

## **Avaliação de métodos geostatísticos na espacialização de índices agrometeorológicos para definir riscos climáticos<sup>(1)</sup>**

Eduardo Delgado Assad<sup>(2)</sup>, Mariza Alves de Macedo<sup>(3)</sup>, Jurandir Zullo Júnior<sup>(4)</sup>, Hilton Silveira Pinto<sup>(4)</sup> e Orivaldo Brunini<sup>(5)</sup>

Resumo – A definição das melhores datas para plantio de milho, adotadas no Zoneamento de Riscos Climáticos do Estado de São Paulo, é baseada nas variações espaço-temporais do índice de satisfação das necessidades de água da planta (ISNA), sendo a média ponderada o método de interpolação utilizado na espacialização deste parâmetro. Este método não considera a propagação espacial do erro da estimativa, o que permite interpretações imprecisas sobre as melhores datas de plantio, principalmente nas situações de início e de final do ciclo. O objetivo deste trabalho foi comparar métodos de espacialização de valores numéricos dos índices agrometeorológicos e avaliar sua variação espacial. Foram utilizados os métodos da média ponderada, krigagem ordinária e krigagem por indicação. A krigagem por indicação foi o método mais apropriado para espacializar o índice ISNA e definir a melhor data de plantio do milho.

Termos para indexação: balanço hídrico, zona agroclimática, geostatística.

### **Evaluation of geostatistics methods for interpolation of agrometeorological indices used to define climatic risks**

Abstracts – The definition of the best sowing dates for corn, adopted in the Zoning of Climatic Risks of the State of São Paulo, Brazil, was based on space-temporary variations of the water stress index (ISNA), using the pondered average as the interpolation method to spatialize this parameter. This method does not consider the spatial propagation of errors, leading to imprecise interpretations of the best sowing dates, mainly at the beginning and at the end of the cycle. The objective of this work was to compare methods of spatializing numeric values of agrometeorological indices and to evaluate their spatial space variation. The methods of the pondered means ordinary kriging and indication kriging were used. The indication kriging was the most suitable method for spatializing ISNA and to define the best sowing date for corn, in the State of São Paulo.

Index terms: water balance, agroclimatic zones, geostatistics.

### **Introdução**

A determinação das melhores datas de plantio para as culturas anuais depende da oferta pluviométrica e da frequência e intensidade dos períodos secos durante a estação chuvosa. A otimização das datas de plantio pode ser realizada a partir da simulação dos termos de um balanço hídrico, cujos resultados, quando georreferenciados, são espacializados por meio de um Sistema de Informações Geográficas (SIG) (Assad & Sano, 1998). Os trabalhos de Brunini et al. (2001), Maluf et al. (2001) e Sans et al. (2001) revelaram a importância da espacialização dos índices climáticos, utilizando interpoladores disponíveis em SIG no auxílio ao zoneamento de riscos climáticos.

<sup>(1)</sup> Aceito para publicação em 22 de outubro de 2002.

<sup>(2)</sup> Embrapa-Centro Nacional de Pesquisa Tecnológica em Informática para Agricultura, Caixa Postal 6041, CEP 13083-970 Campinas, SP. E-mail: assad@cnptia.embrapa.br

<sup>(3)</sup> Instituto Nacional de Pesquisas Espaciais, Av. dos Astronautas, 1758, Jardim Granja, CEP 12227-010 São José dos Campos, SP. E-mail: mariza@ltid.inpe.br

<sup>(4)</sup> Universidade de Campinas, Centro de Ensino e Pesquisa em Agricultura, Cidade Universitária Zeferino Vaz, Campus da Unicamp, Barão Geraldo, CEP 13083-970 Campinas, SP. E-mail: hilton@cpa.unicamp.br, jurandir@cpa.unicamp.br

<sup>(5)</sup> Instituto Agrônomo, Av. Barão de Itapura, 1481, CEP 13020-902 Campinas, SP. E-mail: brunini@cec.iac.br

Diferentes métodos estão disponíveis nos SIG para mapear a variabilidade espacial de um atributo. Entretanto, nem todos os modelos inferenciais propostos respondem a questões básicas relacionadas com a forma, tamanho e orientação do domínio a ser considerado na interpolação, nem fornecem informações sobre a incerteza espacial associada aos valores estimados (Burrough & McDonel, 1998). Voltz et al. (1997) estudaram as variações das propriedades do solo em escala regional, comparando a ponderação por krigagem, a ponderação em função da distância quadrática e o método dos polígonos de influência. A ponderação por krigagem foi a que apresentou os melhores resultados. Resultados semelhantes foram obtidos por Burges & Webster (1980), utilizando a técnica da krigagem para mapeamento das propriedades do solo. Groenigem (2000) testou a otimização de amostragens para estabelecer a mínima e a máxima variância da krigagem procurando estabelecer a predição do erro estimado. Lloyd & Atkinson (2001) compararam os métodos da krigagem ordinária, krigagem associada com modelos de tendência e a krigagem por indicação nos modelos de elevação e constataram a incerteza dos valores estimados. Krivoruchko (2001), utilizando estas mesmas técnicas, determinou os mapas de probabilidade a partir das krigagens lineares e não lineares, nas medições de contaminantes dos solos. Meyers (1994) faz uma abordagem dos métodos de interpolação e suas limitações nas mais diferentes formas e possíveis aplicações genéricas.

No caso dos estudos agroclimáticos, normalmente, são utilizados métodos de interpolação como a média móvel ponderada, em que não se considera a continuidade no espaço. Assim, quando se pretende definir datas de plantio, e depara-se com limites dos índices estimados, é necessário conhecer o erro cometido e sua propagação no espaço.

