0,7730	0,8326	-0,4525	-0,0487	1,0000

Onde:

AMI = Área plantada com milho, em 1.000ha, ano t.

AMI1 = Área plantada com milho, em 1.000ha, ano t-1.

PMI = Preço real de milho, em Cr\$ de 1971, ano t-1.

PARR = Preço real de arroz, em Cr\$ de 1971, ano t-1.

QUADRO 10. - Matriz dos Coeficientes de Correlação Simples. Valores Observados das Variáveis Seleccionadas para a Estimativa de Oferta de Soja, Estado de São Paulo, 1950-75

Item	AS	AS1	PS	PALG	D	PxD	T
AS	1,0000						
AS1	0,9762	1,0000					
PS	0,5851	0,5489	1,0000				
PALG	0,2511	0,2979	0,5260	1,0000			
D	0,5361	0,4989	0,0784	-0,3378	1,0000		
PxD	0,6390	0,5959	0,2342	-0,2473	0,9838	1,0000	
T	0,7025	0,6679	0,1658	-0,2930	0,8641	0,8762	1,0000

Onde:

AS = Área plantada com soja, em 1.000ha, ano t.

AS1 = Área plantada com soja, em 1.000ha, ano t-1.

PS = Preço real de soja, em Cr\$ de 1971, ano t-1.

PALG = Preço real de algodão, em Cr\$ de 1971, ano t-1.

D = "DUMMY" : 0 para o período anterior à 1964.
1 para o período a partir de 1964.

PxD = (PSxD).

T = Tendência (1950-1).

QUADRO 11. - Matriz dos Coeficientes de Correlação Simples. Valores Logarítmicos das Variáveis Seleccionadas para a Estimativa de Oferta de Soja, Estado de São Paulo, 1950-75

Item	LogAS	LogAS1	LogPS	LogPALG	D	(LogPS)xD	LogT
Log As	1,0000						
LogAS1	0,9702	1,0000					
LogPS	0,1841	0,1674	1,0000				
LogPALG	-0,2921	-0,2465	0,5680	1,0000			
D	0,7764	0,7422	0,0523	-0,3807	1,0000		
(LogPS)xD	0,7825	0,7484	0,0759	-0,3666	0,9996	1,0000	
LogT	0,8240	0,8107	-0,0189	-0,4248	0,7321	0,7334	1,0000

Onde:

AS = Área plantada com soja, em 1.000ha, ano t.

AS1 = Área plantada com soja, em 1.000ha, ano t-1.

PS = Preço real de soja em Cr\$ de 1971, ano t-1.

PALG = Preço real de algodão, em Cr\$ de 1971, ano t-1.

D = "DUMMY" : 0 para o período anterior à 1964.

1 para o período a partir de 1964.

T = Tendência (1950=1).

QUADRO 12. - Equações para a Função Oferta de Amendoim, Estado de São Paulo, 1949-75

Equação	Variável dependente	Constante	Coeficiente de regressão				R ²	F	DW
			AAMI	PA	PALG	T			
1	AAM	139,7765	0,7555 (5,0769)***	0,3170 (2,3042)**	-0,2218 (2,6983)**	-1,5858 (0,5941)	0,8088	23,28	1,94 ^a
2	AAM	-57,1664	0,8902 (5,6280)***	0,1795 (1,2448)**		0,9524 (0,3174)	0,7456	22,47	1,84 ^a
3	AAM	-52,1413	0,8529 (8,1973)***	0,1673 (1,2269)**			0,7444	34,97	1,77 ^a
4 ⁽¹⁾	AAM	2,2972	0,6125 (5,1425)***	0,6499 (2,4802)**	-1,0638 (3,5698)***	0,0427 (0,5665)	0,8550	32,43	1,38 ^I
5 ⁽¹⁾	AAM	- 0,0376	0,7325 (5,2159)***	0,2041 (0,7208)		0,1185 (1,3320)**	0,7710	25,81	1,57 ^a
6 ⁽¹⁾	AAM	- 0,2972	0,8621 (8,3741)***	0,2288 (0,7971)			0,7533	36,65	1,74 ^a

(¹) Equações ajustadas nos logaritmos das variáveis.

- Os valores entre parênteses correspondem ao teste "t" de Student.
- Os níveis de significância foram: ++25%, +10%, *5%, **2,5% e ***1%.
- DW indica a estatística de Durbin-Watson.
- a indica ausência de auto correlação serial nos resíduos a 5%.
- I indica inconclusão do teste de Durbin-Watson a 5%.
- F indica o teste "F" de Snedecor.
- R² indica o coeficiente de determinação múltipla.

