

ÍNDICE DE SECA PARA SOJA

CONTRIBUIÇÃO PARA UM MODELO DE PREVISÃO DO RENDIMENTO DA SOJA NO RIO GRANDE DO SUL¹

FERNANDO SILVEIRA DA MOTA²

RESUMO - O principal objetivo deste trabalho foi estabelecer um índice para caracterizar o efeito quantitativo das secas na redução das safras da soja (*Glycine max* (L.) Merrill). Dados pluviométricos diários e mensais foram utilizados para calcular onze diferentes índices de seca em diversos períodos mensais ou multimensais, durante o ciclo vegetativo da soja na microrregião colonial das Missões. O melhor índice foi o somatório dos valores diários de 1-ER/EP no período trimestral de dezembro-fevereiro, o qual apresentou um coeficiente de correlação parcial de 0,91 com o rendimento.

Termos para indexação: seca, soja, previsão de rendimento, *Glycine max* (L.) Merrill.

A DROUGHT INDEX FOR SOYBEANS A CONTRIBUTION TO A SOYBEAN YIELD PREDICTION MODEL FOR RIO GRANDE DO SUL, BRAZIL

ABSTRACT - The main objective of this paper was the establishment of an index for the assessment of quantitative yield reductions in the soybean (*Glycine max* (L.) Merrill) crop. Daily and monthly rainfall data were utilized to calculate eleven different drought indices in various calendar month periods throughout the life cycle of the soybean crop in the "Colonial Missões" microregion. The results indicated that the best drought index is the summation of the daily values of 1 - ER/EP in the trimester: December, January and February which showed a 0.91 coefficient of partial correlation to the yield. As a result of the establishment of this index, a weather-yield technology model was developed aiming the soybean yield forecast with acceptable precision and accuracy.

Index terms: drought, soybean, yield prediction, *Glycine max* (L.) Merrill.

INTRODUÇÃO

Atenção cada vez maior aos problemas de suprimento mundial de alimentos tem gerado renovado interesse em quantificar o efeito do clima sobre o rendimento das culturas. Excelentes trabalhos sobre as variações climáticas e o suprimento de alimentos foram recentemente publicados. Estudo apresentado em *Climate & Food* (1976), preparado pela Academia Nacional de Ciências dos Estados Unidos, concluiu que a principal causa das variações na produção de alimentos é a flutuação climática. Segundo Nelson & Dale (1978b), o Instituto Americano de Ecologia preparou uma série de cenários para mostrar que a recorrência de seqüências do clima passado, mesmo com os níveis atuais de tecnologia, teria um impacto significativo na produção de alimentos na América do Norte. Se, como foi inferido por Thompson (1975), altos

níveis de tecnologia — uso de fertilizantes, cultivares melhoradas, controle de pragas e outras práticas de manejo — são atualmente usados por grande número de agricultores, o clima permanece como uma das variáveis mais importantes que afetam a produção.

A seca tem sido o principal fator meteorológico responsável por reduções do rendimento e da produção da soja no Estado do Rio Grande do Sul. Em 1978, a redução da produção de soja, neste estado, foi estimada em 2 milhões de t em consequência da forte seca iniciada em dezembro de 1977. Novamente, em 1979, a seca voltou a reduzir, drasticamente, a produção da soja no Rio Grande do Sul, em, aproximadamente, 2,5 milhões de t, isto é, 40% da produção total.

A seca tem sido definida e pesquisada de inúmeras maneiras, segundo Hounam et al. (1975).

A análise da incidência e dos efeitos da seca na produção da soja no Rio Grande do Sul requer o desenvolvimento de um índice específico, baseado em considerações de clima, planta e solo.

Este trabalho visa desenvolver um índice para caracterizar a incidência e os efeitos da seca sobre

¹ Aceito para publicação em 5 de outubro de 1980. Parte da tese apresentada pelo autor ao Concurso para Professor Titular de Climatologia Agrícola da Universidade Federal de Pelotas.

² Eng.º Agr.º, Doutor em Ciências, Universidade Federal de Pelotas, Caixa Postal 767, CEP 96.100, Pelotas, RS.

a cultura da soja, na microrregião colonial das Missões, no Estado do Rio Grande do Sul.

A partir deste índice, foi desenvolvido um modelo clima-rendimento-tecnologia. Tal modelo servirá para prever o rendimento desta cultura, nos próximos anos, na microrregião colonial das Missões, preliminarmente, e no Estado do Rio Grande do Sul.

O conhecimento da incidência da seca e a previsão do rendimento podem ajudar o agricultor e o governo a analisarem mais eficientemente a produção agrícola e o suprimento de alimentos.

O Brasil figura entre os três maiores produtores de soja do mundo. Suas áreas produtoras se distinguem por apresentarem as maiores flutuações na produção, em razão da grande amplitude de variações nas condições meteorológicas.

REVISÃO DA LITERATURA

Dados meteorológicos instrumentais padronizados, tais como a temperatura do bulbo seco ou a precipitação pluvial, não expressam o verdadeiro clima atuante sobre a planta, para produzir o rendimento. Este clima deve ser caracterizado com modelos que empregam parâmetros derivados dos dados meteorológicos padronizados, para simular as contribuições, armazenamentos e perdas de energia e umidade do sistema planta-solo-atmosfera.

A precipitação pluvial foi o primeiro parâmetro meteorológico usado para caracterizar o efeito da seca na cultura da soja (Arruda 1976, Thompson 1970).

Thorntwaite & Mather (1955) propuseram usar como índice de seca a deficiência hídrica determinada a partir do balanço hídrico mensal.

A umidade do solo representa uma maior aproximação para identificar o suprimento de água para as plantas, mas poucos dados são disponíveis. Vários pesquisadores, revistos por Dale & Shaw (1965), mostraram que a perda de água do solo é uma função conjunta da energia atmosférica, a qual causa a evaporação do solo e da superfície das plantas, e o suprimento disponível de água no solo. Esta relação pode ser expressa com o chamado índice R, a razão da evapotranspiração real (ER) para a evapotranspiração potencial (EP). A ER é re-

lacionada com o suprimento de água, e a EP representa a necessidade da planta. Atualmente, aceita-se que a tensão de água nas plantas não é necessariamente produzida pelo teor de água do solo isoladamente, mas é o resultado de um desequilíbrio entre a água disponível no perfil do solo e a demanda evaporativa da atmosfera (Corsi & Shaw 1971, Denmead & Shaw 1962). O índice R é uma medida do suprimento de água para a planta em relação à sua necessidade (Yao 1973, 1974). O valor ótimo de R para culturas tais como o milho e o amendoim é de 0,85 a 0,90 e quando R é inferior a 0,60, há necessidade de irrigação. Grandes diferenças podem ser encontradas no valor de R, dependendo da metodologia usada no cálculo de ER e EP, segundo Yao (1969). A aplicação da razão ER/EP no estudo da variabilidade do rendimento das culturas é largamente apoiada pelos estudos de Corsi & Shaw (1971), Nix & Fitzpatrick (1969), Yao (1973, 1974).

