



Revista Brasileira de Ciência do Solo

ISSN: 0100-0683

revista@sbccs.org.br

Sociedade Brasileira de Ciência do Solo

Brasil

Kamimura, Karina Marie; Rodrigues dos Santos, Gérson; Silva de Oliveira, Marcelo; de Souza Dias Junior, Moacir; Gontijo Guimarães, Paulo Tácito

VARIABILIDADE ESPACIAL DE ATRIBUTOS FÍSICOS DE UM LATOSSOLO VERMELHO-AMARELO, SOB LAVOURA CAFEEIRA

Revista Brasileira de Ciência do Solo, vol. 37, núm. 4, julio-agosto, 2013, pp. 877-888

Sociedade Brasileira de Ciência do Solo

Viçosa, Brasil

Disponível em: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=180228128006>

- ▶ Como citar este artigo
- ▶ Número completo
- ▶ Mais artigos
- ▶ Home da revista no Redalyc

redalyc.org

Sistema de Informação Científica

Rede de Revistas Científicas da América Latina, Caribe, Espanha e Portugal
Projeto acadêmico sem fins lucrativos desenvolvido no âmbito da iniciativa Acesso Aberto

Comissão 2.2 - Física do solo

VARIABILIDADE ESPACIAL DE ATRIBUTOS FÍSICOS DE UM LATOSSOLO VERMELHO-AMARELO, SOB LAVOURA CAFEEIRA⁽¹⁾

**Karina Marie Kamimura⁽²⁾, Gérson Rodrigues dos Santos⁽³⁾, Marcelo Silva de Oliveira⁽⁴⁾,
Moacir de Souza Dias Junior⁽⁵⁾ & Paulo Tácito Gontijo Guimarães⁽⁶⁾**

RESUMO

O conhecimento da variabilidade dos atributos físicos do solo é importante para o monitoramento da qualidade do solo, pois eles estão diretamente relacionados com a sustentabilidade da produção agrícola. Este estudo teve como objetivos avaliar e identificar as estruturas de dependência espacial, por meio da construção de semivariogramas, num Latossolo Vermelho-Amarelo (LVA), sob lavoura cafeeira; caracterizar as distribuições espaciais dos atributos físicos pela krigagem ordinária; e identificar a camada com maior impedimento físico. O experimento foi conduzido num LVA textura muito argilosa na Fazenda da Empresa de Pesquisa Agropecuária de Minas Gerais, em Patrocínio, MG. A amostragem foi realizada em trincheiras confeccionadas nas intersecções de uma malha retangular de 40 x 150 m, perfazendo um total de 28 pontos, de onde foram coletadas amostras indeformadas em anéis metálicos de 2,54 cm de altura e 6,30 cm de diâmetro, com auxílio do amostrador tipo Uhland. Cada trincheira possuía três degraus de 2,0 x 1,5 m de superfície, nas camadas de 0,00; 0,10; e 0,25 m, onde se coletaram sete amostras indeformadas em cada degrau, dispostas em forma matricial, totalizando 588 amostras. Os atributos físicos do solo apresentaram estrutura de dependência espacial em todas as camadas, exceto a porosidade total. A técnica de krigagem ordinária demonstrou ser alternativa viável para a estimativa de dados em pontos não amostrados na área experimental. A camada de 0,00-0,03 m apresentou maior impedimento físico ao crescimento de raízes, por apresentar maior densidade e menor macroporosidade do solo.

Termos de indexação: compactação, geoestatística, mapas de atributos do solo.

⁽¹⁾ Parte da Tese de doutorado do primeiro autor apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Ciência do Solo do Departamento de Ciência do Solo da Universidade Federal de Lavras - DCS/UFLA. Recebido para publicação em 1º de março de 2012 e aprovado em 17 de abril de 2013.

⁽²⁾ Doutoranda do Programa de Pós-Graduação em Ciência do Solo do DCS/UFLA. Caixa Postal 3037. CEP 37200-000 Lavras (MG). E-mail: karinamarie.kamimura@gmail.com

⁽³⁾ Professor Adjunto da Universidade Federal de Viçosa, Departamento de Estatística. E-mail: gerson.santos@ufv.br

⁽⁴⁾ Professor Associado do Departamento de Ciências Exatas/UFLA. E-mail: marcelo.oliveira@dex.ufla.br

⁽⁵⁾ Professor Associado do DCS/UFLA. Bolsista CNPq e Pesquisador Mineiro FAPEMIG. E-mail: msouzadj@dcs.ufla.br

⁽⁶⁾ Pesquisador do Centro Tecnológico do Sul de Minas, Empresa de Pesquisa Agropecuária de Minas Gerais (CTSM/EPAMIG), Campus da UFLA. E-mail: paulotgg@dcs.ufla.br

SUMMARY: SPATIAL VARIABILITY OF THE PHYSICAL PROPERTIES OF A RED YELLOW LATOSOL UNDER COFFEE

Knowledge about the variability of soil physical properties is fundamental for the monitoring of soil quality for being directly related to the sustainability of agricultural production. This study aimed to: a) assess and identify structures of spatial dependence by the construction of semi-variograms, for a Red-Yellow Latosol (Oxisol) under coffee, b) characterize the spatial distributions of the physical properties using ordinary kriging, and c) identify the layer with greatest physical impedance. The experiment was conducted on an experimental farm of the Agricultural Research Company of Minas Gerais (Epamig), in Patrocínio, MG, on a clayey Oxisol. Samples were collected from trenches at the intersections of a rectangular 40 x 150 m grid, totaling 28 sampling points, where soil samples were collected with metal rings (2.54 cm in height and 6.30 cm in diameter), with an Uhland sampler. Each trench had three steps with a surface of 2.0 x 1.5 m, at the depth of 0.00, 0.10, and 0.25 m, from each of which seven soil samples were collected, arranged in a matrix form, totaling 588 samples. Except for total porosity, soil physical properties were spatially dependent in all layers. The ordinary kriging technique proved to be a viable alternative for the estimation of data points not sampled in the experimental area. The physical restrictions to root growth were most severe in the 0.00-0.03 m layer due to the highest soil density and lowest soil macroporosity.

Index terms: compaction, geostatistics, soil property maps.

INTRODUÇÃO

Segundo estimativas da GACGC (1995), a degradação física do solo é a responsável por cerca de 4 % da área de solos degradados no planeta, valor que, embora pequeno, corresponde a 83 milhões de hectares. A agricultura é responsável pela maior parte dessa área, com 66 milhões de hectares; seguida pela pecuária, com 14 milhões; pelo desmatamento, com 1 milhão; e pelas demais explorações, com 2 milhões de hectares de solos degradados.

Os efeitos negativos do tráfego das máquinas sobre a estrutura dos solos são bem relatados pela literatura, por meio do monitoramento dos atributos físicos do solo em diferentes sistemas de uso e manejo do solo. Quando as pressões aplicadas pelo tráfego ultrapassam a capacidade de suporte de carga do solo, há grande redução do volume de macroporos (Tarawally et al., 2004; Servadio et al., 2005; Schäffer et al., 2007), enquanto o de microporos permanece praticamente inalterado (Tormena et al., 1998a), ou até mesmo aumentado (Tarawally et al., 2004; Schäffer et al., 2007). Quando o tráfego não é muito intenso e, ou, realizado sob condições de solo seco, os macroporos podem ser reduzidos a mesoporos (Tarawally et al., 2004), alterando, assim, a geometria do espaço poroso (Servadio et al., 2005). O tráfego de máquinas e de animais pode aumentar a densidade do solo e diminuir a porosidade total (Kulli et al., 2003; Servadio et al., 2005; Botta et al., 2006), indicando que esses atributos podem ser usados como indicadores da compactação ocasionada por esse tráfego (Dias Júnior, 2000; Lima, 2004).