Entre os parâmetros obtidos a partir da simulação do balanço hídrico, destaca-se o índice de satisfação das necessidades de água (ISNA), obtido pela relação entre a evapotranspiração real (ETR) e a evapotranspiração máxima (ETM), ou seja, a relação entre a quantidade de água que a planta consumiu e a que seria desejável a fim de garantir sua máxima produtividade. Brunini et al (2001), Farias et al. (2001) e Sans et al. (2001) utilizaram um balanço hídrico com

o objetivo de determinar as melhores datas de plantio, a partir de dados de 15 anos de precipitação pluviométrica diária, da capacidade de armazenamento de água no solo, do coeficiente de cultura ( $K_c$ ), da evapotranspiração potencial, da duração do ciclo e das fases fenológicas da cultura. Entre as fases identificadas, o período de enchimento de grãos é considerado o mais crítico para o milho, a soja, o trigo, o feijão e o arroz em termos de necessidade de água. Com relação ao milho, além dessas variáveis, a determinação da melhor data de plantio está diretamente relacionada com a soma térmica no período de cultivo. Assim, é necessário calcular os graus-dia durante o período para se conhecer a duração do ciclo (Brunini et al., 2001). Determinada a duração do ciclo, calcula-se o ISNA médio da fase fenológica mais sensível, para cada ano da série histórica e, em seguida, realiza-se uma análise freqüencial em relação a 20%, 50% e 80% de ocorrência. A espacialização é feita indicando quando o índice é maior ou igual a um determinado valor para oito em cada 10 anos, isto é, em 80% dos anos analisados (Assad & Sano, 1998). No mapeamento das datas de plantio, são feitos fatiamentos das classes, indicando alto, médio e baixo risco para o plantio. A transição entre uma classe considerada de baixo risco e outra de médio ou alto risco é abrupta e descontínua no espaço. Portanto, torna-se necessário testar outros métodos que possam mapear a variabilidade espacial bem como a propagação espacial do erro da interpolação. Um método, que inclua essas variáveis, permite reduzir o erro na tomada de decisão no momento do plantio e auxilia na montagem da matriz de risco espacial, a partir de parâmetros agrometeorológicos.

De acordo com Felgueiras (2001), os valores de probabilidade discretizados podem ser usados diretamente para se estimar valores estatísticos característicos da distribuição, tais como média, variância, mediana e quantis, por exemplo.

O interesse em avaliar outros métodos que considerem a continuidade no espaço é justificado pela possibilidade de realização de ajustes importantes no momento de fatiamento do ISNA. No caso da média ponderada, a transição entre classes é abrupta e o relevo é considerado plano, mascarando efeitos topográficos na definição final da data de plantio. Ao

utilizar graus-dia, o efeito da altitude aparece indiretamente na soma térmica. Havendo uma transição abrupta e descontinuidade no espaço, o efeito altitude desaparece. Mantida a continuidade no espaço, espera-se avaliar melhor as datas de plantio considerando não somente o ISNA, mas também a soma térmica. Existem outros métodos geoestatísticos que consideram diretamente os efeitos do relevo, como o estudo de Martinez-Cob (1996), que avaliou as variações da evapotranspiração e da precipitação em terrenos montanhosos, utilizando a co-krigagem e a krigagem residual modificada, obtendo excelentes resultados no mapeamento final. Goovaerst (1999, 2000) também utilizou os modelos de elevação para predição da precipitação mensal e anual, além do mapeamento da erosividade das chuvas, utilizando a krigagem com a variação local das médias, e co-krigagem. Em todos estes trabalhos, o objetivo foi testar o método geoestatístico que melhor representa espacialmente o fenômeno climático ou agroclimático estudado.

O objetivo deste trabalho foi comparar métodos de espacialização de valores numéricos dos índices agrometeorológicos e avaliar sua variação espacial.

### Material e Métodos

Os métodos de interpolação espacial utilizados foram: a média móvel ponderada, krigagem ordinária (KO) e krigagem por indicação (KI).

O interpolador média ponderada calcula o valor da cota  $z$ , de cada ponto  $(x_j, y_j)$  da grade, a partir da média ponderada das cotas dos  $n$  vizinhos mais próximos, atribuindo pesos variados para cada ponto amostrado  $(x_i, y_i)$  por meio de uma função  $w(x_i, y_i)$  que considera a distância do ponto cotado ao ponto da grade, conforme a seguinte equação:

$$z(x_j, y_j) = \frac{\sum_{i=1}^n w(x_i, y_i) * z(x_i, y_i)}{\sum_{i=1}^n w(x_i, y_i)} \quad (1)$$

Um estimador determinístico por média móvel pode considerar a anisotropia do atributo, ou seja, sua variação em função da direção espacial, a partir da definição do raio de busca dos vizinhos, que varia com a distância e a direção.

A krigagem ordinária é um procedimento estocástico de inferência espacial que fornece, em média, estimativas não-tendenciosas, ou seja, em média, a diferença entre va-

lores estimados e valores verdadeiros, para o mesmo ponto, deve ser nula e com variância mínima, isto é, os estimadores possuem a menor variância entre todos os estimadores não-tendenciosos (Isaaks & Srivastava, 1989). Além disso, a krigagem, ao contrário de outros métodos de interpolação, estima uma matriz de covariância espacial que permite determinar os pesos atribuídos às diferentes amostras, a redundância dos dados, a vizinhança a ser considerada no procedimento inferencial e o erro associado ao valor estimado (Goovaerst, 1997). Existem vários algoritmos de krigagem em função do modelo adotado para estimar o conjunto de valores possíveis em relação ao atributo espacial em estudo. Um deles é o estimador de krigagem ordinária (KO) que, segundo Goovaerst (1997), permite calcular médias locais, limitando o domínio de estacionaridade da média à vizinhança local centrada no ponto a ser estimado. Assim, os valores da cota  $z$  são estimados em localizações espaciais  $(x_j, y_j)$  não-observadas, sem a necessidade de se conhecer a média estacionária  $\mu$ , a partir de uma combinação linear dos valores de um subconjunto amostral local (Felgueiras, 2000). A condição para isso é a que a soma dos ponderadores da krigagem ordinária  $\lambda_i(x_j, y_j)$  seja igual a 1. O estimador de krigagem ordinária é dado por:

$$z(x_j, y_j) = \sum_{i=1}^{n(i)} \lambda_i(x_j, y_j) * z(x_i, y_i) \quad (2)$$

em que  $z$  é a cota na posição  $(x_j, y_j)$  e  $\lambda_i(x_j, y_j)$ , o ponderador da krigagem ordinária, para a cota especificada.

