



Revista Brasileira de Ciência do Solo

ISSN: 0100-0683

revista@sbcs.org.br

Sociedade Brasileira de Ciência do Solo  
Brasil

de Oliveira Machado, Leonardo; Quintão Lana, Ângela Maria; Quintão Lana, Regina Maria;  
Guimarães, Ednaldo Carvalho; Ferreira, Carla Virgínia  
VARIABILIDADE ESPACIAL DE ATRIBUTOS QUÍMICOS DO SOLO EM ÁREAS SOB SISTEMA  
PLANTIO CONVENCIONAL  
Revista Brasileira de Ciência do Solo, vol. 31, núm. 3, 2007, pp. 591-599  
Sociedade Brasileira de Ciência do Solo  
Viçosa, Brasil

Disponível em: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=180214055019>

- Como citar este artigo
- Número completo
- Mais artigos
- Home da revista no Redalyc

redalyc.org

Sistema de Informação Científica  
Rede de Revistas Científicas da América Latina, Caribe, Espanha e Portugal  
Projeto acadêmico sem fins lucrativos desenvolvido no âmbito da iniciativa Acesso Aberto

# NOTA

## VARIABILIDADE ESPACIAL DE ATRIBUTOS QUÍMICOS DO SOLO EM ÁREAS SOB SISTEMA PLANTIO CONVENCIONAL<sup>(1)</sup>

Leonardo de Oliveira Machado<sup>(2)</sup>, Ângela Maria Quintão Lana<sup>(3)</sup>, Regina Maria Quintão Lana<sup>(4)</sup>, Ednaldo Carvalho Guimarães<sup>(5)</sup> & Carla Virgínia Ferreira<sup>(6)</sup>

### RESUMO

A variabilidade espacial de atributos químicos de solo foi avaliada em uma lavoura comercial cultivada sob sistema plantio convencional, em Uberlândia (MG), no ano de 2004. O objetivo foi avaliar a distribuição e a dependência espacial dos atributos químicos do solo em uma lavoura sob sistema plantio convencional. A grade de amostragem foi estabelecida na Fazenda Santa Rosa, sendo o solo classificado como Latossolo Vermelho textura muito argilosa (680 g kg<sup>-1</sup> de argila). Coletaram-se dados do solo, dispostos segundo uma malha de 121 pontos amostrais, espaçados de 50 m, analisados por meio da geoestatística, na profundidade de 0–0,2 m. Foram determinados o pH em água; P e K disponíveis; Ca, Mg e Al trocáveis, H + Al, B, Cu, Fe, Mn, Zn, S e MO. Calcularam-se a saturação por bases (V %), CTC total (T) e soma de bases (SB). Os dados foram avaliados por estatística descritiva e pela análise de dependência espacial, com base no ajuste de semivariogramas. A maioria dos atributos apresentou coeficiente de variação (CV) alto, sendo o maior encontrado para P, 73,51 %, e o menor, para pH em água, 5,96 %. A grande maioria dos atributos avaliados mostrou dependência espacial, a qual foi classificada como moderada e forte. A maioria dos dados se ajustou ao semivariograma de modelo gaussiano.

**Termos de indexação:** dependência espacial, modelos de semivariogramas, técnicas para amostragem de solo, agricultura de precisão.

---

<sup>(1)</sup> Recebido para publicação em março de 2006 e aprovado em fevereiro de 2007.

<sup>(2)</sup> Engenheiro-Agrônomo, Universidade Federal de Uberlândia – UFU. Av. Amazonas, s/n, Bloco 4C, Sala 102, Campus Umuarama, CEP 38700-734 Uberlândia (MG). E-mail: leonardo\_machado2000@yahoo.com.br

<sup>(3)</sup> Professora Associada, Dra. em Genética, Universidade Federal de Minas Gerais – UFMG. Av. Antônio Carlos 6627, Campus Pampulha, CEP 31270-901 Belo Horizonte (MG). E-mail: lana@vet.ufmg.br

<sup>(4)</sup> Professora Titular, Dra. em Solos e Nutrição de plantas, Curso de Agronomia, UFU. E-mail: rmqlana@iciag.ufu.br

<sup>(5)</sup> Professor, Dr. em Matemática, UFU. E-mail: ecg@ufu.br

<sup>(6)</sup> Graduada em Agronomia, UFU. E-mail: carla\_agro@yahoo.com.br

# SUMMARY: SPATIAL VARIABILITY OF SOIL CHEMICAL ATTRIBUTES IN AREAS MANAGED UNDER CONVENTIONAL TILLAGE

*The spatial variability of soil chemical attributes was evaluated in a commercial plantation under conventional soil tillage in Uberlândia, state of Minas Gerais, Brazil, in 2004. The sampling grid was the Santa Rosa Farm, where the soil is classified as very clayey Red Latosol (680 g kg<sup>-1</sup> clay). The objective was to evaluate the spatial distribution and dependence of the soil chemical attributes in a plantation under conventional soil tillage. For this purpose, soil data were collected from a grid of 121 sampling points in the 0–0.2 m layer, spaced 50 m apart, and analyzed by means of geostatistics. The following soil attributes were assessed: soil pH<sub>water</sub>; phosphorus and available potassium; calcium, magnesium and exchangeable aluminum; H + Al; boron; copper; iron, manganese; zinc; sulphur and organic matter. The values of base saturation (V %), total CEC (T) and sum of bases (SB) were also computed. The data were evaluated by descriptive statistics and spatial dependence analysis, through the adjustment of semivariograms. The variation coefficient (CV) of most attributes was high; the highest one was found for phosphorus (73.51 %) and the lowest for soil pH<sub>water</sub> (5.96 %). The majority of the evaluated attributes presented moderate and strong spatial dependence. Additionally, most of the data adjusted to the Gaussian semivariogram model.*

