

Comissão 2.2 - Física do solo

SIMULAÇÃO GEOESTATÍSTICA NA CARACTERIZAÇÃO ESPACIAL DE ÓXIDOS DE FERRO EM DIFERENTES PEDOFORMAS⁽¹⁾

João Fernandes da Silva Junior⁽²⁾, José Marques Júnior⁽³⁾, Livia Arantes Camargo⁽⁴⁾, Daniel De Bortoli Teixeira⁽⁵⁾, Alan Rodrigo Panosso⁽⁶⁾ & Gener Tadeu Pereira⁽⁷⁾

RESUMO

Os minerais da fração argila, goethita e hematita, são óxidos de ferro (Fe) indicadores pedoambientais com grande influência nos atributos físicos e químicos do solo. O conhecimento dos padrões espaciais desses óxidos auxilia a compreensão das interrelações de causa e efeito com os atributos do solo. Nesse sentido, a qualidade das estimativas espaciais produzidas pode alterar os resultados obtidos e, por consequência, as interpretações dos padrões espaciais obtidos. O presente estudo teve o objetivo de avaliar o desempenho dos métodos geoestatísticos de estimativas (KO) e simulações sequenciais gaussianas (SSG) na caracterização espacial de teores de óxidos de Fe, goethita (Gt) e hematita (Hm), em uma pedoforma côncava e outra convexa. Foram coletadas 121 amostras de solos em cada pedoforma de um Argissolo em pontos com espaçamentos regulares de 10 m. Os teores de óxidos de Fe foram obtidos por meio de difração de raios-X. Os dados foram submetidos a análises geoestatísticas por meio da modelagem do variograma e posterior interpolação por KO e SSG. A KO não refletiu a verdadeira variabilidade dos óxidos de Fe, hematita e goethita, demonstrando ser inapropriada para a caracterização espacial dos teores dos óxidos de Fe. Assim, o uso da SSG é preferível à krigagem quando a manutenção dos altos e baixos valores nas estimativas espaciais é necessária. O desempenho dos métodos geoestatísticos foi influenciado pelas pedoformas. Os mapas E-type

⁽¹⁾ Parte da dissertação de Mestrado do primeiro autor. Recebido para a publicação em 08 de fevereiro de 2012 e aprovado em 13 de setembro de 2012.

⁽²⁾ Professor Temporário do Instituto de Ciências Agrárias, Universidade Federal Rural da Amazônia-UFRA/Belém (PA). Av. Trancredo Neves, 2501. CEP 66077-530. E-mail: joaojrslva@yahoo.com.br

⁽³⁾ Professor Adjunto do Departamento de Solos e Adubos, Universidade Estadual Paulista-UNESP/Jaboticabal. E-mail: jmjuniort@fcav.unesp.br

⁽⁴⁾ Doutoranda em Agronomia, Programa de Pós-graduação em Ciência do Solo Unesp/Jaboticabal. Doutorando em Agronomia, Programa de Pós-graduação em Produção Vegetal. E-mail: li_arantes@yahoo.com.br

⁽⁵⁾ Doutorando em Agronomia, Programa de Pós-graduação em Produção Vegetal, UNESP/Jaboticabal. E-mail: daniel.dbt@hotmail.com

⁽⁶⁾ Pós-doutorando em Agronomia, Universidade Estadual Paulista-UNESP/Jaboticabal. E-mail: arpanosso@yahoo.com.br

⁽⁷⁾ Professor Adjunto do Departamento de Ciências Exatas, Universidade Estadual Paulista-UNESP/Jaboticabal. E-mail: genertp@fcav.unesp.br

devem ser recomendados em vez de mapas de KO para os óxidos de Fe, por serem ricos em detalhes e práticos na definição de zonas homogêneas para o manejo localizado em frente de KO, sobretudo em pedofoma côncava.

Termos de indexação: goethita, hematita, krigagem ordinária, acurácia, pedometria.

SUMMARY: GEOSTATISTICAL SIMULATION FOR THE SPATIAL CHARACTERIZATION OF IRON OXIDES IN DIFFERENT LANDFORMS

The clay minerals goethite and hematite are iron oxides serving as indicators of the soil environment, with great influence on the soil physical and chemical properties. Knowledge of spatial patterns of these oxides can help understand the interrelationships of cause and effect with soil properties. In this sense, the quality of the spatial estimates can affect the results and consequently the interpretation of the spatial patterns. This study aimed to evaluate the performance of the geostatistical estimation methods by ordinary kriging (OK) and conditional stochastic simulations (SGS) in the characterization of spatial concentration of the iron oxides goethite (Gt) and hematite (Hm) in a concave and in a convex landform. From each landform, 121 soil samples of an Alfisol were collected at points with a regular spacing of 10 m. The iron oxide content was obtained by X-ray diffraction. The data were subjected to geostatistical analysis by modeling the variogram and later interpolation by OK and SGS. The OK did not reflect the true variability of the iron oxides hematite and goethite and is therefore inappropriate for the spatial characterization of the iron oxide concentrations. Thus, the use of SGS is preferable to kriging when the maintenance of high and low values in the spatial estimates is required. The performance of the geostatistical methods was influenced by the landform. For iron oxides, E-type maps should be recommended instead of OK maps, for being rich in detail and practical to define homogenous zones for localized managing for OK, particularly in concave landforms.

Index terms: goethite, hematite, ordinary kriging, accuracy, pedometry.

INTRODUÇÃO

Os óxidos de ferro (Fe) da fração argila goethita (Gt) e hematita (Hm) influenciam os atributos físicos e químicos do solo (Sambatti et al., 2002; Ferreira et al., 2007; Camargo et al., 2010, 2012; Silva et al., 2011). No entanto, o entendimento mais detalhado das relações de causa e efeito entre a Gt e a Hm e os atributos físicos e químicos dos solos em ambientes tropicais depende do conhecimento da influência da paisagem na variabilidade espacial desses óxidos (Camargo et al., 2008a,b; 2012). A caracterização da variabilidade espacial dos atributos dos solos é comumente realizada por meio das análises geoestatísticas, a qual é baseada na teoria das variáveis regionalizadas, que define a existência da relação entre os valores de um atributo em função de sua posição geográfica (Vieira, 2000; Camargo et al., 2008a). Esse método é preferido a outros interpoladores simples, por apresentar maior rigor estatístico em relação aos métodos que não consideram a estrutura de dependência espacial das amostras (Webster & Oliver, 2009).

