

# PARAMETRIZAÇÃO DE MODELOS AGROMETEOROLÓGICOS DE PREVISÃO DE SAFRA PARA A CULTURA DO MILHO NA REGIÃO DE PARNAÍBA, PIAUÍ

Aderson Soares de ANDRADE JÚNIOR<sup>1</sup>, Milton José CARDOSO<sup>2</sup>, Valdenir Queiroz RIBEIRO<sup>3</sup>

## INTRODUÇÃO

Os elementos meteorológicos são os principais responsáveis pelas oscilações e frustrações das safras agrícolas em todo o país. É fundamental estimar-se, por meio de modelos apropriados, a influência das suas variações sobre a produção agrícola, de modo a apresentar subsídios para o processo de tomada de decisão, otimizando o planejamento das atividades agrícolas, permitindo a previsão de safra e a implantação de políticas agrícolas adequadas.

Os modelos agrometeorológicos consideram que cada elemento climático exerce um certo controle na produtividade da cultura, interferindo como um fator de eficiência, e que a produção final seria função da produtividade potencial da região e da sua interação com os elementos meteorológicos (MORAES, 1998).

O milho ocupa posição de destaque na produção agrícola piauiense. Em 2002, foram cultivados cerca de 276.462 ha, com uma produção de 144.270 t de grãos (IBGE, 2002). Entretanto, apesar de sua importância econômica para o Estado, ainda não foram conduzidos trabalhos visando a parametrização de modelos de estimativa de produtividade em suas diferentes regiões produtoras.

Por isso, este trabalho objetivou parametrizar alguns modelos agrometeorológicos visando a estimativa da produtividade de grãos da cultura do milho, nas condições de solo e clima do município de Parnaíba, situado na microrregião do Litoral Piauiense.

## MATERIAL E MÉTODOS

Os dados de produtividade de grãos da cultura do milho foram obtidos dos experimentos do programa de melhoramento genético da Embrapa, executados no período de sequeiro, durante os anos agrícolas de 1994 a 2002, pela Embrapa Meio-Norte, em Parnaíba, PI (03°05' S, 41°47' W). O período de semeadura ocorreu no mês de janeiro e as variedades utilizadas foram: BR 5011, BR 5028, BR 5033, BR 5037, BR 5039, BR 5052 E BRS 4150. Predominam na região os solos classificados como Neosolo Quartzarênico, textura arenosa e de baixa fertilidade natural. A precipitação média anual é de 965 mm. O trimestre mais chuvoso é fev/mar/abr. A temperatura média anual é de 27,9 °C (BASTOS et al., 2000).

Os dados meteorológicos diários foram obtidos da Estação Meteorológica do Instituto Nacional de Meteorologia – INMET, situada na UEP de Parnaíba, PI. Consideraram-se quatro fases fenológicas para a cultura do milho (ciclo de 120 dias), definidas em função de dias após a semeadura (DAS): I – semeadura (S) a 10% do desenvolvimento vegetativo (DV) (S a 20 DAS); II – 10% DV ao início do pendoamento (21 DAS a 55 DAS); III – início do pendoamento ao início da maturação (56 DAS a 95 DAS) e IV – início da maturação à colheita (96 DAS a 120 DAS).

Para a estimativa da disponibilidade hídrica no solo durante o ciclo da cultura, usou-se o método do balanço hídrico diário de Thornthwaite & Mather, com a evapotranspiração de referência (ET<sub>o</sub>) estimada por Penman – Monteith. Utilizou-se uma planilha eletrônica para o cálculo do balanço hídrico seqüencial diário, com a capacidade de água disponível (CAD) no solo variável e em função das características físico-hídricas do solo: capacidade de campo (CC) = 9,78%, em massa; ponto de murcha permanente (PMP) = 2,94%, em massa; densidade do solo (Ds) = 1,42 g/cm<sup>3</sup> e profundidade efetiva do sistema radicular da cultura (Z) = 10, 15 e 25 cm para as fases I, II, III e IV, respectivamente (ANDRADE JÚNIOR, 2000).

