



UNIVERSIDADE FEDERAL DO ESPÍRITO SANTO
CENTRO DE CIÊNCIAS AGRÁRIAS
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM CIÊNCIAS FLORESTAIS

DIEGO ANTONIO OTTONELLI DE BONA

**VARIABILIDADE ESPACIAL DO DIÂMETRO A ALTURA DO PEITO DO
EUCALIPTO E DAS FRAÇÕES GRANULOMÉTRICAS DO SOLO UTILIZANDO
ANÁLISE MULTIVARIADA E GEOESTATÍSTICA**

JERÔNIMO MONTEIRO – ES

2014

DIEGO ANTONIO OTTONELLI DE BONA

**VARIABILIDADE ESPACIAL DO DIÂMETRO A ALTURA DO PEITO DO
EUCALIPTO E DAS FRAÇÕES GRANULOMÉTRICAS DO SOLO UTILIZANDO
ANÁLISE MULTIVARIADA E GEOESTATÍSTICA**

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Ciências Florestais do Centro de Ciências Agrárias da Universidade Federal do Espírito Santo, como parte das exigências para obtenção do Título de Mestre em Ciências Florestais na Área de Concentração Recursos Florestais.

Orientador: Prof. Dr. Julião Soares de Souza Lima

Coorientador: Prof. Dr. Nilton César Fiedler

JERÔNIMO MONTEIRO – ES

2014

Dados Internacionais de Catalogação-na-publicação (CIP)
(Biblioteca Setorial de Ciências Agrárias, Universidade Federal do Espírito Santo, ES, Brasil)

B697v Bona, Diego Antonio Ottonelli de, 1988-
Variabilidade espacial do diâmetro a altura do peito do eucalipto e das frações granulométricas do solo utilizando análise multivariada e geoestatística / Diego Antonio Ottonelli de Bona. – 2014.
63 f. : il.

Orientador: Julião Soares de Souza Lima.

Coorientador: Nilton César Fiedler.

Dissertação (Mestrado em Ciências Florestais) – Universidade Federal do Espírito Santo, Centro de Ciências Agrárias.

1. Análise de componentes principais. 2. Métodos interpoladores. 3. Florestamento. 4. Propriedades da madeira. I. Lima, Julião Soares de Souza. II. Fiedler, Nilton César. III. Universidade Federal do Espírito Santo. Centro de Ciências Agrárias. IV. Título.

CDU: 630

**VARIABILIDADE ESPACIAL DO DIÂMETRO A ALTURA DO PEITO DO
EUCALIPTO E DAS FRAÇÕES GRANULOMÉTRICAS DO SOLO
UTILIZANDO ANÁLISE MULTIVARIADA E GEOESTATÍSTICA**

Diego Antonio Ottonelli de Bona

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Ciências Florestais do Centro de Ciências Agrárias da Universidade Federal do Espírito Santo, como parte das exigências para obtenção do Título de Mestre em Ciências Florestais na Área de Concentração Ciências Florestais.

Aprovada em 15 de julho de 2014.



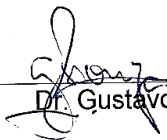
Prof. Dr. Julião Soares de Souza Lima
UFES
Orientador



Prof. Dr. Nilton Cesar Fiedler
UFES
Coorientador



Prof. Dr. Renato Ribeiro Passos
UFES
Examinador Externo



Dr. Gustavo Soares de Souza
Incapex
Examinador Externo

DEDICATÓRIA

Validio Antonio de Bona
e
Jovina Ottonelli de Bona.

a dedico.

AGRADECIMENTOS

Primeiramente a Deus pelo caminho traçado.

Ao meu querido pai *Validio Antonio de Bona* que guiou-me nos caminhos do conhecimento humano sem o uso de palavras demonstrando-me que as atitudes são mais valiosas do que dizeres e a minha querida mãe *Juvina Ottonelli de Bona* que sempre possuiu enciclopédias de motivação.

A meus irmãos *Derlan Ottonelli de Bona* e *Daniela Ottonelli de Bona Muller* pelos incentivos e confiança.

Ao meu orientador Prof. Dr. Julião Soares de Souza Lima pelas grandes ideias, ensinamentos e conhecimentos compartilhados e ao meu coorientador Prof. Dr. Nilton César Fiedler pela concessão da área de estudo e contribuição na realização deste trabalho.

A Universidade Federal do Espírito Santo pela oferta do Programa de Pós-graduação e todo apoio prestado e a Capes pela concessão da bolsa de estudo.

Aos companheiros de república, Diego Armando Silva da Silva (Maradona), Bráulio Pizziolo (Índio), Marcos Lima Pereira (Marcola), Felício Oliveira (Pelegão), Marcelo Dans (Bonvivam), Estevão Giacomini e Fernando Coelho Eugênio pelo apoio e pelas horas de descontração.

Aos amigos vindos dos mais diferentes lugares: Bahia, Espírito Santo, Rio Grande do Sul, Amapá, Acre, Minas Gerais, Mato Grosso, Mato Grosso do Sul, Pará e Moçambique. Meu muito obrigado ao enriquecimento cultural adquirido.

A todas as pessoas que de alguma forma contribuíram para realização deste trabalho.

OBRIGADO!

