



ARTIGO ORIGINAL

Adriana Aparecida Ribon¹
João Tavares Filho²
Kathleen Lourenço Fernandes³
Amanda Romeiro Alves^{4*}
Clarice Backes⁵
Alessandro José Marques Santos⁵

Distribuição espacial da resistência do solo à penetração em pomar de citros análise exploratória

The spatial distribution of soil resistance to penetration in citrus orchard exploratory analysis

¹ Universidade Estadual de Goiás – UEG, Rua S7, s/n, Setor Sul, 76190-000, Palmeiras de Goiás, GO, Brasil

² Universidade Estadual de Londrina – UEL, Rod. Celso Garcia Cid, s/n, 86057-970, Londrina, PR, Brasil

³ Universidade Estadual Paulista “Júlio de Mesquita Filho” – UNESP, Via de Acesso Prof. Paulo Donato Castellane, s/n, Vila industrial, 14884-900, Jaboticabal, SP, Brasil

⁴ Universidade Federal de Santa Maria – UFSM, Av. Roraima, nº 1000, Bairro Camobi, 97105-900, Santa Maria, RS, Brasil

⁵ Universidade Estadual de Goiás – UEG, R. da Saudade, nº 56, Vila Eduarda, 76100-000, São Luís de Montes Belos, GO, Brasil

*Autor Correspondente:
E-mail: romeiroalves@gmail.com

PALAVRAS-CHAVE

Hipótese intrínseca
Semivariogramas
Análise espacial

KEYWORDS

Intrinsic hypothesis
Semivariograms
Spatial analysis

RESUMO: Com o objetivo de estudar a distribuição espacial da resistência do solo à penetração em cultura perene (citrus), foram coletadas 144 amostras regularmente distribuídas em grid e transect. Os dados caracterizados por resistência do solo à penetração e agrupados em camadas de solo (0,1 m) foram analisados estatisticamente evidenciando a não normalidade das distribuições. Os dados originais foram transformados e gráficos de média-variância foram utilizados para verificar a estacionalidade exigida. A simples transformação logarítmica não resultou na homogeneidade da variância, sendo que o polimento por mediana apresentou melhor resultado, sem, porém, resultar numa distribuição normal dos dados. Os semivariogramas mostraram diferentes estruturas espaciais. Tal fato pode indicar que a simples determinação da variabilidade espacial de dados sem prévia verificação da hipótese intrínseca, é susceptível a influências outras que não a verdadeira variabilidade espacial da propriedade em questão.

ABSTRACT: In order to study the spatial distribution of soil resistance to penetration in perennial crop (citrus), one collected 144 samples regularly in grid and transect distributed were collected. Data characterized by soil resistance to penetration and grouped into 0.1 m layers of soil, were analyzed by statistics, showing the non-normal distributions with strong positive asymmetry. The simple logarithmic transformation did not result in homogeneity of variance, original data were transformed. The semivariograms showed different spatial structures. This may indicate that the simple determination of the spatial variability of data without checking the intrinsic hypothesis is susceptible to other influences excepting the true spatial variability of the attribute in question.

1 Introdução

A compactação do solo é, reconhecidamente, um dos entraves da agricultura sustentável, podendo causar significativa redução na produção agrícola. A ação deteriorante da compactação se dá, principalmente, por meio de alterações na relação solo-água-plantas, promovendo aumento na densidade do solo e consequentemente redução da porosidade total (com o aumento da massa de solo em mesmo volume), reduz a penetração de raízes, altera o equilíbrio na quantidade de gases e disponibilidade de água e nutrientes às plantas, gerando em consequência mau funcionamento bioquímico das mesmas reduzindo área foliar e produtividade final (Centurion et al., 2006).

A resistência à penetração de raízes constitui uma das variáveis mais consideradas na mensuração da compactação do solo (Bottega et al., 2011; Dalchiavon et al., 2011; Mion et al., 2012). A compactação ainda minimiza a estabilidade de agregados, principalmente em menores níveis de umidade, como observado por Beutler et al. (2005) ao estudarem a estabilidade de agregados de Latossolos Vermelhos compactados em tensões menores que 0,01 MPa.

No entanto, tão importante quanto à quantificação das propriedades físicas do solo, é a determinação da variabilidade espacial dessas propriedades em campo (Bottega et al., 2011; Coelho et al., 2012). O conhecimento da variabilidade das propriedades do solo no espaço e no tempo é considerado o princípio básico para o manejo preciso em áreas agrícolas de qualquer escala (Grego & Vieira, 2005). Seguindo princípios básicos da experimentação, a variabilidade ocorre de forma aleatória podendo aumentar a possibilidade de se estimarem respostas dos atributos do solo em função de determinadas práticas de manejo (Carvalho et al., 1998). Neste contexto a geoestatística permite a observação da existência da variabilidade e distribuição espacial de médias estudadas que constituem importantes ferramentas na análise e descrição detalhada da variabilidade das propriedades do solo (Grego & Vieira, 2005).

A variabilidade pode estar relacionada a fatores ambientais, como: clima, relevo, ação de organismos, tempo, variação dos materiais de origem, processos genéticos de formação do solo e/ou efeitos de técnicas de manejo e são mensuráveis por técnicas estatísticas como: auto correlogramas, crosscorrelogramas, semivariogramas, análise espectral, “kigragem”, “cokigragem” e modelo de Espaço e Estados, que promovem melhor entendimento dos processos de interação solo, planta e atmosfera (Wendroth et al., 2001). A variabilidade é normalmente avaliada por meio de variogramas que, dependendo das suas estruturas, permitem que a variação da amostra seja dividida em aleatória e espacial, fornecendo um intervalo mínimo para as amostragens (Webster & Oliver, 1992).