Corsi & Shaw (1971) verificaram que a soma dos valores diários de 1-R, durante um período de 66 dias ao redor do embonecamento, determinados à partir de um balanço hídrico diário, para o milho, foi o índice mais relacionado com o rendimento desta cultura. Shaw (1974) propôs a soma dos valores diários de (1-R)_p, em períodos de cinco dias, durante um período de 85 dias ao redor do embonecamento, como índice ponderado de seca, o qual apresentou melhor resultado e aplicou para examinar tendências climáticas e rendimentos (Shaw 1977). Neste índice, p representa um fator que depende do efeito da seca, conforme a posição dos períodos de cinco dias em relação ao embonecamento. No período imediatamente anterior e posterior ao embonecamento, p tem o valor 2,00; no oitavo período, antes ou depois do embonecamento, p tem o valor 1,00.

Mota et al. (1979) elaboraram um programa de computador para o cálculo do balanço hídrico diário versátil, adaptado de Baier & Robertson (1966), para uso no Brasil, em sistemas de produção agrícola específicos (por exemplo, trigo-soja). A partir deste balanço hídrico diário, em que se usa a evapotranspiração potencial, determinada em função de fatores geográficos, segundo Oliveira & Mota (1978), obtêm-se valores diários do índice 1-R, para cada tipo de solo e sistema de produção

agrícola. O crescimento do sistema radicular e da parte aérea da cultura é considerado durante os diferentes estádios de desenvolvimento da cultura.

Mota (1978) revisou os trabalhos de pesquisa sobre as relações entre clima e cultura da soja, indicando que falta de água no solo durante o período de enchimento dos grãos reduz mais o rendimento do que durante a floração ou antes dela. Mas também indica que a deficiência de água no solo, entre a germinação e a floração, reduz o crescimento. Doss et al. (1974) mostraram que, no Alabama, Estados Unidos, os rendimentos foram 24% a 55% superiores, quando não havia limitações de água no estágio de crescimento da soja.

Berlato & Gonçalves (1978) calcularam coeficientes de correlação entre o índice hídrico P/EP (precipitação dividida pela evapotranspiração potencial) e o rendimento da soja para sete períodos de desenvolvimento. Os coeficientes de correlação se mostraram altamente significativos para os períodos de 30 dias antes das primeiras flores ($r = 0,86$) e 40 dias depois do florescimento pleno ($r = 0,59$).

A maioria dos estudos das relações entre o clima e os rendimentos estaduais, regionais ou locais, fazem uso das técnicas estatísticas de regressão múltipla, usando dados meteorológicos médios semanais, mensais ou estacionais de temperatura e de precipitação pluvial (Lepper et al. 1974, Thompson 1970). Outros usam índices planta-clima (Dale 1977, Shaw 1977).

A variável indicativa das mudanças tecnológicas ocorridas na cultura pode ser considerada em certa extensão desde que se disponha de dados. Por exemplo, a quantidade de nitrogênio ou fosfato usado por hectare pode fornecer uma medida das mudanças tecnológicas para o modelo (Thompson 1975).

Usando dados históricos de rendimento e clima, a análise de regressão gera as estimativas dos coeficientes associados com cada variável previsora. Como resultado obtemos a combinação linear destas variáveis previsoras em um modelo estatístico a ser usado para prever o rendimento das culturas.

O modelo desenvolvido deve ser testado quanto à sua precisão e exatidão para prever o rendimento, com uma série de anos não considerada na determinação dos coeficientes de regressão.

MATERIAL E MÉTODOS

Por ser grande produtora de soja foi escolhida para a realização deste estudo a microrregião colonial das Missões (Fig. 1), que compreende os municípios gaúchos de Bossoroca, Caibaté, Catuêpe, Giruá, Santo Ângelo, São Luiz Gonzaga e São Nicolau. Na classificação de Köppen, possui clima Cfa, isto é, clima temperado com chuvas bem distribuídas e verão quente.

Embora os totais de chuva variem de 110 mm a 197 mm nos diversos meses do ano, sendo portanto bem distribuídas, no verão são insuficientes para satisfazer a evapotranspiração potencial. Além disso, ocorre, frequentemente, má distribuição diária das chuvas, ocasionando secas de duração variável. As temperaturas médias variam, durante o ciclo, de 19,2°C a 25,3°C; a soma de graus-dia, acima de 15°C, é de 1.596, e satisfaz os limites indicados por Pascale (1969) para a cultura da soja.

Na microrregião colonial das Missões predominam latossolos da Unidade de Mapeamento Santo Ângelo, com horizontes A e B profundos, pouco diferenciados, acentuadamente drenados, argilosos, muito porosos, relevo suavemente ondulado, em altitudes inferiores a 400 m. As raízes ocorrem nos horizontes A₁, A₃, A_p, B₁, B₂ e mais raramente no B₃₁. Conforme observações feitas, as raízes da soja são encontradas desde a superfície

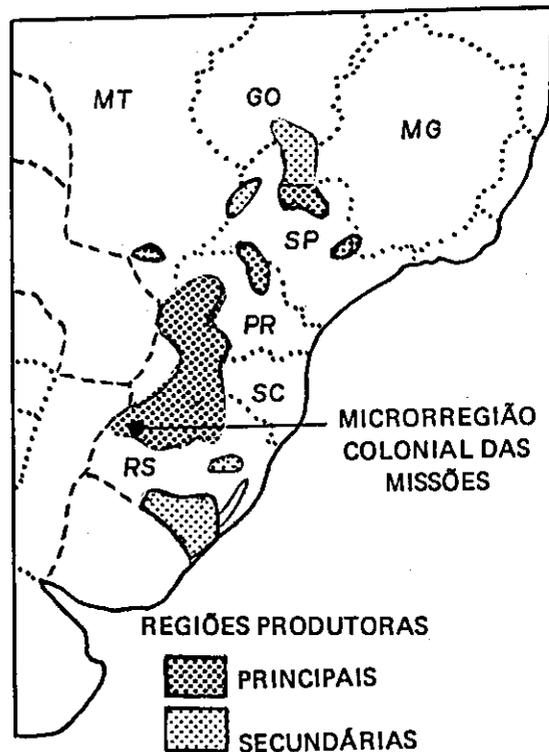


FIG. 1. Principais regiões produtoras de soja no Brasil.

até 100 cm de profundidade. As características de umidade desta unidade de solos são fornecidas por Dedeczek (1974).

A água disponível, que é a diferença entre a capacidade de campo (0,3 bar) e o ponto de murcha (15 bar), será então (mm/10 cm):

A ₁	7,0	A (média	8,0
A _p	7,2	B ₁	9,5
A ₃	9,9	B ₂	7,8

As descrições dos perfis da Unidade Santo Angelo (Brasil, Ministério da Agricultura 1973), indicam que o horizonte A(A₁, A_p ou A₃) tem espessura média de 39,5 cm e o horizonte B₁ de 40 cm. Assim, temos a capacidade máxima de água disponível na Tabela 1.

TABELA 1. Capacidade máxima de água disponível

Horizonte	Água disponível (mm/10 cm)	Profundidade das raízes (dm)	Capacidade máxima de água disponível (mm)
A	8,0	3,95	31,60
B ₁	9,5	4,00	38,00
B ₂	7,8	2,05	15,99
Total	25,3	10,00	85,59

Com base neste cálculo utilizou-se o valor tabelado de 80 mm para capacidade máxima de água disponível para determinação do balanço hídrico diário segundo Mota et al. (1979). O critério utilizado para o cálculo do balanço hídrico mensal, segundo Thornthwaite & Mather (1957), indica que se deve usar a tabela de 100 mm de retenção de água máxima disponível.

