

maior que sete dias, dois veranicos de dez dias ou mais, um veranico de doze dias ou mais.

Colunas 5 e 9 = apresentam o período de retorno (anos) para ocorrência de um veranico com duração especificada ou maiores, respectivamente. Exemplo: pode-se esperar no prazo de quatro anos a ocorrência de um veranico de doze ou treze dias e também um veranico com duração igual ou maior a vinte e um dias.

CONCLUSÕES

A região de Machado-MG, apresenta um período chuvoso entre outubro e abril com 56,3% de dias secos. Pode-se esperar que todo ano ocorra um veranico com duração de 12 ou mais dias e pelo menos 3 veranicos de 8 dias. A cada 4 anos ocorre um veranico de 21 dias.

Conclui-se também que na passagem do ano é a época que registrou menor índice de veranicos, sendo assim, o agricultor deve ter em mente que as fases críticas (emergência e florescimento) devem coincidir com este período, aproveitando ao máximo o potencial pluviométrico da região.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- WOLF, J.M. Probabilidade de Ocorrência de Período secos na Estação Chuvosa para Brasília, D.F. Pesquisa Agropecuária Brasileira, Rio de Janeiro, 12 (único):141-50, 1977.
- PERÓN, A.J. & CASTRO NETO, P. Probabilidade de Ocorrência de Veranicos na região de Lavras, Minas Gerais. Ciências e Prática Lavras, 10(3):282-290, set/dez. 1986.
- SONG, T.T. Modelos Probabilísticos em Engenharia e Ciência; tradução Alfredo Alves de Farias. Rio de Janeiro: LTC - Livros Técnicos e Científicos Editora S.A., 1986.
- BERNARDES, L.R.M., CARAMORI, P.J., TORNERO, N.T.T. AGUILAR, A.P., MAEDA, K., ABE, S., SOUZA, E.L.C. Frequência de Veranicos em duas localidades do Estado do Paraná. Pesquisadores do IAPAR, Londrina-PR.

APLICAÇÃO DE UM MODELO ESTATÍSTICO PARA PREVISÃO DA PRODUTIVIDADE ANUAL DA CULTURA DE MILHO NA MICROREGIÃO DE RIBEIRAO PRETO, SP.

Márcia Maria Gomes Costa
Dr. Willian Tse-Horng Liu
(Depto de Meteorologia, IAG-USP, São Paulo, SP)

1. INTRODUÇÃO - Durante os últimos anos têm-se desenvolvido modelos bastante precisos para previsão de safra agrícola, baseados em algoritmos que simulam os processos fisiológicos das plantas e investigam a influência do tempo meteorológico e das propriedades físicas do solo na produção das culturas. A área do sensoriamento remoto também tem se mostrado promissora na avaliação do desenvolvimento e produção das culturas, através da aplicação dos índices de vegetação. No entanto, os modelos estatísticos de regressão múltipla, mais tradicionais para a previsão de safra, continuam sendo uma ferramenta econômica importante, como uma primeira aproximação da estimativa da produtividade, devido a sua simplicidade e fácil

aplicação, pois não utilizam medidas diretas das características das plantas.

A análise de regressão múltipla é o ajuste de uma equação a um conjunto de valores. A equação prevê uma variável resposta a partir de uma função de variáveis regressoras e parâmetros desconhecidos, ajustados tal que uma medida do ajuste seria otimizada. O critério usado para ajustar os parâmetros é o método dos mínimos quadrados.

2. MATERIAL E MÉTODOS - Os dados utilizados neste trabalho, referentes ao período de 1968 a 1989, incluem: a) produtividades anuais observadas de milho na microrregião de Ribeirão Preto, fornecidas pelo IBGE; b) dados meteorológicos mensais de temperatura, umidade relativa, precipitação e duração do brilho solar, fornecidos pelo DNMET para duas estações contidas na microrregião: São Simão e Ribeirão Preto. As médias espaciais dos dados destas duas estações foram consideradas como representativas da microrregião inteira. Segundo publicações da EMBRAPA, a época de plantio do milho nesta região está entre outubro e novembro, e a colheita é feita entre março e abril. O período considerado neste estudo foi setembro a abril, e os dados mensais foram identificados com índices de 1 a 8 (1=setembro, 2=março, etc.).

