

## Forma da paisagem como critério para otimização amostral de latossolos sob cultivo de cana-de-açúcar

Rafael Montanari<sup>(1)</sup>, José Marques Júnior<sup>(1)</sup>, Gener Tadeu Pereira<sup>(2)</sup> e Zigomar Menezes de Souza<sup>(1)</sup>

<sup>(1)</sup>Universidade Estadual Paulista (Unesp), Fac. de Ciências Agrárias e Veterinárias (FCAV), Dep. de Solos e Adubos, Via de acesso Prof. Paulo Donato Castellane, s/nº, CEP 14884-900 Jaboticabal, SP. E-mail: montana@fcav.unesp.br, marques@fcav.unesp.br, zigomar@fcav.unesp.br <sup>(2)</sup>Unesp, FCAV, Dep. de Ciências Exatas. E-mail: genertp@fcav.unesp.br

**Resumo** – O número de pontos amostrais é fundamental para estabelecer um programa de avaliação da variabilidade espacial dos atributos dos solos. O objetivo deste trabalho foi utilizar a forma da paisagem como critério auxiliar na otimização do esquema amostral na avaliação dos atributos químicos de latossolos, em áreas sob cultivo de cana-de-açúcar. Utilizou-se uma área contínua com duas pedoformas: côncava, que ocorre na posição mais elevada da área; e linear, constituída pelos segmentos escarpa, meia encosta e encosta inferior. Foi utilizado um espaçamento amostral regular de 50x50 m em uma malha de 300x3.000 m numa área total de 94 ha, com 421 pontos amostrados. Coletaram-se amostras de solo nas profundidades 0,0–0,2 m e 0,6–0,8 m, em cada ponto da malha, e determinaram-se as propriedades químicas do solo. Na pedoforma côncava, houve maior variabilidade espacial para os atributos químicos do solo. A aplicação do programa Sanos 0.1 na malha amostral (pedoforma côncava e pedoforma linear) revelou que a pedoforma côncava, em ambas as profundidades, apresenta maior variabilidade espacial dos atributos químicos do que a pedoforma linear.

**Termos para indexação:** amostragem do solo, variabilidade espacial, geoestatística, relação solo-relevo.

## Landscape form as a criterion for sampling optimization of an oxisol under cultivation of sugar cane

**Abstract** – The number of sampling points is essential to establish an evaluation program of the spatial variability of soil attribute. The objective of this work was to use the form of landscape as auxiliary criterion in the optimization of the outline sample for the estimate of chemical attributes of oxisol, in a area under sugarcane cultivation. It was possible to choose a continuous area with two landforms: concave, that occur in higher positions of the area, and linear, comprising steep, stocking leans and inferior leans. A 50x50 m spacing in a mesh of 300x3.000 m (total area 94 ha), with 421 sampling points were used. Soil sample in depths 0.0–0.2 m and 0.6–0.8 m were collected, in each point of the grid, in order to evaluate the soil chemical attributes. In the concave landform, larger space variability was observed for the chemical attributes of the soil. The application of the program Sanos 0.1 in the sampling grid (concave landform and linear landform) allowed to observe that the landform concave in both depths presents larger space variability of the chemical attributes than the linear landform.

**Index terms:** soil sampling, spatial variability, geostatistics, relationship soil-relief.

### Introdução

O estudo das relações solo-geomorfologia tem sido realizado por meio de vários modelos de paisagem (Troeh, 1965; Ruhe et al., 1967; Daniels et al., 1971). A associação das formas da paisagem (pedoforma) à variabilidade espacial dos atributos dos solos tem contribuído na identificação e mapeamento de áreas mais homogêneas, com limites mais precisos entre elas (Souza et al., 2003), o que permite que técnicas agronômicas possam ser transferidas com facilidade e economia para ambientes semelhantes.

O comportamento diferenciado dos atributos dos solos em diferentes segmentos da paisagem pode ser entendido pela caracterização da variabilidade espacial dos solos por meio de técnicas de geoestatística, identificando locais específicos na paisagem. Porém, o custo da coleta e análise das amostras a fim de caracterizar a variabilidade espacial é um fator limitante em estudos de reconhecimento e mapeamento de locais específicos de manejo. Assim, técnicas com o objetivo de otimizar o esquema de amostragem e baratear custos são importantes (Webster & Oliver, 1990).

As pedoformas, em áreas de mesma classe de solo e mesmo histórico de manejo durante longos anos, influenciam a variabilidade dos atributos dos solos de maneira sistemática. Esta premissa pode ser aplicada às técnicas de simulação de resultados (Van Groenigen et al., 1999), possibilitando otimização do número de amostras e transferência de informação para ambientes similares.

Uma das grandes dificuldades encontradas nos estudos de variabilidade espacial do solo tem sido a determinação do espaçamento ideal de amostragem, o que, em algumas situações, inviabiliza a adoção das técnicas da agricultura de precisão. Assim, o estudo dos aspectos da amostragem do solo, a fim de subsidiar definições sobre a utilização e recomendação destas técnicas em ambientes distintos, tem sido preocupação constante dos pesquisadores (Webster & Oliver, 1990; Van Groenigen et al., 1999; Lark, 2000).