No entanto, tem-se notado que, em vários estudos da variabilidade espacial na ciência do solo, pouca atenção tem sido dada à análise exploratória dos dados que serão analisados, principalmente depois da popularização dos softwares geoestatísticos. A geoestatística tem como base a interpretação da distribuição espacial de variável regionalizada como realização particular de uma função aleatória, sendo que esta função é caracterizada nos primeiros momentos pela função de distribuição (Carvalho et al., 1998). Para o caso específico da construção de semivariogramas, a hipótese

intrínseca deve ser verificada na estatística exploratória destes. A hipótese intrínseca requer, basicamente, que a variância de duas variáveis seja finita e uma função somente da distância h que separa as amostras, e não da posição geográfica que estas variáveis ocupam no campo.

Mesmo sem o cumprimento dessas condições, é possível construir semivariogramas e avançar para o estágio da “kigragem”. No entanto, a interpretação dos semivariogramas pode ficar seriamente comprometida caso haja forte tendência nos dados, que não foi eliminada dos dados originais. Fortes tendências nos dados tendem a mascarar o verdadeiro fator que induz a variação espacial, originando interpretações errôneas da variação espacial dos dados.

Assim sendo, o presente estudo tem por objetivo detalhar procedimentos exploratórios para a completa análise espacial dos dados de resistência do solo à penetração em pomar de citros, de modo a garantir o cumprimento da hipótese intrínseca dos dados.

2 Material e Métodos

O estudo foi desenvolvido na região de Londrina, norte do Estado do Paraná, especificamente na Fazenda-Escola da Universidade Estadual de Londrina. Os solos dessa região são classificados como Latossolo Vermelho eutroférico (EMBRAPA, 2013), com 800 g kg⁻¹ de argila, 16 g kg⁻¹ de silte e 4 g kg⁻¹ de areia, e caracterizados pela dominância de cargas variáveis. O pomar de citros onde foram coletadas as amostras apresenta variações na idade, espécie e cobertura de solo utilizadas (Figura 1).

A amostragem foi feita em grid retangular com dimensões de 35 por 350 m. Um total de 71 amostras coletadas numa distância regular de 28 m em cada entrelinha do pomar de citros e 7 m correspondentes à distância entre as linhas das plantas. Uma amostragem em linha em uma menor escala foi adicionada ao grid, consistindo de 80 amostras espaçadas regularmente a cada 2 metros no centro da linha. Em ambas amostragens, a umidade média do solo era de 27%, na camada de 0 a 0,2 m e 34% na camada de 0,2 a 0,4 m.

Os dados de resistência do solo à penetração foram coletados utilizando-se um penetrômetro de impacto modelo de Stolf (1991). A haste, com um diâmetro de 9,5 mm, tem em sua extremidade um cone com ângulo de 30° com área basal de 1,29 cm². Para a utilização do penetrômetro de impacto, segue-se a recomendação de Stolf et al. (1983). As leituras foram realizadas até a camada mínima de 0,40 m abaixo da superfície do solo.

Os dados do número de impactos foram convertidos em MPa e agrupados em camadas de 0-0,1, 0,1-0,2, 0,2-0,3, e 0,3-0,4 m de profundidade, utilizando-se a média aritmética dos valores de resistência do solo à penetração (MPa) a cada 0,1 m de profundidade. Devido a ocorrência de valores negativos de resistência do solo à penetração, sete leituras foram eliminadas para futura análise. Assim sendo, um total de 144 pontos foram analisados estatisticamente.

Os valores de resistência do solo à penetração para o grid e transect nas referidas profundidades foram analisados pela estatística clássica usando-se o software Statistica Foram avaliados a média, mediana, variância, curtose e assimetria.

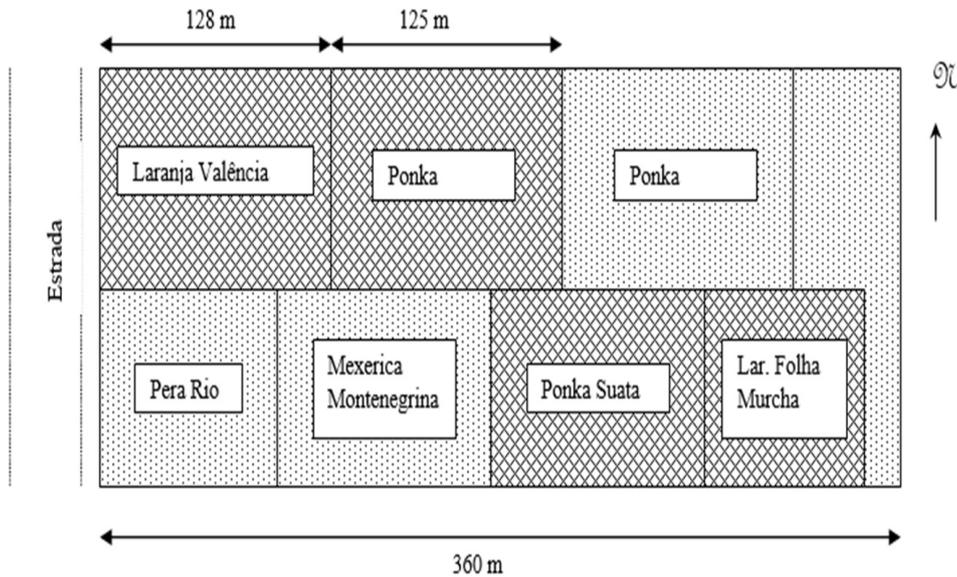


Figura 1. Diagrama da área estudada na Fazenda-Escola da Universidade Estadual de Londrina com diferentes coberturas superficiais: legenda: pontilhado: área roçada, losango: área com capim amendoim (*Arachis pintor*).

Figure 1. Diagram of the area studied in the Farm School of the State University of Londrina with different surface coverages: mowing area and grass peanuts (*Arachis pintor*).

A verificação da normalidade foi feita através do teste estatístico Shapiro-Wilk (W). Através da análise destes momentos estatísticos, pode-se decidir pela transformação dos dados para alcançar maior normalidade dos dados. Dados de resistência do solo à penetração têm sido descritos na literatura como lognormal, o que indicaria a necessidade de uma transformação logarítmica como forma de reduzir a assimetria dos dados (Goovaerts, 1997).