*Index terms: spatial dependence, models of semivariograms, techniques for soil sampling, precision agriculture.*

## INTRODUÇÃO

O planeta Terra levou 1.830 anos para atingir 1 bilhão de habitantes, 100 anos para chegar a 2 bilhões, 30 anos para alcançar 3 bilhões e mais 40 anos para atingir 6,5 bilhões de habitantes; para o ano 2025, espera-se a marca de 8,5 bilhões. Para que esse crescente número de pessoas seja alimentado, estima-se que seria necessário aumento de 60 % da produtividade e incorporação de 200 milhões de novos hectares ao processo produtivo. A obtenção de uma ou de ambas as alternativas é incerta e dependente da evolução da pesquisa agropecuária.

A falta do adequado conhecimento nos diferentes ecossistemas, com conseqüente utilização de técnicas inadequadas na área agrícola, tem contribuído para a perda de competitividade econômica nesse setor. Assim, é necessária a adoção de um desenvolvimento sustentável, que utilize técnicas avançadas, com o objetivo de diminuir as diferenças entre as produtividades experimental e real.

Na agricultura brasileira, atualmente, grandes áreas são consideradas homogêneas; nelas a necessidade média de utilização dos insumos promove o uso de doses iguais de fertilizantes, desconsiderando a variabilidade espaço-temporal, podendo sobrecarregar uma gleba que é fértil e não atingir níveis ótimos para uma alta produtividade em outras glebas deficientes. Como conseqüência, há desbalanço no uso de fertilizantes, comprometendo o rendimento das lavouras e tornando alto o custo de produção. Essa condição pode ocasionar menor produção da área e maior impacto ambiental. Se essa variabilidade

especial de atributos químicos puder ser medida e registrada, essas informações poderão ser usadas para otimizar as aplicações em cada ponto, aumentando a produtividade e diminuindo problemas ambientais.

Ao contrário da tradicional, a agricultura de precisão prioriza a variabilidade espacial e temporal das necessidades de aplicação de insumos durante todo o processo produtivo. Para que esse sistema tenha sucesso, surge a utilização de técnicas avançadas e a obtenção e interpretação da maior quantidade de informações possíveis sobre o processo.

McGraw (1994) observou que, em 48 das 50 propriedades cultivadas com milho, os ganhos com o manejo georreferenciado da fertilidade do solo variam de 5 a 100 US\$ ha<sup>-1</sup>.

Um sistema agrícola que adote a agricultura de precisão requer três subsistemas: sensoriamento (levantamento dos dados), gerenciamento (tomada de decisão) e controle (manipulação dos dados). Embora todos sejam imprescindíveis, o sensoriamento é o mais importante deles (Schueller, 2000). Dessa forma, o estudo da variabilidade espacial, com a finalidade de sensoriamento da área, torna-se parte essencial da agricultura de precisão.

Santos et al. (1998) avaliaram o emprego dos testes de comparação de médias em publicações nos anos de 1980 a 1994. Os autores concluíram que 57 % dos artigos publicados utilizaram o teste de comparação de médias de maneira adequada; 31 %, de forma inadequada, e 11 %, parcialmente adequada. Boa parte dos artigos foi analisada estatisticamente de forma inadequada.

Os princípios básicos da experimentação, estabelecida por meio do método estatístico clássico, consideram que a variabilidade do solo ocorre de forma inteiramente aleatória, admitindo-se que seus atributos apresentem distribuição de frequência normal (Santos & Vasconcelos, 1987). Entretanto, os atributos do solo apresentam intensa dependência espacial, necessitando, portanto, de uma análise geoestatística.

A geoestatística – ferramenta estatística utilizada para estudar a variabilidade espacial – possibilita a interpretação dos resultados com base na estrutura da variabilidade natural dos atributos avaliados, considerando a dependência espacial dentro do intervalo de amostragem. O estudo da variabilidade espacial pode ser feito em grandes áreas, abrangendo diversos tipos de solo (Berg & Klamt, 1997; Couto et al., 2000), e em áreas menores (Albuquerque et al., 1996; Bertolani & Vieira, 1997; Souza et al., 1998; Oliveira et al., 1999).

Considerando o sistema de cultivo convencional, o qual mobiliza mais intensivamente o solo e proporciona distribuição mais uniforme de nutrientes, principalmente na camada arável (Eltz et al., 1989), seria mais realista proceder à amostragem de solo para avaliação de fertilidade na profundidade de 0 a 20 cm.