Foram utilizados dados pluviométricos diários, do período 1942 a 1977, da estação meteorológica de São Luiz Gonzaga, da rede do Instituto Nacional de Meteorologia, e, de 1958 a 1977, das estações pluviométricas de Passo Major Zeferino, da rede do Departamento Nacional de Águas e Energia Elétrica, e da Usina Ijuizinho da Companhia Estadual de Energia Elétrica do Estado do Rio Grande do Sul (Fig. 2). Utilizaram-se dados de temperatura média mensal, do período 1958 a 1977, de São Luiz Gonzaga, para o cálculo da evapotranspiração potencial segundo Thornthwaite (1948).

Foram comparados os seguintes índices de seca, nas safras 1958/1959 a 1972/1973:

1. A partir do balanço hídrico diário versátil, adaptado de Mota et al. (1979):

a. Soma dos valores diários de 1-ER/EP em dezembro, janeiro e fevereiro.

b. Média dos valores diários de ER/EP em dezembro, janeiro e fevereiro.

2. A partir do balanço hídrico mensal seriado:

a. Deficiência hídrica total de outubro a abril, proposto, para soja, por Pascale (1969);

b. ER/EP, média de outubro a abril;

c. Deficiência hídrica total de dezembro a fevereiro;

d. ER/EP, média de dezembro a fevereiro.

3. Índice hídrico, P/EP aplicado por Berlato & Gonçalves (1978) nas condições do Rio Grande do Sul nos seguintes períodos:

a. Dezembro;

b. Janeiro;

c. Fevereiro;

d. Média de dezembro a fevereiro;

e. Média de outubro a abril.

No índice hídrico, P é a precipitação total e EP é a evapotranspiração potencial segundo PENMAN (1963).

Os dados de área cultivada, produção total e rendimento da soja na microrregião colonial das Missões, nas safras 1958/1959 - 1976/1977, fornecidos pela Fundação de Economia e Estatística do Estado do Rio Grande do Sul, constam na Tabela 2.

A cultura da soja no Rio Grande do Sul vem apresentando melhorias tecnológicas e seu rendimento apresenta uma tendência para aumentar como mostra a Fig. 3.

Como índice de melhoria tecnológica ocorrida na cultura da soja de 1959 a 1977 usamos os quilogramas de P₂O₅ mais K₂O/ha cultivado com soja, trigo e arroz, no Rio Grande do Sul e Santa Catarina, segundo dados fornecidos pela Associação Nacional para Difusão de Adubos (Tabela 2). Não existem dados de consumo de fertilizantes por cultura, mas sabe-se que as culturas de soja, trigo e arroz consomem mais de 90% dos fertilizantes utilizados na região.

Para o estabelecimento dos modelos clima-rendimento-tecnologia, escolheu-se o método de regressão múltipla, denominado "backward elimination", para a seleção das variáveis independentes que melhor explicassem o rendimento, segundo Silveira Junior & Zonta (1977).

Foram determinados, para cada equação de regressão linear múltipla, o erro padrão de estimativa (Sy . x) e o coeficiente de determinação (R²).

Quando necessário, foi determinado o coeficiente de correlação parcial.

Cada modelo foi testado, por sua previsão dos rendimentos médios na região estudada, usando-se a variável climática, o índice tecnológico e os rendimentos, para anos posteriores, que não foram usados para estimar os coeficientes de regressão (1974 a 1977).

A precisão dos modelos foi definida pela variância (S²) dos erros de previsão dos rendimentos, menor variância significando maior precisão. A exatidão foi definida pela média dos valores absolutos dos erros de previsão, menor erro médio significando maior exatidão (Nelson & Dale 1978b).

Para verificar se havia diferença estatística signifi-

tiva entre os modelos, quanto à sua precisão e exatidão, seguiu-se a metodologia proposta por Nelson & Dale (1978b).

Considerou-se como melhor índice de seca o incluído no modelo com o menor erro padrão de estimativa e maior R^2 . Com este índice e o índice tecnológico das safras 1958/1959 a 1976/1977 desenvolveu-se novo modelo (Modelo A_1), com um maior número de anos, o que lhe dá maior confiabilidade (Nelson & Dale 1978a). Visando obter um modelo preliminar para previsão do rendimento da soja no Rio Grande do Sul, determinou-se a equação de regressão linear simples, entre o rendimento médio observado no Rio Grande do Sul e o rendimento médio

estimado na microrregião colonial das Missões, com o modelo A_1 , nas safras 1958/1959 a 1976/1977. Esta equação de regressão constitui o modelo preliminar, que se propõe para estimar o rendimento da soja no Rio Grande do Sul a partir da safra 1977/1978 (Modelo A_2).

RESULTADOS E DISCUSSÃO

Nas Tabelas 3 e 4, encontram-se valores dos índices de seca e dos índices hídricos determinados. São apresentadas na Tabela 5 as equações de

