

Variação espacial da densidade do solo e matéria orgânica em área cultivada com cana-de-açúcar (*Saccharum officinarum* L.)¹

Spatial variability of soil density and organic matter content in area cultivated with sugar cane (*Saccharum officinarum* L.)

Luis César de Aquino Lemos Filho², Ednaldo Liberato de Oliveira³, Manoel Alves de Faria⁴ e Luiz Antônio de Bastos Andrade⁵

Resumo: A cana-de-açúcar é uma das principais fontes de divisas para o país. Porém, seu cultivo pode ocasionar alterações nos atributos físicos e químicos do solo. O conhecimento da variabilidade espacial dos atributos do solo pode auxiliar o seu manejo. Com isso, o objetivo desse trabalho foi estudar a variabilidade espacial da densidade do solo e da matéria orgânica por meio de técnicas da geoestatística. O trabalho foi realizado em Perdões-MG, em um Latossolo Vermelho Amarelo distrófico. Foram selecionados 49 pontos dentro da área em estudo, onde foram coletadas amostras nas camadas de 0-20 e 20-40 cm de profundidade, para as determinações da densidade do solo (Ds) e da matéria orgânica (MO). As análises geoestatísticas foram realizadas pelo programa GeoR (RIBEIRO JR.; DIGGLE, 2001). Os resultados mostraram que a camada de 0-20 cm apresenta-se menos compactada e com maior teor de MO em relação a camada de 20-40cm. De uma maneira geral, o modelo do semivariograma que apresentou maior dependência espacial foi o exponencial seguido do esférico. A Ds e MO apresentaram alta variação dentro da área de estudo, e em função disso, o conhecimento do correto valor para cada ponto da área poderá trazer benefícios ao produtor no manejo da cultura.

Palavras-chaves: Semivariogramas. Krigagem. Geoestatística.

Abstract- Industrial export products obtained from sugar cane are of utmost importance for the Brazilian economy. However, cultivation of this crop can cause alterations in the physical and chemical soil attributes. The knowledge of the spatial variability of soil attributes can be useful for soil management. Hence, the objective of this work was to study the spatial variability of soil density and organic matter content through geostatistical techniques, in an area cultivated with sugarcane in Perdões, State of Minas Gerais, Brazil. Soil samples (49) were collected in the soil layers of 0-20 and 20-40 cm of depth to determine soil density (Ds) and organic matter content (OM). The geostatistical analyses were accomplished by the program GeoR. The results showed that the 0-20cm soil layer is less compacted and with higher OM content as compared to the 20-40 cm soil layer. In a general way, the model of the variogram that presented larger space dependence was the exponential, followed by the spherical. Ds and OM presented high variability inside the soil, and the knowledge of the correct value for each point of the area can bring benefits to soil and crop management.

Index terms: Variogram. Kriging. Geoestatistical.

¹ Recebido para publicação em 29/05/2007; aprovado em 13/12/2007

² Eng. Agrônomo, M. Sc., Doutorando em Engenharia de água e solo, Departamento de Engenharia/ UFLA, Caixa Postal 3037, Campus Universitário, CEP: 37.200-000, Lavras, MG. Fone (35) 3829-1362, lcalfilho@posgrad.ufla.br

³ Eng. Agrônomo, M. Sc., Doutorando em Engenharia de água e solo, DEG/UFLA, e-mail: ednaldoliberato@yahoo.com.br

⁴ Eng. Agrônomo, Prof. Dr., DEG/UFLA, e-mail: mafarria@ufla.br

⁵ Eng. Agrônomo, Prof. Dr., DAG/UFLA, e-mail: laba@ufla.br

Introdução

O Brasil é hoje o principal produtor de cana-de-açúcar (*Saccharum officinarum* L.) do mundo. Seus produtos são largamente utilizados na produção de açúcar, álcool combustível e mais recentemente, bio-diesel (transesterificação); sendo assim, uma das principais fontes de divisas para o Brasil.

O cultivo dessa cultura pode ocasionar alterações nas propriedades físicas do solo em função de práticas de manejo que são feitas usando arados, grades pesadas e subsoladores. Além disso, o solo permanece descoberto por um período relativamente longo, o que acelera o processo erosivo e contribui para a depauperação de suas propriedades físicas e químicas (MENDOZA, 1996). Vários estudos de manejo de solo têm demonstrado a importância do fornecimento de matéria orgânica visando à manutenção e melhoria das propriedades físicas do solo (OADES, 1984; CERRI et al., 1991).

O conhecimento da variabilidade espacial das propriedades do solo pode minimizar os erros no manejo do solo e da cultura. Vários estudos relatam que a variabilidade de propriedades do solo apresenta correlação ou dependência espacial (CARVALHO et al., 2002; CARVALHO et al., 2003). Portanto, a análise da variabilidade do solo por meio de técnicas da Geoestatística, pode indicar alternativas de manejo, para reduzir os efeitos da variabilidade do solo sobre a produção das culturas

A Geoestatística permite conhecer a continuidade de uma variável de interesse, em toda uma área de estudo, demonstrando a variação espacial do fenômeno através de mapas de variabilidade. Uma das grandes aplicações da Geoestatística é a possibilidade de construção de mapas temáticos que permitam analisar a variável em estudo. Estudos geoestatísticos com o auxílio de semivariogramas têm comprovado a dependência espacial para atributos físicos e químicos do solo (SOUZA et al., 2001; SOUZA et al., 2004a,b,c; GOMES, 2005). Os mesmos autores relatam que o alcance dos semivariogramas tem uma importância considerável na determinação do limite de dependência espacial, o que também pode ser um indicativo do intervalo entre unidades de mapeamento de solos e intervalos para amostragens. Entre os vários modelos de semivariogramas existentes, o exponencial e o esférico, são os que mais se ajustam a atributos do solo (SOUZA et al., 2001; SOUZA et al., 2004a,b,c), enquanto que o método de ajuste mais empregado por softwares geoestatísticos comerciais têm sido o método dos mínimos quadrados ponderados (MQP), embora hajam limitações sobre a sua

aplicação, feitas por Diggle e Ribeiro Jr. (2000). Mello (2004), relata melhores resultados do ajuste feito pelo método da máxima verossimilhança (MV) quando comparado ao ajuste feito por mínimos quadrados ponderados (MQP)

Assim, este trabalho foi desenvolvido com objetivo de analisar a estrutura de continuidade espacial da densidade e do teor de matéria orgânica do solo, por meio de técnicas de Estatística Clássica e Geoestatística, para fornecer subsídios que permitam orientar um melhor manejo do solo.