Para representar a variabilidade espacial de uma área, uma das maneiras mais utilizadas é por meio de mapas de isolinhas (Burgess & Webster, 1980). No entanto, para construção desses mapas é necessário que a variável a ser representada seja conhecida, bem como sua distribuição. Na análise de variabilidade espacial, a maneira mais usual de representação é utilizando técnicas de geoestatística (Vieira et al., 1983).

O objetivo deste trabalho foi caracterizar a variabilidade espacial de atributos químicos, pelo estudo de alcance da dependência espacial, com sua amplitude de variância e o tipo de distribuição de frequência, em um solo sob sistema de cultivo convencional.

## MATERIAL E MÉTODOS

O experimento foi realizado na Fazenda Santa Rosa (Figura 1), situada entre as coordenadas geográficas 18 ° 55 ' S e 48 ° 16 ' W, localizada no município de Uberlândia-MG, onde foi feito o plantio de algodão em sistema plantio convencional. O solo é um Latossolo Vermelho A moderado textura argilosa (680 g kg<sup>-1</sup>). O clima da região é do tipo Cwa, tropical úmido com estação seca, com verões quentes, tendência de concentração das chuvas nos meses de verão, segundo classificação de Köppen, com regime de chuva de aproximadamente 1.200–1.500 mm ano<sup>-1</sup>.

As áreas foram amostradas da seguinte maneira: (1) na Fazenda Santa Rosa, foi feito um *grid* retangular

uniforme, tendo 50 por 50 m de distância entre um ponto de amostragem e outro, totalizando 121 pontos. Em cada ponto foi coletada uma amostra de solo. A coleta foi efetuada com enxada, e cada amostra foi retirada de maneira uniforme em volume e profundidade. As amostras foram retiradas em um profundidade de 20 cm (Figura 1); e (2) as amostras foram submetidas às análises químicas de macronutrientes (P, K, S, Ca e Mg), teor de MO, concentração de Al, capacidade de troca catiônica (CTC), soma de bases (SB), saturação por bases (V %), delta pH (diferença entre o pH em água e o pH em KCl), assim como os teores de B, Zn, Cu, Mn e Fe.

Os resultados foram submetidos à análise estatística descritiva, obtendo-se média, mediana, mínimo, máximo, desvio-padrão, coeficiente de variação, assimetria e curtose.

A geoestatística foi usada para avaliar a variabilidade espacial dos atributos estudados, segundo Vieira et al. (1983). Para se fazer a análise geoestatística, foi necessário saber se havia dependência espacial ou não dos atributos estudados, o que pode ser verificado por meio do gráfico do semivariograma.

O semivariograma é uma representação gráfica entre a semivariância  $\gamma(h)$ , representada na coordenada Y, em função de uma determinada distância ( $h$ ), representada na coordenada X. O semivariograma pode ser estimado pela seguinte equação:

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

em que  $N(h)$  representa o número de pares de valores medidos,  $Z(x_i)$  e  $Z(x_i + h)$ , separados por uma determinada distância ( $h$ ). Os valores de  $Z$  podem ser qualquer um dos parâmetros estudados, enquanto os valores de  $x_i$  e  $x_i + h$  são definidos de acordo com as posições dos pontos amostrais no campo.

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11
A	•	•	•	•	•	•	•	•	•	•	•
B	•	•	•	•	•	•	•	•	•	•	•
C	•	•	•	•	•	•	•	•	•	•	•
D	•	•	•	•	•	•	•	•	•	•	•
E	•	•	•	•	•	•	•	•	•	•	•
F	•	•	•	•	•	•	•	•	•	•	•
G	•	•	•	•	•	•	•	•	•	•	•
H	•	•	•	•	•	•	•	•	•	•	•
I	•	•	•	•	•	•	•	•	•	•	•
J	•	•	•	•	•	•	•	•	•	•	•
K	•	•	•	•	•	•	•	•	•	•	•

Figura 1. Croqui do *grid* de amostragem.

Após o cálculo do semivariograma, os valores de semivariância  $\gamma(h)$  e da distância ( $h$ ) foram dispostos em gráficos de dispersão, tendo como valores de  $Y$  as semivariâncias, e de  $X$ , as distâncias. Neste gráfico, deve-se ajustar uma função matemática, utilizando alguns parâmetros, a saber: efeito pepita ( $C_0$ ); é o valor da semivariância, quando a distância é igual a 0 (zero); patamar ( $C_0 + C_1$ ); à medida que a distância aumenta, também aumenta o valor da semivariância, até um valor máximo, no qual ela se estabiliza, denominado alcance ( $a$ ) e é a distância-limite de dependência espacial, que representa o raio de um círculo, em que os valores são tão semelhantes que se tornam correlacionados (Vieira, 1997).

Foram testados semivariogramas dos tipos esférico, exponencial, linear sem patamar, linear com patamar e gaussiano.

Quando houve dependência espacial, ou seja, quando a função  $\gamma(h)$  foi dependente da distância ( $h$ ), os valores vizinhos foram semelhantes, possibilitando estimar valores para locais onde os atributos não foram medidos.