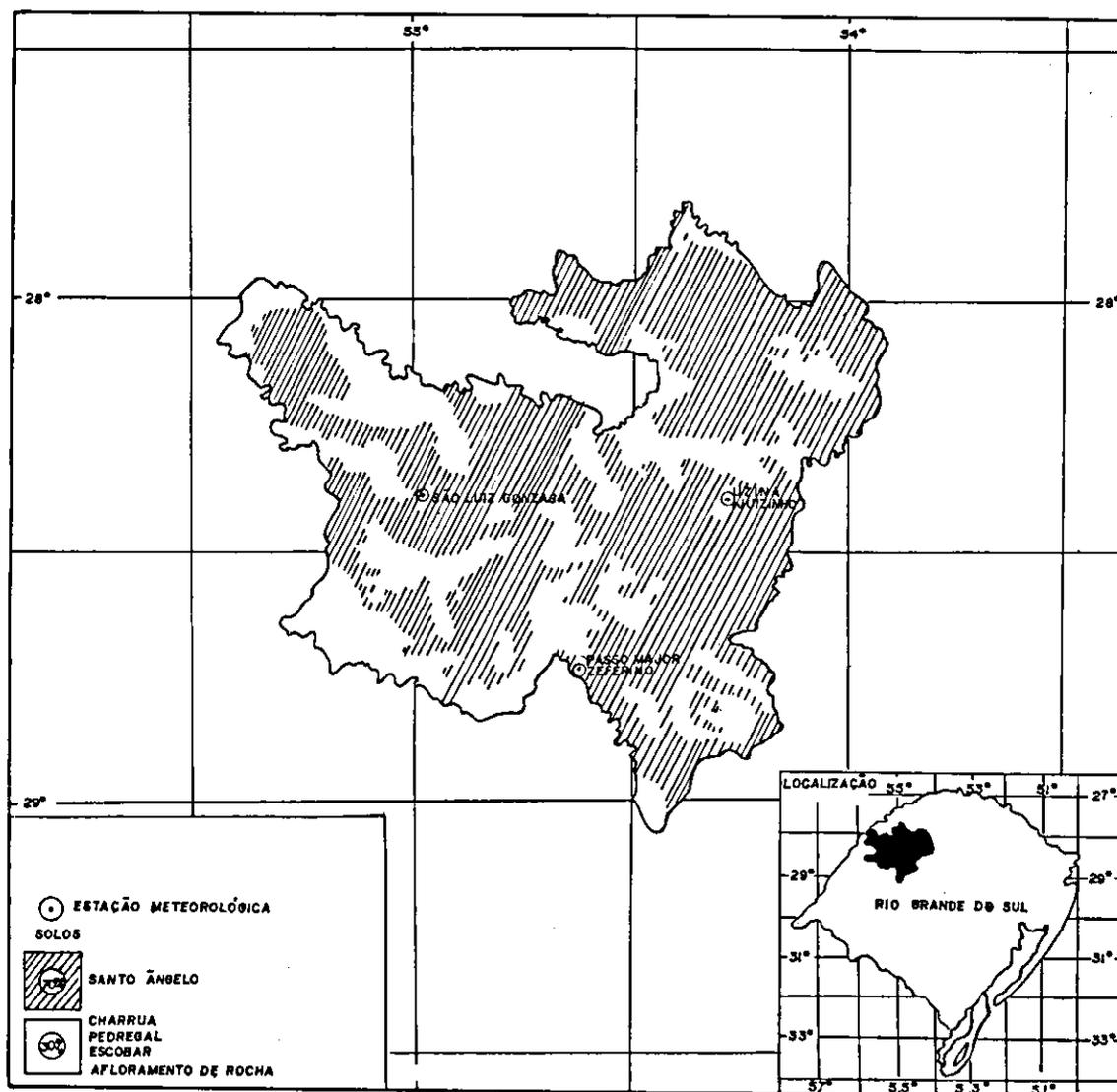


FIG. 2. Microrregião colonial das Missões, RS.

TABELA 2. Área cultivada, produção total, rendimento médio e índice tecnológico da cultura da soja na microrregião colonial das Missões, RS, nas safras 1958/1959 – 1976/1977.

Safra	Área cultivada (ha)	Produção (t)	Rendimento (kg/ha)	Índice tecnológico ¹
1958/1959	17.800	21.330	1.198	34
1959/1960	33.860	30.480	900	36
1960/1961	37.500	36.870	983	31
1961/1962	35.210	17.989	510	28
1962/1963	45.500	20.595	452	22
1963/1964	51.190	22.177	433	24
1964/1965	51.980	17.880	921	25
1965/1966	52.600	49.721	945	23
1966/1967	56.900	61.950	1.090	21
1967/1968	66.800	41.424	620	28
1968/1969	88.300	101.442	1.148	41
1969/1970	117.200	126.450	1.078	43
1970/1971	138.000	173.280	1.255	50
1971/1972	194.220	245.830	1.265	64
1972/1973	236.790	299.229	1.263	96
1973/1974	262.234	287.200	1.095	101
1974/1975	304.484	459.812	1.510	82
1975/1976	342.700	576.630	1.682	81
1976/1977	366.700	540.660	1.474	81

Fonte: Fundação de Economia e Estatística do Estado do Rio Grande do Sul.

1. Calculado segundo dados da Associação Nacional para Difusão de Adubos (Brasil: Produção, Importação, Consumo, 1977. mimeografado, 38p). O índice é determinado pela média do consumo aparente de $P_2O_5 + K_2O$ (dividido pelo número de hectares cultivado com soja, trigo e arroz nos Estados do Rio Grande do Sul e Santa Catarina) na safra indicada e na safra anterior.

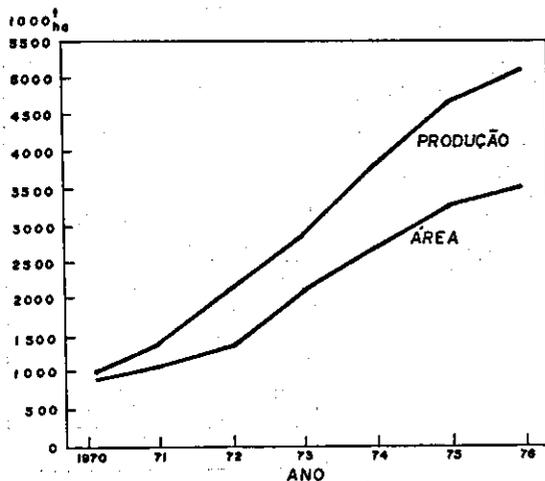


FIG. 3. Produção e área cultivada com soja no Rio Grande do Sul, 1970/1976.

regressão linear múltipla ou simples, conforme determinadas pelo computador, no processo "backward elimination", pelos respectivos R^2 e pela significância das variáveis independentes e dos erros-padrão de estimativa. Conforme se pode verificar, o índice de seca $\Sigma (1 ER/EP)$, período dezembro-fevereiro, determinado através do cálculo do balanço hídrico diário, foi o que determinou o melhor modelo, isto é, o que apresentou maior R^2 (0,90) e menor erro padrão de estimativa ($Sy \cdot x = 100,09$ kg/ha), ambos podendo ser considerados altamente satisfatórios. Apenas neste modelo as duas variáveis independentes foram significativas para $\alpha = 0,01$.

Na Tabela 6, são apresentados os erros e erros absolutos dos sete modelos selecionados entre os onze estudados. Foram eliminados todos os modelos em que uma das variáveis independentes (geral-

TABELA 3. Valores médios dos índices de seca nas localidades de São Luiz Gonzaga, Passo Major Zeferino e Usina Ijuizinho, nas safras 1958/1959 - 1976/1977.

Safra	Índices de seca					
	Balanço hídrico diário		Balanço hídrico mensal seriado			
	ER/EP	$\Sigma (1-ER/EP)^1$	ER/EP		deficiência hídrica (mm)	
dez. a fev.	dez. a fev.	out. a abr.	dez. a fev.	out. a abr.	dez. a fev.	
1958/1959	0,54	40,0	0,99	0,97	15	14
1959/1960	0,51	44,0	0,92	0,90	69	45
1960/1961	0,51	44,3	0,95	0,92	42	34
1961/1962	0,46	72,0	0,94	0,87	55	49
1962/1963	0,49	68,0	0,86	0,81	100	82
1963/1964	0,48	72,0	0,87	0,78	122	90
1964/1965	0,51	43,6	0,92	0,88	69	49
1965/1966	0,58	37,3	0,99	1,00	9	0
1966/1967	0,54	28,7	0,93	0,95	48	20
1967/1968	0,40	81,9	0,82	0,64	156	145
1968/1969	0,60	39,0	0,98	1,00	11	0
1969/1970	0,54	41,2	0,94	0,92	45	33
1970/1971	0,63	32,3	0,99	1,00	8	1
1971/1972	0,56	40,4	0,84	0,80	139	76
1972/1973	0,55	40,8	0,94	0,90	51	40
1973/1974	0,60	36,2	0,85	0,94	98	21
1974/1975	0,52	41,3	0,97	0,98	19	7
1975/1976	0,59	38,4	0,97	0,96	24	13
1976/1977	0,56	39,5	0,90	0,84	106	62

¹ Valor superior a 45, foi multiplicado por 1,5.

TABELA 4. Valores médios dos índices hídricos (P/EP) nas localidades de São Luiz Gonzaga, Passo Major Zeferino e Usina Ijuizinho, nas safras 1958/1959 - 1976/1977.