“Ele é como a árvore plantada na margem das águas correntes: dá fruto na época própria, sua folhagem não murchará jamais. Tudo o que empreende, prospera”. (Salmos 1: 3)

RESUMO

BONA, Diego Antonio Ottonelli. **Variabilidade espacial do diâmetro a altura do peito do eucalipto e das frações granulométricas do solo utilizando análise multivariada e geoestatística**. 2014. Dissertação (Mestrado em Ciências Florestais) – Universidade Federal do Espírito Santo, Jerônimo Monteiro – ES. Orientador: Prof. Dr. Julião Soares de Souza Lima. Coorientador: Prof. Dr. Nilton César Fiedler.

O gênero *Eucalyptus* é o mais cultivado entre as florestas plantadas no Brasil e o sucesso desses plantios florestais está diretamente relacionado com os atributos do solo. Neste sentido, o objetivo deste estudo foi estudar as frações granulométricas de um Latossolo Vermelho Amarelo e o desenvolvimento do eucalipto após três anos de cultivo utilizando as técnicas da análise multivariada e geoestatística. A amostragem de solo foi realizada em uma área de 10,02 hectares, com um total de 94 pontos georreferenciado espaçados a 33x33 metros, sendo determinadas as frações argila e areia total nas profundidades 0-0,20 e 0,20-0,40 m. Posteriormente, após três anos do plantio do eucalipto, em cada ponto amostral, foi medido o Diâmetro à Altura do Peito de cinco árvores gerando um valor médio para cada ponto georreferenciado, os quais foram submetidos a análise da variabilidade espacial. As frações granulométricas foram submetidas a análise de componentes principais e a análise geoestatística. Os dados apresentaram distribuição normal pelo teste de *Kolmogorov-Smirnov* e coeficiente de variação médio para as frações do solo e baixo para o DAP. A primeira componente principal explicou 77,17% da variância dos dados, tendo correlação positiva com a argila e areia total. Ajustou-se o modelo esférico para o DAP, apresentando dependência espacial forte com um alcance de 66 metros. A utilização do semivariograma cruzado para o DAP e a componente principal proporcionou maior continuidade espacial, com um alcance de 168 m. As frações do solo ajustaram-se ao modelo esférico e apresentaram dependência espacial forte, com exceção da fração argila na profundidade de 0,20-0,40 m que apresentou moderado grau de dependência espacial. O eucalipto apresentou maior crescimento em DAP nas áreas com menores cotas de altitude com maiores teores de areia total.

Palavras-chave: Componentes principais. Métodos interpoladores. Florestamento. Propriedades da madeira.

ABSTRACT

BONA, Diego Antonio Ottonelli. **Spatial variability in Diameter at Breast Height of Eucalyptus and Fractions Granulometric in an Oxisol Using Multivariate Analysis and Geostatistics**. 2014. Dissertation (Master's degree on Forest Science) – Federal University of Espírito Santo, Jerônimo Monteiro – ES. Adviser: Prof. Dr. Julião Soares de Souza Lima. Co-adviser: Prof. Dr. Nilton César Fiedler.

Eucalyptus is the most cultivated genus in Brazilian planted forests; the success of these forest plantations is directly related to the soil's characteristics. In this sense, the objective of this study was to evaluate the granulometric fractions of a Red Yellow Latosol and the development of eucalyptus after three years of cultivation under the techniques of multivariate and geostatistical analysis. Soil sampling was conducted in an area of 10.02 hectares, with a total of 94 georeferenced points, placed 33x33 meters apart from each other; full clay and sand fractions in the depths were respectively 0-0.20 and 0.20-0.40 m. Later, three years after the eucalyptus planting, the Diameter at Breast Height (DBH) of five trees was measured in each sample point – this generated a mean value for each georeferenced point, and they were all subjected to special variability analysis. The granulometric fractions were subjected to the analysis of main components and geostatistical analysis. The data showed normal distribution through Kolmogorov-Smirnov Test, an average coefficient of variation for soil fractions, and low coefficient of variation for DBH. The first main component is related to 77.17% of the data variance, with positive correlation with clay and total sand. We adjusted the spherical model for DBH, and found strong special dependence, with a range of 66 meters. The use of cross semivariogram for the DBH and the main component allowed higher special continuity, with a range of 168 m. The soil fractions were adjusted to the spherical model and presented strong special dependency, except for the clay fraction in the depth of 0.20-0.40 m, which presented moderate degree of special dependence. The eucalyptus presented higher growth on DBH in areas with smaller altitude quotas and higher levels of total sand.

Keywords: Main components. Interpolation methods. Forestry. Wood properties.