Foram estimados os mapas de krigagem de todos os atributos químicos, na profundidade estudada.

## RESULTADOS E DISCUSSÃO

De acordo com as médias dos valores obtidos nas análises, pode-se considerar que a área amostrada da Fazenda Santa Rosa apresenta de boa a média fertilidade, pois mostra apenas uma classificação muito baixa para o teor de Mn, o que é justificado pelo manejo adotado pelo proprietário, já que a aplicação desse nutriente é feita por via foliar (Quadro 1). Não foram encontrados teores significativos de Al no solo.

O maior coeficiente de variação (CV) foi encontrado para o P (73,51 %). Esse efeito se deve à grande variação dos teores desse nutriente na área amostrada. De acordo com Warrick & Nielsen (1980), as variáveis Ca, Mg, soma de bases, CTC efetiva, saturação por bases, S, B, Cu, Mn e Fe apresentaram CV médio (52,50 a 30,17 %), enquanto pH em água, K, H + Al, CTC total, MO e Zn apresentaram CV baixo (27,19 a 5,96 %). Schlindwein & Anghinoni (2000) verificaram CV alto para as variáveis P e K e baixo para pH em água, índice SMP (H + Al) e matéria orgânica. O valor alto do teor de P pode ser atribuído ao modo de aplicação contínua desse nutriente – mecanicamente e na linha de plantio – e também à sua baixa mobilidade no solo. Beckett & Webster (1971)

**Quadro 1. Valores de média, mediana (Med), desvio-padrão ( $\sigma$ ), coeficiente de variação (CV), curtose (Curt), assimetria (Ass), valor máximo (Mx) e valor mínimo (Mn) dos atributos do solo**

Atributo	Média	Med	$\sigma$	CV	Curt	Ass	Mx	Mn
pH água 1:1	5,96	5,93	0,36	5,96	-0,21	0,14	7,01	5,05
P (mg dm <sup>-3</sup> )	17,31	12,60	12,70	73,51	2,23	1,52	69,10	2,80
K (mg dm <sup>-3</sup> )	110,60	104,50	30,06	27,19	0,02	0,51	199,70	44,40
Ca <sup>2+</sup> (cmol <sub>c</sub> dm <sup>-3</sup> )	1,76	1,60	0,77	43,60	0,76	1,18	3,80	0,50
Mg <sup>2+</sup> (cmol <sub>c</sub> dm <sup>-3</sup> )	0,46	0,40	0,24	52,50	-0,58	0,62	1,00	0,10
H + Al (cmol <sub>c</sub> dm <sup>-3</sup> )	3,46	3,50	0,73	21,11	-0,28	0,18	5,60	1,70
SB (cmol <sub>c</sub> dm <sup>-3</sup> )	2,33	1,97	1,01	43,80	0,13	0,96	5,00	0,61
t (cmol <sub>c</sub> dm <sup>-3</sup> )	2,51	2,21	0,96	38,34	0,12	0,89	4,97	0,82
T (cmol <sub>c</sub> dm <sup>-3</sup> )	5,97	5,69	1,06	17,77	0,11	0,92	8,74	4,07
V (%)	38,17	38,87	11,78	30,87	-0,66	0,12	64,15	9,71
MO (dag kg <sup>-1</sup> )	3,08	3,30	0,79	25,72	-0,40	-0,72	4,40	1,20
S (mg dm <sup>-3</sup> )	18,97	19,40	8,73	46,16	0,09	0,39	48,00	3,00
B (mg dm <sup>-3</sup> )	0,35	0,33	0,11	31,11	1,76	0,97	0,76	0,16
Cu (mg dm <sup>-3</sup> )	1,32	1,30	0,40	30,17	13,80	2,48	3,09	0,70
Fe (mg dm <sup>-3</sup> )	35,80	36,00	8,56	23,91	0,09	0,20	64,00	1,40
Mn (mg dm <sup>-3</sup> )	2,80	2,60	0,97	34,83	0,76	0,89	5,80	1,00
Zn (mg dm <sup>-3</sup> )	3,51	3,70	1,23	31,93	-0,07	0,03	6,50	0,70

P, K (HCl 0,05 mol L<sup>-1</sup> + H<sub>2</sub>SO<sub>4</sub> 0,025 mol L<sup>-1</sup>); Al<sup>3+</sup>, Ca<sup>2+</sup>, Mg<sup>2+</sup> = (KCl mol L<sup>-1</sup>); MO = (Walkley-Black); SB = soma de bases; t = CTC efetiva; T = CTC a pH 7,0/V = Sat. por bases. B = [BaCl<sub>2</sub>.2H<sub>2</sub>O a 0,125 % a quente]; Cu, Fe, Mn, Zn = [DTPA 0,005 mol L<sup>-1</sup> + CaCl 0,01 mol L<sup>-1</sup> + TEA 0,1 mol L<sup>-1</sup> a pH 7,3]; S-SO<sub>4</sub><sup>2-</sup> = Ca (H<sub>2</sub>PO<sub>4</sub>)<sub>2</sub> 0,01 mol L<sup>-1</sup>.

afirmam que P, K, Ca e Mg são atributos do solo muito alterados pelo manejo, em se tratando de variabilidade, e que MO e CTC total formam um grupo intermediário.

