



Revista Brasileira de Ciência do Solo

ISSN: 0100-0683

revista@sbccs.org.br

Sociedade Brasileira de Ciência do Solo
Brasil

Grego, Celia Regina; Vieira, Sidney Rosa

VARIABILIDADE ESPACIAL DE PROPRIEDADES FÍSICAS DO SOLO EM UMA PARCELA
EXPERIMENTAL

Revista Brasileira de Ciência do Solo, vol. 29, núm. 2, 2005, pp. 169-177

Sociedade Brasileira de Ciência do Solo
Viçosa, Brasil

Disponível em: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=180214036002>

- ▶ 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

VARIABILIDADE ESPACIAL DE PROPRIEDADES FÍSICAS DO SOLO EM UMA PARCELA EXPERIMENTAL⁽¹⁾

Celia Regina Grego⁽²⁾ & Sidney Rosa Vieira⁽³⁾

RESUMO

Experimentos de solo realizados no campo necessitam de estudos que verifiquem a variabilidade espacial do solo. O objetivo deste trabalho foi estudar a variabilidade espacial de propriedades físico-hídricas do solo em uma parcela experimental, usando métodos geoestatísticos. O experimento foi realizado em 1982 no Centro Experimental do Instituto Agronômico em Campinas (SP), em um Latossolo Vermelho sob preparo convencional, numa parcela de 30 x 30 m, com grade de pontos a cada 5 m. As propriedades analisadas foram: teor de água do solo, porosidade, densidade do solo, resistência à penetração e retenção de água. Para analisar a variabilidade espacial, utilizou-se a geoestatística, por meio da análise de semivariogramas, interpolação dos dados por krigagem e construção de mapas de isolinhas. A dependência espacial ocorreu principalmente nas variáveis obtidas na camada superficial do solo (0-25 cm), apresentando dependência espacial moderada e forte. Houve correlação positiva significativa entre retenção de água e densidade do solo. A dependência espacial encontrada e a semelhança de comportamento entre as variáveis permitiram inferir que amostragem ao acaso seria falha, pois esconderia a variabilidade encontrada, interferindo nas respostas dos tratamentos, caso fosse instalado um experimento que exigisse independência entre amostras.

Termos de indexação: semivariograma, krigagem, preparo convencional, Latossolo Vermelho.

⁽¹⁾ Recebido para publicação em dezembro de 2003 e aprovado em janeiro de 2005.

⁽²⁾ Récem Doutoranda do Instituto Agronômico – IAC. Caixa Postal 28, CEP 13001-970 Campinas (SP). Bolsista do CNPq. E-mail: crgrego@iac.sp.gov.br

⁽³⁾ Pesquisador do Centro de Solos e Recursos Agroambientais, IAC. E-mail: sidney@iac.sp.gov.br

SUMMARY: SPATIAL VARIABILITY OF SOIL PHYSICAL PROPERTIES ON AN EXPERIMENTAL PLOT

Field experiments involving soils require previous verification of the soil spatial variability. The objective of this research was to study the spatial variability of soil physical properties of an experimental plot using geostatistics. The experiment was conducted in 1982 at the Experimental Center of the Instituto Agronômico in Campinas, state of São Paulo, Brazil, on a Red Latosol (Rhodic Ustox) under conventional tillage in a 30 x 30 m area, with sampling points arranged in a 5 m square grid. The analyzed properties were water content, porosity, bulk density, penetration resistance, and water retention. The spatial variability was evaluated by geostatistical analysis of semivariograms and kriging interpolation of the data for the construction of maps. Spatial dependence occurred mainly for the variables from the upper soil layer (0–25 cm), showing moderate and strong spatial dependence. A significant positive correlation was found between water retention and bulk density. The observed spatial dependence and similar behavior of the variables allowed the inference that random sampling would not be enough to characterize a field, as it would fail to show the variability. In cases where an experiment requires independent samples, the response to the treatments would be affected.

Index terms: semivariogram, kriging, conventional tillage, Red Latosol.

INTRODUÇÃO

A aplicação de tecnologia associada à variabilidade espacial e temporal faz-se necessária, sobretudo na pesquisa agrícola que estuda o solo e a sua capacidade produtiva. O conhecimento da variabilidade das propriedades do solo e das culturas, no espaço e no tempo, é considerado, atualmente, o princípio básico para o manejo preciso das áreas agrícolas, qualquer que seja sua escala.

Experimentos de campo são, em sua maioria, divididos em parcelas ou áreas relativamente pequenas amostradas aleatoriamente. Contudo, ao considerar as parcelas experimentais uniformes quanto aos seus atributos, mesmo em pequenas áreas, pode-se interpretar erroneamente as respostas obtidas às questões existentes, pois a hipótese de ocorrência de dependência espacial estará sendo ignorada.

A variabilidade espacial do solo foi verificada em áreas de dimensões variadas, 150 ha por Biggar & Nielsen (1976), 5.000 m² por Lima & Silans (1999) e mesmo em áreas menores do que 100 m² por Reichardt et al. (1978). As propriedades químicas de uma parcela de 900 m², a mesma utilizada para coleta de dados neste trabalho, foram analisadas por Vieira (1997) que detectou variabilidade suficiente para concluir que amostragem ao acaso provavelmente esconderia a realidade.