SUMÁRIO

| | | |
|--------|---|----|
| 1. | INTRODUÇÃO | 10 |
| 2. | REVISÃO DE LITERATURA | 12 |
| 2.1. | A CULTURA DO EUCALIPTO | 12 |
| 2.2. | ANÁLISE ESPACIAL DE DADOS..... | 14 |
| 2.2.1. | Análise espacial de dados florestais | 18 |
| 2.3. | MÉTODOS INTERPOLADORES | 20 |
| 2.3.1. | Krigagem | 21 |
| 2.3.2. | Cokrigagem | 23 |
| 2.4. | ANÁLISE MULTIVARIADA..... | 25 |
| 2.4.1. | Análise de componentes principais | 25 |
| 3. | MATERIAL E MÉTODOS | 28 |
| 3.1. | LOCALIZAÇÃO DA ÁREA DE ESTUDO..... | 28 |
| 3.2. | DADOS DENDROMÉTRICOS | 30 |
| 3.3. | ANÁLISE DOS DADOS..... | 31 |
| 4. | RESULTADOS E DISCUSSÃO | 35 |
| 4.1. | ANÁLISE EXPLORATÓRIA E DESCRITIVA DOS DADOS..... | 35 |
| 4.2. | ANÁLISE MULTIVARIADA | 41 |
| 4.3. | ANÁLISE ESPACIAL DO DAP..... | 42 |
| 4.4. | ANÁLISE ESPACIAL DAS FRAÇÕES GRANULOMÉTRICAS..... | 47 |
| 5. | CONCLUSÕES | 55 |
| 6. | REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS | 56 |

1. INTRODUÇÃO

O gênero *Eucalyptus* possui uma ampla variedade de espécies, sendo a sua grande maioria originária da Austrália. No Brasil, atualmente é o gênero mais cultivado entre as espécies florestais, possuindo uma boa adaptação às condições edafoclimáticas.

No Sul do Espírito Santo, áreas improdutivas que anteriormente eram ocupadas por pastagens degradadas em condições adversas à proteção ambiental e conservação dos solos vem sendo direcionadas ao cultivo do eucalipto como forma de preservação e cobertura do solo e de retorno financeiro ao produtor rural.

Assim, para se obter um desenvolvimento satisfatório nos plantios florestais, o conhecimento da variabilidade espacial horizontal e vertical dos atributos químicos e físicos do solo se torna importante para que se aplique o manejo adequado. Na cultura do eucalipto, a distribuição espacial das variáveis físicas do solo tem sido mais determinante do que as variáveis químicas isoladas, já que a textura do solo, mais precisamente, os teores de argila, silte e areia estão diretamente relacionados com a própria fertilidade, disponibilidade de água, aeração do solo e o crescimento de raízes.

Os estudos sobre solos são muitas vezes realizados com métodos estatísticos univariados que desconsideram a variabilidade e a dependência espacial dos dados, utilizando-se dos valores da média aritmética como referência, podendo elevar ainda mais a dimensão do problema com manejo inadequado na área de interesse.

Neste sentido, ao analisar os atributos químicos ou físicos do solo, deve-se atentar a análise da dependência espacial entre os pontos amostrais. As características encontradas em um ponto amostral diminuem gradativamente à medida que se afasta deste e aproxima-se do ponto vizinho. Os testes geoestatísticos são capazes de relacionar e determinar o grau de dependência espacial entre pontos e entre variáveis, e ainda, estimar dados para locais não amostrados.

O estudo da variabilidade espacial em solos de modo geral, ocasiona em um grande número de pontos amostrais que oneram os processos de análise. A opção para tal seria aliar aos estudos de geoestatística a análise multivariada, respectivamente, a análise de componentes principais (ACP), que por meio da construção de combinações lineares e redução do número dimensional do fenômeno em estudo é capaz de explicar a estrutura da variância de um grupo de variáveis,

tendo por objetivo simplificar o entendimento, visualização e interpretação dos resultados.

Neste sentido, o objetivo deste estudo foi estudar as frações granulométricas de um Latossolo Vermelho Amarelo e o desenvolvimento do eucalipto após três anos de cultivo utilizando as técnicas da análise multivariada e geoestatística.

2. REVISÃO DE LITERATURA

2.1. A CULTURA DO EUCALIPTO

A busca no passado e a escassez nos dias atuais por madeira de espécies nativas fez com que a cultura do eucalipto no Brasil ganhasse um impulso, gerando uma grande atratividade em meio aos plantios florestais devido à capacidade de adaptação de algumas espécies do gênero.

Segundo Sampaio (1957), acredita-se que por entre os anos de 1861 e 1863 o eucalipto tenha sido introduzido no Brasil. De acordo com Andrade (1961) citado por Pereira (2010), na região de Rio Claro – SP, em 1903, foram desenvolvidos os primeiros plantios comerciais. As primeiras sementes foram trazidas por Edmundo Navarro de Andrade com a finalidade de produzir madeira para dormentes, postes e lenha para a Companhia Paulista de Estradas de Ferro. A espécie demonstrando sua versatilidade de uso despertou o interesse e pesquisas desde então, começaram a ser realizadas.