Safra	Índice			hídrico	
	dezembro	janeiro	fevereiro	Média dez. a fev.	Média out. a abr.
1958/1959	2,03	0,60	1,92	1,52	1,84
1959/1960	1,15	0,42	1,49	1,02	1,12
1960/1961	0,73	0,82	1,53	1,03	1,48
1961/1962	0,73	0,61	0,75	0,70	1,37
1962/1963	0,48	1,14	0,44	0,69	0,89
1963/1964	1,89	0,11	0,68	0,89	1,78
1964/1965	0,91	0,42	1,17	0,83	1,05
1965/1966	1,65	2,01	1,24	1,63	1,63
1966/1967	1,09	0,90	1,09	1,03	1,28
1967/1968	0,40	0,40	0,49	0,43	0,81
1968/1969	1,21	1,43	1,78	1,47	1,41
1969/1970	0,85	0,76	0,97	0,86	1,08
1970/1971	2,20	0,83	1,31	1,43	1,77
1971/1972	0,72	1,18	1,09	1,00	0,92
1972/1973	0,55	1,47	1,46	1,16	1,66
1973/1974	1,66	1,24	0,95	1,28	0,97
1974/1975	1,98	0,97	0,89	1,28	1,50
1975/1976	1,18	1,37	1,36	1,30	1,40
1976/1977	0,93	0,99	1,05	1,99	1,06

TABELA 5. Equações de regressão múltipla¹, significância das variáveis independentes, respectivos erros padrão de estimativa e coeficientes de determinação entre o rendimento médio de soja na microrregião colonial Missões, RS, e o índice de seca, hídrico e tecnológico, nas safras 1958/1959 - 1972/1973.

Índices	Nº modelo	Equação de regressão ²	Sy . x (kg/ha)	Significância		R ²	
				x ₁	x ₂		
I. Índice de seca;							
1. Período dezembro a fevereiro:							
1.1. Balanço hídrico diário:							
1.1.1. $\Sigma(1-ER/EP)$	(1) Y =	1402,70 -	13,92x ₁ +5,96x ₂	100,09	xx	xx	0,90
1.1.2. Média de ER/EP	(2) Y =	-1180,81 +	4021,92x ₁	.3	xx	NS	0,60
1.2. Balanço hídrico mensal:							
1.2.1. Soma da deficiência hídrica							
(3) Y =	819,25 -	4,21x ₁ +8,17x ₂	174,25	xx	x	0,68	
1.2.2. Média de ER/EP	(4) Y =	-2001,39 +	2971,27x ₁ +5,44x ₂	131,22	xx	x	0,82
2. Período outubro a abril:							
2.1. Balanço hídrico mensal:							
2.1.1. Soma da deficiência hídrica							
(5) Y =	795,73 -	3,02x ₁ +8,77x ₂	195,19	x	x	0,60	
2.1.2. Média de ER/EP	(6) Y =	-1753,28 +	2555,51x ₁ +8,64x ₂	197,39	x	x	0,59
II. Índice hídrico							
1. Janeiro	(7) Y =	594,75 +	9,08x ₂	-	NS	x	0,37
2. Fevereiro	(8) Y =	222,09 +	420,61x ₁ +6,02x ₂	168,40	xx	x	0,72
3. Dezembro	(9) Y =	594,79 +	9,08x ₂	-	NS	x	0,37
4. Dezembro a fevereiro	(10) Y =	162,19 +	476,02x ₁ +7,35x ₂	193,50	xx	x	0,66
5. Outubro a abril	(11) Y =	594,75 +	9,08x ₂	-	NS	x	0,37

1. Y = rendimento (kg/ha); x₁ = índice de seca ou índice hídrico; x₂ = índice tecnológico.

2. Seleccionada pelo processo "backward elimination".

3. O erro padrão de estimativa não foi determinado para as equações em que um dos índices não foi significativo. NS - Não significativo.

TABELA 6. Erros e erros absolutos de previsão do rendimento dos modelos clima-tecnologia estudados, respectivas médias e variância, nas safras 1973/1974 - 1976/1977.

Nº modelo	Erros (kg/ha)				Média	Variância (s ²)
	1973/1974	1974/1975	1975/1976	1976/1977		
(1)	354	235	373	180	285,5	8 677
(3)	354	- 235	- 373	- 180	- 108,5	101 659
(4)	461	50	256	254	255,3	28 153
(5)	- 461	50	256	254	24,8	114 210
(6)	366	151	299	239	263,8	8 342
(8)	- 366	151	299	239	80,8	92 398
(10)	290	53	249	288	220,0	12 751
(11)	- 290	53	249	288	75,0	76 209
(12)	196	76	257	228	189,3	6 320
(13)	- 196	76	257	228	91,3	42 973
(14)	135	420	400	322	319,3	16 877
(15)	135	- 420	- 400	- 322	- 251,8	68 267
(16)	417	138	307	246	277,0	13 593
(17)	417	- 138	- 307	- 246	- 68,5	109 640

1. Para cada modelo o primeiro valor é a diferença absoluta entre o rendimento observado e o estimado; o segundo valor é a diferença entre o rendimento observado e o estimado.

mente o índice de seca utilizado) não foi estatisticamente significativa para $\alpha = 0,05$.

Considerando o R^2 dos modelos, pode-se considerar a seguinte ordem decrescente de eficiência dos índices estudados:

1. $\sum_d^f (1-ER/EP)$ de dezembro a fevereiro, a partir do balanço hídrico diário.

2. Média mensal de ER/EP, a partir do balanço hídrico mensal seriado, no período dezembro a fevereiro.

3. Índice hídrico (P/EP) em fevereiro.

4. Soma das deficiências hídricas mensais, a partir do balanço hídrico mensal seriado, no período de dezembro a fevereiro.

5. Índice hídrico (P/EP) médio no período de dezembro a fevereiro.

6. Soma das deficiências hídricas mensais a partir do balanço hídrico mensal seriado, no período de outubro a abril.

7. Média mensal de ER/EP, a partir do balanço hídrico mensal seriado, no período de outubro a abril.

Os demais índices não apresentaram bom comportamento. A pior classificação dos índices correspondentes ao período outubro a abril, indica que as deficiências hídricas que ocorrem em outubro, novembro, março e abril, têm pouca influência sobre o rendimento da soja na microrregião colonial das Missões.

Calculou-se um coeficiente de correlação parcial para os dois melhores índices, entre o rendimento e o índice de seca, considerando-se constante o índice tecnológico. Para o índice de seca $\sum_d^f (1-ER/EP)$, no período dezembro a fevereiro, encontrou-se o valor $r = -0,91$; e para o índice hídrico (P/EP), em fevereiro, o valor $r = 0,71$. O teste t, indicou diferença significativa entre ambos para $\alpha = 0,20$.

O coeficiente de correlação parcial entre rendimento e índice tecnológico, mantendo-se constante o melhor índice de seca, foi de 0,61, o que indica que as variações anuais de rendimento foram mais influenciadas pela seca do que pelas mudanças tecnológicas, nas safras 1958/1959 - 1976/1977.

Os valores dos erros de previsão dos sete mode-

los considerados como válidos, encontram-se na Tabela 5, bem como suas médias e variâncias.

O teste de homogeneidade de variância de Bartlett indicou não haver diferença significativa na precisão das previsões do rendimento, entre os sete modelos, nas safras 1973/1974 a 1976/1977.

