

**EFEITO DAS CONDIÇÕES DO TEMPO SOBRE A PRODUTIVIDADE DA SOJA NO  
ESTADO DE SÃO PAULO**

Gabriel Luiz Seraphico Peixoto da Silva  
José Roberto Vicens  
Denise Viani Cas

Governo do Estado de São Paulo  
Secretaria de Agricultura e Abastecimento  
Coordenadoria Sócio-Econômica

Instituto de Economia Agrícola



**EFEITO DAS CONDIÇÕES DO TEMPO SOBRE A PRODUTIVIDADE DA SOJA NO ESTADO  
DE SÃO PAULO**

Gabriel Luiz Seraphico Peixoto da Silva  
José Roberto Vicente  
Denise Viani Caser

## INDICE

1 - INTRODUÇÃO .....	1
2 - OBJETIVOS .....	3
3 - METODOLOGIA .....	3
4 - RESULTADOS E DISCUSSÃO .....	6
5 - CONCLUSÕES .....	11
LITERATURA CITADA .....	11
RESUMO .....	13
SUMMARY .....	14

# EFEITOS DAS CONDIÇÕES DO TEMPO SOBRE A PRODUTIVIDADE DA SOJA NO ESTADO DE SÃO PAULO (1)

Gabriel Luiz Seraphico Peixoto da Silva

José Roberto Vicente

Denise Viani Caser (2)

## I - INTRODUÇÃO

A soja ganhou importância no Estado de São Paulo a partir do final da década de 60, quando passou de áreas inferiores a 50 mil hectares ao pico de 572 mil hectares em 1981. Desse ano em diante sofreu pequeno decréscimo, variando em torno de 500 mil hectares. Em termos de participação relativa, a cultura passou de 1,8%, em 1972, para 6,0% do valor total da produção agropecuária paulista de 1980, segundo dados do Instituto de Economia Agrícola (IEA).

No Estado de São Paulo a época de plantio estende-se normalmente de outubro a novembro (25% a 70%, respectivamente) e a colheita concentra-se em março e abril (25% e 55%, respectivamente), segundo dados dos Censos Agropecuários (6 e 7).

A cultura parece ter seu desenvolvimento favorecido quando a temperatura média dos meses do ciclo mantém-se no intervalo de 22°C (a 35°C) (16).

Pelo desenvolvimento de seu sistema radicular e por seu relativamente longo período de florescimento, a soja apresenta maior resistência a curtos períodos de estiagem do que a maioria das espécies cultivadas. Porém, deficiências hídricas durante o período vegetativo provocam redução da taxa de crescimento, da fotossíntese, da fixação de nitrogênio e do metabolismo da planta. A escassez de umidade é mais prejudicial durante os períodos de florescimento e de frutificação do que na fase de vegetação; o período de enchimento dos grãos é também crítico em relação às deficiências hídricas, que nessa fase causam severas quedas na produção final (3).

---

(1) Trabalho apresentado no IV Seminário Nacional de Pesquisa de Soja, Porto Alegre, RS, 8 a 12 de setembro de 1986.

(2) Os autores agradecem à programadora Vera Lúcia Ferraz dos Santos, aos auxiliares agropecuários José Antonio Marinovic Doro e Mário Pires de Almeida Olivetti e à escriturária Cleusa Pires Monteoliva; agradecem também à Fundação Cargill, à Seção de Climatologia do IAC e ao 7º DISME do Instituto Nacional de Meteorologia.

Essas opiniões são corroboradas por SHIBLES et alii (13), que afirmam que, quando a soja está sob déficit hídrico, existe uma certa compensação entre os componentes do rendimento, que permite à cultura certa estabilidade do mesmo. Esse processo de compensação parece ser maior nos estágios iniciais, diminuindo na medida em que progride o desenvolvimento, citado por ESPINOZA, 5.

Foram desenvolvidos alguns estudos com a intenção de relacionar o rendimento agrícola ou a produção com variáveis climáticas.

Assim o IPEA (8) estimou um modelo para previsão do rendimento de soja nos Estados do Rio Grande do Sul e Paraná, utilizando as variáveis deficiência hídrica e temperatura média, do plantio ao florescimento. A equação selecionada foi considerada razoável, com  $R^2$  de 56%. Provavelmente, o modelo não forneceu melhores resultados pela introdução de deficiências agregadas e pela utilização do nível de 125mm, que pode não ser o mais apropriado para a cultura.

MOTA (10), trabalhando com dados da microrregião colonial das Missões, no Rio Grande do Sul, estimou modelos para previsão de rendimento de soja, encontrando os melhores resultados ( $R^2=0,90$ ) quando utilizou como variável independente um índice de seca  $(1 - ER/EP)$ , onde ER é a evapotranspiração real e EP a evapotranspiração potencial, considerando o período dezembro-fevereiro.

JUNQUEIRA (9) não conseguiu qualquer resultado animador com modelos que relacionaram a produtividade de soja em Ribeirão Preto com a precipitação pluviométrica nos períodos de plantio, florescimento e colheita (separadamente), já que pouco melhoraram o ajuste conseguido apenas com a introdução da variável tendência.

A DIRA de Ribeirão Preto foi objeto de estudo de CHEN (4), que em seu modelo relacionou o rendimento da soja à diferença entre o valor absoluto da média das temperaturas máximas em fevereiro e seu valor normal, ao valor absoluto da diferença entre a temperatura média de novembro e seu valor normal e ao valor absoluto da diferença entre a precipitação de dezembro e seu valor normal, conseguindo bons ajustes ( $R^2=0,83$ ). Os parâmetros estimados tinham sinal negativo, indicando que as condições médias da região devem estar próximas das ideais para a cultura, porém é questionável a utilização de variáveis em valores absolutos, que levariam à conclusão de que temperaturas acima e abaixo da média em novembro causariam impactos semelhantes ao rendimento da cultura, da mesma forma que excesso ou escassez de precipitação em dezembro.

As variedades de soja Davis e Paraná, de ciclo precoce, foram estudadas por PEDRO JR. et alii (12), que associaram o decréscimo relativo da produ

tividade a falta de água disponível (relação entre evapotranspiração real e potencial). Os modelos estimados apresentaram erros médios de 25% (experimentos instalados em Campinas), 9% (experimentos instalados em Ribeirão Preto) e 8% (experimentos instalados em Pindamonhangaba). Os autores reconhecem que a principal dificuldade de estender os resultados para dados de campo é a necessidade, imposta pelo modelo, de estimar a produtividade potencial média para cada variedade em cada região.

BRUNINI et alii (2) obtiveram modelos bem ajustados de produtividade de soja, variedades Paranã e Davis, para experimentos instalados nos municípios de Campinas, Pindamonhangaba e Ribeirão Preto (coeficientes de determinação maiores que 80%). Observaram que a introdução do excedente hídrico em época de colheita melhorou a qualidade dos modelos com deficiência hídricas (medidas em termos de água disponível no solo) durante o desenvolvimento. Concluíram que as variedades precoces são mais afetadas por déficits hídricos do que as de ciclo tardio. Como no caso anterior, a necessidade de se conhecer a produtividade potencial por cultivar e por região diminui a possibilidade de utilização dos modelos a nível mais agregado. Em desenvolvimento posterior, BRUNINI et alii (1) conseguiram, para os mesmos locais e com a mesma metodologia, resultados muito bons para as variedades Santa Rosa e IAC-7 (coeficientes de determinação superiores a 90%).

## 2 - OBJETIVOS

Pretendeu-se no presente estudo, medir através de modelos os efeitos das condições do tempo, prevalentes durante o ciclo produtivo, sobre o rendimento da soja no Estado de São Paulo. Adicionalmente, compararam-se as estimativas fornecidas por esses modelos com as efetuadas pelo Instituto de Economia Agrícola (IEA) e Coordenadoria de Assistência Técnica Integral (CATI), através de levantamentos de campo, nos meses de fevereiro e abril. Dois critérios nortearam a elaboração dos modelos. De um lado, procurou-se encurtar o período considerado, visando obter previsão razoável mais rapidamente. De outro lado, procurou-se alongar aquele período, tendo em vista a obtenção de melhor estimativa final do rendimento.

## 3 - METODOLOGIA

A metodologia seguida para o ajuste de modelos no presente estudo foi a mesma utilizada para as principais culturas do Estado de São Paulo, conforme descrito com detalhes em SILVA; VICENTE; CASER (15).

Como "proxy" para as variáveis não explicitamente consideradas opo-  
tu-se por introduzir nos modelos a variável tendência temporal. Acredita-se  
que se possa captar o efeito do progresso tecnológico, a influência de altera-  
ções persistentes na proporção dos fatores, a perda da fertilidade natural do  
solo, mudanças continuadas na localização das culturas e outros fatores capa-  
zes de afetar o rendimento, associados ao tempo histórico.

Quanto às condições meteorológicas, tem sido enfatizada a importân-  
cia de variáveis como temperatura, precipitação, brilho solar, umidade do ar,  
etc. Preferiu-se utilizar apenas as mais freqüentes registradas - temperatura  
e precipitação - e evitou-se o uso das primeiras exclusivamente em sua forma  
primária, face à reconhecida interação entre ambas.

