

Variabilidade espacial de matéria orgânica, P, K e CTC de um latossolo cultivado com cana-de-açúcar por longo período

José Marques Júnior¹, Zigomar Menezes de Souza², Gener Tadeu Pereira³, Diogo Mazza Barbieri¹

RESUMO

Com o aumento dos custos na agricultura é fundamental o uso de tecnologias que permitam o uso racional de fertilizantes, evitando desperdícios e aumentando a eficiência das atividades agrícolas. Portanto, objetivou-se com este estudo avaliar a variabilidade espacial da matéria orgânica (MO), fósforo (P), potássio (K) e capacidade de troca catiônica (CTC) em duas profundidades de um Latossolo Vermelho eutroférico cultivado com cana-de-açúcar por longo período. Os dados foram submetidos à análise estatística descritiva, geoestatística e krigagem. No terço inferiores da encosta após análise detalhada da variação do gradiente do declive, caracterizaram-se dois compartimentos da paisagem (I e II), sobre os quais os solos foram amostrados nos pontos de cruzamento de uma malha, com intervalos regulares de 50 m, perfazendo um total de 206 pontos, nas profundidades de 0,0-0,2 m e 0,6-0,8 m. Os maiores alcances foram observados na profundidade de 0,0-0,2 m para todas as variáveis estudadas, refletindo os efeitos do maior tempo de exposição dos horizontes superficiais ao intemperismo e/ou manejo químico dos solos. Pequenas variações nas formas do relevo propiciam variabilidade nos atributos químicos dos solos.

Palavras-chave: geoestatística, relação solo-paisagem, krigagem.

Spatial variability of organic matter, P, K and CEC in a long-term sugarcane cultivated oxisol

ABSTRACT

When the spatial variability of soil chemical attributes can be measured and registered, it can be used to optimize fertilizer application in each point, increasing the productivity and reducing environmental disturbances. The present work was developed in Guariba-SP, with the objective of evaluating the spatial variability of organic matter (OM), phosphorus (P), potassium (K) and cation exchange capacity (CEC) in an oxisol under sugarcane cultivation. Data were submitted to descriptive statistics, geostatistics and kriging analyzes. After detailed slope gradient variation analysis at the lowest third of the hillside, two compartments (I and II) we identified. Soil samples were collected at the crossing points of a regular grid with intervals of 50 m, comprising a total of 206 points, at the depths of 0.0-0.2 m and 0.6-0.8 m, in each one of these compartments. The largest ranges were observed at the depth of 0.0-0.2 m for all the studied variables, reflecting the effects of the largest time of exhibition of the superficial horizons to weathering. We can conclude, based on the results, that the variability in the soil chemical attributes is related to small variations in the forms of the landscape.

Keywords: geostatistics, soil-landscape relationship, kriging.

1 INTRODUÇÃO

O Brasil é atualmente o maior produtor de cana-de-açúcar do mundo, possuindo uma área plantada em torno de 6,2 milhões de hectares (Dieese, 2007). Porém, a aplicação de fertilizantes ocorre em áreas extensas consideradas homogêneas, não levando em consideração às condições de relevo, cor do solo e classe textural, ou seja, a variabilidade natural dos solos.

A aplicação excessiva dos insumos agrícolas, além dos problemas ambientais e ecológicos, contribui diretamente para o aumento dos custos de produção, causando, em muitos casos, a inviabilidade econômica da atividade (Balastreire et al., 1997). Portanto, quando a variabilidade espacial de atributos químicos, for medida e registrada, podem auxiliar com informações que otimizem as aplicações dos fertilizantes, aumentando a produtividade das culturas e diminuindo os problemas ambientais gerados (Walker et al., 2001).

A variabilidade espacial de solos sempre existiu e deve ser considerada toda vez que a amostragem de campo for efetuada, pois pode indicar locais que necessitam de tratamento diferenciado quanto ao manejo, sem prejuízo para a representatividade, possibilitando maior detalhamento da área. Dentro deste contexto, a geoestatística torna-se uma ferramenta importante no estudo da variabilidade espacial dos solos. Para isso, é recomendável que se faça amostragem representativa da área, para que se possam obter dados com valores que realmente correspondam à realidade da parcela.

A amostragem do solo em malha “grid” tem demonstrado ser o método mais eficiente para avaliar a variabilidade espacial da fertilidade do solo (Francis & Schapers, 1997), sendo amplamente recomendado e utilizado pelos usuários da tecnologia da agricultura de precisão, porém, apresenta um custo alto para os agricultores. Uma alternativa que tem sido explorada nos últimos anos e que parece ser bastante promissora é a divisão da gleba em sub-área ou zonas de manejo com base em atributos como cor do solo, textura, altitude, declividade, drenagem, classes de solo e características da paisagem (Fraisse et al., 1999; Fridges et al., 2000).