Entretanto, são escassos na literatura trabalhos que abordam a caracterização da variabilidade espacial dos minerais da fração argila. Montanari et al. (2005), Souza et al. (2006), Camargo et al. (2008a,b) e Oliveira Júnior et al. (2011) relataram a existência de

dependência espacial dos minerais da fração argila e a influência da paisagem no padrão de distribuição destes minerais. Esses autores utilizaram o método de interpolação de mínimos quadrados denominado de krigagem ordinária (KO) para elaboração de mapas de variabilidade espacial, o qual é o procedimento mais utilizado em dados de ciência de solo (Vieira, 2000). Por ser um interpolador que fornece uma estimativa não viesada e de variância mínima, a KO é considerada uma ferramenta poderosa de suporte à decisão de manejo, sendo utilizada para estudar a variabilidade espacial e temporal de atributos do solo, da planta e do clima.

No entanto, a KO não é recomendada por alguns autores devido, principalmente, à sua característica de suavização das estimativas, superestimando os baixos valores e subestimando os altos (Journel, 1996; Deutsch & Journel, 1998). A utilização da variância amostral como medida para a caracterização das incertezas no processo de estimativa torna-se inadequada, uma vez que ela somente depende da geometria da posição dos pontos amostrais e não pode ser usada como medida de precisão (Webster & Oliver, 2009).

Como alternativa a essas características, o uso da simulação geoestatística fornece imagens mais realistas do fenômeno, reproduzindo todos os possíveis padrões de continuidade espacial (Goovaerts, 1999). A

utilização da simulação geoestatística na construção de mapas, ao contrário de algoritmos de interpolação que provocam suavização, reproduz as características globais, a continuidade espacial e as estatísticas da amostra (Deutsch & Journel, 1998).

Atualmente, o desempenho da simulação sequencial gaussiana (SSG) vem sendo avaliado em diversas áreas pertencentes à ciência do solo, com destaque para estudos envolvendo o delineamento de áreas contaminadas por metais pesados (Zhao et al., 2007; Lin et al., 2011; Guastaldi, 2011), caracterização da emissão de CO₂ do solo em áreas agrícolas (Herbst et al., 2010; Teixeira et al., 2011), avaliação das incertezas nas estimativas dos teores de matéria orgânica (Chai et al., 2007) e caracterização da fertilidade (Ortiz et al., 2004) e textura do solo (Delbari et al., 2011).

Em geoestatística, o termo utilizado quando se desconhece o valor exato do erro da estimativa é denominado incerteza (Mowrer, 2000), que é a diferença entre o valor real e sua representação espacial, incluindo erros, falhas e a estatística de variação (Heuvelink & Webster, 2001), pois, muito além da elaboração de mapas da distribuição espacial, está a necessidade da avaliação da incerteza espacial dessas estimativas, fornecendo assim um parâmetro de precisão da informação espacial gerada.

Norteados pela hipótese de que a SSG pode ser vantajosa em relação à KO na caracterização espacial dos teores de Gt e Hm, este artigo teve por objetivo avaliar o desempenho dos métodos geoestatísticos de estimativas (KO) e simulações estocásticas condicionais (SSG) na caracterização espacial de teores de óxidos de Fe, Gt e Hm, em uma pedoforma côncava e outra convexa.

MATERIAL E MÉTODOS

Caracterização do meio físico

A área de estudo está localizada na Fazenda Boa Vista, pertencente à Usina São Domingos Açúcar e Álcool, nas coordenadas geográficas: 21° 05' 57,11" de latitude sul e 49° 01' 02,08" de longitude oeste, no município de Catanduva, Estado de São Paulo. O clima da região foi classificado pelo método de Köppen como tropical quente úmido, tipo Aw, seco no inverno, com precipitação pluvial média de 1.350 mm, temperatura média anual de 23 °C, com temperatura no mês mais quente superior a 22 °C e no mês mais frio inferior a 18 °C, e umidade relativa do ar de 74 %. Os materiais de origem dos solos foram mapeados como rochas areníticas sedimentares do Grupo Bauru, Formação Adamantina (IPT, 1981). O solo foi classificado como Argissolo Vermelho-Amarelo eutrófico textura média/argiloso (Embrapa, 2006).

A vegetação primária da região de Catanduva foi classificada como floresta pluvial estacional e cerrado,

sendo o uso atual principalmente cana-de-açúcar, há mais de 20 anos em sistema de colheita pós-queimada. A área foi caracterizada utilizando fotografias aéreas da região na escala 1:35.000, pelo perfil altimétrico e, no campo, pela classificação geomorfológica e pedológica.

Sistema de amostragem e metodologia de campo

A partir das coordenadas de cada ponto amostral obtido por meio de um equipamento receptor de sistema de posicionamento global (GPS), foi possível elaborar o modelo digital de elevação (MDE) utilizando o programa Surfer (Golden Software, 2009). A partir do MDE e percorrendo a área do experimento, foram identificadas duas pedoformas, uma côncava e uma convexa, conforme os modelos propostos por Troeh (1965) (Figura 1).

Determinação e quantificação dos óxidos de ferro (Gt e Hm)

Uma malha de dimensão de 100 × 100 m com espaçamento regular de 10 × 10 m foi instalada em cada pedoforma. Os pontos de cruzamento desse espaçamento determinaram os pontos de coleta das amostras, na profundidade de 0,0-0,20 m, totalizando 121 pontos amostrais georreferenciados em cada malha, conforme Camargo et al. (2010). Foram retirados 13 pontos de cada malha amostral, cerca de 10 % dos dados amostrais (Teixeira et al., 2011), para construção de um conjunto de validação utilizado na avaliação da qualidade dos mapas interpolados.

As amostras de solo foram tratadas com NaOH 0,5 mol L⁻¹ e submetidas a agitação mecânica por 10 min, para dispersão das partículas. Após esse tratamento prévio, a fração areia foi retirada em peneira de 0,05 mm. A separação da fração silte e areia ocorreu por centrifugação (1.600 rpm), e o tempo da operação foi determinado pela temperatura das amostras no momento da análise. A suspensão de argila foi floculada com HCl concentrado e centrifugada (2.000 rpm, 2 min). O teor de óxidos de ferro extraídos com ditionito-citrato-bicarbonato de sódio (Fed) foi determinado de acordo com Mehra & Jackson (1960). A caracterização da goethita e da hematita, por meio da DRX, foi realizada após tratamento da fração argila com NaOH 5 mol L⁻¹ (100 mL solução por g de argila), para a concentração dos mesmos, conforme método desenvolvido por Norrish & Taylor (1961) e modificado por Kämpf & Schwertmann (1982) - detalhes em Camargo et al. (2008a). A razão Goethita/(Goethita+Hematita) [Gt/(Gt+Hm)] foi calculada empregando-se as áreas dos reflexos dos difratogramas Hm (012) e Gt (110). Para o cálculo da razão Gt/(Gt+Hm), a área do reflexo Gt (110) foi multiplicada por 0,35 devido à intensidade de 35 % da Hm (012) (Kämpf & Schwertmann, 1998). O Fed foi transformado em teor de Gt, multiplicando-o pela razão Gt/(Gt+Hm) e por 1,59. O mesmo ocorreu