Em áreas côncavas, independentemente do histórico de manejo, há mais variabilidade de atributos químicos que em áreas lineares (Souza et al., 2003). Isto implica em maior número de amostras de solo a serem coletadas nestas áreas. Então, na avaliação da variabilidade espacial, o espaçamento com intervalos menores é necessário em áreas côncavas e uma das maneiras de avaliar esta premissa é pela otimização de amostragem por meio do programa Sanos (Van Groenigen et al., 1999).

O objetivo deste trabalho foi utilizar a forma da paisagem como critério auxiliar na otimização do esquema amostral na avaliação dos atributos químicos de latossolos, em áreas sob cultivo de cana-de-açúcar.

### Material e Métodos

A área do presente estudo localiza-se na fazenda Santa Isabel, Município de Jaboticabal, SP, inserida na província geomórfica das Cuestas Basálticas, limite com o Planalto Ocidental Paulista. A região apresenta relevo suave ondulado com altitude média de 600 m. As coordenadas geográficas da área de estudo são: 21°17' a 21°18' S e 48°8' a 48°10' W. O clima foi classificado, segundo Köppen, como do tipo Aw, definido como tropical de verão chuvoso e inverno seco, com temperatura variando de 19,1°C no mês mais frio a 24,8°C no mês mais quente.

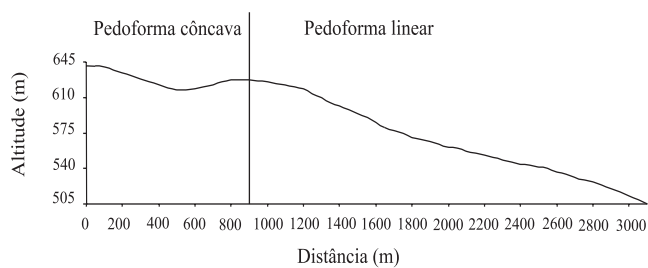
O material geológico na área está relacionado aos basaltos do grupo São Bento, formação Serra Geral, e material retrabalhado do basalto. O solo predominante na área foi classificado como Latossolo Vermelho eutroférico (LVef) (Embrapa, 1999).

A região foi percorrida para identificação dos modelos da paisagem. Desse modo, escolheu-se uma área contínua, sob cultivo de cana-de-açúcar há mais de 30 anos, caracterizada por possuir duas pedoformas, segundo classificação de Troeh (1965): côncava, que ocorre nas posições mais elevadas; e linear, constituída pelos segmentos escarpa, meia encosta e encosta inferior, que grada para o aluvião do Rio Mogi-Guaçu (Figura 1).

As pedoformas estudadas são apresentadas na Figura 1, através do perfil altimétrico. Assim, na pedoforma côncava, o perfil de curvatura é convergente para o centro e caracteriza-se como um sistema aberto cuja altitude varia entre 620 e 640 m. A pedoforma linear possui perfil retilíneo, caracterizando uma encosta com declividade suave nos segmentos da meia encosta e mais declivosa no segmento da escarpa e encosta inferior. Esta pedoforma ocorre em seqüência à pedoforma côncava, seguindo a encosta até a área coluvial.

Os atributos químicos em ambas pedoformas foram estimados a partir da coleta de amostras de solos em uma malha regular nas profundidades de 0,0–0,2 m e 0,6–0,8 m, num total de 421 pontos em uma área de 300x3.000 m, com espaços de 50x50 m, abrangendo 94 hectares. As amostras foram secadas ao ar, destorroadas e passadas em peneira com malha de 2 mm de abertura. Nelas foram determinados pH (CaCl<sub>2</sub>), Ca, Mg, K e o P disponível, pelo método da resina trocadora de íons, e o teor de matéria orgânica conforme Raij et al. (2001). Com base nos resultados das análises químicas, calcularam-se a CTC e saturação por bases (V%). Foram realizadas as análises estatísticas descritivas dos dados obtidos – média, mediana, coeficiente de variação, assimetria e curtose e teste de normalidade –, utilizando-se o programa estatístico SAS (SAS Institute, 1995).

Cada atributo do solo foi submetido ao ajuste de modelos matemáticos na definição dos semivariogramas



**Figura 1.** Perfil altimétrico abrangendo as pedoformas côncava e linear da área em estudo, segundo a classificação de Troeh (1965). Extraído de Pocay (2000).

pelo programa GS<sup>+</sup> (Robertson, 1998) e técnica de interpolação de dados (krigagem), pelo programa Surfer (Golden Software, 1999), para comparar o grau de variabilidade dos atributos químicos estudados. A análise do grau de dependência espacial dos atributos foi realizada segundo Cambardella et al. (1994). Nesta análise, são considerados de dependência espacial forte os semivariogramas que têm um efeito pepita  $\leq 25\%$  do patamar, moderada, entre 25% e 75%, e fraca,  $>75\%$ .