A variância do erro de estimação, conhecida como variância de krigagem, também pode ser traçada para informar sobre a confiança dos valores interpolados sobre a área de interesse (Burrough & McDonnell, 1998). Entretanto, baseia-se apenas na localização geométrica do atributo, não considerando a sua variabilidade. Isso implica que o resultado fornecido é uma comparação entre diferentes configurações geométricas (Deutsch & Journel, 1998).

A krigagem por indicação pode ser definida como uma forma de krigagem não-paramétrica, ou seja, a distribuição de probabilidade associada ao atributo é estimada experimentalmente. A KI permite estimar os valores e as incertezas associadas ao atributo durante o processo de espacialização de uma propriedade amostrada (Goovaerst, 2001). A propriedade em estudo é considerada uma variável aleatória em cada posição  $(x_j, y_j)$  não amostrada, e as inferências dos valores  $z(x_j, y_j)$  e das incertezas são obtidas a partir da construção de uma aproximação discretizada da função de distribuição acumulada  $(F^*(u; z_k | (n)))$ , condicionada aos  $n$  dados amostrados de cada variável aleatória (Felgueiras, 2001). Esta aproximação é construída a partir dos diferentes valores do atributo, transformados por um

mapeamento não-linear, chamado transformação por indicação. São definidos valores de corte,  $z_k$ ,  $k=1, 2, \dots, K$ , em função do número de amostras. O estimador de krigagem de indicação é dado pela expressão abaixo, considerando-se a somatória dos pesos de ponderação  $\lambda_{0\alpha}(u; z_k)$  igual a 1:

$$F_0^*(\mu; z_k/(n)) = \sum_{\alpha=1}^{n(\mu)} \lambda_{0\alpha}(\mu; z_k) * I(\mu; z_k) \quad (3)$$

Para cada um dos valores de corte  $z_k$ , aplica-se uma transformação binária não-linear  $I$ , do tipo:

$$I(u; z_k) = 1, \quad \text{se } Z(u) \leq z_k \\ I(u; z_k) = 0, \quad \text{se } Z(u) > z_k \quad (4)$$

em que  $Z(u)$  é o conjunto amostral do atributo numérico  $u$ ;  $z_k$  é o valor de corte e  $I(u; z_k)$  é um novo conjunto amostral, binário, que constitui uma variável aleatória.

No presente trabalho, escolheu-se a cultura do milho para testar os métodos geoestatísticos, porque apresenta maior sensibilidade às variações térmicas (refletida na duração do ciclo), além de responder rapidamente pelas variações dos ISNA nas fases fenológicas mais sensíveis à deficiência hídrica.

O trabalho foi desenvolvido com base na série homogênea de dados diários de precipitação pluviométrica de 390 localidades do Estado de São Paulo, extraídos da Rede Hidrológica do DAEE/SRH (Departamento de Águas e Energia Elétrica/ Secretaria de Recursos Hídricos do Estado de São Paulo), compreendendo o período 1961 a 1990. Além disso, houve complementação com dados meteorológicos da rede do Instituto Agronômico de Campinas (IAC), por meio do Centro Integrado de Informações Agrometeorológicas (Ciiagro).

As temperaturas médias do ar foram estimadas de acordo com Pinto et al. (1972). A evapotranspiração potencial, em relação ao cálculo dos balanços hídricos e da demanda de água pela cultura, foi estimada pelo método de Thornthwaite.

Como o ciclo da cultura está diretamente relacionado à temperatura do ar nos plantios tardios do milho na região sul do Estado e no Vale do Paranapanema, na região sudoeste do Estado, considerou-se não só as condições térmicas do plantio, como também a probabilidade de ocorrência de eventos extremos nas fases mais críticas da cultura que são o florescimento e formação de espigas.

Na quantificação da demanda por água pela evapotranspiração máxima da cultura (ETM), há necessidade do conhecimento do coeficiente de cultura ( $K_c$ ), visto que de maneira geral a ETM pode ser relacionada à ETP pela equação,  $ETM = K_c \cdot ETP$ .

Na estimativa da duração do ciclo de desenvolvimento, utilizou-se a relação entre a temperatura base ( $T_b$ ) do ar e os graus-dia necessários para completar as diferentes fases

fenológicas das distintas cultivares. No teste dos procedimentos geoestatísticos, considerou-se o milho de ciclo normal, com  $T_b$  de 8°C e 862 graus-dia entre a emergência e o florescimento, e  $T_b$  de 10°C e 1237 graus-dia até o início da maturação (Brunini et al., 2001).

No balanço hídrico relativo a períodos de dez dias, os dados de entrada no modelo foram a precipitação pluvial (P) e a evapotranspiração potencial ( $ET_0$ ) diárias, os coeficientes de cultura ( $K_c$ ), a duração das fases fenológicas variando em razão dos graus-dia e a água disponível no solo na zona radicular (Assad & Sano, 1998).

As simulações das épocas de plantio foram feitas a cada dez dias a partir de 1º de setembro até o final de abril. Na análise dos resultados obtidos nos testes geoestatísticos, foram considerados os períodos de 1º a 10 de outubro, 1º a 10 de novembro, 1º a 10 de dezembro e 11 a 20 de janeiro (o período de 1º a 10 de janeiro apresenta um comportamento muito similar ao de dezembro, não evidenciando os contrastes geográficos). Em todos os casos, considerou-se o solo com média capacidade de retenção de água, ou seja, 50 mm de Capacidade de Água Disponível (CAD) para uma profundidade de enraizamento de 40 cm. O parâmetro do balanço hídrico mais importante na definição dos riscos é o ISNA por ser um indicador da necessidade da planta por água. Foram considerados valores médios do ISNA no período entre as fases de florescimento e produção, período este crítico ao déficit hídrico para a produção de milho, efetuando-se a análise frequencial do ISNA em relação a 20%, 50% e 80% de ocorrência. Os critérios de corte foram:  $ISNA > 0,55$ : região agroclimática favorável com pequeno risco climático;  $0,55 > ISNA > 0,45$ : região agroclimática intermediária com risco médio;  $ISNA < 0,45$ : região agroclimática desfavorável com alto risco climático e elevado déficit hídrico.

