

DISTRIBUIÇÃO ESPACIAL DAS FRAÇÕES GRANULOMÉTRICAS ARGILA E AREIA TOTAL EM UM LATOSSOLO VERMELHO-AMARELO¹

Julião Soares Souza Lima², Diego Antonio Ottonelli Bona³, Nilton Cesar Fiedler⁴ e Daniel Pena Pereira⁵

RESUMO – Este trabalho teve como objetivo estudar a variabilidade espacial das frações granulométricas argila e areia total de um Latossolo Vermelho-Amarelo cultivado com eucalipto. Amostras de solo foram coletadas nas profundidades de 0-0,20 m e 0,20-0,40 m em uma malha amostral de 33 x 33 m, totalizando 94 pontos georreferenciados. Os dados foram submetidos à análise estatística descritiva, geoestatística e interpolação por krigagem e cokrigagem. Na cokrigagem, utilizaram-se valores da profundidade de 0-0,20 m para estimar valores de 0,20-0,40 m. Maior valor médio da fração argila foi encontrado na profundidade de 0,20-0,40 m e na areia total, na profundidade de 0-0,20 m. O modelo esférico ajustou-se aos dados nos métodos de krigagem e cokrigagem. Os maiores alcances de dependência espacial foram encontrados na profundidade de 0,20-0,40 m. Os erros médios encontrados nos dois métodos apresentaram valores próximos e negativos, indicando superestimação dos valores amostrais.

Palavras-chave: Geoestatística; Variabilidade Espacial; Multivariada.

SPATIAL DISTRIBUTION OF CLAY AND TOTAL SAND SIZE FRACTIONS IN A OXISOL

ABSTRACT – *This work aimed to study the spatial variability of clay and total sand size fractions of Oxisol cultivated with eucalyptus. Soil samples were collected at depths of 0-0.20 m and 0.20-0.40 m in a sampling grid of 33 x 33 m, totaling 94 georeferenced points. Data were subjected to descriptive statistics, geostatistics and kriging and cokriging analyzes. In cokriging depth values of 0-0.20 m were used to estimate depth values of 0.20-0.40 m. Highest clay fraction mean value was found at a depth of 0.20-0.40 m and for total sand at a depth of 0-0.20 m. The spherical model fitted to the data in the methods of kriging and cokriging. The higher ranges of spatial dependence were found at a depth of 0.20-0.40 m. The mean errors found for the two methods showed similar and negative values indicating superstimation of sample values.*

Keywords: Geostatistic; Spatial Variability; Multivariate.

1. INTRODUÇÃO

Novas tecnologias utilizadas na área agrária têm facilitado na determinação da variabilidade espacial e temporal de atributos, no seu mapeamento e nas suas correlações, considerando a distância entre as amostras de maneira a representar com maior precisão os fatores que afetam o rendimento das culturas (LIMA et al., 2010). Segundo Corá et al. (2004), os processos e os

atributos do solo que determinam o desempenho e a produção das culturas, bem como o impacto da agricultura ao meio ambiente, variam no espaço e no tempo.

Diversos estudos têm mostrado que atributos físicos e químicos do solo, bem como os relativos às plantas, apresentam variabilidade espacial e que a distância entre as amostras deve ser levada em consideração no estudo desses atributos, como preconiza a

¹ Recebido em 01.08.2013 aceito para publicação em 14.04.2014.

² Departamento de Engenharia Rural, Universidade Federal do Espírito Santo, ES, Brasil. E-mail: <limajss@yahoo.com.br>.

³ Programa de Pós-Graduação em Ciências Florestais, Universidade Federal do Espírito Santo, ES, Brasil. E-mail: <diegobonaflorestal@hotmail.com>.

⁴ Departamento de Ciências Florestais e da Madeira, Universidade Federal do Espírito Santo, ES, Brasil. E-mail: <fiedler@pq.cnpq.br>.

⁵ Programa de Pós-Graduação em Produção Vegetal, Universidade Federal do Espírito Santo, ES, Brasil. E-mail: <daniel@geraes.org>.



geoestatística (SILVA et al., 2010; LIMA et al., 2013). Conhecer a distribuição espacial das frações granulométricas permite interpretar a disponibilidade dos elementos químicos no solo, como relatado por Silva et al. (2010).

A disponibilidade dos nutrientes para as plantas está relacionada com o processo de reposição, entre outros; com as frações granulométricas do solo, que permite maior ou menor mobilidade de alguns nutrientes e com a perda de solo no processo erosivo. No entanto, a textura do solo quase não sofre alteração com o manejo adotado (LIMA et al., 2012). Tonini et al. (2006) observaram que o crescimento de três materiais genéticos de eucalipto, aos 3 anos de idade, está diretamente relacionado com o tipo de solo, indicando, assim, a importância da interação da cultura com o ambiente. Paula et al. (2012) afirmaram que as variações nos parâmetros dendrométricos, com a posição da encosta e o tipo de solo, demonstram a influência dos atributos edáficos na produtividade do eucalipto.

A análise da dependência espacial permite determinar os parâmetros necessários para estimar valores de atributos do solo em locais não amostrados. O método de interpolação krigagem ordinária usa a dependência espacial entre amostras vizinhas, expressa no semivariograma, para estimar valores em qualquer posição dentro do espaço estudado, sem tendência e com variância mínima.