A otimização do esquema amostral na estimação dos atributos químicos do solo foi obtida por meio do programa Sanos for Windows 0.1, o qual baseia-se em um algoritmo de simulação espacial (Van Groenigen et al., 1999) que utiliza vários critérios quantitativos de otimização, sendo o utilizado neste trabalho o da minimização da variância da krigagem ordinária e o semivariograma estimado.

### Resultados e Discussão

Segundo Troeh (1965), a pedoforma côncava condiciona fluxo de água convergente, enquanto a pedoforma linear caracteriza-se por processos de escoamento superficial. Ressalta-se que na área em estudo, a pedoforma côncava possui acúmulo relativo de água, já que possui um sistema aberto no seu interior para uma das laterais (Figura 1).

A CTC na profundidade de 0,0–0,2 m e V% nas duas profundidades estudadas apresentaram distribuição normal (Tabela 1). Oliveira et al. (1999), estudando a variabilidade espacial de atributos químicos, observaram distribuição normal somente em relação à CTC efetiva dos onze atributos químicos do solo estudado. A profundidade de 0,0–0,2 m, por ser afetada pelo processo de mecanização, manejo das culturas e erosão, pode, provavelmente, afetar o comportamento dos atributos químicos do solo, em ambas pedoformas. Logo, o arrastamento das partículas do solo pela erosão pode ter contribuído no comportamento desuniforme nos teores dos atributos químicos analisados. No entanto em se tratando de dados obtidos na natureza, o ajuste de uma distribuição teórica é apenas aproximado (Cressie, 1991).

Os valores do critério de classificação para o coeficiente de variação (CV) proposto por Warrick & Nielsen (1980) para avaliar a dispersão dos dados revelaram-se baixos ( $CV < 12\%$ ) para o pH nas duas profundidades estudadas (Tabela 1). Resultados semelhantes foram encontrados por Carvalho et al. (1998) e Salviano et al. (1998). As variáveis V% na profundidade de 0,6–0,8 m, e CTC e MO em ambas as profundidades apresentaram CV médio ( $12\% < CV < 24\%$ ), corroborando os resultados de Souza et al. (1997). Coeficientes de variação altos ( $CV > 24\%$ ) foram encontrados em relação ao P, K, Ca e Mg nas duas profundidades e V% na profun-

**Tabela 1.** Estatística descritiva dos atributos químicos dos solos, em ambas pedoformas, nas profundidades de 0,0–0,2 m e 0,6–0,8 m.

Atributos químicos	Média	Mediana	Coeficientes			Significância do teste de normalidade
			Varição	Assimetria	Curtose	
0,0–0,2 m						
pH	4,84	4,80	7,55	0,08	0,05	0,01
P (mg dm <sup>-3</sup> )	21,82	18,72	47,88	1,64	5,11	0,0001
K (mmol <sub>c</sub> dm <sup>-3</sup> )	3,51	3,22	44,09	0,64	-0,02	0,0001
Ca (mmol <sub>c</sub> dm <sup>-3</sup> )	25,40	25,00	43,29	0,52	0,14	0,0001
Mg (mmol <sub>c</sub> dm <sup>-3</sup> )	10,04	10,00	43,47	0,81	1,07	0,0001
CTC (mmol <sub>c</sub> dm <sup>-3</sup> )	93,91	92,90	13,60	0,07	-0,01	0,20 <sup>ns</sup>
V (%)	41,21	42,00	33,63	-0,14	-0,59	0,41 <sup>ns</sup>
MO (g dm <sup>-3</sup> )	28,31	28,00	14,35	-0,06	-0,08	0,02
0,6–0,8 m						
pH	5,72	5,70	4,43	-0,46	0,34	0,0001
P (mg dm <sup>-3</sup> )	9,78	7,00	54,17	1,05	0,58	0,004
K (mmol <sub>c</sub> dm <sup>-3</sup> )	0,79	0,73	41,17	1,32	5,44	0,0001
Ca (mmol <sub>c</sub> dm <sup>-3</sup> )	29,72	28,00	37,64	0,57	-0,28	0,001
Mg (mmol <sub>c</sub> dm <sup>-3</sup> )	7,22	7,00	31,42	0,42	-0,06	0,0001
CTC (mmol <sub>c</sub> dm <sup>-3</sup> )	61,71	59,60	21,45	0,59	-0,27	0,0001
V (%)	60,09	61,00	15,51	-0,13	-0,21	0,11 <sup>ns</sup>
MO (g dm <sup>-3</sup> )	13,44	13,00	17,17	0,85	1,40	0,0001

<sup>ns</sup>Não-significativo a 5% de probabilidade pelo teste Shapiro-Wilk.

didade de 0,0–0,2 m. Souza et al. (1997), Salviano et al. (1998) e Carvalho et al. (2003) também encontraram CV altos quanto ao P, K, Ca e Mg, possivelmente por causa do manejo do solo e da aplicação de fertilizantes.

