

# SEÇÃO VI - MANEJO E CONSERVAÇÃO DO SOLO E DA ÁGUA

## VARIABILIDADE ESPACIAL DE ATRIBUTOS DO SOLO PARA ADOÇÃO DO SISTEMA DE AGRICULTURA DE PRECISÃO NA CULTURA DE CANA-DE-AÇÚCAR<sup>(1)</sup>

J. E. CORÁ<sup>(2)</sup>, A. V. ARAUJO<sup>(3)</sup>, G. T. PEREIRA<sup>(4)</sup> & J. M. G. BERALDO<sup>(5)</sup>

### RESUMO

O objetivo do presente trabalho foi avaliar a variabilidade espacial de atributos de Latossolos sob cultivo de cana-de-açúcar na região de Jaboticabal (SP). Foram feitas amostragens do solo a intervalos regulares de 50 m, em uma área de 90 ha, nas profundidades de 0,00–0,20 e 0,60–0,80 m para determinação de pH, CTC, V % e teores de matéria orgânica, P, K<sup>+</sup>, Ca<sup>2+</sup>, Mg<sup>2+</sup>, H + Al e argila. Os dados foram submetidos às análises: estatística descritiva, geoestatística e interpolação por krigagem. Os alcances de dependência espacial para os atributos químicos do solo e teores de argila na camada de 0,60–0,80 m de profundidade foram menores, quando comparados àqueles referentes à camada de 0,00–0,20 m. Estes resultados demonstraram maior descontinuidade na distribuição espacial dos atributos do solo na camada de 0,60–0,80 m de profundidade dos Latossolos, indicando que essa classe de solos não apresentou homogeneidade de seus atributos como conceituadamente a ela foi atribuída. O manejo no solo alterou a dependência espacial dos atributos do solo na camada superficial de forma a diminuir a variabilidade espacial dos atributos químicos do solo em relação à camada mais profunda. A investigação da variabilidade espacial de atributos químicos e do teor de argila da camada superficial e subsuperficial dos solos proporcionou condições para a definição de zonas homogêneas de manejo, o que permite a adoção do sistema de agricultura de precisão.

**Termos de indexação:** manejo do solo, geoestatística, krigagem, argila do solo.

---

<sup>(1)</sup> Parte da Tese de Mestrado do segundo autor, apresentado ao Curso de Pós-Graduação em Agronomia, Ciência do Solo, Departamento de Solos e Adubos, Faculdade de Ciências Agrárias e Veterinárias – UNESP/Campus de Jaboticabal (SP). Recebido para publicação em maio 2003 e aprovado em outubro 2004.

<sup>(2)</sup> Professor do Departamento de Solos e Adubos da Faculdade de Ciências Agrárias e Veterinárias – UNESP. Via de Acesso Prof. Paulo Donato Castellane s/n, CEP 14884-900 Jaboticabal (SP). E-mail: cora@fcav.unesp.br

<sup>(3)</sup> Professora da Universidade Estadual do Mato Grosso do Sul – UEMT. Rodovia MS 306 Km 6,4, CEP 79540-000 Cassilândia (MS). E-mail: anamari.v@uol.com.br

<sup>(4)</sup> Professor do Departamento de Ciências Exatas da Faculdade de Ciências Agrárias e Veterinárias, UNESP. E-mail: generta@fcav.unesp.br

<sup>(5)</sup> Mestrando do Curso de Pós-Graduação em Produção Vegetal da Faculdade de Ciências Agrárias e Veterinárias, UNESP. Bolsista da CAPES. E-mail: jberaldo@terra.com.br

**SUMMARY: ASSESSMENT OF SPATIAL VARIABILITY OF SOIL ATTRIBUTES AS A BASIS FOR THE ADOPTION OF PRECISION AGRICULTURE IN SUGARCANE PLANTATIONS**

*The spatial variability of physical and chemical attributes of Latosols (Oxisols) cultivated with sugarcane was assessed. The study was carried out in a 90 ha area in the surroundings of Jaboticabal, São Paulo State, Brazil (21° 15' S and 48° 18' W). A 50 m regular grid was projected onto the experimental area. Soil samples were obtained at each 50 m grid point (421 points) from the 0 to 0.20 m and from the 0.60–0.80 m soil layers. Organic matter, pH, P, K<sup>+</sup>, Ca<sup>2+</sup>, Mg<sup>2+</sup>, H + Al, CEC, soil clay content, and V% values of each sample were determined. The data set was submitted to descriptive statistics, geostatistics, and kriging analyses. The range of the spatial dependence for the soil attributes, was lower in the 0.60–0.80 m than in the 0–0.20 m layer. Results showed a higher discontinuity in the spatial variability of soil attributes in the 0.60–0.80 m layer of Oxisols indicating that, in disagreement to the currently established concept, this soil class does not present homogeneity of soil attributes. Soil management altered the spatial dependence of soil chemical attributes in the surface, reducing the spatial variability structure in comparison to the deeper soil layer. The assessment of the spatial variability of soil chemical attributes and soil clay content in the top and the subsurface layers allowed the identification of homogeneous site-specific management zones which permit the adoption of precision agriculture for sugarcane.*

*Index terms: soil management, geostatistics, kriging, soil clay.*

## INTRODUÇÃO

O manejo regionalizado do solo e da cultura é parte integrante de um sistema de Agricultura de Precisão, o qual envolve conceitos de uso de informações sobre a variabilidade de propriedades locais e climáticas de uma área, visando ao aumento da produtividade, otimização no uso dos recursos e redução do impacto da agricultura ao meio ambiente. Os processos e os atributos do solo que determinam o desempenho e a produção das culturas, bem como o impacto da agricultura ao meio ambiente, variam no espaço e no tempo. Por essa razão, o conhecimento da variabilidade espacial e temporal dos fatores de produção da cultura é o primeiro passo para adoção, com êxito, do sistema de agricultura de precisão. Este sistema tem sido adotado por diferentes grupos, incluindo fabricantes de equipamentos, fornecedores de insumos, companhias de sementes, consultores agrônômicos, cientistas e produtores, como um caminho para melhorar o retorno econômico da atividade agrícola (Runge & Hons, 1999).