A análise geoestatística que permite detectar a existência da variabilidade e distribuição espacial das medidas estudadas constitui importante ferramenta na análise e descrição detalhada da variabilidade das propriedades do solo (Vieira, 2000; Carvalho et al., 2002; Vieira et al., 2002). Conhecendo

as coordenadas geográficas do ponto amostrado, podem-se analisar os dados, possibilitando, segundo Vendrusculo (2001), representar a área com maior detalhamento. O nível de detalhamento é obtido por meio da distância entre pontos de amostragem e depende tanto da propriedade a ser analisada quanto da escala de trabalho (tamanho da área amostrada).

As propriedades físicas e hídricas do solo estudadas por diversos autores (Es et al., 1991; Vieira et al., 1992; Nielsen et al., 1993; Sousa et al., 1999; Fietz et al., 1999; Souza et al., 2001; Joaquim Junior et al., 2002) variaram de um local para outro, apresentando continuidade ou dependência espacial, dependendo do manejo adotado e das próprias características de origem dos solos. Segundo Beutler et al. (2002), as propriedades hídricas, como a curva de retenção de água, dependem do tipo de solo, histórico de uso e preparo do solo. Solos manejados por diferentes preparos são alterados em profundidade e, principalmente neste caso, segundo Carvalho et al. (2002), a profundidade é um fator importante no estudo de dependência espacial.

O objetivo deste trabalho foi avaliar a variabilidade espacial de propriedades físico-hídricas do solo em uma parcela experimental, usando métodos geoestatísticos para análise de dados.

MATERIAL E MÉTODOS

O experimento foi realizado em 1982 no Centro Experimental do Instituto Agronômico em Campinas (SP), em um Latossolo Vermelho (Embrapa, 1999) sob preparo convencional. Marcou-se uma parcela

de 900 m², com declividade de 5 %, para amostragem num reticulado quadrado de 49 pontos distanciados de 5 x 5 m. Em cada ponto foram coletadas amostras de solo deformadas e não deformadas para determinações em laboratório nas camadas de 0-25 cm e 25-50 cm de profundidade.

O teor gravimétrico de água do solo foi obtido de acordo com Kiehl (1979), em amostras deformadas de solo seco em estufa. A resistência à penetração foi avaliada por meio de um penetrômetro, seguindo o método recomendado pela ASAE (1977), tendo sido obtidos os valores de resistência à penetração e a profundidade do solo atingida pelo equipamento no momento da medição.

A densidade do solo foi obtida conforme Kiehl (1979), coletando-se amostras de solo indeformadas, com anéis volumétricos de 100 cm³, nas profundidades de 15, 25 e 45 cm. Estas amostras indeformadas foram submetidas às tensões de 0,01; 0,03; 0,05; 0,1; 0,5; 0,8; 1,5 MPa, de acordo com método citado por Kiehl (1979), obtendo-se valores de retenção de água volumétrica (m³ m⁻³) para cada tensão, os quais foram ajustados ao modelo de Van Genuchten (1980):

$$\theta = \theta_r + \frac{\theta_s - \theta_r}{\left(1 + \alpha h^n\right)^m} \quad (1)$$

em que θ é o teor de água no solo (m³ m⁻³), θ_r e θ_s são os teores de água residual e de saturação (m³ m⁻³), h é a tensão (MPa) aplicada em coluna de água, α , m e n são parâmetros de ajuste do modelo. A água disponível AD (m³ m⁻³), segundo Reichardt (1987), é obtida por diferença entre o teor de água do solo na capacidade de campo (θ_{cc}) e no ponto de murcha permanente (θ_{pmp}), conforme a equação 2. Para solos tropicais, a tensão aplicada em laboratório para a capacidade de campo é de 0,01 MPa.

$$AD = \theta_{cc} (0,01 \text{ MPa}) - \theta_{pmp} (1,5 \text{ MPa}) \quad (2)$$

Inicialmente, os dados foram analisados usando cálculos da estatística descritiva, segundo Vieira et al. (2002), obtendo-se média, variância, coeficiente de variação, assimetria e curtose, para se ter uma visão geral de como se comportavam os dados. Também foi aplicado o teste T de significância da correlação entre cada par de variáveis, de acordo com Snedecor & Cochran (1967).

Para verificar a dependência espacial das variáveis, interpolar dados e construir mapas, foi empregada a análise geoestatística, segundo Vieira (2000). Foram construídos semivariogramas, partindo das pressuposições de estacionariedade da hipótese intrínseca e do cálculo da semivariância $\gamma(h)$ estimada na equação 3:

$$\gamma(h) = \frac{1}{2N(h)} \sum_{i=1}^N [Z(x_i) - Z(x_i + h)]^2 \quad (3)$$

em que $N(h)$ é o número de pares dos valores medidos $Z(x_i)$, $Z(x_i + h)$, separados por um vetor h . É esperado, segundo Vieira (2000), que medições localizadas próximas sejam mais parecidas entre si do que aquelas separadas por grandes distâncias, isto é, que aumente $\gamma(h)$ com a distância h até um valor máximo, no qual se estabiliza em um patamar correspondente à distância limite de dependência espacial, que é o alcance. Medições localizadas a distâncias maiores que o alcance terão distribuição aleatória, razão por que serão independentes entre si.