Os resultados da análise geoestatística mostraram que todos os atributos analisados apresentaram dependência espacial nas profundidades estudadas (Tabela 2, Figuras 2 e 3). O modelo esférico ajustou-se à semivariância estimada de todos os atributos químicos com exceção do K e da MO que se ajustaram ao modelo exponencial na profundidade de 0,0–0,2 m. Na profundidade de 0,6–0,8 m, o modelo exponencial ajustou-se à semivariância de todos os atributos químicos, com exceção do Mg que se ajustou ao modelo esférico. Todas as variáveis apresentaram coeficiente de determinação ( $R^2$ ) acima de 0,83, ou seja, 83% da variabilidade existente nos valores da semivariância estimada são explicadas pelos modelos ajustados. Os modelos esférico e exponencial ajustaram-se à semivariância dos atributos em estudo, estando de acordo com resultados que indicam que esses modelos se ajustam melhor aos atributos do solo (Trangmar et al., 1985; Salviano et al., 1998; Carvalho et al., 2003).

A análise da relação  $C_0/(C_0+C_1)$  dos atributos químicos do solo mostrou que todos os atributos apresentaram dependência espacial moderada, segundo a classificação proposta por Cambardella et al. (1994), com exceção da variável Ca, que apresentou forte dependência espacial (Tabela 2). O alcance representa a dis-

tância em que os pontos amostrais estão dependentes espacialmente entre si (Journel & Huijbregts, 1991), ou seja, os pontos localizados numa área de raio menor ou igual ao alcance são mais similares. Houve dois grupos de alcances nas profundidades de 0,0–0,2 m e 0,6–0,8 m, ou seja, as variáveis pH, CTC, V%, Mg, Ca e P apresentaram valores próximos de alcance (744–558, 747–660, 785–893, 808–556, 837–774 e 880–699 m, respectivamente), e as variáveis K e MO também apresentaram valores mais próximos entre si (264–183 e 426–141 m, respectivamente).

Os alcances de dependência espacial na profundidade de 0,6–0,8 m foram menores em relação à profundidade de 0,0–0,2 m com exceção da variável V%, indicando a maior descontinuidade na distribuição espacial dos atributos químicos do solo na camada mais profunda (Tabela 2). O manejo do solo, pelas aplicações de fertilizantes e revolvimento do mesmo, caracterizou uma maior continuidade na distribuição dos atributos químicos na camada mais superficial da área estudada.

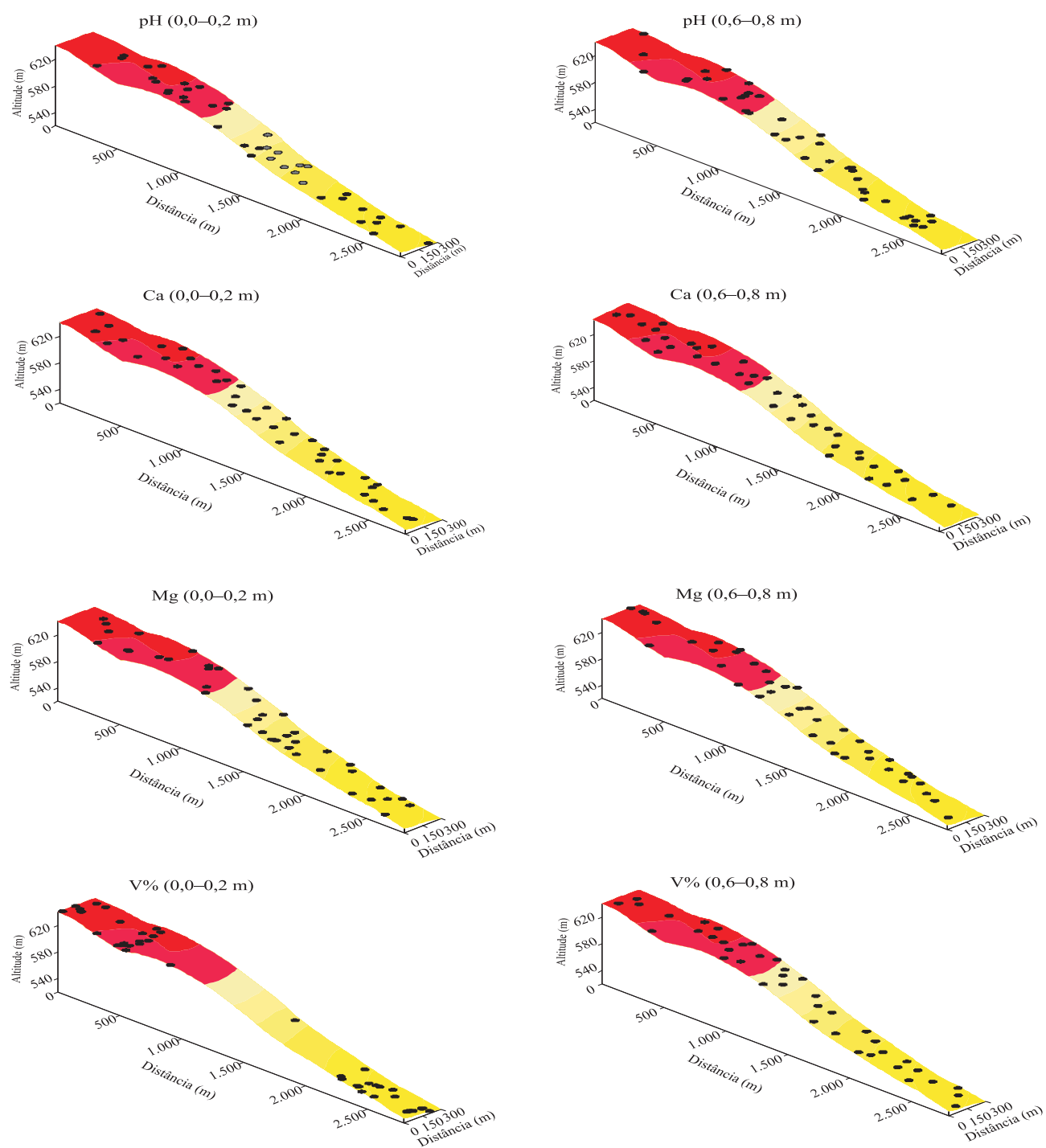
A maior concentração de pontos indicados pelo programa Sanos 0.1, revela os locais de maior variabilidade espacial dos atributos avaliados (Tabela 3). Observa-se que na caracterização da maioria dos atributos químicos estudados, há necessidade de um maior número de pontos de amostragem na pedofoma côncava. Isso reforça a idéia de que, na pedofoma côncava, as condi-