Os modelos agrometeorológicos de estimativa da produtividade parametrizados foram: JENSEN (1968), MINHAS et al. (1974) e STEWART et al. (1977), substituindo-se a evapotranspiração máxima da cultura (ET<sub>m</sub>) pela ET<sub>o</sub>, dispensando-se o uso dos coeficientes de cultura (K<sub>c</sub>):

1. Modelo de JENSEN (1968):

$$\frac{Y}{Y_m} = \prod_{i=1}^n \left( \frac{ET_r}{ET_o} \right)_i^{\lambda_i}$$

2. Modelo de MINHAS et al. (1974):

$$\frac{Y}{Y_m} = \prod_{i=1}^n \left[ 1 - \left( 1 - \frac{ET_r}{ET_o} \right)_i^{2^{-b_i}} \right]$$

3. Modelo de STEWART et al. (1977):

$$\frac{Y}{Y_m} = 1 - \sum_{i=1}^n \beta_i \left( 1 - \frac{ET_r}{ET_o} \right)_i$$

em que, Y: produtividade estimada da cultura (kg/ha); Y<sub>m</sub>: produtividade potencial da cultura (kg/ha); ET<sub>r</sub>: evapotranspiração real da cultura (mm); λ, b, β: coeficientes empíricos dos modelos e i: índice relativo aos estádios de desenvolvimento da cultura. Os coeficientes empíricos dos modelos foram estimados por regressão linear múltipla, com intersecção igual a zero. No caso dos modelos de JENSEN (1968) e MINHAS et al. (1974), usaram-se as transformadas logarítmicas das expressões 1 e 2, respectivamente. Assumiu-se como Y<sub>m</sub>, em cada ano agrícola, a produtividade máxima das cultivares. Para avaliação do desempenho dos modelos, utilizaram-se os coeficientes de correlação de Pearson (R), índice “d” de concordância de Willmott (WILLMOTT, 1981) e o coeficiente “c” de Camargo & Sentelhas (CAMARGO & SENTELHAS, 1997).

## RESULTADOS E DISCUSSÃO

A relação entre a produtividade observada e estimada pelos modelos parametrizados é apresentada na Figura 1. Houve uma tendência de superestimativa da produtividade para todos os modelos avaliados, com valores de 1,59%, 2,47% e 0,96% para os modelos 1, 2

<sup>1</sup> Embrapa Meio-Norte, Caixa Postal 01, Teresina, PI, CEP 64.006-220. E-mail: aderson@cpamn.embrapa.br

<sup>2</sup> Embrapa Meio-Norte, Caixa Postal 01, Teresina, PI, CEP 64.006-220. E-mail: milton@cpamn.embrapa.br

<sup>3</sup> Embrapa Meio-Norte, Caixa Postal 01, Teresina, PI, CEP 64.006-220. E-mail: valdenir@cpamn.embrapa.br

e 3, respectivamente. Os coeficientes de determinação ( $R^2$ ) obtidos da análise de regressão foram de 0,918; 0,876 e 0,954, para os modelos 1, 2 e 3, respectivamente, indicando que considerável parte da variância total dos valores de produtividade da cultura é explicada pelos modelos. Contudo, a adoção do  $R^2$ , como único critério de definição da qualidade do método, não é muito adequada, pois não estabelece o tipo e a magnitude de possíveis covariâncias.

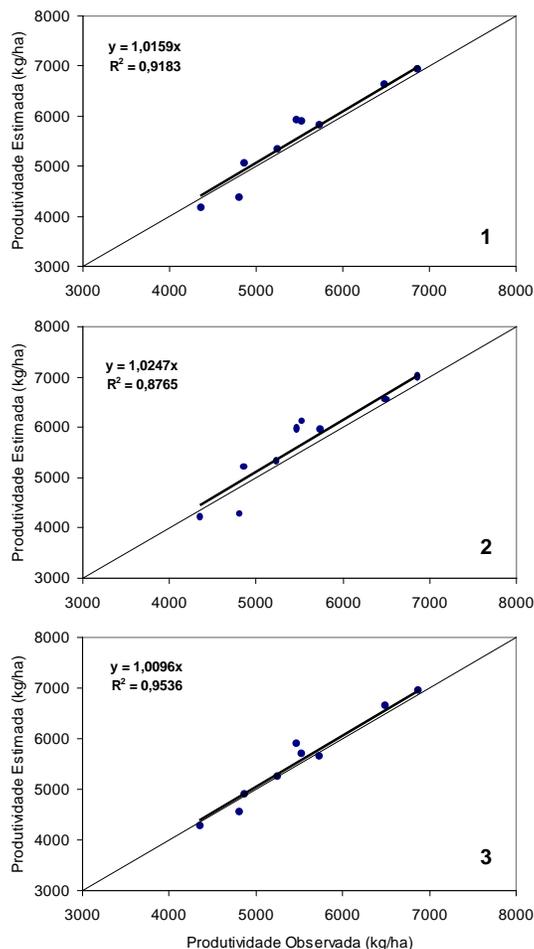


Figura 1. Produtividade observada e estimada pelos modelos parametrizados: 1. JENSEN (1968), 2. MINHAS et al. (1974) e 3. STEWART et al. (1977).

