

SEÇÃO IV - FERTILIDADE DO SOLO E NUTRIÇÃO DE PLANTAS

VARIABILIDADE DE PROPRIEDADES FÍSICAS E QUÍMICAS DO SOLO EM UM POMAR CÍTRICO⁽¹⁾

L. da S. SOUZA⁽²⁾, N.P. COGO⁽³⁾ & S.R. VIEIRA⁽⁴⁾

RESUMO

Objetivando fornecer subsídios para esquemas de amostragem e planejamento de experimentos com citros, avaliou-se, em 1990, a variabilidade de propriedades físicas e químicas do solo em uma transeção de 50 plantas espaçadas de 4 m, em um pomar de laranja 'Pêra' com doze anos de idade, sob manejo uniforme e implantado em um latossolo amarelo distrófico textura média relevo plano, em Governador Mangabeira (BA). Em cada planta, colheu-se uma amostra de solo em um ponto fixo sob a projeção da copa, em faixa sucessivamente adubada. Os resultados permitiram concluir que apenas fósforo e umidade gravimétrica apresentaram distribuição normal, com as demais propriedades seguindo a lognormal. Os maiores coeficientes de variação foram obtidos para potássio e fósforo e, os menores, para saturação por bases, pH em CaCl₂, pH em água e areia total. Com exceção de saturação por bases e alumínio, que apresentaram distribuição aleatória, as demais propriedades mostraram dependência espacial, com alcance variando de 18 m (areia total e argila) a 59 m (matéria orgânica, cálcio, magnésio, Ca + Mg e soma de bases).

Termos de indexação: distribuição de frequência, coeficiente de variação, geoestatística, semivariograma, dependência espacial, amostragem de solo.

SUMMARY: *VARIABILITY OF PHYSICAL AND CHEMICAL PROPERTIES OF A
LATOSOL UNDER AN ORANGE ORCHARD*

With the objective of assisting sampling systems and planning orange experiments, soil variability was assessed in a twelve-year-old orange orchard, cv. Pera, grown on a dystrophic Yellow Latosol of medium texture plain relief, in Governador Mangabeira, State of Bahia, Brazil, 1990. A transect consisting of 50 trees, spaced 4 m apart, was sampled. Soil samples were taken from a fixed point under the tree drip line on the successively fertilized strip. Results showed that only phosphorus and gravimetric soil moisture followed normal distribution, while the other soil properties followed log-normal distribution. The highest coefficients of variation were found for potassium and phosphorus, and the lowest for base saturation, pH in CaCl₂, pH in water, and total sand. Excepting for base saturation and aluminium, which showed random distribution, the other soil properties exhibited spatial dependence ranging from 18 m (total sand and clay) to 59 m (organic matter, calcium, magnesium, Ca + Mg, and total exchangeable base).

Index terms: frequency distribution, coefficient of variation, geostatistics, semivariogram, spatial dependence, soil sampling.

⁽¹⁾ Trabalho apresentado no XXIII Congresso Brasileiro de Ciência do Solo, Porto Alegre (RS), 21-27 de julho de 1991. Recebido para publicação em junho de 1995 e aprovado em maio de 1997.

⁽²⁾ Pesquisador da EMBRAPA/Centro Nacional de Pesquisa de Mandioca e Fruticultura Tropical, Caixa Postal 7, CEP 44380-000 Cruz das Almas (BA).

⁽³⁾ Professor Adjunto do Departamento de Solos da Faculdade de Agronomia da UFRGS, Caixa Postal 776, CEP 91540-000 Porto Alegre (RS). Bolsista do CNPq.

⁽⁴⁾ Pesquisador Científico da Seção de Conservação do Solo do Instituto Agronômico de Campinas, Caixa Postal 28, CEP 13001-970 Campinas (SP). Bolsista do CNPq.

INTRODUÇÃO

Em função da heterogeneidade do solo, uma questão que sempre surge é sobre o número de observações necessário para estimar valores das propriedades do solo de uma área, com suficiente precisão e representatividade; a recomendação geral é de que 15 a 20 pontos amostrais são suficientes (Comissão Estadual de Fertilidade do Solo, 1989). Os princípios da estatística clássica para determinar o número de amostras ou observações a ser coletado (Cline, 1944) normalmente exigem mais observações do que se pode executar, para obter a precisão desejada.