**Tabela 2.** Avaliação geoestatística de atributos químicos dos solos nas diferentes pedofomas estudadas.

Atributos químicos	Modelo	Efeito pepita ( $C_0$ )	Patamar $C_0+C_1$	Alcance (a)	$C_0/(C_1+C_0) \times 100$	$R^2$
0,0–0,2 m						
pH	Esférico	0,06	0,13	744	46	0,99
P ( $\text{mg dm}^{-3}$ )	Esférico	33,2	116,7	880	28	0,97
K ( $\text{mmol}_c \text{dm}^{-3}$ )	Exponencial	1,2	2,4	264	50	0,90
Ca ( $\text{mmol}_c \text{dm}^{-3}$ )	Esférico	53,8	159,2	837	34	0,99
Mg ( $\text{mmol}_c \text{dm}^{-3}$ )	Esférico	11,9	23,7	808	50	0,98
CTC ( $\text{mmol}_c \text{dm}^{-3}$ )	Esférico	110,7	221,5	747	50	0,95
V (%)	Esférico	93,0	216,4	785	43	0,99
MO ( $\text{g dm}^{-3}$ )	Exponencial	9,3	18,7	426	50	0,95
0,6–0,8 m						
pH	Exponencial	0,03	0,07	558	43	0,92
P ( $\text{mg dm}^{-3}$ )	Exponencial	20,40	72,23	699	28	0,98
K ( $\text{mmol}_c \text{dm}^{-3}$ )	Exponencial	0,04	0,11	183	36	0,83
Ca ( $\text{mmol}_c \text{dm}^{-3}$ )	Exponencial	28,10	157,80	774	18	0,98
Mg ( $\text{mmol}_c \text{dm}^{-3}$ )	Esférico	2,19	5,77	556	38	0,98
CTC ( $\text{mmol}_c \text{dm}^{-3}$ )	Exponencial	52,40	205,30	660	26	0,98
V (%)	Exponencial	30,42	112,80	893	27	0,99
MO ( $\text{g dm}^{-3}$ )	Exponencial	1,51	4,99	141	30	0,85

ções pedogeomórficas favorecem maior variabilidade espacial relativa dos atributos químicos (Zebarth et al., 2002; Souza et al., 2003).