Os índices de desempenho dos modelos apresentaram valores elevados de R, índices "d" e "c", especialmente o modelo 3, com  $R = 0,9583$ ,  $d = 0,9957$  e  $c = 0,9541$  (Tabela 1). Índices de desempenho semelhantes, com a cultura da soja, foram obtidos por MORAES (1998), atribuindo-os ao fato desses modelos incorporarem índices de penalização da produtividade para cada estágio fenológico distinto.

Isso demonstra que os modelos permitem estimativas de produtividade da cultura do milho com elevada precisão e exatidão, conferindo-lhes desempenho estatístico "ótimo", segundo escala adotada por CAMARGO & SENTELHAS (1997). O modelo 3, de Stewart et al. (1977), apresentou maior precisão ( $R=0,9765$ ) e exatidão ( $d=0,9976$ ) na estimativa

da produtividade de grãos da cultura do milho, devendo ser preferencialmente utilizado.

Tabela 1. Coeficientes empíricos (CE) e índices de desempenho estatístico dos modelos avaliados.

Modelos	Fases	CE	d	R	c
1	I	0,17332	0,9957	0,9583	0,9541
	II	0,27041			
	III	-0,31276			
	IV	-0,14793			
2	I	0,30875	0,9933	0,9362	0,9299
	II	0,52051			
	III	-1,04610			
	IV	-0,21897			
3	I	0,26180	0,9976	0,9765	0,9742
	II	0,46219			
	III	-0,35823			
	IV	-0,31572			

## CONCLUSÕES

Os modelos parametrizados permitem a estimativa da produtividade da cultura do milho na região de Parnaíba, PI. O modelo de STEWART et al. (1977) apresenta maior precisão e exatidão na estimativa da produtividade de grãos da cultura do milho.

## REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- ANDRADE JÚNIOR, A.S. **Viabilidade da irrigação, sob risco climático e econômico, nas microrregiões de Teresina e Litoral Piauiense**. Piracicaba, 2000. 566p. Tese (Doutorado) - Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, Universidade de São Paulo.
- BASTOS, E.A.; RODRIGUES, B.H.N.; ANDRADE JÚNIOR, A.S. **Dados agrometeorológicos para o município de Parnaíba, PI (1990-1999)**. Teresina: Embrapa Meio-Norte. 2000. 27p. (Embrapa Meio-Norte. Documentos, 46).
- CAMARGO, A.P.; SENTELHAS, P.C. Avaliação do desempenho de diferentes métodos de estimativa da evapotranspiração potencial no estado de São Paulo, Brasil. *Revista Brasileira de Agrometeorologia*, v.5, n.1, p.89-97, 1997.
- IBGE. **Produção Agrícola Municipal**. 2002. Disponível na internet via [www.sidra.ibge.gov.br/bda/tabelas](http://www.sidra.ibge.gov.br/bda/tabelas). Arquivo capturado em 06/12/2002.
- JENSEN, M.E. **Water consumption by agricultural plants**. New York: Academic Press, 1968, v. 2, p. 1-22.
- MINHAS, B.S.; PARIKH, K.S.; SRINIVASAN, T.N. Towards the structure of a production function for wheat yields with dated inputs of irrigation water. *Water Resources Research*, v. 10, p. 383-393, 1974.
- MORAES, A.V.C. **Desenvolvimento e análise de modelos agrometeorológicos de estimativa de produtividade para a cultura da soja na região de Ribeirão Preto, SP**. Piracicaba, 1998. 95p. Dissertação (Mestrado) - Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, Universidade de São Paulo.
- STEWART, J.I.; HAGAN, R.M. et al. **Optimizing crop production through control of water and salinity levels in the soil**. Utah Water Research Laboratory. Publ. N° PRWW151-1, Utah State University, Logan, 1977. 191p.
- WILLMOTT, C.J. On the validation of models. *Physical Geography*, v.2, p.184-194, 1981.