O balanço hídrico foi estimado segundo o método proposto por Liu (1988), utilizando a evapotranspiração potencial mensal estimada pelo método proposto por Hargreaves (1976). Déficit e excesso hídrico foram adimensionalizados pela evapotranspiração máxima, e o déficit hídrico foi ainda multiplicado por -100. A seleção das variáveis que entraram na análise de regressão foi efetuada com base em uma análise de correlação entre produtividades observadas e termo de tendência linear (TREND=ANO-1968), que explica a contribuição dos avanços tecnológicos na produtividade; $TMAX_1$ a $TMAX_8$ ($^{\circ}C$); $TMIN_1$ a $TMIN_8$ ($^{\circ}C$); UR_1 a UR_8 (%), EH_1 a EH_8 e DH_1 a DH_8 . Foram escolhidas aquelas variáveis que melhor se correlacionaram com produtividade. Para efetuar a análise de regressão múltipla e todos os testes estatísticos, utilizou-se o software SAS (Statistical Analysis System). O procedimento de regressão utilizado foi o "stepwise-forward". Somente os dados referentes ao período de 1968 a 1986 (19 anos) entraram na análise. Os últimos 3 anos (1987 a 1989) foram reservados para testar o modelo.

3. RESULTADOS E DISCUSSÃO - O modelo escolhido forneceu o quadrado do coeficiente de correlação múltipla $R^2=0.9267$ (que representa também a porcentagem da variância total explicada pelo modelo: 92.67%), e a estatística $C_p=7.0$ para $p=6$ variáveis, que incluem TREND, $TMAX_4$, DH_3 , EH_3 , EH_6 e EH_7 . A estatística C_p foi proposta por Mallows (1977) como um critério para selecionar um modelo. C_p é uma medida do erro quadrático total definido como:

$$C_p = SSE_p/s^2 - (N-2p)$$

onde s^2 é o erro quadrático médio para o modelo com todas as variáveis, e SSE_p é a soma dos erros quadráticos para um modelo com p variáveis. Mallows recomenda que o melhor modelo é aquele onde C_p primeiro se aproxima de p . Quando o modelo certo é escolhido, os parâmetros estimados são não tendenciosos, e isto reflete em C_p próximo de p . A tabela 1 fornece as variáveis do modelo, os parâmetros estimados e a fração parcial da variância total explicada (R^2) por cada variável, o erro padrão das estimativas, o valor da estatística t-Student para o teste da hipótese nula H_0 : parâmetro=0, o nível de significância do teste, o fator de tolerância e o fator de inflação da variância. AS tolerâncias (TOL) e os fatores de inflação da variância (VIF)

medem a intensidade da intercorrelação entre as variáveis regressoras no modelo. Quando todas as variáveis são ortogonais umas às outras, ambos TOL e VIF são iguais a 1. Se uma variável for muito correlacionada com outras variáveis, TOL vai a zero e VIF cresce muito. Como podemos notar da tabela 1, os valores de TOL e VIF permanecem sempre próximos de 1 para cada variável.

A tabela 2 lista os valores observados (Y), os valores previstos pelo modelo (Yprev), o erro padrão da previsão, os limites superior e inferior do intervalo de confiança para Yprev no nível de 95%, o resíduo e o índice de influência D, proposto por Cook (1977). Um valor grande de D indica que a observação associada tem uma forte influência na estimativa dos parâmetros, e certamente características importantes da análise seriam alteradas substancialmente se esta observação fosse deletada. A tabela 2 mostra que as observações mais influentes foram 1968, 1971 e 1983. A importância de se detectar observações influentes está no fato de que a variância de alguns valores previstos pode aumentar muito se uma observação influente for deletada.

No geral, os valores previstos estão bem próximos dos valores observados. Os resíduos oscilam aleatoriamente em torno de zero, variando de -299 a 235. A tabela 3 fornece uma avaliação da previsibilidade do modelo, pela comparação entre os valores previstos e observados nos 3 anos reservados para o teste. O erro percentual das previsões esteve abaixo de 10% nos 3 anos, mostrando que a previsibilidade do modelo é satisfatória.

4. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS:

- SAS User's Guide: Statistics, Version 5. SAS Institute Inc., 1985.
 HARGREAVES, George H., "Irrigation Requirements and Precipitation Deficits for Brazil" - EMBRAPA, Janeiro de 1975.
 MALLOWS, C.L., 1973. "Some Comments on Cp". Technometrics, 15(4): 661-675
 COOK, R.D., 1977. "Detection of Influential Observation in Linear Regression". Technometrics, 19(1): 15-18.