Em razão das alterações anteriormente descritas, o tráfego de máquinas promove aumento da resistência mecânica do solo (Jorajuria & Draghi, 1997;

Tarawally et al., 2004; Servadio et al., 2005; Botta et al., 2006, 2007), diminuição da capacidade de infiltração de água (Li et al., 2007) e da condutividade hidráulica saturada (Silva et al., 2003; Servadio et al., 2005), alterando a retenção de água no solo (Ajayi et al., 2009). A resistência do solo à penetração é um atributo utilizado na maioria das pesquisas para avaliar a compactação do solo, por esse estar diretamente relacionado ao crescimento das plantas (Letey, 1985), sendo de fácil e rápida determinação (Stolf, 1991), bem como com a umidade, densidade do solo e textura. A resistência do solo à penetração apresenta relação direta com o teor de argila e a densidade do solo e inversa com a umidade (Rosolem et al., 1999). Segundo Henderson (1989) e Arshad et al. (1996), a umidade na capacidade de campo é ideal para se determinar a resistência do solo à penetração, pois nessa condição é obtida boa correlação com o crescimento radicular das plantas. O valor de resistência do solo à penetração de 2 MPa promove significativa restrição ao crescimento radicular de culturas, quando determinada nessa condição de umidade (Arshad et al., 1996).

O uso da geoestatística no estudo da variabilidade espacial dos atributos físicos e mecânicos do solo permite a identificação da dependência espacial dos dados, possibilitando o desenvolvimento de mapas de distribuição desses atributos no campo, por meio da técnica de krigagem, que faz uso da interpolação com estimador não tendencioso e variância mínima (Journel & Huijbregts, 1991). O semivariograma é o principal componente para a validação geoestatística e também a ferramenta mais importante nas aplicações em Ciência do Solo. Segundo Vieira (2000), todos os cálculos de geoestatística dependem do modelo estimado (ajustado) do semivariograma. Por isso, se o modelo ajustado não possuir boa qualidade de estimação, a krigagem (os mapas) também estará com

qualidade comprometida. É importante que o modelo ajustado represente a tendência da variabilidade em razão da distância.

Para a interpolação dos dados em locais não amostrados no campo, utiliza-se a krigagem, que é uma ferramenta geoestatística com base em uma técnica de interpolação com o uso de estimadores não tendenciosos de variáveis regionalizadas, utilizando, para tanto, as propriedades estruturais do semivariograma e do conjunto inicial de dados amostrais (Trangmar et al., 1985). A elaboração de mapas de atributos do solo tem sido prática constante nos últimos anos, como os mapas de densidade do solo (Ribeiro Júnior, 1995; Amaro Filho et al., 2007), textura (Kitamura et al., 2007), resistência do solo à penetração (Lima et al., 2008), densidade do solo e porosidade total (Amaro Filho et al., 2007), umidade volumétrica (Grego et al., 2006), macro e microporosidade do solo (Siqueira et al., 2009).

Segundo Cambardella et al. (1994), a variabilidade dos atributos físicos do solo pode ser de origem intrínseca ou extrínseca. A variabilidade intrínseca possui forte dependência espacial, sendo causada por alterações naturais no solo, notadamente aquelas de origem pedogenética, como: material de origem, intemperismo de minerais, acúmulo de matéria orgânica e outros. A variabilidade extrínseca possui menor dependência espacial, sendo causada por alterações no uso do solo, como: práticas culturais, espécie vegetal explorada, erosão, compactação etc.

O conhecimento da variabilidade espacial dos atributos físicos do solo contribui para o manejo adequado, pois permite identificar zonas que necessitam de manejo diferenciado. Sendo assim, este estudo teve como objetivos: avaliar e identificar as estruturas de dependência espacial, por meio da construção de semivariogramas num Latossolo Vermelho-Amarelo, sob lavoura cafeeira; caracterizar as distribuições espaciais dos atributos físicos pela krigagem ordinária; e identificar a camada com maior impedimento físico.

MATERIAL E MÉTODOS

O estudo foi realizado em uma área da fazenda da Empresa de Pesquisa Agropecuária de Minas Gerais (Epamig), localizada no município de Patrocínio, MG, nas coordenadas geográficas $18^{\circ} 59' 31''$ de latitude sul e $46^{\circ} 59' 31''$ de longitude oeste, com altitude de 934 m. O município de Patrocínio está inserido em uma área geologicamente complexa, conhecida como Arco da Canastra, que separa as bacias sedimentares do São Francisco e Paraná. O clima da região é do tipo Aw, segundo a classificação de Köppen, com duas estações bem definidas, inverno seco e verão chuvoso, com precipitação pluvial média anual de 1.620,1 mm (Silva & Malvino, 2005). A vegetação predominante

da região é do tipo cerrado. O relevo é plano a suave ondulado, com declividade média de 3 %, sendo o solo classificado como um Latossolo Vermelho-Amarelo textura muito argilosa, segundo classificação da Embrapa (2006).

A lavoura cafeeira (*Coffea arabica L.*) foi implantada em fevereiro de 1999 no espaçamento de 3,80 x 0,70 m, em área que vinha sendo utilizada com pastagem perene. Essa lavoura vem sendo conduzida com os seguintes tratos culturais: controle de plantas daninhas realizado com a aplicação de herbicida pré-emergente, com ingrediente ativo oxyfluorfen; controle fitossanitário realizado uma vez ao mês, utilizando pulverizador ARBUS 2000®, com aproximadamente 2.600 kg, quando completamente carregado; e adubação de cobertura aplicada de 40 em 40 dias no período chuvoso, utilizando-se uma adubadora modelo Fertinox, com capacidade para 600 kg, quando completamente carregada. Em todas as operações agrícolas, foi utilizado um trator marca Massey Ferguson, modelo 275, com massa de 3.900 kg e potência de 45 kW (61 CV), pneus traseiros R1 18.4-30 com pressão de inflação de 96,5 kPa e dianteiros R1 7.50-16 com pressão de inflação de 240 kPa. A colheita vem sendo realizada com uma colhedora Jacto KTR Advance, com massa de 6.850 kg, pneus G2 10x24", com 10 lonas e pressão de inflação de 276 kPa.

Amostragem

A amostragem foi realizada em trincheiras confeccionadas nas intersecções de uma malha retangular de 150 x 40 m (6.000 m^2), perfazendo 28 pontos de amostragem (Figura 1a), onde foram coletadas amostras indeformadas de solo em anéis metálicos de 2,54 cm de altura por 6,30 cm de

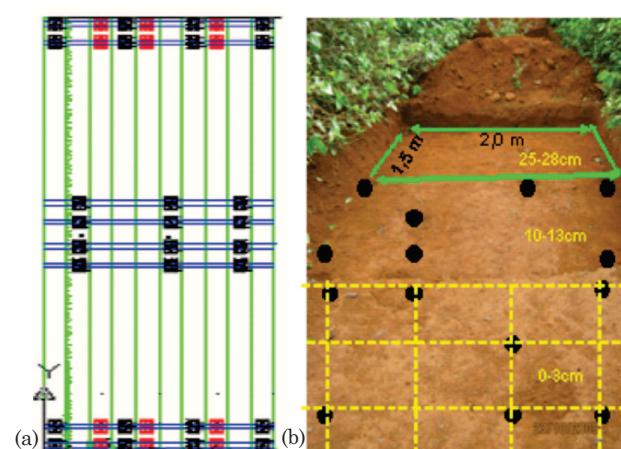


Figura 1. (a) Distribuição das trincheiras na lavoura cafeeira, em que a cor preta indica sub-regiões amostradas; a verde, as linhas do cafeeiro; e a vermelha, as sub-regiões de futuras amostragens. (b) Trincheira com os três degraus, que correspondem às camadas de amostragem de 0,00, 0,10 e 0,25 m.

diâmetro, com auxílio do amostrador tipo Uhland. Cada trincheira possuía três degraus com dimensões de 2,0 x 1,5 m, que correspondiam às camadas de 0,00, 0,10 e 0,25 m (Figura 1b), onde se coletaram sete amostras indeformadas em cada degrau, dispostas em forma matricial, totalizando 588 amostras. As amostras foram revestidas por filme plástico e parafina, com a finalidade de preservar a estrutura do solo até a realização das análises para determinar as características físico-hídricas. Foram determinadas: porosidade total, macroporosidade, microporosidade, densidade e resistência à penetração.