Material e Métodos

O trabalho foi realizado para uma área de aproximadamente 0,9 hectare cultivada, há 5 anos, com cana de açúcar (*Saccharum officinarum* L.) localizada no alambique João Mendes JM, no município de Perdões, situado na região sudoeste do estado de Minas Gerais, cujas coordenadas geográficas são 21°03'56" de latitude sul; 45°00'10" de longitude oeste e altitude média de 862,7 m (Figura 1). O solo estudado caracteriza-se como Latossolo Vermelho Amarelo distrófico (EMBRAPA, 1999). O clima da região, segundo a classificação de Köppen, é do tipo Cwb, caracterizado por uma estação seca entre abril e setembro e uma estação chuvosa de outubro a março.

A região apresenta uma média anual de precipitação pluvial de 1.493,2 mm e temperatura média de 19,3 °C. Foram selecionados 49 pontos de forma equidistante dentro da área em estudo. Para cada ponto foram coletadas amostras deformadas e indeformadas para as camadas de 0-20 e

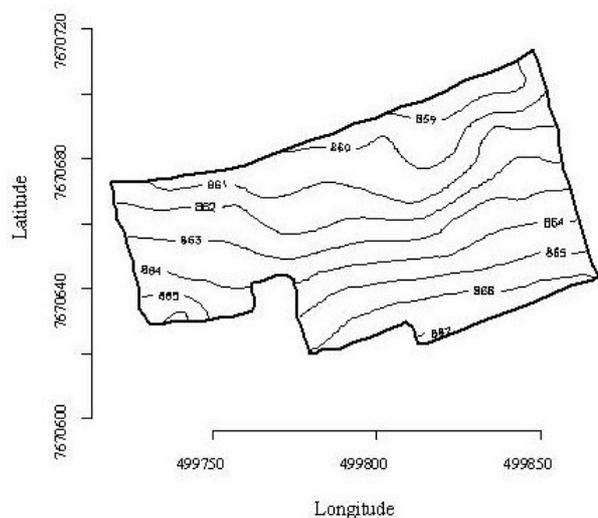


Figura 1 - Mapa de elevação (altitude) da área

20-40 cm de profundidade do solo, totalizando um total de 98 amostras de solos para serem analisadas em laboratório. As análises foram realizadas pelo Laboratório de Fertilidade do Solo do Departamento de Ciência do Solo da Universidade Federal de Lavras (UFLA). A densidade do solo foi determinada pelo método do anel volumétrico utilizando amostras indeformadas obtidas com amostrador de Uhland (FERREIRA et al., 2000). Com os anéis de volume conhecido (56 cm^3), foram coletadas amostras em todos os pontos (nas duas profundidades), levadas à estufa a $105 \text{ }^\circ\text{C}$ por 24 horas para determinação da massa seca do solo (g), informação necessária para os cálculos de densidade do solo (g cm^{-3}), conforme descrito em Reichardt e Timm (2004). As análises de matéria orgânica foram feitas de acordo com a metodologia descrita em Raij et al. (2001), sendo expressa em dag kg^{-1} . A estatística clássica foi aplicada às variáveis estudadas (densidade do solo e matéria orgânica), para a obtenção das medidas de posição (média, valores máximo e mínimo) e dispersão (desvio padrão e coeficiente de variação), antes da análise geoestatística.

Os dados foram georreferenciados em Coordenadas UTM (Datum Córrego Alegre), por ser um sistema mátrico que permite aplicações com mínima deformação da área. As análises geoestatísticas, para as variáveis estudadas, foram realizadas pelo programa GeoR (RIBEIRO JR.; DIGGLE, 2001), para a análise exploratória e construção de semivariogramas experimentais. A partir disto, foram ajustados os semivariogramas teóricos pela máxima verossimilhança (MV) e pelo mínimo quadrado ponderado (MQP) para os modelos exponencial, esférico e gaussiano, que proporcionaram a máxima correlação entre os pontos dos semivariogramas experimentais. Posteriormente, foram tomados todos os parâmetros necessários para a realização da interpolação dos resultados pelo processo de krigagem. Também foram calculadas as relações entre o efeito pepita e o patamar ($\text{Co/C}+\text{Co}$) para cada modelo ajustado. Essa relação, segundo Cambardella et al. (1994), mede o grau da dependência espacial do atributo amostrado. A partir da krigagem foram gerados mapas de variabilidade espacial dos atributos estudados (densidade e teor de matéria orgânica do solo) e analisadas a correlação espacial existente entre eles, para identificar as diferentes zonas homogêneas do solo dentro da área.

Resultados e Discussão

Os gráficos “box plot” (Figuras 2 e 3) demonstram o início das análises exploratórias para os dados de densidade (Ds) e teor de matéria orgânica (MO) nas camadas do solo

em estudo. Nelas, observa-se a dispersão dos dados em torno da média e sua distribuição (simétrica ou assimétrica), mostrando a tendência de concentração. Os gráficos permitem verificar a presença de dados candidatos a “outliers” ou discrepantes. Esses “outliers” afetam o comportamento do semivariograma, sobretudo na parte inicial do mesmo (DIGGLE; RIBEIRO JR., 2000), por isso, eles devem ser comparados aos seus vizinhos mais próximos, e se apresentaram diferenças acentuadas, devem ser retirados da base de dados (LIBARDI et al., 2006). Somente depois disso, as análises geoestatísticas podem ser feitas, pois os “outliers” podem produzir alta variabilidade e distorção dos dados em torno da média, prejudicando a normalidade. Foi possível detectar pela análise desses gráficos “boxplot”, que não houve candidatos a “outliers” ou dados discrepantes para os dois atributos analisados (Ds e MO). Por isso, não foi necessária a retirada de nenhum dado para as análises geoestatísticas e, conseqüentemente, os dados não sofreram uma distorção da normalidade.

Na Figura 4, são apresentados o comportamento das variáveis regionalizadas (Ds e MO) em relação aos sentidos N-S e E-W. Nela, deve-se analisar o comportamento da distribuição dos dados nas duas direções para constatar ou não a existência de tendências, o que acontecendo, pode inviabilizar a aplicação da geoestatística. Isso porque a condição de não tendenciosidade é de fundamental importância, sendo exigida para aplicação dos princípios da geoestatística. Starks e Fang (1982) mostram que a presença de tendência afeta fortemente o semivariograma, podendo conduzir a conclusões totalmente falsas.

