

# Variabilidade espacial de cobre e manganês em Argissolo sob cultivo de cana-de-açúcar<sup>1</sup>

Spatial variability of copper and manganese in Ultisol cultivated with sugarcane

Lúcia Helena Garófalo Chaves<sup>2,\*</sup> e Carlos Henrique de Azevedo Farias<sup>3</sup>

**Resumo** - O cobre e manganês são elementos traços e absolutamente essenciais para o desenvolvimento normal das plantas. Esses elementos participam de vários sistemas enzimáticos e desempenham várias funções metabólicas nas plantas. Nos solos, o cobre e o manganês geralmente ocorrem em teores baixos e a dinâmica dos mesmos pode ser afetada pelas características dos mesmos, como por exemplo, o pH, a umidade, o teor de matéria orgânica e a fração mineral do solo. Portanto, variações nos atributos químicos do solo podem induzir mudanças na disponibilidade destes micronutrientes. O objetivo deste trabalho foi determinar os teores de cobre e manganês e avaliar sua variabilidade espacial em um Argissolo sob cultivo de cana-de-açúcar na região de Capim, PB. O solo foi amostrado nos pontos de cruzamento de uma malha retangular de 300 x 400 m, perfazendo um total de 65 pontos, em 790 ha, na profundidade de 0-30 cm. Os dados de cobre e manganês foram submetidos às análises: estatística descritiva, geoestatística e interpolação por krigagem. O coeficiente de variação indicou variabilidade média e alta para os teores de cobre e manganês, respectivamente. Observou-se um grau moderado de dependência espacial para o cobre e um grau forte de dependência espacial para o manganês. Os níveis de cobre e manganês corresponderam, em média, a 0,81 e 1,13 mg kg<sup>-1</sup>, respectivamente. O uso da técnica de geoestatística possibilitou a descrição dos teores de cobre e manganês do solo o que permitiu a definição de zonas específicas de manejo.

**Palavras-chave** - Geoestatística. Micronutrientes-solos. Qualidade do solo.

**Abstract** - Copper and manganese are trace elements and they are absolutely essential for the normal healthy growth of plants. These elements play a part of several enzyme systems and other metabolic functions in the plants. In soils, copper and manganese, usually occur in low levels and the dynamics of them can be affected by pH, humidity, organic matter content and mineral fraction of soil. Therefore, variations in the soil chemical attributes can induce changes in the availability of micronutrients. The aim of this study was to evaluate the copper and manganese levels and its spatial variability in an Ultisol cultivated with sugarcane. The study was carried out in a 790 ha area in the surrounding of Capim, Paraíba State, Brazil. A 300 x 400 m grid was projected onto the experimental area. Soil samples were obtained at each grid point (65 points) from 0-30 cm depth. The data set was submitted to descriptive statistics, geostatistics and kriging analyses. The coefficient of variation indicated medium and high variability to copper and manganese, respectively. Moderate spatial dependence was observed to copper and strong spatial dependence to manganese. The copper and manganese levels corresponded, on the average, to 0.81 and 1.13 mg kg<sup>-1</sup>, respectively. The geostatistics analysis allowed a description of copper and manganese levels which permitted the definition of site-specific management.

**Key words** - Geostatistic. Micronutrient. Soil quality.

\*Autora para correspondência

<sup>1</sup>Recebido para publicação em 07/05/2008; aprovado em 02/03/2009

<sup>2</sup>Eng. Agrônoma, Ph. D., Profª. Titular da Unidade Acadêmica de Engenharia Agrícola, Centro de Tecnologia e Recursos Naturais, Universidade Federal de Campina Grande, Av.: Aprígio Veloso, 882, CEP: 58 109-970, Campina Grande, PB, lhgarofalo@hotmail.com

<sup>3</sup>Eng. Agrônomo, D. Sc., Pesquisador da Destilaria Miriri S/A, carlos.henrique@miriri.com.br

## Introdução

Os elementos cobre (Cu) e manganês (Mn) fazem parte do elenco dos micronutrientes essenciais para o desenvolvimento das culturas, desempenhando importante papel na nutrição mineral, bioquímica e fisiologia das plantas (BERTONI, et al., 1999; BERTONI et al., 2000; MANN et al., 2001; MARSCHNER, 1995; OLIVEIRA JUNIOR et al., 2000). Em cana-de-açúcar, por exemplo, a deficiência dos mesmos, além de diminuir a produção, resulta em caldo com maior teor de fenóis e amido, e esses compostos durante o processamento da cana ou estocagem do açúcar se oxidam, alterando a cor do alimento ou da bebida. Essa deficiência deve-se a baixa disponibilidade do cobre e do manganês em grande parte dos solos e agrava-se ainda mais naqueles que são submetidos à calagem, como é o caso dos Argissolos do tabuleiro costeiro do Estado da Paraíba, onde são encontradas as lavouras canavieiras.

O aumento anormal das concentrações desses elementos nos solos resulta da deposição atmosférica e da aplicação de fertilizantes, corretivos, agrotóxicos (NÚÑEZ et al., 1999), água de irrigação (RAMALHO et al., 1999) e resíduos orgânicos (OLIVEIRA, 1998) e inorgânicos (AMARAL SOBRINHO et al., 1999).