A verificação da presença de valores extremos foi feita através da construção de gráficos do tipo box-plot. Devido a inexistência de uma definição precisa de valores extremos (Ramsey & Schafer, 1996) optou-se por utilizar o procedimento padrão do software Statistica. Valores extremos são aqueles que estão 3 vezes acima da diferença entre o 25 e 75 interquartil dos dados.

Técnicas de análise exploratória como gráficos de média-variância foram utilizados para a verificação da homogeneidade da variância (Hamlett et al., 1986; Cardina et al., 1995) para todos os dados coletados. Para tanto, estimou-se a média e variância para cada conjunto de dados separados em colunas (Norte-Sul) e linhas (Leste-Oeste). Os dados do transect foram divididos em 6 janelas contendo 13 dados cada (Hamlett et al., 1986; Mallants et al., 1996). Cada janela corresponde assim, a um ponto nodal do grid. As médias dos dados de cada janela foram utilizados para a verificação da estacionalidade da variância.

A transformação dos dados é também indicada para reduzir a assimetria da distribuição dos dados, que como no caso da resistência do solo à penetração, não apresentam uma distribuição normal. Alguns autores indicam que a resistência dos solos à penetração tende a apresentar uma distribuição log-normal e positivamente assimétrica (Perfect et al., 1990). Neste caso, a transformação logarítmica oferece a possibilidade de reduzir a assimetria e curtose da distribuição. Assim a transformação logarítmica dos dados foi dada pela equação 1:

$$y_{ij} = \log_e (z_{ij} + m) \quad (1)$$

onde y_{ij} é o dado transformado localizado na linha i e na coluna j ; z_{ij} é o dado original na posição (i,j) e m é um valor o qual é adicionado para evitar logaritmo de números negativos ou zeros (Hamlett et al., 1986; Cardina et al., 1995).

É indicado analisar, também para os dados transformados, a tendência da variância através de gráficos de média-variância ou mesmo uma variante mais robusta, o quadrado do interquartil e a mediana. Neste trabalho, optamos pela primeira opção por serem momentos estatísticos mais usuais.

Outra técnica utilizada para a remoção de tendência nos dados é a chamada polimento por mediana, que consiste basicamente, em um algoritmo no qual a mediana de cada linha e coluna é subtraída dos dados originais ou transformados com a subsequente adição da mediana geral desses mesmos dados. Inicialmente é necessário identificar em qual direção existe a tendência que corresponde as linhas e colunas e então decidir se o polimento será realizado em uma ou duas direções. O procedimento do polimento por mediana deve prosseguir tantas vezes quando forem necessárias para estabilizar a variância dos dados (Hamlett et al., 1986; Cardina et al., 1995).

A análise espacial consiste, num primeiro momento, em construir os semivariogramas para os dados \log_e transformados e para os dados polidos. A análise geoestatística dos dados foi realizada com os softwares GS+ (Gamma Design Soft.), e GEOEAS (USEPA, Las Vegas, NV). O semivariogramas é uma medida da variação de um parâmetro com respeito à distância fixa (h) entre as medições. Assim para uma dada distância ou lag, a semivariância é dada pela equação 2 (Webster & Oliver, 1992):

$$\gamma(h) = \frac{1}{2N(h)} \sum_{j=1}^{N(h)} [Z(x_j) + Z(x_j + h)]^2 \quad (2)$$

onde $Z(x_j)$ é o valor da variável aleatório Z quando $x = x_j$, $Z(x_j + h)$ é o valor de Z em uma distância h , e $N(h)$ é o número de pares de comparações em uma distância específico (h).

Modelos teóricos foram ajustados aos semivariogramas através da observação da menor soma dos quadrados obtida possível. A soma dos quadrados mede o ajuste do modelo aos dados do semivariogramas, assim, quanto menor o valor da soma dos quadrados, melhor é o ajuste conseguido aos dados. Este é o procedimento padrão do software GS+ escolhido para a construção de semivariogramas neste trabalho.

3 Resultados e Discussão

A análise estatística dos dados de resistência do solo à penetração para as camadas de solo de 0-0,1, 0,1-0,2, 0,2-0,3 e 0,3-0,4 m (Tabela 1) evidenciam uma maior resistência do solo à penetração na faixa de 0,2 a 0,3 m. De acordo com teste Shapiro-Wilk para normalidade (teste W), nenhum conjunto de dados de penetrometria apresentou distribuição normal (Tabela 1). Todos os conjuntos apresentaram assimetria positiva, caracterizada por uma longa cauda de altos valores. A distribuição não normal de dados de resistência do solo à penetração já foram relatados na

literatura (Mion et al. 2012). De acordo com Goovaerts (1997) estes dados podem ser transformados para reduzir a influência de valores extremos, preservando a distribuição cumulativa dos dados originais.

A presença de valores extremos tende a diminuir com a profundidade, fato esse, também evidenciado pelo decréscimo dos valores de assimetria e desvio padrão dos dados com a profundidade (Figura 2), concordando com o trabalho de Bottega et al. (2011). Em certos casos, a simples observação gráfica dos dados já é o suficiente para a tomada de decisão com relação aos valores extremos, que pode incluir a possibilidade de eliminação dos mesmos, ou um tratamento diferenciado casos estes valores sejam influenciados por um atributo em pequena escala no solo (Goovaerts, 1997; Ramsey & Schafer, 1996). No entanto, o procedimento mais correto estatisticamente é proceder a análise dos dados com e sem os valores extremos e verificar a influência dos mesmos no resultado final. No caso específico deste trabalho, optou-se por manter os valores extremos no conjunto de dados, pois os valores de resistência do solo à penetração considerados extremos nesse trabalho podem ser um indicativo da presença de compactação em pequenas

Tabela 1. Estatística descritiva dos dados de resistência do solo à penetração (MPa) para cultura de citros em Latossolo Vermelho eutroférico amostrados em grid e transect. Os dados referem-se às médias dos valores nas profundidades 0-0,1, 0,1-0,2, 0,2-0,3 e 0,3-0,4 m (Londrina, 2003).