Segundo os princípios básicos da experimentação, a variabilidade do solo ocorre de forma aleatória. No entanto, várias pesquisas mostram que a variabilidade dos atributos químicos do solo apresenta correlação ou dependência espacial (Trangmar et al., 1985; Souza et al., 1997; Souza et al., 2003; Souza et al., 2004). Cavalcante et al. (2007) estudando a variabilidade espacial dos atributos matéria orgânica, fósforo, potássio e capacidade de troca catiônica, encontraram maior variabilidade para o fósforo e potássio.

O cultivo extensivo do solo, com o passar do tempo, conduz ao aumento na sua heterogeneidade, porém, existem muitas causas de variação nos atributos do solo relacionadas com os fatores de formação, com o manejo e com a erosão (Salviano et al., 1998; Castrignanò & Stelluti, 1999). Como resultado, a natureza da variabilidade espacial do solo estudado depende da escala de observação e do atributo em questão (Trangmar et al., 1985). Atributos do solo afetados pelo manejo como os atributos químicos apresentam maiores variações do que atributos físicos (Paz & Taboado, 1996; Souza et al., 1997; Souza et al., 2003). Os atributos químicos do solo são alguns dos possíveis responsáveis pela influência na oscilação da produtividade em áreas consideradas homogêneas. Porém, antes de buscar qualquer relação destes elementos com a cultura, é importante avaliar a extensão e a intensidade da dependência espacial desta variação, isoladamente ou em conjunto com outros atributos (Gandah et al., 2000).

O excesso de fertilizantes pode reduzir a produção e a qualidade das culturas. Por exemplo, o fósforo, que na sua composição apresenta altas concentrações de Cd que uma vez retido nas partículas do solo poderá ser carregado para os mananciais provocando sua contaminação; já o nitrato por sua alta solubilidade e baixa retenção nos constituintes do solo poderá ser lixiviado e poluir os aquíferos. Considerando o gasto e os problemas ambientais que o excesso de fertilizantes pode causar, objetivou-se com este estudo analisar a variabilidade espacial dos atributos matéria orgânica (MO), fósforo (P), potássio (K) e capacidade de troca de cátion (CTC) em um Latossolo Vermelho eutroférrico, cultivado com cana-de-açúcar por longo período.

2 MATERIAL E MÉTODOS

A área de estudo localiza-se no nordeste do Estado de São Paulo, no município de Guariba (SP). As coordenadas geográficas são 21° 19' de latitude sul e 48° 13' de longitude oeste, com altitude média de 640 m acima do nível do mar. O clima da região, segundo a classificação de Köppen, é do tipo mesotérmico com inverno seco (Cwa), com precipitação média de 1.400 mm, com chuvas concentradas no período de novembro a fevereiro. A vegetação natural era constituída por floresta tropical subcaducifólia e mata ciliar.

O relevo é predominantemente suave ondulado com declividades médias variando de 3 a 8 %. O cultivo intensivo de cana-de-açúcar com queima antes da colheita, vem sendo conduzido por um período de mais de 30 anos consecutivos. A área foi renovada no ano de 1995, com adubação de 600 kg ha⁻¹ da fórmula 5-25-25 e nos anos de 1996, 1997 e 1998 a adubação foi de 500 kg ha⁻¹ da mesma formulação. Nos anos de 1999 e 2000 a área não recebeu adubação química, apenas foi aplicado 80 m³ ha⁻¹ de vinhaça como adubação orgânica. Para o cultivo, foi realizada uma escarificação e uma gradagem leve (destorroamento). O solo da área foi classificado como Latossolo Vermelho

eutroférico textura muito argilosa (LVef) (Embrapa, 2006).

De acordo com o modelo de Troeh (1965), classificou-se a curvatura e o perfil das formas do terreno no terço inferior da encosta, em dois compartimentos I e II, como mostrado na Figura 1. No compartimento I verificou-se uma menor variação das formas e curvaturas do terreno (predomínio da forma linear) e no compartimento II observou-se uma predominância da forma convexa. Realizou-se análise estatística dos atributos químicos (t de Student para o nível de probabilidade de 95 %) em cada compartimento. Os solos foram amostrados nos pontos de cruzamento de uma malha, com intervalos regulares de 50 m, perfazendo um total de 206 pontos em uma área de 42 ha, nas profundidades de 0,0-0,2 m e 0,6-0,8 m. Os valores das variáveis fósforo e potássio disponível foram extraídos utilizando o método da resina trocadora de íons proposta por Raij et al. (2001). Com base nos resultados das análises químicas, foram calculados os valores da variável capacidade de troca catiônica (CTC). A determinação dos valores da variável matéria orgânica foi realizada segundo metodologia proposta pela Embrapa (1997).