A variabilidade do solo é conseqüência de complexas interações dos fatores e processos de sua formação. Além dos fatores e processos, práticas de manejo do solo e da cultura são causas adicionais de variabilidade (Corá, 1997). Áreas pedologicamente idênticas podem apresentar variabilidade distinta em atributos, quando submetidas às diferentes práticas de manejo. Da mesma forma, áreas

pedologicamente diferentes, quando submetidas ao mesmo manejo, podem apresentar-se semelhantes em seus atributos. O manejo pode alterar atributos químicos, físicos, mineralógicos e biológicos, com impacto principalmente nas camadas superficiais do solo (Blevins et al., 1983; Seta et al., 1993; Corá, 1997).

O conhecimento da distribuição espacial dos atributos do solo em determinada área é importante para o refinamento das práticas de manejo e avaliação dos efeitos da agricultura sobre a qualidade ambiental (Cambardella et al., 1994), assim como é importante para a definição da intensidade de amostragem do solo para sua caracterização, possibilitando, dessa maneira, reduzir o erro-padrão da média, maximizando a eficiência da amostragem, e reduzir os custos e mão-de-obra do trabalho.

A variabilidade dos atributos do solo é freqüentemente descrita pela estatística clássica, a qual assume que a média de determinada variável em uma unidade amostral é a esperança do valor da variável em toda a unidade, com a estimativa do erro expressa pela variância. Esta abordagem assume que a variabilidade sobre a média é devida ao acaso e não contém referência sobre a distribuição no espaço de diferenças dentro de unidades amostrais. Entretanto, estudos têm mostrado que atributos do solo, geralmente, não ocorrem de maneira aleatória no espaço, mas segundo um arranjo estrutural com uma dimensão característica,

que é seu domínio, e que corresponde à distância dentro da qual há interdependência dos valores medidos. Ou seja, os atributos do solo podem apresentar-se espacialmente correlacionados em determinada área, podendo o conhecimento desta dependência espacial contribuir para o entendimento sobre a influência dos atributos e do manejo do solo na produtividade das culturas. Todavia, os métodos tradicionais de classificação do solo e análises estatísticas não consideram esta questão (Trangmar et al., 1985).

Portanto, conhecer a variabilidade espacial de atributos do solo que controlam a produtividade das culturas e os riscos de contaminação do ambiente e investigar as causas dessa variabilidade são fatores importantes em um sistema de produção que vise sustentabilidade por meio do manejo regionalizado de insumos e práticas agrícolas, como é o sistema de agricultura de precisão.

O objetivo deste trabalho foi caracterizar a variabilidade espacial de atributos químicos e teor de argila dos horizontes: superficial e subsuperficial de Latossolos em áreas de intenso cultivo com cana-de-açúcar.

## MATERIAL E MÉTODOS

A área deste estudo localiza-se na região de Jaboticabal/SP, cujas coordenadas são 21° 15' de latitude sul e 48° 18' de longitude oeste, com altitude média de 670 m. O relevo é predominantemente suave ondulado, com declividades médias variando de 3 a 8 %. A área experimental está sob cultivo de cana-de-açúcar há mais de trinta anos, onde os solos foram classificados como Latossolo Vermelho distrófico típico textura média e Latossolo Vermelho eutroférico típico argiloso epidistrófico, com predomínio deste último, sendo considerados homogêneos do ponto de vista pedológico e de manejo.

Uma malha de amostragem com espaçamento regular de 50 m entre pontos foi estabelecida em uma subárea com dimensões de 300 x 3.000 m (90 ha), totalizando 421 pontos de amostragem. Em cada ponto, foram coletadas, com a utilização de um trado tipo holandês, cinco subamostras de material de solo para compor uma amostra composta representativa do ponto de amostragem, sendo uma no centro e as outras nos quatro pontos cardeais espaçadas 2 m do ponto central. As amostragens foram feitas nas profundidades de 0,00–0,20 e 0,60–0,80 m.

Foram determinados nas amostras de solo o pH, teores de matéria orgânica (MO), P, K<sup>+</sup>, Ca<sup>2+</sup>, Mg<sup>2+</sup>, H + Al e, posteriormente, calculadas a CTC e a saturação por bases (V %), segundo procedimentos

descritos por Raij et al. (1987). O teor de argila foi determinado pelo método da pipeta (Gee & Bauder, 1986).

As análises estatísticas descritivas foram realizadas pelo programa SAS (1995). A hipótese de normalidade dos dados foi testada pelo teste W a 5 % (Shapiro & Wilk, 1965). Os dados que não apresentaram distribuição normal foram transformados em sua forma logarítmica ( $y = \ln x$ ) e novamente submetidos ao teste W. Após transformação, os dados apresentaram distribuição normal.

A análise de dependência espacial das variáveis foi efetuada pelo ajuste dos dados ao semivariograma experimental, de acordo com a teoria das variáveis regionalizadas (TVR), utilizando o programa GS+ (Robertson, 1998). Os cálculos de semivariância foram baseados numa distância máxima de 1.100 m, na profundidade de 0,00–0,20 m, e de 700 m, na profundidade de 0,60–0,80 m, com intervalos médios de 50 m.

A distância limite de dependência espacial, denominada alcance ( $A_0$ ), indica que amostras localizadas a distâncias menores que o alcance são correlacionadas umas com as outras. O alcance depende do tamanho da área amostrada e da escala de observação, sendo tanto maior quanto maior for o intervalo entre medidas (Trangmar et al., 1985). Os modelos exponenciais não exibem um valor de patamar finito, mas, para propostas práticas, há um ponto limite no qual a semivariância pára de aumentar (Webster, 1985). Neste estudo, foi adotado o alcance prático, correspondente a 95 % do patamar para discussão dos semivariogramas ajustados ao modelo exponencial.

A seleção dos modelos foi realizada com base no melhor coeficiente de determinação ( $R^2$ ) e menor soma de quadrados do resíduo (SQR). Os modelos dos semivariogramas ajustados foram validados pela técnica de validação cruzada (Cressie, 1991). Na elaboração dos mapas de distribuição espacial das variáveis, foi utilizado o programa Surfer 6.01 (Golden Software, 1995), com base nos valores estimados por krigagem, realizada com o programa GS+ (Robertson, 1998).