Os atributos P, K, soma de bases e S apresentaram grande diferença entre os valores da média e os da mediana. Praticamente todas as variáveis mostraram assimetria positiva, sendo a MO o único atributo do solo que apresentou simetria de -0,72. Isso mostra que a maioria dos dados tende a apresentar distribuição normal, ou seja, normalidade, e isso facilita o ajuste dos semivariogramas.

No quadro 2 encontram-se o efeito pepita, o patamar, o alcance, os modelos de semivariograma ajustados aos dados experimentais, bem como a relação efeito pepita/patamar e o grau de dependência espacial dos atributos químicos do solo.

A análise geoestatística mostrou que as variáveis P, K, Fe, B, Mn e Zn não apresentaram dependência espacial, que é denominado efeito pepita puro. Trata-se de uma indicação clara de que esses atributos são espacialmente independentes, apresentam distribuição casual ou de que o espaçamento de amostragem usado é maior que o necessário para revelar a dependência espacial e de que a única estatística aplicável é a clássica (Silva et al., 1989).

O efeito pepita puro é importante e indica variabilidade não explicada, podendo ser decorrente de erros de medidas ou microvariações não detectadas, considerando a distância de amostragem utilizada (Cambardella et al., 1994; Paz et al., 1995; Salviano et al., 1998); é necessário, portanto, menor distância entre os pontos de amostragem para se detectar a dependência.

Os atributos que mostraram dependência espacial ajustaram-se ao modelo exponencial para Cu, MO, S e saturação por bases. Para as variáveis pH em água e H + Al, foi ajustado o modelo esférico. O modelo gaussiano foi ajustado para as variáveis CTC total, CTC efetiva,  $\text{Ca}^{2+}$ ,  $\text{Mg}^{2+}$  e soma de bases.

De acordo com o critério de Cambardella et al. (1994), somente as variáveis pH em água,  $\text{Mg}^{2+}$ , saturação por bases, MO e Cu mostraram forte dependência espacial; já as demais apresentaram moderada dependência espacial. Isso demonstra que os semivariogramas explicam a maior parte da variância dos dados.

Um parâmetro importante no estudo dos semivariogramas é o alcance, que significa a distância máxima em que uma variável está correlacionada espacialmente, ou seja, determinações realizadas a

**Quadro 2. Coeficientes (efeito pepita, patamar e alcance), relação efeito pepita/patamar, classificação de dependência (Classif.) e modelos dos semivariogramas ajustados aos dados experimentais**

Atributo	Co <sup>(1)</sup>	C <sub>1</sub> + Co <sup>(2)</sup>	Alcance	Co/C <sub>1</sub> + Co	Classificação	Modelo
			m	%		
pH água 1:1	0,0730	0,1242	150	12,48	Forte	Esférico
P (mg dm <sup>-3</sup> )	161,37	161,37	-	-	-	Linear
K (mg dm <sup>-3</sup> )	914,14	914,14	-	-	-	Linear
Ca (cmol <sub>e</sub> dm <sup>-3</sup> )	0,1667	0,3636	83	45,85	Moderada	Gaussiano
Mg (cmol <sub>e</sub> dm <sup>-3</sup> )	0,0201	0,1306	412	16,08	Forte	Gaussiano
H + Al (cmol <sub>e</sub> dm <sup>-3</sup> )	0,1708	0,5275	116	32,35	Moderada	Esférico
SB (cmol <sub>e</sub> dm <sup>-3</sup> )	0,3020	2,4200	489	46,90	Moderada	Gaussiano
t (cmol <sub>e</sub> dm <sup>-3</sup> )	0,2956	0,9441	232	31,30	Moderada	Gaussiano
T (cmol <sub>e</sub> dm <sup>-3</sup> )	0,4470	1,5450	311	28,93	Moderada	Gaussiano
V (%)	29,301	132,69	376	22,08	Forte	Exponencial
MO (dag.kg <sup>-1</sup> )	0,0233	0,6399	65	3,63	Forte	Exponencial
S (mg dm <sup>-3</sup> )	34,795	74,193	259	46,90	Moderada	Exponencial
B (mg dm <sup>-3</sup> )	0,0119	0,0119	-	-	-	Linear
Cu (mg dm <sup>-3</sup> )	0,0253	0,1329	48	19,05	Forte	Exponencial
Fe (mg dm <sup>-3</sup> )	69,151	69,151	-	-	-	Linear
Mn (mg dm <sup>-3</sup> )	0,9570	0,9570	-	-	-	Linear
Zn (mg dm <sup>-3</sup> )	1,2430	1,2430	-	-	-	Linear

<sup>(1)</sup> Co: efeito pepita. <sup>(2)</sup> C<sub>1</sub> + Co: patamar.



distâncias maiores que o alcance têm distribuição aleatória e, por isso, são independentes entre si, devendo ser aplicada a estatística clássica. O alcance de um atributo garante que todos os vizinhos – dentro de um círculo com esse raio – são tão similares que podem ser usados para estimar valores para qualquer ponto entre eles. O menor valor de alcance foi de 48 para o Cu, e o maior, para a soma de bases. Os outros podem ser divididos em dois grupos com alcances

próximos: Mg, CTC total, CTC efetiva, saturação por bases e S apresentaram alcance entre 412 e 232 m; e pH em água, H + Al, Ca e MO, entre 150 e 65 m.