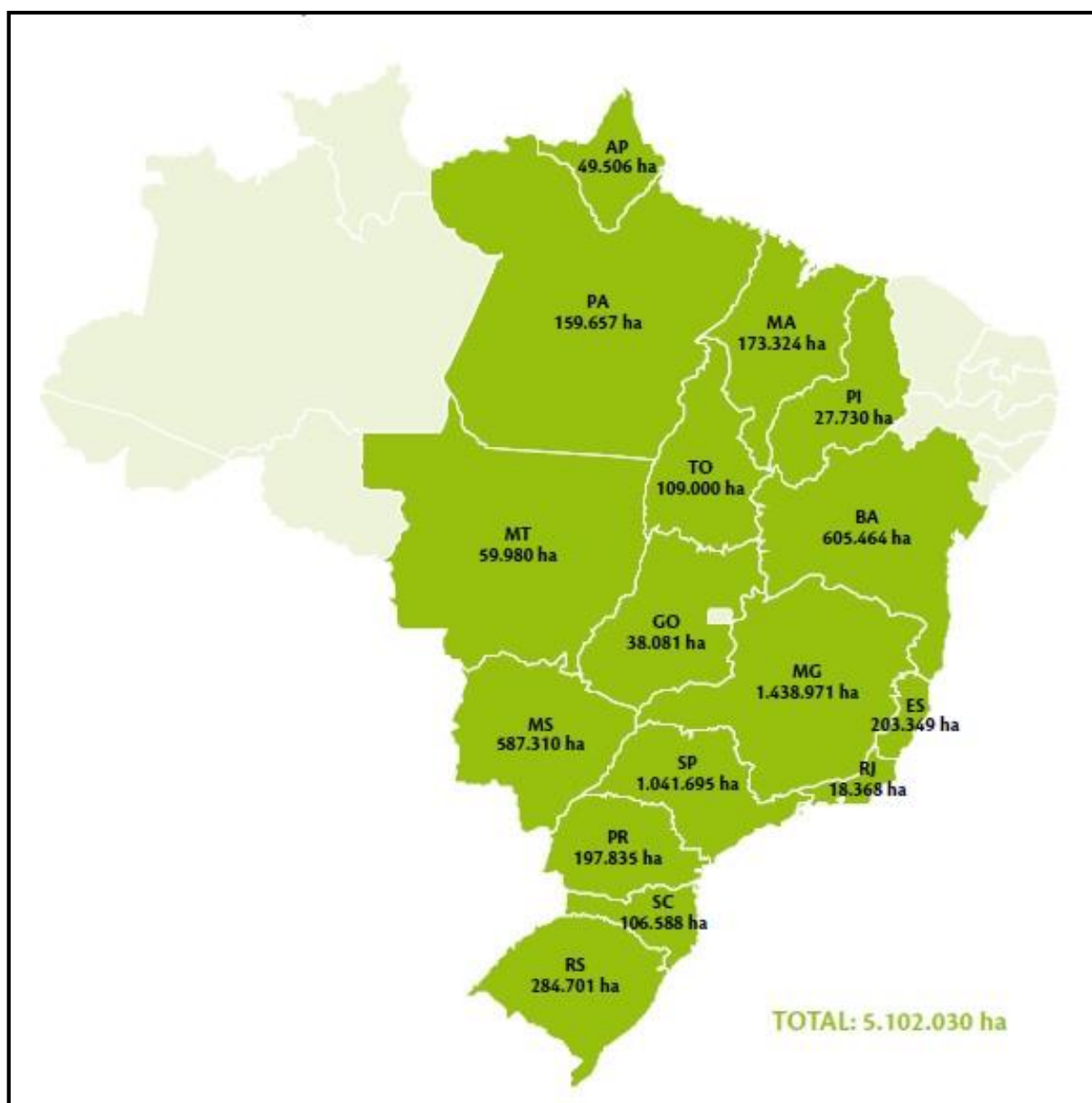
De acordo com Wilcken et al. (2008), a madeira oriunda da cultura do eucalipto pode ser utilizada para energia (lenha e carvão vegetal), postes, mourões, construção civil, móveis, celulose e papel. Das folhas é possível ainda, a extração de óleos essenciais, muito utilizados como aromatizantes de ambientes. As principais espécies plantadas em climas tropicais e subtropicais são o *Eucalyptus grandis*, *Eucalyptus saligna* e *Eucalyptus urophylla* e em regiões de clima temperado, são plantados o *Eucalyptus dunnii* e *Eucalyptus viminalis* (SOCIEDADE BRASILEIRA DE SILVICULTURA, 2008).

Quinto (2013) afirma que a evolução do controle de pragas e doenças, do melhoramento genético, da adubação e da mecanização contribuíram para o crescimento nas áreas de plantio de eucalipto e segundo a ABRAF (2013), o aumento da demanda no segmento de Papel e Celulose foi o principal fator que alavancou esse crescimento. Os plantios de eucalipto no Brasil em 2012 totalizaram uma área correspondente a 5.102.030 hectares, representando crescimento de 4,5% (228.078 hectares) frente ao indicador de 2011.

A região Sudeste do Brasil representa 53% do total da área plantada do país, sendo o estado de Minas Gerais o possuidor da maior área, com 1.438.971 hectares

(Figura 1). Este fato é explicado pelas principais unidades industriais dos segmentos de celulose e papel, painéis de madeira industrializada, siderurgia a carvão vegetal e madeira mecanicamente processada, estarem localizados nessa região do país (ABRAF, 2013).

Figura 1 – Área e distribuição de plantios florestais com *Eucalyptus* nos estados do Brasil, 2012



Fonte: ABRAF (2013).

No estado do Espírito Santo de acordo com a ABRAF (2013), os plantios comerciais de eucalipto em 2012 totalizavam uma área de aproximadamente 203.349 hectares, apresentando uma queda no crescimento se comparado a 2008, quando os plantios atingiram área de 210.410 hectares com 79,6 % desta produção destinada a indústria de celulose e papel.