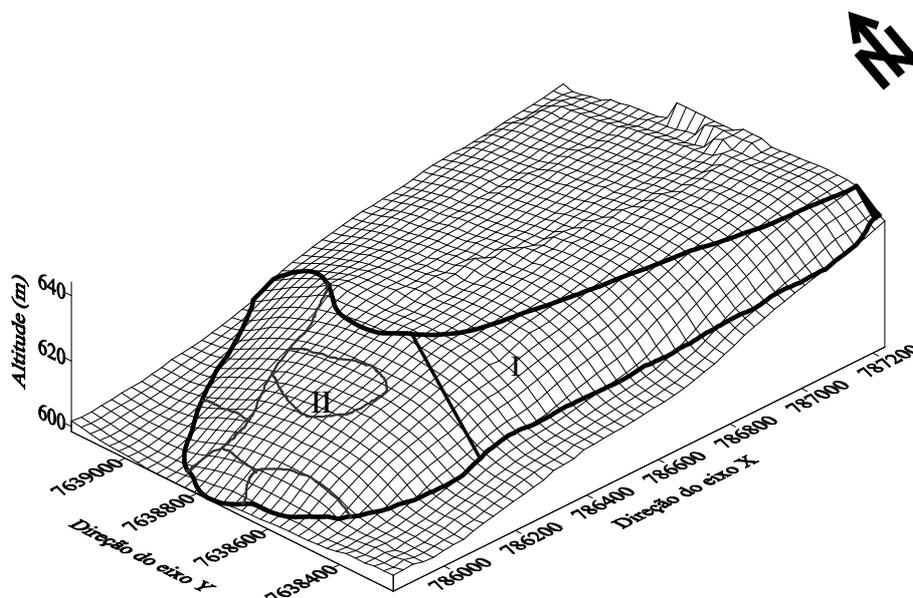


Figura 1. Mapa da área de estudo, com compartimentos identificados (I e II).

A variabilidade do solo foi, primeiramente, avaliada pela análise exploratória dos dados, calculando-se a média, mediana, variância, coeficiente de variação,

coeficiente de assimetria e coeficiente de curtose. A hipótese de normalidade dos dados foi testada pelo teste de Kolmogorov-Smirnov, utilizando o programa SAS (Schlotzhaver &

Littell, 1997). A observação de valores extremos (máximos e mínimos) e distribuição de frequência revelaram a existência de valores atípicos para os atributos químicos em estudo. Após a verificação da inexistência de erros dos dados de laboratório, optou-se pela reedição dos dados extremos, por meio da média de seus vizinhos.

A dependência espacial foi avaliada por meio da geoestatística, conforme Vieira (2000), por meio do cálculo da semivariância. A análise geoestatística é baseada na suposição de que medições separadas por distâncias pequenas são mais semelhantes umas às outras do que aquelas separadas por distâncias maiores. A semivariância é, por definição, dada por:

$$\gamma(\mathbf{h}) = \frac{1}{2} E[Z(\mathbf{x}_i) - Z(\mathbf{x}_i + \mathbf{h})]^2, \quad (1)$$

a qual é uma função do vetor \mathbf{h} e, portanto, depende da magnitude e da direção \mathbf{h} .

A semivariância é estimada pela expressão abaixo:

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

sendo: $N(\mathbf{h})$ é o número de pares de valores medidos, $z(x_i)$ e $z(x_i+h)$, separados por um vetor distância \mathbf{h} e, $z(x_i)$ e $z(x_i+h)$ são valores da i -ésima observação da variável regionalizada, coletados nos pontos x_i e x_i+h ($i=1, \dots, n$), separados pelo vetor \mathbf{h} . O gráfico de $\gamma^*(\mathbf{h})$ contra os valores correspondentes de \mathbf{h} , é denominado semivariograma. Do ajuste do modelo matemático aos valores calculados de $\gamma^*(\mathbf{h})$, são estimados os coeficientes do modelo teórico para o semivariograma (efeito pepita, C_0 ; patamar, C_0+C_1 ; alcance, a).

Foram ajustados aos dados os seguintes modelos: (a) esférico (Esf), $\gamma^*(\mathbf{h}) = C_0 + C_1 [1,5 (h/a) - 0,5 (h/a)^3]$ para $0 < h < a$ e $\gamma^*(\mathbf{h}) = C_0 + C_1$ para $h > a$; (b) exponencial (Exp), $\gamma^*(\mathbf{h}) = C_0 + C_1 [1 - \exp(-3h/a)]$ para $0 < h < d$, onde d é a distância máxima na qual o semivariograma é definido; (c) gaussiano (Gau), $\gamma^*(\mathbf{h}) = C_0 + C_1 [1 - \exp(-3h^2/a^2)]$ (Journel & Huijbregts, 1991). Estes modelos foram ajustados utilizando-se o programa GS⁺ (Robertson, 1998). Para elaboração dos mapas de distribuição espacial dos atributos químicos foi utilizado o programa Surfer (GOLDEN SOFTWARE, 1999).