O aproveitamento agrícola dos resíduos da agroindústria sucroalcooleira no Brasil se constitui numa prática bastante generalizada, tanto no caso dos efluentes líquidos, principalmente a vinhaça, como também dos sólidos, como a torta de filtro. De acordo com Cerri et al. (1988), estes resíduos podem apresentar teores expressivos de cobre e manganês, e com a aplicação dos mesmos nos solos, elevadas quantidades destes elementos são adicionadas anualmente nos solos.

Na Fazenda Capim II, o cultivo da cana-de-açúcar, até o ano de 2007, era feito pelo sistema convencional sem o uso de vinhaça e torta de filtro, no entanto, a partir desta data, o uso destes resíduos tornou-se uma prática corriqueira, o que provavelmente, tem contribuído para modificar os teores de cobre e manganês no solo da área.

A estatística clássica supõe que a variabilidade de determinada propriedade associada à sua média é aleatória e não contém referência à distribuição espacial das diferenças, dentro de uma mesma mancha de solo (TRANGMAR et al. 1985). No entanto, as técnicas da geoestatística permitem conhecer a continuidade de uma variável de interesse, em toda uma área de estudo, demonstrando a variação espacial do fenômeno através de mapas de variabilidade. Uma das grandes aplicações da geoestatística é a possibilidade de construção de mapas temáticos que permitam analisar a variável em estudo (LEMON FILHO et al., 2008).

Estudos geoestatísticos com o auxílio de semivariogramas têm comprovado a dependência espacial para o cobre e manganês do solo (COUTO; KLAMT, 1999; SILVEIRA; CUNHA, 2002). Neste caso, a krigagem é adequada para avaliar a distribuição espacial destes elementos, como foi comprovado por Valladares et al. (2007), estudando a distribuição de Zn em solo cultivado com vinhedo.

Diante disto, e com o intuito de avaliar, ao longo dos próximos anos, as variações dos teores de cobre e manganês no solo, sob plantio de cana-de-açúcar da Fazenda Capim II, decorrente da aplicação de vinhaça e torta de filtro, objetivou-se com este trabalho determinar os teores destes elementos e avaliar a variabilidade espacial dos mesmos no solo, para servir de referência para futuras avaliações.

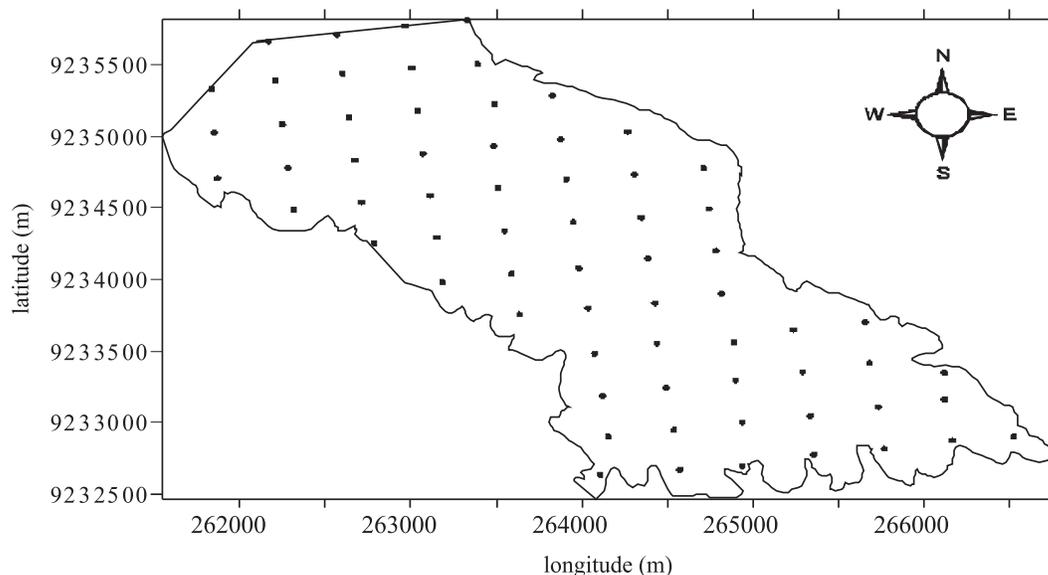
## Material e métodos

A área experimental de 790 ha, localiza-se na Fazenda Capim II, no município de Capim, estado da Paraíba, tendo como coordenadas 6° 54' 59,88" de Latitude Sul e 35° 09' 17,86" de Longitude Oeste, com altitude média de 121 metros.

Nesta área, onde ocorre o Argissolo Acinzentado Distrófico com textura variando de franca arenosa a franca argilo arenosa, antes do início da aplicação de vinhaça e torta de filtro, foi estabelecida uma malha retangular de 65 pontos (300 x 400 metros) (Figura 1) nos quais foram abertas trincheiras de 1 m<sup>3</sup> e coletadas amostras de solo na profundidade de 0-30 cm. A coleta foi feita nesta profundidade tendo em vista que a vinhaça e a torta de filtro são aplicadas na superfície do solo e que é nesta profundidade que ocorre maior teor de matéria orgânica, podendo ocorrer maior acúmulo de Cu e Mn.