Nesses gráficos verifica-se inexistência de tendência tanto nos valores de Ds quanto nos de MO nessas duas direções. Percebe-se a boa distribuição dos mesmos no espaço, ou seja, verifica-se que não há nenhum tipo de tendenciosidade à medida que se caminha nas direções N-S e E-W, para os atributos estudados. Assim, constata-se que há boas condições para que a hipótese intrínseca seja aplicada, permitindo o desenvolvimento de uma estrutura de dependência espacial consistente, conforme explicitado em Vieira (2000) e Mello (2004). Ressalta-se, ainda, que para a camada de 20-40 cm de profundidade do solo, o comportamento dos dados no espaço foi bastante semelhante ao da camada de 0-20 cm (Figura 4), por isso neste trabalho só está sendo mostrada a figura referente a essa camada (0-20 cm). Na Tabela 1, apresentam-se os resultados das análises da estatística clássica das variáveis Ds e MO para a área em estudo. De acordo com os critérios propostos por Nielsen et al. (1973), que consideram como pequena variabilidade os valores do C.V (para atributos do solo) menores que 30%, detecta-se nos resultados deste trabalho uma pequena

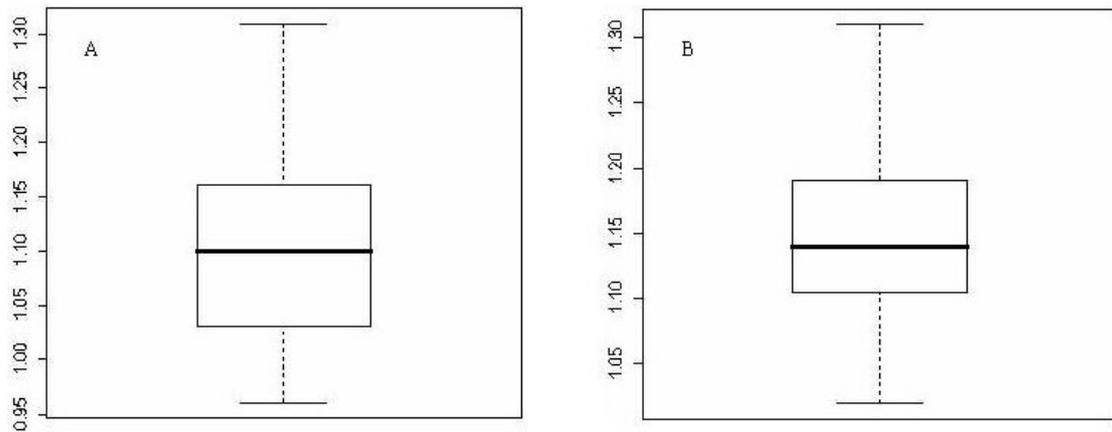


Figura 2 - Boxplot dos dados de Ds (g cm^{-3}) para as camadas de 0-20 (A) e 20-40 (B) cm de profundidade

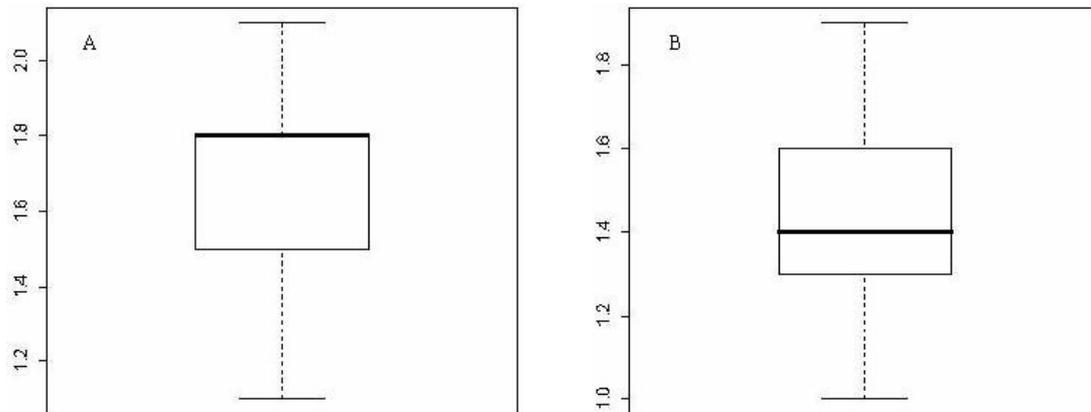


Figura 3 - Boxplot dos dados de MO (dag kg^{-1}) para as camadas de 0-20 (A) e 20-40 (B) cm de profundidade

variabilidade dos dados de Ds e MO. A MO apresentou um C.V bem maior que a Ds, mostrando que a mesma pode ser alterada de forma mais rápida no ambiente em função da ação biótica e abiótica no meio. Porém, quando se compara para o mesmo atributo o valor de C.V entre as camadas estudadas observa-se que a alteração é mínima, mostrando que ambas as camadas apresentam uma variação semelhante para os atributos analisados.

Ainda na Tabela 1, quando se observam os valores médios, máximos e mínimos de Ds e MO para as duas camadas estudadas, verifica-se que a camada de 0-20 cm de profundidade apresenta menos compactada e com maior teor de matéria orgânica quando comparada com a camada de 20-40 cm, a qual apresenta um comportamento oposto, ou seja, mais compactada e com um menor teor de MO. Uma hipótese para esse comportamento é que a MO pode influenciar diretamente no valor de Ds, como mostram vários estudos de manejo de solo (OADES,

1984; CERRI et al., 1991), em que se têm demonstrado a importância do fornecimento de MO visando à manutenção e melhoria das propriedades físicas do solo, como a Ds. Também na Tabela 1, verifica-se pelo teste de normalidade de Shapiro-Wilk, que os atributos Ds e MO apresentaram distribuição simétrica com tendência à normalidade, uma vez que os valores de p (p-value) apresentaram-se não significativos a 1%, ou seja, rejeitando-se a hipótese H_0 de não normalidade. De acordo com Diggle e Ribeiro Jr. (2000), essa normalidade dos dados é uma condição desejável para o ajuste dos semivariogramas pela metodologia da máxima verossimilhança, devido ao fato de o ajuste do modelo de semivariograma por essa metodologia não se basear nos pontos do semivariograma e, sim, nas diferenças dos dados originais.