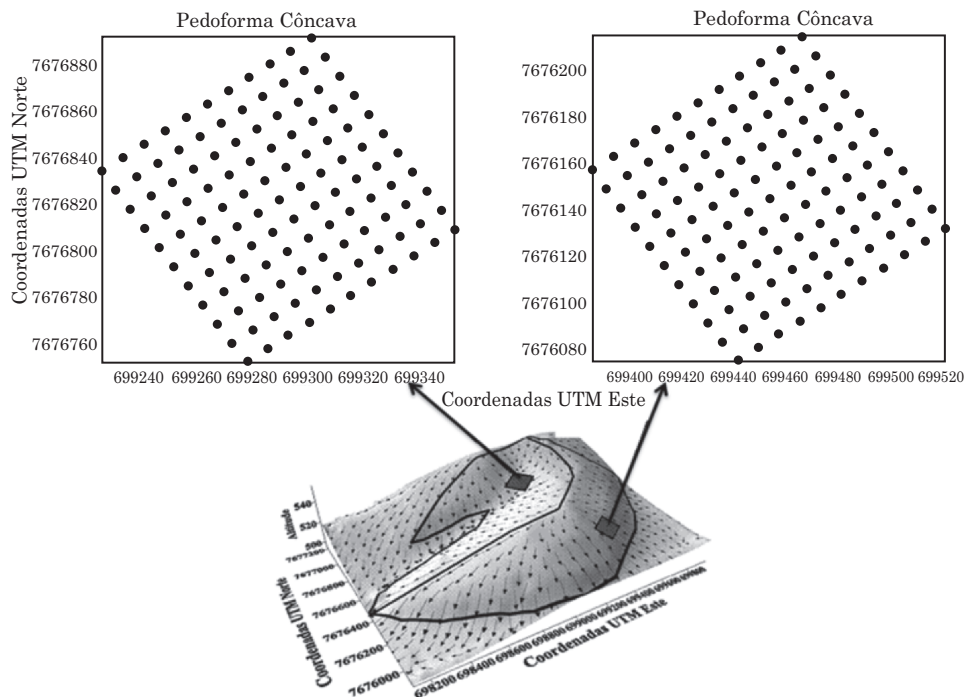


Figura 1. Localização da área de estudo e pontos de amostragem (•) em malha regular. Adaptado de Camargo et al. (2010).

para a Hm: o teor de Fe_d foi transformado em teor de Hm, multiplicando-se o dado químico por 1,43 após ser subtraído deste valor a quantidade de Fe correspondente à Gt (Dick, 1986), conforme as equações:

$$[Gt/(Gt + Hm)] \times Fe_d\% = FeGt\% \quad (1)$$

$$FeGt\% \times 1,59 = FeOOH = Gt\% \quad (2)$$

$$Fe_d\% - FeGt\% = FeHm\% \quad (3)$$

$$FeHm\% \times 1,43 = Fe_2O_3 = Hm\% \quad (4)$$

Análise estatística e geoestatística

Inicialmente, a variabilidade dos óxidos de Fe foi avaliada pela estatística descritiva (média, mediana, desvio-padrão, coeficiente de variação (CV), assimetria, curtose e teste de normalidade). Os valores de CV foram classificados como: baixa variabilidade (CV < 12%), média variabilidade (12% CV < 62%) e alta variabilidade (CV > 62%) (Warrick & Nielsen, 1980).

Posteriormente, a dependência espacial dos teores de Gt e Hm foi avaliada pelos semivariogramas experimentais, os quais, com base na pressuposição da estacionariedade da hipótese intrínseca (Vieira, 2000), podem ser estimados por:

$$\hat{\gamma}(h) = \frac{1}{2N(h)} \sum_{i=1}^{N(h)} [Z(x_i) - Z(x_i + h)]^2 \quad (5)$$

em que $\hat{\gamma}(h)$ é o valor da semivariância para a distância h , $N(h)$ é o número de pares de pontos $[Z(x_i)$,

$Z(x + h)]$ separados pela distância h e x_i é a posição espacial da variável Z . O semivariograma experimental é representado pelo gráfico de $\hat{\gamma}(h)$ versus h . A partir do ajuste de um modelo matemático ao semivariograma experimental, foram estimados os coeficientes do modelo teórico do semivariograma: efeito pepita (C_0), patamar ($C_0 + C_1$) e alcance (a).

O ajuste dos modelos matemáticos ao semivariograma experimental é a etapa mais importante de um estudo geoestatístico. Neste estudo foram adotados modelos com o número de pares de pontos igual ou superior a 50, objetivando alcançar maior representatividade no procedimento de modelagem (Wollenhaupt et al, 1997; Burrough & McDonnell, 2000).

A razão entre o efeito pepita e patamar $C_0/(C_0 + C_1) \times 100$ é o índice de dependência espacial expresso em percentagem, sendo classificado como forte se o valor da razão for $\leq 25\%$, moderada quando estiver entre 25 e 75% e fraca se a razão for $> 75\%$ (Cambardella et al., 1994). A escolha do melhor modelo ajustado ao semivariograma baseou-se na menor soma dos quadrados do resíduo, no coeficiente de determinação (R^2) e nos parâmetros da validação cruzada obtidos a partir do ajuste de uma regressão entre os valores observados e os preditos pela modelagem.

Krigagem ordinária (KO)

A KO tem por objetivo obter a melhor estimativa local, sem tendência e com variância mínima, sem preocupação em reproduzir as estatísticas espaciais

estimadas a partir do conjunto amostral (Webster & Oliver, 2009). Assim, um modelo teórico permissível foi ajustado ao semivariograma experimental, o qual foi utilizado na estimativa dos valores dos teores de óxidos de Fe, Gt e Hm, em locais não amostrados da área de estudo. A estimativa da KO é dada pela equação:

$$\hat{Z}(x_0) = \sum_{i=1}^N \lambda_i Z(x_i), \text{ com a restrição}$$

$$E\left\{\left[\hat{Z}(x_0) - Z(x_0)\right]\right\} = 0 \text{ e } \sum_{i=1}^N \lambda_i = 1 \quad (6)$$

em que $\hat{Z}(x_0)$ é a estimativa da KO no ponto não amostrado x_0 ; $Z(x_i)$ o valor observado no ponto i , sendo $i=1, 2, \dots, n$; e λ_i o peso associado a cada valor vizinho no procedimento de estimativa - mais detalhes podem ser vistos em Goovaerts (1997).