Os teores dos elementos cobre e manganês, nas amostras de solo, foram determinados pelo método de Mehlich conforme Embrapa (1997). Os resultados obtidos foram analisados através da estatística descritiva calculando as medidas de posição (média e mediana), de dispersão (valor máximo, valor mínimo e coeficiente de variação) e da forma da distribuição dos dados (coeficiente de curtose).

De acordo com os valores do coeficiente de variação (CV), a variabilidade dos dados de cobre e manganês foi classificada, segundo Warrick e Nielsen (1980) em baixa (CV < 12%), média (12 < CV < 62%) e alta (CV > 62%). Avaliou-se, também, a distribuição de frequência dos dados, verificando se seguia a distribuição normal ou lognormal. Para verificar a aderência ou não dos dados à distribuição normal, aplicou-se o teste de Kolmogorov-Smirnov (KS) com nível de 5% de probabilidade, o



**Figura 1** - Distribuição geográfica dos pontos de amostragem de solo

qual consiste, segundo Costa Neto (1997) no cálculo das diferenças entre as probabilidades da variável normal reduzida e as probabilidades acumuladas dos dados experimentais. Se o valor calculado, em módulo, for menor que o tabelado (0,168), a distribuição experimental é aceita como aderente à distribuição normal. Para um número de amostras (n) maior que 50, calcula-se KS pela equação:

$$KS = \sqrt{\frac{-\ln\left(\frac{p}{2}\right)}{2n}} \quad (1)$$

onde: KS - diferença máxima admitida entre a curva experimental e a teórica

p - nível de significância escolhido

n - número de dados amostrados

A análise da dependência espacial foi feita por meio da geoestatística, utilizando-se o semivariograma, com base nas pressuposições de estacionaridade da hipótese intrínseca, o qual pode ser estimado por:

$$\gamma^*(h) = \frac{1}{2N_i(h)} \sum_{j=1}^{N_i(h)} [z(s_i) - z(s_i + h)]^2 \quad (2)$$

em que:  $N(h)$  é o número de pares de pontos  $z(s_i)$  e  $z(s_i + h)$  separados por uma distância  $h$ , informando quão diferentes se tornam os valores em função de  $h$  (COUTO et al., 2000).

O semivariograma foi representado pelo gráfico de  $\gamma^*(h)$  versus  $h$ . Após o ajuste de um modelo matemático aos valores calculados de  $\gamma^*(h)$  foram definidos os coeficientes do modelo teórico para o semivariograma, ou seja, o efeito pepita,  $C_o$ , o patamar,  $C$ , e o alcance de dependência espacial, "a" (COUTO et al., 2000). Para analisar o grau de dependência espacial da variável em estudo, utilizou-se a classificação de Cambardella et al. (1994) em que são considerados de dependência espacial forte os semivariogramas que têm efeito pepita  $\leq 25\%$  do patamar, de dependência espacial moderada quando o efeito pepita está entre 25 e 75% do patamar e de dependência espacial fraca, quando o efeito pepita é  $>75\%$  do patamar.

Os mapas de isolinhas foram elaborados utilizando-se as informações provenientes do semivariograma durante o processo de krigagem na interpolação dos dados.

A autovalidação dos dados foi realizada mediante o procedimento definido como "jack-knifing"; para tanto a estimativa para cada ponto medido é realizada considerando que os mesmos não existem; como a krigagem é um interpolador exato, quando os valores medidos são considerados como perdidos, imediatamente são estimados novos valores para os mesmos. O resultado então, é um gráfico 1:1 que segue o modelo abaixo descrito.

$$Z^*(x_i) = a + bZ(x_i) \quad (3)$$

onde:  $a$  é a interseção,  $b$  é o coeficiente angular da reta,  $Z^*(x_i)$  é a estimativa e  $Z(x_i)$  é o que foi medido.

Todos os modelos de variograma foram testados, entretanto, considerou-se o melhor aquele que apresentou o maior valor de  $R^2$ .

## Resultados e discussão

Observando-se os menores e maiores valores dos elementos cobre e manganês (Tabela 1), constata-se grande amplitude de variação, mas como a amplitude total considera apenas os valores extremos de um conjunto de dados, um valor discrepante pode mascarar a realidade, como mostram os histogramas de frequência (Figura 2) que apresentaram assimetria positiva (à esquerda). Observa-se, por exemplo, que apenas uma amostra de solo apresentou o maior teor de cada um dos elementos, apesar da amplitude dos mesmos. Mesmo assim, esta amostra (correspondente a 12 ha), deve ser considerada na análise, pois representa a realidade da área estudada.

De acordo com a classificação dos teores de cobre e manganês apresentada em Sousa e Lobato (2004) e com a frequência de distribuição, tem-se que 13,85; 44,61 e 41,54% das amostras de solo apresentaram teores baixos ( $\text{Cu} < 0,4 \text{ mg kg}^{-1}$ ), médios ( $0,5 < \text{Cu} < 0,8 \text{ mg kg}^{-1}$ ) e altos ( $\text{Cu} > 0,8 \text{ mg kg}^{-1}$ ) de cobre, respectivamente. No caso do manganês, obteve-se 90,77; 7,69 e 1,54% das amostras de solo com teores baixo ( $\text{Mn} < 1,9 \text{ mg kg}^{-1}$ ), médio ( $2 < \text{Mn} < 5 \text{ mg kg}^{-1}$ ) e alto ( $\text{Mn} > 5 \text{ mg kg}^{-1}$ ), respectivamente.