Não obstante, também foram feitas tentativas de captar o efeito es-  
pecífico da temperatura, mencionado como podendo ser importante em determina-  
das fases do ciclo, e também da precipitação, capaz de prejudicar a colheita.

Para o cálculo da deficiência hídrica utilizou-se o método de balan-  
ço hídrico, que consiste em contabilizar a água no solo, num processo em que  
a chuva representa o abastecimento e a evapotranspiração o consumo de água,  
considerando-se uma determinada capacidade de armazenamento de água no solo,  
em condições de ser extraída pelas plantas.

Como neste estudo o foco de interesse não é a condição média do tem-  
po, mas sim suas variações, que determinam flutuações da produtividade agríco-  
la, o balanço hídrico foi calculado seqüencialmente, mês por mês, ano após  
ano, seguindo-se o método de THORNTWAITE & MATHER (18) e o roteiro proposto  
por ORTOLANI et alii (11).

Em alguns modelos utilizados neste trabalho comparecem as deficiên-  
cias hídricas mensais e em outros elas foram acumuladas; em ambos os casos  
considerou-se o período correspondente ao ciclo biológico da cultura ou perí-  
odos que se afiguravam como mais críticos para seu desenvolvimento e produção.  
Trabalhou-se com quatro níveis de capacidade de armazenamento de água pelo so-  
lo: 50mm, 100mm, 125mm e 150mm.

Para assegurar representatividade global, foram utilizados dados me-  
teorológicos referentes a várias localidades, que cobrem praticamente todo o  
Estado. Procurou-se, sempre que possível, escolher postos situados dentro das  
áreas circunscritas pelas isolinhas de deficiências hídricas mais representa-  
tivas de cada região (14). Um critério adicional para seleção foi a disponibi-  
lidade de dados durante todo ou a maior parte do horizonte de tempo considera-  
do. Não foram incluídos postos meteorológicos representativos das divisões re-  
gionais agrícolas de São Paulo e Vale do Paraíba devido à pequena participa-  
ção de ambas.

Agregaram-se as deficiências hídricas de cada localidade através de

uma média ponderada, com base nas áreas cultivadas nas regiões representadas pelos postos meteorológicos, em relação à área total da cultura no Estado, no período 1956-84.

Os dados meteorológicos primários - temperatura e precipitação - foram obtidos no Instituto Agronômico de Campinas, no Instituto Nacional de Meteorologia e na Coordenadoria de Assistência Técnica Integral. Os pesos usados para ponderar as deficiências foram calculados com base em dados do Instituto de Economia Agrícola. O rendimento da cultura foi obtido nesta mesma fonte. Os modelos foram estimados usando séries temporais de 29 anos, abrangendo o período 1956-84, pelo método dos mínimos quadrados ordinários.

A seleção de modelos seguiu os critérios estatísticos usuais. Adicionalmente, para melhor avaliar a capacidade de previsão dos modelos e compará-la com a dos levantamentos IEA/CATI, foram utilizados dois indicadores: o erro percentual médio (E) e o coeficiente de desigualdade (U) de THEIL (17).

O erro percentual médio em módulo constitui uma medida de acurácia dos valores previstos:

$$E = \frac{1}{n} \sum_t \left| \frac{P_t - A_t}{A_t} \right| \times 100; t = 1 \dots n.$$

onde,  $P_t$  = valor previsto;  $A_t$  = valor realizado e  $t$  = período de tempo.

A interpretação de E é imediata:  $E = 0$  significa que os valores previstos igualam os realizados, ou que o procedimento de previsão é perfeito. Quanto maior for E pior o procedimento de previsão.

O coeficiente de desigualdade de Theil é um indicador de acurácia das variações previstas entre períodos:

$$U = \left[ \frac{\sum_t (\Delta P_t - \Delta A_t)^2}{\sum_t \Delta A_t^2} \right]^{1/2}, t = 1 \dots n.$$

onde,  $\Delta P_t$  = variação prevista e  $\Delta A_t$  = variação realizada.

$$\Delta P_t = \frac{P_t - A_{t-1}}{A_{t-1}}$$

$$\Delta A_t = \frac{A_t - A_{t-1}}{A_{t-1}}$$

Para evitar o problema de assimetria implícita em variações medidas através de percentagens, preferiu-se seguir o procedimento sugerido por Theil (17), baseado no uso de logaritmos naturais.

Assim, como demonstra aquele autor,

$$\Delta P_t - \Delta A_t = \log \frac{P_t}{A_t}$$

$$\Delta A_t = \log \frac{A_t}{A_{t-1}}$$

A interpretação de U também é muito simples. Se  $U = 0$  as variações previstas são idênticas às observadas. Quanto maior for U, pior o procedimento de previsão. Em particular se  $U = 1$  pode-se afirmar que o procedimento de previsões envolve o mesmo erro médio quadrático que seria observado com um procedimento ingênuo de previsão: o de não prever variações. Finalmente se  $U > 1$  o procedimento de previsão é pior que o de não prever variação.

Para ilustração foram utilizados diagramas de séries temporais, previstas e observadas, e diagramas de previsão-realização de Theil (17). O diagrama de previsão-realização utiliza um sistema de eixos cartesianos onde cada ponto corresponde a um par de variações, sendo uma prevista e outra realizada. Os pontos da bissetriz dos quadrantes de mesmos sinais correspondem a previsões perfeitas. Os erros por superestimação, subestimação e mudança de sentido podem ser visualizados pela posição dos pontos no diagrama.

#### 4 - RESULTADOS E DISCUSSÃO

As tentativas de ajuste de equações para previsão do rendimento da soja concentraram-se nos meses de outubro a abril, período que abrange todo o ciclo da quase totalidade dos cultivos realizados no Estado. A variável climática utilizada foi a deficiência hídrica, sendo que o nível de armazenamento de água de 50 milímetros forneceu os melhores resultados. A inclusão das temperaturas médias compensadas diretamente nos modelos não forneceu resultados que justificassem sua manutenção. Foram selecionados para apresentação os modelos que constam do quadro 1.

Pelo coeficiente de desigualdade de Theil, os modelos em que o rendimento da soja é relacionado às deficiências hídricas dos meses de outubro a abril apresentam desempenho semelhante ou melhor que o da previsão levada a campo pelo IEA/CATI em fevereiro, excetuando-se o modelo com deficiências hí

QUADRO 1. - Equações com Deficiências Hídricas em Diversos Períodos e Tendência como Variáveis Explicativas do Rendimento da Soja, Estado de São Paulo, 1956-84 (1)

Variáveis explicativas	Modelos de previsão			
	0-A(L)	0-F	0-A	0-A(A)
Def. hídrica em outubro	0,008 (0,27)	3,219 (1,43)	3,453 (1,72)	
Def. hídrica em novembro	-0,017 (0,43)	1,175 (0,06)	-0,808 (0,03)	
Def. hídrica em dezembro	-0,022 (0,92)	-6,555 (2,29) <sup>d</sup>	-4,685 (1,20)	
Def. hídrica em janeiro	-0,131 (17,85) <sup>a</sup>	-33,091 (11,48) <sup>a</sup>	-31,894 (11,23) <sup>a</sup>	
Def. hídrica em fevereiro	-0,033 (2,47) <sup>d</sup>	-6,916 (1,20)	-6,198 (0,98)	
Def. hídrica em março	-0,013 (0,69)		1,693 (0,30)	
Def. hídrica em abril	-0,018 (1,01)		-5,686 (3,62) <sup>c</sup>	
Def. hídrica no período de out.-abr.				-2,121 (1,78) <sup>d</sup>
Tendência	1,776 (63,45) <sup>a</sup>	39,668 (52,58) <sup>a</sup>	37,538 (45,67) <sup>a</sup>	37,362 (55,48) <sup>a</sup>
Constante	-0,110	-1.229,318	-1.034,125	-1.047,499
R <sup>2</sup> (%)	86,7	80,8	83,9	69,3
F	15,52 <sup>a</sup>	14,69 <sup>a</sup>	12,37 <sup>a</sup>	28,19 <sup>a</sup>
DW	1,40	1,17	1,29	1,35

(1) Os valores entre parênteses são da estatística F. Níveis de significância: (d) 20%, (c) 10%, (b) 5% e (a) 1%.

Fonte: Dados básicos do Instituto de Economia Agrícola (IEA), do Instituto Agronômico de Campinas (IAC), do Instituto Nacional de Meteorologia e da Coordenadoria de Assistência Técnica Integral (CATI).

dricas agregadas (A). O mesmo coeficiente indica, por outro lado, que o levantamento IEA/CATI de abril fornece previsões melhores que as obtidas com as equações ajustadas (quadro 2). Em termos de erro percentual, o modelo logarítmico comporta-se melhor, com valor médio (6,63) bastante próximo ao do levantamento IEA/CATI de fevereiro (quadro 2).

Para a obtenção de uma previsão mais antecipada, dispõe-se de modelo que estima o rendimento em função dos déficits hídricos de outubro a fevereiro; entretanto, segundo o coeficiente de desigualdade e o erro percentual médio, sua performance é algo inferior à do mencionado levantamento de campo de fevereiro (quadro 2).