Análises de Laboratório

A densidade do solo (Ds) foi obtida pela relação entre a massa de solo seco e o volume interno do anel (Blake & Hartge, 1986a); a densidade de partículas (Dp) foi determinada pelo método do picnômetro, de acordo com Blake & Hartge (1986b); a porosidade total (PT) foi definida a partir da relação entre a densidade do solo e densidade de partículas, pela expressão $PT=[1-(Ds/Dp)]$ (Embrapa, 1997); a macroporosidade (Macro) do solo foi alcançada pela diferença entre PT e microporosidade (Micro), sendo esta considerada o conteúdo de água retido a potencial matricial de 6 kPa (Embrapa, 1997). A resistência do solo à penetração (RP) foi estabelecida nas amostras com umidade equilibrada em 6 kPa, conforme Tormena et al. (1998b), utilizando-se um penetrômetro digital de bancada MARCONI, modelo MA 933, com velocidade de penetração constante de 0,10 m min⁻¹.

Análise estatística descritiva e geoestatística

Para a análise estatística descritiva, realizou-se estudo exploratório de dados com o programa estatístico Sisvar (Ferreira, 2000), calculando medidas de localização (média, mediana, moda, mínimo, máximo), medidas de dispersão (amplitude, desvio-padrão, variância, coeficiente de variação), medida de distribuição (assimetria e curtose) e teste de normalidade Shapiro-Wilk.

Para a análise do CV, usou-se a classificação de Warrick & Nielsen (1980), com variabilidade baixa para valores menores de 12 %; média, entre 12 e 60 %; e alta, maiores de 60 %.

Para a análise da assimetria, usou-se a classificação apresentada por Ferreira (2009), o qual define que a distribuição assimétrica à direita ocorre quando $a_3 > 0$, enquanto à esquerda acontece quando $a_3 < 0$; a distribuição é simétrica quando $a_3 = 0$. Para a análise da curtose, que é representada na literatura vigente por a_4 ou b_2 , usou-se a classificação apresentada por Ferreira (2000), em que quando o valor de $a_4 = 3$ é denominada de mesocúrtica; quando $a_4 > 3$ representam as distribuições leptocúrticas; e $a_4 < 3$ evidenciam as distribuições platicúrticas.

Para a realização da análise geoestatística, foi utilizado o programa R, por meio do pacote geoR,

desenvolvido por Ribeiro Júnior & Diggle (2001). Para adequada análise espacial dos dados, considera-se que cada ponto amostrado possui uma variável aleatória distinta, gerando assim um processo estocástico (Cressie, 1991). A condição de estacionariedade intrínseca foi assumida para análise, que requer apenas a existência e estacionariedade do semivariograma (Vieira, 2000). A partir dessa hipótese, construíram-se os semivariogramas experimentais para os dados coletados nos 588 pontos amostrais. Os valores de semivariância foram obtidos pela equação 1:

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

em que $N(h)$ é o número de pares de valores medidos $Z(X_i)$, $Z(X_i + h)$, separados por um vetor h (Journel & Huijbregts, 1991). O gráfico de $\hat{\gamma}(h)$, em função dos valores correspondentes de h , chamado semivariograma, é uma função do vetor h ; portanto, dependem de ambos, magnitude e direção de h .

Após os cálculos das semivariâncias, foram ajustados os modelos teóricos do tipo esférico e exponencial pelo método de quadrados mínimos ponderados. Após a escolha do modelo do semivariograma, realizaram-se interpolações usando o método da krigagem ordinária, para predizer e mapear os valores dos atributos em estudo. O modelo esférico evidencia uma estrutura de correlação espacial crescente com a distância, até um ponto (alcance) a partir do qual a semivariância torna-se constante, restringindo a área de influência amostral. Conforme Journel & Huijbregts (1991), o modelo exponencial atinge o patamar assintoticamente, tendo o alcance prático determinado por três vezes o alcance teórico.

Para a análise da relação $Co/(Co+C)$, que mede o grau de dependência espacial das variáveis do solo, usou-se a classificação de Cambardella et al. (1994), que estabelece que se a relação for $\leq 25\%$, a variável é considerada como fortemente dependente; se for entre 25 e 75 %, moderadamente dependente; e se for $> 75\%$, fracamente dependente.

RESULTADOS E DISCUSSÃO

Estatística Descritiva

A análise com as estatísticas descritivas clássicas apresentadas nos quadros 1 e 2 e a sua discussão a seguir, se prestam apenas para comparar, se desejado, com as características de outras massas de dados, não constituindo objeto de subsídios às inferências estatísticas que levam em consideração a dependência espacial. A análise fornecida pelos semivariogramas é mais adequada para subsidiar inferências sobre a estrutura dessa dependência.

Quadro 1. Estatística descritiva dos dados de macroporosidade (Macro), microporosidade (Micro) e porosidade total (PT) do solo

| Parâmetro estatístico | Macro ($\text{m}^3 \text{ m}^{-3}$) | | | Micro ($\text{m}^3 \text{ m}^{-3}$) | | | PT ($\text{m}^3 \text{ m}^{-3}$) | | |
|-----------------------|---------------------------------------|-----------|-----------|---------------------------------------|-----------|-----------|------------------------------------|--------------------|-----------|
| | | | | Camada (m) | | | | | |
| | 0,0-0,03 | 0,10-0,13 | 0,25-0,28 | 0,0-0,03 | 0,10-0,13 | 0,25-0,28 | 0,0-0,03 | 0,10-0,13 | 0,25-0,28 |
| n | 195 | 194 | 196 | 195 | 194 | 196 | 195 | 194 | 196 |
| Média | 0,19 | 0,18 | 0,20 | 0,44 | 0,44 | 0,43 | 0,62 | 0,62 | 0,63 |
| Mediana | 0,19 | 0,18 | 0,20 | 0,44 | 0,44 | 0,43 | 0,63 | 0,63 | 0,63 |
| Moda | 0,18 | 0,17 | 0,20 | 0,44 | 0,44 | 0,41 | 0,63 | 0,64 | 0,64 |
| Variância | 0,003 | 0,002 | 0,002 | 0,001 | 0,001 | 0,0013 | 0,001 | 0,0005 | 0,0005 |
| Desv. | 0,053 | 0,044 | 0,051 | 0,035 | 0,031 | 0,036 | 0,032 | 0,022 | 0,022 |
| CV (%) | 28,21 | 24,25 | 25,51 | 7,96 | 7,07 | 8,41 | 5,1 | 3,53 | 3,49 |
| Assimetria | -0,04 | -0,14 | 0,28 | -0,16 | 0,17 | -0,40 | -2,13 | -1,37 | -0,48 |
| Curtose | 3,13 | 2,90 | 3,37 | 5,44 | 2,78 | 3,54 | 16,41 | 9,05 | 3,19 |
| Mínimo | 0,010 | 0,04 | 0,08 | 0,28 | 0,37 | 0,29 | 0,39 | 0,49 | 0,56 |
| Máximo | 0,34 | 0,28 | 0,38 | 0,58 | 0,52 | 0,51 | 0,69 | 0,67 | 0,68 |
| Amplitude | 0,33 | 0,24 | 0,30 | 0,30 | 0,15 | 0,22 | 0,30 | 0,18 | 0,12 |
| S.W. | 0,44* | 0,25* | 0,076* | 0,00016 | 0,032** | 0,003 | 5x10 ⁻¹² | 2x10 ⁻⁹ | 0,0038 |

* e ** significativo a 5 e 1 %, respectivamente; n: tamanho da amostra; Desv.: desvio-padrão; CV: coeficiente de variação; e S.W.: valor de probabilidade de Shapiro-Wilk.