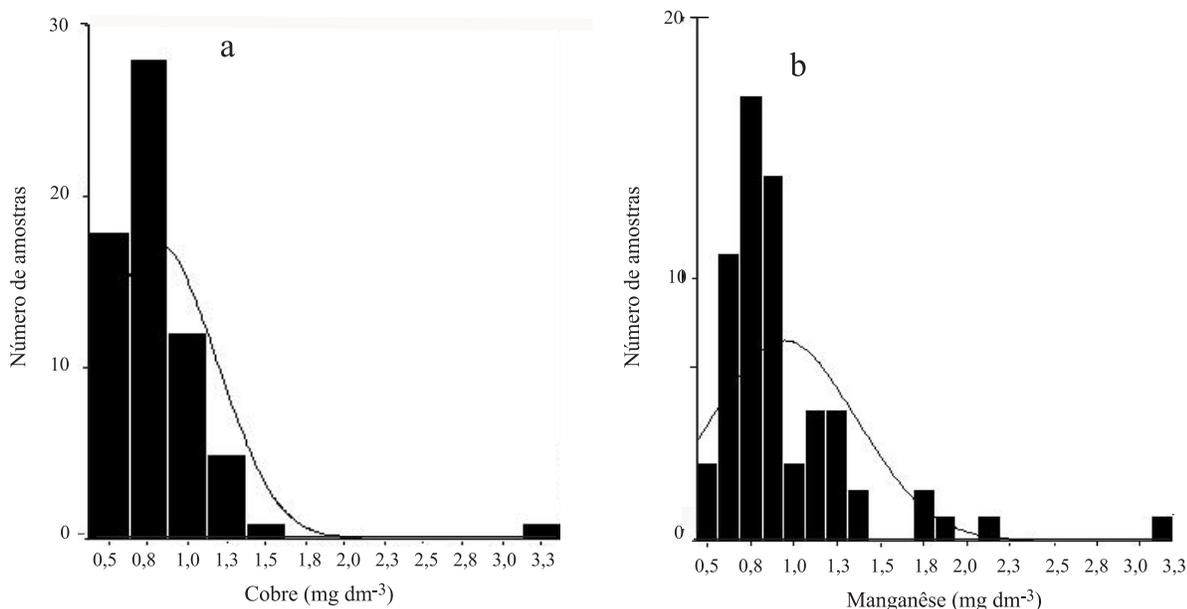
Isto significa dizer que, do ponto de vista da fertilidade do solo, na maior parte da área estudada predominam teores médios e baixos de cobre e manganês, respectivamente. Os baixos teores de manganês, provavelmente, são decorrentes dos baixos teores de matéria orgânica encontrados nas amostras do solo, uma vez que esta é uma das principais fontes deste nutriente no solo (ZANÃO JÚNIOR et al., 2007). A predominância de teores médios de cobre também foi observada por Couto e Klamt (1999) em Latossolos e por Lima e Oliveira (2003) em Argissolos. Segundo Montezano et al. (2006), deficiências de cobre e manganês têm sido verificadas em solos com alto teor de matéria orgânica, em decorrência da sua ação quelante sobre esses íons.

Pela estatística descritiva dos dados (Tabela 1), apesar de não ter sido encontrado um valor igual a 3 para o coeficiente de curtose, o que caracterizaria uma distribuição normal dos dados (SPIEGEL, 1985), os resultados do teste KS a 5% de probabilidade e o fato dos valores das medidas de tendência central, média e mediana, serem semelhantes, indicam que os dados de cobre se distribuem de forma normal e, sendo assim, a média aritmética dos mesmos pode ser usada para inferir

**Tabela 1** - Resultados da análise estatística descritiva do estoque de carbono nas três profundidades estudadas

Variável	Média	Mediana	Mínimo	Máximo	CV	Curtose	KS	Distribuição Normal
	mg kg <sup>-1</sup>				%			
Cobre	0,81	0,76	0,42	3,16	45,96	23,69	0,159	Sim
Manganês	1,13	0,89	0,16	5,39	73,80	9,96	0,221	Não

CV: coeficiente de variação; KS: o valor do teste KS Tabelado foi de 0,168 com 5% de probabilidade, valores acima deste indicam a não normalidade dos dados



**Figura 2** - Histogramas de frequência e linhas de distribuição normal para os teores de cobre (a) e manganês (b) na profundidade de 0 - 0,30 m

sobre a variabilidade das amostras. O mesmo não ocorreu com os dados de manganês que apesar de ter apresentado um valor de curtose menor, de acordo com o teste KS, não se distribuem de forma normal. Segundo Cambardella et al. (1994), o valor da média sendo diferente daquele da mediana, é um indicativo de que as medidas de tendência central são dominadas por valores atípicos na distribuição, ou seja, no presente trabalho, a média do manganês não pode ser adotada como boa estimativa da tendência central dos valores da população (Tabela 1).