Neste sentido, um dos fatores do decréscimo dos plantios comerciais no Espírito Santo foi o crescimento dos plantios em outros estados do país. De acordo com a ABRAF (2013), o estado de Tocantins que apresentava 31.920 hectares de eucalipto plantados no ano de 2008 chegou a 2012 com um total de 109.000 hectares e o Mato Grosso do Sul passou de 265.250 hectares para 587.310 hectares, respectivamente. Além disso, os segmentos da indústria brasileira de base florestal associada às florestas plantadas em 2012 registraram crescimento das exportações e do consumo interno, porém, com exceção da celulose, cuja produção foi inferior aos números de 2011. De acordo com Centro de Desenvolvimento do Agronegócio – CEDRAGO (2011), é relativamente recente no Espírito Santo, a utilização de madeira de eucalipto para outros fins, além do uso tradicional para celulose.

O Espírito Santo conta com 30% das terras agricultáveis aptas e com vocação preferencial ao cultivo florestal, sendo este setor, responsável por 25% do PIB do agronegócio do estado, empregando direta e indiretamente 80 mil pessoas, envolvendo em torno de 28 mil propriedades rurais, demonstrando a importância da cultura florestal do eucalipto para o estado (CEDAGRO, 2011).

2.2. ANÁLISE ESPACIAL DE DADOS

Os elementos edafoclimáticos possuem papel fundamental na produção agrícola e florestal e o conhecimento da variabilidade espacial e temporal desses elementos torna-se fundamental, já que, são responsáveis diretos pelo crescimento e desenvolvimento das culturas (PEZZOPANE et al., 2012).

A análise espacial de dados utilizada na agricultura de precisão, vem sendo nos últimos anos, usada também na área florestal, mais precisamente na silvicultura de precisão e leva em consideração a localização das variáveis no espaço geográfico, respeitando que as características de um ponto amostral diminuem à medida que se aproxima de um ponto vizinho. Os procedimentos da estatística clássica univariada

utilizam-se dos valores das médias para explicarem seus resultados, desconsiderando a dependência espacial entre os dados, tendo sua variabilidade considerada ao acaso e aleatória.

Existem várias técnicas para espacializar dados, como por exemplo: o vizinho mais próximo, o inverso da distância elevada a uma potência, a krigagem entre outras (LANDIM, 2003 – citado por PEZZOPANE et al., 2012). De acordo com Leal (2009), para os estudos que envolvam a dependência espacial, o ideal é utilizar-se da geoestatística.

Segundo Yamamoto e Landim (2013), o termo geoestatística surgiu inicialmente com o professor Georges Matheron que inspirado nos trabalhos de H. J. de Wijs e Daniel G. Krige, apresentou nos anos 60 uma série de publicações importantes para o estudo e formalização da Teoria das Variáveis Regionalizadas, o distinguindo como o criador da geoestatística.

A geoestatística tem por objetivo caracterizar espacialmente as variáveis por meio do estudo de sua distribuição e variabilidade espacial, que inicialmente sobre elas, nada ou pouco se sabe (YAMAMOTO; LANDIM, 2013). Ao estudar um fenômeno espacial pouco conhecido torna-se oneroso analisar todo o conjunto de valores, sendo necessário então, realizar uma amostragem. A amostragem é composta por amostras que são subconjuntos de valores do fenômeno em estudo, devendo representar a população dos dados do fenômeno estudado (LEITE, 2007).

A coleta de dados amostrais em geoestatística é baseada em uma amostragem sistemática realizada com base em uma malha regular de pontos igualmente espaçadas com base em uma origem escolhida aleatoriamente. A unidade amostral ou componente aleatória escolhida casualmente, seria as coordenadas geográficas representando a localização no espaço estudado (SANQUETTA et al., 2009; YAMAMOTO; LANDIM, 2013).

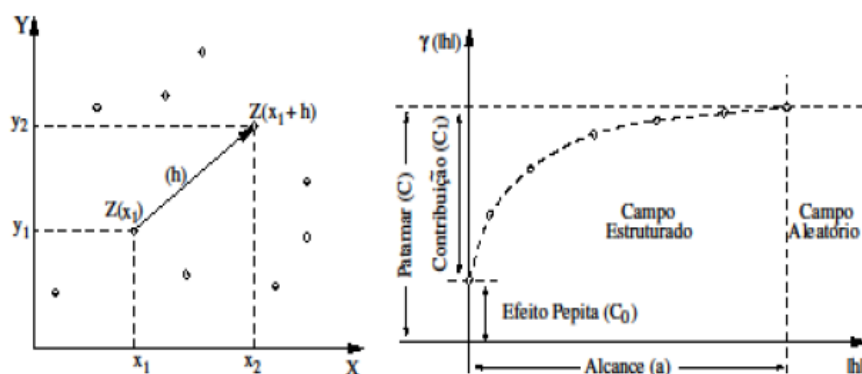
Neste sentido, como os processos de amostragem não são feitos com pontos muito próximos, é necessário o processo de interpolação ou estimativa para pontos não amostrados, que em geral, para geoestatística, são realizados em uma malha regular de pontos para inferir a variabilidade espacial do fenômeno em estudo. A cada ponto podem ser associados π (pesos) que variam de acordo com a localização na área e distância do ponto de origem. Os pontos mais próximos a ao valor a ser estimado possuem maior peso, já que, possuem características mais semelhantes ao ponto a ser estimado.