Quadro 2. Estatística descritiva dos dados de resistência à penetração (RP) e densidade do solo (Ds)

| Parâmetro estatístico | RP (MPa) | | | Ds (Mg m^{-3}) | | |
|-----------------------|---------------------|----------------------|--------------------|---------------------------|--------------------|-----------|
| | | | | Camada (m) | | |
| | 0,0-0,03 | 0,10-0,13 | 0,25-0,28 | 0,0-0,03 | 0,10-0,13 | 0,25-0,28 |
| n | 195 | 194 | 196 | 195 | 194 | 196 |
| Média | 0,44 | 0,39 | 0,39 | 1,01 | 1,01 | 1,01 |
| Mediana | 0,40 | 0,35 | 0,35 | 1,00 | 1,01 | 1,00 |
| Moda | 0,35 | 0,30 | 0,30 | 1,00 | 1,003 | 0,989 |
| Variância | 0,048 | 0,031 | 0,032 | 0,007 | 0,003 | 0,005 |
| Desv. | 0,225 | 0,177 | 0,181 | 0,085 | 0,059 | 0,074 |
| CV (%) | 49,29 | 45,01 | 46,45 | 8,42 | 5,78 | 7,32 |
| Assimetria | 1,57 | 1,22 | 1,16 | 2,27 | 1,40 | 3,44 |
| Curtose | 7,20 | 4,69 | 5,26 | 17,82 | 9,54 | 29,32 |
| Mínimo | 0,12 | 0,12 | 0,07 | 0,83 | 0,90 | 0,88 |
| Máximo | 1,55 | 1,02 | 1,23 | 1,65 | 1,38 | 1,64 |
| Amplitude | 1,43 | 0,90 | 1,16 | 0,82 | 0,48 | 0,76 |
| S.W. | 1x10 ⁻¹⁰ | 1,7x10 ⁻⁹ | 6x10 ⁻⁸ | 4x10 ⁻¹² | 1x10 ⁻⁸ | 0 |

* e ** significativo a 5 e 1 %, respectivamente; n: tamanho da amostra; Desv.: desvio-padrão; CV: coeficiente de variação; e S.W.: valor de probabilidade de Shapiro-Wilk.

Neste estudo, verificou-se baixo coeficiente de variação para Ds, Micro, PT e coeficiente de variação médio para Macro e RP, de acordo com critério de Warrick & Nielsen (1980). Segundo Cambardella et al. (1994), a variabilidade dos atributos físicos do solo pode ser de origem intrínseca ou extrínseca. A variabilidade intrínseca possui forte dependência espacial, sendo causada por alterações naturais no solo, notadamente aquelas de origem pedogenética,

como material de origem, intemperismo de minerais, acúmulo de matéria orgânica e outros. A variabilidade extrínseca possui menor dependência espacial, sendo causada por alterações no uso do solo, como práticas culturais, espécie vegetal explorada, erosão, compactação etc.

Em todas as camadas amostradas, verificou-se que a RP e Ds apresentaram distribuição assimétrica à

direita, o que também foi observado para a Macro, na camada de 0,25-0,28 m, e Micro, na camada de 0,10-0,13 m (Quadro 1). Percebeu-se distribuição assimétrica à esquerda para a Macro, nas camadas de 0,00-0,03 e 0,10-0,13 m; para Micro, nas camadas de 0,00-0,03 e 0,25-0,28 m; e em todas as camadas para a RP.

Neste estudo, observou-se que a Macro e Micro na camada de 0,10-0,13 m apresentaram distribuição platicúrticas, de acordo com Ferreira (2000), enquanto a PT, RP e Ds, em todas as camadas, e a Macro e Micro, nas camadas de 0,00-0,03 e 0,10-0,13 m, exibiram distribuição leptocúrticas. A Macro apresentou, em todas as camadas, o valor de probabilidade de Shapiro-Wilk significativo a 5 %, enquanto as variáveis Micro e θ evidenciaram a 1 % na camada 0,10-0,13 m, demonstrando distribuição normal dos dados. De acordo com Cressie (1991), a normalidade dos dados não é exigência da geoestatística, mas é conveniente apenas que, no gráfico de distribuição normal, o atributo não apresente extremidades de distribuição muito alongadas, o que poderia indicar a presença de dados discrepantes (*outliers*), podendo comprometer as análises. O desvio-padrão, o CV, a amplitude, o mínimo e o máximo fornecem a ideia da magnitude de variabilidade dos atributos físicos dos solos; porém, nada informa sobre a estrutura de dependência espacial desses atributos, o que só é possível por meio da geoestatística, em especial do semivariograma (Souza, 1999).

Variabilidade espacial

A porosidade total do solo não apresentou estrutura de dependência espacial em todas as camadas, sendo considerada como efeito pepita puro (Quadro 3). Segundo Cruz et al. (2010), os dados com essas características têm distribuição completamente aleatória na zona de estudo e independência espacial. Os demais atributos do solo ajustaram-se aos modelos esférico e exponencial. Dessa forma, além da estacionariedade intrínseca, pode-se considerar também atendida a estacionariedade de segunda ordem, na presença de patamar nos modelos ajustados aos semivariogramas (Figura 2).

O modelo esférico evidencia uma estrutura de correlação espacial crescente com a distância até certo ponto (alcance), a partir do qual a semivariância torna-se constante, restringindo a área de influência amostral. Tal condição foi identificada para a Ds, na camada de 0,00-0,03 m, e RP, na camada de 0,25-0,28 m. Para os demais atributos do solo, o modelo ajustado foi o exponencial em todas as camadas estudadas, o qual é similar ao esférico; porém, difere deste por convergir gradualmente para o patamar, sem alcançá-lo efetivamente (comportamento assintótico).

O efeito pepita (Co) foi nulo para a Macro, na camada de 0,25-0,28 m, e para a Micro, nas camadas

de 0,00-0,03 e 0,25-0,28 m (Quadro 3). Os demais atributos físicos do solo apresentaram baixo valor ($1,5 \times 10^{-4}$ a 0,01) de efeito pepita em todas as camadas. Segundo Cambardella et al. (1994), o efeito pepita representa a variabilidade experimental completamente aleatória, não estruturada espacialmente. Frequentemente, tal efeito é causado pela não detecção da estrutura de variabilidade espacial em distâncias menores do que a menor distância de amostragem utilizada.

O alcance prático variou de 3,40 a 23,97 m entre os atributos em estudo (Quadro 3). A RP apresentou alcance prático de 3,4 m para a camada de 0,25-0,28 m, evidenciando a baixa continuidade estrutural do solo sob lavoura cafeeira. Conforme Journel & Huijbregts (1991), o modelo exponencial atinge o patamar assintoticamente. Para a classe dos Latossolos, valores semelhantes a esses são relatados por Anjos et al. (1994) e Kondo (2003).

A Micro apresentou maiores valores de alcance prático nas camadas de 0,10-0,13 e 0,25-0,28 m, respectivamente de 23,97 e 19,14 m; já a macro evidenciou maior valor de alcance prático de 20,97 m, para a camada de 0,10 a 0,13 m. (Quadro 3).

O alcance é de fundamental importância para a interpretação dos variogramas, pois indica a distância até onde os pontos amostrais estão correlacionados entre si (Vieira et al., 1983; Vieira, 1997), ou seja, os pontos localizados em uma área, cujo raio seja o alcance, são mais semelhantes entre si do que os separados por distâncias maiores.

Com base nos valores do grau de dependência espacial sugeridos por Cambardella et al. (1994), verificou-se que há forte dependência espacial para a macroporosidade, na camada de 0,25-0,28 m, para a microporosidade, em todas as camadas (Quadro 3), enquanto os demais atributos apresentaram moderada dependência espacial.