A figura 1 ilustra o comportamento das previsões baseadas no modelo logarítmico, comparativamente à previsão e estimativa final IEA/CATI. O diagrama de previsão-realização de Theil complementa essa ilustração (figura 2).

Observando-se os resultados dos modelos selecionados (quadro 1), pode-se concluir que o mês de janeiro se apresenta como o que mais tem influenciado o rendimento da cultura em São Paulo, com coeficientes significativos a 1% em todas as equações. Em termos de elasticidade, o modelo com logarítmos indica que aumentos de 100% nas deficiências hídricas de janeiro refletir-se-

QUADRO 2. - Coeficiente de Desigualdade de Theil (U) e Erro Percentual Médio (E) de Previsões de Rendimento da Soja, no Estado de São Paulo, 1961-84

Previsões	U	E (1)
Previsões do IEA		
Fevereiro	0,50	5,98
Abril	0,26	3,48
Previsões dos modelos		
O - A (L)	0,46	6,63
O - A	0,51	7,70
O - F	0,59	8,91
O - A (A)	0,75	10,33

(1) Erro em módulo.

Fonte: Dados básicos do Instituto de Economia Agrícola (Previsões e Estimativas das Safras Agrícolas no Estado de São Paulo).  
Resultados dos modelos.

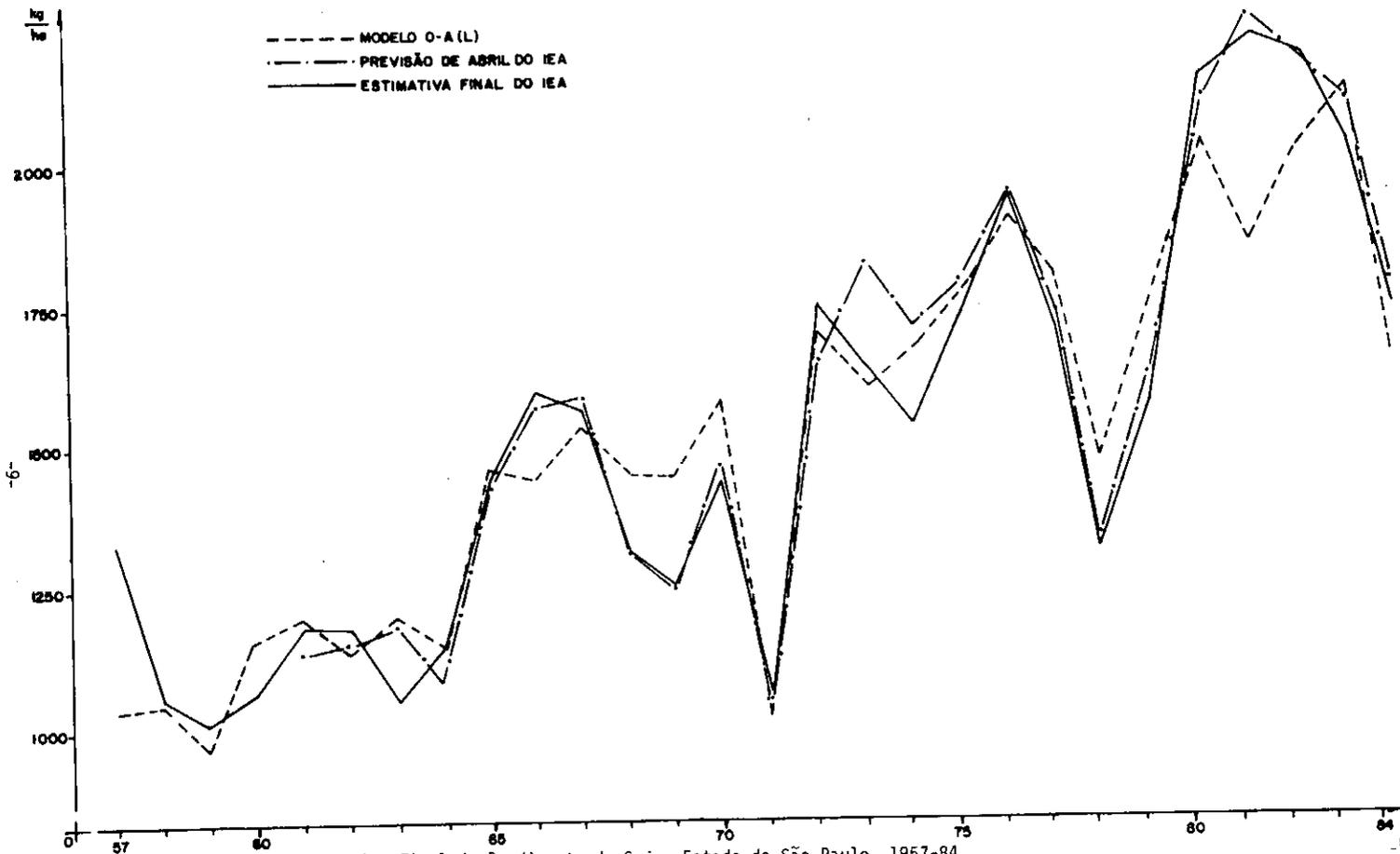


FIGURA 1. - Previsões e Estimativa Final do Rendimento da Soja, Estado de São Paulo, 1957-84.

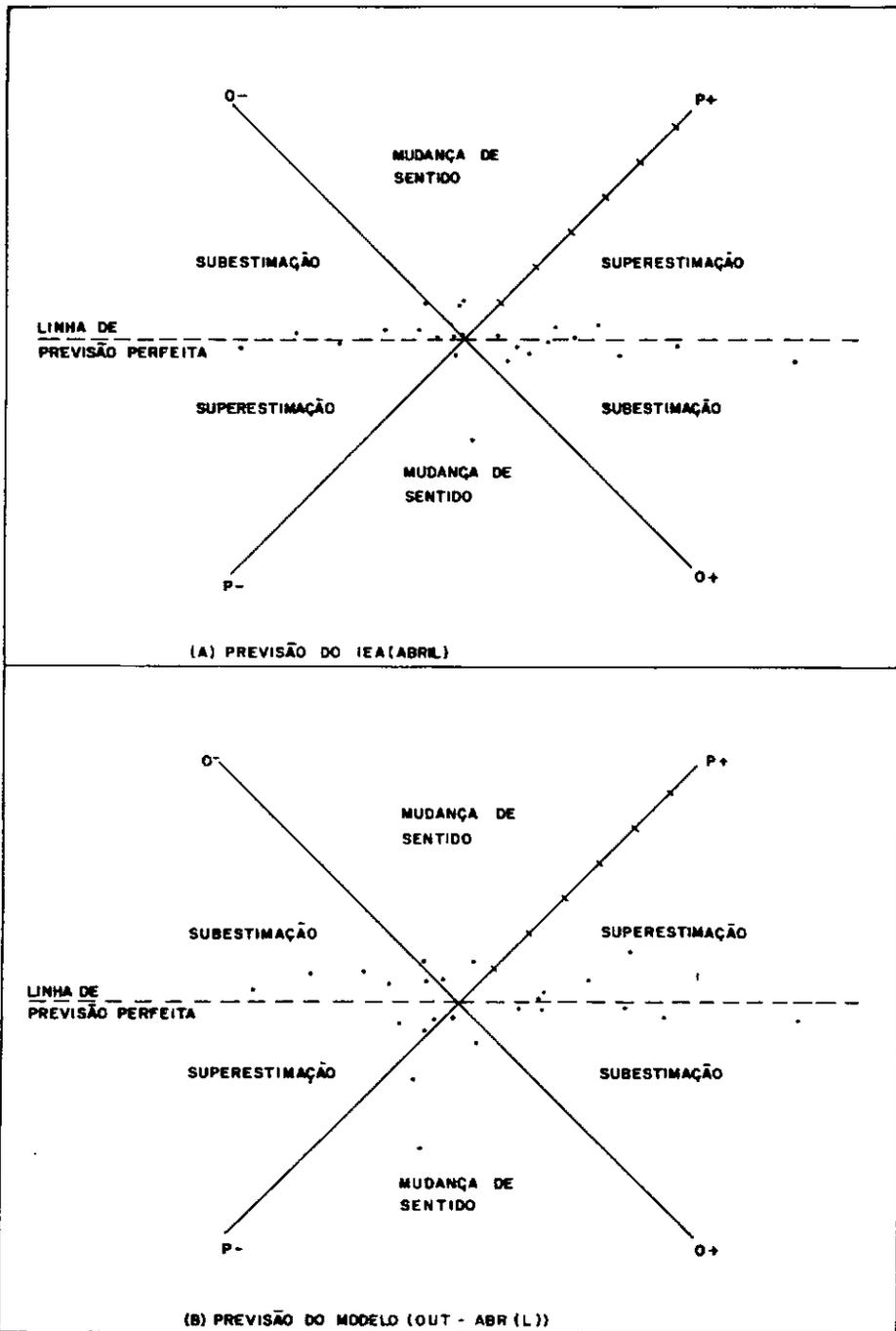


FIGURA 2. - Diagrama de Previsão e Realização, Rendimento da Soja, Estado de São Paulo, 1961-84.