Na Tabela 2, apresentam-se os valores do efeito pepita (Co), patamar (Co+C), alcance (A) e grau de dependência espacial (GD) para os dados de Ds e MO para os

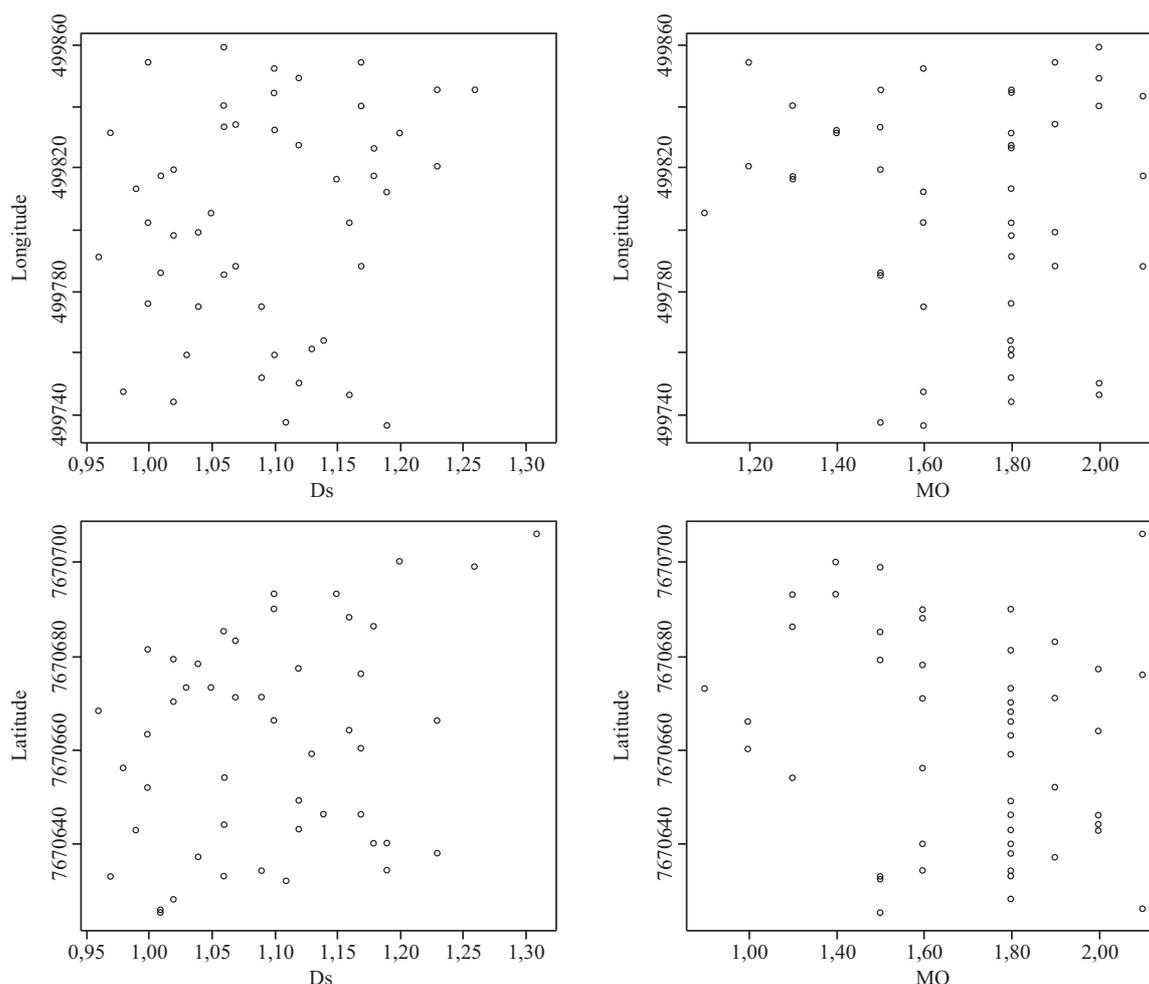


Figura 4 - Análise de tendência dos dados de Ds (g cm^{-3}) e MO (dag kg^{-1}) para a camada de 0-20 cm

Tabela 1 - Valores da média aritmética (μ), desvio padrão (δ), coeficiente de variação (C.V), valor máximo ($V_{\text{máx}}$), valor mínimo ($V_{\text{mín}}$) e p-value para o teste de normalidade de Shapiro-Wilk para a densidade do solo - Ds (g cm^{-3}) e matéria orgânica - MO (dag kg^{-1})

Variável	Camada	μ	δ	CV	$V_{\text{máx}}$	$V_{\text{mín}}$	p-value
				(%)			
Ds	0 - 20	1,0977	0,0823	7,4945	1,3120	0,9588	0,3304 ^{ns}
	20 - 40	1,1495	0,0754	6,5554	1,3482	1,0240	0,5802 ^{ns}
MO	0 - 20	1,6959	0,2533	14,9346	2,1000	1,1000	0,0147 ^{ns}
	20 - 40	1,4224	0,2182	15,3396	1,9000	1,0000	0,0951 ^{ns}

ns = não significativo a 1% pelo teste de normalidade de Shapiro-Wilk

modelos testados (exponencial, esférico e gaussiano) pela máxima verossimilhança (MV). Segundo Trangmar et al. (1987), os valores do grau de dependência (GD) são apresentados como porcentagem do patamar para facilitar a comparação do grau de dependência espacial. Empregando-se a escala de dependência espacial determinada por

Cambardella et al. (1994), verificou-se na Tabela 2 que, para os semivariogramas obtidos para os dados de Ds na camada de 0-20 cm, todos os modelos apresentaram uma moderada dependência espacial, visto que os valores do efeito pepita (C_0) foram superiores a 25% e inferiores a 75% do valor do patamar. Já na camada de 20-40 cm, para os dados de

Ds, todos os modelos apresentaram alta (forte) dependência espacial, constatada pelos valores do efeito pepita (Co), inferiores a 25% do valor do patamar.

Ainda na Tabela 2, observa-se que para a MO, apenas o modelo exponencial na camada de 0-20 cm apresentou uma forte dependência espacial, visto que o valor do efeito pepita (Co) foi inferior a 25% do patamar. Para os outros modelos em ambas as camadas (0-20 e 20-40 cm), a variável (MO) apresentou uma moderada dependência espacial, pois os valores de Co foram superiores a 25% e inferiores a 75% do valor do patamar.