A razão entre o efeito pepita e o patamar permite a classificação e a comparação entre os

atributos do solo (Trangmar et al., 1985). Esta razão foi utilizada para definir as classes distintas de dependência espacial das variáveis do solo, utilizando-se a classificação de Cambardella et al. (1994). Considera-se dependência espacial forte quando a razão é menor ou igual a 25 %, dependência espacial moderada quando a razão é superior a 25 % e menor ou igual a 75 % e dependência fraca quando a razão é maior que 75 %.

3 RESULTADOS E DISCUSSÃO

Os resultados referentes à análise descritiva para os teores dos atributos químicos (matéria orgânica, fósforo, potássio e capacidade de troca catiônica), indicaram ajuste à distribuição normal (Tabela 1). Os valores de assimetria e curtose demonstram distribuições assimétricas para os atributos químicos em estudo. Segundo Isaaks & Srivastava (1989) o coeficiente de assimetria é mais sensível a valores extremos do que a média e o desvio padrão, uma vez que um único valor pode influenciar fortemente o coeficiente de assimetria, pois os desvios entre cada valor e a média são elevados à terceira potência.

Apesar da ocorrência de algumas distribuições assimétricas, os valores da média e mediana de todos os atributos químicos estudados são próximos, evidenciando que os dados não apresentam assimetria acentuada. Nesse sentido, conforme Little & Hills (1978) quando os valores da média, mediana e moda apresentam valores semelhantes, os dados apresentam ou aproximam da distribuição normal. Isto pode ser um indicativo de que as medidas de tendência central não são dominadas por valores atípicos na distribuição (Cambardella et al., 1994), demonstrando que todos os atributos envolvidos no estudo estão aproximando-se de uma distribuição normal indicando que os dados estão adequados para o uso da geoestatística.

Mais importante que a normalidade dos dados é a ocorrência do efeito proporcional em que a média e a variância dos dados não sejam constante na área de estudo, evento não observado, ou seja, ocorrência de estacionaridade de segunda ordem necessária ao uso da geoestatística, a qual pode ser observada pelos patamares bem definidos dos semivariogramas ajustados (Isaaks &

Srivastava, 1989). Para dados obtidos na natureza, o ajuste de uma distribuição teórica é apenas aproximado (Webster, 2000). A normalidade dos dados não é uma exigência da

geoestatística, é conveniente apenas que a distribuição não apresente caudas muito alongadas, o que poderia comprometer as análises (Cressie, 1991).

Tabela 1. Estatística descritiva para os atributos matéria orgânica (g dm^{-3}), fósforo (mg dm^{-3}), potássio ($\text{mmol}_c \text{dm}^{-3}$) e capacidade de troca catiônica ($\text{mmol}_c \text{dm}^{-3}$) de amostras coletadas na malha nas profundidades de 0,0-0,2 m e 0,6-0,8 m.

Estatística	Atributos químicos			
	Matéria orgânica	Fósforo	Potássio	CTC ⁽¹⁾
			0,0-0,2 m	
Média	27,8	26,4	5,0	93,8
Mediana	28,0	26,0	4,7	93,7
Mínimo	20,0	17,0	1,8	72,5
Máximo	37,0	37,0	10,0	116,6
Assimetria	0,22	0,39	0,67	0,16
Curtose	-0,26	-0,56	-0,41	-0,44
CV (%)	12,9	36,1	43,6	9,9
d ⁽²⁾	0,08	0,09	0,08	0,04 ^{ns}
			0,6-0,8 m	
Média	13,3	6,0	0,8	55,8
Mediana	13,0	5,0	0,8	54,2
Mínimo	8,0	2,0	0,4	40,1
Máximo	19,0	13,0	1,5	75,7
Assimetria	0,36	0,64	0,61	0,54
Curtose	-0,41	-0,60	0,46	-0,51
CV (%)	17,8	49,2	36,7	15,4
d	0,11	0,17	0,16	0,08

⁽¹⁾CTC = capacidade de troca catiônica; ⁽²⁾d = ^{ns} não-significativo a 5 % de probabilidade pelo teste Kolmogorov-Smirnov.

De acordo com a classificação do coeficiente de variação (CV) proposta por Warrick & Nielsen (1980), a variável capacidade de troca catiônica na profundidade de 0,0-0,2 m apresentou baixa variabilidade e média para a profundidade de 0,6-0,8 m (Tabela 1). Os valores de CV para os atributos fósforo e potássio foram considerados altos nas duas profundidades de estudo. A variável matéria orgânica apresentou CV médio nas duas profundidades. O coeficiente de variação foi menor na profundidade de 0,0-0,2 m em relação à profundidade de 0,6-0,8 m para todos os atributos químicos com exceção do potássio (Tabela 1).