A duração dos ciclos foi determinada em cada posto pluviométrico da rede do DAEE e em cada data de plantio em função da relação entre a temperatura base ( $T_b$ ) e graus-dia (GD). Na espacialização dos resultados, foi feita a estimativa de pontos não-amostrados a partir da média ponderada móvel.

Os procedimentos de krigagem foram precedidos pela análise exploratória dos dados, por meio de estatísticas univariadas (Tabela 1) que compreenderam medidas de localização (média, valores mínimo e máximo, quartis inferior e superior e mediana) e dispersão (variância, desvio-padrão, coeficientes de assimetria, curtose e de variação). Em seguida, analisou-se a variabilidade espacial a partir da geração do semivariograma. Realizou-se, inicialmente, uma análise de superfície para verificação da continuidade espacial do ISNA e da isotropia da distribuição espacial dos dados em questão, ou seja, se o atributo ISNA

não apresentava diferentes variações em função da direção assumida no espaço. Como na distribuição isotrópica um único modelo é suficiente para descrever a variabilidade espacial, identificou-se o modelo mais adequado para o atributo ISNA no presente trabalho. Considerou-se, na determinação do semivariograma experimental, um semivariograma unidirecional com amostras irregulares, fornecendo-se valores para os parâmetros incremento (distância máxima entre duas amostras na qual ainda existe correlação entre elas), lag (distância pré-definida utilizada no cálculo do semivariograma) e tolerância (que correspondeu aproximadamente à metade do valor do incremento para que não houvesse sobreposição considerável da área de influência). O semivariograma experimental obtido foi, em seguida, ajustado e validado. Essa operação consistiu na aplicação do modelo ajustado aos valores conhecidos de cada ponto amostrado da área para identificação de possíveis erros de estimativa. Em seguida, realizou-se a inferência espacial por meio de KO para espacialização do ISNA, utilizando-se o modelo de semivariograma ajustado. Na KI, os valores de ISNA obtidos nos pontos amostrados foram organizados em ordem crescente e divididos em decis, definindo-se nove valores de corte. Os valores amostrados abaixo de cada valor de corte foram transformados em 1 e acima destes em 0, gerando assim um conjunto amostral por indicação para cada valor de corte. Como os dados analisados variaram de 0,18 a 0,83, foram definidos os seguintes valores de corte: 0,395, 0,465, 0,505, 0,535, 0,565, 0,585, 0,605, 0,645 e 0,685. Foi gerado um semivariograma para cada valor de corte e os nove semivariogramas obtidos foram ajustados aos modelos teóricos, conforme realizado em relação a KO. Os valores do atributo foram estimados pelo valor médio e os valores de incerteza local corresponderam a dois desvios-padrão, sendo definidos o mínimo de um e máximo de oito pontos na área de busca.

## Resultados e Discussão

Os valores médios de ISNA no Estado de São Paulo diminuem de outubro até janeiro, com variâncias e coeficientes de variação muito próximos nos quatro meses estudados (Tabela 1). Em todos os períodos considerados, a distribuição dos valores de ISNA foi negativamente assimétrica (histograma levemente alongado à esquerda), e a assimetria diminuía de outubro a janeiro. Quanto ao grau de achatamento, os coeficientes de curtose obtidos indicam que a distribuição é ligeiramente platocúrtica. A média e a mediana apresentaram valores próximos, indicando distribuição aproximadamente normal. Assim, a distribuição dos valores de ISNA, feita com base na análise exploratória dos dados considerados nos quatro períodos estudados, confirmou a hipótese de normalidade dos dados. Nos dois primeiros períodos estudados (1º a 10/10 e 1º a 10/11), o semivariograma de melhor ajuste foi do tipo esférico, enquanto nos dois outros períodos (1º a 10/12 e 11 a 20/1), o melhor ajuste foi obtido com semivariogramas exponenciais (Tabela 2). Na determinação do semivariograma experimental, na krigagem por indicação, predominou o modelo esférico, com ajuste pelo modelo exponencial em alguns valores de corte de dezembro e janeiro (Tabela 3). Os modelos esférico e exponencial são considerados transitivos (Isaaks & Srivastava, 1989), pois possuem patamar, ou seja, a partir de um determinado valor da distância entre as amostras, não existe mais dependência espacial entre as amostras (a variância da diferença entre pares de amostras torna-se invariante com a distância). No modelo esférico, o patamar é alcançado numa distância “a” equi-

**Tabela 1.** Estatística dos valores do índice de satisfação das necessidades da água (ISNA) determinados para os pontos amostrados<sup>(1)</sup>.

PI	n	$\mu$	$\sigma^2$	cv	$\gamma_1$	$\phi$	mín	Q <sub>INF</sub>	M	Q <sub>SUP</sub>	máx
1 <sup>o</sup> -10 out.	390	0,735	0,0012	0,147	-0,446	2,786	0,410	0,660	0,740	0,820	0,960
1 <sup>o</sup> -10 nov.	390	0,717	0,008	0,124	-0,197	2,537	0,430	0,650	0,720	0,790	0,930
1 <sup>o</sup> -10 dez.	390	0,714	0,009	0,131	-0,275	3,188	0,400	0,660	0,710	0,780	0,940
11-20 jan.	390	0,623	0,009	0,148	-0,073	3,588	0,320	0,560	0,620	0,680	0,960

<sup>(1)</sup>PI: plano de informação; n: número de pontos amostrados;  $\mu$ : média;  $\sigma^2$ : variância;  $\sigma$ : desvio-padrão; cv: coeficiente de variação;  $\gamma_1$ : coeficiente de assimetria;  $\phi$ : coeficiente de curtose; mín: valor mínimo; Q<sub>INF</sub>: quartil inferior; M: mediana; Q<sub>SUP</sub>: quartil superior; máx: valor máximo.

valente ao alcance (distância dentro da qual as amostras apresentam-se correlacionadas), enquanto o modelo exponencial atinge o patamar assintoticamente, ou seja, a distância (ou alcance prático) “a”, dentro da qual as amostras apresentam-se correlacionadas, corresponde a 95% do patamar (Isaaks & Srivastava, 1989).