QUADRO 13. - Equações para Função Oferta de Arroz, Estado de São Paulo, 1949-75

Equação	Variável dependente	Constante	Coeficiente de regressão				R ²	F	DW
			ARR1	PARR	PMI	T			
1	ARR	11,5002	0,7554 (6,1137)***	0,5464 (4,5544)***	-0,7212 (1,8460)+	-1,5154 (0,5283)	0,7253	14,53	2,02 ^a
2	ARR	-221,8858	0,8012 (6,2978)***	0,4848 (4,0027)***		0,8001 (0,2951)	0,6828	16,50	2,10 ^a
3	ARR	-216,6457	0,8127 (6,8437)***	0,4831 (4,0714)***			0,6816	25,69	2,11 ^a
4 ⁽¹⁾	ARR	- 0,0749	0,7520 (5,7809)***	0,5350 (4,6100)***	-0,2910 (1,8079)+	-0,0276 (0,7023)	0,7200	14,15	2,10 ^a
5 ⁽¹⁾	ARR	- 0,7684	0,8002 (5,9959)***	0,4694 (4,0627)***		-0,0013 (0,0343)	0,6785	16,18	2,26 ^a
6 ⁽¹⁾	ARR	- 0,7634	0,7983 (6,7508)***	0,4691 (4,1631)***			0,6784	25,32	2,25 ^a

(¹) Equações ajustadas nos logarítmos das variáveis.

- Os valores entre parênteses correspondem ao teste "t" de Student.
- Os níveis de significância considerados foram: ++25%, +10%, *5%, **2,5% e ***1%.
- DW indica a estatística de Durbin-Watson.
- a indica ausência de auto correlação serial nos resíduos a 5%.
- I indica inconclusão do teste de Durbin-Watson a 5%.
- F indica o teste "F" de Snedecor.
- R² indica o coeficiente de determinação múltipla.

QUADRO 14. - Equações para a Função Oferta do Feijão, Estado de São Paulo, 1949-75

Equação	Variável dependente	Constante	Coeficiente de regressão			R ²	F	DW
			AFEI	PFE	T			
1	AFE	84,1109	0,5340 (3,3582)***	0,0739 (2,6917)***	-1,5829 (1,0190)	0,4588	6,50	2,21 ^a
2	AFE	86,2614	0,4938 (3,2030)***	0,0611 (2,5007)***		0,4343	9,22	2,04 ^a
3 ⁽¹⁾	AFE	0,4280	0,4952 (3,1291)***	0,2748 (2,8915)***	-0,0045 (0,0906)	0,5250	8,47	1,90 ^a
4 ⁽¹⁾	AFE	0,4472	0,4896 (3,4323)***	0,2713 (3,1819)***		0,5248	13,25	1,88 ^a

⁽¹⁾ Equações ajustadas nos logarítmos das variáveis.

- Os valores entre parênteses correspondem ao teste "t" de Student.
- Os níveis de significância considerados foram: ++25%, +10%, *5%, **2,5% e ***1%.
- DW indica a estatística de Durbin-Watson.
- a indica ausência de auto correlação serial nos resíduos a 5%.
- I indica inconclusão do teste de Durbin-Watson a 5%.
- F indica o teste "F" de Snedecor.
- R² indica o coeficiente de determinação múltipla.

QUADRO 15. - Equações para a Função Oferta do Milho, Estado de São Paulo, 1949-75

Equação	Variável dependente	Constante	Coeficiente de regressão				R ²	F	DW
			AMI1	PMI	PARR	T			
1	AMI	348,6995	0,4401 (1,5532)++	0,3693 (0,4288)	0,0667 (0,2791)	12,9556 (1,5741)++	0,5883	7,88	1,81 ^a
2	AMI	329,8950	0,4733 (1,8780)*	0,4861 (0,6593)		12,2694 (1,5943)	0,5873	10,09	1,83 ^a
3	AMI	120,4711	0,7745 (4,5012)***	0,5467 (0,7197)++			0,5417	14,19	2,20 ^a
4 ⁽¹⁾	AMI	1,2966	0,4116 (1,5678)++	0,1017 (0,5133)	0,0477 (0,3756)	0,1238 (1,9365)+	0,6545	10,42	1,88 ^a
5 ⁽¹⁾	AMI	1,2251	0,4505 (1,9032)*	0,1396 (0,8332)++		0,1181 (1,9385)+	0,6523	14,39	1,89 ^a
6 ⁽¹⁾	AMI	0,1402	0,8119 (5,2700)***	0,1794 (1,0222)++			0,5955	17,67	2,11 ^a

(¹) Equações ajustadas nos logarítmos das variáveis.