Por essa razão, McBratney & Webster (1983) enfatizam a importância do conhecimento da dependência espacial das propriedades do solo na redução do esforço de amostragem, segundo a qual o solo, em locais próximos, tende a ser mais similar do que entre locais distantes; uma observação, portanto, carrega consigo qualquer informação da sua vizinhança. Na amostragem ao acaso, algumas observações são tomadas muito juntas, duplicando a informação em alguma extensão; o conhecimento do alcance da dependência espacial de uma variável de reconhecimento pode minimizar esse aspecto, reduzindo a intensidade e o esforço de amostragem.

Em áreas cultivadas, sobrepondo-se à variabilidade natural do solo, existem fontes adicionais de variabilidade devidas ao manejo exercido pelo homem, uma das quais é o cultivo de árvores em linhas e a conseqüente aplicação localizada de fertilizantes nos pomares (Beckett & Webster, 1971). Sobre isso, já em 1918, Batchelor & Reed, citados por Harris (1920), alertavam para a variabilidade observada na produção de árvores cítricas. Em área cultivada com *Pinus resinosa* Ait., Mader (1963) verificou grande variabilidade do solo, ocorrendo o mesmo com Slay et al. (1986) que, inclusive, demonstraram como ela pode mascarar ou levar a uma interpretação errônea dos efeitos dos tratamentos em um ensaio.

Este trabalho foi desenvolvido com o objetivo de avaliar a variabilidade de propriedades físicas e químicas do solo em um pomar cítrico sob manejo uniforme, utilizando métodos sugeridos pela estatística clássica e verificando, também, a dependência espacial das propriedades, com fim de fornecer subsídios para esquemas de amostragem e o planejamento de experimentos em citros.

MATERIAL E MÉTODOS

Foi amostrada uma transeção composta por uma única linha de 50 plantas espaçadas de 4 m, localizada na parte central de um talhão, em um pomar de laranja 'Pêra' com doze anos de idade, sob manejo uniforme, em Governador Mangabeira (BA) e implantado em um latossolo amarelo distrófico textura média relevo plano. Coletou-se uma amostra de solo em cada planta, na profundidade de 0-0,20 m,

em um ponto fixo sob a projeção da copa, em faixa sucessivamente adubada.

Utilizando métodos analíticos ou de cálculo descritos em EMBRAPA (1979), avaliou-se a variabilidade de pH em água e em CaCl_2 , fósforo (P), potássio (K), cálcio (Ca), magnésio (Mg), alumínio (Al), hidrogênio mais alumínio (H + Al), soma de bases (S), capacidade de troca de cátions (CTC), saturação por bases (V), matéria orgânica (M.O.), umidade gravimétrica (Ug), areia total, silte e argila. As análises não foram repetidas no laboratório, pois os prováveis erros analíticos foram minimizados pelo uso rotineiro de uma amostra-controle.

A variabilidade do solo foi inicialmente avaliada pelo cálculo da média, coeficiente de variação, amplitude, assimetria e curtose. Também foi feita uma análise da distribuição de frequência dos dados, verificando-se se seguiam a distribuição normal ou a lognormal. Foi utilizado o teste do qui-quadrado ao nível de 5%, para avaliar o ajuste entre as frequências observadas e esperadas.

Por meio da fórmula (Cline, 1944):

$$n = \left(\frac{t_{\alpha} \cdot CV}{D} \right)^2 \quad (1)$$

onde: t_{α} é o valor do teste t de Student para o nível de probabilidades α ; CV , o coeficiente de variação, em percentagem, e D , a diferença em torno da média, em percentagem, calculou-se o número mínimo n de subamostras para compor uma amostra composta e estimar o valor da variável de interesse com a precisão estabelecida.

A análise da dependência espacial foi feita pela geostatística (Journel & Huijbregts, 1991; Vieira et al., 1983; Trangmar et al., 1985), por meio do semivariograma, com base nas pressuposições de estacionariedade da hipótese intrínseca, o qual é estimado por:

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

onde: $N(h)$ é o número de pares experimentais de dados separados por determinada distância h , informando quão diferentes se tornam os valores em função de h . O semivariograma normalmente é representado pelo gráfico de $\gamma^*(h)$ versus h .