## RESULTADOS E DISCUSSÃO

Os valores da média e da mediana para todas as variáveis foram similares, com as medianas apresentando valores um pouco menores que a média, apesar da ocorrência de algumas distribuições assimétricas (Quadro 1). Segundo Cambardella et al. (1994), isto pode ser um indicativo de que as medidas de tendência central não são dominadas por valores atípicos na distribuição.

Observa-se que, com exceção dos valores de CTC e teores de K<sup>+</sup>, na camada de 0,00–0,20 m, e teores

**Quadro 1. Resultados da análise estatística descritiva dos atributos do solo estudados nas profundidades de 0,00–0,20 e 0,60–0,80 m**

Atributo	Média	Mediana	Mínimo	Máximo	CV (%)	Coeficiente		Distribuição P < W	
						Assimetria	Curtose		
Profundidade de 0,00–0,20 m									
P (mg dm <sup>-3</sup> )	25,7	24,0	7,0	62,0	44	0,8	0,2	~ L	0,0001
MO (g dm <sup>-3</sup> )	28,3	28,0	12,0	39,0	15	-0,3	0,8	~ N	0,0080
pH	4,8	4,8	3,9	6,0	8	0,1	0,1	~ N	0,0001
K <sup>+</sup> (mmol <sub>c</sub> dm <sup>-3</sup> )	3,5	3,3	0,6	13,2	48	1,1	2,7	L	0,2000
Ca <sup>2+</sup> (mmol <sub>c</sub> dm <sup>-3</sup> )	25,5	25,0	5,0	64,0	43	0,4	-0,1	~ N	0,0001
Mg <sup>2+</sup> (mmol <sub>c</sub> dm <sup>-3</sup> )	10,1	10,0	2,0	45,0	48	2,0	9,6	~ L	0,0004
H + Al (mmol <sub>c</sub> dm <sup>-3</sup> )	54,7	52,0	22,0	109,0	25	0,5	0,6	~ L	0,0001
CTC (mmol <sub>c</sub> dm <sup>-3</sup> )	93,9	92,8	55,3	133,6	14	0,2	0,1	N	0,4342
V %	41,3	42,0	10,0	79,0	33	-0,1	-0,5	~ N	0,0015
Argila (g kg <sup>-1</sup> )	65,1	66,0	38,0	79,0	8	-1,0	2,2	~ N	0,0001
Profundidade de 0,60–0,80 m									
P (mg dm <sup>-3</sup> )	11,9	10,0	2,0	33,0	58	0,9	0,1	~ L	0,0001
MO (g dm <sup>-3</sup> )	13,3	13,0	8,0	20,0	15	0,5	0,6	~ L	0,0001
pH	5,7	5,7	5,0	6,3	4	-0,3	-0,1	~ N	0,0001
K <sup>+</sup> (mmol <sub>c</sub> dm <sup>-3</sup> )	0,8	0,7	0,2	2,2	45	1,2	1,4	~ L	0,0001
Ca <sup>2+</sup> (mmol <sub>c</sub> dm <sup>-3</sup> )	30,2	29,0	10,0	65,0	37	0,5	-0,3	~ L	0,0001
Mg <sup>2+</sup> (mmol <sub>c</sub> dm <sup>-3</sup> )	7,1	7,0	3,0	13,0	31	0,3	-0,3	~ L	0,0001
H + Al (mmol <sub>c</sub> dm <sup>-3</sup> )	23,4	22,0	15,0	34,0	14	0,7	0,7	~ L	0,0001
CTC (mmol <sub>c</sub> dm <sup>-3</sup> )	61,5	59,9	37,8	104,8	21	0,5	-0,4	~ L	0,0001
V %	60,4	61,3	36,2	79,4	15	-0,4	-0,4	~ N	0,0001
Argila (g kg <sup>-1</sup> )	69,0	69,2	47,8	81,9	7	-0,3	0,7	N	0,200

CV= Coeficiente de variação; Distribuição de frequência; N= distribuição normal; ~N= distribuição mais próxima à normal; L= distribuição lognormal; ~L= distribuição mais próxima à lognormal, P<W= resultado do teste de normalidade.

de argila, na camada de 0,60–0,80 m, os demais atributos não apresentaram resultados significativos ( $P < 0,05$ ) no teste de normalidade Shapiro & Wilk (1965) (Quadro 1). A mesma situação foi observada por Cambardella et al. (1994), onde a log-transformação dos dados reduziu a assimetria, porém a distribuição ainda apresentou curtose, indicando maior falha na redução da curtose do que na assimetria. Segundo Schlotzhauer & Littell (1997), a ocorrência de valores de assimetria positivos nos atributos que seguem a distribuição lognormal é indicativo da maior frequência de valores menores do que a média e poucos valores maiores do que ela, confirmando os resultados encontrados por Souza et al. (1998), segundo os quais, para áreas adubadas, isto pode ser o resultado da aplicação não-uniforme de adubos. Assim, ocorrem no campo alguns locais com menores teores de nutrientes e outros com maiores. Oliveira et al. (1999) encontraram distribuição normal para CTC e distribuição lognormal para K<sup>+</sup> e Mg<sup>2+</sup>, não tendo o pH seguido nenhuma distribuição avaliada pelos autores.

De acordo com os limites estabelecidos para os níveis de fertilidade do solo, para a cultura da cana-de-açúcar no estado de São Paulo (Raij et al., 1996), os valores médios dos atributos químicos na camada de 0,00–0,20 m apresentaram-se baixos para pH e

V %; médios para P e MO e altos para Ca<sup>2+</sup>, Mg<sup>2+</sup> e K<sup>+</sup>. Observou-se que, apesar de os teores das bases trocáveis (Ca<sup>2+</sup>, Mg<sup>2+</sup> e K<sup>+</sup>) terem sido classificados como altos, o pH do solo e a V % mantiveram-se baixos, indicando que a maior parte do complexo de troca do solo estava sendo ocupado pelos cátions ácidos: H<sup>+</sup> e Al<sup>3+</sup>.