Na Tabela 2 observa-se, também, pelo valor do GD que, para as variáveis estudadas (Ds e MO), o modelo que apresentou maior dependência espacial foi o exponencial seguido do esférico, com exceção da Ds na camada de 0-20 cm, em que o exponencial apresentou uma menor estrutura de dependência espacial quando comparado ao modelo esférico e gaussiano.

Na Tabela 3, apresentam-se os valores do efeito pepita (Co), patamar (Co+C), alcance (A) e grau de dependência espacial (GD) para os dados de Ds e MO para os modelos testados (exponencial, esférico e gaussiano) pelo método dos mínimos quadrados ponderados (MQP). Empregando-se a mesma escala de dependência espacial determinada por Cambardella et al. (1994), verificou-se que, para os semivariogramas obtidos tanto para Ds como para MO nas duas camadas analisadas (0-20 e 20-40 cm), apenas o mo-

delo exponencial para a camada de 20-40 cm da Ds apresentou uma alta (forte) dependência espacial, visto que o valor do efeito pepita (Co) foi inferior a 25% do valor do patamar. Já para todas as outras situações os modelos testados apresentaram moderada dependência espacial, constatada pelos valores do efeito pepita (Co), superiores a 75% e inferiores a 25% dos valores do patamar.

Ainda na Tabela 3 observa-se, pelo valor do GD, que para a Ds o modelo que apresentou maior dependência espacial foi o exponencial. Já para a MO, o modelo que apresentou uma maior estrutura de dependência espacial foi o gaussiano para a camada de 0-20 cm e o esférico para a camada de 20-40 cm.

Ainda, na análise do grau de dependência espacial dos semivariogramas obtidos para os dados dos atributos Ds e MO pelos métodos de MV e MQP, observa-se que para os dados de Ds na camada de 0-20 cm, todos os modelos (exponencial, esférico e gaussiano) ajustados pelo método do MQP tiveram um ajuste superior aos mesmos modelos ajustados pelo método de MV. Por outro lado, na camada de 20-40 cm ocorreu uma inversão, ou seja, todos os modelos testados sofreram um melhor ajuste pelo método de MV.

Para os dados do atributo MO na camada de 0-20 cm, os modelos exponencial e esférico ajustados pelo método de MV foram superiores aos mesmos modelos ajustados pelo MQP. E ainda na camada de 0-20 cm, o modelo

Tabela 2 - Valores do efeito pepita (Co), Patamar (Co + C), Alcance (A) e grau de dependência espacial (GD) para os modelos de semivariogramas testados (exponencial, esférico e gaussiano) pelo método da máxima verossimilhança (MV)

Variável	Camada		Co	Co + C	A (m)	GD = (Co/Co+C) x 100 (%)
	de Solo (cm)	Modelo				
Ds	0 - 20	Exponencial	0,0059	0,0125	26,76	47,20
		Esférico	0,0059	0,0126	88,95	46,83
		Gaussiano	0,0059	0,0126	48,61	46,83
Ds	20 - 40	Exponencial	0	0,0050	9,57	0
		Esférico	0	0,0050	22,65	0
		Gaussiano	0,0008	0,0059	11,21	13,56
MO	0 - 20	Exponencial	0,0205	0,0833	6,81	24,61
		Esférico	0,0421	0,1050	29,49	40,09
		Gaussiano	0,0460	0,1088	14,69	42,28
MO	20 - 40	Exponencial	0,0186	0,0662	12,03	28,10
		Esférico	0,0240	0,0716	39,26	33,52
		Gaussiano	0,0287	0,0772	21,46	37,18

Tabela 3 - Valores do efeito pepita (Co), Patamar (Co + C), Alcance (A) e grau de dependência espacial (GD) para os modelos de semivariogramas testados (exponencial, esférico e gaussiano) pelo método dos mínimos quadrados ponderados (MQP)

Variável	Camada de Solo (cm)	Modelo	Co (m)	Co + C	A	GD = (Co/Co+C) x 100 (%)
Ds	0 - 20	Exponencial	0,0045	0,0116	20,00	38,80
		Esférico	0,0051	0,0121	60,00	42,15
		Gaussiano	0,0056	0,0134	60,00	41,79
Ds	20 - 40	Exponencial	0,0018	0,0074	20,00	24,32
		Esférico	0,0028	0,0083	60,00	33,74
		Gaussiano	0,0040	0,0102	60,00	39,22
MO	0 - 20	Exponencial	0,0602	0,1251	20,05	48,12
		Esférico	0,0609	0,1258	60,02	48,41
		Gaussiano	0,0340	0,0994	12,86	34,20
MO	20 - 40	Exponencial	0,0436	0,0928	19,99	46,98
		Esférico	0,0221	0,0721	32,70	30,65
		Gaussiano	0,0262	0,0803	15,36	32,63

gaussiano ajustado pelo MQP foi superior ao mesmo modelo ajustado pela MV. Já para a camada de 20-40 cm, apenas o modelo exponencial ajustado pela MV foi superior ao mesmo modelo ajustado pelo MQP, sendo os outros dois modelos (esférico e gaussiano) foram melhor ajustados pelo MQP. Inicialmente, para escolha do modelo matemático de melhor ajuste, deve-se avaliar o grau de dependência espacial, já que o mesmo indica a metodologia mais adequada (CAMBARDELLA et al., 1994; GOMES, 2005). Entretanto, neste trabalho não se pode observar um melhor desempenho apenas com base no grau de dependência espacial, haja vista que ora ele se mostra forte no ajuste por MV ora no ajuste por MQP. Além disso, apresenta-se forte por ambas metodologias, e para nenhuma delas.

Na Figura 5, podem ser observados os semivariogramas experimental e teórico gerados pela máxima verossimilhança (ML) para os modelos exponencial (exp), esférico (sph) e gaussiano (gauss) para os dados de Ds e MO nas camadas de 0-20 e 20-40 cm de profundidade. Os parâmetros desses semivariogramas (Tabelas 2) mostram que os alcances foram bem variados, apresentando valores da ordem de 9,57 a 88,95 m para a Ds e 6,81 a 39,26 m para a MO. Já o efeito pepita correspondeu a uma variação da ordem de 0 (zero) a 47,20% do patamar para a Ds e de 24,61 a 42,28% do patamar para a MO. A análise dessa figura permite constatar que os atributos do solo estudados (Ds e MO) apresentam-se estruturados espacialmente (em maior ou menor grau), ou seja, existe uma função estrutural

com semivariância de comportamento modelável. Para esse método (MV), analisando os semivariogramas visualmente, nota-se grande similaridade em seus comportamentos, independentemente do modelo ajustado. Suas curvas mantêm-se próximas, chegando a se tocar em alguns casos, sendo muito difícil se determinar qual o melhor modelo para os atributos avaliados.