O ajuste de modelos aos semivariogramas, para definição de seus parâmetros, foi feito pelo processo de tentativa e erro. Foram ajustados aos dados os seguintes modelos:

- esférico (Sph), $\gamma^*(h) = C_0 + C_1[1,5(h/a) - 0,5(h/a)^3]$ para $0 < h < a$ e $\gamma^*(h) = C_0 + C_1$ para $h > a$;
- exponencial (Exp), $\gamma^*(h) = C_0 + C_1[1 - \exp(-3h/a)]$ para $0 < h < d$, onde d é a distância máxima na qual o semivariograma é definido;
- gaussiano (Gau), $\gamma^*(h) = C_0 + C_1[1 - \exp(-3h^2/a^2)]$.

Foi utilizada a técnica de validação conhecida como "jack-knifing", sempre que existiram dúvidas entre

mais de um modelo para o mesmo semivariograma. No escalonamento entre semivariogramas, usou-se, como fator de proporcionalidade, a variância dos dados ou o patamar do modelo ajustado.

RESULTADOS E DISCUSSÃO

A análise da distribuição de frequência dos dados e os valores de assimetria e curtose (Quadro 1) revelaram que a maioria das variáveis avaliadas seguiu a distribuição lognormal, com exceção de P e Ug, que seguiram a normal. Souza (1992), avaliando a variabilidade do solo sob diferentes sistemas de manejo, observou uma distribuição lognormal para P e K e normal para M.O., Ug e argila. Já Nielsen et al. (1973) observaram uma distribuição normal para areia, argila e umidade do solo, e uma distribuição muito irregular e diferente da normal para silte, enquanto Babalola (1978) encontrou uma distribuição normal para areia, silte e umidade. As diferenças no tipo de distribuição para a mesma propriedade do solo resultam de diferenças no nível e forma da variabilidade do solo nas áreas estudadas pelos autores.

O conhecimento da distribuição de frequência dos dados é importante, pois, como a análise da variância e os testes de significância comumente usados em

estatística (F, t, Tukey etc.) pressupõem ou baseiam-se na distribuição normal, os dados que seguem uma distribuição diferente da normal devem ser transformados antes da aplicação da análise da variância (Pimentel-Gomes, 1984); no caso da distribuição lognormal, devem ser transformados nos seus logaritmos.

Excluindo-se os resultados de Al da análise dos dados, pois sua distribuição foi completamente anômala (dos 50 pontos, em 45 encontrou-se 0,0 mmol_c dm⁻³, em quatro obteve-se 0,3 mmol_c dm⁻³ e, em um, 0,8 mmol_c dm⁻³), a variabilidade do solo medida pelo coeficiente de variação revelou-se maior, em ordem decrescente, para K e P, acima de 30%; segue-se um grupo intermediário (H + Al, argila, M.O., silte, Ca, S, Ca + Mg, Mg, Ug e CTC), com coeficientes de variação entre 10 e 30%, enquanto as menores variabilidades foram constatadas para V, pH em CaCl₂, pH em água e areia total, com coeficientes de variação menores que 10% (Quadro 1). Beckett & Webster (1971) citam resultados similares ao concluir que P, K, Mg e Ca são propriedades do solo muito afetadas pelo manejo, em termos de variabilidade, M.O. e CTC formam um grupo intermediário, enquanto areia e argila são pouco afetadas. No presente trabalho, a variabilidade da argila foi bem maior do que a da areia total, concordando com os resultados obtidos por Keisling et al. (1977) e Babalola (1978) e discordando dos de Nielsen et al. (1973) e O'Halloran et al. (1985). Admite-se que a maior

Quadro 1. Medidas descritivas dos dados de variabilidade do solo em um pomar cítrico sob manejo uniforme, em Governador Mangabeira (BA)

Variável	Média	C.V. (%)	Amplitude	Assimetria ⁽¹⁾	Curtose ⁽¹⁾	Distribuição de frequência ⁽²⁾
pH em água	6,6	3,5	1,1	-0,770	3,280	I
pH em CaCl ₂	6,0	5,0	1,4	-0,495	3,394	L
P, mg dm ⁻³	31	33,7	47	0,280	2,463	N
K, mg dm ⁻³	22	38,3	37	1,381	4,547	I
Ca, mmol dm ⁻³	19,8	20,0	16,0	0,469	2,446	L
Mg, mmol dm ⁻³	8,8	18,1	8,3	0,860	4,324	L
Ca + Mg, mmol dm ⁻³	28,6	18,7	23,2	0,530	2,685	L
H + Al, mmol dm ⁻³	7,9	29,8	11,0	1,444	5,062	L
S, mmol dm ⁻³	29,1	18,8	23,6	0,554	2,681	L
CTC, mmol dm ⁻³	37,0	16,5	26,9	0,527	2,608	L
V %	78	7,8	26	-0,987	3,574	L
M.O., g kg ⁻¹	18,7	23,5	19,3	0,368	2,940	L
Ug, kg kg ⁻¹	0,059	17,5	0,045	0,074	2,475	N
Areia total, g kg ⁻¹	873	2,6	122	-1,702	4,910	L
Silte, g kg ⁻¹	49	22,7	43	0,432	2,325	L
Argila, g kg ⁻¹	78	24,9	110	1,703	7,360	L