Embora, em geral, a média dos valores dos atributos para a área estudada tenha permanecido nas faixas de fertilidade média ou alta, na profundidade de 0,00–0,20 m, os valores apresentaram grande amplitude. O P apresentou teores que variaram desde 7 até 62 mg dm<sup>-3</sup>, isto é, verificou-se que, em determinados locais, os teores de P foram considerados baixos, em outros médios e em outros altos. O mesmo foi observado para os demais atributos. Essa grande amplitude de valores revelou os problemas que podem ocorrer quando se usa a média dos valores dos atributos como base para a tomada de decisão sobre a realização do manejo químico do solo, ou seja, em alguns locais, a dose recomendada de fertilizantes ou corretivos estará subdimensionada; em outros, será adequada e, em outros, poderá haver aplicação excessiva de determinado fertilizante ou corretivo. Isto resulta em prejuízos econômicos, tanto pela aplicação desnecessária, quanto pelo desequilíbrio entre as quantidades de nutrientes que serão disponibilizados

para as plantas, além do efeito deletério que essa prática pode ocasionar sobre o meio ambiente.

Em geral, os valores médios dos atributos analisados na profundidade de 0,60–0,80 m foram menores. Os valores mais elevados dos teores de P, K<sup>+</sup>, e Mg<sup>2+</sup> na camada superficial (0,00–0,20 m) podem ser atribuídos às frequentes aplicações de fertilizantes e calcário ao longo do tempo nesta camada. A MO, em maiores teores nesta camada, proporcionou maiores valores da CTC do solo. Já os valores de pH apresentaram-se mais baixos na camada superficial, provavelmente por causa da acidificação natural que ocorre no solo ao longo do tempo e pela provocada por adubações nitrogenadas. Observou-se maior amplitude de valores dos atributos do solo na camada superficial, indicando que o manejo do solo pode ser causa adicional da variabilidade, como constatado por Corá (1997).

Seguindo a classificação do CV, proposta por Wilding & Drees (1983), observou-se que os valores de pH e CTC e teores de MO e de argila na camada de 0,00–0,20 m apresentaram baixa variabilidade, ou seja, CV < 15 %. Frequentemente, são encontrados na literatura estudos nos quais os teores de MO apresentam moderada variabilidade, isto é, 15 < CV < 35 % (Cambardella et al., 1994; Souza et al., 1997; Salviano et al., 1998).

Neste trabalho, os valores de H + Al e V % apresentaram moderada variabilidade na profundidade de 0,00–0,20 m. Souza et al. (1997), trabalhando com Latossolo Amarelo distrófico de textura média, sob pomar de citros, encontraram resultados semelhantes para H + Al. Entretanto, Salviano et al. (1998) observaram elevada variabilidade (CV > 35 %) para os valores de H + Al e V % em um Argissolo Vermelho-Amarelo. No presente estudo, os teores de P, K<sup>+</sup>, Ca<sup>2+</sup> e Mg<sup>2+</sup> apresentaram elevada variabilidade, resultados semelhantes àqueles encontrados por Salviano et al. (1998). Chien et al. (1997), entretanto, obtiveram valores de CV elevados para os teores de Ca<sup>2+</sup> e Mg<sup>2+</sup> e extremamente altos para os de P (199 %), tendo esta alta variabilidade sido atribuída aos efeitos da aplicação de fertilizantes ao solo, segundo os autores. Oliveira et al. (1999), trabalhando com solo salino-sódico de origem aluvial, observaram, na camada de 0,30 m, menor CV para pH (11,06 %) e maior para Mg<sup>2+</sup> (95,68 %), apresentando os demais atributos químicos (K<sup>+</sup>, Ca<sup>2+</sup>, Na<sup>+</sup>, CTC, percentagem de Na<sup>+</sup> (PST) e condutividade elétrica (CE)) valores intermediários a esses.

Em geral, observaram-se menores valores de CV na camada de 0,60–0,80 m de profundidade, exceto para os teores de P e valores de CTC. Os teores de MO e de argila e valores de pH e V % apresentaram CV baixo; os teores de Mg<sup>2+</sup> e valores de CTC apresentaram CV médio e os teores de P, K<sup>+</sup> e Ca<sup>2+</sup> apresentaram valores de CV altos. Segundo Wollenhaupt et al. (1997), mesmo que os valores do

CV sejam moderados, este não é necessariamente um bom indicador da variabilidade espacial dos atributos do solo, haja vista a ocorrência de locais no campo com valores extremamente altos ou baixos.

Na seleção dos modelos dos semivariogramas, foram considerados os valores de R<sup>2</sup> e SQR (Quadro 2). Segundo Robertson (1998), a SQR é um parâmetro mais robusto do que o R<sup>2</sup> e propicia uma medida exata de quão bem o modelo se ajusta aos dados e o programa GS<sup>+</sup> utiliza a combinação de parâmetros do semivariograma para minimizar a SQR para cada modelo.

Todos os atributos do solo analisados apresentaram dependência espacial nas duas profundidades. Na camada de 0,00–0,20 m, os teores de P, Ca<sup>2+</sup>, e Mg<sup>2+</sup> e valores de pH e V % foram ajustados ao modelo esférico, com coeficiente de determinação do modelo (R<sup>2</sup>) acima de 0,95. Os dados referentes aos teores de MO, K<sup>+</sup> e argila e valores de H + Al e CTC foram ajustados ao modelo exponencial, com R<sup>2</sup> acima de 0,90.

Na camada de 0,60–0,80 m, os dados se ajustaram, em sua maioria, ao modelo exponencial, com exceção dos teores de Mg<sup>2+</sup> e de argila, que se ajustaram ao modelo esférico. Os dados referentes aos valores de H + Al e pH e teores de K<sup>+</sup> ajustaram-se aos seus respectivos modelos com menores valores de R<sup>2</sup>, ou seja, 0,592, 0,804 e 0,806, respectivamente, enquanto, para os demais atributos, os valores de R<sup>2</sup> foram superiores ou iguais a 0,97.