A análise da variância dos valores absolutos dos erros de previsão, conforme se pôde verificar, também não mostrou diferença significativa entre a exatidão dos sete modelos para prever o rendimento nas safras 1973/1974 a 1976/1977. Não houve diferença significativa no teste de Duncan.

A média dos erros de previsão, que variaram de 189,3 a 319,3 kg/ha, pode ser considerada satisfatória se comparada com os valores obtidos por outros autores (Corsi & Shaw 1971, Nelson & Dale 1978a, b, Thompson 1970).

Visando obter um modelo preliminar para previsão do rendimento da soja no Rio Grande do Sul, determinou-se a seguinte equação de regressão linear simples entre o rendimento observado no estado e o estimado como o melhor modelo na microrregião colonial das Missões, nas safras 1958/1959 a 1976/1977:

$Y = 492,95 + 0,67x$, expresso graficamente na Fig. 4, no qual: $r^2 = 0,81$ e $Sy \cdot x = 102,78$ kg/ha (Modelo A₁).

O valor x é obtido a partir do modelo (Fig. 5):

$Y = 1402,7 - 13,92 x_1 + 5,96 x_2$
no qual: $R^2 = 0,79$ e $Sy \cdot x = 165,65$ kg/ha (Modelo A₂)

onde: $x_1 = \sum_d^f (1-ER/EP)$ no período de dezembro a fevereiro, média das estações meteorológicas de São Luiz Gonzaga, Usina Ijuizinho e Passo Major Zeferino, e

$x_2 =$ índice tecnológico.

Na Fig. 6, pode-se verificar a boa concordância entre os rendimentos da cultura da soja observados no Rio Grande do Sul e os estimados pelo processo descrito.

As secas severas, responsáveis por drásticas reduções nas safras da soja, no Rio Grande do Sul, são raras. No período 1941 a 1979 só ocorreram secas severas, uma vez em cada oito anos, aproximadamente. Entretanto, secas menos intensas são mais comuns.

Quando o $\sum \frac{f}{d} (1-ER/EP)$ era igual ou superior a 45, verificou-se que os rendimentos da soja eram muito mais baixos do que poderia ser esperado com tal valor. Multiplicando por 1,5 os valores do índice, quando iguais ou superiores a 45, o coeficiente de correlação aumentou. Ponderação seme-

lhante foi usada por Shaw (1974, 1977) com bons resultados.

A influência da seca em dezembro, indica que, no Rio Grande do Sul, o suprimento de água é deficiente durante o crescimento vegetativo da soja, além de o ser também, no período de floração e enchimento dos grãos.

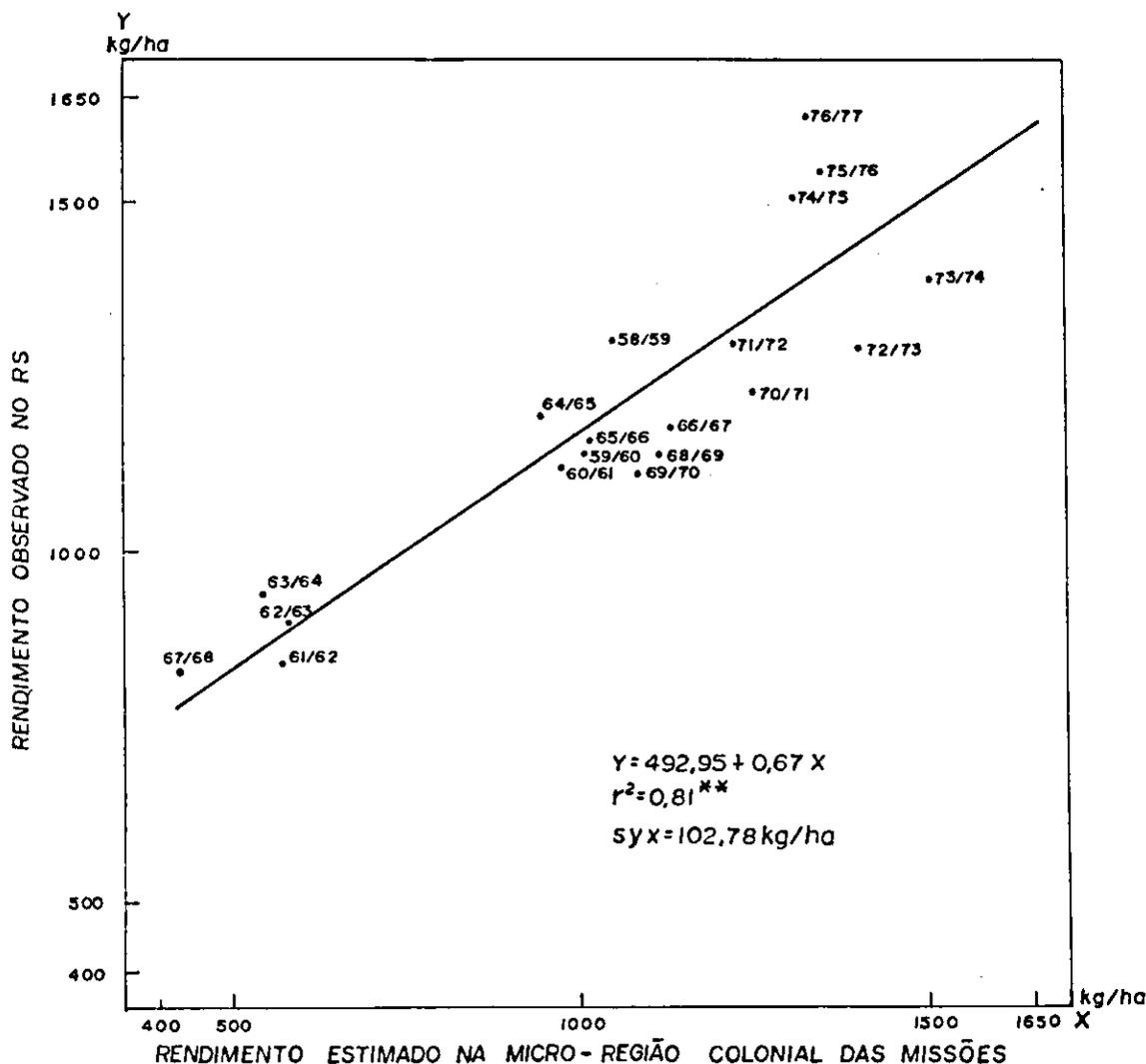


FIG. 4. Regressão linear entre o rendimento observado da soja no Rio Grande do Sul e o rendimento estimado na micro-região colonial das Missões com o modelo A_2 .