A estimação de uma variável regionalizada, que são variáveis aleatórias que consideram aspectos espaciais, por meio de duas ou mais variáveis, é conhecido como cokrigagem e seu objetivo, em geral, é melhorar previsões locais, levando em conta informações adicionais trazidas por outra variável igual ou diferente da que se deseja prever.

Nesse contexto, este trabalho teve como objetivo estudar os métodos de interpolação krigagem ordinária e cokrigagem na variabilidade espacial das frações granulométricas argila e areia total em um Latossolo Vermelho-Amarelo sob cultivo de eucalipto.

2. MATERIAL E MÉTODOS

2.1. Localização da área de estudo

A área possui um relevo variando de suavemente ondulado a montanhoso, com o predomínio do solo da classe do Latossolo Vermelho-Amarelo, profundos

e pobres, ou seja, possuem baixos teores de nutrientes, médios teores de ferro e altos teores de alumínio (PEREIRA, 2010). A área está localizada no Sul do Estado do Espírito Santo (ES), no Município de São José do Calçado, localizado nas coordenadas UTM: Norte 7.682.793,845 m; Sul 7.682.564,753 m; Leste 226.112,751 m; e Oeste 226.620,572 m (Projeção Universal Transversa de Mercator – DATUM WGS-84 Fuso 24S).

2.2. Amostragem e atributos físicos do solo

As marcações dos pontos amostrais foram realizadas por meio do uso de GPS geodésico, construindo uma malha regular de 33 x 33 m, totalizando-se 94 pontos amostrais na área de estudo. Obtiveram-se as coordenadas em UTM e as cotas de altitude para cada ponto amostral, com menor valor de 580 m e o mais alto de 674 m. As amostras de solo para determinação das frações granulométricas (argila, areia total e silte), conforme Embrapa (1997), foram retiradas nas profundidades de 0-0,20 m e 0,20-0,40 m, em área sob cultivo formado por mudas clonais de eucalipto oriundo do cruzamento do *Eucalyptus grandis* W. Hill ex. Maiden x *Eucalyptus urophylla* S.T. Blake, transplantado no espaçamento de 3,0 x 3,0 m.

2.3. Análise exploratória e descritiva

Na análise exploratório-descritiva, os dados foram submetidos à verificação de presença de *outliers* e sua influência quanto às medidas de posição e de dispersão, antes de submetê-las à análise geoestatística. Esta análise foi realizada com base no *box-plot*, gráfico de caixa, que considera a amplitude interquartilica na definição do limite superior e inferior dos dados. A normalidade dos dados foi verificada pelo teste de Kolmogorov-Smirnov ($p < 0,05$).

Com a finalidade de comparar as médias dos valores dos atributos do solo da área nas duas profundidades, realizou-se o teste de Tukey ($p < 0,05$), conforme descrito por Lima et al. (2012), quando da análise das frações granulométricas de solo.

2.4. Análise geoestatística

A geoestatística foi utilizada para verificar a existência e, neste caso, quantificar o grau de dependência espacial das frações granulométricas do solo. A análise foi conduzida a partir do ajuste de funções teóricas aos modelos de semivariogramas experimentais, com base na suposição de estacionaridade da hipótese intrínseca, conforme a equação 1.

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

em que $\gamma^*(h)$ é a semivariância estimada e $N(h)$ é o número de pares de valores medidos $Z(x_i)$ e $Z(x_i+h)$, separados por um vetor distância h (m).

Inicialmente, foram realizadas nas frações argila e areia total a análise de tendência com os eixos x e y , por meio de equação de regressão até o nível quadrático e com todas as interações entre esses eixos, conforme descrito em Lima et al. (2010). Comprovada a tendência, fez-se a remoção utilizando a análise dos resíduos. Os modelos teóricos como o esférico, o exponencial e o gaussiano foram testados para o ajuste do semivariograma escalonado pela variância dos dados e pela covariância para o semivariograma cruzado, para efeito de padronização da escala de semivariância e covariância, definindo os parâmetros: efeito pepita (C_0), que reflete microestruturas ou variabilidade de pequena escala não captada para distâncias menores do que a menor entre as amostras; o patamar (C_0+C), ponto onde o semivariograma se estabiliza e é aproximadamente igual à variância ou covariância dos dados; variância estrutural (C); alcance da dependência espacial (a), distância na qual o semivariograma atinge o patamar, considera o limite da dependência espacial da grandeza; e grau de dependência espacial (GDE), que representa a relação do efeito pepita (C_0) pelo patamar (C_0+C) na variabilidade dos dados.

O GDE foi classificado conforme Cambardella et al. (1994) em baixo, médio e alto, para os intervalos: $GDE > 75\%$, $25 < GDE \leq 75\%$ e $GDE \leq 25\%$, respectivamente, segundo a equação 2.

$$GDE = \left(\frac{C_0}{C_0 + C} \right) * 100$$

em que C_0 : efeito pepita; e C_0+C : patamar, em que se estabiliza o semivariograma.