Os atributos do solo apresentaram diferentes alcances de dependência espacial, e, na camada superficial, os teores de P e Mg<sup>2+</sup> apresentaram os maiores alcances, ou seja, 1,034 e 1,001 m, respectivamente, enquanto os teores de K<sup>+</sup> e MO apresentaram os menores alcances, 102 e 126 m, respectivamente. A menor continuidade espacial dos teores de K<sup>+</sup> pode ser explicada pela aplicação não-uniforme de vinhaça, efetuada na área por meio de irrigação por aspersão utilizando sistema autopropelido com canhão hidráulico, cuja uniformidade de aplicação de água é bastante baixa.

Os alcances de dependência espacial para os atributos do solo na profundidade de 0,60–0,80 m foram, com exceção dos teores de argila, bem menores, quando comparados àqueles referentes à profundidade de 0,00–0,20 m. O menor valor foi encontrado para os teores de K<sup>+</sup> (28,7 m) e o maior para os teores de Mg<sup>2+</sup> (681 m). Estes resultados demonstram maior descontinuidade na distribuição espacial dos atributos do solo na camada de 0,60–0,80 m de profundidade. Como o estudo foi realizado em área sob Latossolos, os quais apresentam como característica intrínseca a homogeneidade dos atributos do solo ao longo do perfil, esperava-se menor descontinuidade espacial dos atributos do solo na camada mais profunda, tanto pelo fato de os Latossolos se apresentarem homogêneos ao longo do perfil, como pelo fato de que a camada mais

**Quadro 2. Modelos e parâmetros estimados dos semivariogramas ajustados aos dados dos atributos do solo estudado nas profundidades de 0,00–0,20 e 0,60–0,80 m**

Atributo	Modelo	C <sub>0</sub>	Patamar	A <sub>0</sub>	C <sub>0</sub> /(C <sub>0</sub> +C)	GDE	R <sup>2</sup>	SQR
Profundidade de 0,00–0,20 m								
P (mg dm <sup>-3</sup> )	Esf.	35,10	134,90	1034	0,26	moderado	0,991	159
MO (g dm <sup>-3</sup> )	Exp	9,02	18,05	126	0,50	moderado	0,937	1,94
pH	Esf.	0,07	0,13	783	0,49	moderado	0,991	5,03E-05
K <sup>+</sup> (mmol <sub>c</sub> dm <sup>-3</sup> )	Exp	1,48	2,96	102	0,50	moderado	0,900	0,0747
Ca <sup>2+</sup> (mmol <sub>c</sub> dm <sup>-3</sup> )	Esf.	46,78	145,60	850	0,32	moderado	0,995	73,7
Mg <sup>2+</sup> (mmol <sub>c</sub> dm <sup>-3</sup> )	Esf.	13,04	29,49	1001	0,44	moderado	0,958	15,8
H + Al (mmol <sub>c</sub> dm <sup>-3</sup> )	Exp	88,70	177,50	176	0,50	moderado	0,960	147
CTC (mmol <sub>c</sub> dm <sup>-3</sup> )	Exp	92,90	230,70	522	0,40	moderado	0,957	522
V %	Esf.	85,90	203,40	799	0,42	moderado	0,997	67
Argila (g kg <sup>-1</sup> )	Exp	6,58	24,17	299	0,27	moderado	0,981	4,43
Profundidade de 0,60–0,80 m								
P (mg dm <sup>-3</sup> )	Exp	8,70	57,99	225,0	0,15	forte	0,998	2,56
MO (g dm <sup>-3</sup> )	Exp	1,21	4,16	53,1	0,29	moderado	0,969	2,19
pH	Exp	0,02	0,50	40,7	0,29	moderado	0,804	1,12E-05
K <sup>+</sup> (mmol <sub>c</sub> dm <sup>-3</sup> )	Exp	0,04	0,13	28,7	0,29	moderado	0,806	2,16E-05
Ca <sup>2+</sup> (mmol <sub>c</sub> dm <sup>-3</sup> )	Exp	20,00	143,70	176,0	0,14	forte	0,994	41,40
Mg <sup>2+</sup> (mmol <sub>c</sub> dm <sup>-3</sup> )	Esf.	2,21	5,45	681,0	0,40	moderado	0,997	0,03
H + Al (mmol <sub>c</sub> dm <sup>-3</sup> )	Exp	3,14	11,34	29,6	0,28	moderado	0,592	0,59
CTC (mmol <sub>c</sub> dm <sup>-3</sup> )	Exp	21,70	175,60	155,0	0,12	forte	0,997	37,40
V %	Exp	27,70	102,54	256,0	0,27	moderado	0,988	50,40
Argila (g kg <sup>-1</sup> )	Esf.	9,20	19,20	280,8	0,48	moderado	0,988	0,50

Esf: esférico; Exp: exponencial; C<sub>0</sub>: efeito pepita; A<sub>0</sub>: alcance prático; C: variância estrutural; GDE: grau de dependência espacial.

profunda está menos sujeita aos efeitos do manejo do solo realizado na superfície, mantendo, dessa maneira, suas características originais de homogeneidade. Contudo, o manejo no solo, realizado na área ao longo do tempo, tais como: aplicações de fertilizantes e calcário e preparo convencional com arações e gradagens, pode ter contribuído para maior homogeneização da camada superficial, tendo, como consequência, o aumento do alcance de dependência espacial dos atributos do solo, o que condicionou a maior continuidade na distribuição espacial dos mesmos nesta camada em relação à camada mais profunda. Berg & Oliveira (2000) observaram que o manejo dos solos com cana-de-açúcar provocou alterações até camadas mais profundas em relação à rotação soja/trigo. Segundo os autores, as camadas mais superficiais do solo sob a rotação soja/trigo apresentaram pouca variação como resultado do manejo muito intensivo.

De qualquer forma, é importante ressaltar, no presente estudo, a ocorrência de descontinuidade espacial dos atributos do solo nas camadas mais profundas dos Latossolos da área, a qual pode ser explicada baseando-se em duas hipóteses: a primeira é que os Latossolos não apresentam a homogeneidade vertical e horizontal dos atributos analisados ao longo do perfil como se imaginava anteriormente. Tal fato pôde ser constatado pelas novas técnicas de investigação da variabilidade espacial dos atributos do solo, como, por exemplo, o uso da geoestatística. A segunda é que o manejo do solo, realizado na

superfície, estaria alterando a variabilidade espacial dos atributos químicos do solo ao longo do perfil.