Tabela 1: Parâmetros estimados, fração da variância explicada, erro padrão das estimativas, testes de hipótese para os parâmetros, fator de tolerância e de inflação da variância para

variavel	parametros estimados	R**2 (%)	erro padrao	T p/ H0 parametro=0	prob T	TOL	VIF
intercep	-793.84541	-	1275.0	-.623	0.5452	-	-
trend	61.84242	74.66	6.73	9.191	0.0001	0.782	1.278
tmax4	91.24500	8.53	43.68	2.089	0.0587	0.625	1.599
dh5	-181.76659	3.31	61.99	-2.932	0.0126	0.649	1.541
eh5	141.20020	2.24	50.06	2.821	0.0154	0.659	1.516
eh6	41.36257	1.36	20.09	2.059	0.0619	0.879	1.138
eh7	-20.55665	2.48	10.21	-2.013	0.0671	0.716	1.396

Tabela 2: Valores previstos e estimados, erro padrão das previsões, limites do intervalo de confiança, resíduos, erro padrão dos resíduos, e índice de influência D de Cook.

ano	Y (Kg/ha)	Yprev (Kg/ha)	d.p. da previsão	lim. confiança (95%) superior	inferior	resíduo	d.p. do resíduo	índice D de Cook
1968	1980	1818,6	86,45	1456,1	2180,9	161,5	112,8	0,172
1969	1930	1998,6	83,85	1639,2	2356,0	-18,59	114,7	0,002
1970	2346	2441,0	101,50	2060,6	2821,4	-101,0	99,4	0,154
1971	1620	1618,6	141,8	1181,2	2056,0	1,37	8,5	1,054
1972	2460	2351,3	79,63	1996,4	2786,1	108,7	117,7	0,056
1973	2421	2333,6	80,27	1977,9	2689,1	87,51	117,2	0,037
1974	2159	2203,8	121,9	1795,9	2611,7	-44,82	72,9	0,150
1975	2124	2233,7	80,65	1677,7	2589,7	-109,7	117,0	0,060
1976	2516	2596,0	104,1	2212,2	2979,8	-80,03	96,7	0,114
1977	2567	2556,5	70,11	2211,3	2901,7	10,49	123,6	0,000
1978	2212	2511,7	49,63	2183,8	2839,6	-299,7	133,1	0,101
1979	2661	2566,5	55,53	2234,2	2898,9	94,46	130,8	0,013
1980	2731	2766,9	54,88	2435,0	3098,7	-35,67	131,1	0,002
1981	3043	2992,0	97,06	2618,1	3367,9	50,04	103,8	0,029
1982	2820	2849,8	68,65	2506,0	3193,6	-29,83	124,4	0,003
1983	3132	2886,5	74,97	2536,4	3236,5	235,5	120,7	0,210
1984	2792	2804,9	74,36	2455,5	3154,3	-12,88	121,1	0,001
1985	2945	3013,9	60,86	2677,1	3350,6	-64,86	128,4	0,008
1986	3100	3132,3	94,55	2760,5	3504,1	-47,67	106,1	0,023

Tabela 3: Valores observados e previstos pelo modelo, e erros das previsões para os 3 anos de teste.

ano	Y (Kg/ha)	Yprev (Kg/ha)	resíduo	erro percent.
1987	3388	3196,9	191,1	5,6 %
1988	3600	3268,8	331,2	9,2 %
1989	3705	3345,6	359,4	9,7 %

A VARIÇÃO TÉRMICA SECULAR EM CAMPINAS - SP: UM EXEMPLO DE PROBLEMAS INERENTES AO ESTUDO DE SÉRIES TEMPORAIS. EM CLIMATOLOGIA

Maria Helena de Almeida Mello ⁽¹⁾
Rogério Remo Alfonsi ⁽²⁾

A série de 100 anos (1890-1989) de dados de temperatura média anual, resultante das observações realizadas na estação meteorológica do IAC, em Campinas (Lat.: 22°54'S; Long.: 47°05'W; Alt.: 669m), se caracteriza como uma típica série temporal. Essa constatação é decorrente dos resultados (válidos para um nível de 5% de significância), do teste de aleatoriedade, conhecido como "teste de interação", aplicado à referida série.

Para analisar o comportamento dessa série partiu-se da pressuposição que as forças dos componentes cíclico e aleatório operam com efeitos absolutos iguais, independentes da tendência. Isto possibilitou o uso do seguinte modelo, para des-

⁽¹⁾ Seção de Climatologia Agrícola, Instituto Agrônomo (IAC)

⁽²⁾ Bolsista do CNPq