A escolha do modelo teórico de semivariograma mais adequado foi baseada no maior coeficiente de determinação (R^2) e da menor soma de quadrados dos resíduos (SQR). No entanto, como critério definitivo, a escolha dos modelos foi com base na análise da validação cruzada, com a correlação (CR) significativa entre os valores observados e os estimados, como Lima et al. (2007).

Comprovada a dependência espacial, estimaram-se valores dos atributos para locais não amostrados e, depois, confeccionou os mapas temáticos, com os métodos de interpolação krigagem ordinária e cokrigagem. A cokrigagem é um estimador linear não viciado com mínima variância e leva em consideração a estrutura de variabilidade espacial encontrada para cada um dos atributos correlacionados (ISAACS; SRIVASTARA, 1989), e pontos próximos da posição a ser interpolada apresentam maiores pesos que os mais distantes.

A cokrigagem é uma extensão multivariada da krigagem (SILVA et al., 2010). Esse método se baseia nos parâmetros expressos por um semivariograma cruzado (γ_{12}) entre duas variáveis (Z_1 e Z_2), para a estimativa de novos valores em locais não amostrados, conforme a equação 3.

$$\gamma_{12}(h) = \frac{1}{2N(h)} \left\{ \sum_{i=1}^{N(h)} [Z_1(X_i + h) - Z_1(X_i)] [Z_2(X_i + h) - Z_2(X_i)] \right\}$$

Este método é utilizado quando amostras são coletadas de preferência na sua totalidade dentro de um mesmo domínio espacial e apresentam significativo grau de correlação (LANDIM; STURARO, 2002). A estimativa de uma variável $Z^*(X_0)$ para qualquer local X_0 deve ser uma combinação linear de Z_1 e Z_2 , conforme a equação 4.

$$Z_2^*(X_0) = \sum_{i=1}^{N_1} \lambda_{1i} Z_1(X_{1i}) + \sum_{j=1}^{N_2} \lambda_{2j} Z_2(X_{2j})$$

em que N_1 e N_2 são os números de vizinhos medidos de Z_1 e Z_2 , respectivamente, e λ_1 e λ_2 são os ponderadores associados a Z_1 e Z_2 , os quais são distribuídos de acordo com a dependência espacial de cada uma das variáveis entre si e com a correlação cruzada entre elas. Da mesma forma que a krigagem, para que esse estimador seja ótimo, ele também deve ter variância mínima e ser não tendencioso (SILVA et al., 2011).

O desempenho dos métodos de interpolação foi baseado no erro médio (EM) produzido pela validação cruzada, como proposto por Silva et al. (2008) e Viola et al. (2010), na equação 5.

$$EM = \sum_{i=1}^n \left[\frac{(Vobs_i - Vest_i) * Vobs_i^{-1}}{n} \right] * 100$$

em que Vobs e Vest são os valores observados e estimados, respectivamente, e n o número de observações.

3. RESULTADOS

3.1. Análise exploratória e descritiva

Nesta análise, utilizou-se o box-plot para determinar a presença e remoção de pontos discrepantes (outliers) no conjunto de dados da fração areia total (AT) e argila (ARG) nas profundidades de 0-0,20 m e 0,20-0,40 m. Posteriormente, determinaram-se as medidas de posição e dispersão, bem como o teste de Tukey ($p < 0,05$) entre as médias das frações nas duas profundidades (Tabela 1).

3.2. Análise geoestatística

Na análise de tendência, todos os atributos apresentaram ajustes significativos pela regressão linear, tendo como variável independente somente a coordenada x dos pontos

amostrais. O erro médio (EM), comparando os métodos de interpolação, está apresentado na Tabela 2.

Na Figura 1 estão apresentados os modelos de semivariogramas teóricos e cruzados escalonados com o melhor ajuste aos dados experimentais das frações argila (ARG) e areia total (AT) nas duas profundidades. O escalonamento foi realizado no sentido de padronizar a escala das semivariâncias e covariâncias, auxiliando na análise do padrão da distribuição espacial.

3.2.1. Mapas da distribuição espacial das frações granulométricas

3.2.1.1. Krigagem

Comprovada a dependência espacial entre os dados das frações em estudo, foram realizadas interpolações por meio da krigagem ordinária, para estimar valores para locais não amostrados (Figura 2).

Tabela 1 – Estatística descritiva das frações granulométricas do solo e teste de Tukey ($p < 0,05$) entre as médias, nas profundidades de 0-0,20 m e 0,20-0,40 m (%).

Table 1 – Descriptive statistics of size fractions of soil and Tukey test ($p < 0.05$) between the mean depths of 0-0.20 m and 0.20-0.40 m (%).

Atributo	M	Md	Min	Max	Q1	Q3	S	Ks	Kc	CV	DN
ARG:0-0,20	49,7b	49,3	31,3	64,1	44,7	55,9	7,21	-0,318	-0,49	14,5	N
ARG:0,20-0,40	57,4a	58,0	41,9	70,3	53,7	61,2	5,80	-0,385	0,209	10,0	N
AT:0-0,20	43,8a	43,6	30,4	60,4	38,4	49,0	6,97	-0,174	-0,64	15,9	N
AT:0,20-0,40	36,5b	36,0	23,5	53,9	31,7	41,6	6,59	0,290	-0,275	18,1	N

M: média; Md: mediana; Min: valor mínimo; Max: valor máximo; Q1: primeiro quartil; Q3: terceiro quartil; s: desvio-padrão; Ks: coeficiente de assimetria; Kc: coeficiente de curtose; CV: coeficiente de variação; e DN: (N) distribuição normal pelo teste de Kolmogorov-Smirnov ($P < 0,05$).