Os semivariogramas que apresentaram dependência espacial foram ajustados com o modelo matemático esférico (Equação 4). Os programas computacionais e procedimentos para construção e ajuste do modelo do semivariograma obedeceram às instruções de Vieira et al. (2002).

$$\begin{aligned} \gamma(h) &= C_0 + C_1 \left[\frac{3}{2} \left(\frac{h}{a} \right)^3 - \frac{1}{2} \left(\frac{h}{a} \right)^3 \right]; 0 < h < a \quad \text{ou} \\ \gamma(h) &= C_0 + C_1; h \geq a \end{aligned} \quad (4)$$

em que foram definidos os parâmetros do semivariograma, a saber: C_0 = efeito pepita que é o valor de $\gamma(h)$ quando $h = 0$; a = alcance, que é a distância em que $\gamma(h)$ permanece aproximadamente constante após aumentar com o aumento de h ; $C_0 + C_1$ = patamar que é o valor de $\gamma(h)$ a partir do alcance e que se aproxima da variância dos dados, e C_1 = variância estrutural, ou seja, a diferença entre o patamar e o efeito pepita.

Foi calculada a razão de dependência espacial (RD), que é a proporção em percentagem do efeito pepita (C_0) em relação ao patamar ($C_0 + C_1$), equação 5, e que, de acordo com Cambardella et al. (1994), apresenta a seguinte proporção: (a) dependência forte < 25 %; (b) dependência moderada de 26 a 75 %, e (c) dependência fraca > 75 %.

$$RD = \left(\frac{C_0}{C_0 + C_1} \right) \cdot 100 \quad (5)$$

Uma vez que o semivariograma representa a variabilidade espacial dos dados, a análise geoestatística permitiu, primeiramente, a análise dos dados, comparando-se os parâmetros de ajuste dos semivariogramas (C_0 , C_1 , a e RD) para cada uma das variáveis (teor de água, resistência à penetração, densidade do solo, coeficientes e água disponível).

Observada a existência de dependência espacial definida pelo semivariograma, os valores vizinhos serão tão semelhantes que haverá possibilidade de estimar valores para qualquer local onde a variável não foi medida, usando-se a krigagem, segundo Vieira et al. (2002), que estima valores com as condições de estimativa sem tendenciosidade e com desvios mínimos em relação aos valores conhecidos, ou seja, com variância mínima (Equação 6):

$$\sum_{j=1}^N \lambda_j \gamma(x_i, x_j) + \mu = \gamma(x_i, x_0), \quad i=1, N \quad \sum_{j=1}^N \lambda_j = 1 \quad (6)$$

em que $\gamma(x_i, x_j)$ é a semivariância estimada, usando o modelo ajustado ao semivariograma, correspondente à distância entre os pontos localizados na posição x_i e x_j e $\gamma(x_i, x_0)$ é a semivariância correspondente à distância entre os pontos localizados na posição x_i e x_0 . Valores de peso λ e um valor do multiplicador de Lagrange, μ , associado com a minimização da variância, são gerados e com os valores de λ_i podem-se estimar valores (Z) no espaço amostrado para qualquer posição x_0 . Com os valores estimados (Equação 7), foram construídos mapas de isolinhas, em função da coordenada geográfica. O uso da Krigagem para mostrar a variabilidade espacial interpola valores para que sejam construídos mapas de isolinhas.

$$Z(x_0) = \sum_{i=1}^N \lambda_i Z(x_i) \quad (7)$$

As construções dos mapas com os valores obtidos por meio da krigagem são importantes para a verificação e interpretação da variabilidade espacial. A análise geoestatística dos dados é completada com as informações mostradas nos mapas visualmente comparadas para o entendimento da variabilidade das propriedades físicas e hídricas do solo no campo e que são úteis nas tomadas de decisões.

RESULTADOS E DISCUSSÃO

Os resultados estatísticos das variáveis do solo analisadas estão nos quadros 1 e 2, enquanto os parâmetros do semivariograma das variáveis que apresentaram dependência espacial estão no quadro 3. As variáveis, em sua maioria, apresentaram assimetria e curtose compatíveis com a distribuição normal (valores próximos de 0) e coeficientes de variação de médios a baixos (< 20). O α em 0-25 e 25-50 cm de profundidade apresentou os maiores valores para coeficiente de variação, considerado alto (> 20), seguido da água disponível para as duas profundidades, segundo a classificação adotada por Carvalho et al. (2002). Considerando o tamanho da parcela, os coeficientes de variação demonstram a importância de se amostrar intensamente mesmo em áreas pequenas, estando de acordo com os coeficientes encontrados por Vieira (1997).

Observa-se, também (Quadro 1), que a média da resistência à penetração apresenta-se consideravelmente alta, equiparando-se aos valores encontrados por Rosolem et al. (1994), Araújo et al. (1999) e Grego & Benez (1999), obtidos em solos argilosos sob sistema de plantio direto com compactação na camada superficial do solo. A resistência à penetração encontrada pode estar associada à compactação de subsuperfície que geralmente ocorre no preparo convencional; no entanto, não se sabe em que profundidade isto ocorreu, pois o valor disponível é um

Quadro 1. Parâmetros estatísticos da profundidade atingida pelo penetrômetro, da resistência média à penetração e das variáveis amostradas a 0-25 cm de profundidade