Na Figura 6, observam-se os semivariogramas experimental e teórico gerados pelo mínimo quadrado ponderado (MQP) para os modelos exponencial (exp), esférico (sph) e gaussiano (gauss) para os dados de Ds e MO, nas camadas de 0-20 e 20-40 cm de profundidade do solo. Os parâmetros desses semivariogramas (Tabelas 3) mostram que os alcances foram bem variados, apresentando valores da ordem de 20 a 60 m para a Ds e 12,86 a 60,05 m para a MO. Já o efeito pepita correspondeu a uma variação da ordem de 24,32 a 42,15% do patamar para a Ds e de 30,65 a 48,41% do patamar para a MO.

Observa-se que os modelos ajustados pelo MQP não apresentam semelhanças como apresentaram os modelos ajustados por MV. Provavelmente, esse comportamento está ligado a uma distorção dos dados em torno da média, dificultando que haja convergência no ajuste do semivariograma (GOMES, 2005).

Na maioria dos casos, entre os três modelos de semivariogramas ajustados pela MV e MQP, o modelo exponencial foi o que melhor se ajustou aos dados, seguido

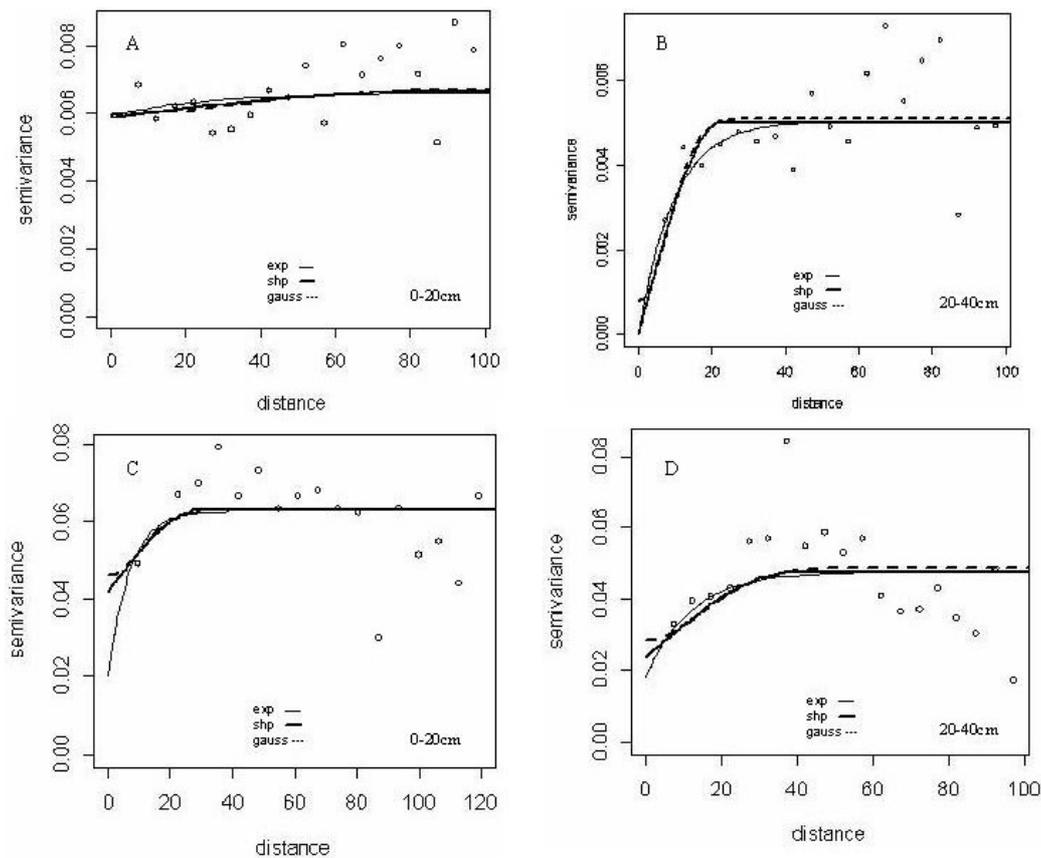


Figura 5 - Semivariogramas experimental e teóricos pela ML dos valores de Ds (A e B) e MO (C e D)

do modelo esférico e por último o gaussiano. Esses resultados corroboram com as afirmações de Souza et al. (2001) e Souza et al. (2004a,b,c). Comparando-se os respectivos modelos ajustados (exponencial, esférico e gaussiano) por MV e MQP, observam-se diferenças entre os ajustes, ou seja, para nenhum atributo (Ds e MO), os respectivos modelos apresentaram similaridade entre as metodologias de ajuste (MV e MQP). Esse comportamento sugere que há diferenças importantes entre os modelos, as quais indicam a existência de um melhor ajuste, o qual produzirá um mapa de krigagem mais consistente, representativa da realidade na área de estudo (GOMES, 2005; JUNQUEIRA JÚNIOR, 2006).

Nos mapas de krigagem da Figura 7, tem-se a distribuição espacial da Ds e da MO para as camadas de 0-20 e 20-40 cm de profundidade do solo.

Nesses mapas (Figura 7), pode-se observar que, quando se compara à camada de 0-20 cm com a camada de 20-40 cm, a Ds do solo apresentou um comportamento totalmente diferenciado na variabilidade espacial dos valores de uma camada para outra. Já para a MO, o compor-

tamento da variabilidade espacial foi um pouco mais semelhante entre as duas camadas. Isso pode mostrar que a Ds sofre um impacto direto do manejo sobre a primeira camada, fazendo que o comportamento espacial entre as duas camadas seja diferenciado. Por outro lado, a matéria orgânica pode ser incorporada ao solo de forma semelhante no espaço nas duas camadas, porém em menores quantidades na camada de 20-40 cm, pois, embora na área estudada não ocorra queima da cana-de-açúcar para a colheita, após a colheita os restos culturais não são incorporados ao solo por meio de máquinas.