ão em diminuições de pouco mais de 13% no rendimento da soja. Esse mês, para a maioria dos cultivos, coincide com o enchimento de grãos, época reconhecida mente crítica.

Em seguida poder-se-ia citar os meses de dezembro e fevereiro em ordem de importância, como os que afetam a produtividade.

Os meses de outubro e novembro não aparecem com coeficientes significativos em nenhum dos modelos propostos, provavelmente pelo fato relatado por SHIBLES et alii (13) de que déficits hídricos no início do ciclo dificilmente se refletem em perdas de produtividade.

O fato do mês de abril aparecer nos modelos justifica-se pela existência de variedades tardias, ainda exigentes em água nesse mês. Além disso, pelos dados dos Censos Agropecuários (6 e 7), parece que em períodos mais recentes, também cobertos pelo presente estudo, a colheita ocorria em meses posteriores aos de atualmente (março e abril).

## 5 - CONCLUSÕES

As equações obtidas para prever o rendimento de soja em São Paulo são abrangentes e operacionais, pois cobrem o Estado inteiro e utilizam como variáveis explicativas tão somente deficiências hídricas mensais e tendência.

O mês de janeiro parece ser o mais crítico para a cultura nas condições do Estado de São Paulo.

Os modelos apresentados fornecem previsões nos meses de fevereiro e abril, com erros médios menores do que 10% e com resultados muito próximos aos das previsões de campo.

## LITERATURA CITADA

1. BRUNINI, O. et alii. Influência da água disponível no solo sobre a produção de cultivares de soja. In CONGRESSO BRASILEIRO DE AGROMETEOROLOGIA, 3., Campinas, 1983. Anais. Campinas, Sociedade Brasileira de Agrometeorologia, 1984. p.245-253.
2. ——— et alii. Teste de um modelo agroclimático que relacione o regime pluviométrico com as variações da produtividade agrícola. Brasília, Ministério da Agricultura, Comissão de Financiamento da Produção, 1982. 46p. (Coleção Análise e Pesquisa, 24)

3. CÂMARA, G.M.S. et alii. Soja: produção, pré-processamento e transformação industrial. São Paulo, Secretaria de Indústria, Comércio, Ciência e Tecnologia, 1982. 99p. (Série Extensão Agroindustrial, 7)
4. CHEN, S.C. Estimativas de rendimento de soja baseadas na tendência tecnológica e nas variáveis climáticas. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE AGROMETEOLOGIA, 2., Pelotas, 1981. Resumos ampliados... Pelotas, Sociedade Brasileira de Agrometeorologia, 1981. p.193-196.
5. ESPINOZA, W. Resposta de doze cultivares de soja ao déficit hídrico num latossolo vermelho-escuro de cerrado no Distrito Federal. Pesquisa Agropecuária Brasileira, Brasília, 17(3): 447-458, 1982.
6. FUNDAÇÃO GETÚLIO VARGAS. Distribuição e concentração mensal do plantio e da colheita de produtos vegetais. Rio de Janeiro, 1979. 40p.
7. ————. Distribuição e sazonalidade da produção agrícola. Rio de Janeiro, 1980. 122p.
8. INSTITUTO DE PLANEJAMENTO ECONÔMICO E SOCIAL. Variações climáticas e flutuações da oferta agrícola no Centro-Sul do Brasil: relatório de pesquisa. Brasília, IPEA/IPLAN, 1972. 419p. (Estudos para o Planejamento, 1)
9. JUNQUEIRA, Antonio A.B. Efeitos da precipitação pluviométrica e da modificação tecnológica sobre a produtividade física de quatro culturas na região de Ribeirão Preto, 1947 a 1967. Jaboticabal, Faculdade de Medicina Veterinária e Agronomia, Departamento de Economia Rural, 1973. 47p. (não publicado)
10. MOTA, F.S. Índice de seca para soja: contribuição para um modelo de previsão do rendimento de soja no Rio Grande do Sul. Pesquisa Agropecuária Brasileira, 16(3): 371-383, 1981.
11. ORTOLANI, A.A. et alii. Parâmetros climáticos e a cafeicultura. Rio de Janeiro, IBC, 1970. 27p.
12. PEDRO JR., Mário J. et alii. Teste de modelo agrometeorológico para estimativa de produtividade da cultura de soja de ciclo precoce. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE AGROMETEOLOGIA, 3., Campinas, 1983. Anais...

- Campinas, Sociedade Brasileira de Agrometeorologia, 1984. p.11-17.
13. SHIBLES, R. et alii. Soybean. In: EVANS, L.T., ed. Crop physiology: some case histories. Cambrigde, Cambrigde University, 1975. p. 151-189.
  14. SÃO PAULO. Secretaria da Agricultura. Zoneamento agrícola do Estado de São Paulo. São Paulo, 1974. v.1.
  15. SILVA, Gabriel L.S.P. da; VICENTE, José R.; CASER, Denise V. Variações do tempo e da produtividade agrícola: proposta de uma metodologia de análise e sua aplicação para a cultura do café no Estado de São Paulo. São Paulo, Secretaria de Agricultura e Abastecimento, IEA, 1986. 27p. (Relatório de Pesquisa, 13/86)
  16. SILVA, W. Aspectos climáticos da cultura da soja. Informe Agropecuário, Belo Horizonte, 8(94):8-10, out. 1982.
  17. THEIL, H. Applied economic forecasting. Amsterdam, North Holland Publishing Company, 1966. 474p.
  18. THORNTWAITE, C.W. & MATHER, J.R. The water balance. Centerton, Laboratory of Climatology, 1955. 104p.

#### RESUMO

O objetivo desse trabalho foi mensurar o efeito das condições do tempo sobre a produtividade da soja no Estado de São Paulo. Análise de regressão foi utilizada para estimar as relações entre a produtividade da cultura e as deficiências hídricas mensais. Os resultados sugerem ser o mês de janeiro o mais crítico em relação à deficiência hídrica. Os modelos ajustados permitem previsões de rendimento bastante próximas das obtidas por levantamentos de campo.

EFFECTS OF THE WEATHER CONDITIONS ON SOYBEAN'S YIELD IN THE STATE OF SÃO PAULO,  
BRAZIL

SUMMARY

The objective of this paper was to measure the effects of the weather conditions on soybean's yield in the State of São Paulo. Regression analysis was used to estimate the relation among the crop yield and the monthly hydric deficiencies. The results suggest January as the most critical month in relation to hydric deficiency. The adjusted models allow yield forecasts very similar to those obtained by field surveys.

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

**Comissão Editorial:**

**Coordenador:** Celuta Moreira Cesar Machado

**Membros:** Antonio Ambrósio Amaro  
Arthur Antonio Ghilardi  
Flavio Condé de Carvalho  
José Luis Teixeira Marques Vieira  
Maria Carlota Meloni Vicente

**Bibliografia:** Fátima Maria Martins Saldanha Faria

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

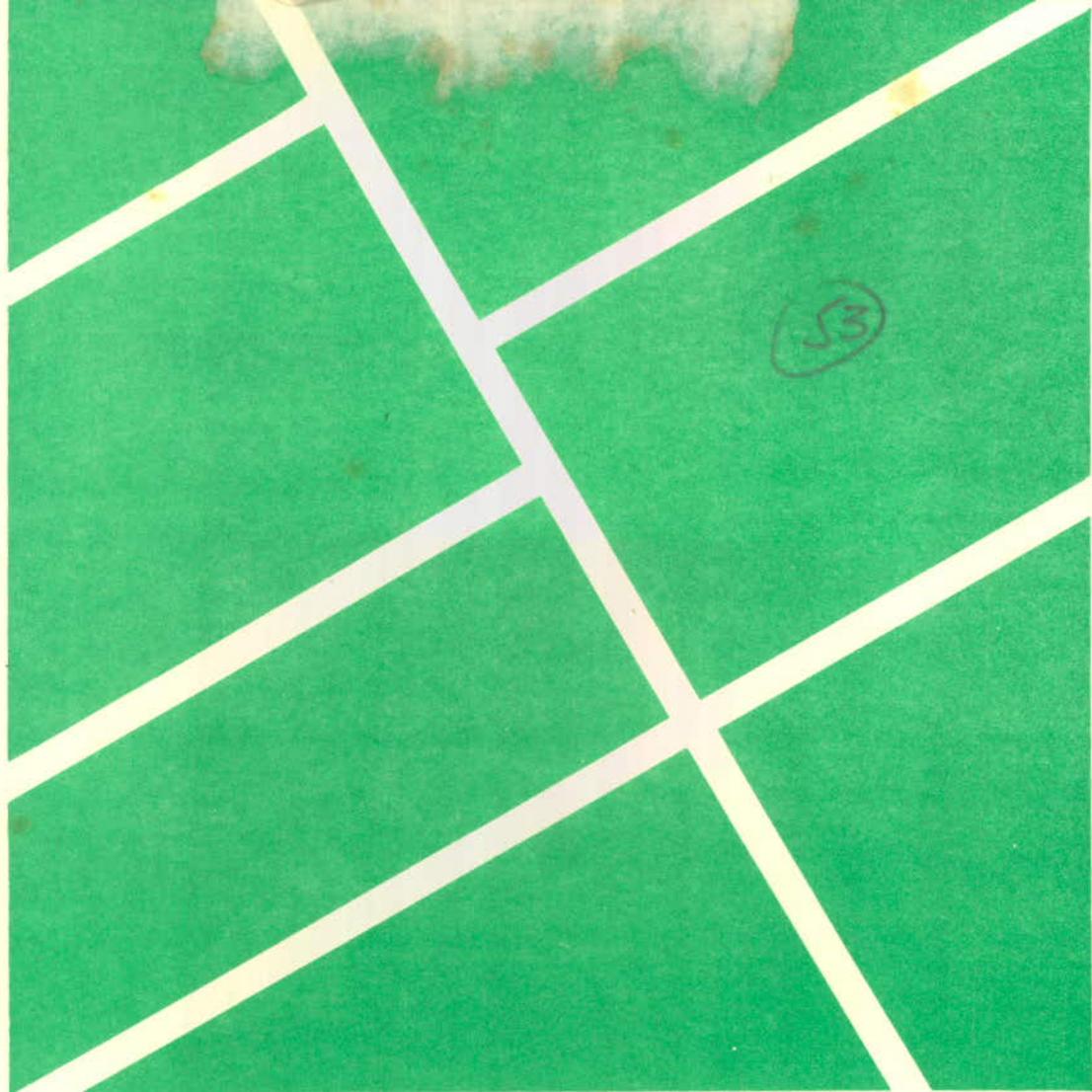
Caixa Postal, 8114  
01000 - São Paulo - SP  
Telefone: 276-9266