Table 1. Descriptive statistics of penetration to the soil strength data (MPa) for citrus culture in Oxisol sampled grid and transect. The data refer to the average values in the depths 0-0.1, 0.1-0.2, 0.2-0.3 and 0.3-0.4 m (Londrina, 2003).

Prof. (m)	Número Amostras	Média	Mediana	Desvio Padrão	Assimetria	Curtose	Teste W	p
0-0,1	144	0,366	0,295	0,256	2,31	7,13	0,780	<0,0001
0,1-0,2	144	0,436	0,395	0,219	1,531	4,41	0,890	<0,0000
0,2-0,3	144	0,333	0,325	0,151	1,37	4,00	0,873	<0,0000
0,3-0,4	144	0,239	0,247	0,092	0,424	1,16	0,924	<0,0000
1. Dados log transformados								
0-0,1	144	0,298	0,258	0,163	1,600	3,126	0,825	<0,0000
0,1-0,2	144	0,351	0,333	0,142	0,800	1,900	0,935	<0,0000
0,2-0,3	144	0,281	0,281	0,108	0,761	2,225	0,906	<0,0000
0,3-0,4	144	0,211	0,221	0,074	0,126	0,585	0,927	<0,0000

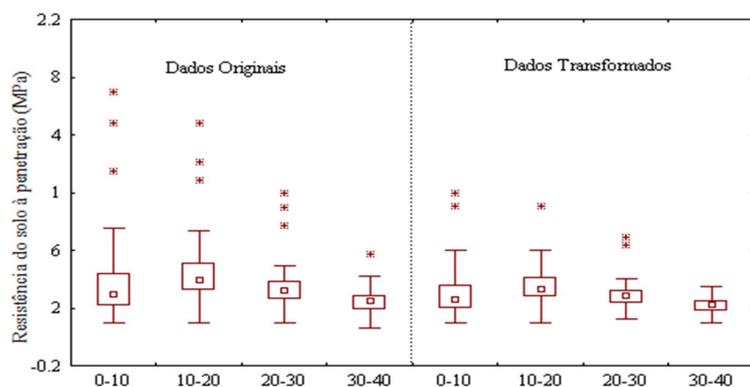


Figura 2. Box-plot mostrando os valores extremos de resistência à penetração para os dados originais e transformados.

Figure 2. Box-plot showing the extreme values of penetration resistance to the original and transformed data.

áreas. A transformação diminuiu também o número de valores considerados extremos como citado anteriormente.

Gráficos de média-variância (Figura 3) foram construídos para os dados originais para verificar a homogeneidade da variância. Esses gráficos mostram que há uma forte tendência dos dados em todas as profundidades na direção Leste-Oeste, com uma menor influência na camada 0,1-0,2 m. A configuração ideal para gráficos de média-variância é alcançada pelo gráfico da direção norte-sul da camada de 0,2-0,3 m, onde não se pode definir nenhuma clara relação entre a média e variância. O coeficiente de determinação é utilizado nesse trabalho como um coadjuvante na verificação da homogeneidade da variância entre dados

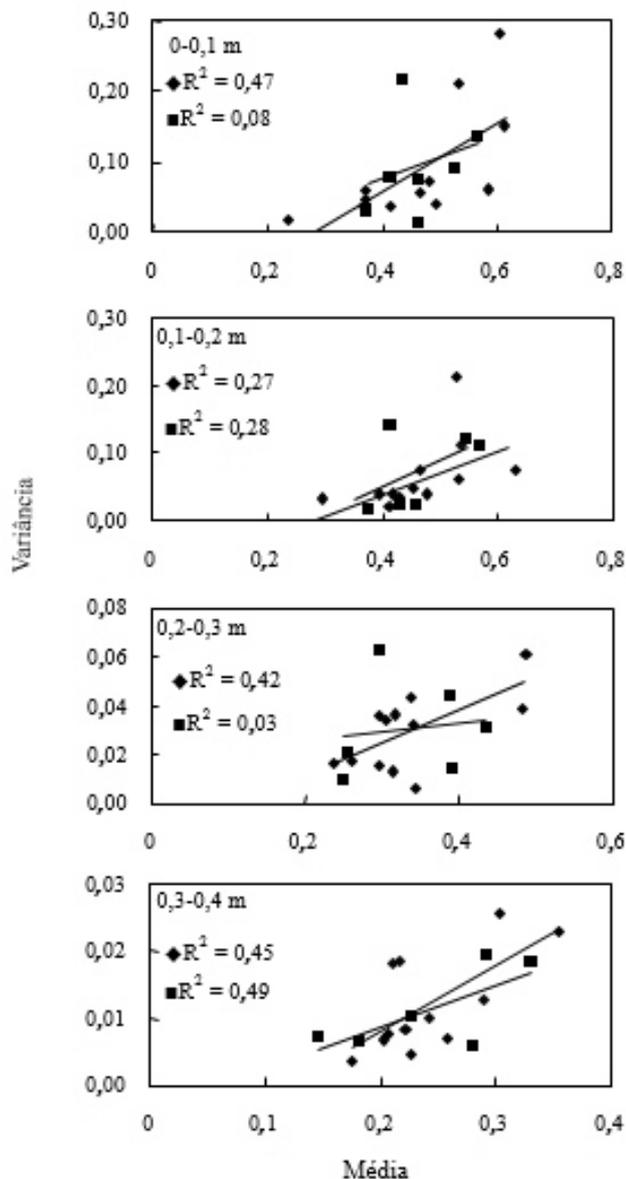


Figura 3. Gráficos de média – variância da resistência do solo à penetração não transformados para as profundidades 0-0,1; 0,1-0,2; 0,2-0,3 e 0,3-0,4 m, em ambas as direções do grid norte-sul (■) Leste-Oeste (◆).

Figure 3. Average Graphics - soil resistance to penetration of variance unprocessed into the depths 0-0.1; 0.1-0.2; 0.2-0.3 and 0.3-0.4 m in both directions of the grid, north-south (■) East-west(◆).

originais e transformados, pois não existe na literatura nenhuma definição estabelecida do que é considerado estacionário ou não.