Médias de um mesmo atributo seguidas pela mesma letra, em coluna, não diferem significativamente entre si, pelo teste de Tukey ($p < 0,05$).

Tabela 2 – Modelos de parâmetros dos semivariogramas das frações granulométricas argila e areia total e dos semivariogramas cruzados e o erro médio (EM) entre os métodos interpoladores.

Table 2 – Parameters models of the semivariograms of clay and total sand size fractions and cross semivariograms and the mean error (EM) between the interpolation methods.

Atributo	Modelo	C_0	C_0+C	a(m)	GDE(%)	R^2 (%)	CR(%)
ARG:0-0,20	ESF	0,15	1,18	120	16	95	66
AT:0-0,20	ESF	0,19	1,19	130	16	94	66
ARG:0,20-0,40	ESF	0,35	1,14	153	30	95	53
AT:0,20-0,40	ESF	0,35	1,18	236	30	91	61
ARG:0,20-0,40X ARG:0-0,20	ESF	0,00	1,16	130	0,1	98	54
AT:0,20-0,40 x AT:0-0,20	ESF	0,12	1,13	162	30	91	57
Interpoladores	Erro médio (EM) (%)						
	ARG:0,20-0,40			AT:0,20-0,40			
Krigagem	-2,73			-4,88			
Cokrigagem	-2,22			-4,65			

ARG:0-0,20 = fração argila na profundidade de 0-0,20 m; ARG:0,20-0,40 = fração argila na profundidade de 0,20-0,40 m; ARG: 0,20-0,40x0-0,20 = fração argila na profundidade de 0,20-0,40 m estimada pela fração argila na profundidade de 0-0,20 m (semivariograma cruzado); AT:0-0,20 = fração areia total na profundidade de 0-0,20 m; AT:0,20-0,40 = fração areia total na profundidade de 0,20-0,40 m; AT:0,20-0,40x0-0,20 = fração areia total estimada pela fração areia total na profundidade de 0-0,20 m (semivariograma cruzado); Esf: modelo esférico; C_0 = efeito pepita; C_0+C = patamar; a = alcance de dependência espacial; R^2 = coeficiente de determinação múltipla do ajuste; GDE = grau de dependência espacial; e CR = coeficiente de correlação entre o valor observado e o estimado pela validação cruzada.

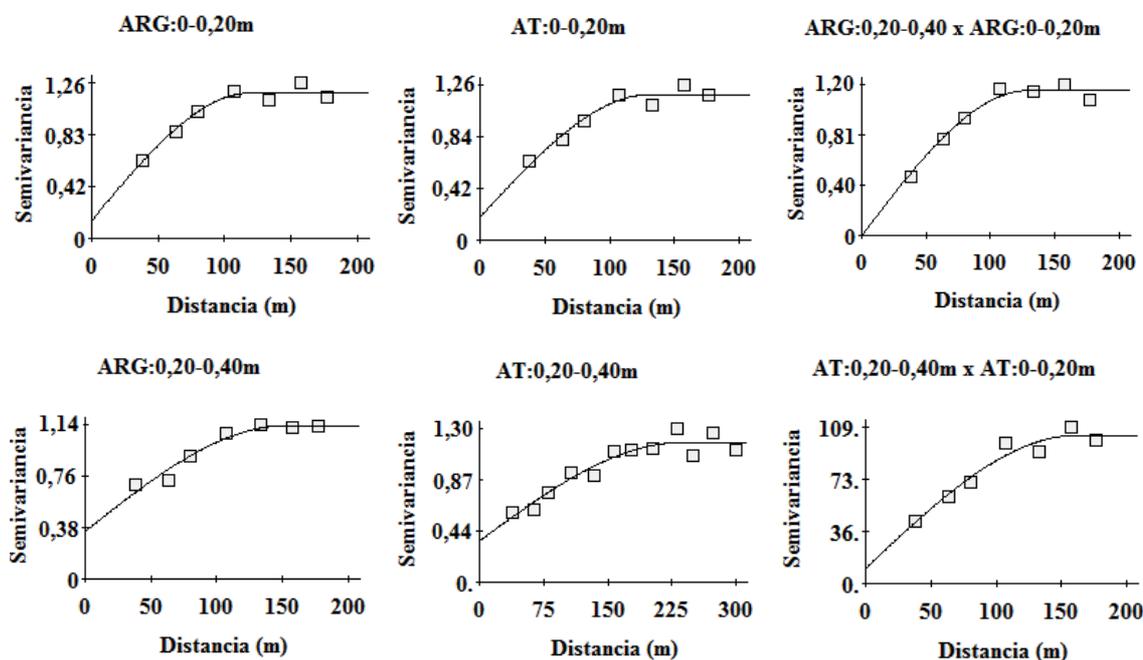


Figura 1 – Semivariogramas teóricos da fração argila (ARG) e areia total (AT) nas profundidades de 0-0,20 m e 0,20-0,40 m e os semivariogramas cruzados.