Simulação sequencial gaussiana (SSG)

As etapas da SSG são: (1) Transformação da distribuição experimental em uma distribuição gaussiana padronizada; (2) Ajuste de um modelo de semivariograma a partir dos dados gaussianos da etapa 1; (3) Definição de um caminho aleatório na área, sendo que cada ponto seja visitado somente uma vez; (4) Construção de uma função de densidade de probabilidade acumulada condicional (FDPAC) no local x_i via KO, condicionado à informação da vizinhança de x_i ; (5) Seleção aleatória de um valor da FDPAC que passará a representar este local e inclusão deste valor no banco de dados como informação condicional adicional, utilizando as demais visitas; (6) Ir ao próximo ponto estabelecido no caminho aleatório e repetir os passos anteriores; (7) Repetição das etapas de 4-5 até que os N pontos da malha refinada tenham sido simulados; (8) Transformação de volta do valor simulado para a escala original dos dados amostrais (ao finalizar esta etapa é gerada uma realização ou imagem estocástica).

Para gerar outra realização, deve-se retornar à etapa 3 e repetir as etapas até a 8. Neste estudo, 300 realizações de cada variável foram simuladas utilizando o software GSLIB (Deutsch & Journel, 1998). No entanto, para fins práticos, apenas as realizações número 50, 100, 200 e 300 foram avaliadas. A escolha prévia destas realizações foi aleatória, objetivando a representação de todo o conjunto de simulações.

Pós-processamento das imagens simuladas

A partir das 300 imagens simuladas, foram gerados mapas médios de distribuição espacial das variáveis por meio do cálculo da média pontual de todas as realizações, fornecendo as estimativas denominadas E-type (Deutsch & Journel, 1998).

Crítérios de avaliação quantitativa

Um conjunto de 13 observações, aproximadamente 10 % do total dos pontos amostrais, foi utilizado para

validação externa (Teixeira et al., 2011), objetivando avaliar a acurácia das predições realizadas pela KO, simulações individuais e estimativa E-type. Nesse procedimento foram calculados o erro médio (EM) (Equação 7), a raiz do erro quadrático médio (REQM) (Equação 8) e a raiz do erro quadrático médio padronizado (REQMp) (Equação 9):

$$EM = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n [\hat{Z}(x_i) - Z(x_i)]; \text{ com } E\{EM\} = 0 \quad (7)$$

$$REQM = \sqrt{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n [\hat{Z}(x_i) - Z(x_i)]^2}; \text{ com } E\{REQM\} = 1 \quad (8)$$

$$REQM_p = \frac{REQM}{s_z} \quad (9)$$

em que n é o número de pontos da validação ($n=13$); $\hat{Z}(x_i)$, o valor estimado/simulado no ponto i ; $Z(x_i)$, o valor observado no ponto i ; e s_z a variância do conjunto utilizado na validação. Quanto menor o valor de $REQM_p$ mais eficiente pode ser considerada a modelagem; valores próximos de 40 % significam precisão satisfatória de predição com valores de R^2 próximos de 85 %. Valores de $REQM_p > 71$ % indicam que o modelo representa menos de 50 % da variabilidade dos pontos de validação (Hengl, 2009).

A melhora relativa (MR) da acurácia dos métodos foi calculada pela expressão:

$$MR = \frac{REQM_r - REQM_a}{REQM_r} \times 100 \quad (10)$$

em que $REQM_r$ e $REQM_a$ são a raiz do erro quadrático médio para o método de referência (KO) e a raiz do erro quadrático médio para os métodos avaliados (SSG individuais e E-type), respectivamente. Se MR for positiva, a acurácia do método avaliado é superior à do método de referência; o inverso também é válido (Zhang et al., 1992).

A estatística G foi utilizada para quantificar o quão bem a FDPAC de um método geoestatístico reproduz a FDPAC dos dados amostrais (Herbst et al., 2009). O conhecimento da FDPAC de cada conjunto interpolado permite a obtenção de intervalos de probabilidade (IP)- p simétricos limitados pelos quantis $(1-p)/2$ a $(1+p)/2$ para qualquer probabilidade acumulada no local u . Conhecendo a FDPAC dos dados interpolados $\hat{F}(u, z'(n))$, $j = 1, \dots, N$ e dos dados amostrais $Z(u_j)$, $j = 1, \dots, N$ pode-se calcular a fração dos verdadeiros valores dentro de um IP- p simétrico da seguinte forma:

$$\bar{\xi}(p) = \frac{1}{N} \sum_{j=1}^N \xi(u_j, p) \forall p \in [0, 1]; \quad (11)$$

sendo $\xi(u_j, p) = \begin{cases} 1 & \text{se } F^{-1}(u_j, (1-p)/2) < z(u_j) \leq F^{-1}(u_j, (1+p)/2) \\ 0 & \text{se caso contrário} \end{cases}$

A concordância entre a fração simulada e a fração dos dados amostrais é obtida pela estatística:

$$G = 1 - \int_0^1 [3a(p) - 2] [\bar{\xi}(p) - p] dp \quad (12)$$

$$\text{em que } a(p) = \begin{cases} 1 & \text{se } \bar{\xi}(p) \geq p \\ 0 & \text{caso contrário} \end{cases}$$

A ponderação igual a 1 é dada aos casos com acurácia, em que a fração de valores dentro do $IP-p$ é igual ou maior do que o esperado; para casos não acurados, uma ponderação duas vezes maior é obtida ($\bar{\xi} < p$). Valores G mais próximos a 1 apresentam melhor reprodução da FDPAC dos dados amostrais.

A acurácia da reprodução do semivariograma pelos métodos de interpolação foi avaliada pela estatística ε_y (Goovaerts, 2000):

$$\varepsilon_y = \sum_{s=1}^S \frac{[y(h_s) - \hat{y}(h_s)]^2}{[y(h_s)]^2} \quad (13)$$

em que S é o número de intervalos de distância h utilizados para a construção do semivariograma; $\hat{y}(h_s)$, a semivariância na distância h_s , calculada a partir dos valores estimados pelo método de interpolação; e $y(h_s)$, o valor da semivariância do modelo ajustado na distância h_s . Devido à divisão pelo quadrado, mais peso é dado à reprodução do modelo de semivariograma próximo à origem, ou seja, menores distâncias h , sendo essa região a mais relevante aos cálculos de interpolação. Um valor pequeno de ε_y indica boa reprodução do semivariograma de referência por parte do semivariograma estimado pelos métodos de interpolação. Menores valores de ε_y apresentam melhor reprodução do variograma observado (Bourennane et al., 2007).