- Os valores entre parênteses correspondem ao teste "t" de Student.
- Os níveis de significância considerados foram: ++25%, +10%, *5%, **2,5% e ***1%.
- DW indica a estatística de Durbin-Watson.
- a indica ausência de auto correlação serial nos resíduos a 5%.
- I indica inconclusão do teste de Durbin-Watson a 5%.
- F indica o teste "F" de Snedecor.
- R² indica o coeficiente de determinação múltipla.

QUADRO 16. - Equações para Função Oferta de Soja, Estado de São Paulo, 1950-75

Equação	Variável dependente	Constante	Coeficiente de regressão das variáveis independentes					R ²	F	DW
			ASI	PS	PALG	T	D			
1	AS	-100,9308	1,1109 (10,7381)***	0,2045 (2,1689)**	-0,0172 (0,5594)	1,3408 (1,3624)		0,9654	146,75	1,61 ^I
2	AS	- 58,6132	1,2225 (18,9818)***	0,2029 (2,1110)**	-0,0445 (1,8557)+			0,9624	187,74	1,75 ^a
3	AS	-100,8343	1,1111 (10,4077)***	0,2045 (2,1165)**	-0,0172 (0,5445)	1,3197 (0,9180)	0,3418 (0,0206)	0,9654	111,81	1,61 ^I
4	AS	- 70,2780	1,1735 (14,3007)***	0,2033 (2,1115)**	-0,0295 (1,0324)		11,1786 (0,9656)	0,9640	140,61	1,67 ^a
5	AS	- 97,7919	1,1120 (10,4887)***	0,1998 (2,0176)**	-0,0167 (0,5284)	1,1303 (0,7973)	0,0066 (0,2110)	0,9655	120,07	1,60 ^I
6	AS	- 71,4373	1,1624 (13,7802)***	0,1867 (1,9281)*	-0,0269 (0,9377)		0,0242 (1,0971)	0,9644	142,40	1,64 ^I
7 ⁽¹⁾	AS	- 1,8773	0,9032 (9,9695)***	1,7607 (1,5628)+	-0,9801 (1,4707)+	0,1943 (0,9981)		0,9519	104,02	1,40 ^I
8 ⁽¹⁾	AS	- 1,0738	0,9741 (17,2868)***	1,7370 (1,5422)+	-1,1825 (1,8628)+			0,9496	138,39	1,48 ^I
9 ⁽¹⁾	AS	- 1,9463	0,8638 (8,9066)***	1,6047 (1,4203)+	-0,8047 (1,1803)	0,1400 (0,7009)	0,1337 (1,1030)	0,9547	84,32	1,42 ^I
10 ⁽¹⁾	AS	- 1,4130	0,9056 (11,9826)***	1,5642 (1,4034)+	-0,9144 (1,3947)**		0,1546 (1,3322)**	0,9535	107,89	1,48 ^I
11 ⁽¹⁾	AS	- 1,8489	0,8632 (8,8842)***	1,5705 (1,3848)+	-0,8059 (1,1824)	0,1395 (0,6977)	0,0493 (1,1032)	0,9547	84,33	1,42 ^I
12 ⁽¹⁾	AS	- 1,3032	0,9046 (11,9055)***	1,5246 (1,3634)+	-0,9148 (1,3960)**		0,0570 (1,3343)**	0,9536	107,92	1,48 ^I

(1) Equações ajustadas nos logaritmos das variáveis, com exceção da "DUMMY" D e PxD que é igual a (LogPS)xD.

- Os valores entre parênteses correspondem ao teste "t" de Student.
- Os níveis de significância considerados foram **25%, †10%, *5%, **2,5% e ***1%.
- DW indica a estatística de Durbin-Watson.
- a indica ausência de auto correlação serial nos resíduos a 5%.
- l indica a inconclusão do teste de Durbin-Watson a 5%.
- F indica o teste "F" de Snedecor.
- R² indica o coeficiente de determinação múltipla.