Conforme Vanni (1998), um coeficiente de variação maior que 35 % revela que a série é heterogênea e a média tem pouco significado. Se for maior que 65 %, a série é muito heterogênea e a média não tem significado algum. Porém, se for menor que 35 %, a série é homogênea e a média tem significado, podendo ser utilizada como representativa da série de onde foi obtida. Dessa forma pode-se dizer que o fósforo e potássio nas profundidades de 0,0-

0,2 m e 0,6-0,8 m apresentaram série de dados heterogêneos e a média tem pouco significado.

Os resultados da análise geoestatística (Tabela 2) mostraram que todas as variáveis analisadas apresentaram dependência espacial nas duas profundidades estudadas. A análise dos semivariogramas para os atributos químicos em estudo, não indicou nenhuma direção preferencial, ou seja, os dados não possuem anisotropia, a variabilidade espacial dos dados ocorre da mesma maneira em todas as direções (Vieira, 2000).

Na profundidade 0,0-0,2 m, os dados dos atributos matéria orgânica, fósforo e capacidade de troca catiônica ajustaram-se ao modelo esférico e do potássio ao modelo exponencial, com R^2 acima de 0,90. Na profundidade 0,6-0,8 m todas as variáveis ajustaram-se ao modelo exponencial, com exceção da variável matéria orgânica que se ajustou ao modelo linear, com R^2 acima de 0,90. Os modelos ajustados aos dados dos atributos químicos são considerados transitivos (Isaaks & Srivastava, 1989), pois possui patamar, ou seja, a partir de um determinado valor da distância entre amostras, não existe mais dependência espacial (a

variância da diferença entre pares de amostras torna-se invariante com a distância). Os modelos esféricos e exponenciais apresentam-se como o modelo teórico mais comum aos atributos do solo e planta (Trangmar et al., 1985; Cambardella et al., 1994; Vieira, 2000).

O efeito pepita é um parâmetro importante do semivariograma e indica variabilidade não explicada considerando a distância de amostragem utilizada (Vieira, 2000). Esse

parâmetro pode ser expresso como percentagem do patamar, com o objetivo de facilitar a comparação do grau de dependência espacial das variáveis em estudo (Trangmar et al., 1985). A análise da relação $C_0/(C_0+C_1)$ dos atributos químicos mostrou que todas os atributos químicos estudados apresentaram grau de dependência espacial moderada nas profundidades em estudo (Tabela 2).

Tabela 2. Modelos e parâmetros estimados dos semivariogramas experimentais para os atributos químicos matéria orgânica (g dm^{-3}), fósforo (mg dm^{-3}), potássio ($\text{mmol}_c \text{dm}^{-3}$) e capacidade de troca catiônica ($\text{mmol}_c \text{dm}^{-3}$) de amostras coletadas na malha nas profundidades de 0,0-0,2 m e 0,6-0,8 m.

Parâmetro	Atributos químicos			
	Matéria orgânica	Fósforo	Potássio	CTC ⁽¹⁾
	0,0-0,2 m			
Modelo	Esférico	Esférico	Exponencial	Esférico
Efeito pepita (C_0)	2,68	17,75	3,50	42,01
Patamar (C_0+C_1)	8,99	49,01	7,70	91,31
Alcance (a)	665	633	288	564
$C_0/(C_0+C_1)$ ⁽²⁾ (%)	30	36	45	46
$R^{2(3)}$ (%)	98	90	90	97
SQR ⁽⁴⁾	1,80	148	3,25	89,01
	0,6-0,8 m			
Modelo	Linear	Exponencial	Exponencial	Exponencial
Efeito pepita (C_0)	8,28	1,09	0,01	32,10
Patamar (C_0+C_1)	-	3,86	0,03	73,55
Alcance (a)	-	51,60	45,50	448
$C_0/(C_0+C_1)$ (%)	-	28	33	44
R^2 (%)	91	90	91	96
SQR	8,39	0,15	1,94E-05	110

⁽¹⁾CTC = capacidade de troca catiônica; ⁽²⁾ $C_0/(C_0+C_1)$ = grau de dependência espacial; ⁽³⁾ R^2 = coeficiente de determinação; ⁽⁴⁾SQR = soma dos quadrados dos resíduos.

O alcance representa a distância em que os pontos amostrais estão correlacionados entre si, ou seja, os pontos localizados numa área de raio igual ao alcance são mais homogêneos entre si. O alcance relacionado em ordem crescente para a profundidade de 0,0-0,2 m teve os seguintes valores para os atributos químicos em estudo: potássio, 288 m; capacidade de troca de cátions, 564 m; fósforo, 633 m e matéria orgânica 665 m. Na profundidade de 0,6-0,8 m, o alcance apresentou os seguintes valores: potássio, 45,50 m; fósforo, 51,60 m e capacidade de troca de cátions, 448 m. Na profundidade de 0,6-0,8 m os alcances foram menores em relação à profundidade de 0,0-0,2 m, indicando a maior descontinuidade na distribuição espacial dos atributos do solo na profundidade de 0,6-0,8 m, concordando com os resultados obtidos por Souza et al. (2003) e Souza et al. (2004) em áreas de Latossolos sob o cultivo de cana-de-açúcar.