A transformação logarítmica, muito embora não resulte em dados com distribuição normal de acordo com o teste Shapiro-Wilk (Tabela 1), tem um efeito positivo na diminuição da assimetria da distribuição e na diminuição da diferença entre a média e mediana. Isto porque a transformação logarítmica tende a comprimir a escala dos valores altos e ampliar a escala de baixos valores (Hamlett et al., 1986). O modesto efeito da transformação dos valores na sua distribuição é também sentido na diminuição do coeficiente de correlação entre a média e variância dos dados (Figura 4). Para todos os casos houve diminuição do r^2 . Este efeito

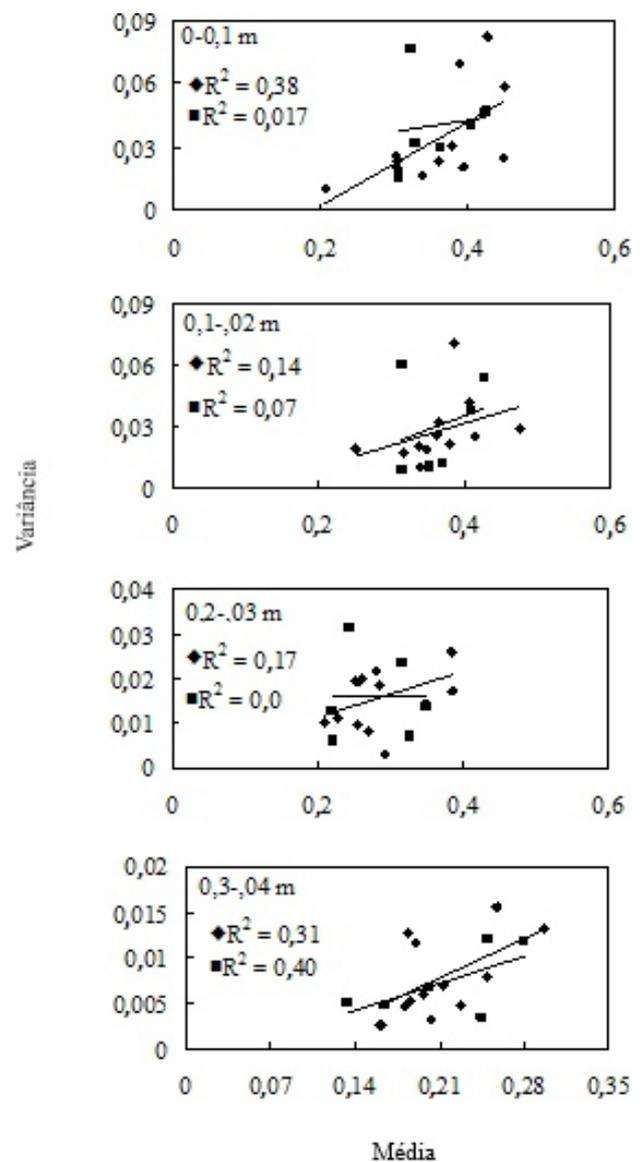


Figura 4. Gráficos de média – variância da resistência do solo à penetração dos dados transformados para as profundidades 0-0,1; 0,1-0,2; 0,2-0,3 e 0,3-0,4 m, em ambas as direções do grid norte-sul (■) Leste-Oeste (◆).

Figure 4. Average Graphics - soil resistance to penetration of variance of the transformed data into the depths 0-0.1; 0.1-0.2; 0.2-0.3 and 0.3-0.4 m in both directions of the grid, north-south (■) East-west(◆).

foi nitidamente menor para os casos de r^2 com valores acima de 0,40. As profundidades de 0,1-0,2 e 0,2-0,3 m apresentaram a melhor distribuição dos valores de média e variância, evidenciando que somente o processo de transformação foi suficiente para a estacionalidade da variância nestes casos.

A técnica que parece oferecer os melhores resultados em termos de normalidade da distribuição e estacionalidade da variância é o polimento por mediana. Esta técnica aplicada em outras situações (Cardina et al., 1995; Hamlett et al, 1986), resultou em significativa estacionalidade da variância dos dados. Os resultados para este estudo indicam que o polimento por mediana resultou em melhor estacionalidade da variância (Figura 5) evidenciado pelo baixo coeficiente de correlação encontrado em todos os casos com exceção. Os resultados do teste estatístico W (0-0,1 m = 0,954, $p < 0,03$; 0,1-0,2 m = 0,964, $p < 0,112$; 0,2-0,3 m = 0,954, $p < 0,388$ e 0,3-0,4 m = 0,969, $p < 0,22$) resultaram em uma distribuição mais normal dos dados, comprovado pela elevação dos valores de p , quando comparados com os resultados dos dados originais e \log_e transformados.

Foram construídos semivariogramas para as três categorias de dados deste trabalho, ou seja, dados originais, \log_e transformados e dados polidos por mediana a fim de verificar a influência das técnicas exploratórias empregadas na estrutura espacial dos dados (Figuras 6, 7 e 8). Pode-se notar que os semivariogramas para os dados originais e \log_e transformados são bastante semelhantes no que concerne ao alcance. Para as profundidades 0-0,1, 0,2-0,3 e 0,3-0,4 m o alcance esteve na mesma magnitude, em torno de 20 a 34 m. A camada 0,1-0,2 se diferenciou bastante visto que o melhor ajuste conseguido foi o de um modelo linear sem patamar, que produziu a range máxima neste caso de aproximadamente 155 m. A aplicação do polimento por mediana, no entanto, produziu semivariogramas bastante distintos, caracterizados por um modelo linear com fraca estrutura espacial com um alcance maior em todas as profundidades, com exceção da camada 0-0,1 m. Isto pode ser uma evidencia de que a variação encontrada nos valores de resistência à penetração nas camadas mais profundas é principalmente influenciada por uma tendência nos dados não especificamente ligada à variabilidade espacial dos dados.