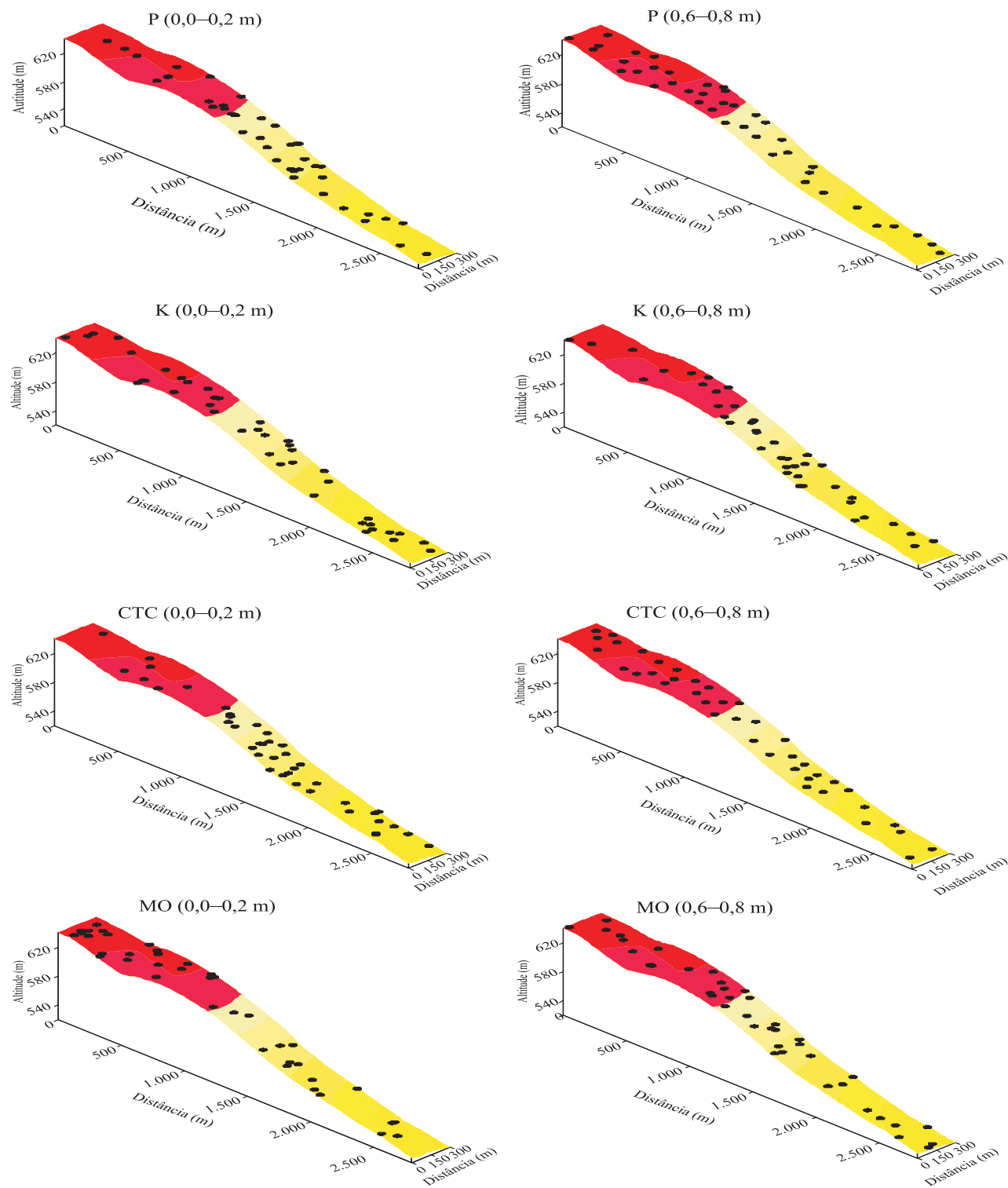
Ao se admitir a hipótese de possível adubação diferenciada nas pedoformas, o maior número de pontos amostrais recomendados para a maioria dos atributos



**Figura 2.** Mapas do esquema amostral otimizado para estimação da variabilidade espacial para os atributos pH, Ca, Mg e V% na pedoforma côncava e linear.

químicos estudados pelo programa Sanos 0.1, na profundidade de 0,6-0,8 m, corrobora a informação de mai-

or variabilidade nos solos de locais côncavos na paisagem (Tabela 3). Aspecto relevante desse programa é a



**Figura 3.** Mapas do esquema amostral otimizado para estimação da variabilidade espacial para os atributos P, K, CTC e MO na pedoforma côncava e linear.

plotagem de pontos em locais de real necessidade, já que os cálculos são realizados com base nas coordenadas geográficas. Souza et al. (2004), estudando a influência da pedoforma na variabilidade espacial de atributos físicos e hídricos, observaram que pequenas variações na pedoforma condicionam variabilidade diferenciada em relação aos atributos físicos e hídricos do solo, sendo que a variabilidade espacial foi maior na pedoforma côncava em relação à linear, influenciada provavelmente pelo fluxo de água.

Souza et al. (2003) também constataram maior variabilidade da erosão na pedoforma côncava. Segundo Resende et al. (1997), a pedoforma côncava possui uma instabilidade maior nas partes mais altas (francamente de remoção) e maior estabilidade nas áreas mais baixas (de acúmulo). Essas diferentes posições criam situações locais variadas. Nesse sentido, estas informações são válidas como critério auxiliar no planejamento de amostragem de solo, que, no caso da agricultura de precisão, representa o fator limitante nos estudos de reconhecimento e mapeamento de locais específicos de manejo. Kravchenko & Bullock (2000), estudando a correlação da produção de milho e feijão com variações da topografia, verificaram que 40% da variabilidade da produção destas culturas e dos atributos do solo foi explicada pelas curvaturas do terreno. Sobieraj et al. (2002) e Zebarth et al. (2002) encontraram relação de atributos químicos com diferentes posições na paisagem.