Segundo Matheron (1971) citado por Yamamoto e Landim (2013), uma variável regionalizada é uma função $f(x)$ do ponto x , mas também é uma função irregular na qual se têm dois aspectos: um é o aleatório, onde não é possível prever as variações de um ponto para o outro e um é estruturado, que reflete as características estruturais do fenômeno regionalizado. Assim, em geoestatística pode-se dizer que, em uma função aleatória $Z(x)$, a variável é representada por Z e (x) a localização geográfica do ponto.

A homogeneidade espacial na prática raramente ocorre, sendo necessária a verificação da distribuição espacial dos dados. Em estatística, a covariância é medida entre duas variáveis (X e Y), e na geoestatística a covariância mede a relação entre valores da mesma variável obtidos em pontos separados por uma distância h . Intuitivamente, é esperado que observações mais próximas geograficamente tenham um comportamento mais semelhante entre si do que aquelas separadas por maiores distâncias. A variância pode mudar também em relação à mudança de direção, sendo chamada de fenômeno espacial anisotrópico e de isotrópico, caso ocorra o contrário (YAMAMOTO; LANDIM, 2013).

A determinação da semivariância entre amostras e da dependência espacial é feita através da análise do semivariograma, que determina até que ponto as variáveis tem dependência espacial entre si e onde elas se tornam independente. De acordo com Landim (2006), o semivariograma mostra a medida do grau de dependência espacial dos dados. Na análise semivariográfica (Figura 2), considera-se os parâmetros de efeito pepita, patamar e alcance para análise dos dados e determinação da dependência espacial.

Figura 2 – Distribuição espacial e parâmetros do semivariograma



Fonte: Camargo; Druck e Câmara (2004).

No semivariograma, o alcance (a) representa a distância dentro da qual as amostras apresentam-se correlacionadas espacialmente. O patamar (C_0+C_1) é o valor da semivariância correspondente a seu alcance (a), ou seja, quando o valor de $\gamma(h)$ torna-se constante. Deste ponto em diante, considera-se que não existe mais dependência espacial entre as amostras, porque a variância da diferença entre pares de amostras ($\text{Var}[Z(x) - Z(x+h)]$) não muda com a distância.

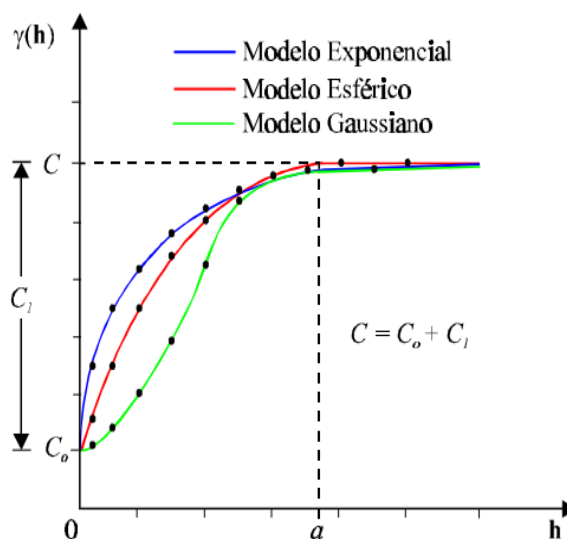
Segundo Guimarães (2004), a utilização de dados amostrais na estimativa da semivariância e na construção do semivariograma, revela que, frequentemente, para $h=0$ a semivariância $\gamma(0)$ difere de zero. Nestes casos, podem ocorrer variações a distâncias menores do que a menor distância de amostragem, podendo estar ligado a erros como os erros de amostragem, erros de análise ou ainda erros de medição e são justificativas dessa descontinuidade na origem. Quando $\gamma(0) \neq 0$, surge um novo termo no semivariograma chamado de efeito pepita (C_0).

Com a montagem do gráfico do semivariograma experimental, torna-se necessário a determinação do modelo de correlação espacial que segundo Yamamoto e Landim (2013), é feito com o ajuste a um modelo teórico calculando os pontos amostrais. Esse modelo teórico permite determinar o comportamento espacial do atributo estudado.

O procedimento de ajuste não é direto e automático, mas sim interativo e depende da experiência do intérprete. Nesse processo, faz-se um primeiro ajuste e verifica a adequação do modelo teórico. Dependendo do ajuste obtido, pode-se ou não redefinir o modelo, até obter um ajuste que seja considerado satisfatório (CAMARGO, 1998).

Os modelos de ajustes dos semivariogramas variam entre os com patamar e os sem patamar. Os modelos do primeiro tipo atingem o patamar, já os do segundo tipo, são utilizados para modelar fenômenos que possuem capacidade imensurável de dispersão. Os modelos transitivos com patamar mais comuns que podem explicar a variabilidade da maioria dos fenômenos espaciais são o esférico, exponencial e o gaussiano (Figura 3).

Figura 3 – Representação gráfica do semivariograma experimental e modelos teóricos



Fonte: Camargo (1998).