RESULTADOS E DISCUSSÃO

Os teores de óxidos de Fe apresentaram o maior valor médio na pedoforma convexa, o que pode ser explicado pela posição na paisagem, que favorece intensa lixiviação e intemperismo, tornando esse ambiente mais propenso à presença dos óxidos de Fe (Ferreira et al., 2003) (Quadro 1). Resultados semelhantes foram encontrados por Montanari et al. (2010), que caracterizaram a mineralogia da fração argila de Latossolos em diferentes feições do relevo e encontraram os maiores teores de óxidos em pedoforma convexa. O menor valor médio dos teores dos óxidos de Fe na pedoforma côncava pode ser devido ao fato de que esta favorece a menor taxa de intemperismo do solo. Os dados suportam a hipótese de normalidade para a goethita (Gt) nas duas pedoformas e para a hematita (Hm) na pedoforma convexa a 5 %, bem como para a Hm a 1 % na pedoforma côncava.

De acordo com a classificação proposta por Warrick & Nielsen (1980), os valores dos coeficientes de variação (CV) para os teores dos óxidos foram médios nas duas pedoformas. Os CVs para os teores de Gt e

Hm foram maiores na área côncava. Segundo Cunha et al. (2005) e Montanari et al. (2010), essa maior variabilidade deve-se ao fato de ser uma posição de deposição de material da parte de maiores cotas do terreno. Observa-se também a maior variabilidade do teor de Gt em relação ao de Hm nas duas pedoformas estudadas. Esse resultado concorda com os encontrados por Inda Júnior & Kämpf (2005) e Camargo et al. (2008a) em Latossolos. Segundo Inda Júnior & Kämpf (2005), a menor variação dos atributos da Hm deve-se à maior especificidade dos fatores encontrados no ambiente de formação deste mineral em relação à Gt, que é mais sensível às mudanças do meio.

Os modelos matemáticos ajustados aos semivariogramas pelas técnicas geoestatísticas mostraram estrutura de dependência nas duas pedoformas; o modelo esférico foi o que melhor se ajustou aos semivariogramas experimentais para os óxidos de Fe nas duas pedoformas (Quadro 2).

Os valores de alcance, encontrados para os teores de Gt e Hm, foram superiores na pedoforma convexa, ou seja, a Gt e a Hm apresentaram maior continuidade espacial nesta pedoforma. Isso pode ser atribuído às condições de fluxo de água superficial e lateral, que, na pedoforma convexa, condicionam ambientes específicos que interferem nos processos pedogenéticos, favorecendo a maior homogeneidade espacial, comparada com a pedoforma côncava (Montanari et al., 2008). Kim et al. (2008), estudando o padrão espacial de atributos do solo, também identificaram a topografia do relevo como um dos principais indicadores da variabilidade do solo. Silva Junior et al. (2012), utilizando a classificação numérica e o modelo digital de elevação na caracterização espacial de atributos dos solos, constataram que a variabilidade espacial de atributos do solo é dependente dos modelos de paisagem.

Os índices de dependência espacial para os dados amostrais (Quadro 2) e padronizados (utilizados no processo de SSG) (Quadro 3) dos óxidos de Fe foram classificados como moderados em ambas as pedoformas (Cambardella et al., 1994). Os altos valores de estimativa de efeito pepita para a Gt e Hm nas duas pedoformas sugerem que pode haver variabilidade espacial que não foi captada pela menor distância amostral (10 m), aliada a possíveis erros de medida laboratorial, erros de amostragem, entre outros.

A existência de patamar estabilizado próximo à variância amostral é a garantia do cumprimento da hipótese intrínseca de estacionariedade (Quadros 1 e 2). Os menores valores de alcance na pedoforma côncava (Quadro 2) confirmam a maior variabilidade encontrada pelos maiores valores de CV na pedoforma côncava (Quadro 1). Os valores dos alcances da Gt foram de 30,79 e 41,0 m, e da Hm, de 30,5 e 50,0 m, para as pedoformas côncava e convexa, respectivamente.

O modelo matemático esférico foi o que melhor se ajustou a todos os semivariogramas dos dados

Quadro 1. Estatística descritiva dos valores dos teores de óxidos de Fe nas pedoformas côncava e convexa

Pedoforma	Média	Mediana	Mínimo	Máximo	DP ⁽¹⁾	CV ⁽²⁾	Assim. ⁽³⁾	K ⁽⁴⁾	p ⁽⁵⁾
Teor de goethita, g kg ⁻¹									
Côncava	10,52	10,35	0,80	23,90	3,82	36,39	0,39	1,44	0,050*
Convexa	13,24	13,13	7,14	23,52	3,02	22,80	0,45	0,60	0,716 ^{ns}
Teor de hematita, g kg ⁻¹									
Côncava	12,47	12,70	0,70	28,60	4,29	34,40	0,63	3,50	<0,005**
Convexa	23,20	23,10	12,92	33,29	3,78	16,29	0,14	0,06	0,719 ^{ns}

N=108. ⁽¹⁾Desvio-padrão; ⁽²⁾Coefficiente de variação (%); ⁽³⁾Assimetria; ⁽⁴⁾Curtose; ⁽⁵⁾Valor de p do teste de normalidade de Anderson-Darling, ^{ns} e *: não significativo e significativo, respectivamente, a 5 %; ** significativo a 1 %.

Quadro 2. Parâmetros dos modelos esféricos ajustados aos semivariogramas experimentais dos teores dos óxidos de Fe

Pedoforma	C ₀ ⁽¹⁾	C ₀ +C _I ⁽²⁾	a ⁽³⁾ (m)	R ² (4)	SQR ⁽⁵⁾	C ₀ /(C ₀ +C _I) ⁽⁶⁾	CVC ⁽⁷⁾	
							b ⁽⁸⁾	a ⁽⁹⁾
Teor de goethita								
Côncava	3,90	12,60	30,79	0,82	1,38	30,95	0,76	2,55
Convexa	3,28	13,10	41,00	0,90	5,21	25,03	0,93	0,86
Teor de hematita								
Côncava	3,19	10,10	30,50	0,79	1,73	46,17	0,84	1,95
Convexa	4,29	10,20	50,00	0,91	1,60	42,05	0,99	0,22

N=108. ⁽¹⁾Efeito pepita; ⁽²⁾Patamar; ⁽³⁾Alcance; ⁽⁴⁾Coefficiente de determinação; ⁽⁵⁾Soma do quadrado do resíduo; ⁽⁶⁾Índice de dependência espacial (%); ⁽⁷⁾Coefficientes da validação cruzada; ⁽⁸⁾Coefficiente angular da regressão; ⁽⁹⁾Coefficiente linear da regressão.

