

SEÇÃO I - FÍSICA DO SOLO

PADRÕES DE AMOSTRAGEM E INTENSIDADE DE KRIGAGEM NA CARACTERIZAÇÃO DO ARMAZENAMENTO DE ÁGUA NO SOLO, EM ÁREA IRRIGADA POR PIVÔ CENTRAL⁽¹⁾

A. C. A. GONÇALVES⁽²⁾, M. V. FOLEGATTI⁽³⁾ & S. R. VIEIRA⁽⁴⁾

RESUMO

A qualidade da irrigação tem sido descrita por parâmetros calculados admitindo-se ser a capacidade de armazenamento de água no solo uma constante. No entanto, tal propriedade do solo apresenta-se variável no espaço. A preocupação com aspectos ambientais e econômicos tem levado ao conceito de manejo da cultura em áreas específicas, o que torna importante o conhecimento da distribuição espacial de propriedades do solo. A geoestatística torna possível a identificação da estrutura de dependência espacial e o mapeamento de uma propriedade do solo. O objetivo deste trabalho foi identificar intensidades de amostragem e de krigagem em blocos, adequadas para estimar o armazenamento de água no solo, para desejado nível de precisão nos parâmetros que caracterizam a qualidade da irrigação. Em área irrigada por pivô central, no campus da ESALQ/USP, foi feita uma amostragem segundo uma transeção radial com espaçamento de 2,83 m. Em cada ponto, foi determinada a capacidade de armazenamento de água no solo, entre as tensões de 0,01 e 0,08 MPa, para 0,30 m de profundidade. De posse do semivariograma obtido para os dados da transeção, foi feita a krigagem em blocos de diferentes comprimentos, entre 2 e 30 m, para espaçamentos amostrais simulados de malhas com lado entre 2 e 20 m, na direção da transeção. A cada combinação de espaçamento e comprimento de bloco, foram associados a respectiva variância de krigagem e o volume de água percolado, calculados com base em lâmina aplicada igual à média dos valores de armazenamento medidos. A krigagem deve ser realizada com os menores valores de lado de bloco (2 m), desde que recursos computacionais não sejam limitantes. O uso de amostragem intensa não promoveu ganho significativo de qualidade das estimativas, em relação aos maiores espaçamentos. Malha de lado igual a 20 m pode ser usada, embora o desejável seja lado de 10 m. É necessária uma amostragem na curta escala para a identificação do semivariograma nas distâncias inferiores a estas. Apesar de promover uma suavização, a krigagem deve ser usada na descrição do padrão espacial de armazenamento, por permitir melhor avaliação dos volumes de excesso e de déficit e, principalmente, por permitir identificar os locais onde eles ocorrem.

Termos de indexação: variabilidade espacial, amostragem, irrigação, geoestatística.

⁽¹⁾ Recebido para publicação em abril de 1998 e aprovado em fevereiro de 1999.

⁽²⁾ Professor Adjunto da Universidade Estadual de Maringá - UEM. Caixa Postal 331, CEP 87020-900 Maringá (PR). E-mail: acagonca@wnet.com.br.

⁽³⁾ Professor Associado do Departamento de Engenharia Rural, Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz - ESALQ/USP. Av. Pádua Dias, Campus. Bolsista CNPq.

⁽⁴⁾ Pesquisador VI - Instituto Agrônomo de Campinas, Cx. P. 28, CEP 13001-970, Campinas (SP). Bolsista CNPq.

SUMMARY: *SOIL SAMPLING AND KRIGING INTENSITY TO CHARACTERIZE SOIL WATER STORAGE IN A CENTER PIVOT – IRRIGATED AREA*

Irrigation quality has been described by calculated parameters assuming that water storage capacity in soil is a constant. However, this property presents spatial variations. Concern with environmental and economic aspects has led to culture management in specific areas, a fact which requires knowledge of spatial distribution of soil properties. Geostatistics makes possible the identification of the spatial dependence structure and the mapping of a given soil property. The objective of this work was to identify sampling and block kriging intensities, adequate to estimate soil water storage with enough precision to characterize irrigation quality. A radial transect was sampled each 2.83 m, in 56 locations in a center pivot-irrigated area at ESALQ/USP, São Paulo, Brazil. At each point, the water storage capacity in soil was determined at pressures varying between 0.01 and 0.08 MPa at 0-3 m depth. Based on the semivariogram obtained for the transect data, kriging was performed in blocks of different lengths varying between 2 and 30 m and simulated sampling spacings between 2 to 20 m, in the transect direction. From these values, the available soil water storage at 0.30 m soil profile was calculated. The block kriging variance and deep percolation water volume were obtained for each block kriging combination. To quantify deep percolation, it was assumed that the constant depth of applied irrigation was equal to the mean soil water storage. The results showed that block kriging must be performed with a 2 m block length, provided computer resources are not limiting factors. Increasing the soil sampling intensity did not promote interpolation. Thus, a 20 m grid may be used but a 10 m grid should be more appropriate. Short range sampling should be performed to identify the semivariogram at lower distances. Although it promoted smoothing, block kriging must be used to describe the spatial pattern of the soil water storage, since it allows a better evaluation of excess and deficit volumes and, mainly, the identification of the sites where they occur.

Index terms: spatial variability, available soil water, sampling, center pivot.

INTRODUÇÃO

Em irrigação por aspersão, a uniformidade de aplicação de água constitui importante critério para fins de comparação e escolha de sistemas. Para obter uma descrição mais completa da distribuição de água aplicada por um sistema, funções de distribuição de probabilidades estatísticas são geralmente usadas (Hart, 1961; Marek et al., 1986). Quando a distribuição normal é adotada, o que é comum em irrigação por aspersão, é possível relacionar a uniformidade com os parâmetros que caracterizam a eficiência da irrigação, conforme estabelecido por Walker (1979), permitindo a avaliação de volumes de excesso e de déficit e da área que recebe no mínimo a lâmina necessária.