Na figura 2 encontram-se os semivariogramas dos atributos químicos avaliados para a profundidade de 0–20 cm. Na figura 3 estão os mapeamentos dos atributos químicos do solo, obtidos pelo processo de krigagem, ferramentas essenciais para se estabelecer o manejo ideal para cada nutriente.

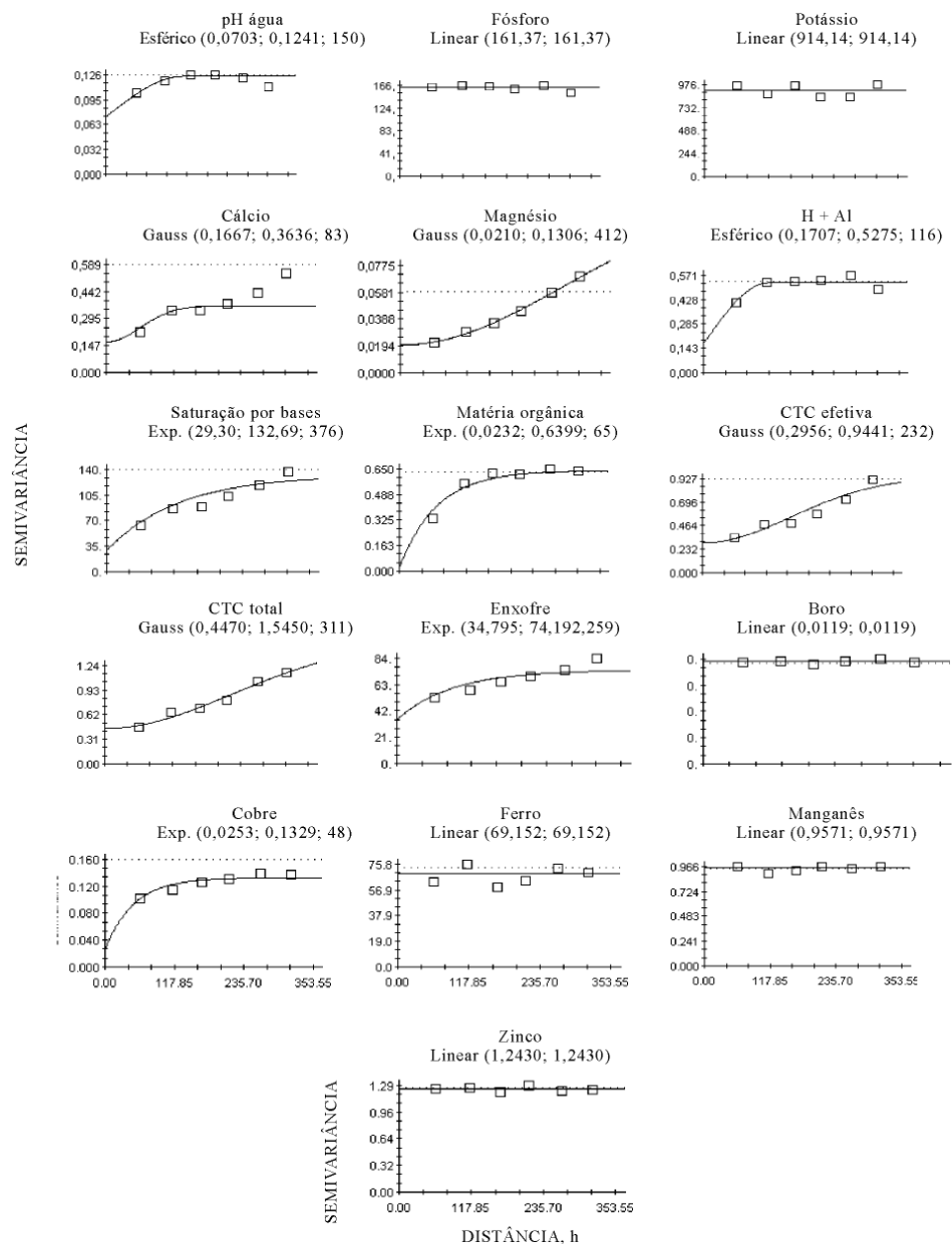


Figura 2. Semivariogramas dos atributos químicos do solo, na profundidade de 0-20 cm (valores entre parênteses são, respectivamente, efeito pepita, patamar e alcance, para todos os modelos dos semivariogramas, exceto para o modelo linear, o qual apresenta somente o efeito pepita e o patamar).