Apenas o semivariogramas da camada de 0-0,1 m não sofreu alteração no tipo de modelo de ajuste. Para esta profundidade, a estrutura espacial é a mais aparente com o maior sill entre todos os semivariogramas. Muito embora o polimento por mediana e a transformação logarítmica tenham diminuído a dependência espacial dos dados, dada pela diferença entre o valor nugget e a semivariância total, a estrutura espacial para a camada de 0-0,1 m permaneceu durante o processo de análise exploratória. Os gráficos de distribuição de frequência foram colocados ao lado dos semivariogramas para exemplificar os erros que podem ocorrer sem a correta verificação e manipulação dos dados na análise exploratória. Mesmo com distribuições altamente assimétricas (0-0,1 e 0,1-0,2 m) e por vezes bimodais (0,3-0,4 m) pode chegar facilmente até o semivariogramas

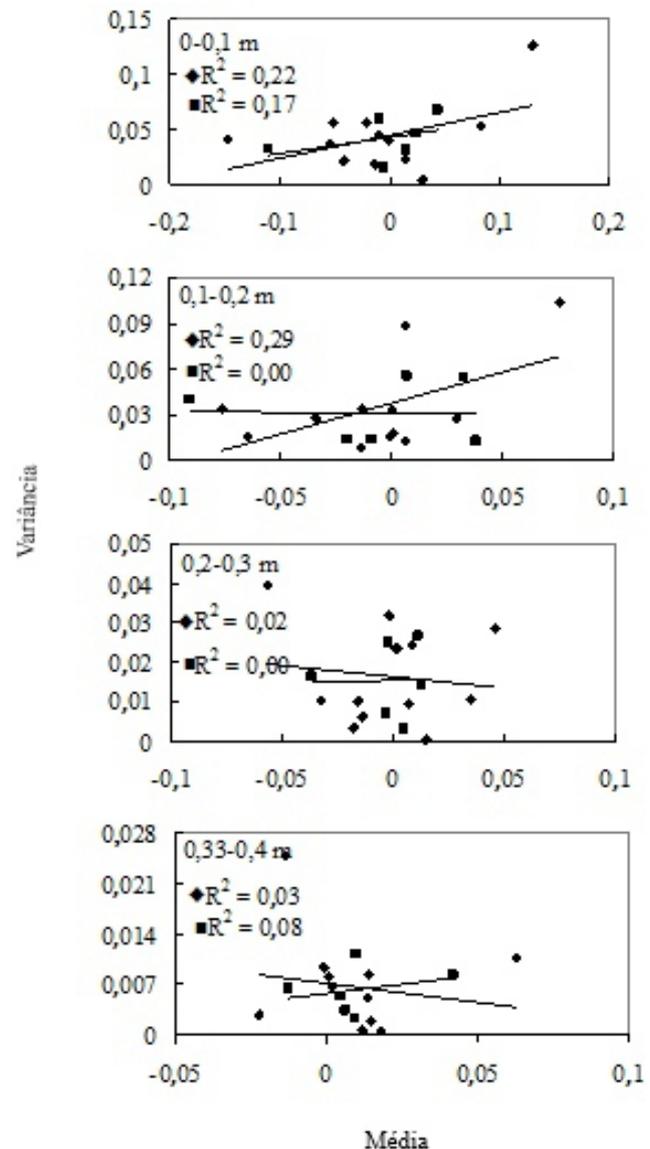


Figura 5. Gráficos de média – variância da resistência do solo à penetração para dados log transformados e polidos por mediana para as profundidades 0-0,1; 0,1-0,2; 0,2-0,3 e 0,3-0,4 m em ambas as direções do grid norte-sul (■) Leste-Oeste (◆).

Figure 5. Average Graphics - soil resistance to penetration of variance for log transformed data and polished by median for the depths 0-0,1; 0,1-0,2; 0,2-0,3 and 0,3-0,4 m in both directions of the grid, north-south (■) East-west (◆).

ou krigagem. A interpretação dos mesmos, no entanto, pode ser dificultada ou mesmo errônea.

De acordo com Hamlett et al. (1986) a estacionalidade da média e variância é pouco frequente nos dados em geral, de onde decorre a necessidade premente de verificação da estacionalidade na análise exploratória. Neste trabalho foram utilizados gráficos de média-variância, porém, alternativas mais robustas, ou seja, menos suscetíveis a valores extremos podem ser utilizadas.

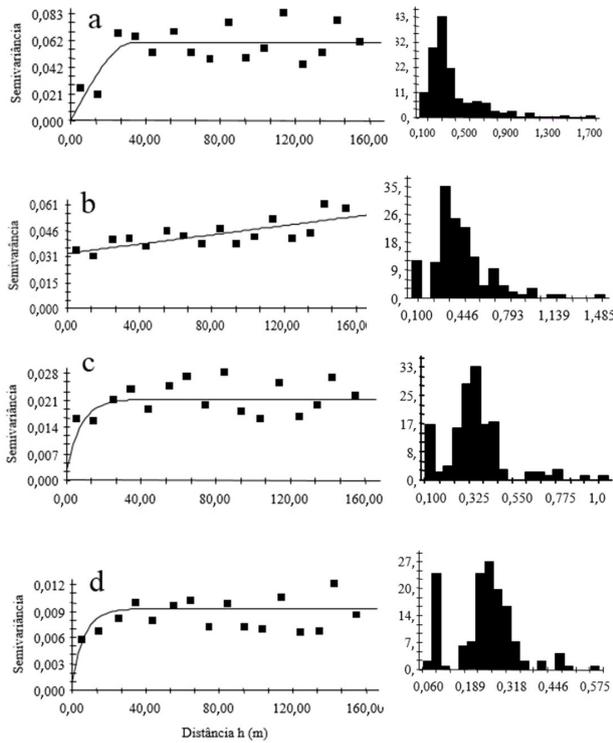


Figura 6. Semivariogramas e histogramas para os dados de resistência do solo à penetração (MPa) dos dados originais para as profundidades 0-0,1 (a), 0,1-0,2 (b), 0,2-0,3 (c) e 0,3-0,4 m (d).