Figure 1 – Theoretical semivariograms of clay (ARG) and total sand (AT) at depths of 0-0.20 m and 0.20-0.40 m and the cross semivariogram.

3.2.1.2. Cokrigagem

Constatada a correlação entre as frações granulométricas argila e areia total nas duas profundidades, fez-se o semivariograma cruzado, tendo como covariável as mesmas frações na profundidade de 0-0,20 m (Figura 3).

4. DISCUSSÃO

Como o objetivo do estudo se concentrou em comparar métodos de interpolação que consideram a variabilidade espacial, trabalhou-se com as frações argila e areia total, por apresentarem mais que 90,0% presentes nas frações granulométricas do solo em questão.

No box-plot, as frações ARG:0-0,20 m e ARG:0,20-0,40 m apresentaram outliers unilaterial e a AT:0-0,20, bilateral. A fração areia total (AT), na profundidade de 0,20-0,40 m, não apresentou outliers.

As frações argila (ARG) e areia total (AT), nas duas profundidades, apresentaram distribuição normal pelo teste de Kolmogorov-Smirnov ($p < 0,05$), o que comprova os valores de K_s e K_c próximos de zero.

Lima et al. (2009), em um Argissolo Vermelho-Amarelo, encontraram normalidade para as frações granulométricas. No entanto, Lima et al. (2012) encontraram normalidade somente para a fração argila em um Latossolo Vermelho-Amarelo.

A fração AT:0,20-0,40 m apresenta assimetria positiva, com valor médio maior que a mediana, e isso indica concentração de valores abaixo da média. A fração ARG:0,20-0,40 m apresentou distribuição leptocúrtica, com K_c positivo, indicando concentração de dados entorno da média.

Segundo Pimentel-Gomes e Garcia (2002), a variabilidade de um atributo pode ser classificada de acordo com a magnitude do seu coeficiente de variação, que pode ser: (a) baixa ($CV < 10\%$); (b) média ($10\% \leq CV \leq 20\%$); (c) alta ($20\% < CV \leq 30\%$); e (d) muito alta ($CV > 30\%$). Neste estudo, as frações apresentam coeficientes de variação (CVs) médios (entre 10,0% e 20,0%). No geral, esses valores de CVs estão próximos dos encontrados por Lima et al. (2009) em áreas cultivadas com pastagem e com vegetação natural em Argissolo Vermelho-Amarelo e por Lima et al. (2012) em área cultivada com caféiro Conilon em Latossolo Vermelho-Amarelo.

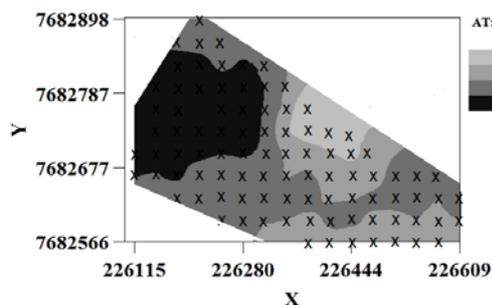
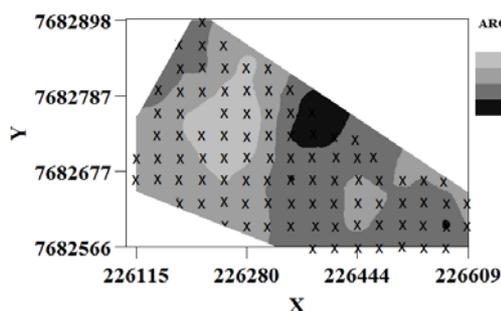
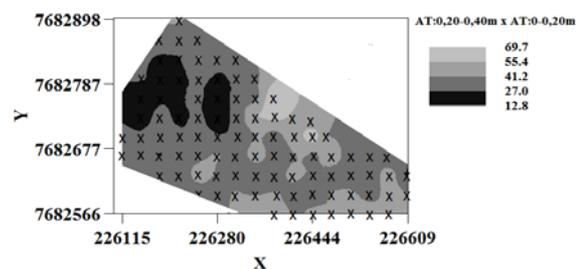
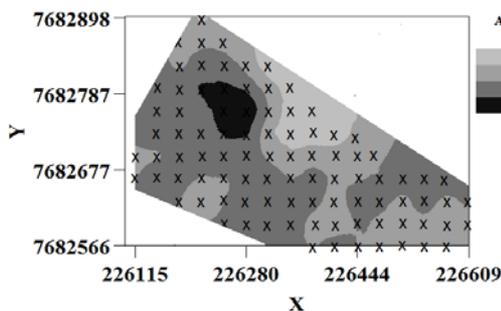
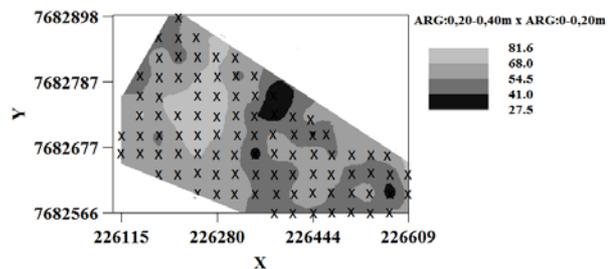
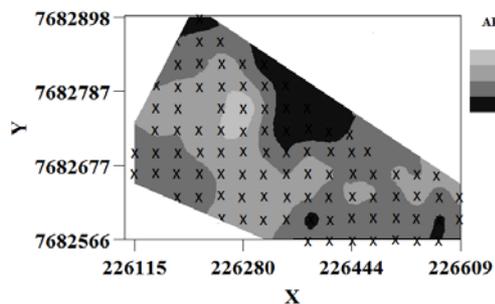