Outro aspecto que se destaca nos semivariogramas ajustados são os valores do efeito pepita obtidos, pois estão relacionados com a descontinuidade do semivariograma para distâncias menores que a menor distância entre as amostras (Tabelas 2 e 3). Como o efeito pepita é o valor da semivariância para a distância zero, o mesmo representa o componente da variabilidade espacial que não pode ser relacionado com uma causa específica (variabilidade ao acaso). Na krigagem ordinária, os valores do efeito pepita obtidos foram sempre menores que a contribuição (Tabela 2). No entanto, na krigagem por indicação, o efeito pepita foi por vezes maior do que a contribuição, particularmente em alguns intervalos de corte dos decêndios estudados nos meses de novembro, dezembro e janeiro. Isto indica que, nesses decêndios, a variabilidade ao acaso foi maior que a variabilidade espacial. Considerando que o atributo ISNA é um índice relacionado com a oferta pluviométrica e o armazenamento de água no solo, e que nos meses de novembro e dezembro a estação chuvosa já está completamente instalada, espera-se uma menor variabilidade espacial do atributo. Em janeiro, observam-se duas situações: a) áreas com o ISNA elevado que apresentam chuva mais estável e portanto armazenamento de água no solo ainda elevado. Nesses casos, o valor do efeito pepita é maior que a contribuição e a variabilidade espacial é maior que a variabilidade ao acaso.

No conjunto de dados estudados, os valores de alcance obtidos na krigagem ordinária apresentaram pequena variação de um decêndio para outro, com exceção do período estudado em janeiro.

**Tabela 2.** Parâmetros dos semivariogramas teóricos obtidos por krigagem ordinária para os planos de informação do índice de satisfação das necessidades da água (ISNA) estudados<sup>(1)</sup>.

Plano de informação	Efeito pepita	Contribuição	Alcance (km)	Modelo de ajuste
1 <sup>a</sup> -10 out.	0,003	0,005	167,41	Esférico
1 <sup>a</sup> -10 nov.	0,002	0,004	150,46	Esférico
1 <sup>a</sup> -10 dez.	0,003	0,005	188,04	Exponencial
11-20 jan.	0,003	0,005	427,00	Exponencial

<sup>(1)</sup>Efeito pepita: valor da semivariância para a distância zero e representa o componente da variabilidade espacial que não pode ser relacionado com uma causa específica (variabilidade ao acaso); Contribuição: valor da semivariância para a distância x e representa o componente da variabilidade espacial relacionado com uma causa específica; Alcance: distância da origem a partir da qual as amostras não são correlacionadas.

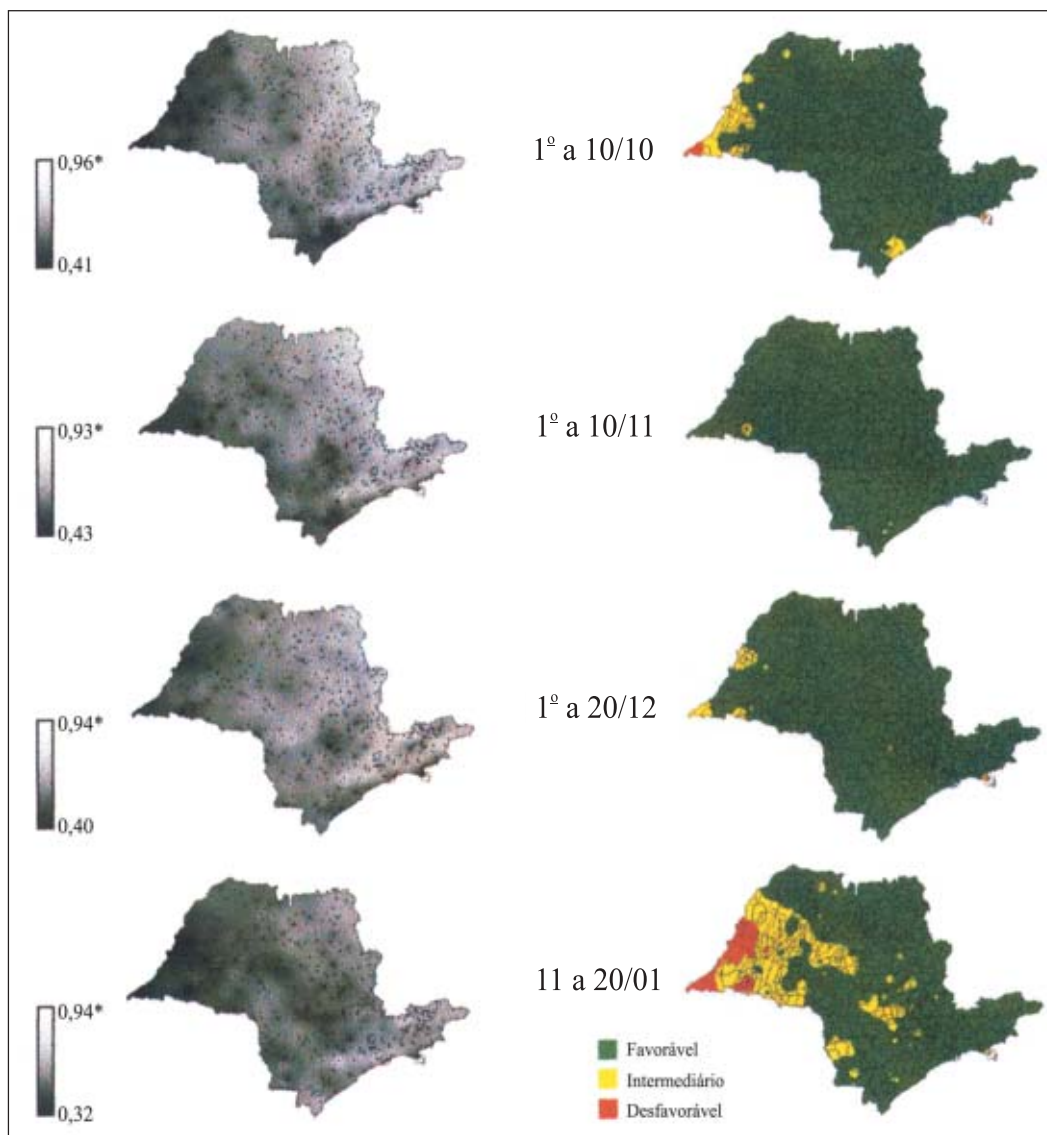
**Tabela 3.** Parâmetros dos semivariogramas teóricos obtidos por krigagem por indicação para os planos de informação (PI) do índice de satisfação das necessidades da água (ISNA) estudados<sup>(1)</sup>.