Krigagem

Uma vez conhecido o semivariograma da variável e conhecendo-se sua estrutura de dependência espacial por meio da krigagem, pode-se realizar a interpolação de valores em qualquer ponto na área de estudo, sem tendência e com variância mínima. Os parâmetros dos modelos ajustados para Macro, Micro, Ds, RP do solo permitiram que fossem obtidos, por krigagem, os mapas da distribuição dos atributos físicos desse solo cultivado com cafeeiro (Figuras 3 a 6). A distribuição espacial observada na figura 6 indica a predominância de variabilidade extrínseca para a Ds na camada de 0,00-0,03 m, causada provavelmente pelo tráfego excessivo de máquinas sob condições de umidade inadequada nos pontos amostrais, reduzindo a Macro e elevando a Ds.

A camada de 0,00-0,03 m apresentou predomínio de valores de Macro do solo maiores que $0,15 \text{ m}^3 \text{ m}^{-3}$ (região de tonalidade amarelada na figura 3), enquanto

Quadro 3. Parâmetros do modelo teórico ajustado para a macroporosidade (Macro), microporosidade (Micro), densidade do solo (Ds), resistência à penetração (RP) e porosidade total (PT)

| Atributo | Camada | Modelo | Co | C | Alcance prático | (Co+C) | GD |
|----------|-----------|--------|----------------------|----------------------|-----------------|--------|----|
| | m | | | | | | % |
| Macro | 0,0-0,03 | Exp | 0,0015 | 0,0014 | 14,98 | 0,0029 | 52 |
| | 0,10-0,13 | Exp | 9×10^{-4} | 0,0011 | 20,97 | 0,0020 | 45 |
| | 0,25-0,28 | Exp | 0 | 0,0027 | 11,98 | 0,0027 | 0 |
| Micro | 0,0-0,03 | Exp | 0 | 0,0012 | 6,23 | 0,0012 | 0 |
| | 0,10-0,13 | Exp | $1,5 \times 10^{-4}$ | $9,2 \times 10^{-4}$ | 23,97 | 0,0011 | 14 |
| | 0,25-0,28 | Exp | 0 | 0,0015 | 19,14 | 0,0015 | 0 |
| Ds | 0,0-0,03 | Esf | 0,004 | 0,003 | 5,16 | 0,0070 | 57 |
| | 0,10-0,13 | Exp | 0,002 | 0,0013 | 7,50 | 0,0033 | 61 |
| | 0,25-0,28 | Exp | 0,004 | 0,002 | 14,98 | 0,0060 | 67 |
| RP | 0,0-0,03 | Exp | 0,03 | 0,019 | 7,65 | 0,0490 | 61 |
| | 0,10-0,13 | Exp | 0,01 | 0,0215 | 7,64 | 0,0315 | 32 |
| | 0,25-0,28 | Esf | 0,02 | 0,0119 | 3,40 | 0,0319 | 63 |
| PT | 0,0-0,03 | EPP | - | - | - | - | - |
| | 0,10-0,13 | EPP | - | - | - | - | - |
| | 0,25-0,28 | EPP | - | - | - | - | - |

Co: efeito pepita; C: contribuição; Co+C: patamar (variância dos dados); GD = [Co/(Co+C)] (grau de dependência espacial); (-) ausência de valores; e EPP: efeito pepita puro.

em algumas regiões específicas observaram-se valores de Macro iguais ou menores que $0,15 \text{ m}^3 \text{ m}^{-3}$ (tonalidade esverdeada). A camada de 0,10-0,13 m evidenciou predomínio de valores para a Macro do solo de $0,20 \text{ m}^3 \text{ m}^{-3}$ (tonalidade laranja), enquanto na camada de 0,25-0,28 m predominaram valores de Macro do solo de $0,20 \text{ m}^3 \text{ m}^{-3}$ (tonalidade amarela); em algumas regiões específicas foram apresentados valores de Macro menores que $0,20 \text{ m}^3 \text{ m}^{-3}$ (tonalidade esverdeada). Segundo Kiehl (1979), os solos agrícolas não devem apresentar valores menores que $0,10 \text{ m}^3 \text{ m}^{-3}$ de macroporosidade, pois isso acarretaria diminuição do desenvolvimento do sistema radicular das culturas.

Nas camadas de 0,00-0,03 m e de 0,25-0,28 m (Figura 4), observou-se a predominância de valores para a Micro na faixa de $0,45 \text{ m}^3 \text{ m}^{-3}$ ou superior em quase a totalidade da área (tonalidade rosa). A camada de 0,10-0,13 m apresentou valores de Micro do solo de $0,45 \text{ m}^3 \text{ m}^{-3}$ (tonalidade amarela) e menores que $0,40 \text{ m}^3 \text{ m}^{-3}$ (tonalidade verde) delimitadas por regiões específicas no mapa.

Com relação à Ds, na camada de 0,00-0,03 m (Figura 5) predominou o valor de $1,0 \text{ Mg m}^{-3}$ (tonalidade amarela). Em algumas regiões significativas do mapa, observaram-se valores acima de $1,0 \text{ Mg m}^{-3}$ (tonalidade laranja e rosa). Segundo Kulli et al. (2003), esse aumento de Ds ocorreu por causa do tráfego intenso de máquinas agrícolas. Na camada de 0,10-0,13 m, verificaram-se pequenas áreas com Ds superior a $1,0 \text{ Mg m}^{-3}$ (tonalidade amarela) e,

na camada de 0,25-0,28 m, predominaram regiões com Ds igual a $1,0 \text{ Mg m}^{-3}$ (tonalidade verde-escura) e algumas regiões significativas com densidade do solo superior a $1,0 \text{ Mg m}^{-3}$ (tonalidade verde-clara e amarela).

Na figura 6, observou-se que nas três camadas a RP predominante compreendeu valores entre 0,2 e 0,4 MPa (tonalidade verde). Na camada de 0,00-0,03 m, notou-se pequenas regiões com valores de RP variando de 1,2 a 1,4 MPa (tonalidade rosa), enquanto nas demais camadas observaram-se pequenas regiões com valores entre 0,4 e 0,8 MPa (tonalidade amarela e rosa), não sendo, portanto, valores restritivos para o crescimento radicular da cultura cafeeira, segundo Arshad et al. (1996). Pode-se inferir que a alta umidade volumétrica e baixa continuidade estrutural do solo tenham influenciado na capacidade de detecção da RP neste estudo. De acordo com Assis et al. (2009), não é recomendável a determinação da RP quando o solo se encontra na capacidade de campo, contrariando as recomendações de outros trabalhos (Henderson, 1989; Arshad et al., 1996). Guerra et al. (2000), em estudo com penetrômetro hidráulico-eletromônico, constataram que a presença da água inibiu a diferenciação da compactação, pelo efeito lubrificante que provoca no solo, deixando-o muito plástico e facilitando a penetração da haste, indicando que, para melhor sensibilidade dos efeitos da carga, devem-se tomar os dados de RP com o solo com umidade equilibrada numa maior tensão.