Figure 6. Semivariograms and histograms for the data of soil resistance to penetration (MPa) of the original data to the depths 0-0.1 (a), 0.1-0.2 (b), 0.2-0.3 (c) and 0.3-0.4 m (d).

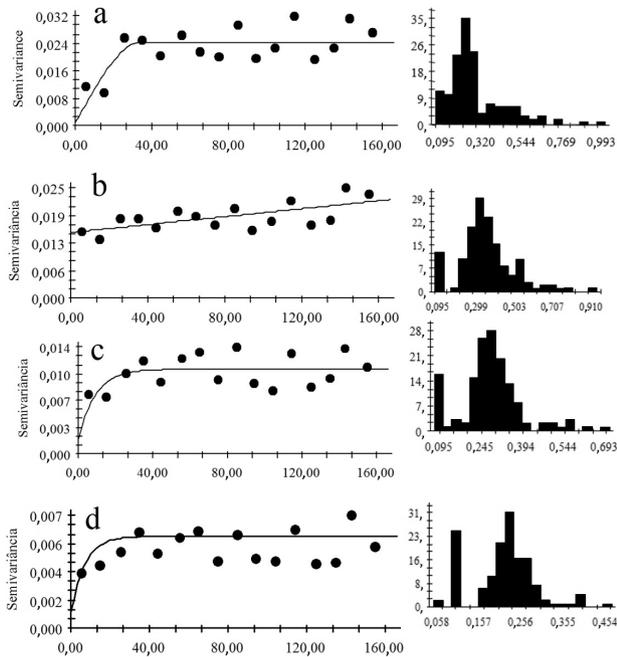


Figura 7. Semivariogramas e histogramas para os dados de resistência do solo à penetração (MPa) transformados para as profundidades 0-0,1 (a), 0,1-0,2 (b), 0,2-0,3 (c) e 0,3-0,4 m (d).

Figure 7. Semivariograms and histograms for the data of soil resistance to penetration (MPa) transformed into the depths 0-0.1 (a), 0.1-0.2 (b), 0.2-0.3 (c) and 0.3-0.4 m (d).

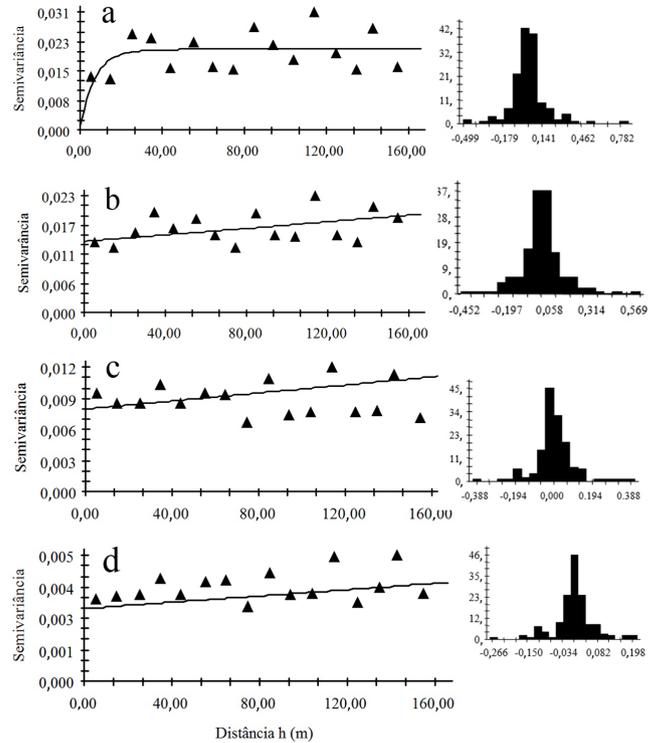


Figura 8. Semivariogramas e histogramas para os dados de resistência do solo à penetração (MPa) polidos por mediana para as profundidades 0-0,1 (a), 0,1-0,2 (b), 0,2-0,3 (c) e 0,3-0,4 m (d).

Figure 8. Semivariograms and histograms for the data of soil resistance to penetration (MPa) polished by median for the depths 0-0.1 (a), 0.1-0.2 (b), 0.2-0.3 (c) and 0.3-0.4 m (d).

4 Conclusão

A análise exploratória dos dados de penetrometria mostrou que além da distribuição altamente assimétrica dos dados, da presença de valores extremos, os dados espacialmente distribuídos não apresentaram estacionalidade da variância, principalmente na direção Leste-Oeste do grid. A simples constatação dessas características dos dados, que pode ser feita visualmente, sugere que a construção de semivariogramas nos dados originais pode ocorrer em interpretações errôneas.

A \log_e transformação dos dados não produziu os efeitos desejados para a correta construção de semivariogramas, ou seja, os dados não foram normalizados e a não estacionalidade dos dados continuou a persistir em alguns casos. A aplicação de um polimento por mediana melhorou em geral a distribuição dos dados, sem, no entanto, torná-los normais.

Os semivariogramas construídos a partir dos dados originais mostraram alguma estrutura espacial, que tendeu a decrescer com a aplicação da transformação e polimento por mediana. O polimento por mediana produziu semivariogramas com fraca estrutura espacial.

Referências

BEUTLER, A. N.; CENTURION, J. F.; FREDDI, O. S.; ANDRIOLLI, I. Efeito da compactação do solo na estabilidade de agregados e no conteúdo de água. *Biological Sciences*, v. 27, n. 2, p. 193-198, 2005.