Entretanto, ao analisar os dados (Quadros 1 e 2), observa-se que mesmo aqueles atributos do solo pouco influenciáveis pelo manejo, na profundidade de 0,60–0,80 m, como CTC e teor de argila, apresentaram amplitudes elevadas e valores de alcance de dependência espacial relativamente baixos, comprovando a baixa continuidade espacial desses atributos na camada mais profunda do solo. Da mesma maneira, analisando os demais atributos (Quadro 1), não é possível observar valores incompatíveis àqueles comuns em horizontes diagnósticos de subsuperfície de Latossolos, que poderiam indicar efeito do manejo realizado na superfície. Portanto, a segunda hipótese poderia ser descartada.

Segundo Trangmar et al. (1985), o alcance define o raio máximo para o qual amostras vizinhas são usadas para interpolação por técnicas de krigagem. Assim, baixos valores de alcance podem influir na qualidade das estimativas, uma vez que poucos pontos são usados para realização da interpolação. Portanto, as estimativas obtidas por interpolação por krigagem para os teores de MO e K<sup>+</sup> e valores de H + Al, na profundidade de 0,00–0,20 m e, para os teores de MO e K<sup>+</sup> e para os valores de pH e H + Al, na profundidade de 0,60–0,80 m, podem apresentar-se pouco confiáveis para fins práticos, em razão dos baixos valores de alcance de dependência espacial apresentados por estes atributos.

O efeito pepita ( $C_0$ ) representa a variância não explicada ou ao acaso, freqüentemente causada por erros de medições ou variações dos atributos que não podem ser detectadas na escala de amostragem (Trangmar et al., 1985; Vieira, 2000). A relação em porcentagem entre o efeito pepita e o patamar do semivariograma ( $C$ ) pode indicar o grau de dependência espacial (Trangmar et al., 1985). Neste estudo, observou-se que, em geral, os atributos estudados apresentaram moderado grau de dependência espacial nas duas profundidades, conforme critérios estabelecidos por Cambardella et al. (1994). Entretanto, foram observados maiores valores da relação  $C_0/(C_0 + C)$  na profundidade de 0,00–0,20 m, indicando que o solo pode apresentar variabilidade em escalas menores do que a utilizada neste estudo e que amostragens mais intensivas podem revelar maior continuidade espacial dos atributos analisados.

Os teores de P e  $Ca^{2+}$  e os valores de CTC apresentaram forte grau de dependência espacial na camada mais profunda (Quadro 2). Segundo Cambardella et al. (1994), os atributos que apresentaram forte dependência espacial são mais influenciados por propriedades intrínsecas do solo, como textura e mineralogia, enquanto os que apresentaram fraca dependência são mais influenciados por fatores externos, tais como: aplicações de fertilizante, preparo e cultivo do solo, ou seja, pelo manejo do solo.

Os parâmetros dos modelos de semivariogramas ajustados foram utilizados para estimar valores em locais não amostrados por meio da krigagem. A magnitude do efeito pepita é importante na krigagem, pois, quanto maior for a diferença do efeito pepita em relação ao patamar do semivariograma, maior a continuidade do fenômeno, menor a variância da estimativa, ou maior a confiança que se pode ter na estimativa (Isaaks & Srivastava, 1989).

Com os valores estimados por krigagem, foram gerados mapas de distribuição espacial dos atributos analisados (Figuras 1, 2, 3 e 4), e os valores observados foram divididos em quatro classes para todos os atributos. Observou-se um arranjo de distribuição espacial dos atributos mais estruturados na profundidade de 0,00–0,20 m (Figuras 1 e 2). Em geral, foram observados maiores valores dos atributos analisados na parte esquerda dos mapas, correspondente às distâncias aproximadas entre 0 e 1.500 m na direção do eixo das abscissas, o que possibilita, de maneira menos rigorosa, dividir a área em duas partes, com diferentes níveis de fertilidade. Entretanto, de maneira mais rigorosa, dentro de cada uma dessas subáreas, podem-se definir várias zonas homogêneas de manejo específico, com o objetivo de, por exemplo, efetuar a aplicação de calcário e fertilizantes a taxas variáveis, proporcionando, desta forma, um manejo mais eficiente e econômico da cultura.

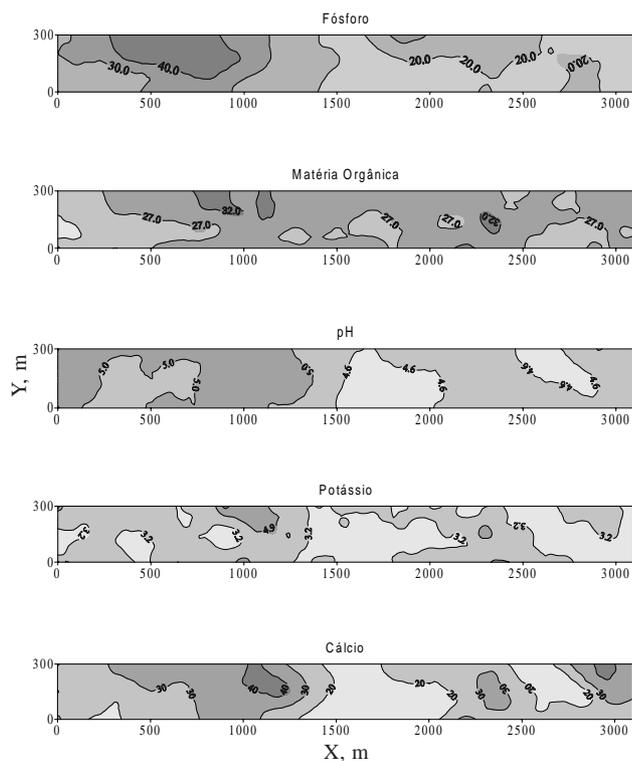


Figura 1. Mapas de isolinhas dos atributos P, MO, pH,  $K^+$  e  $Ca^{2+}$ , na profundidade de 0,00–0,20 m.

