



CRESCIMENTO DIFERENCIADO DA SOJA NO BRASIL: UMA ANÁLISE REGIONAL

Sebastião Nogueira Junior e Afonso Negri Neto

Governo do Estado de São Paulo
Secretaria de Agricultura e Abastecimento

Instituto de Economia Agrícola





CRESCIMENTO DIFERENCIADO DA SOJA NO BRASIL: UMA ANÁLISE REGIONAL

Sebastião Nogueira Junior
Afonso Negri Neto

ÍNDICE

1 - INTRODUÇÃO	1
2 - REVISÃO BIBLIOGRÁFICA	3
3 - MATERIAL E MÉTODOS	6
3.1 - Seleção das Equações	8
4 - RESULTADOS	9
4.1 - São Paulo	9
4.2 - Paraná	12
4.3 - Rio Grande do Sul	13
5 - DISCUSSÃO E CONCLUSÕES	14
LITERATURA CITADA	17
RESUMO	19
SUMMARY	19
ANEXO	21

Sebastião Nogueira Junior
Afonso Negri Neto

1 - INTRODUÇÃO

No Brasil, no período 1966-75, ocorreu verdadeiro "boom" na área plantada com soja, que apresentou taxa média anual de crescimento próxima de 40%. Com isso, esta atividade passou a ser o centro das atenções do setor agrícola e, pela grandiosidade da sua expansão, acreditava-se no surgimento de um novo ciclo para a agricultura brasileira; tal fato porém não ocorreu, pois a existência de uma gama de produtos agrícolas importantes im pediu que fossem revividos ciclos semelhantes ao do açúcar, da borracha, do café e do cacau (4).

Seu desenvolvimento está relacionado à retomada (1968/70) e sustentação (a partir de 1971) do processo industrial no País, quando foi estabelecida uma ampla política de subsídios à formação de capital e de incentivo à exportação.

Assim, a soja, produto que na realidade se caracteriza como um in sumo de sólido mercado externo, sempre teve sua comercialização orientada pela conjuntura de preços internacionais que, de modo geral, tem apresentado níveis de preços satisfatórios em virtude da forte demanda mundial por produtos protéicos.

Com isto, desde 1970 o Brasil tem ganho significativas parcelas de mercado no cenário mundial, aparecendo como um fornecedor alternativo, em um mercado até então de pleno domínio dos Estados Unidos. Hoje o complexo soja disputa com o café a hegemonia quanto à captação de divisas, posição que se consolidou a partir de 1973 com a diminuição da captura de anchovas no Peru, principal matéria-prima para a fabricação de farinha de peixe (que tem no farelo de soja o seu principal substituto), e suspensão das exportações estadunidenses (7).

(1) Versão preliminar deste trabalho foi apresentada no II Seminário Nacional de Pesquisa de Soja, promovido pela EMBRAPA, Brasília, 16 a 21 de fevereiro de 1981.

A exemplo do Brasil na década de 70, hoje a Argentina desponta como um importante fornecedor de soja no mercado mundial (sobretudo de grãos), devido às suas excelentes condições de produção e comercialização.

O sucesso da soja no Brasil foi decorrência de vários fatores, a saber: a concessão de subsídios para aquisição de máquinas e insumos; a política de auto-suficiência adotada para o trigo, que beneficiou indiretamente a cultura da soja pela possibilidade de exploração em sucessão; o fato de a cultura apresentar alto índice de tecnologia, ser de fácil mecanização e aproveitar a estrutura cooperativista desenvolvida para o trigo; e finalmente o rápido crescimento da avicultura brasileira que, com a adoção de tecnologia moderna na produção de frango de corte ao final da década de 60 e início da de 70, tem provocado um incremento acentuado na demanda por alimentos protéicos. Em 1978 o consumo de farelo de soja foi de 1,5 milhão de toneladas (9).

Devido à importância do complexo soja para a economia, seja para o abastecimento interno, seja para captação de divisas, o setor governamental, através da Carteira de Comércio Exterior (CACEX), constantemente tem atuado na sua comercialização, ora estabelecendo quotas, ora contingenciando, ou mesmo proibindo a exportação de grão e derivados. No mercado interno, o tabelamento do óleo e do farelo tem sido freqüente.

O crescimento da área cultivada se fez através da utilização de terras anteriormente ocupadas com outras culturas e pela ocupação de áreas ainda não exploradas, caso do Mato Grosso do Sul, Goiás e parcela do Paraná. Além disso, a produção tem aumentado, não só à custa de expansão de área, mas também pela melhoria de produtividade, embora não de maneira homogênea entre as diversas regiões.

A produtividade média nacional passou de 927kg/ha, em 1948-52, para 1.718kg/ha em 1973-77, em grande parte pela transferência de tecnologia obtida no Instituto Agrônomo de Campinas (IAC), pelo desenvolvimento de cultivares enviados para o Rio Grande do Sul (14).

A soja é, portanto, um dos melhores exemplos de que o produtor brasileiro responde aos incentivos econômicos, ampliando a área de cultivo e se esmerando em obter maior produtividade, através da adoção de tecnologia disponível (8).

Assim, a expansão do cultivo necessária para suprir o parque moageiro nacional, cuja capacidade está estimada em 18 milhões de toneladas, e que opera com grande ociosidade, parece viável com a incorporação de novas áreas, sobretudo aproveitando a tecnologia hoje disponível quanto ao manejo da cultura (10).

O presente trabalho objetiva estudar as diferentes respostas dos produtores de soja em relação a incentivos econômicos, nos estados produtores tradicionais (exceto Santa Catarina), onde o aumento da produção deve ser procurado via melhoria da produtividade, visto não haver grandes possibilidades de expansão da área cultivada, conforme enfatiza BONATO (1).

2 - REVISÃO BIBLIOGRÁFICA

Embora a soja tenha maior importância nos estados sulinos - Rio Grande do Sul, Santa Catarina e Paraná - a maioria dos estudos econômicos realizados referem-se a São Paulo que, embora não seja grande produtor, caracteriza-se sobretudo pela sua diversificada agroindústria.

TOYAMA & PESCARIN (16) analisaram os fatores determinantes da oferta de uma gama de produtos agrícolas em São Paulo, entre os quais a soja, formulando modelos distintos para a área cultivada e para a produção. No caso da produção, as variáveis explicativas mais significantes foram: a produção defasada de 1 ano, o preço da soja no ano anterior, e o preço deflacionado de milho também defasado de 1 ano. Estas variáveis explicaram 90,0% das variações ocorridas na produção da soja paulista no período 1948-69.

As variações da área plantada foram explicadas, principalmente, pela tendência, preço da soja e área cultivada com soja, as duas últimas variáveis defasadas de 1 ano. As variáveis envolvidas explicaram 69,0% das variações.

Concluíram os autores que a expansão da soja no Estado de São Paulo deveu-se, não aos incentivos de preço, mas sim à expansão do mercado consumidor de seus produtos em consonância com o crescimento do parque industrial. Isto deve ser explicado pelo grande investimento que a cultura exige, não permitindo que a dinâmica de mudança de atividade seja acentuada.