Valor de corte	Efeito pepita	Contribuição	Alcance (km)	Modelo de ajuste
PI 1 <sup>a</sup> -10 outubro				
0,56	0,016	0,019	117,84	Esférico
0,61	0,013	0,066	149,90	Esférico
0,65	0,064	0,075	213,59	Esférico
0,68	0,070	0,093	187,33	Esférico
0,70	0,045	0,123	138,26	Esférico
0,72	0,034	0,136	132,49	Esférico
PI 1 <sup>a</sup> -10 novembro				
0,61	0,040	0,045	134,70	Esférico
0,66	0,048	0,109	149,40	Esférico
0,70	0,048	0,109	149,40	Esférico
0,73	0,088	0,120	143,45	Esférico
0,77	0,160	0,028	176,82	Esférico
0,81	0,114	0,022	322,98	Esférico
PI 1 <sup>a</sup> -10 dezembro				
0,61	0,048	0,024	124,24	Esférico
0,67	0,095	0,086	128,97	Esférico
0,69	0,131	0,090	13,07	Esférico
0,72	0,129	0,105	116,89	Esférico
0,76	0,078	0,134	60,70	Exponencial
0,81	0,068	0,099	61,88	Exponencial
PI 11-20 janeiro				
0,51	0,032	0,052	138,31	Esférico
0,57	0,060	0,126	149,71	Esférico
0,60	0,082	0,160	258,33	Exponencial
0,63	0,139	0,117	255,56	Esférico
0,66	0,144	0,095	274,94	Esférico
0,69	0,134	0,011	213,77	Esférico

<sup>(1)</sup>Valor de corte: valores do ISNA, definidos por intervalos para ajuste do modelo; Pepita: valor da semivariância para a distância zero e representa o componente da variabilidade espacial que não pode ser relacionado com uma causa específica (variabilidade ao acaso); Contribuição: valor da semivariância para a distância x e representa o componente da variabilidade espacial relacionado com uma causa específica; Alcance: distância da origem a partir da qual as amostras não são correlacionadas.

A interpolação dos dados feita por média ponderada mostra que (i) as superfícies dos valores do ISNA nas datas de outubro, novembro e dezembro foram semelhantes (Figura 1). Na data de janeiro, ficam mais acentuados os menores valores do índice, pois a deficiência hídrica foi maior; o fatiamento utilizando a média ponderada apresentou as características já anteriormente encontradas (Sans et al., 2001; Maluf et al., 2001). Nesse caso, e em todas as datas,

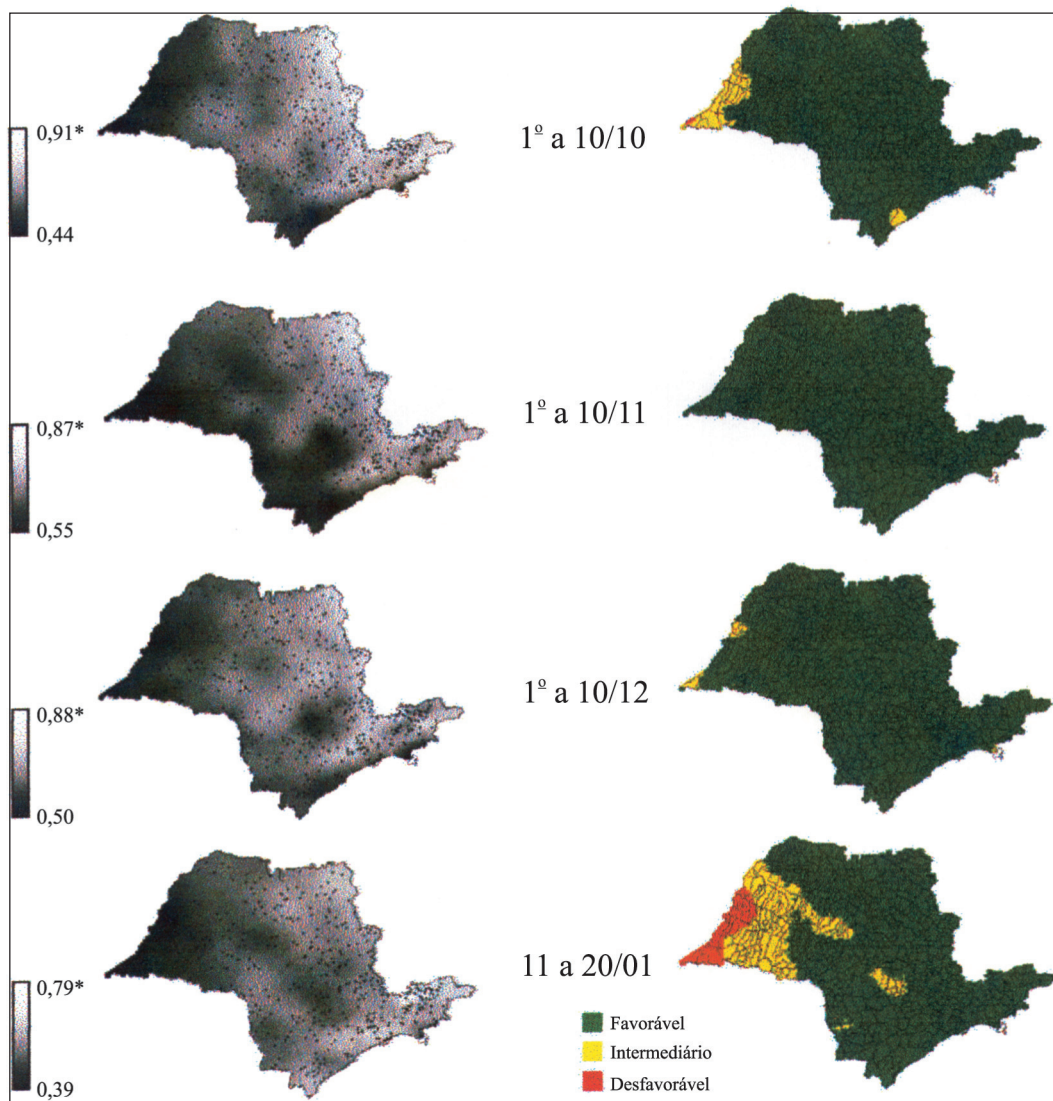
apareceram formas circulares ou quase circulares, que representam a área de influência do vizinho mais próximo. Os pontos mais escuros e isolados (menor ISNA) para a superfície de valor são aqueles representados por círculos ou estruturas isoladas de classe intermediária dos fatiamentos. Na data de 11 a 20 de janeiro, na área central, observa-se uma região cuja extensão avança para o centro do Estado (classe intermediária), se interrompe, e aparece novamente um