O número de amostras varia segundo o relevo. Os locais da paisagem sob a mesma classe de solo e manejo semelhante, influenciados pela pedoforma e declive, apresentam padrões de variabilidade espacial dos atributos químicos do solo diferenciados (Tabela 3, Figuras 2 e 3). Deste modo, deve-se considerar a paisagem como fator relevante em estratégias de amostragem do solo, como também a incorporação de um modelo preditivo de variabilidade espacial. Segundo Souza et al. (2003), as diferenças na distribuição espacial dos atributos do solo nas diferentes pedoformas estão associadas às variações no relevo (fluxo de água), sendo este o principal responsável pelas maiores variabilidades na pedoforma côncava.

Malo et al. (1974) relataram que muitos dos atributos do solo seguem padrões sistemáticos e variam de acordo com a posição do solo na paisagem. Desse modo, o conhecimento da variabilidade do solo subsidia decisões sobre diferentes sistemas de manejo, além de outras aplicações como em levantamentos de solos, conhecimento e inferências nas propriedades físicas, químicas e mineralógicas dos solos, entendimento dos processos geomórficos e pedogênicos e estimativas de densidade amostral (Wilding & Dress, 1983; Trangmar et al., 1985; Burrough, 1986).

Ao se utilizar mapas de otimização de amostragem, obtêm-se informações que possibilitam entender melhor

**Tabela 3.** Número de pontos plotados na pedoforma côncava e linear (escarpa, meia encosta e encosta inferior), calculado pelo programa Sanos 0.1 (sugestão de plotagem de 40 pontos).

Atributos químicos	Côncava	Linear		
		Escarpa	Meia encosta	Encosta inferior
0,0–0,2 m				
pH	15	5	13	7
P (mg dm <sup>-3</sup> )	13	5	7	15
K (mmol <sub>c</sub> dm <sup>-3</sup> )	14	7	9	10
Ca (mmol <sub>c</sub> dm <sup>-3</sup> )	12	9	11	8
Mg (mmol <sub>c</sub> dm <sup>-3</sup> )	12	5	16	7
CTC (mmol <sub>c</sub> dm <sup>-3</sup> )	6	11	14	9
V (%)	21	0	3	16
MO (g dm <sup>-3</sup> )	22	4	10	4
0,6–0,8 m				
pH	10	10	13	7
P (mg dm <sup>-3</sup> )	17	10	8	5
K (mmol <sub>c</sub> dm <sup>-3</sup> )	8	12	16	4
Ca (mmol <sub>c</sub> dm <sup>-3</sup> )	15	10	13	3
Mg (mmol <sub>c</sub> dm <sup>-3</sup> )	11	11	11	7
CTC (mmol <sub>c</sub> dm <sup>-3</sup> )	15	8	12	5
V (%)	14	8	12	6
MO (g dm <sup>-3</sup> )	12	11	11	6

o padrão de distribuição espacial e definir diferentes zonas de manejo. Estes mapas podem ser de grande utilidade no planejamento experimental, sendo úteis também como ferramenta aos programas de agricultura de precisão, uma vez que o número de amostras a serem coletadas representa custo elevado.

### Conclusão

A otimização amostral pelo programa Sanos 0.1, em ambas profundidades, indica que a pedofoma côncava apresenta maior variabilidade espacial para os atributos químicos do solo do que a pedofoma linear.

### Agradecimentos

Ao CNPq, pela bolsa concedida a Rafael Montanari; à Fundunesp, pelo financiamento da pesquisa; à Fazenda Santa Izabel, pela parceria no desenvolvimento da pesquisa.