CARMO & SAYLOR (2) estimaram as relações estruturais da oferta e demanda de soja, amendoim e algodão em São Paulo. No caso da oferta foi observada a especificação de Nerlove, sendo utilizadas as variáveis: produção de soja, preço real de soja e de produtos competitivos, índices de preços de fatores de produção, fatores climáticos (precipitação pluviométrica e temperatura) e tendência. As variáveis envolvidas no modelo uniequacional explicaram 89,0% das variações da oferta paulista de soja no período 1949-69.

Os resultados mostraram que o preço do algodão tinha maior influência na produção de soja do que o próprio produto. A justificativa é que o grande aumento na produção de soja estava associado aos elevados índices de produtividade da cultura ligados à expansão do mercado consumidor do produto, fazendo com que os incentivos de preços desempenhassem um papel secundário na resposta de produção.

PEDROSO & SEVER (12), usando modelos de equações simultâneas de Nerlove, estimaram a estrutura da oferta das principais oleaginosas no caso de São Paulo. As variáveis utilizadas que explicaram 94,0% das variações no período 1948/73 foram: a área plantada de cada produto (soja, algodão, amendoim e mamona), defasada de 1 ano, os preços respectivos também defasados de 1 ano e a tendência.

SEVER & VEIGA FQ (13) procuraram adotar um modelo alternativo visando estudar o comportamento da oferta para cinco produtos no Estado de São Paulo, inclusive soja. O modelo econométrico usado supõe que a oferta de equilíbrio no longo prazo é uma função linear do seu preço defasado e de outras variáveis.

No caso da soja, a equação selecionada apresentou como variáveis relevantes a área cultivada com soja no ano $t-1$, o preço real da soja no ano $t-1$, o preço real do algodão também no período $t-1$ e uma "dummy" para verificar o comportamento da série histórica. O valor adotado para essa "dummy" foi 0 (zero) para os anos anteriores a 1964 e 1 (um) para os anos a partir de então.

As variáveis envolvidas explicaram 95,0% das oscilações ocorridas com a área cultivada com soja no Estado de São Paulo, no período 1949-75.

PASTORE (11) realizou estudo sobre oferta agrícola regionalizada no Brasil, embora no caso da soja as estimativas fossem restritas ao Estado de São Paulo. Os dados básicos utilizados foram área cultivada e preços recebidos pelos agricultores de soja deflacionados pelo índice geral de preços pagos pelos agricultores, dados estes publicados pelo Instituto de Economia Agrícola (IEA). As funções foram estimadas para o período 1949-56, e as variáveis preço de soja defasado de 1 ano, área cultivada $t-1$ e tendência explicaram 72,0% das variações.

O autor salientou, como conclusão principal, que a hipótese de irracionalidade dos agricultores pode ser rejeitada, uma vez que dentro das especificações adotadas existe resposta às variações nos preços recebidos.

ZOCKLIN (17) analisou a expansão da soja no Brasil nas principais regiões produtoras brasileiras, procurando focalizá-la tanto sob o prisma tradicional de resposta de área cultivada a preços relativos, como investi-

gando possíveis efeitos resultantes daquela expansão sobre a exploração de produtos alternativos e utilização da mão-de-obra rural.

Relata a autora que dentro de um modelo simples de oferta, do tipo nerloviano, não se espera encontrar bons resultados para uma análise agregada, nem mesmo se a unidade de análise for o estado, geopoliticamente limitado, tendo em vista os diversos sistemas de produção nele existentes.

O modelo utilizado para analisar individualmente cada um dos três Estados constitui-se de um "pool" de dados de corte seccional, com séries de tempo em períodos específicos para cada um deles.

As variáveis utilizadas nas regressões com dados regionais do Rio Grande do Sul explicaram 95,0% das variações para as regiões novas e 97,0% para as regiões velhas, embora sem diferença estatística significativa entre elas. Para o Paraná explicaram 93,0% das variações, embora a variável preço relativo tenha apresentado fraco resultado. A evidência principal é que a região Oeste do Estado apresenta o valor de 0,95 para elasticidade-preço da oferta, quase o dobro obtido para as demais regiões.

Segundo a autora, no caso de São Paulo o resultado foi muito bom, com as variáveis explicando 92,0% das variações no período analisado, permitindo inferir que não existe diferença quanto à resposta da área cultivada a preços nas regiões tradicionais Bauru/Marília e Ribeirão Preto, enquanto que as Divisões Regionais Agrícolas de Campinas e Sorocaba apresentam pouca aptidão à cultura da soja. Para Presidente Prudente e São José do Rio Preto, por sua vez, embora demonstrem aptidão à cultura, a estrutura fundiária caracterizada por pequenos proprietários justifica as menores elasticidades-preço.

Mesmo levando em conta as diferentes elasticidades-preço entre regiões, o Estado de São Paulo é o que apresenta oferta mais elástica entre os Estados analisados: no curto prazo a elasticidade ponderada é de 1,60 e no longo prazo, 9,53.

A implicação deste fato é que todo o investimento inicial para a adoção de uma atividade mais tecnificada como a soja já fora realizado, e quando o preço da soja se reduz relativamente ao das demais culturas, os recursos podem ser utilizados também na sua produção, sem que permaneçam, portanto, ociosos.

A elasticidade-preço da oferta brasileira de soja, ponderada pela participação relativa de cada estado (a região estudada respondeu por 90,0% da área cultivada no período 1970/76) é de 0,74 no curto prazo e de 4,92 no longo prazo. O período para completar 90,0% do ajustamento, entretanto, seria de 14 anos, sem que houvesse interferência de outras variáveis no mercado.

Conclui a autora ser o efeito substituição-resposta às variações de preços de produtos que compõem o sistema de produção-responsável por 88,0% da expansão da soja entre 1970 e 1973, enquanto ao efeito escala couberam apenas 12,0%, como média dos três estados analisados. As atividades deslocadas foram, principalmente, arroz, feijão, mandioca, batata, cebola, suínos e bovinos.

3 - MATERIAL E MÉTODOS

A presente pesquisa foi desenvolvida para os Estados do Rio Grande do Sul, Paraná e São Paulo. Os dados estatísticos utilizados referem-se ao período 1965-79 e foram obtidos através de publicações do Ministério da Agricultura, Fundação Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística, Banco Central do Brasil, Fundação Getúlio Vargas e Instituto de Economia Agrícola da Secretaria de Agricultura e Abastecimento do Estado de São Paulo.

Uma característica do modelo utilizado é a pressuposição de que a quantidade ofertada no período t depende dos preços no período $t-1$ e que estes preços afetarão a área a ser plantada com a cultura da soja. É importante lembrar que, tradicionalmente, a oferta é determinada pelas quantidades correntes e preços defasados e a demanda pelas quantidades e preços correntes.

Baseando-se nas formulações de NERLOVE (6) foi escolhido o modelo básico para se estimar a resposta da área cultivada em função das variáveis econômicas utilizadas.