⁽¹⁾ Assimetria e curtose são adimensionais. ⁽²⁾ N = distribuição normal; L = distribuição lognormal; I = distribuição não definida entre as duas citadas, porém mais aproximada da lognormal.

variabilidade observada para a argila, da mesma forma que para o silte, resulta do transporte seletivo feito pelas enxurradas, depositando-os no microrrelevo superficial, constantemente alterado pelas freqüentes gradagens no pomar. A variabilidade observada para Ug está próxima daquela encontrada por Nielsen et al. (1973) e Babalola (1978).

Como o número de pontos amostrais necessários para estimar o valor de uma propriedade do solo é diretamente proporcional ao seu coeficiente de variação, tal número é elevado para K (59 pontos), P (46), H + Al (36), M.O. (22), silte (21) e argila (25), para a variação aceitável de 10% em torno da média e, portanto, superior à recomendação de 15 a 20 pontos (Comissão Estadual de Fertilidade do Solo, 1989). Usando-se esses números de pontos amostrais, K e P estariam sendo estimados com uma variação de 15 a 20% em torno da média, e H + Al, M.O., silte e argila, de 10 a 15% de variação; para as demais propriedades do solo avaliadas, o número de 15 a 20 pontos amostrais é satisfatório e poderia, mesmo, ser reduzido para algumas delas, como é o caso do pH em água (1 ponto), pH em CaCl_2 (1), areia total (1) e V (2). É

interessante lembrar que nunca se faz uma amostragem em separado para cada uma dessas variáveis, o que significa dizer que a precisão final da estimativa feita após amostragem única depende da variável considerada.

Com exceção de V, que apresentou distribuição aleatória, as demais propriedades mostraram dependência espacial (Figura 1 e Quadro 2), com alcance variando de 18 m (areia total e argila) a 59 m (M.O., Ca, Mg, Ca + Mg e S).

O alcance da dependência espacial representa a distância em que os pontos amostrais estão correlacionados entre si (Journel & Huijbregts, 1991), ou seja, os pontos localizados numa área de raio igual ao alcance são mais homogêneos entre si do que com aqueles localizados fora dessa área.

Segundo McBratney & Webster (1983), o semivariograma deve ser conhecido para permitir a definição de uma ótima intensidade de amostragem. Caso não seja conhecido, recomenda-se uma amostragem sistemática em malha regular, com igual intervalo entre amostras e determinado pelo número