Evans et al. (1995) salientam, no entanto, que esse procedimento nada informa sobre a distribuição espacial da lâmina aplicada. A preocupação com aspectos ambientais e econômicos tem levado ao desenvolvimento de conceitos como o manejo da cultura em áreas específicas (SSCM), como descrito por Fixen (1994), Reetz Jr. (1994), dentre outros. Neste contexto, a distribuição espacial da lâmina aplicada e as propriedades do solo são importantes. Até o presente momento, os parâmetros que caracterizam a qualidade da irrigação têm sido

determinados assumindo-se uma capacidade de armazenamento constante. Vauclin et al. (1983) verificaram que esta propriedade apresentou considerável variabilidade, sendo espacialmente dependente. Para Mallants et al. (1996), processos hidrológicos e geológicos variam no espaço, o que tem sido descrito por Nielsen et al. (1973), Vieira et al. (1981) e outros. O tratamento estatístico puro da heterogeneidade ignora a existência da correlação espacial entre os valores medidos. A análise geoestatística permite descrever esta correlação, o que torna possível, em aplicações práticas, a interpolação por krigagem (Vieira et al., 1983) ou por cokrigagem (Vauclin et al., 1983), além de permitir a identificação de padrões de amostragem adequados (McBratney & Webster, 1983; Fonteh & Podmore, 1994).

Embora as propriedades do solo sejam variáveis, procura-se identificar um valor médio representativo de cada propriedade na região em estudo (McBratney & Webster, 1983). Para aplicações práticas, o importante é determinar a intensidade de amostragem necessária para se atingir o grau de precisão desejado (Fonteh & Podmore, 1994). A partir da distribuição de frequência dos valores medidos, é possível determinar o número necessário de amostras para estimar a média com desejada precisão, em determinado nível de probabilidade

(Warrick & Nielsen, 1980; Fonteh & Podmore, 1994). Esse procedimento pressupõe que os valores observados sejam estatisticamente independentes e, comumente, que a sua distribuição seja normal (Lascano & Hatfield, 1992). A teoria das variáveis regionalizadas permite a modelagem da dependência espacial de uma propriedade, podendo ser usada para estimar valores médios com mínima variância por meio da krigagem. A variância da estimativa depende somente do grau de dependência espacial, ou seja, do semivariograma e da configuração dos pontos vizinhos usados na krigagem. Em vista destes fatos, McBratney & Webster (1983) afirmam que, se a precisão da estimativa desejada for especificada, o tamanho da amostra para obtê-la pode ser determinado.

Em irrigação por sulcos, os parâmetros de performance dependem da infiltração de água, que é variável ao longo do sulco. Fonteh & Podmore (1994) determinaram a variância de krigagem para diversas combinações de intensidade de amostragem e de krigagem, tornando possível identificar a intensidade de amostragem correspondente a desejado nível de precisão. Para cada combinação, a infiltração foi obtida por krigagem e os parâmetros de performance calculados com base nessa informação. Tal procedimento permitiu identificar intensidades de amostragem e de krigagem adequadas à estimativa dos parâmetros de performance com a desejada precisão. Em irrigação por aspersão, a capacidade de armazenamento de água no solo é a propriedade que influi nos valores dos parâmetros que expressam a qualidade da irrigação. A relação entre a variabilidade dessa propriedade, a intensidade de amostragem e a de krigagem, bem como a qualidade da irrigação realizada, não têm sido abordadas em trabalhos técnico-científicos.

Este trabalho teve como objetivo identificar combinações de intensidade de amostragem e de krigagem adequadas à estimativa do armazenamento de água no solo, em área irrigada por pivô central, de forma a atender a desejado nível de precisão na estimativa dos parâmetros que expressam a qualidade da irrigação, com esforço amostral viável em termos práticos. Uma vez que tais parâmetros podem ser quantificados a partir do volume de água percolado, apenas esta variável foi calculada para fins de comparação entre as condições estudadas.

MATERIAL E MÉTODOS

O trabalho foi realizado no campo experimental do Departamento de Engenharia Rural na Fazenda Areão, Campus da Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", ESALQ/USP, em Piracicaba. As coordenadas geográficas da área são 22°42' de latitude sul, longitude oeste de 47°38' e altitude

média de 546 m acima do nível do mar. O solo da área é classificado como Podzólico Vermelho-Escuro (*Kandiudalfic Eutrudox*) com horizonte A de espessura média de 0,30 m, textura argilosa. Em um quadrante de uma área irrigada por um sistema pivô central, com declividade média de aproximadamente 2% na sua direção bissetriz, o solo foi amostrado, segundo malha de 20 x 20 m, dentro de uma distância máxima de 180 m da base do pivô. Uma transeção diagonal a este quadrante foi amostrada a cada 2,83 m, em um total de 56 pontos.

Em cada um dos pontos, cavou-se até à profundidade de 0,20 m, usando um trado com 0,15 m de diâmetro. Nesta profundidade, foi usado um amostrador de anéis para retirar uma amostra indeformada de solo, obtida no interior de um anel de 5 cm de diâmetro por 3 cm de altura. Essa amostra foi envolvida em papel alumínio, rotulada e acondicionada em um saco plástico.

No Laboratório de Física de Solos do Departamento de Engenharia Rural/ESALQ, o excesso de solo em relação ao anel foi removido e uma das extremidades da amostra foi envolvida em tecido poroso de algodão. Tais amostras foram colocadas em bandejas com água destilada a dois terços da altura do anel, até atingirem a saturação. Em seguida, foram submetidas às pressões de 0,01; 0,03; 0,05 e 0,08 MPa em câmara de Richards (Richards, 1948), sendo obtidas as massas correspondentes a cada tensão. Conhecidos o volume de cada anel e a massa de solo seco em estufa, foram determinadas as umidades com base em massa, bem como a densidade do solo em cada amostra.

Foi calculado o valor da água disponível com base em massa (ADM), conforme procedimento descrito por Vauclin et al. (1983), na faixa de tensões monitorada pelo tensiômetro, a partir dos valores de umidade com base em massa, obtidos para cada amostra, por meio da expressão:

$$ADM = 100 (\theta_{cc} - \theta_{lim}) \quad (1)$$

Nesta expressão, θ_{cc} é a umidade do solo na capacidade de campo, tomada como igual à umidade retida na tensão de 0,01 MPa e θ_{lim} é a umidade na tensão limite de funcionamento do tensiômetro, tomada como 0,08 MPa. ADM é expressa em termos percentuais.

A partir dos valores medidos de ADM, procedeu-se à análise estatística descritiva e exploratória, sendo avaliados a distribuição de frequência dos dados e o ajuste à normalidade por meio dos momentos de terceira e quarta ordem e do teste de Kolmogorov - Smirnov.