Assim, o modelo supõe que a variação efetiva, ocorrida entre dois períodos, é uma proporção entre o nível desejado no período t e o nível efetivo que prevaleceu no período precedente, isto é,

$$\frac{Y_t}{Y_{t-1}} = \left(\frac{Y_t^*}{Y_{t-1}} \right)^a \quad 0 < a < 1 \quad (1)$$

onde Y_t é a área efetiva no ano t

Y_t^* é a área desejada no ano t

Por sua vez, a área efetiva pode ser expressa por

$$Y_t = b_0 + \sum_{j=1}^m b_j X_{jt} \cdot E_t \quad (2)$$

em que:

Y_t , representa a área efetiva no ano t

X_j , (j = 1, 2, m) variáveis explicativas

b_j , é o coeficiente de regressão

ε_t , erro

Através da aplicação das propriedades de logarítimo nas equações (1) e (2) e com algumas transformações algébricas, pode-se obter

$$y_t = ab_0 + ab_1 x_{1t} + ab_2 x_{2t} \dots ab_m x_{mt} + (1-a)y_{t-1} + au_t \quad (3)$$

onde: $y_t = \log Y_t$

$x_{jt} = \log X_{jt}$

$y_{t-1} = \log Y_{t-1}$

O coeficiente ou elasticidade de ajustamento, a , pode ser utilizada para fornecer o tempo necessário para que a área efetiva se iguale a uma proporção c da área de longo prazo através da seguinte fórmula:

$$(1-a)^t = 1-c, \text{ com } c \rightarrow 1 \quad (4)$$

As variáveis utilizadas foram:

a) área (YY)

Para os três Estados foram utilizados dados anuais de área cultivada em hectares, que foi a variável dependente na equação, e para a área defasada adotou-se a especificação de XX_2 .

b) preços

Foram empregadas médias anuais de preços correntes de soja e atividades competitivas ao nível do produto, nos respectivos Estados. Os preços foram deflacionados através do Índice "2" da Conjuntura Econômica, Fundação Getúlio Vargas.

Conforme o Estado tem-se:

preço de algodão (XX_4);

preço do amendoim (XX_5);

preço do milho (XX_6);

preço da soja (XX_7);

preço do trigo (XX_8).

Nas regressões os dados de preços deflacionados são utilizados com retardamento de um ano.

c) crédito de custeio para soja (XX_3)

Através dos Relatórios do Banco Central, foi possível elaborar uma série histórica do crédito de custeio para soja em cada estado, no período de 1965-79. Houve dificuldade para se obter os primeiros anos da série. Assim os dados iniciais das séries foram estimados em função da participação percentual do crédito de cada Estado relativamente ao total destinado para soja no Brasil.

d) variável binária ou "dummy" (XX_9)

Com o uso desta variável pretende-se verificar possíveis alterações no comportamento das séries de área cultivada entre 1965-72 e 1973-79, já que no 2º período houve retomada do crescimento aliada às constantes elevações de preços do produto no mercado internacional.

Na pré-seleção das variáveis, pretendeu-se incluir aquelas representativas de mudança tecnológica, preço de sementes, assistência técnica e preços de fertilizantes, embora não se tenha conseguido um padrão de confiabilidade nos dados disponíveis, por não haver conciliação entre essas variáveis explicativas, nos Estados considerados.

e) Tendência (XX_{10})

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

f) valor total das exportações de soja e derivados em cruzeiro (XX_{11})

g) relação, em porcentagem, entre o preço mínimo e o preço vigente de soja, defasado (XX_{12})

3.1 - Seleção das Equações

A seleção das melhores equações estimativas na forma logarítmica, a partir do modelo nerloviano, está baseada nos seguintes critérios:

- a) consistência dos resultados com a teoria;
- b) significância estatística dos coeficientes de regressão;
- c) valor dos coeficientes de correlação entre as variáveis independentes; e
- d) magnitude do coeficiente de determinação.

Pelo fato de o modelo estatístico apresentar valor defasado da variável dependente entre as variáveis independentes, não será considerado diretamente o teste de Durbin-Watson, de ampla aplicação em análises econométricas para verificar a presença de autocorrelação nos resíduos, mas sim o teste alternativo proposto por DURBIN (3). Conforme o autor, este teste é mais adequado em modelos com retardamentos distribuídos, embora ambos tenham o mesmo propósito.

Para reforço da análise e indicação da grandeza da correlação temporal nos resíduos, já que os testes de Durbin e de Durbin-Watson apenas indicam a presença ou não deste distúrbio, será também utilizado o coeficiente de THEIL & NAGAR (15). O coeficiente T^2 apresenta valores entre 0 (zero) e 1 (um); valores próximos de zero indicam baixa correlação serial nos resíduos, e valores próximos de um apontam alta correlação serial.

Para o caso de multicolinearidade, situação em que as variáveis explicativas de uma relação estão altamente correlacionadas, fato que no trabalho ocorreu entre as variáveis área cultivada defasada (XX_2) e crédito de custeio (XX_3), prevalecerá o critério de KLEIN (5), que considera de pouca influência seus efeitos, desde que o coeficiente de correlação múltipla seja superior ao coeficiente de correlação simples entre as variáveis.

4 - RESULTADOS

Não foi possível uma mesma especificação do modelo de resposta da área cultivada para os três Estados analisados; foi necessária uma seleção das variáveis que estariam explicando a variação de área cultivada com a soja em cada um deles.

As equações estimativas testadas conseguiram captar 99,0% das variações ocorridas e o teste "F" indicou que o modelo empregado se ajusta bem na explicação da expansão da área de soja (Anexo 1).

4.1 - São Paulo

Foram testados dez modelos e os coeficientes de determinação variaram de 0,9944 a 0,9992. O teste F foi altamente significativo, enquanto a autocorrelação nos resíduos foi considerada baixa.

Os coeficientes das variáveis área no ano anterior (XX_2), crédito de custeio (XX_3), preço do milho (XX_6) e preço da soja (XX_7) foram considerados, através do teste "t", significativos aos níveis de 10,0% e 1,0%. Além do que os respectivos sinais mostraram-se consistentes com a teoria.

O coeficiente da variável binária (XX_9), utilizada com o objetivo de captar as diferenças entre 1965-72 e 1972-79, mostrou-se significativo toda vez que na equação estimativa esteve presente a variável tendência (XX_{10}).

As variáveis preço de algodão (XX_4) e preço de amendoim (XX_5) não se apresentaram estatisticamente relevantes. Porém, os sinais negativos de parâmetros apresentados em algumas equações sugerem uma certa competitividade.

O sinal negativo do coeficiente da variável preço do milho, aliado com a sua significância estatística, permite estabelecer uma forte relação de competitividade entre as culturas de milho e soja.

O coeficiente de correlação entre a variável tendência (XX_{10}) e as variáveis área cultivada defasada (XX_2) e crédito de custeio (XX_3) foi superior a 90,0%. O mesmo ocorreu entre esta última (XX_3) e área defasada (XX_2).