Figura 2 – Mapas de distribuição espacial das frações granulométricas argila (ARG) e areia total (AT), nas duas profundidades, por krigagem.

Figure 2 – Maps of the spatial distribution of the clay (ARG) and total sand size fractions, at the two depths by kriging.

Os maiores CVs encontrados na areia total em relação à argila é muito provável pela influência da posição da paisagem, devido à gênese do solo e

Figura 3 – Mapas da distribuição espacial da fração argila (ARG) e areia total (AT) estimados por cokrigagem.

Figure 3 – Maps of the spatial distribution of the clay (ARG) and total sand (AT) fractions estimated by cokriging.

processos erosivos ou deposicionais, associados ao fluxo de água. Segundo Souza et al. (2004), as frações argila e areia em latossolos são atributos do solo que possuem maior estabilidade, ou seja, modificam-se pouco ao longo do tempo por ação do intemperismo, por isso apresentaram valores de CVs de baixo a médio.

Comparando os valores médios das frações do solo nas duas profundidades, pelo teste de Tukey ($p < 0,05$), verifica-se que os teores de areia total (0,0-0,20 m) e de argila (0,20-0,40 m) são significativamente superiores, como encontrado por Lima et al. (2012) em um Latossolo Vermelho-Amarelo sob cultivo de café Conilon.

As frações granulométricas ARG e AT ajustaram ao modelo esférico. Kitamura et al. (2007) e Lima et al. (2012) também ajustaram o modelo esférico para as frações argila e areia total.

Considerando a análise do semivariograma, na profundidade de 0-0,20 m, as frações areia total (AT) e argila (ARG) apresentam alcances de 130,0 m e 120,0 m, respectivamente, apresentando o mesmo padrão de distribuição espacial, ou seja, ajustes ao modelo

esférico e alcances próximos. Essas mesmas frações, na profundidade de 0,20-0,40 m, exibiram alcances de 236,0 m e 153,0 m, com maior continuidade espacial. Segundo Souza et al. (2004), como esses atributos em latossolos, em profundidade, são estáveis, é comum obter menores continuidades espaciais em maiores profundidades.

Definidos os alcances de dependência espacial, isso quer dizer que amostras separadas por distâncias menores que o alcance são correlacionadas umas com as outras, o que permite realizar interpolações para espaçamentos menores do que o utilizado na amostragem. Segundo Carvalho et al. (2002), o conhecimento do alcance da dependência espacial define-se na distância da independência entre os pontos amostrais. Em caso de nova amostragem na área, nas duas profundidades, para manter a independência, o intervalo de amostragem deve ser duas vezes o alcance encontrado.

Lima et al. (2009) estudaram a distribuição espacial das frações granulométricas em área de pastagem, em um Argissolo Vermelho-Amarelo, encontrando maior concentração de areia total na parte baixa da área e de argila na parte superior. A capacidade de armazenamento de água no solo tem forte relação com as frações granulométricas. Segundo Kitamura et al. (2007), de modo geral os solos com elevados teores de argila possuem faixa mais ampla de umidade, enquanto nos arenosos é bem mais estreita. De acordo com Hanna et al. (1982), a disponibilidade de água é influenciada pela posição topográfica das áreas de amostragens, o que influencia na qualidade do sítio, e o crescimento do eucalipto está relacionado com a disponibilidade de água no solo.

Na análise de correlação de Pearson ($p < 0,05$), as frações ARG:0-0,20 m e ARG:0,20-0,40 m apresentam um coeficiente $r = 0,62$ e a AT:0-0,20 m e AT:0,20-0,40 m, um $r = 0,67$, critério necessário para a aplicação do método de interpolação cokrigagem. Segundo Kitamura et al. (2007), mesmo não existindo evidências de altos coeficientes de correlação, entre duas variáveis, não invalidam a hipótese de existência de semivariograma cruzado entre elas.

Os semivariogramas teóricos e cruzados escalonados, pelas variâncias e covariâncias, respectivamente, nas frações areia total e argila na profundidade de 0-0,20 m, apresentaram forte grau de

dependência espacial ($GDE \leq 25,0\%$). Entretanto, as frações na profundidade de 0,20-0,40 m apresentaram moderada dependência espacial ($25 < GDE \leq 75\%$). Com isso, maior a continuidade do fenômeno, menor a variância da estimativa e maior a confiança no valor estimado (LIMA et al., 2006). As correlações entre os valores observados e os estimados pela validação cruzada utilizando a krigagem ordinária e a cokrigagem foram significativas ($p < 0,05$).