Admitindo normalidade e independência dos dados, o número de amostras necessário (n) para obter uma previsão, segundo o nível de probabilidade desejado, foi obtido por meio da expressão:

$$n = \left[t^2 s^2 / d^2 \right] \quad (2)$$

sendo d o limite de variação em torno da média e s o desvio-padrão dos dados conhecidos; “ t ” é obtido na distribuição de Student, com infinitos graus de liberdade e probabilidade $(1 - \alpha/2)$, sendo α o nível de confiança desejado (Snedecor & Cochran, 1967).

A dependência espacial de ADM foi expressa pelo semivariograma experimental, calculado a partir dos dados da transeção, por meio da expressão (Journel, 1989):

$$\gamma^*(h) = \frac{1}{2N(h)} \sum_{i=1}^{N(h)} [Z(s+h) - Z(s)]^2 \quad (3)$$

sendo $Z(s)$ e $Z(s+h)$ os pares de valores medidos em locais afastados entre si da distância h e $N(h)$ o número desses pares, para cada h . O uso desse estimador pressupõe que a propriedade atenda a uma condição de estacionaridade, segundo a qual, no mínimo, a hipótese intrínseca é atendida (Journel & Huijbregts, 1978), ou seja:

$$E[Z(s+h) - Z(s)] = 0, \forall h \quad e \quad E[Z(s+h) - Z(s)]^2 = 2\gamma(h) \quad (4)$$

ou seja, a média da propriedade é admitida constante pelo menos dentro de uma vizinhança compreendida pelo alcance do semivariograma e que a função de semivariância independe da posição no espaço.

Ao semivariograma experimental foi ajustado ao modelo exponencial, definido como (McBratney & Webster, 1986):

$$\gamma(h) = c_0 + c \left\{ 1 - e^{-(h/a)} \right\} \quad \text{para } h \geq 0 \quad (5)$$

sendo c_0 o efeito pepita, que engloba a estrutura espacial em escala menor que o espaçamento amostral e o erro experimental. O componente estrutural (Mallants et al., 1996) é representado por c , a é o alcance da dependência espacial e h o vetor de separação entre dois pontos.

Para estimar os parâmetros do modelo, foi usada a validação cruzada (Cressie, 1991). Um processo iterativo foi adotado para identificar os parâmetros que tornam o erro médio reduzido de krigagem mais próximo de zero, com variância reduzida de krigagem mais próximo do ótimo, igual à unidade (Mallants et al., 1996).

Para estimar os valores em locais não amostrados, foi usada a krigagem em blocos, realizada a partir do modelo ajustado ao semivariograma experimental. De acordo com McBratney & Webster (1983), a estimativa de krigagem em um ponto s_0 é a média ponderada dos valores dos vizinhos, dada por:

$$Z^*(s_0) = \sum_{i=1}^n \lambda_i Z(s_i) \quad (6)$$

Para assegurar que o estimador seja não-tendencioso, a soma dos pesos deve ser igual a 1 e ao

mesmo tempo deve minimizar a variância da estimativa, σ_E^2 . Na krigagem em blocos, segundo Trangmar et al. (1985), esta variância é estimada por:

$$\sigma_E^2 = \sum_{i=1}^n \lambda_i \bar{\gamma}(s_i, B) + \mu_B - \bar{\gamma}(B, B) \quad (7)$$

em que B significa o bloco para o qual a estimativa é feita. A semivariância média entre os pontos dentro do bloco B é dada pelo termo subtraído na expressão. A semivariância média entre os pontos “ i ” na vizinhança e o bloco é tomada dentro do somatório. O multiplicador de Lagrange é expresso por μ_B .

A variância de krigagem depende somente do semivariograma e da configuração dos pontos amostrais, independentemente dos valores medidos (McBratney & Webster, 1983; Fonteh & Podmore, 1994). Assim, conforme Burgess et al. (1981), pode-se associar a cada padrão de amostragem uma respectiva variância, antes de se proceder à amostragem. Isto permite identificar um padrão de amostragem adequado para se atingir uma variância máxima especificada (Burgess et al., 1981; McBratney & Webster, 1983; Fonteh & Podmore, 1994). De acordo com Burrough (1991), a variância de krigagem decresce na medida em que cresce o comprimento do bloco de krigagem. Segundo o autor, um esquema ótimo de amostragem deve procurar identificar uma combinação de tamanho de bloco e de espaçamento de amostragem que, para desejado nível de precisão, resulte em custo mínimo.

A variância de krigagem foi calculada para espaçamentos amostrais correspondentes a malhas quadradas com diagonais de 2,83 m (lado igual a 2 m), 5,66 m ($l = 4$ m), 8,43 m ($l = 6$ m) e para a malha de 20 m de lado. Para cada espaçamento, foi feita a krigagem em blocos de lado variando de 2 a 30 m, sendo adotada uma vizinhança de 16 pontos. Foi usado o programa GeoEAS (Englund & Sparks, 1991) em todos os cálculos.

Para cada comprimento de bloco de krigagem, foram obtidas as estimativas dos valores de ADM e as correspondentes variâncias das estimativas, sendo associado um valor médio de variância a cada comprimento. O procedimento foi repetido para os quatro espaçamentos amostrais adotados, usando-se apenas os dados da transeção. Para o espaçamento amostral de 20 m, foram usados, além dos dados da transeção, os dados da malha, para obter a vizinhança de 16 pontos. Procedeu-se à krigagem em blocos, como descrito, apenas na direção bissetriz. O uso da estrutura de variação da propriedade na curta escala (transeção), para a interpolação entre pontos da larga escala (malha de 20 m), tem sido adotado em trabalhos como o de Mapa & Kumaragamage (1996). Em todas as estimativas, no entanto, os valores medidos na transeção estiveram presentes.

Os valores de ADM resultantes da krigagem foram transformados em lâmina armazenada em

0,30 m de profundidade de solo (ARMT), pela multiplicação pela densidade do solo e por esta profundidade. Com o propósito de avaliar comparativamente os valores de ARMT resultantes dos diferentes espaçamentos amostrais e dos diferentes comprimentos de blocos de krigagem, adotou-se uma lâmina aplicada pelo sistema de irrigação com uniformidade absoluta (CUC = 100%) e valor igual ao valor médio de ARMT. Isto permitiu a comparação, independentemente da forma de aplicação de água.