Relatório de Pesqu  
Nº01/

Governo do Estado de São Paulo  
Secretaria de Agricultura e Abastecimento  
Coordenadoria Sócio-Econômica

Instituto de Economia Agrícola



**EFEITO DAS CONDIÇÕES DO TEMPO SOBRE A PRODUTIVIDADE DA SOJA NO  
ESTADO DE SÃO PAULO**

Gabriel Luiz Seraphico Peixoto da Silva  
José Roberto Vicens  
Denise Viani Cas

Governo do Estado de São Paulo  
Secretaria de Agricultura e Abastecimento  
Coordenadoria Sócio-Econômica

Instituto de Economia Agrícola



**EFEITO DAS CONDIÇÕES DO TEMPO SOBRE A PRODUTIVIDADE DA SOJA NO ESTADO  
DE SÃO PAULO**

Gabriel Luiz Seraphico Peixoto da Silva  
José Roberto Vicente  
Denise Viani Caser

## INDICE

1 - INTRODUÇÃO .....	1
2 - OBJETIVOS .....	3
3 - METODOLOGIA .....	3
4 - RESULTADOS E DISCUSSÃO .....	6
5 - CONCLUSÕES .....	11
LITERATURA CITADA .....	11
RESUMO .....	13
SUMMARY .....	14

# EFEITOS DAS CONDIÇÕES DO TEMPO SOBRE A PRODUTIVIDADE DA SOJA NO ESTADO DE SÃO PAULO (1)

Gabriel Luiz Seraphico Peixoto da Silva

José Roberto Vicente

Denise Viani Caser (2)

## I - INTRODUÇÃO

A soja ganhou importância no Estado de São Paulo a partir do final da década de 60, quando passou de áreas inferiores a 50 mil hectares ao pico de 572 mil hectares em 1981. Desse ano em diante sofreu pequeno decréscimo, variando em torno de 500 mil hectares. Em termos de participação relativa, a cultura passou de 1,8%, em 1972, para 6,0% do valor total da produção agropecuária paulista de 1980, segundo dados do Instituto de Economia Agrícola (IEA).

No Estado de São Paulo a época de plantio estende-se normalmente de outubro a novembro (25% a 70%, respectivamente) e a colheita concentra-se em março e abril (25% e 55%, respectivamente), segundo dados dos Censos Agropecuários (6 e 7).

A cultura parece ter seu desenvolvimento favorecido quando a temperatura média dos meses do ciclo mantém-se no intervalo de 22°C (a 35°C) (16).

Pelo desenvolvimento de seu sistema radicular e por seu relativamente longo período de florescimento, a soja apresenta maior resistência a curtos períodos de estiagem do que a maioria das espécies cultivadas. Porém, deficiências hídricas durante o período vegetativo provocam redução da taxa de crescimento, da fotossíntese, da fixação de nitrogênio e do metabolismo da planta. A escassez de umidade é mais prejudicial durante os períodos de florescimento e de frutificação do que na fase de vegetação; o período de enchimento dos grãos é também crítico em relação às deficiências hídricas, que nessa fase causam severas quedas na produção final (3).

---

(1) Trabalho apresentado no IV Seminário Nacional de Pesquisa de Soja, Porto Alegre, RS, 8 a 12 de setembro de 1986.

(2) Os autores agradecem à programadora Vera Lúcia Ferraz dos Santos, aos auxiliares agropecuários José Antonio Marinovic Doro e Mário Pires de Almeida Olivetti e à escriturária Cleusa Pires Monteoliva; agradecem também à Fundação Cargill, à Seção de Climatologia do IAC e ao 7º DISME do Instituto Nacional de Meteorologia.

Essas opiniões são corroboradas por SHIBLES et alii (13), que afirmam que, quando a soja está sob déficit hídrico, existe uma certa compensação entre os componentes do rendimento, que permite à cultura certa estabilidade do mesmo. Esse processo de compensação parece ser maior nos estágios iniciais, diminuindo na medida em que progride o desenvolvimento, citado por ESPINOZA, 5.

Foram desenvolvidos alguns estudos com a intenção de relacionar o rendimento agrícola ou a produção com variáveis climáticas.

Assim o IPEA (8) estimou um modelo para previsão do rendimento de soja nos Estados do Rio Grande do Sul e Paraná, utilizando as variáveis deficiência hídrica e temperatura média, do plantio ao florescimento. A equação selecionada foi considerada razoável, com  $R^2$  de 56%. Provavelmente, o modelo não forneceu melhores resultados pela introdução de deficiências agregadas e pela utilização do nível de 125mm, que pode não ser o mais apropriado para a cultura.

MOTA (10), trabalhando com dados da microrregião colonial das Missões, no Rio Grande do Sul, estimou modelos para previsão de rendimento de soja, encontrando os melhores resultados ( $R^2=0,90$ ) quando utilizou como variável independente um índice de seca  $(1 - ER/EP)$ , onde ER é a evapotranspiração real e EP a evapotranspiração potencial, considerando o período dezembro-fevereiro.

JUNQUEIRA (9) não conseguiu qualquer resultado animador com modelos que relacionaram a produtividade de soja em Ribeirão Preto com a precipitação pluviométrica nos períodos de plantio, florescimento e colheita (separadamente), já que pouco melhoraram o ajuste conseguido apenas com a introdução da variável tendência.

A DIRA de Ribeirão Preto foi objeto de estudo de CHEN (4), que em seu modelo relacionou o rendimento da soja à diferença entre o valor absoluto da média das temperaturas máximas em fevereiro e seu valor normal, ao valor absoluto da diferença entre a temperatura média de novembro e seu valor normal e ao valor absoluto da diferença entre a precipitação de dezembro e seu valor normal, conseguindo bons ajustes ( $R^2=0,83$ ). Os parâmetros estimados tinham sinal negativo, indicando que as condições médias da região devem estar próximas das ideais para a cultura, porém é questionável a utilização de variáveis em valores absolutos, que levariam à conclusão de que temperaturas acima e abaixo da média em novembro causariam impactos semelhantes ao rendimento da cultura, da mesma forma que excesso ou escassez de precipitação em dezembro.

As variedades de soja Davis e Paraná, de ciclo precoce, foram estudadas por PEDRO JR. et alii (12), que associaram o decréscimo relativo da produ

tividade a falta de água disponível (relação entre evapotranspiração real e potencial). Os modelos estimados apresentaram erros médios de 25% (experimentos instalados em Campinas), 9% (experimentos instalados em Ribeirão Preto) e 8% (experimentos instalados em Pindamonhangaba). Os autores reconhecem que a principal dificuldade de estender os resultados para dados de campo é a necessidade, imposta pelo modelo, de estimar a produtividade potencial média para cada variedade em cada região.

BRUNINI et alii (2) obtiveram modelos bem ajustados de produtividade de soja, variedades Paranã e Davis, para experimentos instalados nos municípios de Campinas, Pindamonhangaba e Ribeirão Preto (coeficientes de determinação maiores que 80%). Observaram que a introdução do excedente hídrico em época de colheita melhorou a qualidade dos modelos com deficiência hídricas (medidas em termos de água disponível no solo) durante o desenvolvimento. Concluíram que as variedades precoces são mais afetadas por déficits hídricos do que as de ciclo tardio. Como no caso anterior, a necessidade de se conhecer a produtividade potencial por cultivar e por região diminui a possibilidade de utilização dos modelos a nível mais agregado. Em desenvolvimento posterior, BRUNINI et alii (1) conseguiram, para os mesmos locais e com a mesma metodologia, resultados muito bons para as variedades Santa Rosa e IAC-7 (coeficientes de determinação superiores a 90%).