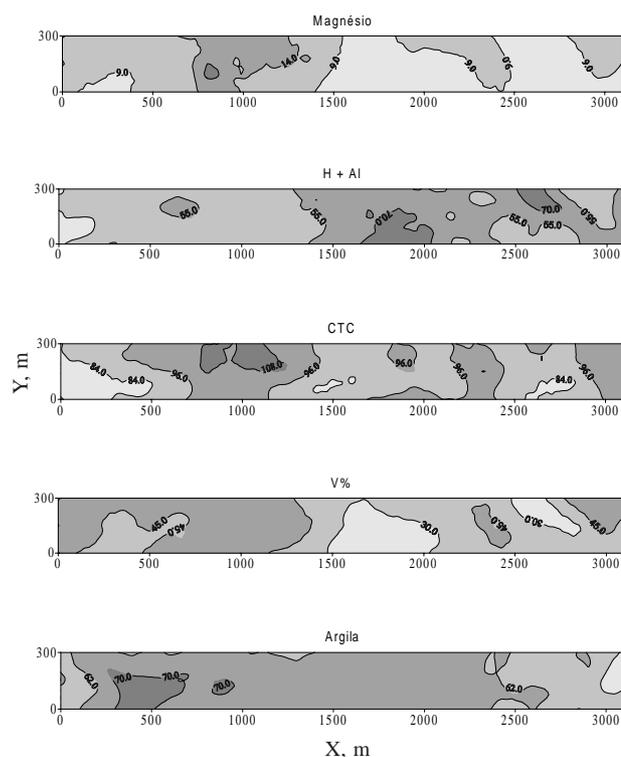
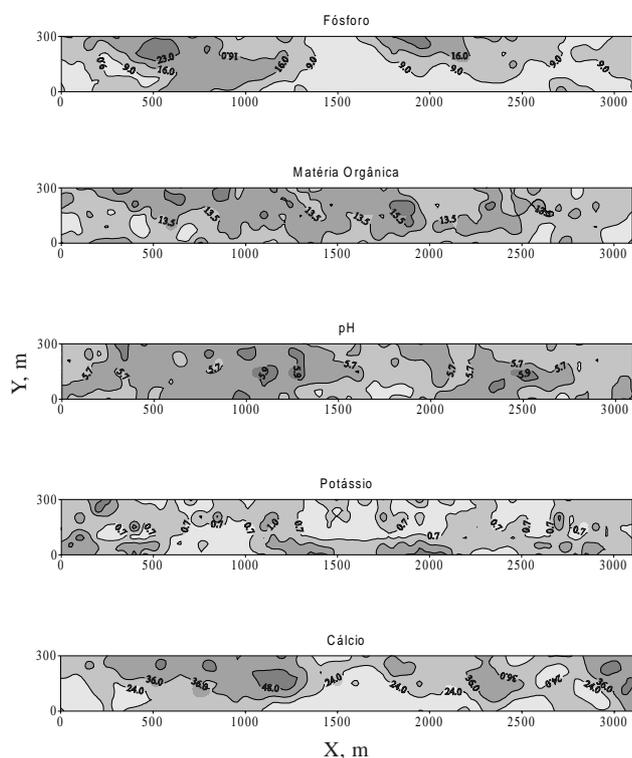
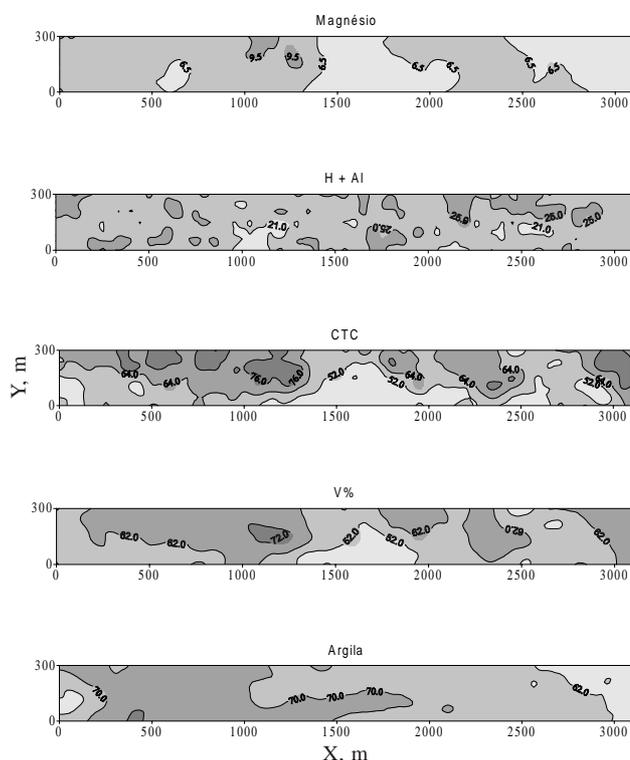


Figura 2. Mapas de isolinhas dos atributos  $Mg^{2+}$ , H + Al, CTC, V % e teor de argila, na profundidade de 0,00–0,20 m.



**Figura 3.** Mapas de isolinhas dos atributos P, MO, pH, K<sup>+</sup> e Ca<sup>2+</sup>, na profundidade de 0,60–0,80 m.



**Figura 4.** Mapas de isolinhas dos atributos Mg<sup>2+</sup>, H + Al, CTC, V % e teor de argila, na profundidade de 0,60–0,80 m.

Na profundidade de 0,60–0,80 m (Figuras 3 e 4), observou-se uma distribuição espacial mais aleatória dos atributos analisados, indicando que os Latossolos, conceituadamente considerados homogêneos, apresentaram variabilidade espacial de seus atributos mesmo em horizontes pouco influenciados pelo manejo do solo. Contudo, ainda foi possível perceber, de maneira geral, maiores valores dos atributos na parte esquerda dos mapas, semelhantemente ao que se observou na camada superficial, confirmando a existência de diferentes zonas de manejo na área.

## CONCLUSÕES

1. Os alcances de dependência espacial para os atributos químicos do solo na camada de 0,60–0,80 m de profundidade foram bem menores, quando comparados àqueles referentes à camada de 0,00–0,20 m. Estes resultados demonstraram maior descontinuidade na distribuição espacial dos atributos do solo na camada de 0,60–0,80 m de profundidade dos Latossolos, indicando que essa classe de solos não apresentou homogeneidade de seus atributos como conceituadamente a ela foi atribuída.