### Referências

- BURROUGH, P.A. **Principles of geographical information systems for land resources assessment**. Oxford: Clarendon Press, 1986. 193p.
- 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 Science Society of America Journal**, v.58, p.1501-1511, 1994.
- CARVALHO, O.S.; GASCÓ, J.M.; LOPÉZ, F.G.; REQUEJO, A.S. Variabilidade espacial de algumas propriedades químicas e físicas de um solo submetido a diferentes sucessões de cultivo. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, v.22, p.497-503, 1998.
- CARVALHO, M.P.; TAKEDA, E.Y.; FREDDI, O.S. Variabilidade espacial de atributos de um solo sob videira em Vitória Brasil (SP). **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, v.27, p.695-703, 2003.
- CRESSIE, N. **Statistics for spatial data**. New York: John Wiley, 1991. p.125-143.
- DANIELS, R.B.; GAMBLE, E.E.; CADY, J.F. The relation between geomorphology and soil morphology and genesis. **Advances in Agronomy**, v.23, p.51-87, 1971.
- EMBRAPA. Centro Nacional de Pesquisa de Solos (Rio de Janeiro, RJ). **Sistema brasileiro de classificação de solos**. Brasília: Embrapa-SPI; Embrapa-CNPq, 1999. 412p.
- GOLDEN SOFTWARE INC. (Golden, Estados Unidos). **Surfer for windows: release 7.0: contouring and 3D surface mapping for scientist's engineers user's guide**. New York, 1999. 619p.
- JOURNAL, A.G.; HUIJBREGTS, C.J. **Mining geostatistics**. London: Academic Press, 1991. 600p.
- KRAVCHENKO, A.N.; BULLOCK, D.G. Correlation of corn and soybean grain yield with topography and soil properties. **Agronomy Journal**, v.92, p.75-83, 2000.
- LARK, R.M. Designing sampling grids from imprecise information on soil variability, an approach based on the fuzzy kriging variance. **Geoderma**, v.98, p.35-39, 2000.
- MALO, D.D.; WORCESTER, B.K.; CASSEL, D.K.; MATZDORF, K.D. Soil-landscape relationships in a closed drainage system. **Soil Science Society of America Proceedings**, v.38, p. 813-817, 1974.
- OLIVEIRA, J.J.; CHAVES, L.H.G.; QUEIROZ, J.E.; LUNA, J.G. Variabilidade espacial de propriedades químicas em um solo salino-sódico. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, v.23, p.783-789, 1999.
- POCAY, V.G. **Relações entre pedofoma e variabilidade espacial de atributos de latossolos sob cultivo intensivo de cana-de-açúcar**. 2000. 177p. Dissertação (Mestrado) - Universidade Estadual Paulista, Jaboticabal.
- RAIJ, B. van; ANDRADE, J.C. de; CANTARELLA, H.; QUAGGIO, J.A. (Ed.). **Análise química para avaliação da fertilidade de solos tropicais**. Campinas: Instituto Agronômico, 2001. 285p.
- RESENDE, M.; CURTI, N.; RESENDE, S.B.; CORRÊA, G.F. **Pedologia: base para distinção de ambientes**. 2.ed. Viçosa: Núcleo de Estudo de Planejamento e Uso da Terra, 1997. 367p.
- ROBERTSON, G.P. **GS+ geostatistics for the environmental sciences: GS+ user's guide**. Plainwell: Gamma Design Software, 1998. 152p.
- RUHE, R.V.; DANIELS, R.B.; CADY, J.G. **Landscape evolution and soil formation in South Western Iowa**. Ames: USDA, 1967. (Technical Bulletin, 1349).
- SALVIANO, A.A.C.; VIEIRA, S.R.; SPAROVEK, G. Variabilidade espacial de atributos de solo e de *Crotalaria juncea* (L.) em área severamente erodida. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, v.22, p.115-122, 1998.
- SAS INSTITUTE (Cary, Estados Unidos). **Statistical analysis system for Windows: Computer program manual**. Cary, 1995. 705p.
- SOBIERAJ, J.A.; ELSENBEEER, H.; COELHO, R.M.; NEWTON, B. Spatial variability of soil hydraulic conductivity along a tropical rainforest catena. **Geoderma**, v.108, p.79-90, 2002.
- SOUZA, L.S.; COGO, N.P.; VIEIRA, S.R. Variabilidade de propriedades físicas e químicas do solo em um pomar cítrico. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, v.21, p.367-372, 1997.
- SOUZA, C.K.; MARQUES JÚNIOR, J.; MARTINS FILHO, M.V.; PEREIRA, G.T. Influência do relevo na variação anisotrópica dos atributos químicos e granulométricos de um Latossolo em Jaboticabal, SP. **Engenharia Agrícola**, v.23, p.486-495, 2003.
- SOUZA, Z.M.; MARQUES JÚNIOR, J.; PEREIRA, G.T. Influência da pedofoma na variabilidade espacial de alguns atributos físicos e hídricos de um Latossolo sob o cultivo da cana-de-açúcar. **Irriga**, p.1-11, 2004.
- TRANGMAR, B.B.; YOST, R.S.; WADE, M.K.; UEHARA, G. Applications of geostatistics to spatial studies of soil properties. **Advances in Agronomy**, v.38, p.45-94, 1985.



TROEH, F.R. Landform equations fitted to contour maps. **American Journal of Science**, v.263, p.616-627, 1965.

VAN GROENIGEN, J.W.; SIDERIUS, W.; STEIN, A. Constrained optimisation of soil sampling for minimisation of the kriging variance. **Geoderma**, v.87, p.239-259, 1999.

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, 1980. p.319-344.

WEBSTER, R.; OLIVER, M.A. **Statistical methods in soil and land resource survey**. Oxford: Oxford University Press, 1990. 316p.

WILDING, L.P.; DREES, L.R. Spatial variability and pedology. In: WILDING, L.P.; SMECK, N.E.; HALL, G.F. (Ed.). **Pedogenesis and soil taxonomy**: I. Concepts and interactions. New York: Elsevier, 1983. p.83-116.

ZEBARTH, B.J.; REES, H.; WALSH, J.; CHOW, L.; PENNOCK, D.J. Soil variation within a hummocky podzolic landscape under intensive potato production. **Geoderma**, v.110, p.19-33, 2002.

---

Recebido em 15 de junho de 2004 e aprovado em 13 de setembro de 2004