O semivariograma tem a capacidade de explicar a variabilidade dos dados por meio do ajuste ao modelo teórico, mostrando que a medida que os pontos começam afastar-se do ponto de origem a semivariância tende a aumentar até estabilizar-se e os dados serem tratados como independentes. Nos estudos que apresentem variabilidade espacial, no caso dos solos, seriam necessários, segundo Bolfe e Gomes (2007) um grande número de amostras, o que poderia inviabilizar o estudo pela elevação dos custos nos procedimentos de coleta e análise. Mas, para Carvalho, Silveira e Vieira (2002) e Bognola et al. (2008), métodos geoestatísticos podem interpolar pontos em qualquer posição do campo de estudo apresentando propriedades ótimas de estimação a partir de dados pré-estabelecidos.

Neste sentido, a geoestatística demonstra a importância em estudos que envolvam a análise espacial de dados nas mais diversas áreas do conhecimento, sendo relevante, destacar a evolução na área florestal, onde os atributos do solo influenciam diretamente na produção final.

2.2.1. Análise espacial de dados florestais

A análise espacial de dados com o uso da geoestatística é bastante aplicada na Geologia e Ciência do Solo, mais nada impede que seja utilizada em outras áreas

da ciência, tais como: dendrometria, mapeamentos fitossanitários de doenças e estudos ecológicos (MELLO, 2004; SCHLUP; WAGNER, 2008).

A utilização da geoestatística na área florestal tem crescido e se tornado um forte aliado quando se busca precisão de resultados e redução de custos. Bognola et al. (2008) ressaltam que todo empreendimento florestal deseja precisão e redução de custos e para Lima, Souza e Silva (2010), o entendimento da variabilidade espacial de atributos do solo relacionados com as plantas nas diferentes ocupações do solo dão uma maior precisão e otimização dos recursos e redução dos custos.

Mello (2004) observou que características dendrométricas mensuradas no inventário florestal, por meio de dois procedimentos de amostragem, apresentaram-se estruturadas espacialmente. Este fato revelou que independente do procedimento de amostragem, a dependência espacial se manifestou. Ortiz et al. (2006) analisaram a variabilidade espacial do potencial produtivo de um talhão com clones de *Eucalyptus grandis*, avaliando o índice de sítio relacionado com os atributos do solo e relevo, concluindo que os atributos físicos, mais precisamente estrutura e textura foram mais importantes na determinação do potencial produtivo do que atributos químicos.

Estudando através de dados operacionais de inventário florestal, a variabilidade espacial da produtividade e da qualidade de plantações florestais comerciais, Alvares et al. (2009), concluíram que para o Incremento Médio Anual (IMA) o alcance de dependência espacial, foi marcadamente crescente, evidenciando, com o avanço da idade, o aumento da homogeneização entre as parcelas do inventário.

Santos et al. (2011), com o objetivo de determinar o tamanho adequado de amostra para estimar o volume de fustes de espécies florestais de uma população de árvores a serem cortadas no sistema de manejo florestal, concluíram que os métodos podem ser utilizados. Entretanto, segundo os autores, o método da krigagem apresentou um efeito de suavização, tendo como consequência uma subestimação dos volumes calculados, necessitando neste caso, um fator de correção para minimizar o efeito da suavização.

Estudando a variabilidade espacial da resistência do solo à penetração (RSP) em seções transversais à trilha de tráfego, antes e depois da colheita, em povoamento de eucalipto, Lima et al. (2008), utilizaram a como interpolador a krigagem ordinária e concluíram que a RSP apresentou ajuste do modelo esférico para antes do tráfego e depois do corte. Isso indica que os semivariogramas explicaram a maior parte da variância dos dados experimentais. Depois do arraste, ajustou-se o modelo linear para

os dados da RSP. Nesse caso, indicou-se independência dos dados na seção estudada, mostrando que a profundidade da malha ou a distância entre as leituras foi insuficiente para estudar a variabilidade espacial da RSP nessa situação.

Comparando uma área de vegetação natural (VN) e uma área de pastagem (PA), Lima, Souza e Silva (2010), concluíram que os atributos do solo apresentaram dependência espacial. Porém, para os atributos Macroporosidade (MaP) e resistência a Penetração (RP) na área sob PA, e MaP, na área sob VN, apresentaram efeito pepita puro (EPP), ou seja, ausência de dependência espacial.

Utilizando a geoestatística para tentar descobrir a distribuição espacial do amarelecimento fatal do dendezeiro no nordeste paraense, Sales (2011), concluiu que a doença acontece de forma agregada no campo.

Assim, o uso da geoestatística e de métodos interpoladores que englobem o estudo da dependência espacial de dados, tornam-se de extrema importância para a agilidade, precisão e redução de custos no que se pretende pesquisar.

2.3. MÉTODOS DE INTERPOLAÇÃO

As inferências espaciais iniciam-se com uma amostragem, ou seja, não se trabalha com a população total dos dados e espera-se que as amostras sejam representativas da população dos dados de interesse. Sendo assim, para entender melhor o comportamento espacial e ilustrar a variabilidade torna-se necessário utilizar-se de métodos interpoladores para estimar valores para locais não amostrados por meio de pontos amostrados.

Segundo Carvalho Silveira e Vieira (2002) e Bognola et al. (2008), métodos interpoladores geoestatísticos univariados e multivariados como os de krigagem e cokrigagem apresentam propriedades ótimas de estimação a partir de dados pré-estabelecidos. De acordo com Yamamoto e Landim (2013), os interpoladores geoestatísticos, em geral, são superiores aos demais métodos de interpolação numérica, pois fazem uso da função variograma, que não é simplesmente uma função da distância entre pontos, mas depende da existência ou não do efeito pepita, da amplitude e da presença de anisotropia.