**Figura 1.** Superfície da média ponderada, à esquerda e fatiamento da média ponderada, à direita.

pouco mais à frente. Esta é a região de abrangência do Vale do Rio Tietê, que não é descontínua no espaço, como sugere o presente trabalho. A interpolação dos dados, utilizando o método da krigagem ordinária (Figura 2), mostra que os valores de ISNA apresentaram continuidade espacial muito próximas nos quatro períodos estudados; na região do vale do rio Tietê e na Serra de Paranapiacaba, a variância da krigagem é maior, realçando os efeitos de altitude;

no fatiamento resultante da interpolação obtida pelo método da krigagem ordinária, comparando com a média ponderada, as estruturas circulares isoladas que apareciam não existem mais. Fica mais evidente a continuidade no espaço, não aparecendo entretanto a ligação completa em todo o Vale do Rio Tietê, no centro da figura. Houve uma melhora razoável na distribuição espacial do ISNA, se comparada com a média ponderada, principalmente para as datas dos



**Figura 2.** Superfície da krigagem ordinária, à esquerda e fatiamento da krigagem ordinária, à direita.



meses de outubro e janeiro; (ii) a interpolação dos dados feita pelo método da krigagem por indicação (Figura 3) mostra que o exame da superfície gerada pela krigagem por indicação não apresenta grandes variações ao longo do período estudado; no fatiamento resultante da interpolação obtida pelo método da krigagem por indicação, comparando com a média ponderada e a krigagem ordinária, as estru-

turas circulares isoladas que apareciam não existem mais e ficou mais evidenciado a continuidade no espaço, aparecendo a ligação completa em todo o Vale do Rio Tietê, no centro da figura. Houve uma melhora razoável na distribuição espacial do ISNA, se comparada com a média ponderada e a krigagem ordinária, principalmente em datas referentes aos meses de outubro e janeiro.

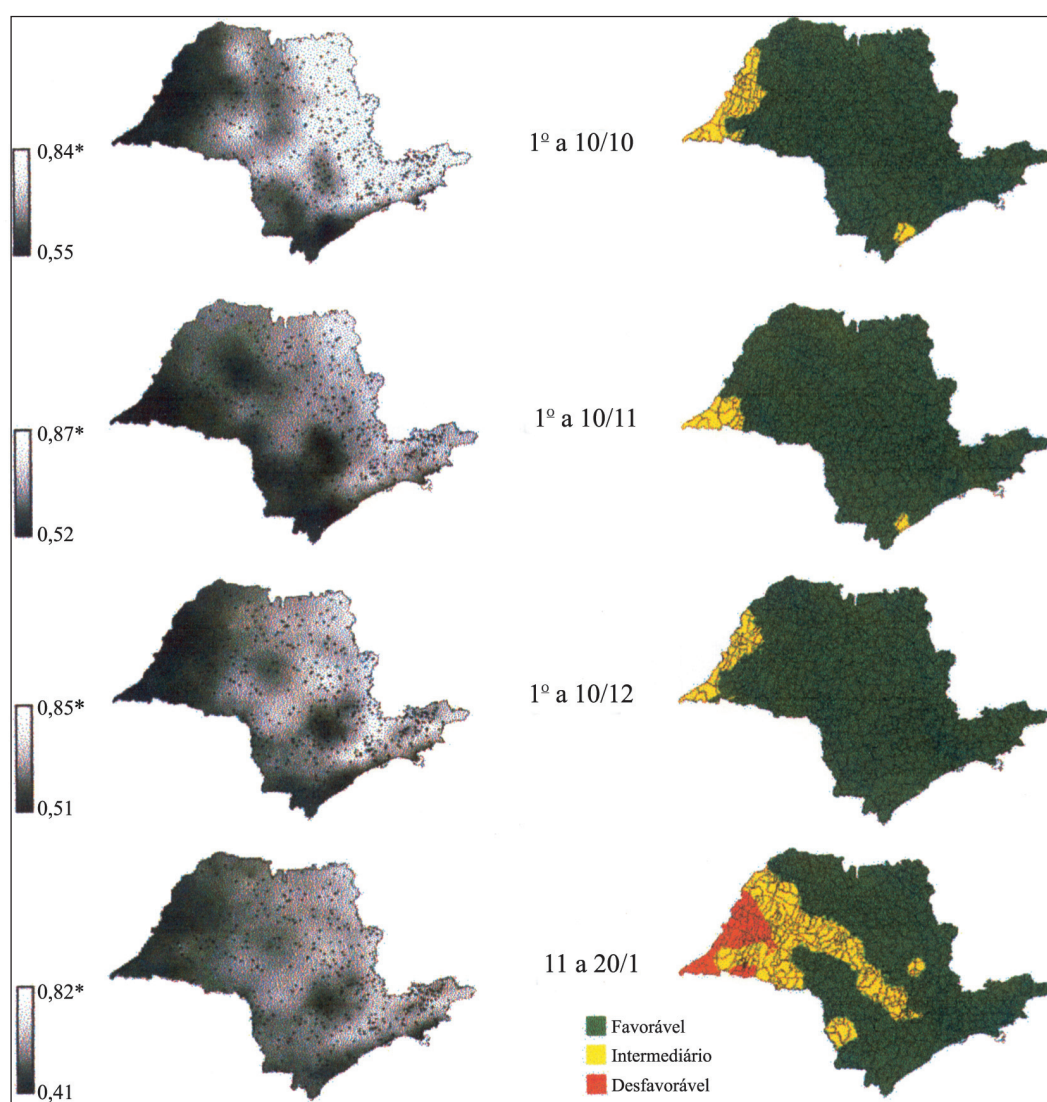


Figura 3. Superfície da krigagem por indicação, à esquerda e fatiamento da krigagem por indicação, à direita.