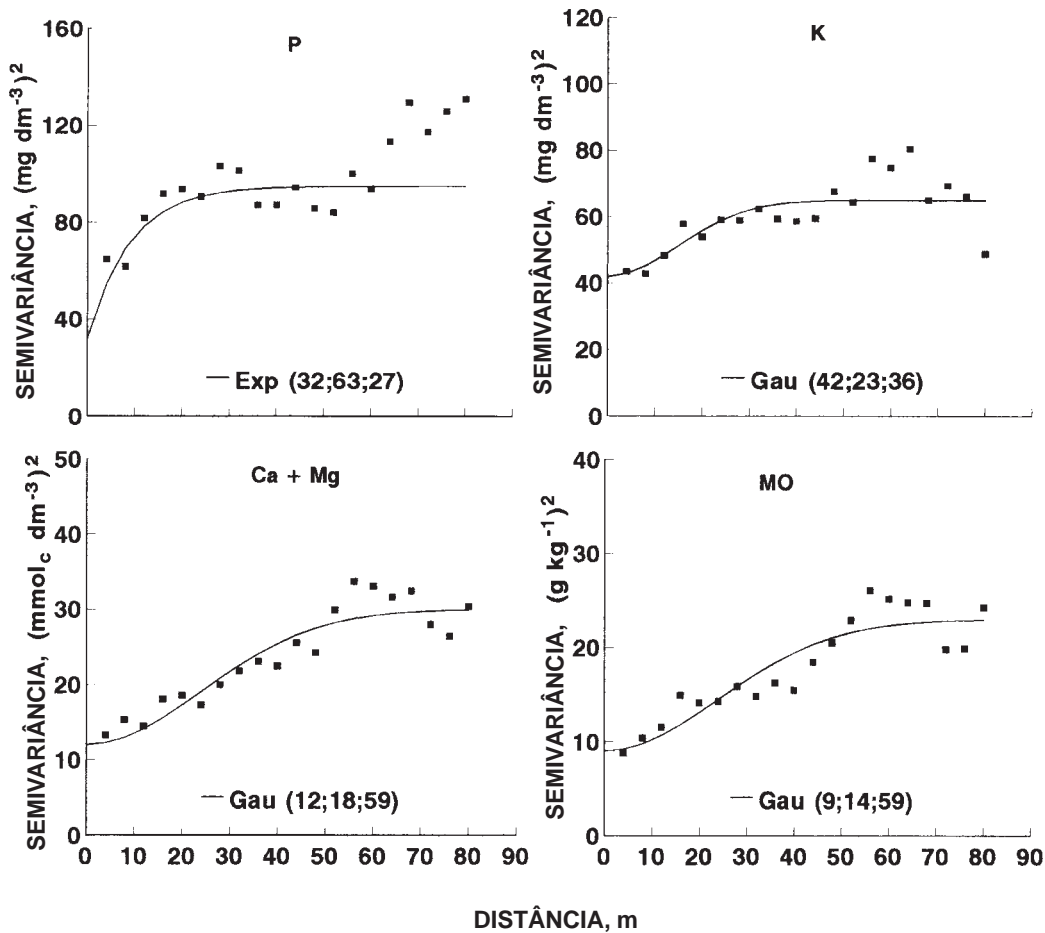


Figura 1. Semivariogramas para P, K, Ca + Mg e M.O., na avaliação da variabilidade do solo em um pomar cítrico sob manejo uniforme, em Governador Mangabeira (BA). As legendas incluem o modelo ajustado aos dados (Sph = modelo esférico e/ou Exp = modelo exponencial e/ou Gau = modelo gaussiano) e, entre parênteses, os parâmetros C_0 , C_1 e alcance da dependência espacial; $C_0 + C_1$ representam o patamar do semivariograma.

Quadro 2. Parâmetros dos modelos dos semivariogramas ajustados aos dados de variabilidade do solo em um pomar cítrico sob manejo uniforme, em Governador Mangabeira (BA)

Variável	Parâmetros dos modelos dos semivariogramas ⁽¹⁾			
	C ₀	C ₁	Alcance	Modelo
			m	
pH em água	0,44	0,56	44	Esférico, escalonado
pH em CaCl ₂	0,44	0,56	44	Esférico, escalonado
Ca	5,0	10,7	59	Esférico
Mg	1,3	1,2	59	Esférico
H + Al	3,4	1,9	22	Gaussiano
S	13,0	18,0	59	Gaussiano
CTC	8,0	30,0	39	Exponencial
V	-	-	-	Efeito pepita puro
Ug	0,000077	0,000033	35	Gaussiano
Areia total	40	620	18	Exponencial
Silte	54	86	56	Esférico
Argila	70	380	18	Esférico

⁽¹⁾ C₀ + C₁ representam o patamar do semivariograma.

de observações que o interessado tenha condições de executar. No entanto, o conhecimento do alcance de dependência espacial permitirá a definição desse intervalo, que deverá ser de, no mínimo, duas vezes o alcance, garantindo, com isso, a independência entre os pontos amostrais e atingindo, ao mesmo tempo, a minimização do erro-padrão da média e do esforço de amostragem e a maximização da sua representatividade. No presente trabalho, isso poderá ser conseguido associando-se os números de pontos amostrais estimados pela estatística clássica com os alcances de dependência espacial calculados por meio da geoestatística.