Na medida em que se excluíram algumas dessas variáveis (XX_2 , XX_3 , XX_{10}) na especificação do modelo, não houve alterações sensíveis nos resultados estatísticos e nem mesmo nas magnitudes dos parâmetros; contudo, o que realmente interessa na aplicação desse modelo é verificar se as variáveis explicativas apresentam o sinal correto e se são significativamente diferentes de zero. Os resultados da equação estimativa selecionada encontram-se no quadro 1.

Os coeficientes têm os sinais corretos e, exceto para o intercepto (C), são significativamente diferentes de zero pelo menos ao nível de 10,0%. Foi empregado o modelo que ajustou os logaritmos dos dados originais, e seu poder explicativo foi de 99,9% na variação da área cultivada com soja no período 1965-79. Através da variável binária (XX_9), pode-se concluir que houve um crescimento diferenciado para a área plantada com soja nos períodos entre 1965-72 e 1973-80.

SEVER & VEIGA FILHO (13) obtiveram resultados indicando uma relação de competitividade entre a cultura de algodão e soja que não foi confirmada no presente trabalho. Uma possível explicação para este fato seria o período analisado por esses autores, que foi de 1948-75.

QUADRO 1.- Estimativas dos Coeficientes de Regressão e Outras Características do Modelo Logarítmico Selecionado para Área Cultivada com Soja, em São Paulo, 1965-79

Variável	Coefficiente (¹)	Teste "t"
Intercepto (log C)	2,041 ^d	1,797
Área em t-1 (XX ₂)	0,4959 ^a	4,740
Crédito de custeio (XX ₃)	0,1881 ^c	2,2.1
Preço do milho (XX ₆)	-0,5128 ^b	-3,261
Preço da soja (XX ₇)	0,5498 ^a	4,733
Binária (XX ₉)	0,1810 ^c	1,910
Tendência (XX ₁₀)	0,4404 ^b	3,063

Coefficiente de determinação = 0,9991

Teste "F" = 1434,7

Durbin (h) = -0,46

Theil-Nagar (T²) = 0,05

Número de observações (N) = 15

(¹) Os níveis de significância considerados foram: 20,0% (d); 10,0% (c); 5,0% (b) e 1,0% (a).

Contudo, as evidências obtidas mostram estar ocorrendo uma relação de competitividade entre soja e milho, cujas elasticidades seriam $E_{ccp} = -0,5128$ (elasticidade-cruzada a curto prazo); $E_{clp} = -1,0173$ (elasticidade-cruzada a longo prazo).

O coeficiente de ajustamento apresentou-se com o valor de 0,504 e seria preciso de três a quatro anos agrícolas para que os agricultores dessem completar um ajustamento de 90,0% na área cultivada desejada. Contudo, outras equações estimadas sugerem um período de oito a nove anos.

Esses resultados estariam indicando um ajustamento relativamente rápido dos agricultores paulistas a uma alteração dos fatores que influenciam a área cultivada. As elasticidades obtidas foram:

$E_{cp} = 0,5498$ (elasticidade-preço da área a curto prazo);

$E_{lp} = 1,0906$ (elasticidade-preço da área a longo prazo).

4.2 - Paraná

Nas equações estimativas o teste "F" mostrou-se altamente significativo, o poder explicativo do modelo foi superior a 99,0% (R^2), e a autocorrelação nos resíduos foi considerada baixa.

As variáveis preço do algodão (XX_4), preço de amendoim (XX_5) e preço de milho (XX_6) apresentaram-se estatisticamente não significativas. A variável binária testada para verificar a variação na tendência de crescimento na área cultivada, durante o período 1965/79, apresentou-se em duas das equações com teste "t" significativo ao nível de 1,0%. Na maioria das vezes, contudo, esta variável foi de pequena significância estatística.

As variáveis área cultivada no ano anterior (XX_2), crédito de custo (XX_3), preço do trigo (XX_8) e tendência (XX_{10}) utilizadas no modelo mostraram-se relevantes para explicar a variação da área cultivada com soja.

O sinal positivo da variável preço de trigo (XX_8) sugere uma relação de complementaridade entre trigo e soja.

Para o cálculo do coeficiente de ajustamento e das elasticidades foi utilizada a equação apresentada no quadro 2.

QUADRO 2. - Estimativas dos Coeficientes de Regressão e Outras Características do Modelo Logarítmico Selecionado para Área Cultivada com Soja, no Paraná, 1965/79

Variável	Parâmetro	Teste "t"
Intercepto (log C)	-0,7797	-0,587
Área em t-1 (XX_2)	0,6999 ^a	5,885
Preço da soja (XX_7)	0,5841 ^c	2,340
Tendência (XX_{10})	0,2487	1,214

Coeficiente de determinação (R^2) = 0,9935

Teste "F" = 563,14

Durbin (h) = -0,71

Theil-Nagar = -0,14

Número de observações (N) = 15

(¹) Os níveis de significância considerados foram: 20,0% (d); 10,0% (c); 5,0% (b) e 1,0% (a).

O valor 0,3001 para o coeficiente de ajustamento mostra que os agricultores paranaenses levariam cerca de seis anos para atingir 90,0% do ajustamento em direção à área desejada. Entretanto, em uma das equações este ajustamento se processaria mais rápido ainda, isto é, em dois anos.

As elasticidades calculadas foram:

$E_{cp} = 0,584$ (elasticidade-preço da área a curto prazo);

$E_{lp} = 1,946$ (elasticidade-preço de área a longo prazo).

4.3 - Rio Grande do Sul

Foram ajustados doze modelos que apresentam o coeficiente de determinação (R^2) variando entre 0,9824 e 0,9968, além de apresentarem o teste "F" altamente significativo e com baixa autocorrelação nos resíduos.

As variáveis área cultivada defasada (XX_2) e crédito de custeio (XX_3), apresentaram-se com elevada correlação (0,99), conseqüentemente, quando da inclusão dessas variáveis em um mesmo modelo, o parâmetro da variável (XX_2) apresentou-se estatisticamente não significativo, além da alta instabilidade de seu valor. Da mesma forma, o parâmetro da variável preço de soja (XX_7) apresentou-se instável, além do sinal contrário ao esperado em algumas equações.

Com a retirada da variável crédito de custeio (XX_3) e inclusão das variáveis valor da exportação (XX_{11}) e relação percentual entre preço mínimo e preço vigente da soja defasado (XX_{12}), houve melhoria da performance do modelo. Assim, para análise as variáveis explicativas selecionadas foram área cultivada defasada (XX_2); preço de soja defasado (XX_7); tendência (XX_{10}); preço de trigo (XX_8); valor total das exportações de soja e derivados (X_{11}); e a relação entre preço mínimo e o preço vigente da soja (XX_{12}).

O coeficiente da variável preço de trigo (XX_8) apresentou sinal negativo, o que permite aceitar a hipótese que esteja ocorrendo uma relação de competitividade entre soja e trigo no Rio Grande do Sul.