RESUMO

O presente trabalho utilizou o modelo de Nerlove com a finalidade de estudar as relações da oferta de Amendoim, Arroz, Feijão, Milho e Soja para o Estado de São Paulo, no que diz respeito às possíveis variações na área plantada dessas culturas, em função, principalmente da variação em seus preços defasados de um período. As equações foram estimadas pelo método dos mínimos quadrados ordinários e adotaram-se dois modelos: um com especificação logarítmica e outro com especificação aritmética. Para o arroz a especificação aritmética foi a que apresentou melhores resultados estatísticos. Para amendoim, feijão, milho e soja as especificações logarítmicas é que apresentaram coeficientes mais significativos, sendo que na equação selecionada para soja foi introduzida uma variável "dummy" a fim de captar mudanças de comportamento, a partir de 1964.

A equação estimada para amendoim apresentou, a curto prazo, oferta em área relativamente inelástica em relação ao preço defasado, e, a longo prazo, elástica, sendo esses resultados idênticos para o arroz. Feijão e milho mostraram, tanto a curto como a longo prazo, ofertas relativamente inelásticas, em relação aos preços defasados, enquanto que a soja mostrou resposta elástica a curto prazo e, bastante elástica a longo prazo.

SUMMARY

This paper analyses the supply relations for peanuts, rice, edible beans, corn and soybeans. The analysis is done with the aid of a production function model of the Nerlove type, and tries to study the variation in area in function of one period lagged price and other variables.

The statistical equations were estimated by ordinary least regression method. Two specifications were used: one is the logarithm form and the other is the arithmetic form. For rice, the arithmetic model presented best statistical results. For peanuts, edible beans, corn and soybeans, the logarithmic models showed higher levels of significance for the coefficients. For the soybean model, a dummy variable was introduced in order to identify the considerable production changes occurring after 1964.

The equation estimated for peanuts indicates a price inelastic change in area for the short-run and a price elastic change for the long-run. The same results were found for rice. Edible beans and corn showed a price inelastic change for area both in the short and long-run. Soybeans showed a price elastic response for area in the short-run and a very elastic response in the long-run.

LITERATURA CITADA

1. BRANDT, S.A. Estimativas de oferta de produtos agrícolas no Estado de São Paulo. In: REUNIÃO DA SOCIEDADE BRASILEIRA DE ECONOMISTAS RURAIS, 4, São Paulo, 1965. Anais São Paulo, SOBER, 1966. p.323-353.
2. CARMO, M.S. Análise da demanda e da oferta de oleaginosas no Estado de São Paulo. Piracicaba, ESALQ, 1974. 159p. (Tese-M.S.).
3. COCHRANE, W.W. Conceptualizing supply relation in agriculture. J. Farm Econ., Ithaca, 37 (5):1161-76; Dec. 1955.
4. DURBIN, J. & WATSON, G.S. Testing for serial correlation in Least Squares regressions I. Biometrics, Raleigh, N.C., 37: 409-28, 1950.
5. _____. Testing for serial correlation in Least Squares regressions II. Biometrics, Raleigh, N.C., 38: 159-78, 1951.
6. JOHNSTON, J. Métodos econométricos. Trad. Seiki Kaneko Endo. São Paulo, Atlas, 1971. 318p.
7. KLEIN, L.R. An introduction to econometrics. Englewood Cliffs. Prentice Hall, 1962. 280p.
8. NERLOVE, N. Distributed lags and estimation of long-run supply and demand elasticities: theoretical considerations. J. Farm Econ., Ithaca, 40 (2):301-14, May, 1958.
9. PASTORE, A. C. A resposta da produção agrícola aos preços no Brasil. Rio de Janeiro, APEC, 1973. 170p.
10. PEDROSO, I.A. & SEVER, F.A.A. Estrutura da oferta de oleaginosas e demanda de óleos comestíveis em São Paulo, 1948/72. Agricultura em São Paulo, 21 (3):147-68, 1974.
11. SILVA, G.L.S.P. da et alii Distribuição espacial da agricultura no Estado de São Paulo. In: Zoneamento Agrícola do Estado de São Paulo. São Paulo, Secretaria da Agricultura, 1974. p.11-50.

12. TOYAMA, N.K. & PESCARIN, R.M.C. Projeções da oferta agrícola do Estado de São Paulo. *Agricultura em São Paulo*, 17 (9/10):3-97, 1970.
13. WAUGH, V.F. Análise da demanda e preços na agricultura. Trad. O. Serrano, Piracicaba, ESALQ, 1973. 192p.