Os valores de lâmina armazenada (ARMT) foram fornecidos a um programa de computador elaborado para ler os valores e determinar lâmina percolada em cada ponto, lâmina de déficit em cada ponto, somatório dos volumes de percolação e de déficit. Tais volumes foram calculados, multiplicando-se cada valor de lâmina pela área circular correspondente, obtida pela multiplicação do espaçamento entre os pontos amostrais pelo perímetro do círculo cujo raio é a distância à base do pivô.

As variâncias das estimativas de krigagem, expressas em $(\text{Mg m}^{-3} \times 100)^2$, foram plotadas em função do comprimento do bloco de krigagem e dos espaçamentos amostrais, nas condições estudadas. O volume percolado foi plotado em função da variância, para cada espaçamento amostral, com o propósito de identificar uma combinação adequada de espaçamento amostral e intensidade de krigagem. Da mesma forma, a perda por percolação foi relacionada com a variância de krigagem para os espaçamentos adotados.

RESULTADOS E DISCUSSÃO

De acordo com os valores apresentados no quadro 1 e na figura 1a, pode-se concluir que a distribuição de frequência dos valores de água disponível com base em massa (ADM) é simétrica, com pequenos valores de assimetria e curtose, ajustando-se à normalidade, o que é confirmado pelo teste de Kolmogorov-Smirnov a 5%. A propriedade pode ser caracterizada como de média variação (Warrick & Nielsen, 1980), expressa por um coeficiente de variação da ordem de 15%.

Com o propósito de avaliar a estacionaridade da média e da variância, foi adotado procedimento semelhante ao descrito por Mallants et al. (1996). Na figura 1b, é mostrado o gráfico de valores de média e respectiva variância, para vizinhanças locais, obtidas pela divisão da transeção em 11 segmentos de igual comprimento, com cinco pontos cada. Verifica-se que não há o efeito proporcional, conforme descrito por Journel & Huijbregts (1978), uma vez que o valor da variância independe do valor da média. A correlação entre essas duas variáveis é expressa por um coeficiente r igual a 0,007, não-significativo a 5%.

Quadro 1. Estatística descritiva para os valores medidos de água disponível no solo, com base em massa (ADM), expressa em termos percentuais.

Estadística	ADM - medido
Mínimo	2,02 %
Máximo	4,10 %
Amplitude interquartilica	0,68 %
Média	3,15 %
Mediana	3,20 %
Quartil inferior	2,79 %
Quartil superior	3,48 %
Variância	0,23
Assimetria	-0,26
Curtose	-0,13
Coefficiente de variação (%)	15,0

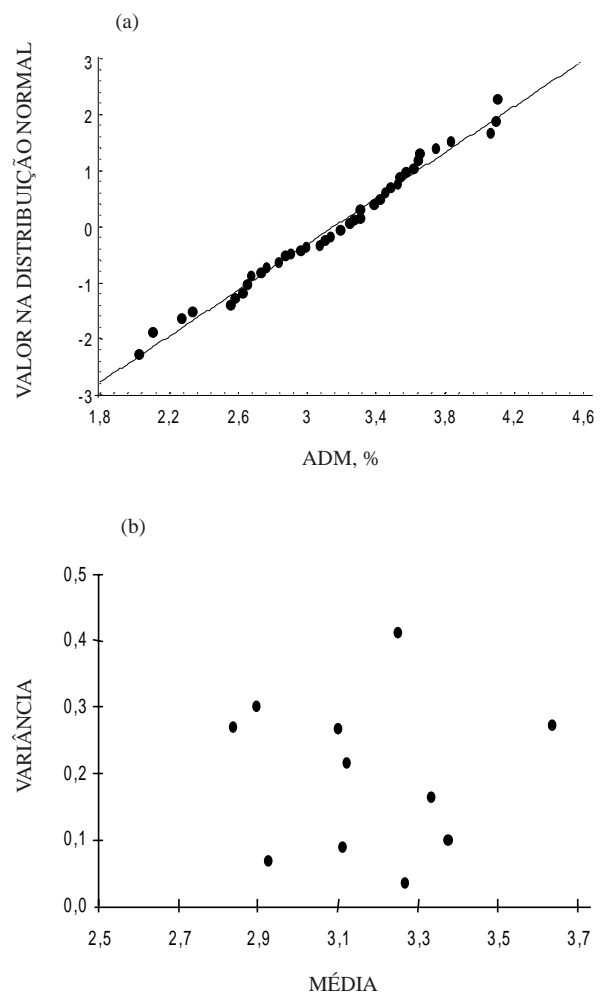


Figura 1. Gráfico de distribuição normal para água disponível com base em massa (a) e relação entre média e variância para os segmentos da transeção (b).

Um modelo linear foi ajustado aos dados de ADM em função da posição ao longo da transeção. Tal modelo apresentou coeficiente de determinação R^2 igual a 0,006, não-significativo a 5%. Admitiu-se a ausência de mudança de valor com a posição, ou seja, foi admitida a estacionaridade de primeira ordem na transeção.

O número necessário de amostras para obter um valor médio representativo de ADM na transeção, para desejado nível de confiança, pode ser calculado por meio da equação 02, desde que se assumam a independência dos valores medidos. Na figura 2, são mostrados os números de amostras necessários para três níveis de significância (5, 10 e 20%) e para variações percentuais em torno da média de 5 a 30%. O número necessário de amostras para obter uma variação de 10% em torno da média com nível de significância a 5% seria da ordem de 8. Para uma variação da ordem de 5%, seriam necessárias 33 amostras, valor elevado em termos práticos. O número de amostras cresce à medida que se reduz a variação em torno da média ou se aumenta o nível de significância. Assim, um aumento da exatidão da estimativa da média está associado a um aumento considerável do esforço amostral.

Com base na avaliação da estacionaridade, foi assumido que ADM atende pelo menos à hipótese intrínseca, o que permitiu fazer uso da geoestatística para avaliar a sua estrutura de dependência espacial. O semivariograma experimental para essa propriedade foi construído a partir dos dados medidos na transeção. Para cada valor de h , a função de semivariância foi obtida a partir de um número de pares de pontos igual ou superior a 50. Foi ajustado um modelo teórico a este semivariograma, sendo os seus coeficientes determinados a partir da validação cruzada, repetida até se identificar uma combinação adequada de modelo e parâmetros. O modelo exponencial com efeito pepita 0,11, componente estrutural igual a 0,14 e alcance de 20 m, deu origem à média dos erros reduzidos de krigagem igual a 0,021 e variância reduzida de krigagem igual a 1,036, quando adotada uma vizinhança de krigagem com 16 pontos mais próximos. Essa vizinhança foi escolhida com o propósito de utilizar os pontos distanciados da posição de estimativa de uma distância inferior ou igual ao alcance do semivariograma. O modelo ajustado ao semivariograma experimental apresentou coeficiente de determinação igual a 0,90, considerando os pontos com valores de h entre zero e o alcance (Figura 3).