Para cálculo do coeficiente de ajustamento e das elasticidades, foi utilizada a equação apresentada no quadro 3.

O valor de 0,6408 para o coeficiente de ajustamento mostra que os agricultores do Rio Grande do Sul levariam cerca de dois a três anos para atingir 90,0% do ajustamento em direção à área desejada. As elasticidades calculadas foram:

$E_{cp} = 0,3572$ (elasticidade-preço da área a curto prazo);

$E_{lp} = 0,5507$ (elasticidade-preço da área a longo prazo).

QUADRO 3.- Estimativas dos Coeficientes de Regressão e Outras Características do Modelo Logarítmico Selecionado para área Cultivada com soja, no Rio Grande do Sul, 1965-79

Variável	Coeficiente (¹)	Teste "t"
Intercepto (log C)	8,0160 ^c	2,022
Área em t-1 (XX ₂)	0,3592 ^d	1,427
Preço de soja (XX ₇)	0,3572 ^c	1,806
Preço de trigo (XX ₈)	-0,4858 ^d	-1,576
Tendência (XX ₁₀)	0,2474 ^c	1,828
Preço mínimo/preço de soja (X ₁₁)	0,2344 ^b	2,266
Valor da exportação (X ₁₂)	0,3580 ^d	1,598

Coeficiente de determinação (R²) = 0,9935
 Teste "F" = 202,669
 Durbin (h) = 1,09
 Theil-Nagar (T²) = 0,37
 Número de observações (N) = 15

(¹) Os níveis de significância considerados foram: 20,0% (d); 10,0% (c); 5,0% (b) e 1,0% (a).

5 - DISCUSSÃO E CONCLUSÕES

De modo geral, os estudos realizados sobre a expansão da soja no Brasil não chegam a considerar as mudanças ocorridas a partir de 1973, quando a demanda derivada de soja (na realidade demanda direta de farelo) foi novamente fortalecida face à diminuição da captura de anchovas no Peru, resultando em menor disponibilidade de farinha de peixe, um dos principais componentes de rações animais e concorrente mais próximo da soja no mercado internacional.

Tentativas feitas no sentido de distinguir período, nos quais a soja tenha se expandido a taxas diferenciadas, podem ser encontradas no trabalho de SEVER & VEIGA FQ (13), que obtiveram significância estatística para a variável "dummy" que separou duas épocas distintas: anterior a 1964 e após essa data.

Os resultados obtidos no presente estudo mostram que mesmo com o fortalecimento dos preços externos, ocorreu uma modificação da expansão da soja a partir de 1972, além daquela já ocorrida em 1964 no Estado de São Paulo. Fato este observado pela variação da magnitude de taxa de crescimento anual da área cultivada com soja, que de 50,1% no período 1965-72, diminuiu para 22,9% em 1972-79. Resultados semelhantes foram obtidos para o Estado do Paraná, com taxas de 44,6% e 26,5%, respectivamente. No Rio Grande do Sul, por sua vez, a variável binária (XX_9) mostrou-se estatisticamente não significativa, resultados compatíveis com as taxas de crescimento observadas, isto é 20,9% ao ano entre 1965 e 1972 e 15,9% no período subsequente. Os ganhos de produtividade por sua vez foram significativos.

Da mesma forma que em outros trabalhos, obtidos bons resultados com a variável área cultivada defasada de um ano (X_2). Em todos os modelos testados seus resultados estatísticos foram significativos, embora apresentassem uma elevada correlação com área plantada no ano, fato já esperado.

Através do parâmetro (b_2) desta variável foi possível calcular os coeficientes de ajustamento de 0,5041 para São Paulo; 0,3001 para o Paraná e 0,6408 para o Rio Grande do Sul. Para que os agricultores possam completar um ajustamento de 90,0% daquilo que gostariam de plantar no longo prazo, em São Paulo seria preciso de três a quatro anos, no Paraná, cerca de seis anos, e um período inferior a três anos no Rio Grande do Sul.

Para os agricultores, pelo menos no período analisado, a variável preço de soja defasado (X_7) apresentou-se como um fator relevante no processo de tomada de decisão de quanto em área deveria ser plantado com esta oleaginosa.

Os resultados relativos ao preço da soja parecem justificar a hipótese de que em regiões com agricultura mais diversificada a resposta a variações de preços é mais sensível que aquelas onde as oportunidades de substituição sejam menores.

Em São Paulo, o milho apresentou-se como o principal produto competitivo da soja. A bibliografia consultada indicava uma relação de competitividade apenas com algodão. Acredita-se, contudo, que essas duas afirmativas estejam corretas; porém, é preciso limitar o período em que essas relações ocorreram.

Os trabalhos que estabeleceram competitividade entre soja e algodão analisaram séries de tempo anteriores a 1973 quando, provavelmente existia de fato essa relação. Contudo, na década de setenta, milho e soja têm competido pelas mesmas áreas. Por outro lado, as regiões tradicionalmente produtoras de algodão foram invadidas pela cana-de-açúcar, sobretudo a partir de 1975, com a implantação do PROALCOOL.

Resultados interessantes foram obtidos quando se procurou relacionar trigo e soja. Os coeficientes da variável preço de trigo apresentaram-se com os sinais contrários, isto é, positivo no modelo estimado para o Paraná e negativo para o Rio Grande do Sul. Assim sendo, existiria uma relação complementar no Paraná e competitiva no Rio Grande do Sul. As razões que explicam tais inferências se prendem a restrições de ordem ecológica (principalmente no Rio Grande do Sul); aos diferentes estágios de adoção e consolidação da atividade; e aos riscos envolvidos com as características climáticas apropriadas para essas culturas, principalmente, o trigo.

Por isso, parece pertinente levantar que a famosa dobradinha soja e trigo apresenta grande sucesso no Paraná, onde as condições edafoclimáticas são bastante satisfatórias, e, de acordo com ZOCKUN (17), a soja teria sido a responsável pela expansão do trigo, possibilitando que o risco inerente à triticultura fosse diluído entre essas duas explorações.

Dentre as variáveis envolvidas, o crédito de custeio (X_3) apresentou os melhores resultados estatísticos. Assim pode ser considerado como um dos incentivos econômicos de maior alcance entre os agricultores, chegando a ser em alguns casos o fator mais relevante para explicar a expansão da área de soja.

Acredita-se que o crédito de custeio tenha sido de fundamental importância para os agricultores que realizaram maciços investimentos exigidos por uma cultura tecnificada como a soja, sem se preocuparem com o tempo necessário para a maturação dos seus projetos de modernização e oscilação de preços.

Embora na análise da evolução da soja no Brasil não tenha sido considerada a produção pertinente a Mato Grosso do Sul, cumpre ressaltar o avanço que esta oleaginosa apresentou neste Estado. Em 1970, a área cultivada era de apenas 5.809ha; em 1980 atingiu 806.581ha, o que significa crescimento de 139 vezes na década. Atualmente, o Estado responde por quase 10% da produção nacional, colocando-se como terceiro maior produtor (à frente de São Paulo), superado apenas pelo Rio Grande do Sul e Paraná.