- BOTTEGA, E. L.; BOTTEGA, S. P.; SILVA, S. A.; QUEIROZ, D. M.; SOUZA, C. M. A.; RAFULL, L. Z. L. Variabilidade espacial da resistência do solo à penetração em um Latossolo Vermelho distroférrico. *Agrária*, v. 6, n. 2, p. 331-336, 2011. <http://dx.doi.org/10.5039/agraria.v6i2a882>.
- CARDINA, J.; SPARROW, D. H.; MCCOY, E. L. Analysis of spatial distribution of common lambsquarters (*Chenopodium album*) in no-till soybean (*Glycine max*). *Weed Science*, v. 43, p. 258-268, 1995.
- CARVALHO, O. S.; GASCÓ, J. M.; LOPÉZ, F. G.; REQUEJO, A. S. Variabilidade espacial de algumas propriedades químicas e físicas de um solo submetido a diferentes. *Revista Brasileira de Ciência do Solo*, v. 22, n. 3, p. 497-503, 1998. <http://dx.doi.org/10.1590/S0100-06831998000300016>.
- CENTURION, J. F.; CENTURION, M. A. P. C.; BEUTLER, A. N.; ROSSINI, L. A.; FREDDI, O. S.; SOUZA NETO, E. L. Compactação do solo no desenvolvimento e na produção de cultivares de soja. *Científica*, v. 34, n. 2, p. 203-209, 2006.
- COELHO, D. S.; CORTEZ, J. W.; OLSZEWSKI, N. Variabilidade espacial da resistência mecânica à penetração em Vertissolo cultivado com manga no perímetro irrigado de Mandacaru, Juazeiro, Bahia, Brasil. *Revista Brasileira de Ciência do Solo*, v. 36, n. 3, p. 755-764, 2012. <http://dx.doi.org/10.1590/S0100-06832012000300007>.
- DALCHIAVON, F. C.; CARVALHO, M. D. P.; NOGUEIRA, D. C.; ROMANO, D.; ABRANTES, F. L.; ASSIS, J. T. D.; OLIVEIRA, M. S. D. Produtividade da soja e resistência mecânica à penetração do solo sob sistema plantio direto no cerrado brasileiro. *Pesquisa Agropecuária Tropical*, v. 41, n. 1, p. 8-19, 2011.
- EMPRESA BRASILEIRA DE PESQUISA AGROPECUÁRIA – EMBRAPA. *Sistema brasileiro de classificação de solos*. 3. ed. Brasília: EMBRAPA, 2013. 353 p.
- GOOVAERTS, P. *Geostatistics for natural resources evaluation*. 1. ed. New York: Oxford University Press, 1997. 483 p.
- GREGO, C. R.; VIEIRA, S. R. Variabilidade espacial de propriedades físicas do solo em uma parcela experimental. *Revista Brasileira de Ciência do Solo*, v. 29, n. 2, p. 169-177, 2005. <http://dx.doi.org/10.1590/S0100-06832005000200002>.
- HAMLETT, J. M.; HORTON, R.; CRESSIE, N. A. C. Resistant and exploratory techniques for use in semivariogram analyses. *Soil Science Society of America Journal*, v. 50, n. 4, p. 868-875, 1986. <http://dx.doi.org/10.2136/sssaj1986.03615995005000040008x>.
- MALLANTS, D.; MOHANTY, B.; JACQUES, D.; FEYEN, D. J. Spatial variability of hydraulic properties in a multi-layered soil profile. *Soil Science*, v. 161, n. 3, p. 167-181, 1996. <http://dx.doi.org/10.1097/00010694-199603000-00003>.
- MION, R. L.; NASCIMENTO, E. M. S.; SALES, F. A. L.; SILVA, S. F.; DUARTE, J. M. L.; SOUSA, B. M. Variabilidade espacial da porosidade total, umidade e resistência do solo à penetração de um Argissolo amarelo. *Semina: Ciências Agrárias*, v. 33, n. 6, p. 2057-2066, 2012. <http://dx.doi.org/10.5433/1679-0359.2012v33n6p2057>.
- PERFECT, E.; GROENEVELT, P. H.; KAY, B. D.; GRANT, C. D. Spatial variability of soil penetrometer measurements at the mesoscopic scale. *Soil & Tillage Research*, v. 16, n. 3, p. 257-271, 1990. [http://dx.doi.org/10.1016/0167-1987\(90\)90100-R](http://dx.doi.org/10.1016/0167-1987(90)90100-R).
- RAMSEY, F. L.; SCHAFFER, D. W. *The statistical sleuth: a course in methods of data analysis*. 1. ed. Belmont: Duxbury Press, 1996. 742 p.
- STOLF, R. Teoria e teste experimental de fórmulas de transformação dos dados de penetrômetro de impacto em resistência do solo. *Revista Brasileira de Ciência do Solo*, v. 15, p. 249-252, 1991.
- STOLF, R.; FERNANDES, J.; FURLANI, V. L. *Penetrômetro de impacto modelo IAA/Planalsucar-Stolf: recomendação para seu uso*. Piracicaba: STAB-Açúcar, Álcool e Subprodutos, 1983. p. 18-23.
- WEBSTER, R.; OLIVER, M. A. Sample adequately to estimate variograms of soil properties. *Journal of Soil Science*, v. 43, n. 1, p. 177-192, 1992. <http://dx.doi.org/10.1111/j.1365-2389.1992.tb00128.x>.
- WENDROTH, O.; JÜRSCHIK, P.; KERSEBAUM, K. C.; REUTER, H.; VAN KESSEL, C.; NIELSEN, D. R. Identifying, understanding and describing spatial processes in agricultural landscapes: four case studies. *Soil & Tillage Research*, v. 58, n. 3-4, p. 113-127, 2001. [http://dx.doi.org/10.1016/S0167-1987\(00\)00162-8](http://dx.doi.org/10.1016/S0167-1987(00)00162-8).

Contribuição dos autores: Adriana Aparecida Ribon realizou os experimentos, análise estatística e escrita científica; João Tavares Filho colaborou com as análises e realização do experimento; Kathleen Lourenço Fernandes contribuiu com a escrita científica; Amanda Romeiro Alves contribuiu com a adequação do artigo às normas da revista; Clarice Backes e Alessandro José Marques Santos contribuíram com a revisão da escrita científica.

Agradecimentos: Ao Conselho Nacional de Pesquisa e Desenvolvimento e ao Departamento de Agronomia da Universidade Estadual de Londrina pela oportunidade de desenvolver este trabalho.

Fonte de financiamento: Não houve fonte de financiamento.

Conflito de interesse: Os autores declaram não haver conflito de interesses.