Seguindo a classificação de CV, proposta por Warrick e Nielsen (1980), observou-se que os teores de cobre e manganês apresentaram variabilidade média e alta, respectivamente. O contrário foi observado por Montezano et al. (2006) que encontraram CV alto para o cobre, corroborando com Silveira e Cunha (2002), e médio para o manganês, estando de acordo com os resultados de Silveira et al. (2000) e de Carvalho et al. (2003). Machado et al. (2007) e Zanão Júnior et al. (2007), trabalhando com Latossolos, encontraram CV médio tanto para o cobre como para o manganês. Em pesquisa feita por Couto e Klamt (1999) sobre micronutrientes no solo, constatou-se que os teores desses elementos tiveram CVs acima de 50%, podendo isto ser explicado, neste caso, pelo manejo do solo. De acordo com Coelho (2005), a alta variabilidade espacial dos micronutrientes depende da textura, da matéria orgânica, da capacidade de troca catiônica e do pH dos solos. Considerando que a área estudada, ao longo dos anos, vem sendo cultivada com cana-de-açúcar, a variabilidade observada de cobre e manganês, deve estar relacionada às práticas de fertilização, calagem e preparo do solo, como por exemplo, o uso de subsolador, que contribui para o aumento da variação dessas propriedades do solo (COUTO; KLAMT, 1999).

O cobre e o manganês (Tabela 2 e Figuras 3 e 4), corroborando com Zanão Júnior et al. (2007), apresentaram dependência espacial expressa pelos modelos de semivariogramas autoavaliados pela técnica “jeck-knifing” (Figura 5). Os dados desses elementos ajustaram-se ao modelo esférico, tendo o critério de seleção do modelo o R<sup>2</sup>, concordando com os resultados de várias pesquisas que indicam este modelo como o de maior ocorrência para os atributos do solo (BERTOLANI; VIEIRA, 2001;

SALVIANO et al., 1998; TRANGMAR et al., 1985). O modelo esférico para o manganês também foi observado por Couto e Klamt (1999), no entanto, para o cobre os autores encontraram efeito pepita puro. Já os modelos dos semivariogramas que se ajustaram melhor aos dados de cobre e manganês, encontrados por Machado et al. (2007), foram o exponencial e linear, respectivamente. Zanão Júnior et al. (2007), estudando a variabilidade espacial de micronutrientes nas camadas de 0 – 10 e de 10 -20 cm de profundidade de um Latossolo Vermelho, observaram que os modelos exponencial e esférico se ajustaram aos dados de cobre e manganês, da primeira e segunda camada, respectivamente.

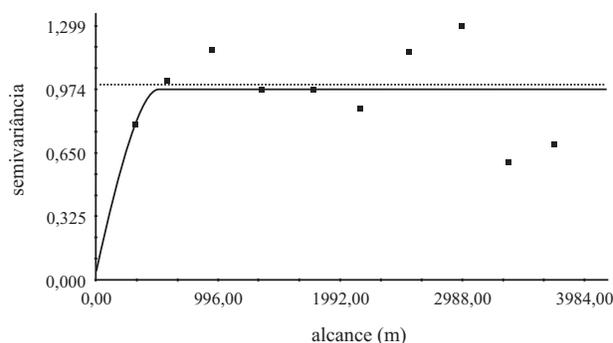


Figura 3 - Semivariogramas do cobre das amostras de solo coletadas nas profundidades de 0-30 cm

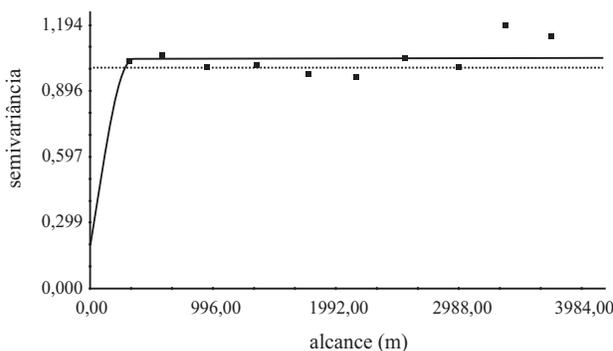
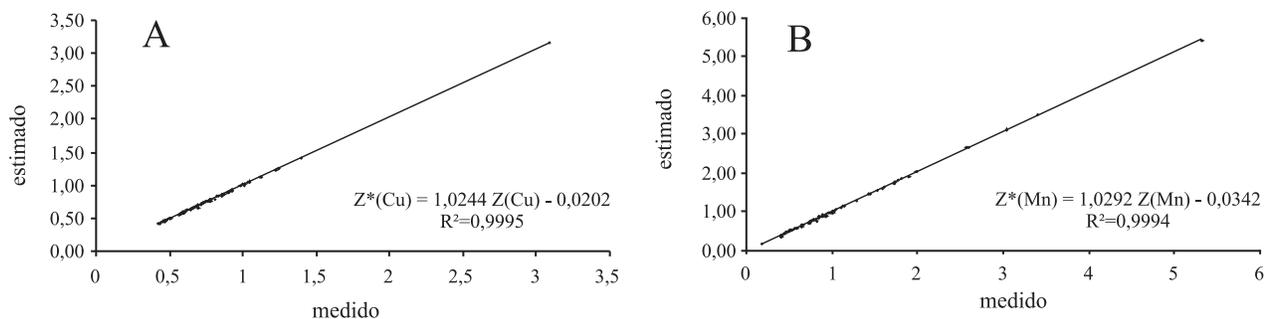