A incipiente agricultura sulmatogrossense começou a sofrer transformações acentuadas no início da década de 70, sobretudo com a migração de agricultores sulistas, notadamente do Paraná e Rio Grande do Sul, em busca de terras férteis e de baixo custo, aproveitando-se com isso não só a tradição agrícola, bem como a avançada tecnologia já existente para a soja, dando novo alento à atividade nesse Estado.

O grande impulso, entretanto, foi observado a partir de 1976/77 com a implantação de unidades armazenadoras e abertura de novas estradas pa

ra possibilitar o escoamento da produção. A região apresenta grande potencialidade tanto pela melhoria da produtividade como pela incorporação de novas áreas.

LITERATURA CITADA

1. BONATO, Emídio R. Programa Nacional de Pesquisa de Soja. In: SEMINÁRIO NACIONAL DE PESQUISA DE SOJA, 2, Brasília, EMBRAPA. Centro Nacional de Pesquisa do Cerrado, 1981 (mimeo)
2. CARMO, Maristela S. & SAYLOR, Ralph G. Análise da demanda e da oferta de oleaginosas no Estado de São Paulo. Agricultura em São Paulo, SP, 21 (2): 81-130, 1974.
3. DURBIN, J. Testing for serial correlation in least-squares regression when some of the regressors are lagged dependent variables. Econometrica, Cambridge, 38 (3):410-421, May, 1970.
4. FUNDAÇÃO GETÚLIO VARGAS. Soja: novo ciclo da agricultura brasileira. Conjuntura Econômica, RJ, 30 (6):98-110, jun. 1976.
5. KLEIN, Lawrence R. An introduction to econometrics. New Jersey, Prentice-Hall, 1962. 280p.
6. NERLOVE, Marc. Distributed lags and demand analysis for agricultural and other commodities. Washington, USDA/Agricultural Marketing Service, 1958. 121p. (Agricultural Handbook, 141)
7. NOGUEIRA JR., Sebastião. Potencialidade da soja brasileira. Informações Econômicas, SP, 9 (8): 19-24, ago. 1979.

8. NOGUEIRA JR., Sebastião; ARAÚJO, Paulo F.C.; YAMAGUSHI, Caio T. Considerações sobre a economia da soja. São Paulo, Secretaria da Agricultura, IEA, 1976. 49p. (Relatório Preliminar de Pesquisa, 6)
9. NOGUEIRA JR., Sebastião & CRISCUOLO, Paulo D. A soja na avicultura. Agricultura em São Paulo, SP, 26 (1): 137-154, 1979.
10. OLIVEIRA, Francisco T.G. et alii. Manejo de pragas na cultura de soja: um caso de sucesso da pesquisa. Brasília, EMBRAPA, Centro Nacional de Pesquisa de Soja, 1980. 23p. (Documentos DDT, 2)
11. PASTORE, Affonso C. A resposta da produção agrícola aos preços no Brasil. Rio de Janeiro, APEC, 1973. 170p.
12. PEDROSO, Iby A. & SEVER, Fernando A.A. Estrutura da oferta de oleaginosas e demanda de óleos comestíveis em São Paulo, 1948/72. Agricultura em São Paulo, SP, 21 (3):147-167, 1974.
113. SEVER, Fernando A.A. & VEIGA Fº, Alceu A. Uma contribuição ao estudo da resposta de área aos estímulos de preços de amendoim, arroz, feijão, milho e soja no Estado de São Paulo. Revista de Economia Rural, Curitiba, 25 (1):45-92, 1977.
14. SILVA, Gabriel L.S.P.; MARTIN, Nelson B.; FONSECA, Maria A.S. Pesquisa e produção agrícola no Brasil. Agricultura em São Paulo, SP, 26 (2):175-253, 1979.
15. THEIL, Henry & NAGAR, A.L. Testing the independence of regressions disturbances. Journal of the American Statistical Association, Washington, 56:793-806, Dec. 1961.
16. TOYAMA, Nelson K. & PESCARIN, Rosa M.C. Projeções da oferta agrícola do Estado de São Paulo. Agricultura em São Paulo, SP, 17 (9/10): 1-97, set./out., 1970.
17. ZOCKUN, Maria H.G.P. A expansão da soja no Brasil: alguns aspectos da produção. São Paulo, IPE/USP, 1980. 243p. (Ensaio Econômico, 04)

RESUMO

O trabalho procura reunir as variáveis explicativas da expansão da soja durante 1965-79, nos tradicionais estados produtores de soja, exceto Santa Catarina.

As principais variáveis explicativas foram: área plantada defasada de um ano; crédito de custeio; preço da soja defasado. Em São Paulo, milho e soja se apresentam competitivos por área; no caso do Paraná, o trigo e soja são produtos complementares, enquanto que no Rio Grande do Sul são competitivos.

Verificou-se um comportamento diferenciado na expansão de soja entre os períodos 1965-72 e 1972-79, medido através de variável binária.

SOYBEAN DIFFERENTIATED GROWTH IN BRAZIL: A REGIONAL ANALYSIS SUMMARY

This paper tried to gather the economic factors which effects the soybean expansion during 1965-1979 in the traditional productive States, except Santa Catarina. The main variables: area cultivated with soybean in the previous year; credit; price of soybean in the previous year.

The model allowed to know that there have been a competition by area between soybean and corn after 1965 in São Paulo. In the States of Paraná both products soybean and wheat were complementary products, while in Rio Grande do Sul they were competitive by area.

The dummy variable showed that there have been different increases in each states during 1965-72 and 1972-79.

CRESCIMENTO DIFERENCIADO DA SOJA NO BRASIL: UMA ANÁLISE REGIONAL

ANEXO

Equações Estimadas para Área Cultivada com Soja

QUADRO A. 1 - Equações Estimativas para Área Cultivada com Soja, no Estado de São Paulo, 1965/79, Modelos Logarítmicos (1)