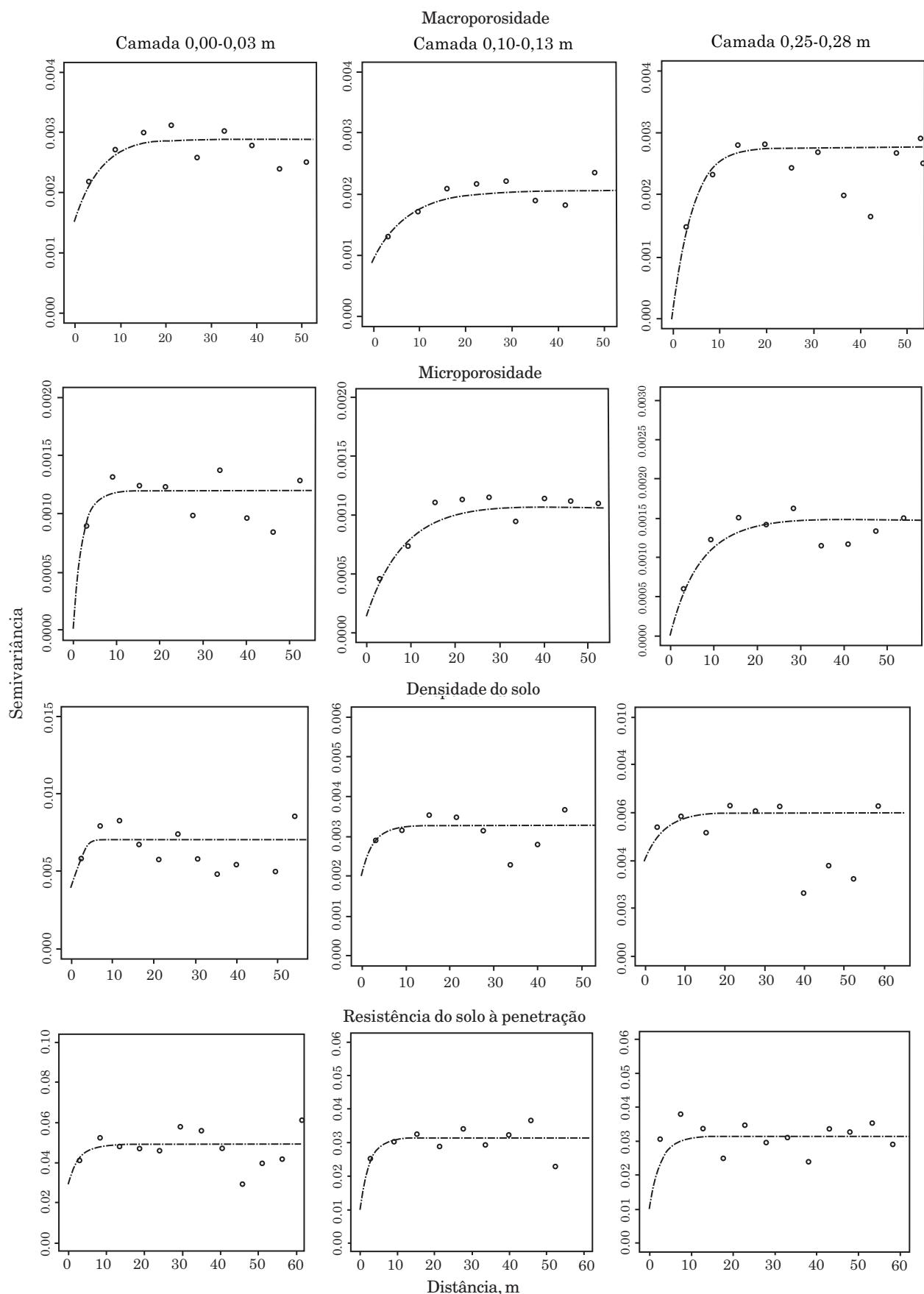


Figura 2. Semivariogramas para os atributos físicos estudados, nas três camadas amostradas.

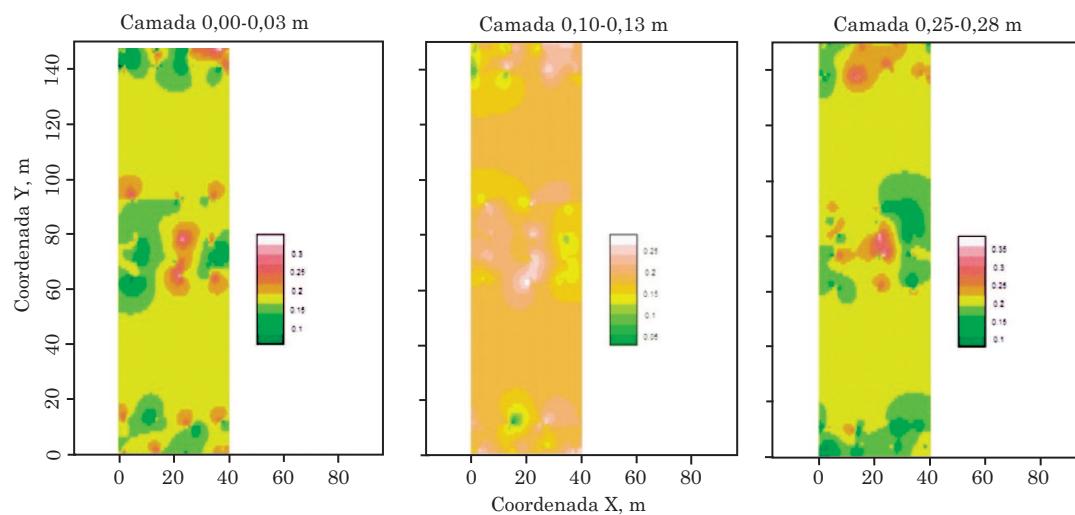


Figura 3. Mapa da distribuição espacial da macroporosidade do solo na área de estudo.

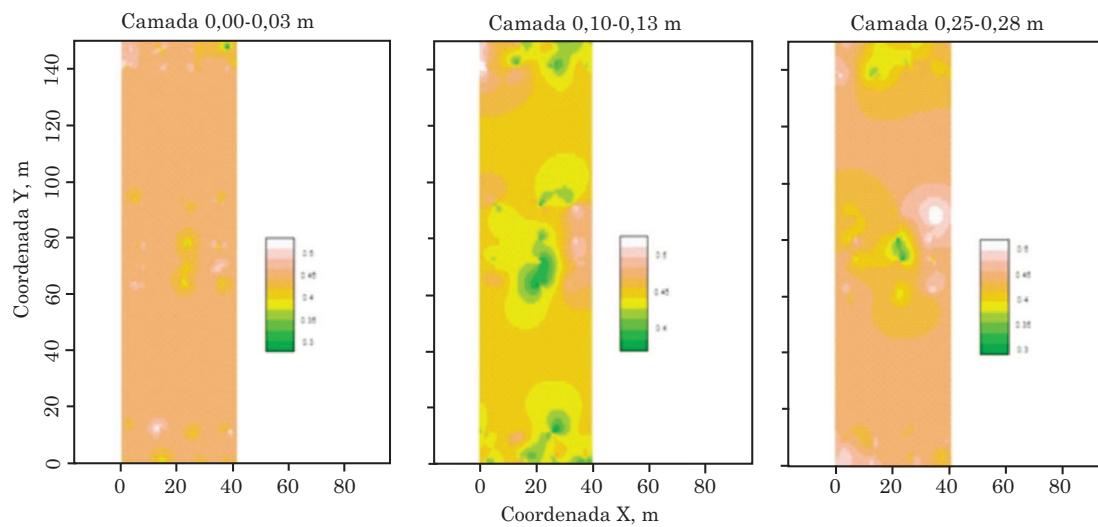


Figura 4. Mapa da distribuição espacial da microporosidade do solo na área de estudo.