Comparando-se os mapas de krigagem da Figura 7 com o mapa de altitudes (Figura 1), observa-se que, para os valores de Ds, na camada de 0-20 cm houve uma tendência dos valores serem menores em maiores altitudes e vice-versa. Esse comportamento ocorreu em boa parte da área. Esse fato pode indicar a ocorrência de carregamento de sedimentos, em função do escoamento superficial das partes altas para as partes baixas da área, visto que esse comportamento não foi observado para a camada de 20-40 cm.

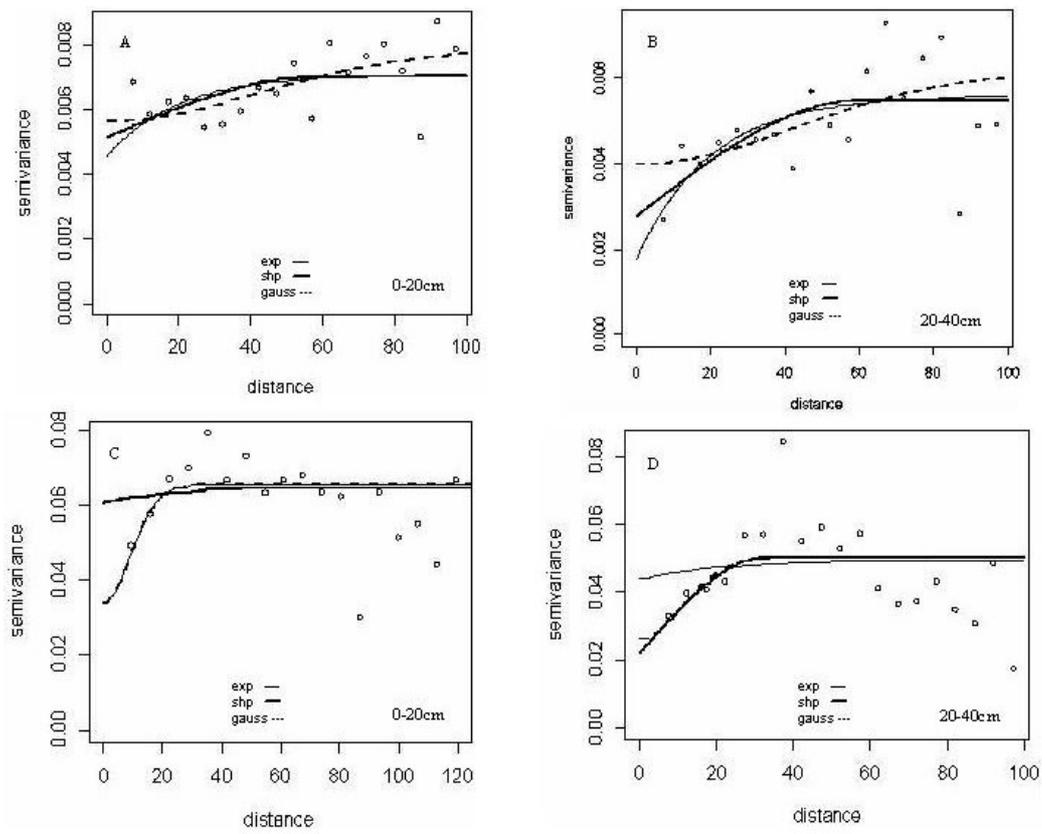


Figura 6 - Semivariogramas experimental e teóricos pelo RL dos valores de Ds (A e B) e MO (C e D)

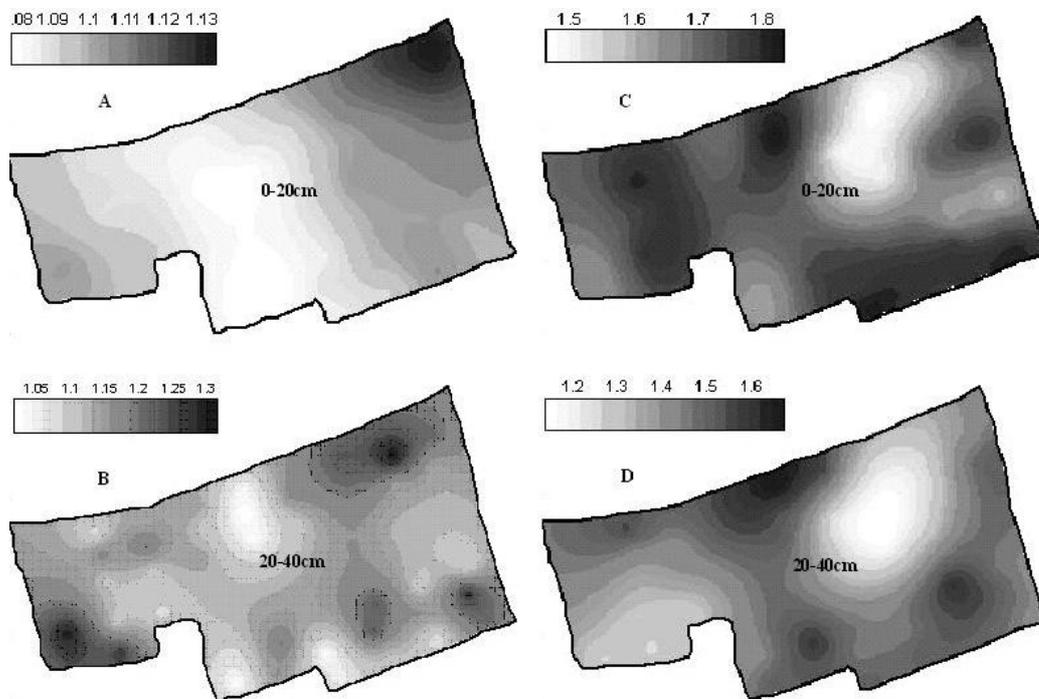


Figura 7 - Mapas de krigagem para Ds (A e B) e MO (C e D) nas camadas de 0-20 e 20-40 cm

Conclusão

A análise variográfica mostrou que os atributos estudados apresentaram-se estruturados espacialmente (possuem dependência espacial). Verificou-se que os métodos de ajuste mínimos quadrados ponderados e máxima verossimilhança podendo ambos ser indicados para o ajuste de semivariogramas a atributos do solo. O modelo exponencial apresentou certa predominância sobre os outros modelos testados. A técnica da krigagem, mostrou ser importante ferramenta na compreensão da dinâmica da densidade do solo e matéria orgânica, podendo ser fundamental no auxílio à tomada de decisões, no que concerne ao uso, conservação e manutenção da qualidade do recurso natural solo, além de que, o conhecimento do correto valor da variável para cada ponto da área trará benefícios no manejo da cultura.