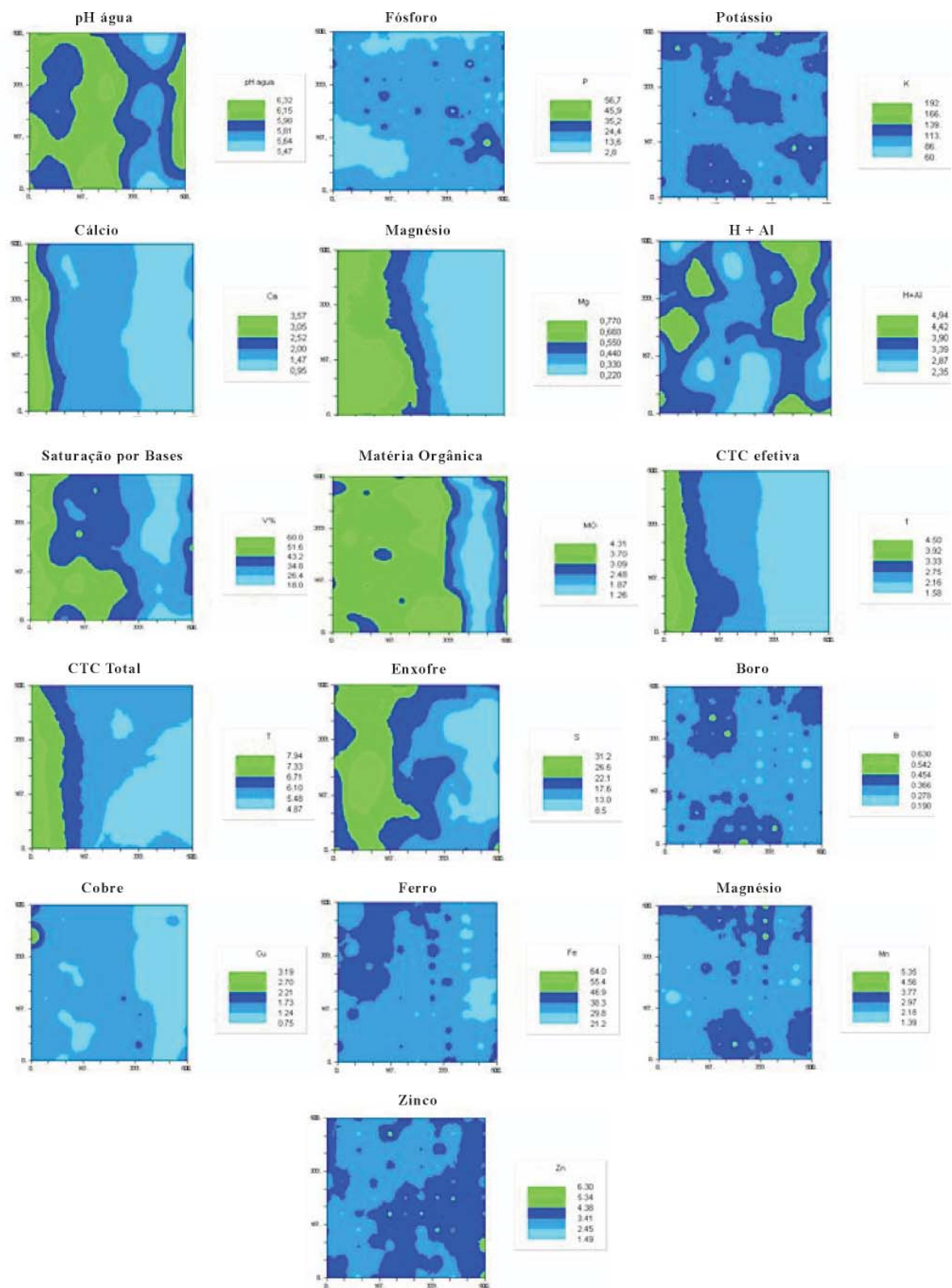


Figura 3. Mapas de variabilidade espacial dos atributos químicos estudados, na profundidade de 0-20 cm.



Nesses mapas, pode-se visualizar na área amostrada a distribuição espacial de todos os atributos avaliados. A krigagem nada mais é que a interpolação das informações geradas pelo semivariograma. Fica evidente o fato de o manejo do solo (adubação e calagem) interferir na distribuição espacial de seus atributos químicos. Os mapas de Ca e Mg se mostram semelhantes, pelo fato de esses nutrientes terem a mesma origem: o calcário.

Os mapas são partes fundamentais da agricultura de precisão, pois eles são posteriormente geoprocessados, com a finalidade de buscar uma adubação mais correta e econômica.

### CONCLUSÕES

1. A maioria dos atributos mostrou coeficiente de variação (CV) alto, sendo o maior valor encontrado no P, 73,51 %, e o menor, no pH em água, 5,96 %.
2. A grande maioria dos atributos avaliados apresentou dependência espacial, a qual pode influenciar a amostragem desses atributos e o manejo adequado da adubação.
3. O maior alcance registrado para os atributos em que se encontrou dependência espacial foi de 489 m, na variável soma de bases (SB), e o menor, de 48 m, para o Cu.
4. Para todos os atributos que apresentaram dependência espacial, esta foi classificada como moderada e forte.
5. A maioria dos dados se ajustou ao semivariograma de modelo gaussiano, seguido do exponencial e do esférico.