Os parâmetros dos modelos de semivariogramas ajustados foram utilizados para estimar valores em locais não amostrados por meio da krigagem (Figura 2). Os mapas dos atributos matéria orgânica, fósforo e capacidade de troca catiônica na profundidade de 0,0-0,2 m apresentam valores variando de 26 a 33 g dm^{-3} para matéria orgânica, sendo considerado baixos para solos com alto teor de argila como no caso desta área, de 22 a 45 g dm^{-3} para o fósforo, teor médio e de 82 a 106 $\text{mmol}_c \text{dm}^{-3}$ para capacidade de troca catiônica, valor médio para esta variável. Os valores de potássio variam de 3 a 9 $\text{mmol}_c \text{dm}^{-3}$, na camada de 0,0-0,2 m, o que corresponde a níveis baixos a muito alto, mostrando a grande variação dos teores deste atributo. Na profundidade de 0,6-0,8 m os valores variam na faixa de 0,6-1,3 $\text{mmol}_c \text{dm}^{-3}$, e são considerados muito baixos. Os mapas da espacialização dos atributos químicos nas duas profundidades em estudo são bem similares,

indicando que os menores valores desses atributos encontram-se no compartimento II

com maior declividade relativa (Figura 1).

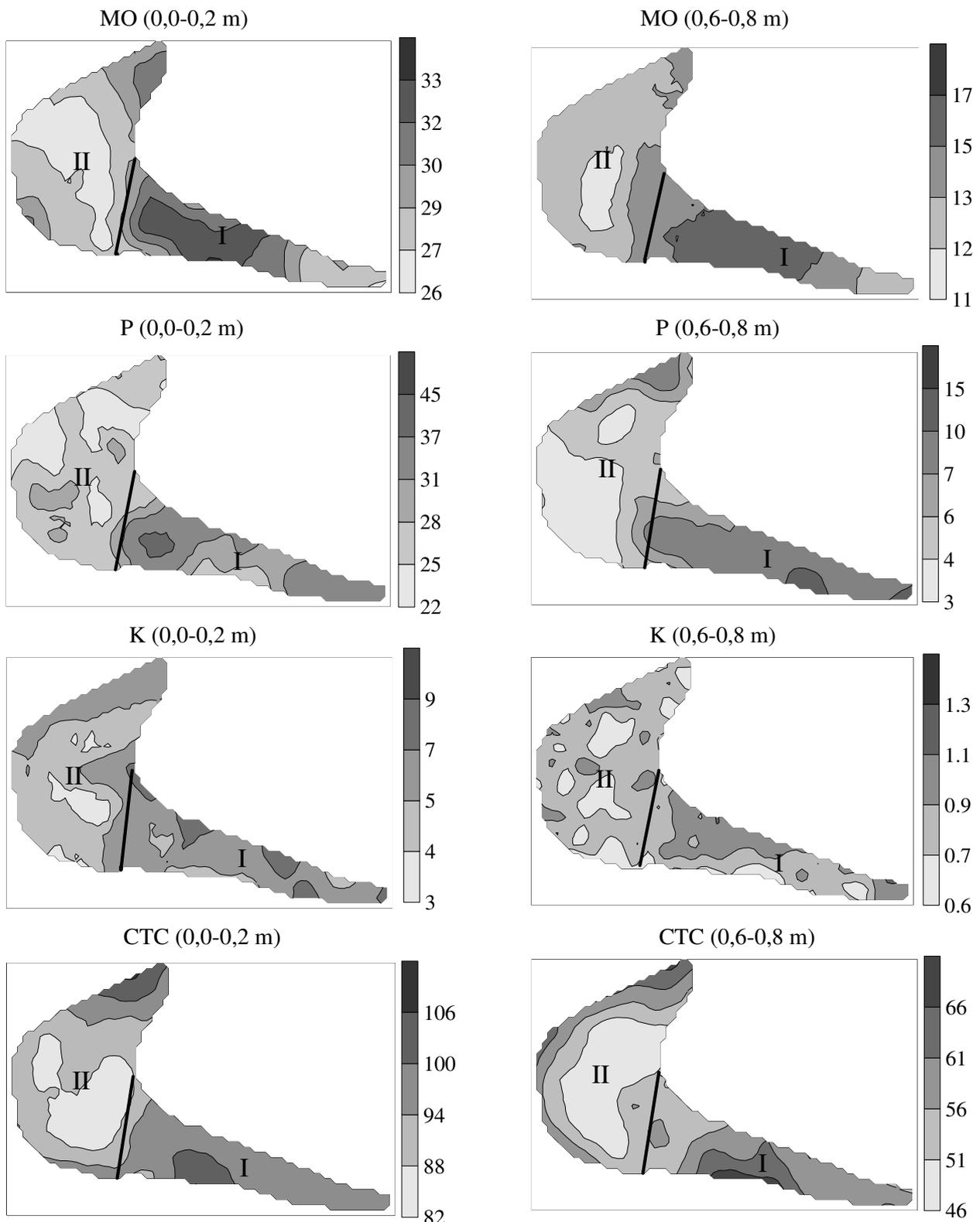


Figura 2. Distribuição espacial da matéria orgânica (g dm^{-3}), fósforo (mg dm^{-3}), potássio ($\text{mmol}_c \text{dm}^{-3}$) e capacidade de troca catiônica ($\text{mmol}_c \text{dm}^{-3}$) de amostras coletadas na malha nas profundidades de 0,0-0,2 m e 0,6-0,8 m.