Quadro 3. Parâmetros dos modelos esféricos dos dados padronizados ajustados aos semivariogramas experimentais dos óxidos de Fe nas pedoformas côncava e convexa

Pedoforma	C ₀ ⁽¹⁾	C ₀ +C _I ⁽²⁾	a (m) ^{(3)c}	R ² (4)	SQR ⁽⁵⁾	C ₀ /(C ₀ +C _I) ⁽⁶⁾
Teor de goethita						
Côncava	0,23	0,68	30,00	0,92	2,8x10 ⁻³	28,39
Convexa	0,47	0,84	40,82	0,89	7,2x10 ⁻³	55,95
Teor de hematita						
Côncava	0,38	0,76	28,76	0,74	7,3x10 ⁻³	49,93
Convexa	0,37	0,77	54,50	0,94	5,9x10 ⁻³	47,73

N=108. ⁽¹⁾Efeito pepita; ⁽²⁾Patamar; ⁽³⁾Alcance; ⁽⁴⁾Coefficiente de determinação; ⁽⁵⁾Soma do quadrado do resíduo; ⁽⁶⁾Índice de dependência espacial (%).

padronizados (Quadro 3), sendo ele o mais empregado em estudos de variabilidade espacial em ciência do solo (McBratney & Webster, 1986; Carvalho et al., 2002). A padronização dos dados experimentais, objetivando a utilização da SSG, não alterou a continuidade espacial dos teores dos óxidos de Fe; assim, os semivariogramas dos dados padronizados mantiveram-se similares aos semivariogramas dos dados observados dos óxidos (Quadros 2 e 3). Delbari et al. (2009), avaliando a incerteza do conteúdo de

água no solo, observaram que a transformação normal aplicada aos dados observados não alterou a característica espacial intrínseca dos dados amostrais.

As estatísticas dos mapas simulados e estimados são apresentadas no quadro 4. As realizações individuais (50^a, 100^a, 200^a e 300^a) da SSG e E-type preservam bem a faixa de variação dos dados amostrais em relação aos mapas de KO. Observa-se também que a variância das estimativas E-type e KO é menor que a dos dados observados. Isso revela o efeito da minimização da variância da estimativa da KO, característico do método de interpolação (Isaaks & Srivastava, 1989). Resultados semelhantes foram encontrados por Lookman et al. (1995), utilizando a KO para interpolação espacial de parâmetros da capacidade de sorção de fosfato em óxido de Fe e Al.

Do ponto de vista prático, os mapas das realizações individuais da SSG apresentam limitações (Soares, 2006), relacionadas principalmente ao excesso de detalhamento do mapa produzido. Esse fato pode inviabilizar a utilização dessa técnica na produção de mapas para a aplicação de defensivos e corretivos no solo. No entanto, os mapas E-type mostram grande potencial para a definição de zonas homogêneas de manejo específico, uma vez que eles incorporam a suavização, característica da KO, com a manutenção

Quadro 5. Erro médio (EM), raiz do erro quadrático médio (REQM), raiz do erro quadrático médio padronizado (REQMp), melhora relativa da acurácia (MR), estatística G e estatística e dos diferentes métodos geoestatísticos avaliados

Validação	Pedoforma	SSG 50 ^a	SSG 100 ^a	SSG 200 ^a	SSG 300 ^a	E-type	KO
Teor de goethita							
EM	Côncava	-1,74	-1,66	-0,63	0,64	-0,88	-0,86
	Convexa	-0,42	0,11	0,14	-0,56	-0,81	-0,65
REQM	Côncava	4,43	4,08	3,44	4,24	4,37	4,73
	Convexa	0,52	1,17	0,81	1,17	0,44	0,45
REQMp	Côncava	24,04	22,14	18,70	23,03	23,71	25,69
	Convexa	16,44	36,78	25,42	36,83	13,81	14,25
MR	Côncava	6,34	13,74	27,27	10,35	7,61	0,00
	Convexa	-15,55	-160,00	-80,00	-160,00	2,22	0,00
G	Côncava	0,38	0,42	0,41	0,43	0,24	0,53
	Convexa	0,51	0,57	0,56	0,58	0,28	0,57
ε	Côncava	0,31	3,18	1,39	3,75	4,72	5,20
	Convexa	0,30	1,86	1,05	1,86	4,20	5,14
Teor de hematita							
EM	Côncava	-0,66	-0,65	1,37	0,75	0,40	0,32
	Convexa	2,13	-0,91	-1,62	1,45	0,58	10,78
REQM	Côncava	2,03	1,55	0,99	1,34	1,54	1,70
	Convexa	1,48	1,19	1,10	2,12	1,24	4,05
REQMp	Côncava	15,87	11,78	6,08	8,63	12,87	15,11
	Convexa	9,95	7,97	7,36	14,18	8,34	27,07
MR	Côncava	-19,41	8,82	41,76	21,16	9,41	0,00
	Convexa	0,63	0,70	0,72	0,47	0,69	0,00
G	Côncava	0,38	0,37	0,37	0,41	0,24	0,30
	Convexa	0,55	0,50	0,52	0,51	0,32	0,54
ε	Côncava	2,71	2,44	2,73	1,37	3,91	5,57
	Convexa	0,82	0,15	0,27	0,32	3,62	4,25

3. Os mapas E-type devem ser recomendados em vez de mapas de krigagem ordinária para os óxidos de ferro, por serem ricos em detalhes e práticos na definição de zonas homogêneas para o manejo localizado frente à krigagem ordinária, sobretudo em pedoforma côncava.

LITERATURA CITADA

- ALMEIDA, J.A.; TORRENT, J. & BARRÓN, V. Cor de solo, formas do fósforo e adsorção de fosfatos em latossolos desenvolvidos de basalto do extremo-sul do Brasil. *R. Bras. Ci. Solo*, 27:985-1002, 2003.
- BOURENNANE, H.; KING, D.; COUTURIER, A.; NICOUILLAUD, B.; MARY, B. & RICHARD, G. Uncertainty assessment of soil water content spatial patterns using geostatistical simulations: An empirical comparison of a simulation accounting for secondary information. *Ecol. Model.*, 205:323-335, 2007.
- BURROUGH, P.A. & McDONNELL, R.A. Principles of geographical systems. New York, Oxford University Press, 2000. 333p.
- CAERS, J. Adding local accuracy to direct sequential simulation. *Math. Geol.*, 32:815-850, 2000.
- 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.
- CAMARGO, L.A.; MARQUES JR., J.; PEREIRA, G.T. & HORVAT, R.A. Variabilidade espacial de atributos mineralógicos de um Latossolo sob diferentes formas de relevo. I-Mineralogia da fração argila. *R. Bras. Ci. Solo*, 32:2269-2277, 2008a.
- CAMARGO, L.A.; MARQUES JR., J.; PEREIRA, G.T. & HORVAT, R.A. Variabilidade espacial de atributos mineralógicos de um Latossolo sob diferentes formas do relevo. II - correlação espacial entre mineralogia e agregados. *R. Bras. Ci. Solo*, 32:2279-2288, 2008b.