## 2 - OBJETIVOS

Pretendeu-se no presente estudo, medir através de modelos os efeitos das condições do tempo, prevaletentes durante o ciclo produtivo, sobre o rendimento da soja no Estado de São Paulo. Adicionalmente, compararam-se as estimativas fornecidas por esses modelos com as efetuadas pelo Instituto de Economia Agrícola (IEA) e Coordenadoria de Assistência Técnica Integral (CATI), através de levantamentos de campo, nos meses de fevereiro e abril. Dois critérios nortearam a elaboração dos modelos. De um lado, procurou-se encurtar o período considerado, visando obter previsão razoável mais rapidamente. De outro lado, procurou-se alongar aquele período, tendo em vista a obtenção de melhor estimativa final do rendimento.

## 3 - METODOLOGIA

A metodologia seguida para o ajuste de modelos no presente estudo foi a mesma utilizada para as principais culturas do Estado de São Paulo, conforme descrito com detalhes em SILVA; VICENTE; CASER (15).

Como "proxy" para as variáveis não explicitamente consideradas opo-  
tu-se por introduzir nos modelos a variável tendência temporal. Acredita-se  
que se possa captar o efeito do progresso tecnológico, a influência de altera-  
ções persistentes na proporção dos fatores, a perda da fertilidade natural do  
solo, mudanças continuadas na localização das culturas e outros fatores capa-  
zes de afetar o rendimento, associados ao tempo histórico.

Quanto às condições meteorológicas, tem sido enfatizada a importân-  
cia de variáveis como temperatura, precipitação, brilho solar, umidade do ar,  
etc. Preferiu-se utilizar apenas as mais freqüentes registradas - temperatura  
e precipitação - e evitou-se o uso das primeiras exclusivamente em sua forma  
primária, face à reconhecida interação entre ambas.

Não obstante, também foram feitas tentativas de captar o efeito es-  
pecífico da temperatura, mencionado como podendo ser importante em determina-  
das fases do ciclo, e também da precipitação, capaz de prejudicar a colheita.

Para o cálculo da deficiência hídrica utilizou-se o método de balan-  
ço hídrico, que consiste em contabilizar a água no solo, num processo em que  
a chuva representa o abastecimento e a evapotranspiração o consumo de água,  
considerando-se uma determinada capacidade de armazenamento de água no solo,  
em condições de ser extraída pelas plantas.

Como neste estudo o foco de interesse não é a condição média do tem-  
po, mas sim suas variações, que determinam flutuações da produtividade agríco-  
la, o balanço hídrico foi calculado seqüencialmente, mês por mês, ano após  
ano, seguindo-se o método de THORNTWAITE & MATHER (18) e o roteiro proposto  
por ORTOLANI et alii (11).

Em alguns modelos utilizados neste trabalho comparecem as deficiên-  
cias hídricas mensais e em outros elas foram acumuladas; em ambos os casos  
considerou-se o período correspondente ao ciclo biológico da cultura ou perí-  
odos que se afiguravam como mais críticos para seu desenvolvimento e produção.  
Trabalhou-se com quatro níveis de capacidade de armazenamento de água pelo so-  
lo: 50mm, 100mm, 125mm e 150mm.

Para assegurar representatividade global, foram utilizados dados me-  
teorológicos referentes a várias localidades, que cobrem praticamente todo o  
Estado. Procurou-se, sempre que possível, escolher postos situados dentro das  
áreas circunscritas pelas isolinhas de deficiências hídricas mais representa-  
tivas de cada região (14). Um critério adicional para seleção foi a disponibi-  
lidade de dados durante todo ou a maior parte do horizonte de tempo considera-  
do. Não foram incluídos postos meteorológicos representativos das divisões re-  
gionais agrícolas de São Paulo e Vale do Paraíba devido à pequena participa-  
ção de ambas.

Agregaram-se as deficiências hídricas de cada localidade através de

uma média ponderada, com base nas áreas cultivadas nas regiões representadas pelos postos meteorológicos, em relação à área total da cultura no Estado, no período 1956-84.

Os dados meteorológicos primários - temperatura e precipitação - foram obtidos no Instituto Agronômico de Campinas, no Instituto Nacional de Meteorologia e na Coordenadoria de Assistência Técnica Integral. Os pesos usados para ponderar as deficiências foram calculados com base em dados do Instituto de Economia Agrícola. O rendimento da cultura foi obtido nesta mesma fonte. Os modelos foram estimados usando séries temporais de 29 anos, abrangendo o período 1956-84, pelo método dos mínimos quadrados ordinários.

A seleção de modelos seguiu os critérios estatísticos usuais. Adicionalmente, para melhor avaliar a capacidade de previsão dos modelos e compará-la com a dos levantamentos IEA/CATI, foram utilizados dois indicadores: o erro percentual médio (E) e o coeficiente de desigualdade (U) de THEIL (17).

O erro percentual médio em módulo constitui uma medida de acurácia dos valores previstos:

$$E = \frac{1}{n} \sum_t \left| \frac{P_t - A_t}{A_t} \right| \times 100; t = 1 \dots n.$$

onde,  $P_t$  = valor previsto;  $A_t$  = valor realizado e  $t$  = período de tempo.

A interpretação de E é imediata: E = 0 significa que os valores previstos igualam os realizados, ou que o procedimento de previsão é perfeito. Quanto maior for E pior o procedimento de previsão.

O coeficiente de desigualdade de Theil é um indicador de acurácia das variações previstas entre períodos:

$$U = \left[ \frac{\sum_t (\Delta P_t - \Delta A_t)^2}{\sum_t \Delta A_t^2} \right]^{1/2}, t = 1 \dots n.$$

onde,  $\Delta P_t$  = variação prevista e  $\Delta A_t$  = variação realizada.

$$\Delta P_t = \frac{P_t - A_{t-1}}{A_{t-1}}$$

$$\Delta A_t = \frac{A_t - A_{t-1}}{A_{t-1}}$$

Para evitar o problema de assimetria implícita em variações medidas através de percentagens, preferiu-se seguir o procedimento sugerido por Theil (17), baseado no uso de logaritmos naturais.

Assim, como demonstra aquele autor,

$$\Delta P_t - \Delta A_t = \log \frac{P_t}{A_t}$$

$$\Delta A_t = \log \frac{A_t}{A_{t-1}}$$

A interpretação de U também é muito simples. Se  $U = 0$  as variações previstas são idênticas às observadas. Quanto maior for U, pior o procedimento de previsão. Em particular se  $U = 1$  pode-se afirmar que o procedimento de previsões envolve o mesmo erro médio quadrático que seria observado com um procedimento ingênuo de previsão: o de não prever variações. Finalmente se  $U > 1$  o procedimento de previsão é pior que o de não prever variação.

Para ilustração foram utilizados diagramas de séries temporais, previstas e observadas, e diagramas de previsão-realização de Theil (17). O diagrama de previsão-realização utiliza um sistema de eixos cartesianos onde cada ponto corresponde a um par de variações, sendo uma prevista e outra realizada. Os pontos da bissetriz dos quadrantes de mesmos sinais correspondem a previsões perfeitas. Os erros por superestimação, subestimação e mudança de sentido podem ser visualizados pela posição dos pontos no diagrama.

#### 4 - RESULTADOS E DISCUSSÃO

As tentativas de ajuste de equações para previsão do rendimento da soja concentraram-se nos meses de outubro a abril, período que abrange todo o ciclo da quase totalidade dos cultivos realizados no Estado. A variável climática utilizada foi a deficiência hídrica, sendo que o nível de armazenamento de água de 50 milímetros forneceu os melhores resultados. A inclusão das temperaturas médias compensadas diretamente nos modelos não forneceu resultados que justificassem sua manutenção. Foram selecionados para apresentação os modelos que constam do quadro 1.

Pelo coeficiente de desigualdade de Theil, os modelos em que o rendimento da soja é relacionado às deficiências hídricas dos meses de outubro a abril apresentam desempenho semelhante ou melhor que o da previsão levada a campo pelo IEA/CATI em fevereiro, excetuando-se o modelo com deficiências hí

QUADRO 1. - Equações com Deficiências Hídricas em Diversos Períodos e Tendência como Variáveis Explicativas do Rendimento da Soja, Estado de São Paulo, 1956-84 (1)

Variáveis explicativas	Modelos de previsão			
	0-A(L)	0-F	0-A	0-A(A)
Def. hídrica em outubro	0,008 (0,27)	3,219 (1,43)	3,453 (1,72)	
Def. hídrica em novembro	-0,017 (0,43)	1,175 (0,06)	-0,808 (0,03)	
Def. hídrica em dezembro	-0,022 (0,92)	-6,555 (2,29) <sup>d</sup>	-4,685 (1,20)	
Def. hídrica em janeiro	-0,131 (17,85) <sup>a</sup>	-33,091 (11,48) <sup>a</sup>	-31,894 (11,23) <sup>a</sup>	
Def. hídrica em fevereiro	-0,033 (2,47) <sup>d</sup>	-6,916 (1,20)	-6,198 (0,98)	
Def. hídrica em março	-0,013 (0,69)		1,693 (0,30)	
Def. hídrica em abril	-0,018 (1,01)		-5,686 (3,62) <sup>c</sup>	
Def. hídrica no período de out.-abr.				-2,121 (1,78) <sup>d</sup>
Tendência	1,776 (63,45) <sup>a</sup>	39,668 (52,58) <sup>a</sup>	37,538 (45,67) <sup>a</sup>	37,362 (55,48) <sup>a</sup>
Constante	-0,110	-1.229,318	-1.034,125	-1.047,499
R <sup>2</sup> (%)	86,7	80,8	83,9	69,3
F	15,52 <sup>a</sup>	14,69 <sup>a</sup>	12,37 <sup>a</sup>	28,19 <sup>a</sup>
DW	1,40	1,17	1,29	1,35

(1) Os valores entre parênteses são da estatística F. Níveis de significância: (d) 20%, (c) 10%, (b) 5% e (a) 1%.