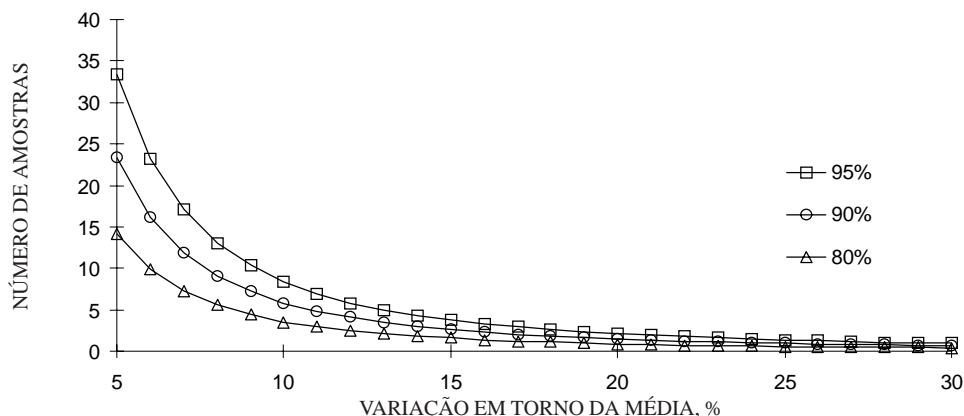


Figura 2. Número necessário de amostras para estimativa da média em três níveis de significância.

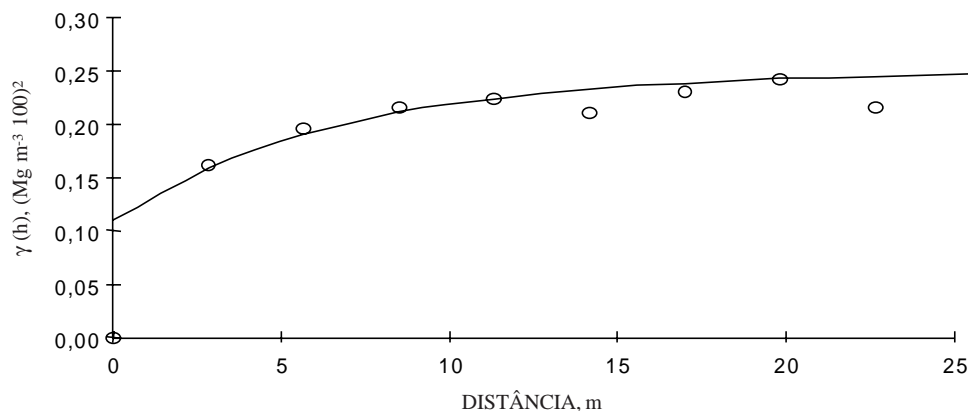


Figura 3. Semivariograma experimental e modelo teórico ajustado para ADM.

O alto valor do efeito pepita, correspondente a 44% da variação total dos dados, demonstra que apenas 56% desta variação se deve à estrutura de dependência espacial. O efeito pepita é devido a imperfeições do processo de medida, bem como à variação estruturada em distâncias menores que o espaçamento adotado. Esse fato torna os pesos atribuídos aos valores medidos mais semelhantes entre si (Isaaks & Srivastava, 1989), o que contribui para a suavização dos valores estimados, em relação aos valores medidos.

A partir do modelo ajustado ao semivariograma experimental, procedeu-se à krigagem para diferentes comprimentos de blocos e diferentes espaçamentos amostrais simulados, sendo obtidos os valores de ADM correspondentes a cada combinação. Os valores de ADM foram transformados em valores de lâmina de água possível de ser armazenada no solo até à profundidade de 0,30 m (ARMT). Na figura 4, são mostrados os valores de ARMT obtidos experimentalmente e os obtidos por

krigagem em blocos de 2 m de lado, para os espaçamentos amostrais de 2,83, 5,66, 8,49 m e para malha de 20 m de lado.

A variação dos valores de lâmina armazenada (ARMT), obtidos por meio da krigagem em blocos, é mais suave que a dos valores medidos em campo, para todos os espaçamentos amostrais (Figura 4). Nos primeiros 100 m da transeção, os valores são semelhantes entre si para os quatro espaçamentos. No trecho seguinte, onde os valores crescem bruscamente, a interpolação a partir dos pontos experimentais espaçados de 20 m não é sensível a esse crescimento, como ocorre para os demais espaçamentos. Para o espaçamento de 20 m, ocorre maior perda de qualidade da informação, principalmente na segunda metade da transeção.

Para dado espaçamento entre pontos amostrais, à medida que cresce o comprimento do bloco de krigagem, os valores interpolados para os blocos são cada vez mais semelhantes entre si, tendendo para uma média geral (Figura 5).

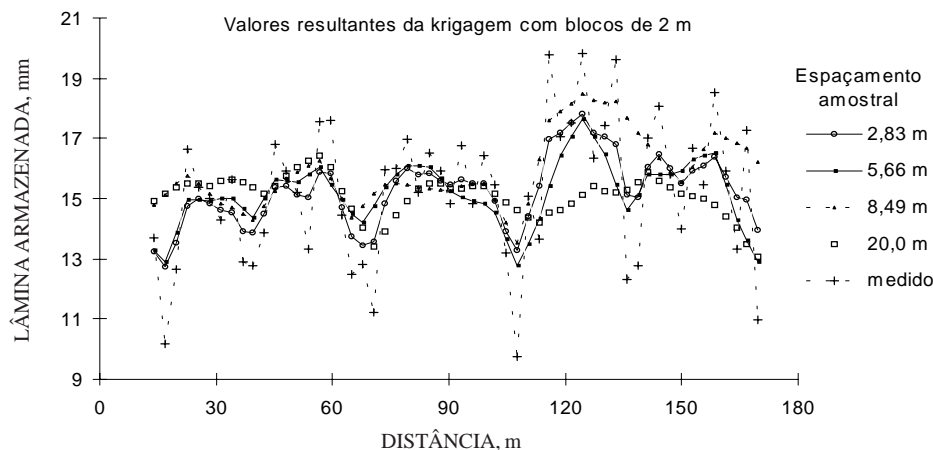


Figura 4. Valores de lâmina armazenada (ARMT) medidos e resultantes de krigagem em blocos de 2 m, para espaçamentos amostrais de 2,83; 5,66; 8,49 e malha de 20 m.