Observa-se uma grande amplitude nos atributos químicos estudados. Esta grande amplitude revela os problemas que podem ocorrer quando se usa a média dos valores para

o manejo da fertilidade. Em alguns locais da área, a aplicação de fertilizante será inferior à dosagem necessária; em outros, a aplicação será

condizente com as necessidades e, em outros, poderá haver aplicação excessiva.

Comparando-se o mapa das formas do relevo (Figura 1) e da Krigagem (Figura 2) para todas as variáveis em estudo, verifica-se que no compartimento I (linear), os teores médios dos atributos químicos, em ambas profundidades são mais elevados (Tabela 3). Já no compartimento II (convexo), os teores médios são relativamente menores. Estas informações

coincidem com os estudos Florinsky et al. (2002), Vaidya & Pal (2002), os quais encontraram relação entre atributos químicos e diferentes posições na paisagem. Souza et al. (2003) afirmam que as variações dos atributos do solo nas diferentes pedoformas estão associadas às formas do relevo, sendo este o principal responsável pelas maiores variações na pedoforma côncava e/ou convexa.

Tabela 3. Valores médios nos compartimentos para os atributos matéria orgânica (g dm^{-3}), fósforo (mg dm^{-3}), potássio ($\text{mmol}_c \text{dm}^{-3}$) e capacidade de troca catiônica ($\text{mmol}_c \text{dm}^{-3}$) de amostras coletadas na malha nas profundidades de 0,0-0,2 m e 0,6-0,8 m.

Atributos químicos ⁽¹⁾	Profundidade 0,0-0,2 m		Profundidade 0,6-0,8 m	
	Compartimento I	Compartimento II	Compartimento I	Compartimento II
Matéria orgânica	30,15 a	25,31 b	15,40 a	10,41 b
Fósforo	28,87 a	23,33 b	7,82 a	3,50 b
Potássio	6,71 a	3,52 b	0,92 a	0,51 b
Capacidade de troca catiônica	98,51 a	89,91 b	58,26 a	50,19 b

⁽¹⁾ Valores seguidos pela mesma letra na linha não diferem entre si pelo teste t, ao nível de 5 % de probabilidade.

4 CONCLUSÕES

A identificação de compartimentos com base na forma do relevo na área de estudo é importante para a compreensão da variação dos teores dos atributos químicos estudados.

A variabilidade espacial de atributos químicos deve ser levada em consideração no planejamento agrícola, estas informações poderão ser usadas para otimizar as aplicações de fertilizantes, aumentando a produtividade e diminuindo custos e os problemas ambientais.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

BALASTREIRE, L.A.; ELIAS, A.I.; AMARAL, J.R. Agricultura de precisão: mapeamento da produtividade da cultura do milho. *Engenharia Rural*, v. 8, n. 1, 1997, p. 97-111.

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 American Journal*, v. 58, n. 5, 1994, p. 1501-1511.

CASTRIGNANÒ, A.; STELLUTI, M. Fractal geometry and geostatistics for describing the field variability of soil aggregation. *Journal of Agricultural Engineering*, v. 73, n. 1, 1999, p. 13-18.

CAVALCANTE, E.G.S.; ALVES, M.C.; PEREIRA, G.T.; SOUZA, Z.M. Variabilidade espacial de MO, P, K e CTC do solo sob diferentes usos e manejos. *Ciência Rural*, v. 37, n. 2, 2007, p. 394-400.

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

DIEESE - Departamento Intersindical de Estatística e Estudos Socioeconômicos. *Estudos e Pesquisas. Desempenho do setor sucroalcooleiro brasileiro e os trabalhadores*. Ano 3, n. 30. São Paulo: DIEESE, 2007. 34p.

EMBRAPA - Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária, Centro Nacional de Pesquisa de Solos. *Manual de métodos de análise de solo*. Rio de Janeiro, 1997. 212p.

EMBRAPA - Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária, Centro Nacional de Pesquisa

de Solos. *Sistema brasileiro de classificação de solos*. Rio de Janeiro, 2006. 306p.

FLORINSKY, I.V.; EILERS, R.G.; MANNING, G.R.; FULLER, L.G. Prediction of soil properties by digital terrain modeling. *Environmental Modelling and Software*, v. 17, n. 3, 2002, p. 295-311.