### LITERATURA CITADA

- ALBURQUERQUE, J.A.; REINERT, D.J. & FIORIN, J.E. Variabilidade de solo e planta em Podzólico Vermelho-Amarelo. R. Bras. Ci Solo, 20:151-157, 1996.
- BECKETT, P.H.T. & WEBSTER, R. Soil variability: A review. Soils Fert., 34:1-15, 1971.
- BERG, M.V.D. & KLAMT, E. Variabilidade especial de características de solo na região do Planalto Médio, RS: I. Análise de variância por amostragem aninhada. R. Bras. Ci. Solo, 21:393-399, 1997.
- BERTOLANI, F.C. & VIEIRA, S.R. Variabilidade espacial da taxa de infiltração de água e espessura do horizonte A, em um Argilossolo Vermelho-Amarelo, sob diferentes usos. R. Bras. Ci. Solo, 2:393-399, 1997.
- BURGESS, T.M. & WEBSTER, R. Optimal interpolation and isarithmic mapping of soil properties. In: BURGESS, T.M. & WEBSTER, R., eds. The semivariogram and punctual kriging. J. Soil Sci., 31:315-331, 1980.
- CAMBARDELLA, C.A.; MOORMAN, T.B.; NOVAK, J.M.; PARKIN, T.B.; KARLEN, D.L.; TURCO, R.F. & KONOPKA, A.E. Field-scale variability of soil properties in central Iowa soils. Soil Sci. Soc. Am. J., 58:1501-1511, 1994.
- COUTO, E.G.; KLAMT, E. & STEIN, A. Estimativa do teor de argila e de potássio trocável em solo esparsamente amostrado no sul do Estado de Mato Grosso. R. Bras. Ci. Solo, 24:129-140, 2000.
- ELTZ, F.L.P.; PEIXOTO, R.T.G. & JASTER, F. Efeito de sistemas de preparo do solo nas propriedades físicas e químicas de um Latossolo Brunoálico. R. Bras. Ci. Solo, 13:259-267, 1989.
- MCGRAW, T. Soil test level variability in southern Minnesota. Better Crops Plant Food, 78:24-25, 1994.
- OLIVEIRA, J.J.; CHAVES, L.H.G.; QUEIROZ, J.E. & LUNA, J.G. Variabilidade espacial de propriedades químicas em um solo salino-sódico. R. Bras. Ci. Solo, 23:783-789, 1999.
- PAZ, A.; TABOADA, M.T. & GOMEZ, M.J. Spatial variability in topsoil micronutrient contents in a one-hectare cropland plot. Comm. Soil Sci. Plant Anal, 3:479-503, 1996.
- SALVIANO, A.A.C.; VIEIRA, S.R. & SPAROVEK, G. Variabilidade espacial de atributos de solo e de *Crotalaria juncea* L. em área severamente erodida. R. Bras. Ci. Solo, 22:115-122, 1998.
- SANTOS, H.L. & VASCONCELOS, C. Determinação do número de amostras de solo para análise química em diferentes condições de manejo. R. Bras. Ci. Solo, 11:97-100, 1987.
- SANTOS, J.W.; MOREIRA, J.A.N. & BELTRÃO, N.E.M. Avaliação do emprego dos teste de comparação de médias na revista Pesquisa Agropecuária Brasileira (PAB) de 1980 a 1994. Pesq. Agropec. Bras., 33:225-230, 1998.
- SCHILINDWEIN, J.A. & ANGHINONI, I. Variabilidade especial de atributos de fertilidade e amostragem de solo no sistema plantio direto. R. Bras. Ci. Solo, 24:85-91, 2000.
- SCHUELLER, J.K. O estudo da arte da agricultura de precisão nos EUA. In: SIMPÓSIO SOBRE AGRICULTURA DE PRECISÃO, 2., Piracicaba, 2000. Anais. Piracicaba, Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, 2000. p.8-16.
- SILVA, A.P.; LIBARDI, P.L. & VIEIRA, S.R. Variabilidade espacial da resistência a penetração de um Latossolo Vermelho-Escuro ao longo de uma transeção. R. Bras. Ci. Solo, 13:1-5, 1989.
- SNEDECOR, G.W. & COCHRAN, W.G. Statistical methods. 6.ed. Ames, Iowa State University Press, 1967. 593p.
- SOUZA, L.S.; COGO, N.P. & VIEIRA, S.R. Variabilidade de fósforo, potássio e matéria orgânica no solo em relação a sistema de manejo. R. Bras. Ci. Solo, 22:77-86, 1998.
- VIEIRA, S.R. Variabilidade espacial de argila, silte e atributos químicos em uma parcela experimental de um Latossolo Roxo de Campinas, SP. Bragantia, 56:181-190, 1997.

- VIEIRA, S.R.; DE MARIA, I.C.; LOMBARDI NETO, F.; DECHEN, S.C.F. & CASTRO, O.M. Caracterização da variabilidade espacial de propriedades físicas. In: LOMBARDI NETO, F. & CAMARGO, O.A., coords. Microbacia do córrego São Joaquim (Pirassununga, SP). Campinas, Instituto Agrônômico, 1991 p.41-51. (Documentos IAC, 29)
- 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.
- 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.