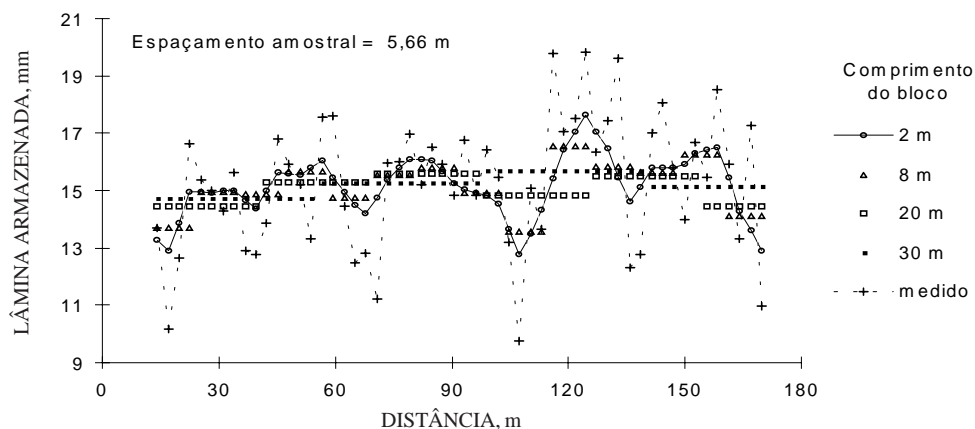


Figura 5. Valores de lâmina armazenada (ARMT) medidos e resultantes de krigagem em blocos de 2, 8, 20 e 30 m, para espaçamento amostral de 5,66 metros.

Embora mais suave, o padrão resultante da krigagem em blocos de 2 m assemelha-se aos valores medidos. À medida que cresce o tamanho do bloco, tende-se para uma média geral e, então, a variância da estimativa decresce, uma vez que os valores para os blocos tornam-se cada vez mais semelhantes entre si, como salientado por Fonteh & Podmore (1994).

Os maiores espaçamentos amostrais estão associados a maiores variâncias (Figura 6). Verifica-se também o decréscimo da variância com o aumento do comprimento do bloco, para cada um dos espaçamentos adotados.

Verifica-se, para cada um dos espaçamentos amostrais, que o crescimento do comprimento do bloco promoveu, inicialmente, pouca alteração do volume percolado (Figura 7). O espaçamento de 5,66 m gerou os maiores valores de volume percolado para os diferentes blocos, principalmente nos menores comprimentos. Cada curva apresenta uma

posição, correspondente a um valor de variância, na qual a inclinação muda, a partir do qual os valores de volume percolado decrescem de forma brusca. A identificação desse valor de variância limite é exemplificada na figura 7, para o espaçamento de 5,66 m.

Para o espaçamento de 2,83 m, a variância limite está em torno de 2,3 (Figura 7). Na figura 6, este valor corresponde a comprimento de bloco da ordem de 12 m. Para o espaçamento amostral de 5,66 m, está em torno de 2,9, podendo ser associada a comprimentos da ordem de 14 a 15 m (Figura 6). Para o espaçamento de 8,49 m, tal variância limite está em torno de 3,8, correspondente ao comprimento de bloco da ordem de 14 m (Figura 6). Para o espaçamento de 20 m, a partir da variância de 5,7 há uma queda mais acentuada dos valores. Assim, embora o padrão seja diferente dos espaçamentos anteriores, esse valor pode ser tomado como variância limite, o que corresponde a um comprimento de 10 a 12 m, conforme figura 8.

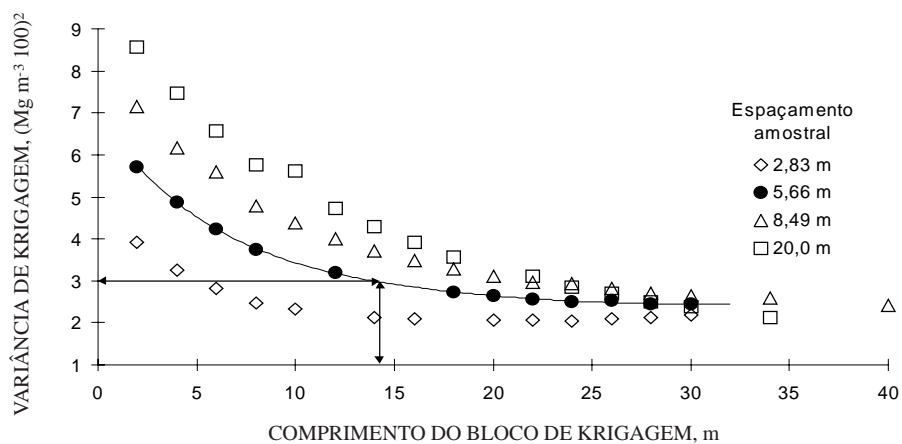


Figura 6. Variância de krigagem em função do comprimento do bloco para os quatro espaçamentos amostrais adotados.

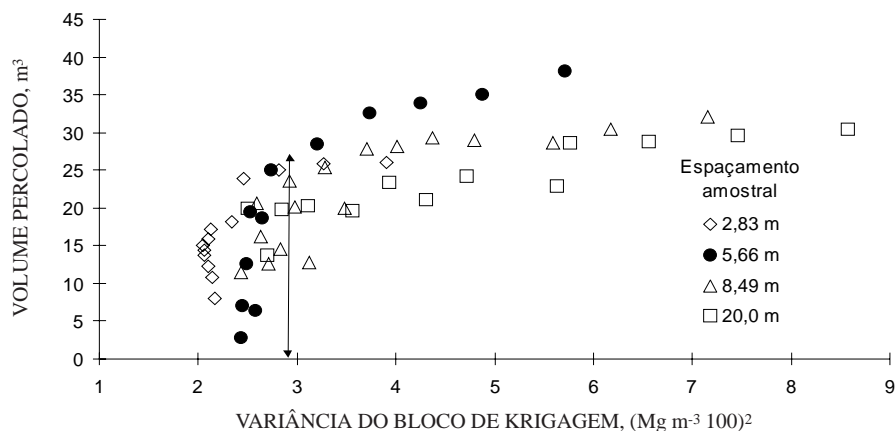


Figura 7. Volume percolado em função da variância de krigagem para os quatro espaçamentos amostrais adotados.