- CAMARGO, L.A.; MARQUES JR., J. & PEREIRA, G.T. Spatial variability of attributes of an alfisol under different hillslope curvatures. *R. Bras. Ci. Solo*, 34:617-630, 2010.
- CAMARGO, L.A.; MARQUES JR, J.; PEREIRA, G.T. & ALLEONI, L.R.F. Spatial correlation between the composition of the clay fraction and contents of available phosphorus of an Oxisol at hillslope scale, *Catena*. <<http://dx.doi.org/10.1016/j.catena.2012.07.016>>, 2012
- CARVALHO, J.R.P.; SILVEIRA, P.M. & VIEIRA, S.R. Geostatística na determinação da variabilidade espacial de características químicas do solo sob diferentes preparos. *Pesq. Agropec. Bras*, 37:1151-1159, 2002.
- CASTRIGNANO, A. & BUTTAFUOCO, G. Geostatistical stochastic simulation of soil water content in a forested area of South Italy. *Biosyst. Eng.*, 87:257-266, 2004.
- CHAI, X.; HUANG, Y. & YUAN, X. Accuracy and uncertainty of spatial patterns of soil organic matter. *New Zealand J. Agric. Res.*, 50:1141-1148, 2007.
- CHILÈS, J.P. & DELFINER, P. *Geostatistics: Modelling spatial uncertainty*. New York, John Wiley & Sons, 1999. 695p. (Wiley Series in Probability and Mathematical Statistics)
- CHIRICO, G.B.; MEDINA, H. & ROMANO, N. Uncertainty in predicting soil hydraulic properties at the hillslope scale with indirect methods. *J. Hydrol.*, 334:405-422, 2007.
- CUNHA, P.; MARQUES JR., J.; CURI, N.; PEREIRA, G.T. & LEPSCH, I.F. Superfícies geomórficas e atributos de Latossolos em uma sequência arenítico-basáltica da região de Jaboticabal (SP). *R. Bras. Ci. Solo*, 29:81-90, 2005.
- DELBARI, M.; AFRASIAB, P. & LOISKANDL, W. Using sequential Gaussian simulation to assess the field-scale spatial uncertainty of soil water content. *Catena*, 79:163-169, 2009.
- DELBARI, M.; AFRASIAB, P. & LOISKANDL, W. Geostatistical analysis of soil texture fractions on the field scale. *Soil Water Res.*, 6:173-189, 2011.
- DEUTSCH, C.V. & JOURNAL, A.G. *GSLIB: Geostatistical Software Library and user's guide*. 2.ed. New York, Oxford University Press, 1998. 369p.
- DICK, D.P. Caracterização de óxidos de ferro e adsorção de fósforo na fração argila de horizontes B Latossólicos. Porto Alegre, Universidade Federal do Rio Grande do Sul, 1986. 196p. (Tese de Mestrado)
- EMPRESA BRASILEIRA DE PESQUISA AGROPECUÁRIA - EMBRAPA. Centro Nacional de Pesquisa de Solos. Sistema brasileiro de classificação de solos. Brasília, 2006. 412p.
- FERREIRA, F.P.; AZEVEDO, A.C.; DALMOLIN, R.S.D. & GIRELLI, D. Carbono orgânico, óxidos de ferro e distribuição de agregados em dois solos derivados de basalto no Rio Grande do Sul - Brasil. *Ci. Rural*, 37:381-388, 2007.
- FERREIRA, B.A.; FABRIS, J.D.; SANTANA, D.P. & CURI, N. Óxidos de ferro das frações areia e silte de um Nitossolo desenvolvido de basalto. *R. Bras. Ci. Solo*, 27:405-413, 2003.
- FERNÁNDEZ R, I.E.; NOVAIS, R.F.; NUNES, F.N. & KER, J.C. Reversibilidade de fósforo não-lábil em solos submetidos à redução microbiana e química. II - extrações sucessivas do fósforo pela resina de troca aniônica. *R. Bras. Ci. Solo*, 32:2319-2330, 2008.
- GOLDEN SOFTWARE. Surfer Version 9.00: Surface mapping system. Golden, 2009.
- GOOVAERTS, P. Estimation or simulation of soil properties? An optimization problem with conflicting criteria. *Geoderma*, 97:165-186, 2000.
- GOOVAERTS, P. Geostatistics in soil science: State-of-the-art and perspectives. *Geoderma*, 89:1-45, 1999.
- GOOVAERTS, P. *Geostatistics for natural resources evaluation*. New York, Oxford University Press, 1997. 483p.
- GROENIGEN, V.J.W.; SIDERIUS, W. & STEIN, A. Constrained optimization of soil sampling for minimization of the kriging variance. *Geoderma*, 87:239-59, 1999.
- GUASTALDI, E. Geostatistical modeling of uncertainty for the risk analysis of a contaminated site. *J. Water Res. Protec.*, 3:563-583, 2011.
- HERBST, M.; PROLINGHEUER, N.; GRAF, A.; HUISMAN, J.A.; WEIHERMÜLLER, L.; VANDERBORGHT, J. & VEREECKEN, H. Multivariate conditional stochastic simulation of soil heterotrophic respiration at plot scale. *Geoderma*, 160:74-82, 2010.
- HERBST, M.; PROLINGHEUER, N.; GRAF, A.; HUISMAN, J.A.; WEIHERMÜLLER, L. & VANDEBORGHT, J. Characterization and understanding of bare soil respiration spatial variability at plot scale. *Vadose Zone J.*, 8:762-771, 2009.
- HENGL, T. *A practical guide to geostatistical mapping*. 2.ed. Amsterdam, University of Amsterdam, 2009. 291p.
- HEUVELINK, G.B.M. & WEBSTER, R. *Modelling soil variation: Past, present, and future*. *Geoderma*, 100:269-301, 2001.
- INDA JÚNIOR, A.V. & KÄMPF, N. Variabilidade de goethita e hematita via dissolução redutiva em solos de região tropical e subtropical. *R. Bras. Ci. Solo*, 29:851-866, 2005.
- ISAAKS, E.H. & SRIVASTAVA, R.M. *Applied geostatistics*. New York, Oxford University Press, 1989. 561p.
- INSTITUTO DE PESQUISAS TECNOLÓGICAS DO ESTADO DE SÃO PAULO - IPT. Mapa Geológico do Estado de São Paulo. Escala - 1:500.000. São Paulo, 1981. 126p.
- JOURNAL, A.G. *Geostatistics: Tools for advanced spatial modeling in GIS*. In: Applications of GIS to the modeling of non-point source pollutants in the vadose zone. *Soil Sci. Soc. Am. J.*, Special Publication:39-55, 1996.
- KÄMPF, N. & SCHWERTMANN, U. Goethite and hematite in a climosequence in Southern Brazil and their application in classification of kaolinitic Soils. *Geoderma*, 29:27-39, 1982.
- KÄMPF, N. & SCHWERTMANN, U. Avaliação da estimativa de substituição de Fe por Al em hematitas de solos. *R. Bras. Ci. Solo*, 22:209-213, 1998.