Figura 4 - Semivariogramas do manganês das amostras de solo coletadas nas profundidades de 0-30 cm

Tabela 2 - Modelos e parâmetros estimados dos semivariogramas ajustados aos dados de estoque de carbono nas três profundidades estudadas

Variável	Modelo	C <sub>0</sub>	Patamar	A <sub>0</sub> m	$\frac{[C_0/(C_0 + C)] \times 100}{\%}$	GDE	R <sup>2</sup>
Cobre	Esférico	0,038	0,937	516	3,90	Forte	0,86
Manganês	Esférico	0,187	0,854	357	17,96	Forte	0,89

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



**Figura 5** - Autovalidação dos modelos através da técnica do “jack-knifing” (gráficos 1:1), (A) manganês e (B) cobre

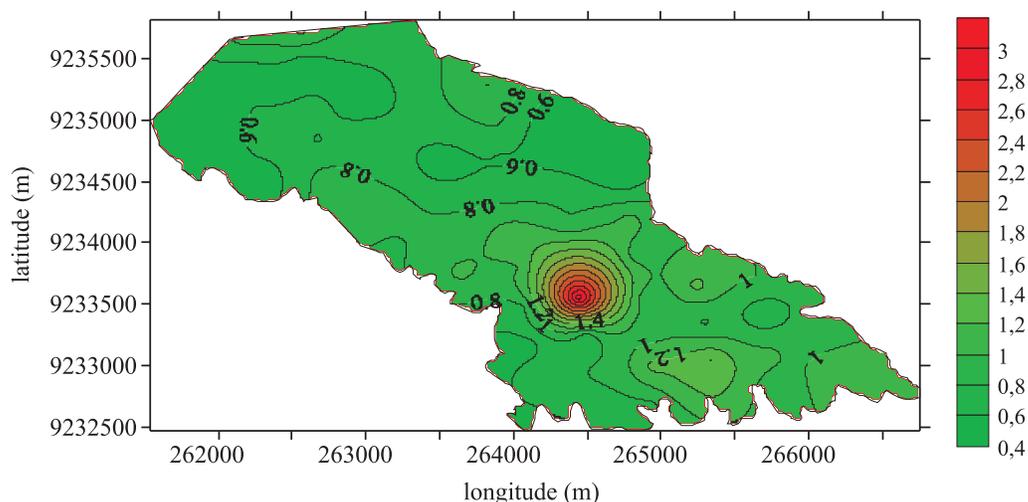
O efeito pepita (Co) reflete a descontinuidade entre valores separados por distâncias menores do que o usado no intervalo de amostragem. Segundo Vieira (2000), ele representa a variância não explicada ou ao acaso, frequentemente causada por erros de medições ou variações dos atributos que não podem ser detectadas na escala de amostragem. Assim, quanto maior for o valor do efeito pepita, mais fraca será a dependência espacial do atributo em questão.

A relação em porcentagem entre o efeito pepita e o patamar do semivariograma (C) pode indicar o grau de dependência espacial (TRAGMAR et al., 1985). De acordo com os critérios estabelecidos por Cambardella et al. (1994), os teores de cobre e manganês apresentaram forte grau de dependência espacial (Tabela 2). Segundo estes mesmos autores, quanto mais forte for a dependência espacial apresentada por um atributo do solo, mais ele é influenciado por propriedades intrínsecas do solo; aqueles com fraca dependência são mais influenciados por fatores externos como por exemplo, preparo e cultivo do solo. A análise geoestatística dos dados de manganês, obtidos por Machado et al. (2007), mostrou não haver dependência

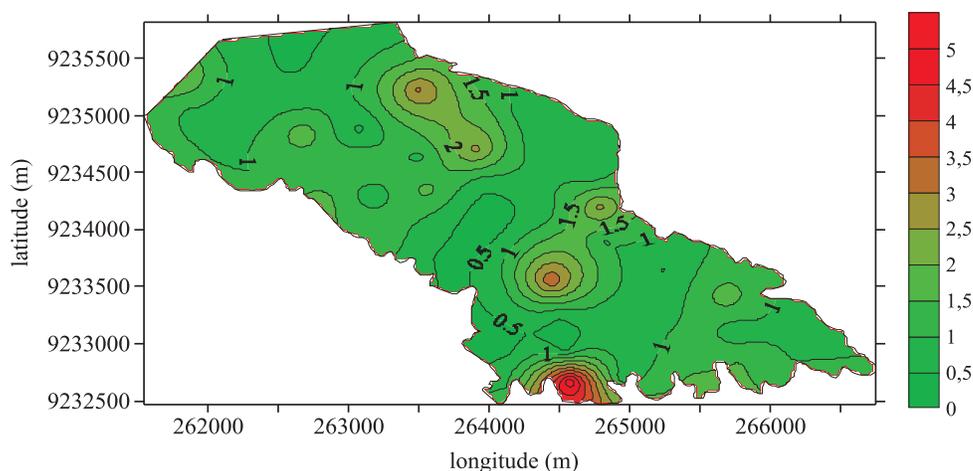
espacial, ou seja, estes dados são espacialmente independentes.