Variáveis	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
Intercepto (log C)	1,1825 (0,702)	3,0587 ^{d/} (1,593)	1,9522 (1,237)	2,0411 ^{d/} (1,797)	-1,7819 (-1,1845)	0,0425 (0,031)	-2,0559 (-1,073)	-1,1344 (-1,043)	2,3526 (1,744)	1,8363 (0,879)
Área do ano anterior (X ₂)	0,3748 ^{c/} (2,132)	0,7675 ^{a/} (9,803)	0,7701 ^{a/} (10,247)	0,4959 ^{a/} (4,740)	0,7657 ^{d/} (7,470)	0,3412 ^{b/} (2,543)	0,7531 ^{a/} (6,366)	0,3660 ^{b/} (2,658)	0,6145 ^{a/} (5,716)	-
Crédito de custeio (X ₃)	0,1986 ^{c/} (2,004)	0,1762 (1,384)	0,1790 ^{a/} (1,515)	0,1881 ^{c/} (2,211)	0,1244 (0,935)	0,1808 ^{d/} (1,478)	0,1553 (0,835)	0,2730 ^{b/} (2,619)	-	0,3947 ^{b/} (2,938)
Preço do algodão (X ₄)	0,0775 (0,5407)	-0,1033 (-0,658)	-	-	-	-	-	-	-	-
Preço do amendoim (X ₅)	0,1374 (0,791)	-0,1451 (-0,886)	-	-	-	-	-	-	-	-
Preço do milho (X ₆)	-0,4373 ^{c/} (-2,219)	-0,7239 ^{b/} (-3,555)	-0,7535 ^{b/} (-3,982)	-0,5128 ^{b/} (-3,261)	-	-	-	-	0,5037 ^{b/} (-2,678)	-0,1248 (-0,678)
Preço da soja (X ₇)	0,4775 ^{b/} (3,092)	0,6073 ^{b/} (3,256)	0,5101 ^{b/} (3,180)	0,5498 ^{a/} (4,733)	0,4054 ^{b/} (1,703)	0,5204 ^{b/} (3,123)	0,4110 ^{d/} (1,645)	0,5210 ^{b/} (3,015)	0,6324 ^{a/} (4,803)	0,5064 ^{c/} (2,376)
Variável binária (X ₈)	0,1758 ^{d/} (1,702)	0,1320 (1,006)	0,0694 (0,567)	0,1810 ^{c/} (1,901)	-	0,1810 (1,322)	-0,0469 (-0,251)	-	0,3008 ^{b/} (3,213)	0,2374 (1,366)
Tendência (X ₁₀)	0,6357 ^{c/} (2,381)	-	-	0,4404 ^{b/} (3,063)	-	0,6749 ^{d/} (3,766)	-	0,5701 ^{a/} (3,421)	0,4292 ^{b/} (2,496)	1,02387 ^{d/} (7,485)
R ²	0,9992	0,9980	0,9980	0,9991	0,9944	0,9978	0,9944	0,9974	0,9985	0,9965
F	916,700	628,092	890,582	1.437,4	650,390	830,384	446,252	965,412	1.201,30	507,225
Durbin-Watson	1,831	2,476	1,7801	2,213	1,883	2,155	1,9614	2,3098	1,584	1,4798

(1) Os valores, dos testes "t" estão entre parênteses: Os níveis de significância considerados foram 20,0% (d), 10,0% (c), 5,0% (b) e 1,0% (a).

Fonte: Instituto de Economia Agrícola

QUADRO A.2 - Equações Estimativas para Área Cultivada com Soja, no Estado do Paraná, 1965/79, Modelo Logístico (1)

Variáveis	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
Intercepto (log π)	5,1238 ^{d/} (1,591)	0,6531 (0,246)	2,8320 ^{d/} (1,748)	1,7786 (1,184)	-0,7797 (-0,587)	-0,9089 (-0,384)	0,6588 (0,341)	0,1283 (0,071)	2,6840 (1,044)	1,9704 (0,536)
Área no ano anterior (X_2)	0,7111 ^{a/} (5,836)	0,7254 ^{a/} (5,336)	0,4006 ^{b/} (2,532)	0,3718 ^{c/} (2,264)	0,6999 ^{c/} (5,883)	0,7007 ^{a/} (5,592)	-	0,2871 ^{d/} (1,746)	0,2636 (1,433)	0,2138 (0,955)
Crédito de custeio (X_3)	0,1183 (0,797)	0,09918 (0,597)	0,1653 (1,333)	0,2647 ^{b/} (2,490)	-	-	0,5087 ^{a/} (7,252)	0,3452 ^{b/} (3,045)	0,1786 ^{d/} (1,504)	0,3158 (1,261)
Preço do algodão (X_4)	-0,5904 (-1,840)	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Preço do amendoim (X_5)	0,05639 (0,213)	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Preço do milho (X_6)	0,06213 (0,167)	0,08934 (0,244)	-	-	-	-	-	-	0,2390 (0,832)	0,0914 (0,234)
Preço da soja (X_7)	0,1543 (0,521)	0,1522 (0,497)	0,2506 (1,097)	0,2891 (1,218)	0,5841 ^{c/} (2,340)	0,5736 ^{d/} (1,885)	-0,1302 (-0,419)	0,0025 (0,009)	0,1024 (0,384)	-0,1029 (-0,2397)
Preço do trigo (X_8)	-	-	-	-	-	0,0251 (0,067)	0,6588 ^{c/} (2,042)	0,4726 ^{d/} (1,511)	-	-
Variável binária (X_9)	0,3118 ^{d/} (1,435)	0,1241 (0,564)	0,2301 (1,398)	-	-	-	-	-	0,5712 ^{b/} (2,755)	0,5214 ^c (2,098)
Tendência (X_{10})	-	-	0,4699 ^{b/} (2,645)	0,4108 ^{c/} (2,294)	0,2487 (1,214)	0,2485 (1,158)	0,7139 ^{a/} (6,536)	0,4648 ^{a/} (2,672)	-	0,3293 (0,733)
Valor das exportações e derivados (X_{11})	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-0,1147 (-0,342)
Relação preço mínimo/preço da soja (X_{12})	-	-	-	-	-	-	-	-	0,1360 (1,1399)	0,0781 (0,504)
R ²	0,9964	-0,9942	0,9967	0,9960	0,9935	0,9935	0,9957	0,9968	0,9969	0,9972
F	774,961	309,025	547,026	623,609	563,14	384,13	583,96	563,4	430,1	246,5
Durbin-Watson	1,9679	1,5362	1,9679	2,0815	2,347	2,1451	1,7748	2,37	1,7435	1,9990

Os valores dos testes "t" estão entre parênteses. Os níveis de significância considerados foram 20,0% (d), 10,0% (c), 5,0% (b) e 1,0% (a).

Fonte: Instituto de Economia Agrícola.

QUADRO 4.2 - Equações Estimativas para Área Cultivada com Soja, nos Estado do Rio Grande do Sul, 1965/79, Modelos Logarítmicos (1)