- KIM, D.; YU, B.K. & PARK, S.J. Identification and visualization of complex spatial pattern of coastal dune soil properties using gis-based terrain analysis and geostatistics. *J. Coast. Res.*, 24:50-60, 2008.
- LIN, Y.P.; CHU, H.J.; HUANG, Y.L.; CHENG, B.Y. & CHANG, T.K. Modeling spatial uncertainty of heavy metal content in soil by conditional Latin hypercube sampling and geostatistical simulation. *Environ. Earth Sci.*, 62:299-311, 2011.
- LOOKMAN, R.; VANDEWEERT, N.; MERCKX, R. & VLASAAK, K. Geostatistical assessment of the regional distribution of phosphate sorption capacity parameters (Feox and Alox) in Northern Belgium. *Geoderma*, 66:285-296, 1995.
- McBRATNEY, A.B. & WEBSTER, R. Choosing functions for semi-variograms of soil properties and fitting them to sampling estimates. *Eur. J. Soil Sci.*, 37:617-639, 1986.
- MEHRA, O.P. & JACKSON, M.L. Iron oxide removal from soils and clay by a dithionite-citrate system buffered with sodium bicarbonate. *Clays Clay Miner.*, 7:317-327, 1960.
- MONTANARI, R.; MARQUES JR., J.; PEREIRA, G.T. & SOUZA, Z.M. Forma da paisagem como critério para otimização amostral de latossolos sob cultivo de cana-de-açúcar. *Pesq. Agropec. Bras.*, 40:69-77, 2005.
- MONTANARI, R.; MARQUES JR., J.; CAMPOS, M.C.C.; SOUZA, Z.M. & CAMARGO, L.A. Caracterização mineralógica de Latossolos em diferentes feições do relevo na região de Jaboticabal, SP. *R. Ci. Agron.*, 41:191-199, 2010.
- MONTANARI, R.; PEREIRA, G.T.; MARQUES JR, J.; SOUZA, Z.M.; PAZETO, R.J. & CAMARGO, L.A. Variabilidade espacial de atributos químicos em Latossolo e Argissolos. *Ci. Rural*, 38:1266-1272, 2008.
- MOWRER, H.T. Uncertainty in natural resource decision support systems: Sources, interpretation, and importance. *Comp. Electron. Agric.*, 27:139-154, 2000.
- NORRISH, K. & TAYLOR, R.M. The isomorphous replacement of iron by aluminum in soil goethites. *J. Soil Sci.*, 12:294-306, 1961.
- OLIVEIRA JUNIOR, J.C.; SOUZA, L.C.P.; MELO, V.F. & ROCHA, H.O. Variabilidade espacial de atributos mineralógicos de solos da formação guabirota, Curitiba (PR). *R. Bras. Ci. Solo*, 35:1481-1490, 2011.
- ORTIZ, J.O.; FELGUEIRAS, C.A.; DRUCK, S. & MONTEIRO, A.M.V. Modelagem de fertilidade do solo por simulação estocástica com tratamento de incertezas. *Pesq. Agropec. Bras.*, 39:379-389, 2004.
- RIBEIRO, B.T.; LIMA, J.M.; CURI, N.; OLIVEIRA, G.C. & LIMA, P.L.T. Cargas superficiais da fração argila de solos influenciadas pela vinhaça e fósforo. *Quím. Nova*, 34:5-10, 2011.
- SAMBATTI, J.A.; COSTA, A.C.S.; MUNIZ, A.S. & SENGIK, E. Relações entre a substituição isomórfica de Fe por Al e as características químicas e mineralógicas de hematitas sintéticas. *R. Bras. Ci. Solo*, 23:515-524, 2002.
- SILVA, D.A.; SOUZA, L.C.F.; VITORINO, A.C.T. & GONÇALVES, M.C. Aporte de fitomassa pelas sucessões de culturas e sua influência em atributos físicos do solo no sistema plantio direto. *R. Bragantia*, 70:147-156, 2011.
- SILVA JUNIOR, J.F.; SIQUEIRA, D.S.; MARQUES JR, J. & PEREIRA, G.T. Classificação numérica e modelo digital de elevação na caracterização espacial de atributos dos solos. *R. Bras. Eng. Agric. Amb.*, 16:415-424, 2012.
- SOARES, A. *Geoestatística para ciências da terra e do ambiente*. 2.ed. Lisboa, IFT Press, 2006. 214p.
- SOUZA, Z.M.; MARQUES JUNIOR, J.; PEREIRA, G.T. & BARBIERI, D.M. Small relief shape variations influence spatial variability of soil chemical attributes. *Sci. Agric.*, 63:161-168, 2006.
- TEIXEIRA, D.D.B.; PANOSSO, A.R.; CERRI, C.E.P.; PEREIRA, G.T. & LA SCALA, N. Soil CO₂ emission estimated by different interpolation techniques. *Plant Soil*, 345:187-194, 2011.
- TROEH, F.R. Landform equations fitted to contour maps. *Am. J. Sci.*, 263:616-627, 1965.
- VIEIRA, S.R. Geoestatística em estudos de variabilidade especial do solo. In: NOVAIS, R.F.; ALVAREZ V., V.H. & SCHAFFER, C.E.G.R., ed. *Tópicos em ciência do solo*. Viçosa, MG, Sociedade Brasileira de Ciência do Solo, 2000. v.1. p.1-53.
- 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. & OLIVER, M. *Geostatistics for environmental scientists statistics in practice*. 2.ed. Chichester, Wiley, 2009. 315p.
- 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: Concepts and interactions*. New York, Elsevier, 1983. p.83-116.
- WOLLENHAUPT, N.C.; MULLA, D.J. & CRAWFORD, G. Soil sampling and interpolation techniques for mapping spatial variability of soil properties. In: PIERCE, F.J. & SADLER, E.J., ed. *The state of site-specific management for agriculture*. Madison, 1997. p.19-53.
- ZHANG, R.; WARRICK, A.W. & MYERS, D.E. Improvement of the prediction of soil particle size fractions using spectral properties. *Geoderma*, 52:223-234, 1992.
- ZHAO, Y.; XU, X.; HUANG, B.; SUN, W.; SHAO, X.; SHI, X. & RUAN, X. Using robust kriging and sequential gaussian simulation to delineate the copper- and lead-contaminated areas of a rapidly industrialized city in Yangtze River delta, China. *Environ. Geol.*, 52:1423-1433, 2007.