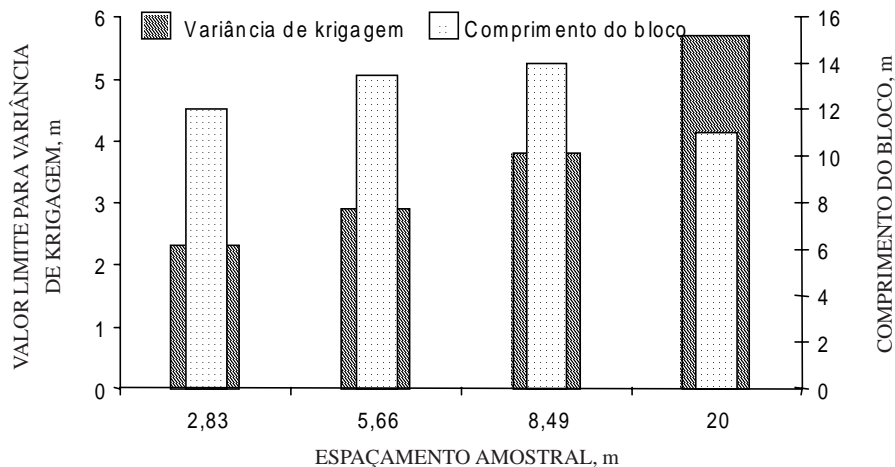


Figura 8. Valores limites para a variância de krigagem e respectivos comprimentos de blocos de krigagem para os diferentes espaçamentos amostrais.

Para qualquer espaçamento adotado, dentro dos limites estudados, a estimativa de valores de água disponível em pontos separados por distâncias inferiores à correspondente a uma malha 10 x 10 m promove pequena melhoria da estimativa de volume percolado, em relação à obtida segundo este espaçamento. À medida que se aumenta o comprimento do bloco, perdem-se informações para os diferentes espaçamentos amostrais.

Os maiores valores de volume percolado foram obtidos com o espaçamento amostral de 5,66 m, com comprimentos de bloco menores que 10 m, o que faz desta combinação a mais adequada. Mesmo para esta condição, no entanto, os valores de volume percolado foram bem menores que para os dados medidos, igual a 78,6 m³, evidenciando a forte suavização do padrão espacial da propriedade promovida pela krigagem. Apesar de se mostrar melhor, amostragem segundo uma malha 4 x 4 m (diagonal de 5,66 m), para uma área irrigada por pivô central, acarreta um esforço amostral intenso. Os resultados indicam ser possível uma perda de qualidade da informação relativamente pequena, com uma considerável redução do esforço de amostragem.

Para valores de comprimento do bloco de krigagem de 2 m, a variância de krigagem assume os maiores valores, como pode ser observado na figura 6, nos quatro espaçamentos adotados. Na figura 7, pode-se verificar que, para as variâncias correspondentes a este comprimento de bloco, o volume percolado é o maior, em cada espaçamento amostral. No entanto, mesmo para o espaçamento de 5,66 m, esse valor não atinge 40 m³. Para os demais espaçamentos, não atinge 35 m³. Esses valores correspondem, respectivamente, a 51 e 45% do volume calculado com os dados experimentais. Isto mostra que a krigagem, mesmo para amostragem mais intensa e menor comprimento de

bloco, promove forte suavização do perfil de valores de armazenamento.

Diante da dificuldade operacional de usar o espaçamento de 5,66 m, recomenda-se uso de maior valor. Os resultados obtidos para o espaçamento de 8,49 m (malha de 6 x 6 m) e para a malha de 20 x 20 m são semelhantes, o que permite a opção por esta malha maior. Naturalmente, como o esforço computacional tende a ser não-limitante, a krigagem deve ser feita em blocos de pequeno comprimento (por exemplo, 2 por 2 m).

A maior diferença entre os valores de volume percolado ocorreu entre o medido experimentalmente e o avaliado por krigagem, mesmo para o espaçamento amostral mais adequado (malha 4 x 4 m), com o menor comprimento de bloco, evidenciando a suavização imposta pela krigagem. Maiores espaçamentos amostrais, bem como maiores comprimentos de blocos de krigagem, promoveram diferenças ainda maiores em relação aos valores medidos.

Constata-se, assim, que a krigagem não foi capaz de descrever as bruscas variações da propriedade no solo, o que em parte se deve ao efeito pepita acentuado do semivariograma experimental que, segundo Isaaks & Srivastava (1989), à medida que cresce, tende a fazer com que o resultado da krigagem se aproxime cada vez mais de uma simples média dos dados. Certo nível de suavização do padrão espacial da propriedade, obtido por krigagem, sempre ocorre, mesmo para pequenos valores de efeito pepita do semivariograma.

Embora a estimativa do volume percolado seja bem menor para os valores gerados por krigagem que para os valores medidos em campo, tem-se uma informação mais consistente com a realidade que a obtida segundo o procedimento usual de se admitir um valor médio de armazenamento para toda a área.

Como observado, o uso de uma média pressupõe independência dos dados, o que é negado pela estrutura de variação dessa propriedade no espaço. Além disto, para se obter uma estimativa da média com alta precisão, conforme a figura 2, faz-se necessário um número de amostras relativamente alto. Apesar de serem os valores obtidos por krigagem suavizados em relação aos medidos em campo, o mapeamento da variável permite identificar, de forma adequada, as regiões onde ocorrem excesso e déficit de aplicação de água, o que constitui importante informação para a operação dos sistemas de irrigação, principalmente no contexto do manejo em área específicas. Nesse sentido, os sistemas de irrigação, até mesmo o pivô central, como apresentado por Camp et al. (1998), tendem a ser modificados com vistas em aplicar água de acordo com as variáveis mapeadas na área, como o armazenamento de água no solo.