O alcance é um atributo importante no estudo dos semivariogramas, que significa a distância máxima em que uma variável está correlacionada espacialmente, ou seja, determinações realizadas a distâncias maiores que o alcance têm distribuição aleatória e por isso, são independentes entre si, devendo ser aplicada a estatística clássica. Segundo Trangmar et al. (1985), o alcance de um atributo garante que todos os vizinhos dentro de um círculo com esse raio são tão similares que podem ser usados para estimar valores para qualquer ponto entre eles. O valor de alcance para o manganês, no presente trabalho, foi semelhante ao encontrado por Couto e Klamt (1999). Segundo Trangmar et al. (1985) o alcance define o raio máximo para o qual amostras vizinhas são usadas para interpolação por técnicas de krigagem.

Os parâmetros dos modelos de semivariogramas ajustados foram utilizados para estimar teores de cobre e manganês em locais não amostrados por krigagem, gerando, desta forma, mapas de distribuição espacial



**Figura 6** - Distribuição espacial do cobre ( $\text{mg dm}^{-3}$ ) das amostras de solo coletadas na profundidade de 0-30 cm



**Figura 7** - Distribuição espacial do manganês ( $\text{mg dm}^{-3}$ ) das amostras de solo coletadas na profundidade de 0-30 cm

dos elementos (Figuras 6 e 7). 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 (ISAACS; SRIVASTAVA, 1989). As informações oferecidas pelos mapas de krigagem são mais completas que a simples apresentação dos semivariogramas, visto que, para cada atributo, a variabilidade tem distribuição espacial diferenciada, como pode ser observado por meio de análise das isolinhas, sugerindo a existência de diferentes zonas de manejo na área.

Estes mapas que mostram a distribuição espacial do cobre e do manganês na área estudada antes da aplicação de vinhaça e torta de filtro, servirão de base para o acompanhamento, nos próximos anos, do efeito de tal aplicação em relação ao comportamento dos referidos elementos. A separação da área em parcelas uniformes também permitirá um planejamento adequado do manejo da fertilidade das mesmas, no sentido de evitar que ocorra deficiência dos elementos para a cana-de-açúcar e/ou, que os níveis dos mesmos aumentem, a ponto de se tornarem tóxicos.

## Conclusões

Na maior parte da área estudada predominam teores médios de cobre e teores baixos de manganês. A análise variográfica mostrou que estes elementos apresentaram-se estruturados espacialmente (possuem dependência espacial). O modelo esférico apresentou predominância sobre os outros modelos testados. A técnica da krigagem permitiu a definição de diferentes zonas de ocorrência do

cobre e manganês o que auxiliará no acompanhamento da variação dos teores destes elementos decorrente da aplicação de vinhaça e torta de filtro na área.

## Referências

- AMARAL SOBRINHO, N. M. B.; VELLOSO, A. C. X.; COSTA, L. M. Lixiviação de Pb, Zn, Cd, e Ni em solo Podzólico Vermelho Amarelo Tratado com Resíduos Siderúrgicos. **Revista Floresta e Ambiente**, v. 06, n. 01, p. 65-75, 1999.
- BERTOLANI, F. C.; VIEIRA, S. R. Variabilidade espacial da taxa de infiltração de água e espessura do horizonte A, em um Argissolo Vermelho-Amarelo, sob diferentes usos. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, v. 25, n. 04, p. 987-995, 2001.
- BERTONI, J. C. et al. Efeito do cobre na nutrição do arroz irrigado por inundação – teores e acúmulo de nutrientes. **Ciência e Agrotecnologia**, v. 23, n. 03, p. 547-559, 1999.
- BERTONI, J. C. et al. Efeito do cobre no crescimento do arroz irrigado por inundação e eficiência de extrator DTPA na predição da disponibilidade de cobre. **Ciência e Agrotecnologia**, v. 24, n. 01, p. 62-73, 2000.
- CAMBARDELLA, C. A. et al. Field-scale variability of soil properties in Central Iowa soils. **Soil Science Society of American Journal**, v. 58, n. 05, p. 1501-1511, 1994.
- 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, n. 04, p. 695-703, 2003.
- CERRI, C. C. et al. Resíduos orgânicos da agroindústria canavieira: 1. Características físicas e químicas. **STAB, Açúcar, Álcool e Subprodutos**, v. 06, n. 01, p. 34-37, 1988.
- COELHO, A. M. **Agricultura de precisão: manejo da variabilidade espacial e temporal dos solos e culturas**. Sete Lagoas: Embrapa Milho e Sorgo, 2005. 60 p. (Documentos, 46).