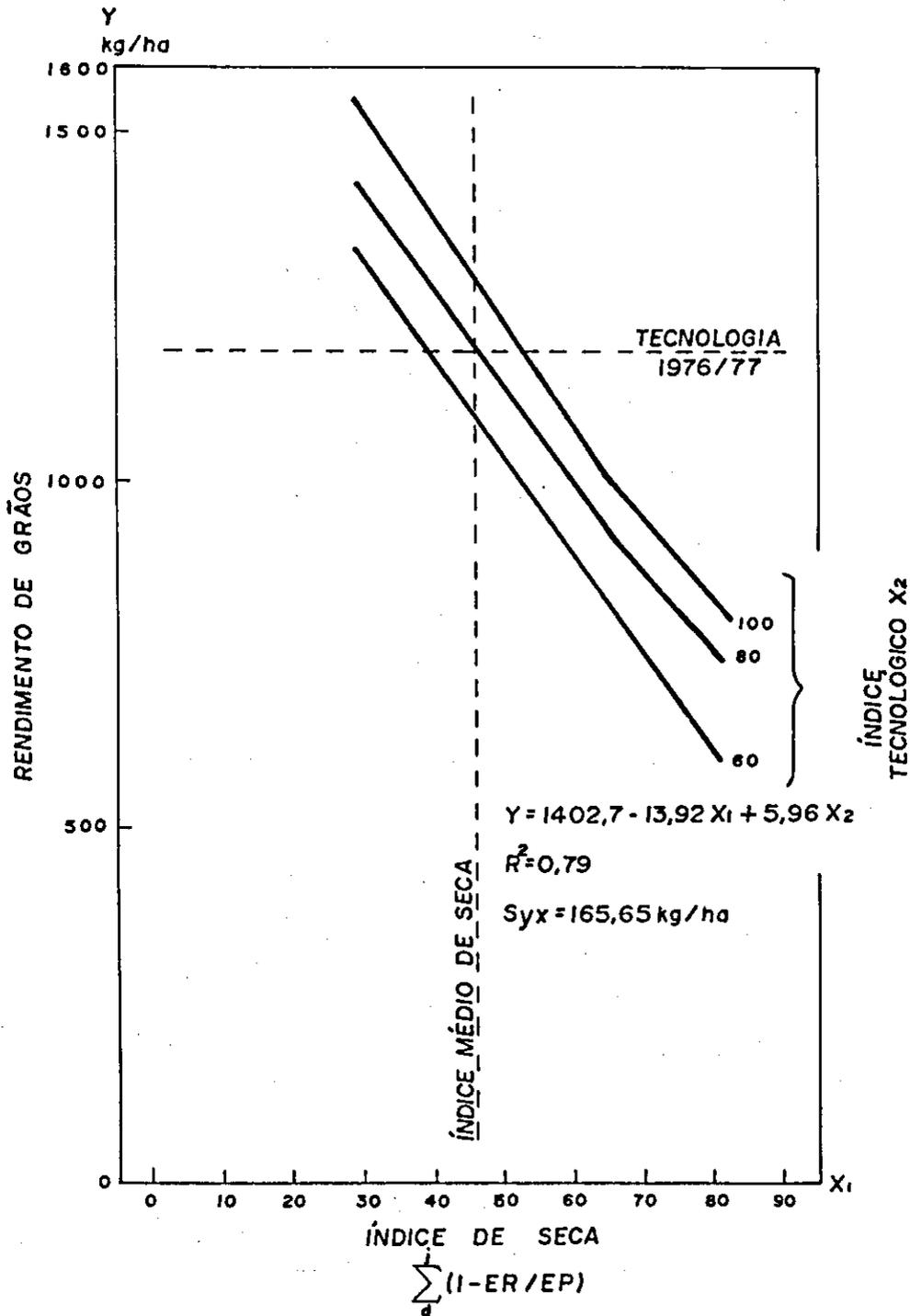


FIG. 5. Relação entre o rendimento da soja, índice de seca e tecnologia na microrregião colonial das Missões, RS.

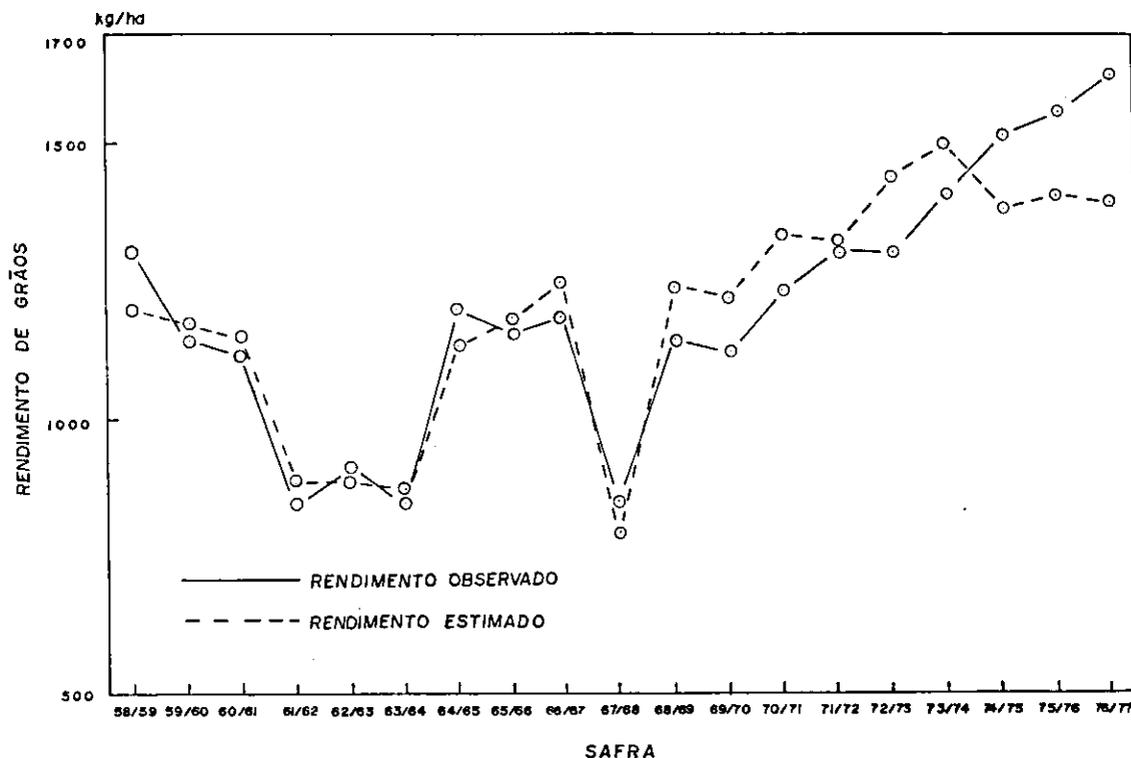


FIG. 6. Rendimentos observados e estimados, no Rio Grande do Sul com o modelo A₂.

CONCLUSÕES

1. A seca é o principal fator climático responsável pela variação anual do rendimento da cultura da soja no Estado do Rio Grande do Sul, produzindo frustrações de safras em uma proporção de uma vez em cada oito anos.

2. As secas mais severas ocorreram em 1943, 1945, 1949, 1964, 1978 e 1979. Verificou-se uma tendência, que deverá ser confirmada por estudos futuros mais detalhados, de ocorrência de secas em dois anos consecutivos, ou muito próximos.

3. O índice de seca, mais correlacionado com o rendimento da soja no Rio Grande do Sul, é o somatório dos valores diários de 1-ER/EP no período de dezembro a fevereiro. Este somatório deve ser multiplicado por 1,5 quando é igual ou superior a 45.

4. A cultura da soja no Rio Grande do Sul vem apresentando sensível melhoria de rendimento de-

vido à adoção de tecnologia melhorada, especialmente a partir de 1972.