CONCLUSÕES

1. O uso da geoestatística mostra-se adequado ao estudo da distribuição espacial de valores de armazenamento de água, embora a krigagem sempre promova uma suavização dos valores, em relação aos dados experimentais.

2. O aumento do comprimento do bloco de krigagem promove perda de informações em relação ao medido, por aproximar os valores dos blocos de uma média geral. Como o esforço computacional não é limitante, pequenos comprimentos devem ser preferidos.

3. A krigagem suaviza o padrão da propriedade no espaço, mesmo se realizada com todos os pontos amostrais e com comprimento de bloco igual ao espaçamento amostral. O aumento do espaçamento entre amostras promove pequena perda de informação, para espaçamentos de até 8,49 m.

4. O uso de amostragens intensas, ou seja, com espaçamento menor que 10 x 10 m, nas condições estudadas, não promove ganho significativo de qualidade das estimativas. Desde que o semivariograma seja conhecido para as pequenas distâncias, tal espaçamento pode ser adotado.

5. Apesar da suavização dos valores promovida, a krigagem mostra-se útil na descrição do padrão de armazenamento de água no solo, principalmente por informar não apenas a quantidade de excesso ou de déficit de irrigação, mas também por identificar os locais onde estes ocorrem, o que dá subsídios ao manejo da cultura em áreas específicas.

LITERATURA CITADA

BURGESS, T.M.; WEBSTER, R. & McBRATNEY, A.B. Optimal interpolation and isarithmic mapping of soil properties: 4. Sampling strategy. *J. Soil Sci.*, 32:643-659, 1981.

BURROUGH, P.A. Sampling designs for quantifying map unit composition. In: MAUSBACH, M.J. & WILDING, L.P. Spatial variabilities of soils and landforms. Madison, Soil Science Society America, 1991. p.89-126.

CAMP, C.R.; SADLER, E.J.; EVANS, D.E.; USREY, L.J. & OMARY, M. Modified center pivot system for precision management of water and nutrients. *Appl. Eng. Agric.*, 14:23-31, 1998.

CRESSIE, N. Statistics for spatial data. New York, John Wiley, 1991. 900p.

ENGLUND, E. & SPARKS, A. GeoEAS (Geostatistical Environmental Assessment Software) Las Vegas, U.S. Environmental Protection Agency, 1991. (EPA/600/4-88/033a)

EVANS, R.G.; HAN, S. & KROEGER, M.W. Spatial distribution and uniformity evaluations for chemigation with center pivots. *Trans. Am. Soc. Agric. Eng.*, 38:85-92, 1995.

FIXEN, P.E. Site-specific management impacts P and K use and productivity. *Better Crops/Fall*, 78:3-5, 1994.

FONTEH, M.F. & PODMORE, T. Application of geostatistics to characterize spatial variability of infiltration in furrow irrigation. *Agric. Water Manag.*, 25:153-165, 1994.

HART, W.E. Overhead irrigation pattern parameters. *Trans. Am. Soc. Agric. Eng.*, 42:354-355, 1961.

ISAAKS, E.H. & SRIVASTAVA, R.M. An introduction to applied geostatistics. New York, Oxford University Press, 1989. 561p.

JOURNEL, A.G. Fundamentals of geostatistics in five lessons. Washington, American Geophysical Union, 1989. 40p.

JOURNEL, A.G. & HUIJBREGTS, Ch.J. Mining geostatistics. London, Academic Press, 1978. 600p.

LASCANO, R.J. & HATFIELD, J.L. Spatial variability of evaporation along two transects of a bare soil. *Soil Sci. Soc. Am. J.*, 56:341-346, 1992.

MALLANTS, D.; MOHANTY, B.P.; JACQUES, D. & FEYEN, J. Spatial variability of hydraulic properties in a multi-layered soil profile. *Soil Sci.*, 161:167-180, 1996.

MAPA, R.B. & KUMARAGAMAGE, D. Variability of soil properties in a tropical alfisol used for shifting cultivation. *Soil Technol.*, 9:187-197, 1996.

MAREK, T.H.; UNDERSANDER, D.J. & EBELING, L.L. An areal-weighted coefficient for center pivot irrigation systems. *Trans. Am. Soc. Agric. Eng.*, 29:1665-1667, 1986.

McBRATNEY, A.B. & WEBSTER, R. How many observations are needed for regional estimation of soil properties? *Soil Sci.*, 135:177-183, 1983.

McBRATNEY, A.B. & WEBSTER, R. Choosing functions for semi-variograms of soil properties and fitting them to sampling estimates. *J. Soil Sci.*, 37:617-639, 1986.

NIELSEN, D.R.; BIGGAR, W. & ERB, K.T. Spatial variability of field-measured soil-water properties. *Hilgardia*, 42:215-259, 1973.

REETZ Jr., H.F. Site-specific nutrient management system for the 1990s. *Better Crops/Fall*, 78:14-19, 1994.

- RICHARDS, L.A. Porous plate apparatus for measuring moisture retention and transmission by soil. *Soil Sci.*, 66:105-110, 1948.
- SNEDECOR, G.W. & COCHRAN, W.G. *Statistical methods*. 6 ed. Ames, Iowa State University Press, 1967. 593p.
- TRANGMAR, B.B.; YOST, R.S. & UEHARA, G. Application of geostatistics to spatial studies of soil properties. *Adv. Agron.*, 38:45-94, 1985.
- VAUCLIN, M.; VIEIRA, S.R.; VACHAUD, G. & NIELSEN, D.R. The use of cokriging with limited soil observations. *Soil Sci. Soc. Am. J.*, 47:175-184, 1983.
- VIEIRA, S.R.; NIELSEN, D.R. & BIGGAR, J.W. Spatial variability of field-measured infiltration rate. *Soil Sci. Soc. Am. J.*, 45:1040-1048, 1981.
- VIEIRA, S.R.; HATFIELD, J.L.; NIELSEN, D.R. & BIGGAR, J.W. Geostatistical theory and application to variability of some agronomical properties. *Hilgardia*, 51:1-75, 1983.
- WALKER, W.R. Explicit sprinkler irrigation uniformity: efficiency model. *J. Irrig. Drain. Div., ASCE*, IR2:129-136, 1979.
- WARRICK, A.W. & NIELSEN, D.R. Spatial variability of soil physical properties in the field. In: HILLEL, D., ed. *Applications of soil physics*. New York, Academic Press, 1980. p.319-344.