Fonte: Dados básicos do Instituto de Economia Agrícola (IEA), do Instituto Agronômico de Campinas (IAC), do Instituto Nacional de Meteorologia e da Coordenadoria de Assistência Técnica Integral (CATI).

dricas agregadas (A). O mesmo coeficiente indica, por outro lado, que o levantamento IEA/CATI de abril fornece previsões melhores que as obtidas com as equações ajustadas (quadro 2). Em termos de erro percentual, o modelo logarítmico comporta-se melhor, com valor médio (6,63) bastante próximo ao do levantamento IEA/CATI de fevereiro (quadro 2).

Para a obtenção de uma previsão mais antecipada, dispõe-se de modelo que estima o rendimento em função dos déficits hídricos de outubro a fevereiro; entretanto, segundo o coeficiente de desigualdade e o erro percentual médio, sua performance é algo inferior à do mencionado levantamento de campo de fevereiro (quadro 2).

A figura 1 ilustra o comportamento das previsões baseadas no modelo logarítmico, comparativamente à previsão e estimativa final IEA/CATI. O diagrama de previsão-realização de Theil complementa essa ilustração (figura 2).

Observando-se os resultados dos modelos selecionados (quadro 1), pode-se concluir que o mês de janeiro se apresenta como o que mais tem influenciado o rendimento da cultura em São Paulo, com coeficientes significativos a 1% em todas as equações. Em termos de elasticidade, o modelo com logarítmicos indica que aumentos de 100% nas deficiências hídricas de janeiro refletir-se-

QUADRO 2. - Coeficiente de Desigualdade de Theil (U) e Erro Percentual Médio (E) de Previsões de Rendimento da Soja, no Estado de São Paulo, 1961-84

Previsões	U	E (1)
Previsões do IEA		
Fevereiro	0,50	5,98
Abril	0,26	3,48
Previsões dos modelos		
O - A (L)	0,46	6,63
O - A	0,51	7,70
O - F	0,59	8,91
O - A (A)	0,75	10,33

(1) Erro em módulo.

Fonte: Dados básicos do Instituto de Economia Agrícola (Previsões e Estimativas das Safras Agrícolas no Estado de São Paulo).  
Resultados dos modelos.

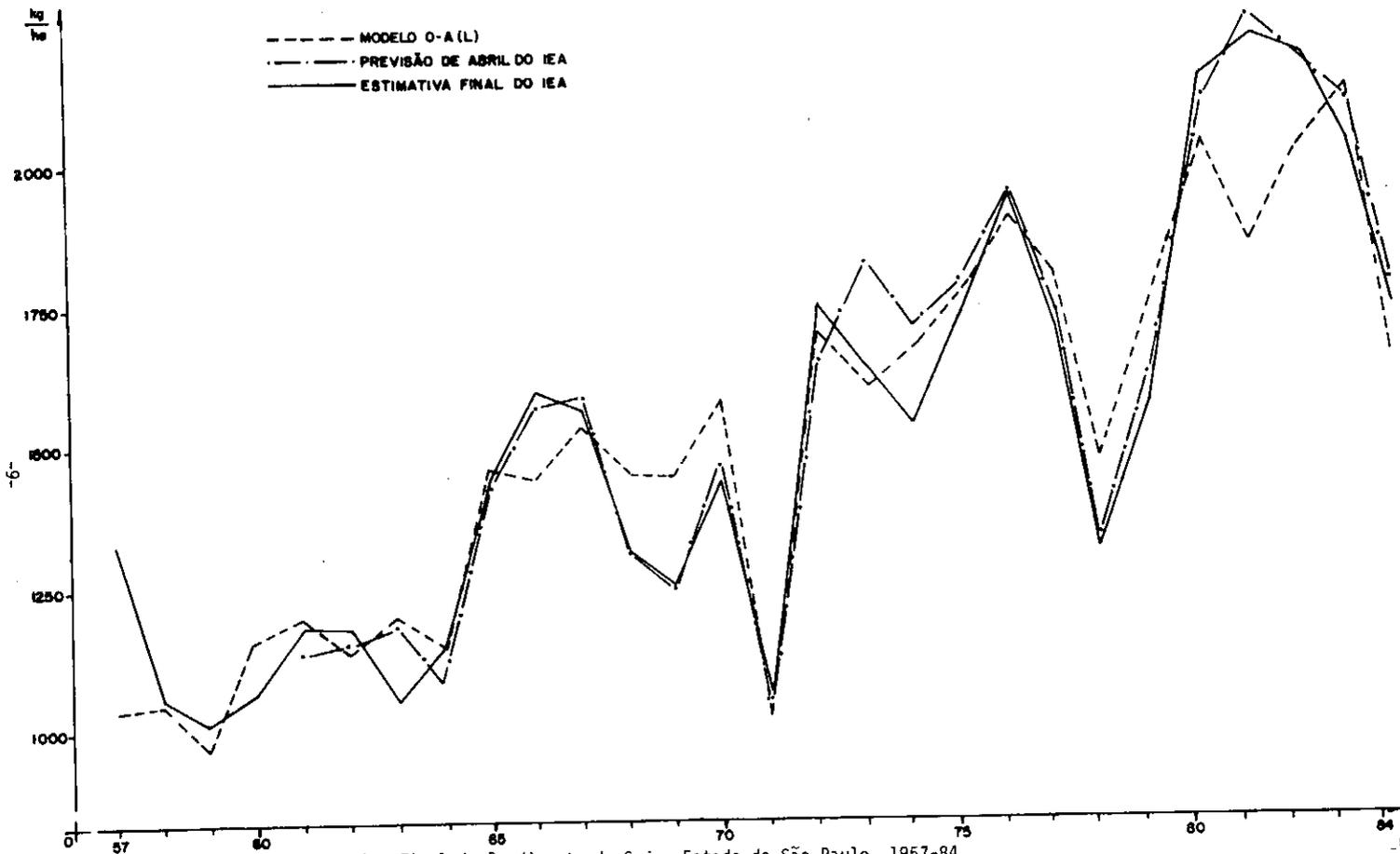


FIGURA 1. - Previsões e Estimativa Final do Rendimento da Soja, Estado de São Paulo, 1957-84.