Variável	Média	Variância	CV (%)	Assimetria	Curtose
Profundidade do penetrômetro (cm)	52,92	51,70	13,60	0,42	0,07
Resistência média à penetração (MPa)	2,75	0,21	16,88	0,04	0,20
Profundidade de 0-25 cm					
Teor gravimétrico de água (g g^{-1})	0,25	$2,00 \times 10^{-4}$	6,05	-0,70	0,74
$\theta_r (\text{m}^3 \text{m}^{-3})$	0,25	$0,05 \times 10^{-2}$	8,99	0,33	0,13
$\theta_s (\text{m}^3 \text{m}^{-3})$	0,53	$0,09 \times 10^{-2}$	5,79	0,68	0,38
Parâmetro α	0,02	$0,02 \times 10^{-2}$	95,20	2,97	10,71
Parâmetro m	0,49	$0,07 \times 10^{-2}$	16,99	-0,10	0,19
Parâmetro n	2,02	0,13	17,67	0,99	1,32
Retenção água 0,01 MPa ($\text{m}^3 \text{m}^{-3}$)	0,45	$0,41 \times 10^{-2}$	14,10	0,37	-0,19
Retenção água 0,03 MPa ($\text{m}^3 \text{m}^{-3}$)	0,35	$0,02 \times 10^{-2}$	12,42	0,58	-0,01
Retenção água 0,05 MPa ($\text{m}^3 \text{m}^{-3}$)	0,29	$0,13 \times 10^{-2}$	11,89	0,09	-0,55
Retenção água 0,1 MPa ($\text{m}^3 \text{m}^{-3}$)	0,28	$0,08 \times 10^{-2}$	10,27	0,75	0,61
Retenção água 0,5 MPa ($\text{m}^3 \text{m}^{-3}$)	0,25	$0,05 \times 10^{-2}$	9,72	0,92	1,35
Retenção água 0,8 MPa ($\text{m}^3 \text{m}^{-3}$)	0,25	$0,07 \times 10^{-2}$	10,92	0,38	0,03
Retenção água 1,5 MPa ($\text{m}^3 \text{m}^{-3}$)	0,25	$0,05 \times 10^{-2}$	9,29	0,30	-0,07
Água disponível ($\text{m}^3 \text{m}^{-3}$)	0,20	$0,26 \times 10^{-2}$	25,18	-0,00014	0,0052
Densidade a 15 cm (g cm^{-3})	1,33	0,02	10,89	0,47	0,45
Densidade a 25 cm (g cm^{-3})	1,31	0,02	9,65	0,66	0,35

CV (%) = coeficiente de variação.

Quadro 2. Parâmetros estatísticos das variáveis amostradas a 25–50 cm de profundidade

Variável	Média	Variância	CV (%)	Assimetria	Curtose
Teor gravimétrico de água (g g^{-1})	0,26	$1,00 \times 10^{-4}$	3,87	0,39	1,59
θ_r ($\text{m}^3 \text{ m}^{-3}$)	0,25	$0,09 \times 10^{-2}$	12,16	0,33	-0,73
θ_s ($\text{m}^3 \text{ m}^{-3}$)	0,52	$0,22 \times 10^{-2}$	9,01	-0,37	-0,85
Parâmetro α	0,04	$0,83 \times 10^{-3}$	78,66	2,79	12,06
Parâmetro m	0,36	$0,32 \times 10^{-2}$	15,60	1,22	2,44
Parâmetro n	2,02	0,13	17,67	0,99	1,32
Retenção água 0,01 MPa ($\text{m}^3 \text{ m}^{-3}$)	0,37	$0,21 \times 10^{-2}$	12,18	0,82	0,65
Retenção água 0,03 MPa ($\text{m}^3 \text{ m}^{-3}$)	0,34	$0,16 \times 10^{-2}$	11,82	0,49	-0,73
Retenção água 0,05 MPa ($\text{m}^3 \text{ m}^{-3}$)	0,31	$0,12 \times 10^{-2}$	11,33	0,45	-0,07
Retenção água 0,1 MPa ($\text{m}^3 \text{ m}^{-3}$)	0,30	$0,12 \times 10^{-2}$	11,58	0,58	-0,49
Retenção água 0,5 MPa ($\text{m}^3 \text{ m}^{-3}$)	0,27	$0,94 \times 10^{-3}$	11,53	0,14	-0,75
Retenção água 0,8 MPa ($\text{m}^3 \text{ m}^{-3}$)	0,57	$0,1 \times 10^{-2}$	12,47	0,49	-0,51
Retenção água 1,5 MPa ($\text{m}^3 \text{ m}^{-3}$)	0,27	$0,82 \times 10^{-3}$	10,50	0,13	-0,53
Água disponível ($\text{m}^3 \text{ m}^{-3}$)	0,11	$0,08 \times 10^{-2}$	26,24	0,62	1,67
Densidade a 45 cm (g cm^{-3})	1,29	$1,84 \times 10^{-2}$	10,53	0,56	-0,62

CV (%) = coeficiente de variação.

valor médio para uma profundidade média de 52,92 cm.

O modelo matemático esférico ajustado a todos os semivariogramas é o que predomina nos trabalhos em ciência do solo (Vieira, 1997; Souza et al., 2001; Carvalho et al., 2002). McBratney & Webster (1986) estudaram modelos de ajuste do semivariograma para as propriedades do solo e relataram que os modelos esférico e exponencial são os mais freqüentemente encontrados. A respeito da razão de dependência (RD), observa-se (Quadro 3), que a maioria das variáveis apresentam moderada dependência espacial (26–75 %), concordando com Souza et al. (2001) e Carvalho et al. (2002). Observa-se que o teor de água de 0–25 cm apresentou forte dependência ($\leq 25\%$). Este resultado mostra a importância da caracterização espacial desta variável mesmo em pequenas áreas, como a parcela em estudo.