variáveis	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
Interceção $\log C$:	7,4636 ^{d/} (3,813)	7,3187 ^{d/} (5,099)	6,8192 ^{d/} (5,999)	0,0034 (0,936)	3,0357 (1,453)	7,2119 ^{d/} (14,383)	9,0577 ^{d/} (8,304)	7,5032 ^{d/} (6,018)	7,0192 ^{d/} (3,573)	8,0167 ^{d/} (2,022)
Área do ano anterior (X_2)	0,1055 (0,4974)	0,0365 (0,219)	0,05696 (0,3611)	0,9192 ^{d/} (18,018)	0,9170 ^{d/} (18,190)	-	-	0,1057 (0,761)	0,0910 (0,675)	0,3592 ^{d/} (1,427)
Crédito de custeio (X_3)	0,4637 ^{d/} (3,578)	0,5165 ^{d/} (5,402)	0,5355 ^{d/} (6,126)	-	-	0,5833 ^{d/} (39,153)	0,5822 ^{d/} (38,847)	0,5170 ^{d/} (6,097)	0,4153 (5,089)	-
Preço do amendoim (X_5)	-0,1230 (-0,788)	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Preço do milho (X_6)	0,01409 (0,08202)	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Preço da soja (X_7)	-0,07676 (-0,531)	-0,1344 (-1,169)	-0,1305 (-1,175)	0,0556 (0,320)	0,1821 (0,908)	-0,1600 ^{d/} (-1,932)	-0,1070 (-1,070)	-0,0821 (-0,775)	0,1012 (0,922)	0,3572 (1,806)
Preço do trigo (X_8)	-	-	-	-	0,3890 (-1,150)	-	-0,1557 (-0,969)	-0,1810 (-1,085)	-0,1670 (-1,016)	-0,4859 ^{d/} (-1,576)
Variável binária (X_9)	0,09021 (0,604)	0,06348 (0,605)	-	-	-	-	-	-	-	-
Tendência (X_{10})	0,08211 (0,747)	0,4901 (0,528)	0,2182 (0,277)	-	-	-	-	-	0,1101 ^{d/} (1,530)	0,2474 ^{d/} (1,829)
Valor da exportação e derivados (X_{11})	-	-	-	-	-	-	-	-	-0,0631 (1,032)	0,2344 ^{d/} (2,266)
Relação preço mínimo/preço da soja (X_{12})	-	-	-	-	-	-	-	-	0,2977 ^{b/} (2,631)	0,3501 ^{d/} (1,598)
R^2	0,9966	0,9964	0,9963	0,9824	0,9843	0,9967	0,9965	0,9967	0,9986	0,9935
F	307,321	504,995	673,842	334,66	229,57	1,557,38	1,033,4	747,726	718,033	202,669
Durbin-watson	2,7154	2,4799	2,6662	1,380	1,565	2,837	2,7704	2,579	2,0374	1,6001

(1) Os valores dos testes "t" estão entre parênteses. Os níveis de significância considerados foram 20,0%(d), 10,0% (c), 5,0% (b) e 1,0% (a).

**SECRETARIA DE AGRICULTURA E ABASTECIMENTO
INSTITUTO DE ECONOMIA AGRÍCOLA**

Comissão Editorial:

Coordenador: Ismar Florêncio Pereira

Membros: Antônio Augusto Botelho Junqueira
Sebastião Nogueira Jr.
José Ricardo Cardoso de Mello Junqueira
José Roberto Vianna de Camargo
José Roberto Vicente
Yuli Ivete Mizaki de Toledo

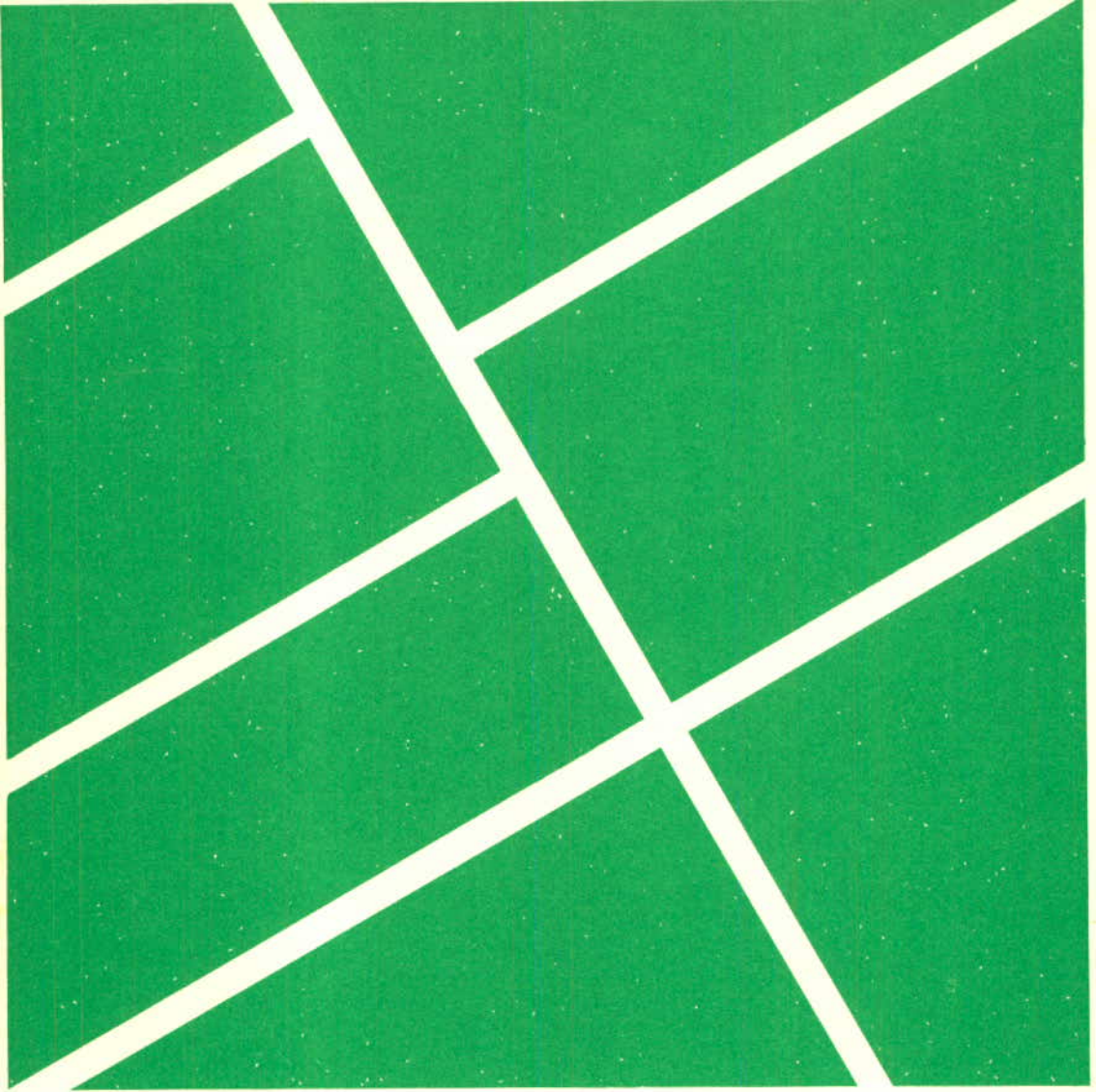
Bibliografia: Maria Luiza Alexandre Peão

Centro Estadual da Agricultura
Av. Miguel Estefano, 3900
04301 - São Paulo - SP

Caixa Postal, 8114
01000 - São Paulo - SP
Telefone: 275-3433 r.257



Impresso no Setor Gráfico do IEA
Av. Miguel Stefano, 3900 - 04301, São Paulo, SP



Relatório de Pesquisa
Nº 03/82

Governo do Estado de São Paulo
Secretaria de Agricultura e Abastecimento
Instituto de Economia Agrícola

CAPA IMPRESSA NA
MÁQUINA OFICIAL DO ESTADO