Os semivariogramas cruzados apresentaram correlação espacial positiva para a ARG e a AT entre as duas profundidades, com ajustes ao modelo esférico, obtendo menores alcances de dependência espacial. Verifica-se que a relação do alcance da ARG:0,20-0,40 m é de 1,18 vez maior que o alcance calculado pelo semivariograma cruzado, e para a AT:0,20-0,40 m é de 1,46 vez maior que o calculado pelo semivariograma cruzado. Esses resultados indicam que o método da cokrigagem estima aproximadamente valores no mesmo raio de ação para ARG. Com isso, trabalha-se com o quantitativo de vizinhos próximos ao da krigagem na dependência espacial. No caso da AT, determinaram-se pela cokrigagem valores para locais não amostrados com menor número de vizinhos com dependência espacial, porque o alcance, nesses casos, representa o final ou a distância máxima de dependência espacial entre os atributos nas duas profundidades. Os patamares encontrados nos semivariogramas cruzados correspondem às covariâncias entre as duas variáveis. No entanto, os erros médios (EM) obtidos pelos métodos da krigagem ordinária e pela cokrigagem são baixos, próximos e negativos, indicando que nos dois métodos os valores dos pontos amostrais foram superestimados (Tabela 2).

O conhecimento da distribuição espacial das frações granulométricas do solo, por métodos que consideram a dependência espacial entre as amostras, pode contribuir com precisão na interpretação do comportamento de dados dendrométricos do povoamento de eucalipto, visando definir diferentes unidades de manejo na área do estudo.

Segundo Ortiz (2003), utilizando a estatística clássica e a geoestatística em seu estudo, verificou que atributos físicos do solo, como a estrutura e a textura, mostram ser mais importantes na determinação do potencial produtivo (índice de sítio) do que os atributos químicos. Afirma ainda que, em regiões mais baixas de uma área, menores cotas ocorrem maiores concentrações de areia

total, com maior porosidade e permeabilidade, beneficiando a aeração, penetração e crescimento do sistema radicular, favorecendo a absorção de nutrientes e água pelas raízes do eucalipto.

Bognola et al. (2008), utilizando métodos geoestatístico (krigagem e cokrigagem), produziram mapas de predição de ganho em volume para a espécie *Pinus taeda* L. influenciado pelos teores de argila, resultando em estimativas médias adequadas. Citaram ainda que a característica dendrométrica avaliada no inventário florestal (IMA) apresentou-se estruturada espacialmente. Com esse resultado, sugere-se que, no processamento do inventário florestal, na presença de estrutura de continuidade espacial, as parcelas (unidades amostrais) não devem ser tratadas de forma independente.

Na Figura 2 estão os mapas da distribuição espacial das frações argila e areia total nas duas profundidades pelo método da krigagem ordinária. Para essas frações, verifica-se distribuição espacial inversa, ou seja, região com maior concentração de uma fração indica menor da outra, e vice-versa, como encontrado por Lima et al. (2012) em Latossolo Vermelho-Amarelo. Os mapas na profundidade de 0,20-0,40 m, nas duas frações, apresentam regiões mais contínuas, o que comprova os maiores alcances de dependência espacial obtidos.

Na região à direita dos mapas na profundidade de 0-0,20 m e 0,20-0,40 m, apresentaram-se maiores concentrações de areia total, na parte baixa da área (Figura 2). Esse fato pode estar relacionado com a mudança da pedofoma da área de estudo de convexa para côncava, formando uma zona de deposição. Em profundidade, verifica-se uma variabilidade espacial vertical, ou seja, em 0,20-0,40 m apresenta área maior com baixa concentração em relação à profundidade de 0-0,20 m.

Os mapas da distribuição espacial das frações granulométricas gerados por cokrigagem (Figura 2), quanto à forma, apresentaram similaridades na variabilidade espacial entre os métodos interpoladores.

5. CONCLUSÕES

- As frações argila e areia total nas profundidades de 0-0,20 m e 0,20-0,40 m apresentaram dependência espacial com ajustes dos semivariogramas simples e cruzados ao modelo esférico.

- Os maiores alcances de dependência espacial (153 m e 236 m) foram encontrados na profundidade de 0,20-0,40 m para a fração argila e areia total, respectivamente, pelo semivariograma simples.

- Os atributos estudados variaram espacialmente de forma significativa entre as duas profundidades.

- Os mapas da distribuição espacial por cokrigagem apresentaram alcances menores, comparativamente com os obtidos por krigagem. Mas o erro médio ficou muito próximo entre esses métodos.