A dependência espacial ocorreu principalmente nas variáveis obtidas na camada superior do solo de 0–25 cm (Quadro 3), concordando com a dependência encontrada por Vieira (1997) para propriedades químicas, e somente duas variáveis apresentaram dependência espacial na camada de 25–50 cm. A ausência de dependência espacial nas demais variáveis foi verificada pela inexistência do patamar ($C_0 + C_1$) nos semivariogramas, ocorrendo o que se denomina efeito pepita puro, segundo Vieira (2000), impossibilitando, portanto, o ajuste de um modelo ao semivariograma, razão pela qual seus parâmetros não constam no quadro 3. A explicação para a ocorrência da dependência espacial na camada superficial pode estar associada ao preparo do solo convencional, onde os equipamentos de preparo, arado e grade movimentam demasiadamente a

camada superior afetando sua estrutura original, tornando pontos próximos entre si mais semelhantes do que os mais distantes, bem como ao fato de ser o solo muito argiloso e bem estruturado. De acordo com Prado (2003), os Latossolos apresentam partículas bem estruturadas pedologicamente e, quando associadas ao revolvimento da camada superficial, podem ter favorecido ainda mais a dependência espacial encontrada, o que não aconteceu na camada inferior (25–50cm), onde houve pouco ou nenhum revolvimento.

Os menores valores para o alcance foram para resistência à penetração, profundidade do penetrômetro e teor de água de saturação, indicando que os pontos são mais semelhantes entre si num raio de 8 m aproximadamente, já, para as demais variáveis, os raios aumentam na média para 13 m (Quadro 3). Isto mostra que o alcance da dependência espacial depende da variável e que, se as amostragens realizadas nesta área considerassem este alcance, os dados obtidos poderiam representar melhor a realidade da área amostrada. Variáveis como o teor de água podem ser amostradas em espaçamentos maiores, pois o alcance obtido foi maior do que para as demais, ao passo que medições pontuais, como a resistência à penetração, podem resultar em dependência espacial menor e devem ser amostradas em distâncias menores.

A figura 1 mostra os semivariogramas ajustados pelo modelo esférico da resistência média à penetração e do teor de água em 0–25 cm, variáveis que apresentaram alcances de 8,75 e 16,86 m, respectivamente. Vieira (1997) encontrou alcance de 20 m e relação de dependência de 40 % para as propriedades químicas do solo, nesta mesma área, indicando que a quantidade de variação ao acaso e a

Quadro 3. Parâmetros do modelo esférico ajustado aos semivariogramas: efeito pepita (C_0), patamar (C_1), alcance (a), grau de dependência (RD)

Variável	C_0	C_1	a (m)	$\left(\frac{C_0}{C_0 + C_1} \right) \times 100$
Profundidade 0–25 cm				
Profundidade do penetrômetro (cm)	25,00	31,00	8,00	44,64
Resistência média a penetração (MPa)	0,13	0,10	8,75	56,52
Densidade a 15 cm (g cm^{-3})	$0,12 \times 10^{-1}$	$0,12 \times 10^{-1}$	11,00	50,00
Densidade a 25 cm (g cm^{-3})	$0,53 \times 10^{-2}$	$0,12 \times 10^{-1}$	10,00	30,63
Profundidade 25–50 cm				
Teor gravimétrica de água (g g^{-1})	0,29	2,23	16,86	11,75
$\theta_r (\text{m}^3 \text{m}^{-3})$	$0,02 \times 10^{-2}$	$0,04 \times 10^{-2}$	11,00	27,27
$\theta_s (\text{m}^3 \text{m}^{-3})$	$0,07 \times 10^{-2}$	$0,04 \times 10^{-2}$	8,00	62,50
$\alpha (\text{l cm}^{-1})$	$0,01 \times 10^{-2}$	$0,15 \times 10^{-2}$	13,00	25,00
Coeficiente m (sdm)	$0,25 \times 10^{-2}$	$0,50 \times 10^{-2}$	9,00	33,33
Retenção água 0,03 MPa ($\text{m}^3 \text{m}^{-3}$)	$0,09 \times 10^{-2}$	$0,09 \times 10^{-2}$	10,00	48,65
Retenção água 0,05 MPa ($\text{m}^3 \text{m}^{-3}$)	$0,06 \times 10^{-2}$	$0,08 \times 10^{-2}$	11,00	42,86
Retenção água 0,1 MPa ($\text{m}^3 \text{m}^{-3}$)	$0,05 \times 10^{-2}$	$0,04 \times 10^{-2}$	13,00	55,00
Retenção água 0,5 MPa ($\text{m}^3 \text{m}^{-3}$)	$0,03 \times 10^{-2}$	$0,03 \times 10^{-2}$	14,00	50,72
Retenção água 0,8 MPa ($\text{m}^3 \text{m}^{-3}$)	$0,03 \times 10^{-2}$	$0,04 \times 10^{-2}$	11,00	45,94
Retenção água 1,5 MPa ($\text{m}^3 \text{m}^{-3}$)	$0,03 \times 10^{-2}$	$0,03 \times 10^{-2}$	10,00	50,00
Profundidade 25–50 cm				
Teor água gravimétrica (g g^{-1})	0,60	0,50	20,00	54,54
Água disponível ($\text{m}^3 \text{m}^{-3}$)	$0,05 \times 10^{-2}$	$0,04 \times 10^{-2}$	19,00	55,55

distância entre vizinhos são semelhantes às encontradas para as características físicas analisadas neste trabalho.