2. O manejo no solo realizado na área ao longo do tempo alterou a dependência espacial dos

atributos do solo na camada superficial de forma a diminuir a variabilidade espacial dos atributos químicos do solo em relação à camada mais profunda.

3. A investigação da variabilidade espacial de atributos químicos e teor de argila da camada superficial e subsuperficial dos solos da área estudada proporcionou a visualização e definição de zonas homogêneas de manejo, o que permite a adoção do sistema de agricultura de precisão.

## AGRADECIMENTOS

Os autores agradecem à Fundação de Amparo à Pesquisa do estado de São Paulo (FAPESP), pela bolsa de estudos à segunda autora; à Fundação para o Desenvolvimento da UNESP (Fundunesp), pelo auxílio financeiro à pesquisa; à Fazenda Santa Isabel, na pessoa do Engenheiro-Agrônomo Paulo de Araújo Rodrigues, pela concessão da área experimental e total apoio nos trabalhos de campo.

## LITERATURA CITADA

BERG, M. van den & OLIVEIRA, J.B. Variability of apparently homogeneous soils in São Paulo State, Brazil: I. Spatial Analysis. *R. Bras. Ci. Solo*, 24:377-391, 2000.

- BLEVINS, R.L.; SMITH, M.S. & FRYE, W.W. Changes in soil properties after 10 years of no-tillage and conservation tilled corn. *Soil Till. Res.*, 3:135-146, 1983.
- 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.
- CHIEN, Y.J.; LEE, D.Y.; GUO, H.Y. & HOUNG, K.H. Geostatistical analysis of soil properties of mid-west Taiwan soils. *Soil Sci.*, 162:291-298, 1997.
- CORÁ, J.E. The potential for site-specific management of soil and yield variability induced by tillage. East Lansing, Michigan State University, 1997. 104p. (Tese de Doutorado)
- CRESSIE, N. *Statistics for spatial data*. New York, John Wiley, 1991. 900p.
- GEE, G.W. & BAUDER, W. Particle-size analysis. In: BLACK, C.A., ed. *Methods of soil analysis*. Madison, American Society of Agronomy, 1986. Part 1. p.383-409. (Agronomy, 9)
- GOLDEN SOFTWARE. *Surfer for Windows: Surface mapping system*. Versão 6.01. Golden, 1995. Não paginado.
- ISAACS, E.H. & SRIVASTAVA, R.M. *An introduction to applied geostatistics*. New York, Oxford University Press, 1989. 561p.
- 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.
- RAIJ, B. van; QUAGGIO, J.A.; CANTARELLA, H.; FERREIRA, M.E.; LOPES, A.S. & BATAGLIA, O.C. Análise química do solo para fins de fertilidade. Campinas, Fundação Cargil, 1987. 170p.
- RAIJ, B. van; CANTARELLA, H.; QUAGGIO, J.A. & FURLANI, A.M.C., eds. *Recomendações de adubação e calagem para o estado de São Paulo*. 2.ed. Campinas, Instituto Agrônomo & Fundação IAC, 1996. 285p. (Boletim técnico, 100)
- ROBERTSON, G.P. *GS+: Geostatistics for the environmental sciences*. Versão 5.03 Beta, Plainwell, Gamma Design Software, 1998. 152p.
- RUNGE, E.C.A. & HONS, F.M. Precision agriculture – development of a hierarchy of variables influencing crop yields. In: *INTERNATIONAL CONFERENCE ON PRECISION AGRICULTURE*, 4., Minnesota, 1998. Proceedings. Madison, ASA-CSSA-SSSA, 1999. p.143-158.
- 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.
- SAS Institute. *SAS/SAT user's guide: Version 6*. SAS Inst., Cary, 1995.
- SCHLOTZHAUER, S.D. & LITTELL, R.C. *SAS System for elementary statistical analysis*. 2.ed. Cary, SAS Institute, 1997. 456p.
- SETA, A.K.; BLEVINS, R.L.; FRYE, W.W. & BARFIELD, B.J. Reducing soil erosion and agricultural chemical losses with conservation tillage. *J. Environ. Qual.*, 22:661-665, 1993.
- SHAPIRO, S.S. & WILK, M.B. An analysis of variance test for normality: complete samples. *Biometrika*, 52:591-611, 1965.
- SOUZA, L.S.; COGO, N.P. & VIEIRA, S.R. Variabilidade de propriedades físicas e químicas do solo em um pomar cítrico. *R. Bras. Ci. Solo*, 21:367-372, 1997.
- SOUZA, L.S.; COGO, N.P. & VIEIRA, S.R. Variabilidade de fósforo, potássio e matéria orgânica no solo em relação a sistemas de manejo. *R. Bras. Ci. Solo*, 22:77-86, 1998.
- TRANGMAR, B.B.; YOST, R.S. & UEHARA, G. Application of geostatistics to spatial studies of soil properties. *Adv. Agron.*, 38:45-93, 1985.
- VIEIRA, S.R. Geostatística em estudos de variabilidade espacial do solo. In: NOVAIS, R.F.; ALVARES V., V.H. & SCHAEFFER, C.E.G.R., eds. *Tópicos em ciência do solo*. Viçosa, Sociedade Brasileira de Ciência do Solo, 2000. p.1-54.
- WEBSTER, R. Quantitative spatial analysis of soil in field. *Adv. Soil Sci.*, 3:2-56, 1985.
- WILDING, L.P. & DREES, L.R. Spatial variability and pedology. In: WILDING, L.P. & DREES, L.R., eds. *Pedogenesis and soil taxonomy: concepts and interactions*. New York, Elsevier, 1983. p.83-116.
- WOLLENHAUPT, N.C.; MULLA, D.J. & CRAWFORD, C.A.G. Soil Sampling and interpolation techniques for mapping spatial variability of soil properties. In: PIERCE, J.P. & SADLER, E.J., eds. *The site-specific management for agricultural systems*. Madison, ASA-CSSA-SSSA, 1997. p.19-53.