### Conclusões

1. Os métodos geoestatísticos podem ser usados como alternativa aos modelos inferenciais determinísticos na espacialização do Índice de Satisfação das Necessidades de Água (ISNA).

2. A desvantagem da krigagem ordinária em relação a krigagem por indicação é principalmente em relação à continuidade no espaço dos índices analisados

3. Enquanto a krigagem ordinária considera apenas a distribuição espacial dos pontos amostrais, a krigagem por indicação leva em conta a variabilidade do atributo, permitindo uma análise da incerteza dos valores nos locais não-amostrados.

4. A krigagem por indicação, além de ser o método mais adequado para espacializar o ISNA, permite uma análise mais confiável da qualidade da informação gerada, associada à sua incerteza espacial.

### Referências

- ASSAD, E. D.; SANO, E. E. **Sistema geográfico de informações**: aplicações na agricultura. Brasília: Embrapa-SPI/Embrapa-CPAC, 1998. 480 p.
- BRUNINI, O.; ZULLO JÚNIOR, J.; PINTO, H. S.; ASSAD, E. D.; SAWAZAKI, E.; DUARTE, P. D.; PATERNIANI, M. E. Riscos climáticos para a cultura do milho no Estado de São Paulo. **Revista Brasileira de Agrometeorologia**, Passo Fundo, v. 9, n. 3, p. 519-526, 2001. Número especial.
- BURGES, T.M.; WEBSTER, R. Optimal interpolation and isarithmic mapping of soil properties – I: the semi-variogram and punctual kriging. **Journal of Soil Science**, Oxford, v. 31, p. 315-331, 1980.
- BURROUGH, P. A.; McDONNELL R. A. **Principles of geographical information systems**. New York: Oxford University Press, 1998. 333 p.
- DEUTSCH, C. V.; JOURNAL, A. G. **GSLIB**: geostatistical software library and user's guide. New York: Oxford University Press, 1998. 369 p.
- FARIAS, J. R.; ASSAD, E. D.; ALMEIDA, I. R.; EVANGELISTA, B. A.; LAZZAROTTO, C.; NEUMAIER, N.; NEPOMUCENO, A. L. Caracterização de risco de déficit hídrico nas regiões produtoras de soja no Brasil. **Revista Brasileira de Agrometeorologia**, Passo Fundo, v. 9, n. 3, p. 415-421, 2001. Número especial.
- FELGUEIRAS, C. A. **Modelagem ambiental com tratamento de incertezas em sistemas de informação geográfica**: o paradigma geoestatístico por indicação. 2001. 204 f. Tese (Doutorado em Computação Aplicada) - Instituto Nacional de Pesquisas Espaciais, São José dos Campos, 2001.
- GOOVAERST, P. Geostatistical approaches for incorporating elevation into the spatial interpolation of rainfall. **Journal of Hydrology**, Amsterdam, v. 228, p. 113-129, 2000.
- GOOVAERST, P. Geostatistical modeling of uncertainty in soil science. **Geoderma**, Amsterdam, v. 103, p. 3-26, 2001.
- GOOVAERST, P. **Geostatistics for natural resources evaluation**. New York: Oxford University Press, 1997. 481 p.
- GOOVAERST, P. Using elevation to aid the geostatistical mapping of rainfall erosivity. **Catena**, Amsterdam, v. 34, p. 227-242, 1999.
- GROENIGEM, J. W. van. The influence of variogram parameters on optimal sampling schemes for mapping by kriging. **Geoderma**, Amsterdam, v. 97, p. 223-236, 2000.
- ISAACS, E. H.; SRIVASTAVA, R. M. **An introduction to applied geostatistics**. New York: Oxford University Press, 1989. 561 p.
- KRIVORUCHKO, K. Using linear and-nom kriging interpolators to produce probability maps. In: ANNUAL CONFERENCE OF THE INTERNATIONAL ASSOCIATION FOR MATHEMATICAL GEOLOGY, 2001. Cancun. **Proceedings...** Cancun: International Association for Mathematical Geology, 2001. p. 1-18.
- LLOYD, C. D.; ATKINSON, P. M. Assessing uncertainty in estimates with ordinary and indicator kriging. **Computers & Geosciences**, Oxford, v. 27, p. 929-937, 2001.
- MALUF, J. R.; CUNHA, G. R.; MATZENAUER, R.; PASINATO, A.; MOREIRA, M. B.; CAIAFFO, M. R.; PIRES, J. L. Zoneamento de riscos climáticos para a cultura do milho no Estado do Rio Grande do Sul. **Revista Brasileira de Agrometeorologia**, Passo Fundo, v. 9, n. 3, p. 460-467, 2001. Número especial.
- MARTINEZ-COB, A. Multivariate geostatistical analysis of evapotranspiration and precipitation in mountainous terrain. **Journal of Hydrology**, Amsterdam, v. 174, p. 19-35, 1996.
- MEYERS, D. E. Spatial interpolation: an overview. **Geoderma**, Amsterdam, v. 62, p. 17-28. 1994.

- PINTO, H. S.; ORTOLANI, A. A.; ALFONSI, R. R. Estimativa das temperaturas médias mensais e anual do Estado de São Paulo em função da altitude e latitude. **Caderno de Ciência da Terra**, São Paulo, v. 23, p. 1-22, 1972.
- SANS, L. M. A.; ASSAD, E. D.; GUIMARÃES, D. P.; AVELLAR, G. Zoneamento de riscos climáticos do milho para a região Centro-Oeste do Brasil e para o Estado de Minas Gerais. **Revista Brasileira de Agrometeorologia**, Passo Fundo, v. 9, n. 3, p. 527-535, 2001. Número especial.
- VOLTZ, M.; LAGACHERIE, P.; LOUCHART, X. Predicting soil properties over a region using sample information from a mapped reference area. **European Journal of Soil Science**, Oxford, v. 48, p. 19-30, 1997.