5. É possível prever o rendimento da cultura da soja no Estado do Rio Grande do Sul, a partir do início de março, bastando para isso contar com os dados pluviométricos diários das estações de São Luiz Gonzaga (INEMET), Passo Major Zeferino (DNAEE) e Usina Ijuizinho (CEE), durante os meses de dezembro, janeiro e fevereiro.

6. Os erros de previsão deverão ficar situados ao redor de ± 165 kg/ha, possivelmente não superiores a ± 370 kg/ha.

7. Há necessidade de considerar outros elementos climáticos e outras regiões para se desenvolver um modelo mais preciso e exato.

REFERÊNCIAS

- ARRUDA, F.B.; MASCARENHAS, H.A.A. & VIEIRA, S.R. Efeito hídrico na produção da soja. Campinas, Instituto Agrônomo, 1976, 24p. (Boletim Técnico, 38).

- BAIER, W. & ROBERTSON, G. W. A new versatile soil moisture budget. *Can. J. Plant Sci.*, Ottawa, 46(2): 299-315, 1966.
- BERLATO, M. & GONÇALVES, H.M. Relação entre o índice hídrico P/ETP e rendimento da soja (*Glycine max* (L.) Merr. *Agron. Sulriogr.*, Porto Alegre, 14(2): 227-33, 1978.
- BRASIL. Ministério da Agricultura. Departamento Nacional de Pesquisa Agropecuária. Divisão de Pesquisa Pedológica. Levantamento de reconhecimento dos solos do Estado do Rio Grande do Sul. Recife, MA/DPP-SA/DRNRPINCR/RS-MA/DPP-SA/DPNP, 1973. 431 p. (Boletim Técnico, 30).
- CLIMATE & FOOD; climatic fluctuation and U.S. agricultural production. Washington, National Academy of Sciences, 1976. 212p.
- CORSI, W.C. & SHAW, R.H. Evaluation of stress indices for corn in Iowa. *Iowa State J. Sci.* Ames, 46(1): 79-85, 1971.
- DALE, R.F. An energy-crop growth variable for identifying weather effects upon corn growth and yield. In: AGRICULTURE AND FOREST METEOROLOGY CONFERENCE - WEATHER - CLIMATIC MODELING FOR REAL - TIME APPLICATIONS IN AGRICULTURE AND FOREST METEOROLOGY, 3, West Lafayette, Purdue University, 1977. p. 85-6.
- DALE, R.F. & SHAW, R.H. The climatology of soil moisture atmospheric evaporative demand, and resulting moisture stress days for corn at Ames, Iowa. *J. Appl. Meteorol.*, Boston, 4(6): 66-9, 1965.
- DEDEČEK, R. A. Características físicas e fator de erodibilidade de oxisols do Rio Grande do Sul. I: Unidade Erechim, Passo Fundo e Santo Angelo. Porto Alegre. Universidade Federal do Rio Grande do Sul, 1974. Tese Mestrado.
- DENMEAD, O.T. & SHAW, R.H. Availability of soil water to plants as effected by soil moisture content and meteorological conditions. *Agron. J.*, Madison, 54(5): 385-90, 1962.
- DOSS, B.D.; PEARSON, R.W. & ROGERS, H.T. Effect of soil water stress at various growth stages on soybean yields. *Agron. J.*, Madison, 66(2) 297-9, 1974.
- HOUNAM C.E.; BURGOS, J.J.; KALIK, M.S., PALMER, W.C.; & RODDA, J. Drought and agriculture. Geneva, World Meteorological Organization, 1975. 127 p. (Technical Note, 138)
- LEPPER, P.A.; RUNGE, E.O.A., & WALTER, W.M. Effect of plant available stored soil moisture on corn yields: II. Variable climatic conditions. *Agron. J.*, Madison, 66(6): 728-33, 1974.
- MOTA, F.S. da. Soybean and weather. Geneva, World Meteorological Organization, 1978. 64p. (Technical Note, 160)
- MOTA, F.S. da.; ROSSOKOFF, J.L. & OLIVEIRA, M.O. de. Programa de computador para estimar o balanço hídrico diário agrometeorológico no Brasil. In: I CONGRESSO BRASILEIRO DE AGROMETEOLOGIA, 1, Mossoró, 1979. 28p. Mimeografado.
- NELSON, W.L. & DALE, R.F. Effect of trend or technology variables and record period on prediction of corn yield with weather variables. *J. Appl. Meteorol.*, Boston, 17(7): 926-33, 1978a.
- NELSON, W.L. & DALE, R.E. A methodology for testing the accuracy of yield predictions from weather yield regression models for corn. *Agron. J.*, Madison, 70(5): 734-40, 1978b.
- NIX, H. A. & FITZPATRICK, E.A. An index for crop water stress related to wheat and grain sorghum yield. *Agric. Meteorol.*, Amsterdam, 6(5) : 32-7, 1969.
- OLIVEIRA, M.O. de. & MOTA, F.S. da. Estimativa da evapotranspiração potencial (Penman) em função de fatores geográficos no Brasil. *Ci. e Cult.*, São Paulo, 30(4): 473-82, 1978.
- PASCALÉ, A.J. Tipos agroclimáticos para el cultivo de la soja en la Argentina. *Rev. Fac. Agron. Vet. Buenos Aires*, 17(3) : 31-48, 1969.
- PENMAN, H.L. Vegetation and hydrology. Harpenden, Commonwealth Bur. of Soils, 1963. 124 p. (Techn. Comm, 53).
- SHAW, R.H. Use of a moisture-stress index. for examining climate trends and corn yields in Iowa. *Iowa State J. Res.*, Ames, 51(3) : 249-54, 1977.
- SHAW, R.H. A weighted moisture-stress index for corn in Iowa. *Iowa State J. Res.*, Ames, 49(2) : 101-14. 1974.
- SILVEIRA JUNIOR, P. & ZONTA, E.P. Regressão linear múltipla; processo backward elimination. Pelotas, UFPel, Departamento de Matemática e Estatística, 1977. (Série Metodológica, 4).
- THOMPSON, L. M. Weather and technology in the production of soybeans in the Central United States. *Agron. J.*, Madison, 62(2) : 232-6, 1970.
- THOMPSON, L.M. Weather variability, climatic change and grain production. *Science*, Washington, (188) : 535-41, 1975.
- THORNTHWAITE, C.W. An approach toward a rational classification of climate. *Geogr. Rev.*, New York, 38(1) : 55-94, 1948.
- THORNTHWAITE, C.W. The water balance. Centerton, Drexel Institute of Technology, Laboratory of Climatology, 1955. 104p. (Publications in climatology, v. 8, n. 1).
- THORNTHWAITE, C.W. & MATHER, J.P. Instructions and tables for computing potential evapotranspiration and the water balance. Centerton, Drexel Institute of Technology, Laboratory of Climatology, 1957. p. 185-311. (Publications in Climatology, v. 10, n. 1).
- YAO, A.Y.M. Agricultural potential estimated from the ratio of actual to potential evapotranspiration. *Agric. Meteorol.*, Amsterdam, 13(3) : 405-17, 1974.
- YAO, A.Y.M. Evaluating climatic limitations for a specific agricultural enterprise. *Agric. Meteorol.*, Amsterdam, 12(1) : 65-73, 1973.
- YAO, A.Y.M. The R index for plant water requirements. *Agric. Meteorol.*, Amsterdam, 6(4) : 259-73, 1969.