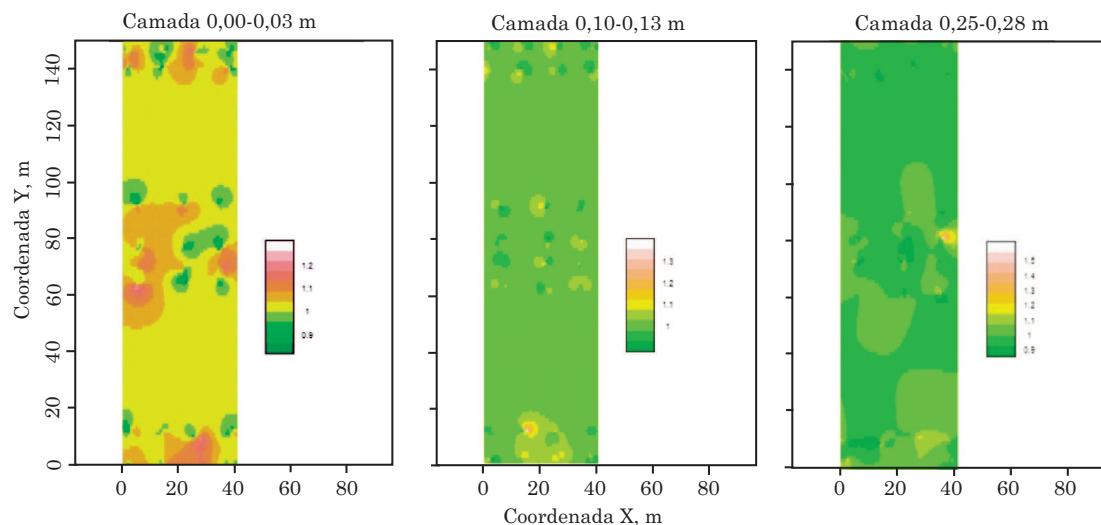


Figura 5. Mapa da distribuição espacial da densidade do solo na área de estudo.

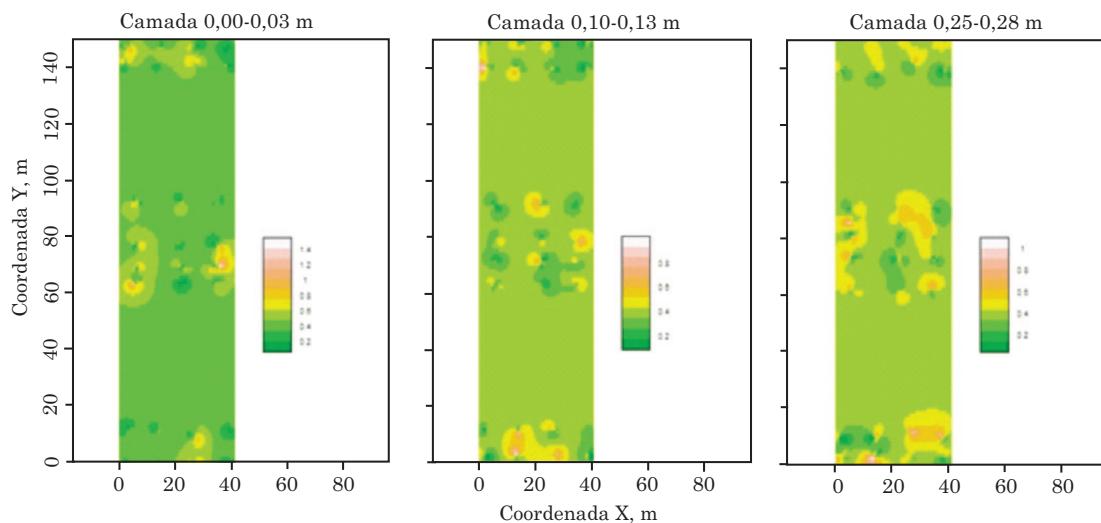


Figura 6. Mapa da distribuição espacial da resistência do solo à penetração na área de estudo.

CONCLUSÕES

1. Os atributos físicos do solo apresentaram estrutura de dependência espacial em todas as camadas, havendo grande influência de fatores extrínsecos do solo na composição da variabilidade espacial, exceto na porosidade total.
2. A técnica de krigagem ordinária demonstrou ser alternativa viável para a estimativa de dados em pontos não amostrados na área experimental.
3. A camada de 0,00-0,03 m apresentou maior impedimento físico do solo, com maiores valores de densidade e menores de macroporosidade do solo.

AGRADECIMENTOS

Ao Consórcio Brasileiro de Pesquisa e Desenvolvimento do Café(CBP&D/Café), pelo apoio financeiro para o desenvolvimento deste estudo. Aos funcionários da Fazenda Experimental da EPAMIG em Patrocínio, MG. O primeiro autor agradece à CAPES a concessão da bolsa de doutorado.

LITERATURA CITADA

- AJAYI, A.E.; DIAS JÚNIOR, M.S.; CURI, N.; ARAÚJO JÚNIOR, C.F.; SOUZA, T.T.T. & INDA JÚNIOR, A.V. Strength attributes and compaction susceptibility of Brasilian Latosols. *Soil Till. Res.*, 105:122-127, 2009.
- AMARO FILHO, J.; NEGREIROS, R.F.D.; ASSIS JÚNIOR, R.N. & MOTA, C.A. Amostragem e variabilidade espacial de atributos físicos de um Latossolo Vermelho em Mossoró, RN. *R. Bras. Ci. Solo*, 31:415-422, 2007.
- ANJOS, J.T.; UBERTI, A.A.A.; VISSOTO, V.J.; LEITE, G.B. & KRIEGER, M. Propriedades físicas e solos sob diferentes sistemas de uso e manejo. *R. Bras. Ci. Solo*, 18:139-145, 1994.
- ARSHAD, M. A.; LOWERY, B. & GROSSMAN, B. Physical tests for monitoring soil quality. In: DORAN, J. W. & JONES, A. J., eds. *Methods for assessing quality*. Madison, Soil Sci. Soc. Am. J., 1996. p. 123-141.
- ASSIS, R.L.; LAZARINI, G.D.; LANÇAS, K.P. & CARGNELUTTI FILHO, A. Avaliação da resistência do solo à penetração em diferentes solos com a variação do teor de água. *Eng. Agríc.*, 29:558-568, 2009.
- BLAKE, G.R. & HARTGE, K.H. Bulk density. In: KLUTE, A., ed. *Methods of soil analysis*. 2.ed. Madison, ASA/SSSA, 1986a. p.363-375.
- BLAKE, G.R. & HARTGE, K.H. Particle density. In: KLUTE, A., ed. *Methods of soil analysis*. 2.ed. Madison, ASA/SSSA, 1986b. p.377-382.
- BOTTA, G.F.; JORAJURIA, D.; ROSATTO, H. & FERRERO, C. Light tractor traffic frequency on soil compaction in the Rolling Pampa region of Argentina. *Soil Till. Res.*, 86:9-14, 2006.
- BOTTA, G.F.; POZZOLO, O.; BOMBEN, M.; ROSATTO, H.; RIVERO, D.; RESSIA, M.; TOURN, M.; SOZA, E. & VAZQUEZ, J. Traffic alternatives for harvesting soybean (*Glycine max* L.): Effect on yields and soil under a direct sowing system. *Soil Till. Res.*, 96:145-154, 2007.
- 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.
- CRESSIE, N.A.C. *Statistics for spatial data*. New York, J. Wiley, 1991. 379p.
- CRUZ, J.S.; ASSIS JÚNIOR, R.N.A.; MATIAS, S.S.R.; CAMACHO-TAMAYO, J.H. & TAVARES, R.C. Análise espacial de atributos físicos e carbono orgânico em Argissolo Vermelho-Amarelo cultivado com cana-de-açúcar. *Ci. Agrotec.*, 34:271-278, 2010.