O teste T de significância da correlação entre cada par de variáveis (Snedecor & Cochran, 1967) resultou na correlação positiva entre a densidade do solo a 15 e

25 cm de profundidade e as retenções de água de 0–25 cm, com exceção da retenção de água na tensão de 0,01 MPa (Figura 2).

Houve correlação positiva entre retenção de água e densidade do solo, pois o solo argiloso tem naturalmente grande capacidade de reter água, graças à microporosidade e maior agregação existente (Kiehl, 1979). Apesar de não estudar a variabilidade espacial, Beutler et al. (2002) também encontraram correlação positiva para retenção de água e densidade do solo no sistema de cultivo de cana-de-açúcar.

As figuras 3a a 3o mostram os mapas das variáveis com valores estimados por krigagem agrupados numa escala de cinco classes, após a

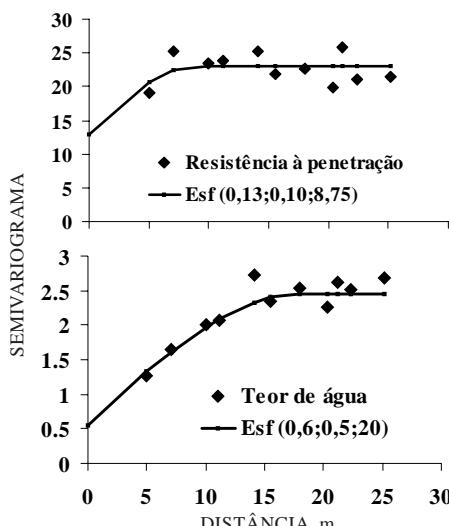


Figura 1. Semivariogramas com os parâmetros de ajuste esférico ($Esf (C_0; C_1; a)$) para resistência à penetração (MPa) e teor de água (g g^{-1}) de 0–25 cm de profundidade.

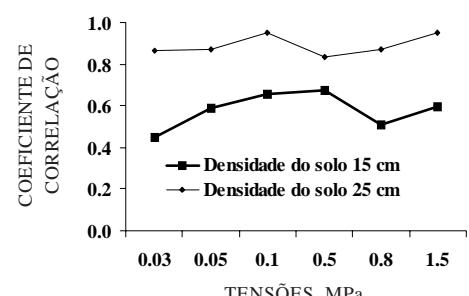


Figura 2. Coeficiente de correlação entre a densidade do solo (g cm^{-3}) a 15 e 25 cm de profundidade e a retenção de água ($\text{m}^3 \text{m}^{-3}$) nas seis tensões (MPa).

análise de dependência espacial verificada nos semivariogramas. Fez-se a interpretação dos mapas

visualmente, onde a direção do declive da área se dá com o decréscimo da distância y.