6. REFERÊNCIAS

- BOGNOLA, I. A. et al. Modelagem uni e bivariada da variabilidade espacial de rendimento de *Pinus taeda* L. **Floresta**, v.38, n.2, p.373-384. 2008.
- CAMBARDELLA, C. A. et al. Field-scale variability of soil properties in Central Iowa soils. **Soil Science Society America Journal**, v.58, p.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. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, v.37, n.8, p.1151-1159, 2002.
- CORÁ, J. E. et al. Variabilidade espacial de atributos do solo para adoção do sistema de agricultura de precisão na cultura de cana-de-açúcar. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, v.28, n.6, p.1013-1021, 2004.
- EMPRESA BRASILEIRA DE PESQUISA AGROPECUÁRIA - EMBRAPA. Centro de Pesquisas de Solos. **Manual de métodos de análise de solos**. 2.ed. Rio de Janeiro: 1997. 212p.
- HANNA, A. Y.; HARLAN, P. W.; LEWIS, D. T. Soil available water as influenced by landscape position and aspect. **Agronomy Journal**, v.74, p.999-104, 1982.
- ISAAKS, E. H.; SRIVASTAVA, R. M. **Applied geostatistics: introduction to applied geostatistics**. Oxford: University Press, 1989. 561p.

- KITAMURA, A. E.; CARVALHO, M. P.; LIMA, C. G. R. Relação entre a variabilidade espacial das frações granulométricas do solo e a produtividade do feijoeiro sob plantio direto. **Revista Brasileira de Ciências do Solo**, v.31, n.2, p. 361-369, 2007.
- LANDIM, P. M. B.; STURARO, J. R. **Exemplos de aplicação da cokrigagem**. Rio Claro: UNESP, 2002. 17p. (Texto Didático, 9).
- LIMA, J. S. S. et al. Estudo da viabilidade de métodos geoestatísticos na mensuração da variabilidade espacial da dureza da madeira de Paraju (*Manilkara* sp.). **Revista Árvore**, v.30, n.4, p.651-657, 2006.
- LIMA, J. S. S.; OLIVEIRA, R. B.; QUARTEZANI, W. Z. Variabilidade espacial de atributos físicos de um solo sob cultivo de pimenta-do-reino. **Engenharia na Agricultura**, v.15, p. 291-298, 2007.
- LIMA, J. S. S. et al. Variabilidade espacial da textura de um Argissolo Vermelho Amarelo sob cultivo de pastagem e vegetação nativa. **Ciência Rural**, v.39, n.9, p.2634-2637, 2009.
- LIMA, J. S. S. et al. Amostragem e variabilidade espacial de atributos químicos do solo em área de vegetação natural em regeneração. **Revista Árvore**. v.34, n.1, p.127-136. 2010.
- LIMA, J. S. S.; OLIVEIRA, R. B.; SILVA, S. A. Spatial variability of particle size fractions of an Oxisol cultivated with conilon coffee, **Revista Ceres**, v.59, n.6, p.867-872, 2012.
- LIMA, J. S. S.; SOUZA, G. S.; SILVA, S. A. Distribuição espacial da matéria orgânica, grau de flocculação e argila dispersa em água em área de vegetação natural em regeneração e pastagem. **Revista Árvore**, v.37, n.3, p.539-546, 2013.
- ORTIZ, J. L. **Emprego do geoprocessamento no estudo da relação entre potencial produtivo de um povoamento de eucalipto e atributos do solo e do relevo**. 2003. 205f. Dissertação. (Mestrado em Recursos Florestais) – “Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz” – Universidade de São Paulo, Piracicaba, 2003.
- PAULA, R. R. et al. Propriedades Edáficas e Desenvolvimento de Eucalipto em Toposequência na Flona Mário Xavier-RJ. **Floresta e Ambiente**, v.19, n.3, p.344-351, 2012.
- PEREIRA, D. P. **Análise técnica e de custos de povoamento de eucalipto sob preparo manual e mecanizado do solo em área declivosa no Sul do Espírito Santo**. 2010. 130f. Dissertação (Mestrado em Ciências Florestais) – Universidade Federal do Espírito Santo, Jerônimo Monteiro, 2010.
- PIMENTEL-GOMEZ, F.; GARCIA, C. H. **Estatística aplicada a experimentos agrônômicos e florestais: exposição com exemplos e orientações para uso de aplicativos**. Piracicaba, FEALQ, 2002. 309p.
- SOUZA, Z. et al. Variabilidade espacial da textura de um Latossolo Vermelho Eutroférico sob cultivo de cana-de-açúcar. **Engenharia Agrícola**, v.24, n.2, p.309-319, 2004.
- SILVA, S. A. et al. Avaliação de interpoladores estatísticos e determinísticos na estimativa de atributos do solo em agricultura de precisão. **Idesia**, v.26, n.2, p.75-81, 2008.
- SILVA, S. A. et al. Variabilidade espacial do fósforo e das frações granulométricas de um Latossolo Vermelho Amarelo. **Revista Ciência Agrônômica**, v.41, n.1, p.1-8, 2010.
- SILVA, A. F. et al. **Aplicação da geoestatística em ciências agrárias**. Botucatu, FEPAF, 2011. 136p.
- TONINI, H.; SCHNEIDER, P. R.; FINGER, C. A. G. Curvas de índice de sítio para povoamentos clonais de *Eucalyptus saligna* Smith para a depressão central e serra do sudeste, Rio Grande do Sul. **Ciência Florestal**, v.16, n.1, p.27-43, 2006.
- VIOLA, M. R. et al. Métodos de interpolação espacial para o mapeamento da precipitação pluvial. **Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental**, v.14, n.9, p.970-978, 2010.