- COSTA NETO, P. L. O. **Estatística**. 15. ed. São Paulo: Edgard Blucher, 1997. 468 p.
- COUTO, E. G.; KLAMT, E. Variabilidade espacial de micronutrientes em solo sob pivô central no sul do estado de Mato Grosso. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, v. 34, n. 12, p. 2321-2329, 1999.
- COUTO, E. G.; KLAMT, E.; STEIN, A. Estimativa do teor de argila e de potássio trocável em solo esparsamente amostrado no sul do Estado de Mato Grosso. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, v. 24, n. 01, p. 129-140, 2000.
- EMPRESA BRASILEIRA DE PESQUISA AGROPECUÁRIA – EMBRAPA. Centro Nacional de Pesquisa de Solo. **Manual de métodos de análise de solo**. 2 ed. Rio de Janeiro: EMBRAPA, 1997. 212 p.
- ISAACS, E. H.; SRIVASTAVA, R. M. **An introduction to applied geostatistics**. New York: Oxford University Press, 1989. 561 p.
- LEMO FILHO, L. C. A. et al. Variação espacial da densidade do solo e matéria orgânica em área cultivada com cana-de-açúcar (*Saccharum officinarum* L.). **Revista Ciência Agronômica**, v. 39, n. 02, p. 193-202, 2008.
- LIMA, C. B.; OLIVEIRA, M. Variabilidade espacial de cobre, ferro, manganês e zinco em solos da região oeste do Rio Grande do Norte. **Caatinga**, v. 16, n. 01, p. 63-67, 2003.
- MACHADO, L. O. et al. Variabilidade espacial de atributos químicos do solo em áreas sob sistema plantio convencional. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, v. 31, n. 03, p. 591-599, 2007.
- MANN, E. N. et al. Efeito da adubação com manganês, via solo e foliar em diferentes épocas da soja [*Glycine max* (L.) Merrill]. **Ciência e Agrotecnologia**, v. 25, n. 02, p. 264-273, 2001.
- MARSCHNER, H. **Mineral nutrition of higher plants**. San Diego: Academic Press, 1995. 889 p.
- MONTEZANO, Z. F.; CORAZZA, E. J.; MURAOKA, T. Variabilidade espacial da fertilidade do solo em área cultivada e manejada homogeneamente. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, v. 30, n. 05, p. 839-847, 2006.
- NÚÑEZ, J. E. V. et al. Conseqüências de diferentes sistemas de preparo do solo sobre a contaminação do solo, sedimentos e água por metais pesados. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, v. 23, n. 04, p. 981-990, 1999.
- OLIVEIRA, C. **Avaliação do potencial de contaminação de dois solos agrícolas com lodo de esgoto enriquecido com Cd, Pb, e Zn**. 1998. 191 f. Tese (Doutorado em Solos) - Universidade Federal Rural do Rio de Janeiro, Seropédica.
- OLIVEIRA JUNIOR, J. A.; MALAVOLTA, E.; CABRAL, C. P. Efeitos do manganês sobre a soja cultivada em solo de cerrado do triângulo mineiro. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, v. 35, n. 08, p. 1629-1636, 2000.
- RAMALHO, J. F. G.; AMARAL SOBRINHO, N. M. B.; VELLOSO, A. C. X. Acúmulo de metais pesados em solos cultivados com cana-de-açúcar pelo uso contínuo de adubação fosfatada e água de irrigação. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, v. 23, n. 04, p. 971-979, 1999.
- SALVIANO, A. A. C.; VIEIRA, S. R.; SPAROVEK, G. Variabilidade espacial de atributos de solo e de *Crotalaria juncea* L. em áreas severamente erodidas. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, v. 22, n. 01, p. 115-122, 1998.
- SILVEIRA, P. M.; CUNHA, A. A. Variabilidade de micronutrientes, matéria orgânica e argila de um Latossolo submetido a sistemas de preparo. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, v. 37, n. 09, p. 1325-1332, 2002.
- SILVEIRA, P. M. et al. Amostragem e variabilidade espacial de características químicas de um Latossolo submetido a diferentes sistemas de preparo. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, v. 35, n.10, p. 2057-2064, 2000.
- SOUSA, D. M. G.; LOBATO, E (eds.). **Cerrado: correção do solo e adubação**. 2. ed. Brasília: Embrapa Informação Tecnológica, 2004. 416 p.
- SPIEGEL, M. R. **Estatística**. 2. ed. São Paulo: McGraw Hill, 1985, 454 p.
- TRANGMAR, B. B.; YOST, R. S.; UEHARA, G. Application of geostatistics to spatial studies of soil properties. **Advances in Agronomy**, v. 38, n. 01, p. 45-93, 1985.
- VALLADARES, G. S. et al. Variabilidade Espacial e Disponibilidade de Zinco em Solos de Vinhedos e Adjacências da Região Vitícola de Jundiá, SP. In: SIMPÓSIO BRASILEIRO DE SENSORIAMENTO REMOTO, 13. 2007, Florianópolis. **Anais...** Florianópolis: INPE, 2007. p. 449-456.
- VIEIRA, S. R. Geoestatística em estudos de variabilidade especial 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.
- 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.
- ZANÃO JÚNIOR, L. A.; LANA, R. M. Q.; GUIMARÃES, E. C. Variabilidade espacial do pH, teores de matéria orgânica e micronutrientes em profundidades de amostragem num Latossolo Vermelho sob semeadura direta. **Ciência Rural**, v. 37, n. 04, p. 1000-1007, 2007.