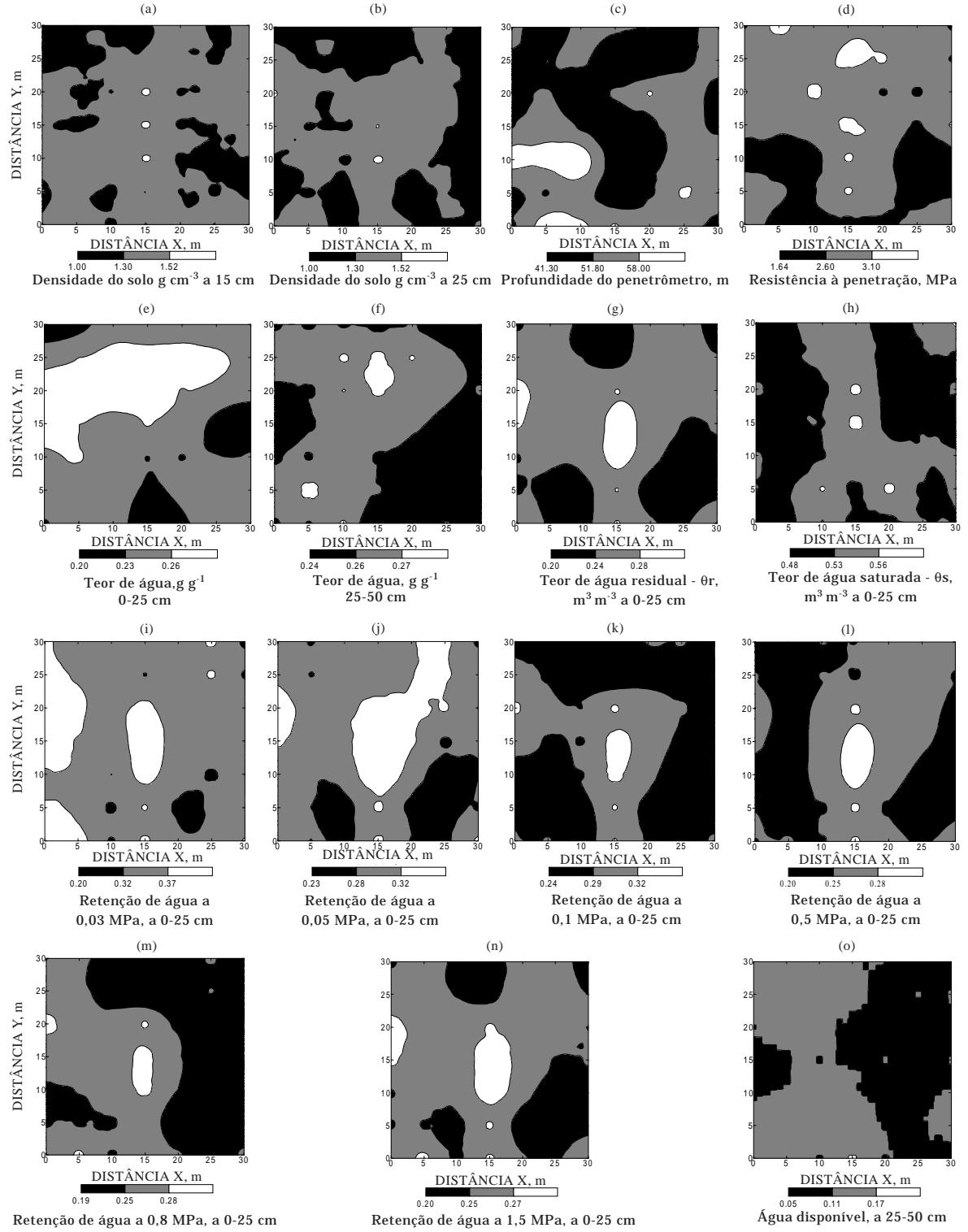


Figura 3. Mapas das variáveis estudadas, a diferentes profundidades, com valores estimados por krigagem.

As figuras 3a e b mostram que as variabilidades das densidades do solo de 0–25 cm e de 25–50 cm de profundidade são bastante semelhantes, e a correlação positiva com a retenção de água nas seis tensões (Figuras 3i, j, k, l, m e n) pode ser verificada pela semelhança das manchas com maiores valores na parte central da parcela. No entanto, não segue o comportamento da resistência média à penetração, que apresentou nitidamente os maiores valores à medida que aumenta a distância y (Figura 3d), indicando que a variabilidade da área adensada pode ser, neste caso, mais bem representada pela resistência à penetração do que pela densidade do solo, que apresentou manchas mais dispersas.

A profundidade média atingida pelo penetrômetro (Figura 3c) apresentou comportamento contrário à resistência (Figura 3d), uma vez que onde o solo oferece maior resistência à penetração, parte superior da área, a profundidade atingida pelo penetrômetro é menor. Já os teores gravimétricos de água (Figuras 3e, f) do solo apresentaram-se menores na parte inferior direita da área e parecem não ter relação com os resultados da profundidade do penetrômetro e da resistência à penetração.

Na maioria dos mapas dos teores de água residual (Figura 3g), de saturação (Figura 3h) e retenção de água (Figuras 3i, j, k, l, m e n), existem áreas com valores maiores na direção do declive e na região central da área. Estas áreas indicam que esta parte da parcela é mais densa, oferece maior resistência e representa maior teor e retenção de água. Entretanto, à medida que se distancia para a direção x, observa-se um comportamento também semelhante para as variáveis, e os valores tendem a diminuir. Este resultado reforça ainda mais a variabilidade encontrada nesta parcela por Vieira (1997) para as propriedades químicas do solo, apesar de ser considerada uma área relativamente pequena, ficando claro que não é o tamanho da parcela que determina seu grau de homogeneidade.

A existência de dependência espacial das variáveis, bem como a semelhança de comportamento entre elas, sugere que se analise a variabilidade espacial das propriedades do solo em conjunto, antes de adotar um delineamento experimental ao acaso, visto que qualquer tratamento adotado nesta parcela que necessite da homogeneidade levará a falsos resultados.

CONCLUSÕES

1. A parcela experimental apresentou variabilidade espacial com razão de dependência moderada para a maioria das variáveis, principalmente na camada superficial (0–25 cm) e alcance variando de 8 a 20 m.

2. A região central da parcela, na direção do declive, apresentou maior densidade do solo, maior resistência à penetração e maior teor e retenção de água.

3. A dependência espacial encontrada para as variáveis, bem como a semelhança de comportamento entre elas, permite inferir que amostragem ao acaso resultaria em interpretações incorretas e falhas, pois esconderia a variabilidade encontrada na área amostrada, pois não foi o tamanho que determinou seu grau de homogeneidade.