Referências

- CARVALHO, J. R. P.; SILVEIRA, P. M.; VIEIRA, S. R. Geoestatística na determinação da variabilidade espacial de características químicas do solo sob diferentes preparos. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v. 37, n. 08, p. 1151-1159, 2002.
- CARVALHO, M. P.; TAKEDA, E. Y.; FREDDI, O. S. Variabilidade espacial de atributos de um solo sob videira em Vitória Brasil (SP). **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v. 27, n. 04, p. 695-703, 2003.
- CERRI, C. C.; FELLER, C.; CHAUVEL, A. Evolução das principais propriedades de um Latossolo Vermelho-Escuro após desmatamento e cultivo por doze e cinquenta anos com cana-de-açúcar. **Cahiers Orstom**, Série Pédologie, Bondy, v. 26, p. 37-50, 1991.
- DIGGLE, P. J.; RIBEIRO JR, P. J. Model based geoestatistics. In: SIMPÓSIO NACIONAL DE PROBABILIDADE E ESTADÍSTICA, 14., Caxambu, 2000. **Resumos...** Caxambu: Associação Brasileira de Estatística, 2000. p. 192.
- EMBRAPA. Centro Nacional de Pesquisa do Solo. **Sistema brasileiro de classificação de solos**. Rio de Janeiro, 1999. 412 p.
- FERREIRA, M. M.; DIAS JUNIOR, M. S.; BERTONI, J. C.; BASTOS, A. R. R. **Física do solo**: curso de pós-graduação em solos e nutrição de plantas. Lavras: UFLA, 2000. 33 p.
- GOMES, N. M. **Variabilidade espacial de atributos físico-hídricos do solo da sub-bacia hidrográfica do Ribeirão Marcela na Região do Alto Rio Grande, MG**. 2005. 124 f. Dissertação (Mestrado em Irrigação e Drenagem) - UFLA, Lavras, MG.
- JUNQUEIRA JÚNIOR, J. A. **Escoamento de nascentes associado à variabilidade espacial de atributos físicos e uso do solo em uma bacia hidrográfica de cabeceira do Rio Grande - MG**. 2006. 84 f. Dissertação (Mestrado em Irrigação e Drenagem) - UFLA, Lavras, MG.
- LIBARDI, P. L.; FILHO, J. F. M. de. Análise exploratória e variabilidade dos parâmetros da equação da condutividade hidráulica, em um experimento de perfil instantâneo. **Revista Brasileira de Ciência do solo**, v. 30, p. 197-206, 2006.
- MELLO, J. M. de. **Geoestatística aplicada ao inventário florestal**. 2004. 110 f. Tese (Doutorado em Recursos Florestais, com opção em Silvicultura e Manejo Florestal). Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, Piracicaba.
- MENDOZA, H. N. S. **Efeitos de sistemas de colheita dos canaviais sobre propriedades químicas e biológicas em solo de tabuleiro no Espírito Santo**. Seropédica: UFRRJ, 1996. 112 f. (Dissertação de Mestrado).
- NIELSEN, D. R.; BIGGAR, J. W.; ERH, K. T. Spatial variability of field measured soil water properties. **Hilgardia**, Oakland, v. 42, n. 07, p. 215-259, 1973.
- OADES, J. M. Soil organic matter and structural stability: Mechanisms and implications for management. **Plant Soil**, Netherlands, v. 76, p. 319-337, 1984.
- RAIJ, B. van; ANDRADE, J. C.; CANTARELLA, H. **Análise química para avaliação da fertilidade de solos tropicais**. Campinas, Instituto Agrônomo de Campinas, 2001. p. 5-39.
- REICHARDT, K. TIMM, L. C. **Solo planta e atmosfera**: conceitos, processos e aplicações. Barueri, SP: Manole, 2004.
- RIBEIRO JR, P. P.; DIGGLE, P. P. GeoR: a package for geostatistical analysis. **R - News**, Rochester, v. 01, n. 02, p. 15-18, 2001.
- SOUZA, Z. M.; MARQUES JÚNIOR, J.; PERREIRA, G. T. Variabilidade espacial da estabilidade de agregados e matéria orgânica em solos de relevos diferentes. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v. 39, n. 05, p. 491- 499, 2004a.
- SOUZA, Z. M.; MARQUES JÚNIOR, J.; PERREIRA, G. T.; BARBIERI, D. M. Variabilidade espacial da textura de um latossolo vermelho eutroférico sob cultivo de cana-de-açúcar. **Engenharia Agrícola**, Jaboticabal, v. 24, n. 02, p. 309-319, 2004b.
- SOUZA, Z. M.; MARQUES JÚNIOR, J.; PERREIRA, G. T.; MOREIRA, L. F. Influência da pedofoma na variabilidade espacial de alguns atributos físicos e hídricos de um latossolo sob cultivo de cana-de-açúcar. **Irriga**, Botucatu, v. 09, n. 01, p. 1-11, 2004c.
- SOUZA, Z. M.; SILVA, M. L. S.; GUIMARÃES, G. L.; CAMPOS, D. T. S.; CARVALHO, M. P.; PEREIRA, G. T. Variabilidade espacial de atributos físicos em m Latossolo Vermelho Distrófico sob semeadura direta em Selvíria (MS). **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v. 25, n. 03, p. 669-707, 2001.
- STARKS, T. H.; FANG, J. H. The effect of drift on the experimental semivariogram. **Mathematical Geology**, v. 14, n. 04, p. 309-319, 1982.
- TRANGMAR, B. B.; YOST, R. S.; WADE, M. K.; UEHARA, G.; SUDJADI, M. Spatial variation of soil properties and rice yield on recently cleared land. **Soil Science Society America Journal**, Madison, v. 51, p. 668-674, 1987.
- VIEIRA, S. R. **Geoestatística em estudo de variabilidade espacial do solo**: tópicos em ciência do solo. Viçosa: Sociedade Brasileira de Ciência do Solo, 2000. v. 01, p. 1-55.