- DIAS JÚNIOR, M.S. Compactação do solo. In: NOVAIS, R.F.; ALVAREZ V., H.V. & SCHAEFER, C.E.G.R., eds. Tópicos em ciência do solo. Viçosa, MG, Sociedade Brasileira de Ciência do Solo, 2000. v.1, p.55-94.
- EMPRESA BRASILEIRA DE PESQUISA AGROPECUARIA - EMBRAPA. Centro Nacional de Pesquisas de Solos. Manual de métodos de análises de solo. 2.ed. Brasília, Produção de Informação, 1997. 212p.
- EMPRESA BRASILEIRADE PESQUISA AGROPECUARIA - EMBRAPA. Centro Nacional de Pesquisas de Solos. Sistema brasileiro de classificação de Solos. Rio de Janeiro, Embrapa Solos, 2006. 306 p.
- FERREIRA, D.F. Estatística básica. 2. ed. Lavras: UFLA, 2009. 664 p.
- FERREIRA, D.F. Análise estatística por meio do SISVAR (Sistema para Análise de Variância) para Windows versão 4.0. In: REUNIÃO ANUAL DA REGIÃO BRASILEIRA DA SOCIEDADE INTERNACIONAL DE BIOMETRIA, 45., São Carlos, 2000. Anais... São Carlos, UFSCar, 2000. p.255-258.
- GERMAN ADVISORY COUNCIL ON GLOBAL CHANGE - GACGC. World in transition: The threat to soils. Bonn, Economica Verlag GmbH, 1995. 268p. (Annual Report/ German Advisory Council on Global Change, 1994).
- GREGO, C.R.; VIEIRA, S.R.; ANTONIO, A.M. & ROSA, S.C.D. Análise geoestatística do teor de água do solo sob sistema de cultivo em plantio direto. *Sci. Agríc.*, 63:341-350, 2006.
- GUERRA, S.P.S.; LANÇAS, K.P. & MAZETTO, F.R. Utilização do GPS e do penetrômetro hidráulico-eletrônico para localização de pontos e avaliação da compactação do solo. In: REUNIÃO CIENTÍFICA EM CIÊNCIAS AGRÁRIAS DO LAGEADO, 7., Botucatu, 2000. Anais... Botucatu, UNESP, 2000. p.85.
- HENDERSON, C.W.L. Using a penetrometer to predict the effects of soil compaction on the growth and yield of wheat on uniform, sandy soils. *J. Agric. Res.*, 40:497-508, 1989.
- JORAJURÍA, D. & DRAGHI, L. The distribution of soil compaction with depth and the response of a perennial forage crop. *J. Agric. Eng. Res.*, 66:261-265, 1997.
- JOURNEL, A.G. & HUIJBREGTS, C.J. Mining geostatistics. 5.ed. London, Academic Press, 1991. 600p.
- KIEHL, E.L. Manual de edafologia. São Paulo, Ceres, 1979. 262p.
- KITAMURA, A.E.; CARVALHO, M.P. & LIMA, C.G.R. Relação entre a variabilidade espacial das frações granulométricas do solo e a produtividade do feijoeiro sob plantio direto. *R. Bras. Ci. Solo*, 31:361-369, 2007.
- KONDO, M.K. Variabilidade espacial do comportamento compressivo do solo e mapas de trafegabilidade na cultura do cafeeiro irrigado. Lavras, Universidade Federal de Lavras, 2003. 166p. (Tese de Doutorado)
- KULLI, B.; GYSI, M. & FLUHLER, H. Visualizing soil compaction based on flow pattern analysis. *Soil Till. Res.*, 70:29-40, 2003.
- LETEY, J. Relationship between soil physical properties and crop production. *Adv. Soil Sci.*, 1:277-294, 1985.
- LI, Y.X.; TULLBERG, J.N. & FREEBAIRN, D.M. Wheel traffic and tillage effects on runoff and crop yield. *Soil Till. Res.*, 97:282-292, 2007.
- LIMA, C.L.R. Compressibilidade de solos versus intensidade de tráfego em um pomar de laranja e pisoteio animal em pastagem irrigada. Piracicaba, Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", Universidade de São Paulo, 2004. 70p. (Tese de Doutorado)
- LIMA, J.S.S.; OLIVEIRA, P.C.; OLIVEIRA, R.B. & XAVIER, A.C. Métodos geoestatísticos no estudo da resistência do solo à penetração em trilha de tráfego de tratores na colheita de madeira. *R. Árvore*, 32:931-938, 2008.
- RIBEIRO JÚNIOR, P.J. Métodos geoestatísticos no estudo da variabilidade espacial de parâmetros do solo. Piracicaba, Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", Universidade de São Paulo, 1995. 91p. (Dissertação de Mestrado)
- RIBEIRO JÚNIOR, P.P. & DIGGLE, P.P. GeoR: A package for geostatistical analysis. *R- News*, 1:15-18, 2001.
- ROSOLEM, C.A.; FERNANDEZ, E.M.; ANDREOTTI, M. & CRUSCIOL, C.A.C. Crescimento radicular de plântulas de milho afetado pela resistência do solo à penetração. *Pesq. Agropec. Bras.*, 34:821-828, 1999.
- SCHÄFFER, B.; ATTINGER, W. & SCHULIN, R. Compaction of restored soil by heavy agricultural machinery - Soil physical and mechanical aspects. *Soil Till. Res.*, 93:28-43, 2007.
- SERVADIO, P.; MARSILIA, A.; VIGNOZZI, N.; PELLEGRINI, S. & PAGLIAI, M. Effects on some soil qualities in central Italy following the passage of four wheel drive tractor fitted with single and dual tires. *Soil Till. Res.*, 84:87-100, 2005.
- SILVA, E.M. & MALVINO, S.S.A.B. Análise climática do município de Patrocínio (MG). *Caminhos Geogr.*, 10:93-108, 2005.
- SILVA, R.B.; DIAS JÚNIOR, M.S.; SILVA, F.A.M. & FOLE, S.M. O tráfego de máquinas agrícolas e as propriedades físicas, hídricas e mecânicas de um Latossolo dos Cerrados. *R. Bras. Ci. Solo*, 27:973-983, 2003.
- SIQUEIRA, G.M.; VIEIRA, S.R. & DECEN, S.C.F. Variabilidade espacial da densidade e porosidade de um Latossolo Vermelho eutroférrego sob semeadura direta por vinte anos. *Bragantia*, 68:751-759, 2009.
- SOUZA, L.C. Variabilidade espacial da salinidade de um solo aluvial no semi-árido paraibano. Campina Grande, Universidade Federal da Paraíba, 1999. 77p. (Dissertação de Mestrado)
- STOLF, R. Teoria de testes experimental de fórmulas de transformação dos dados de penetrômetro de impacto em resistência do solo. *R. Bras. Ci. Solo*, 15:229-235, 1991.

- TARAWALLY, M.A.; MEDINA, H.; FRÓMETA, M.E. & ITZA, C.A. Field compaction at different soil-water status: Effects on pore size distribution and soil water characteristics of a Rhodic Ferralsol in Western Cuba. *Soil Till. Res.*, 76:95-103, 2004.
- TORMENA, C.A.; ROLOFF, G. & SÁ, J.C.M. Propriedades físicas do solo sob plantio direto influenciadas por calagem preparo inicial e tráfego. *R. Bras. Ci. Solo*, 22:301-309, 1998a.
- TORMENA, C.A.; SILVA, A.P. & LIBARDI, P.L. Caracterização do intervalo hídrico ótimo de um Latossolo Roxo sob plantio direto. *R. Bras. Ci. Solo*, 22:573-581, 1998b.
- TRANGMAR, B.B.; YOST, R.S. & UEHARA, G. Application to geoestatistic to spatial studies of soil properties. *Adv. Agron.*, 38:45-94, 1985.
- VIEIRA, S.R. Geoestatística em estudo de variabilidade espacial do solo. In: NOVAIS, R.F.; ALVAREZ V., H.V. & SCHAEFER, C.E.G.R., eds. *Tópicos em ciência do solo*. Viçosa, MG, Sociedade Brasileira de Ciência do Solo, 2000. v.1, p.1-55.
- VIEIRA, S.R. Variabilidade especial de argila, silte e atributos químicos em uma parcela experimental de um Latossolo Roxo de Campinas (SP). *Bragantia*, 56:181-190, 1997.
- VIEIRA, S.R.; HATFIELD, J.L.; NIELSEN, D.R. & BIGGAR, J.W. Geostatistical theory and application to variability of some agronomical properties. *Hilgardia*, 51:1-75, 1983.
- WARRICK, A.W. & NIELSEN, D.R. Spatial variability of soil physical properties in the field. In: HILLEL, D., ed. *Application of soil physics*. New York, Academic Press, 1980. p.319-344.