LITERATURA CITADA

- AMERICAN SOCIETY AGRICULTURAL OF CONGINERING - ASAE. Recommendation ASAE R.313.1 Soil cone penetrometer. Agricultural Engineers Year Book, 1977. p.347-348.
- ARAÚJO, A.G.; CASÃO JUNIOR, R.; RALISCH, R. & SIQUEIRA, R. Mobilização de solo e emergência de plantas na semeadura direta de soja (*Glycine max L.*) e milho (*Zea mays L.*) em solos argilosos. Eng. Agric., 19:226-237, 1999.
- BEUTLER, A.N.; CENTURION, J.F.; SOUZA, Z.M.; ANDRIOLI, I. & ROQUE, C.G. Retenção de água em dois tipos de Latossolo sob diferentes usos. R. Bras. Ci. Solo, 26:829-834, 2002.
- BIGGAR, J.N.; & NIELSEN, D.R. The spatial variability of the leaching characteristics of a field soil. Water Res. Res., 14:263-271, 1976.
- CAMBARDELLA, C.A.; MOOMAN, T.B.; NOVAK, J.M.; PARKIN, T.B.; KARLEM, D.L.; TURVO, R.F. & KONOPA, A.E. Field scale variability of soil properties in central Iowa soil. Soil Sci. Am. J., 47:1501-1511, 1994.
- CARVALHO, J.R.P.; SILVEIRA, P.M. & VIEIRA, S.R. Geoestatística na determinação da variabilidade espacial de características químicas do solo sob diferentes preparos. Pesq. Agropec. Bras., 37:1151-1159, 2002.
- EMPRESA BRASILEIRA DE PESQUISA AGROPECUÁRIA - EMBRAPA. Sistema brasileiro de classificação de solos. Brasília, Embrapa Produção de Informações; Rio de Janeiro: Embrapa Solos, 1999. 412p.
- ES, H.M.V.; CASSEL, D.K. & DANIELS, R.B. Infiltration variability and correlations with surface soil properties for eroded Hapludult. Soil Sci. Soc. Am. J., 55:486-492, 1991.
- FIETZ, C.R.; FOLEGATTI, M.V.; VIEIRA, S.R. & FRIZZONE, J.A. Efeito da variabilidade do armazenamento de água no solo na qualidade da irrigação por aspersão. R. Bras. Eng. Agric. Amb., 3:150-153, 1999.
- GREGO, C.R. & BENEZ, S.H. Cobertura vegetal espontânea e produtividade da cultura do feijão (*Phaseolus vulgaris L.*), através do preparo do solo e manejo da cobertura. R. Energia Agric., 14:29-38, 1999.
- JOAQUIM JUNIOR, G.O.; CICHOTA, R.; CONDINI, F.G.M. & van LIER, Q.J. Padrões de variabilidade espacial para densidade e umidade em um Latossolo Vermelho-Amarelo álico. In: REUNIÃO BRASILEIRA DE MANEJO E CONSERVAÇÃO DO SOLO E DA ÁGUA, 14., Cuiabá, 2002. CD-ROM
- KIEHL, E.J. Manual de edafologia: relação solo-água-planta. São Paulo, Agronômica Ceres, 1979. 262p.

- LIMA, C.A.G. & SILANS, A.P. Variabilidade espacial da infiltração de água no solo. *Pesq. Agropec. Bras.*, 34:2311-2320, 1999.
- MC BRATNEY,A.B. & WEBSTER, R. Choosing functions for semi-variograms of soil properties and fitting them to sampling estimates. *J. Soil Sci.*, 37:617-639, 1986.
- NIELSEN, D.R.; TOLLOTSON, P.M. & VIEIRA, S.R. Analysing field-measured soil-water properties. *Agric. Water Manag.*, 6:93-109, 1983.
- PRADO, H. Solos do Brasil-Gênese, morfologia, levantamento, manejo agrícola e geotécnico. 3.ed. Piracicaba, Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", 2003. 275p.
- REICHARDT, K. A água em sistemas agrícolas. São Paulo, Manole, 1987. 188p.
- REICHARDT, K.; GROHMANN, F.; LIBARDI, P.L. & NASCIMENTO, V.F. Condutividade hidráulica saturada de um perfil de Terra Roxa estruturada (Alfisol). *R. Bras. Ci. Solo*, 2:21-24, 1978.
- ROSOLEM, C.A.; ALMEIDA, A.C.S. & SACRAMENTO, L.V.S. Sistema radicular e nutrição da soja em função da compactação do solo. *Bragantia*, 53:259-266, 1994.
- SNEDECOR, G.W. & COCHRAN, W.G. Statistical methods. 6.ed. Ames, 1967. p.172-195.
- SOUSA, J.R.; QUEIROZ, J.E. & GHEYI, H.R. Variabilidade espacial de características físico-hídricas e de água disponível em um solo aluvial no semi-árido paraibano. *R. Bras. Eng. Agric. Ambiental*, 3:140-144, 1999.
- SOUZA, M.Z.; SILVA, M.L.S.; GUIMARÃES, G.L.; AMPOS, D.T.S.; CARVALHO, M.P. & PEREIRA, G.T. Variabilidade espacial de atributos físicos em um Latossolo Vermelho distrófico sob semeadura direta em Selvíria (MS). *R. Bras. Ci. Solo*, 25:699-707, 2001.
- van GENUCHTEN, M.T. A closed-form equation for predicting the hydraulic conductivity of unsaturated soils. *Soil Sci. Soc. Am. J.*, 44:892-8, 1980.
- VENDRUSCULO, L.G. Desenvolvimento de um sistema computacional para análise geoestatística. Campinas, Universidade de Campinas, 2001, 87p. (Tese de Mestrado)
- VIEIRA, S.R. Geoestatística em estudos de variabilidade espacial do solo. In: NOVAIS, R.F.; ALVAREZ V., V.H. & SCHAEFER, G.R., eds. Tópicos em ciência do solo. Viçosa, Sociedade Brasileira de Ciência do Solo, 2000. v.1, p.1-54.
- VIEIRA, S.R. Variabilidade espacial 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.; DE MARIA, I.C.; LOMBARDI NETO, F.; DECHEN, S.C.F. & CASTRO, O.M. Caracterização da variabilidade espacial de propriedades físicas. Campinas, 1992. p.41-51 (Documentos IAC, 29)
- VIEIRA, S.R.; MILLETE, J.; TOPP, G.C. & REYNOLDS, W.D. Handbook for geostatistical analysis of variability in soil and climate data. In: ALVAREZ V., V.H.; SCHAEFER, C.E.G.R.; BARROS, N.F.; MELLO, J.W.V. & COSTA, L.M., eds. Tópicos em ciência do solo. Viçosa, Sociedade Brasileira de Ciência do Solo, 2002. v.2, p.1-45.