CONCLUSÕES

1. Das variáveis analisadas, apenas P e Ug seguiram a distribuição normal, seguindo, as demais, a lognormal.

2. Os maiores coeficientes de variação foram observados para K e P (acima de 30%); os menores, para V, pH em CaCl₂, pH em água e areia total (menos de 10%), com as demais variáveis (H + Al, argila, M.O., silte, Ca, S, Ca + Mg, Mg, Ug e CTC) entre 10 e 30%.

3. Com exceção de V, que apresentou distribuição aleatória, as demais propriedades mostraram dependência espacial, com alcances variando de 18 m (areia total e argila) a 59 m (M.O., Ca, Mg, Ca + Mg e S).

4. Em futuras amostragens para avaliação de propriedades do solo em condições semelhantes, sugere-se utilizar malha quadrada suficiente para cobrir toda a área de interesse, com o intervalo de amostragem igual ao alcance de dependência espacial, o que estaria associando menor esforço de amostragem com maior representatividade, além de permitir a interpolação entre pontos amostrais e a elaboração de mapa sobre toda a área.

LITERATURA CITADA

- BABALOLA, O. Spatial variability of soil water properties in tropical soils of Nigeria. *Soil Sci.*, Baltimore, 126:269-279, 1978.
- BECKETT, P.H.T. & WEBSTER, R. Soil variability: a review. *Soils Fert.*, Farnham Royal, 34:1-15, 1971.
- CLINE, M.G. Principles of soil sampling. *Soil Sci.*, Baltimore, 58:275-288, 1944.
- COMISSÃO ESTADUAL DE FERTILIDADE DE SOLO. Manual de adubação e calagem para o Estado da Bahia. 2.ed. Salvador, CEPLAC/EMATERBA/EMBRAPA/EPABA/NITROFÉRTIL, 1989. 173p.
- EMPRESA BRASILEIRA DE PESQUISA ACROPECUÁRIA (EMBRAPA). Serviço Nacional de Levantamento e Conservação dos Solos. Manual de métodos de análise de solo. Rio de Janeiro, 1979. n.p.
- HARRIS, J.A. Practical universality of field heterogeneity as a factor influencing plot yields. *J. Agric. Res.*, Washington, 19:279-314, 1920.
- JOURNAL, A.G. & HUIJBREGTS, C.J. Mining geostatistics. London, Academic Press, 1991. 600p.
- KEISLING, T.C.; DAVIDSON, J.M.; WEEKS, D.L. & MORRISON, R.D. Precision with which selected soil physical parameters can be estimated. *Soil Sci.*, Baltimore, 124:241-248, 1977.
- McBRATNEY, A.B. & WEBSTER, R. How many observations are needed for regional estimation of soil properties? *Soil Sci.*, Baltimore, 135:177-183, 1983.
- MADER, D.L. Soil variability - a serious problem in soil-site studies in the Northeast. *Soil Sci. Soc. Am. Proc.*, Madison, 27:707-709, 1963.
- NIELSEN, D.R.; BIGGAR, J.W. & ERH, K.T. Spatial variability of field-measured soil-water properties. *Hilgardia*, Berkeley, 42:215-259, 1973.

- O'HALLORAN, I.P.; KACHANOSKI, R.G. & STEWART, J.W.B. Spatial variability of soil phosphorus as influenced by soil texture and management. *Can. J. Soil Sci.*, Ottawa, 65:475-487, 1985.
- PIMENTEL-GOMES, F. A estatística moderna na pesquisa agropecuária. Piracicaba, Associação Brasileira para Pesquisa da Potassa e do Fosfato, 1984. 160p.
- SOUZA, L. da S. Variabilidade espacial do solo em sistemas de manejo. Porto Alegre, Faculdade de Agronomia da Universidade Federal do Rio Grande do Sul, 1992. 162p. (Tese de Doutorado)
- SLAY, J.M.; LOCKABY, B.G.; ADAMS, J.C. & VIDRINE, C.G. The influence of pretreatment forest soil variability on interpretation of posttreatment results. *Soil Sci. Soc. Am. J.*, Madison, 50:1594-1597, 1986.
- TRANGMAR, B.B.; YOST, R.S. & UEHARA, G. Application of geostatistics to spatial studies of soil properties. *Adv. Agron.*, New York, 38:45-93, 1985.
- VIEIRA, S.R.; HATFIELD, J.L.; NIELSEN, D.R. & BIGGAR, J.W. Geostatistical theory and application to variability of some agronomical properties. *Hilgardia*, Berkeley, 51:1-75, 1983.