FRAISSE, C.W.; SUDDUTH, K.A.; KITCHEN, N.R.; FRIDGEN, J.J. *Use of unsupervised clustering algorithms of delineating within-field management zones*. ASAE PAPER, American Society of Agricultural Engineering, St. Joseph, MI., 1999.

FRANCIS, D.; SCHAPERS, J.S. Selective soil sampling for site-specific nutrient management. In: EUROPEAN CONFERENCE ON PRECISION AGRICULTURE, 1, Warwick, 1997. *Proceedings...* Warwick, University Conference Center, 1997. p.119-126.

FRIDGES, J.J.; FRAISSE, C.W.; KITCHEN, N.R.; SUDDUTH, K.A. Delineation and analysis of site-specific management zones. In: INTERNATIONAL CONFERENCE ON PRECISION AGRICULTURE, 5., Minneapolis, 2000. *Proceedings...* Minneapolis, ASA, CSSA and SSSA, 2000. 16p.

GANDAH, M.; STEIN, A.; BROUWER, J.; BOUMA, J. Dynamics of spatial variability of millet growth and yields at three sites in Niger, west Africa and implications for precision agriculture research. *Agricultural Systems*, v. 63, n. 2, 2000, p. 123-140.

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.

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

JOURNAL, A.G.; HUIJBREGTS, C.J. *Mining geostatistics*. London: Academic Press, 1991. 600p.

LITTLE, T.M.; HILLS, F.J. *Agricultural experimentation*. New York: John Wiley & Sons, 1978. 350p.

PAZ, A.G.; TABOADO, M.T. Medida del microrrelieve del suelo y estimación de la retención hídrica en depresiones de la superficie. *Jornal de la Sociedad Española de Geomorfología*, v. 34, n. 4, 1996, p.829-841.

RAIJ, van B.; ANDRADE, J.C.; CANTARELLA, H.; QUAGGIO, J.A. *Análise química para avaliação da fertilidade de solos tropicais*. Campinas: Instituto Agrônômico, 2001. 285p.

ROBERTSON, G.P. *GS⁺: Geostatistics for the environmental sciences – GS⁺ User's Guide*. Plainwell, Gamma Design Software, 1998. 152p.

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, n. 1, 1998, p. 115-122.

SCHLOTZHAVER, S.D.; LITTELL, R.C. *SAS: system for elementary statistical analysis*. 2. ed. Cory: SAS, 1997.

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, n. 3, 1997, p. 367-372.

SOUZA, C.K.; MARQUES JR., J.; MARTINS FILHO, M.V.; PEREIRA, G.T. Influência do relevo na variação anisotrópica dos atributos químicos e granulométricos de uma latossolo em Jaboticabal-SP. *Engenharia Agrícola*, v. 23, n. 3, 2003, p. 486-495.

SOUZA, Z.M.; MARQUES JR., J.; PEREIRA, G.T.; MOREIRA, L.F. Variabilidade espacial do pH, Ca, Mg e V%

do solo em diferentes formas do relevo sob cultivo de cana-de-açúcar. *Ciência Rural*, v. 34, n. 6, 2004, p. 1763-1771.

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, n. 1, 1985, p. 45-94.

TROEH, F.R. Landform equations fitted to contour maps. *American Journal of Science*, v. 263, n. 3, 1965, p. 616-627.

VAIDYA, P.H.; PAL, D.K. Microtopography as a factor in the degradation of Vertisols in central India. *Land Degradation & Development*, v. 13, n. 5, 2002, p. 429-445.

VANNI, S.M. *Modelos de regressão: estatística aplicada*. São Paulo: Legmar Informática & Editora, 1998. 177p.

VIEIRA, S.R. Geoestatística em estudos de variabilidade espacial do solo. In: NOVAIS, R. et al. (Ed.). *Tópicos em ciência do solo*. Viçosa. Sociedade Brasileira de Ciência do Solo, 2000, v. 1, p. 1-53.

WALKER, A.; JURADO-EXPOSITO, M.; BENDING, G.D.; SMITH, V.J.R. Spatial variability in the degradation rate of isoproturon in soil. *Environmental Pollution*, v. 111, n. 3, 2001, p. 407-415.

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.

WEBSTER, R. Is soil variation random? *Geoderma*, v. 97, n. 1-2, 2000, p. 149-163.

¹ Depto. de Solos e Adubos, FCAV/UNESP, Jaboticabal, SP. E-mail: marques@fcav.unesp.br

² Professor Doutor, Depto. de Água e Solo, FEA/UNICAMP, Campinas, SP.
E-mail: zigomarms@agr.unicamp.br

³ Professor Doutor, Depto. de Ciências Exatas, FCAV/UNESP, Jaboticabal, SP.
E-mail: genertp@fcav.unesp.br