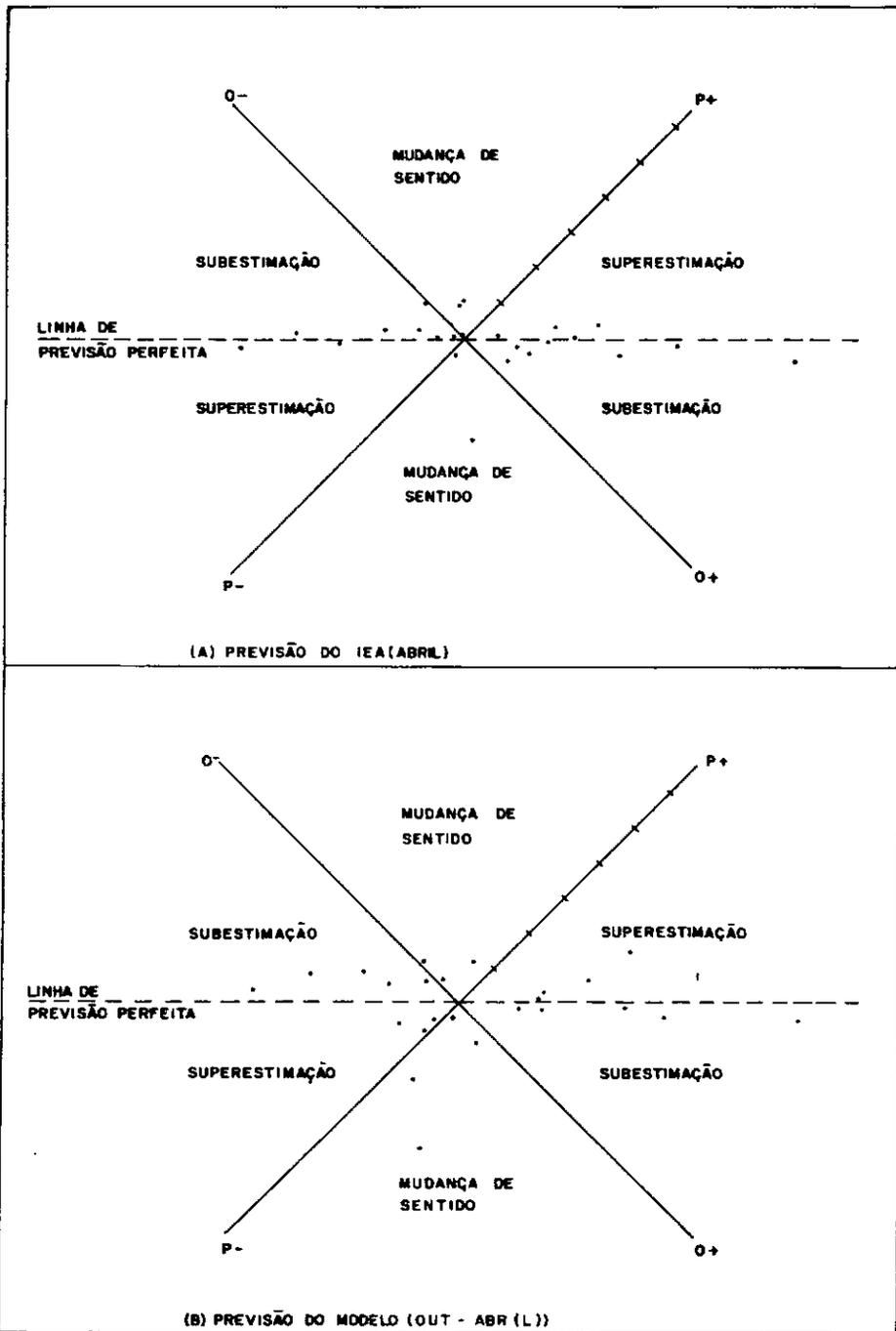


FIGURA 2. - Diagrama de Previsão e Realização, Rendimento da Soja, Estado de São Paulo, 1961-84.

ão em diminuições de pouco mais de 13% no rendimento da soja. Esse mês, para a maioria dos cultivos, coincide com o enchimento de grãos, época reconhecida mente crítica.

Em seguida poder-se-ia citar os meses de dezembro e fevereiro em ordem de importância, como os que afetam a produtividade.

Os meses de outubro e novembro não aparecem com coeficientes significativos em nenhum dos modelos propostos, provavelmente pelo fato relatado por SHIBLES et alii (13) de que déficits hídricos no início do ciclo dificilmente se refletem em perdas de produtividade.

O fato do mês de abril aparecer nos modelos justifica-se pela existência de variedades tardias, ainda exigentes em água nesse mês. Além disso, pelos dados dos Censos Agropecuários (6 e 7), parece que em períodos mais recentes, também cobertos pelo presente estudo, a colheita ocorria em meses posteriores aos de atualmente (março e abril).

## 5 - CONCLUSÕES

As equações obtidas para prever o rendimento de soja em São Paulo são abrangentes e operacionais, pois cobrem o Estado inteiro e utilizam como variáveis explicativas tão somente deficiências hídricas mensais e tendência.

O mês de janeiro parece ser o mais crítico para a cultura nas condições do Estado de São Paulo.

Os modelos apresentados fornecem previsões nos meses de fevereiro e abril, com erros médios menores do que 10% e com resultados muito próximos aos das previsões de campo.

## LITERATURA CITADA

1. BRUNINI, O. et alii. Influência da água disponível no solo sobre a produção de cultivares de soja. In CONGRESSO BRASILEIRO DE AGROMETEOROLOGIA, 3., Campinas, 1983. Anais. Campinas, Sociedade Brasileira de Agrometeorologia, 1984. p.245-253.
2. ——— et alii. Teste de um modelo agroclimático que relacione o regime pluviométrico com as variações da produtividade agrícola. Brasília, Ministério da Agricultura, Comissão de Financiamento da Produção, 1982. 46p. (Coleção Análise e Pesquisa, 24)

3. CÂMARA, G.M.S. et alii. Soja: produção, pré-processamento e transformação industrial. São Paulo, Secretaria de Indústria, Comércio, Ciência e Tecnologia, 1982. 99p. (Série Extensão Agroindustrial, 7)
4. CHEN, S.C. Estimativas de rendimento de soja baseadas na tendência tecnológica e nas variáveis climáticas. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE AGROMETEOLOGIA, 2., Pelotas, 1981. Resumos ampliados... Pelotas, Sociedade Brasileira de Agrometeorologia, 1981. p.193-196.
5. ESPINOZA, W. Resposta de doze cultivares de soja ao déficit hídrico num latossolo vermelho-escuro de cerrado no Distrito Federal. Pesquisa Agropecuária Brasileira, Brasília, 17(3): 447-458, 1982.
6. FUNDAÇÃO GETÚLIO VARGAS. Distribuição e concentração mensal do plantio e da colheita de produtos vegetais. Rio de Janeiro, 1979. 40p.
7. ————. Distribuição e sazonalidade da produção agrícola. Rio de Janeiro, 1980. 122p.
8. INSTITUTO DE PLANEJAMENTO ECONÔMICO E SOCIAL. Variações climáticas e flutuações da oferta agrícola no Centro-Sul do Brasil: relatório de pesquisa. Brasília, IPEA/IPLAN, 1972. 419p. (Estudos para o Planejamento, 1)
9. JUNQUEIRA, Antonio A.B. Efeitos da precipitação pluviométrica e da modificação tecnológica sobre a produtividade física de quatro culturas na região de Ribeirão Preto, 1947 a 1967. Jaboticabal, Faculdade de Medicina Veterinária e Agronomia, Departamento de Economia Rural, 1973. 47p. (não publicado)
10. MOTA, F.S. Índice de seca para soja: contribuição para um modelo de previsão do rendimento de soja no Rio Grande do Sul. Pesquisa Agropecuária Brasileira, 16(3): 371-383, 1981.
11. ORTOLANI, A.A. et alii. Parâmetros climáticos e a cafeicultura. Rio de Janeiro, IBC, 1970. 27p.
12. PEDRO JR., Mário J. et alii. Teste de modelo agrometeorológico para estimativa de produtividade da cultura de soja de ciclo precoce. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE AGROMETEOLOGIA, 3., Campinas, 1983. Anais...

- Campinas, Sociedade Brasileira de Agrometeorologia, 1984. p.11-17.
13. SHIBLES, R. et alii. Soybean. In: EVANS, L.T., ed. Crop physiology: some case histories. Cambrigde, Cambrigde University, 1975. p. 151-189.
  14. SÃO PAULO. Secretaria da Agricultura. Zoneamento agrícola do Estado de São Paulo. São Paulo, 1974. v.1.
  15. SILVA, Gabriel L.S.P. da; VICENTE, José R.; CASER, Denise V. Variações do tempo e da produtividade agrícola: proposta de uma metodologia de análise e sua aplicação para a cultura do café no Estado de São Paulo. São Paulo, Secretaria de Agricultura e Abastecimento, IEA, 1986. 27p. (Relatório de Pesquisa, 13/86)
  16. SILVA, W. Aspectos climáticos da cultura da soja. Informe Agropecuário, Belo Horizonte, 8(94):8-10, out. 1982.
  17. THEIL, H. Applied economic forecasting. Amsterdam, North Holland Publishing Company, 1966. 474p.
  18. THORNTWAITE, C.W. & MATHER, J.R. The water balance. Centerton, Laboratory of Climatology, 1955. 104p.

#### RESUMO

O objetivo desse trabalho foi mensurar o efeito das condições do tempo sobre a produtividade da soja no Estado de São Paulo. Análise de regressão foi utilizada para estimar as relações entre a produtividade da cultura e as deficiências hídricas mensais. Os resultados sugerem ser o mês de janeiro o mais crítico em relação à deficiência hídrica. Os modelos ajustados permitem previsões de rendimento bastante próximas das obtidas por levantamentos de campo.

EFFECTS OF THE WEATHER CONDITIONS ON SOYBEAN'S YIELD IN THE STATE OF SÃO PAULO,  
BRAZIL

SUMMARY

The objective of this paper was to measure the effects of the weather conditions on soybean's yield in the State of São Paulo. Regression analysis was used to estimate the relation among the crop yield and the monthly hydric deficiencies. The results suggest January as the most critical month in relation to hydric deficiency. The adjusted models allow yield forecasts very similar to those obtained by field surveys.

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

**Comissão Editorial:**

**Coordenador:** Celuta Moreira Cesar Machado

**Membros:** Antonio Ambrósio Amaro  
Arthur Antonio Ghilardi  
Flavio Condé de Carvalho  
José Luis Teixeira Marques Vieira  
Maria Carlota Meloni Vicente

**Bibliografia:** Fátima Maria Martins Saldanha Faria

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

Caixa Postal, 8114  
01000 - São Paulo - SP  
Telefone: 276-9266



Relatório de Pesqu  
Nº01/

Governo do Estado de São Paulo  
Secretaria de Agricultura e Abastecimento  
Coordenadoria Sócio-Econômica

Instituto de Economia Agrícola