Objetivando comparar a eficiência da interpolação de dados regionalizados por meio da krigagem ordinária e do inverso do quadrado da distância na estimativa de

atributos químicos em um Argissolo Vermelho Amarelo, Souza et al. (2010), concluíram que os métodos de interpolação utilizados não apresentaram diferenças significativas para nenhum dos atributos químicos em estudo, no entanto, observou-se diferença visual nos mapas interpolados pelos dois métodos, principalmente para a Soma de Base (SB), indicando uma maior variabilidade do mapa gerado pelo inverso do quadrado da distância, o que pode resultar em maiores erros na estimativa.

Sendo assim, a estimativa geoestatística objetiva modelar a distribuição e variabilidade espacial do fenômeno espacial estudado, tornando-se importante o conhecimento dos métodos interpoladores krigagem e cokrigagem.

2.3.1. Krigagem

A krigagem é um conjunto de técnicas geoestatística usada para estimar e interpolar dados de variáveis distribuídas no espaço por meio de amostras vizinhas que apresentem correlação espacial, podendo estimar valores para qualquer posição dentro do campo de estudo (SILVA et al., 2011a; PEZZOPANE et al., 2012; YAMAMOTO; LANDIM 2013).

A distribuição de pesos entre as amostras é o que difere a krigagem dos outros métodos. Os pesos são atribuídos de acordo com a variabilidade espacial expressa no semivariograma, considerando a distância dos vizinhos ao ponto a ser estimado e a distância entre os mesmos, influenciando assim, na distribuição (CAMARGO; SENTELHAS, 1997; VIEIRA, 1998; LANDIM, 2006). Além disso, a krigagem é um método não tendencioso, onde considera-se que a diferença entre os valores estimados e medidos deve ser nula $E\{z^*(t_0)-z(t_0)}=0$; a soma dos pesos igual a 1 $\sum \lambda_i=1$; e a variância da estimativa deve ser mínima $Var[z^*(t_0)-z(t_0)]=\text{mínimo}$ (FIETZ, 1988; WEBSTER; OLIVER, 1990; GUIMARÃES, 2004).

O semivariograma é uma ferramenta de suporte as técnicas da krigagem que permite verificar a dependência espacial por meio da medida da variabilidade dos dados separados por uma distância h . A função semivariograma é dada pela equação a seguir:

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

Em que: $N(h)$ é o número de pares de valores $[Z(x_i), Z(x_i+h)]$ separados por um vetor h ; $Z(x_i)$ é o valor determinado em cada ponto de leitura; e $Z(x_i+h)$ é o valor medido num ponto, mais uma distância h .

Segundo Camargo, Druck e Câmara (2004), para que o semivariograma tenha características próximas a ideal, as observações mais próximas geograficamente devem possuir um comportamento mais semelhante entre si do que aquelas separadas por maiores distâncias. Assim, o valor de $Z(x_i)-Z(x_i+h)$ deve aumentar a medida que a distância aumenta, chegando a estabilização, onde os pontos são tratados como independentes.

Neste sentido, a fim de exemplificação da distribuição dos pesos, de acordo com Guimarães (2004), consideremos que o semivariograma já tenha sido determinado e na aplicação da krigagem assume-se que sejam conhecidas as realizações $z(t_1), z(t_2), \dots, z(t_n)$ da variável $Z(t)$, nos locais t_1, t_2, \dots, t_n ; e que o interesse seja estimar um valor de z^* em um local na posição t_0 .

O valor estimado $z^*(t_0)$ é dado por:

$$z^*(t_0) = \sum_{i=1}^n \lambda_i z(t_i)$$

Em que: n é o número de amostras de $Z(t)$ envolvidas na estimativa de $z^*(t_0)$; e λ_i são os pesos associados a cada valor medido, $z(t_i)$.

Existindo dependência espacial, os pesos λ_i variam de acordo com a distância entre o ponto a ser estimado $z^*(t_0)$ e os valores dos pontos vizinhos $z(t_i)$ envolvidos nas estimativas. Caso não ocorra dependência espacial, então temos $\lambda_i = 1/n$, ou seja, a média aritmética simples.

Alguns estudos foram realizados com sucesso utilizando o interpolador geoestatístico krigagem. Zucoloto et al. (2009) utilizaram a krigagem indicativa como interpolador para mapear e diagnosticar a incidência do Mal-do-Panamá em um plantio de bananeira Prata Anã. Mello et al. (2003) para interpolação dos parâmetros da equação de chuvas intensas utilizou como interpoladores o inverso do quadrado

da distância e a krigagem, constatando que ambos os métodos apresentaram boa precisão, mas a krigagem produziu menores erros médios, demonstrando sua importância.

2.3.2. Cokrigagem

No estudo de um fenômeno espacial além do que pode ser feito, como discutido no tópico anterior, pode-se também avaliar duas variáveis simultaneamente por meio da geoestatística multivariada, mais precisamente, pelo método da cokrigagem.

A cokrigagem é uma extensão multivariada da krigagem, segundo o qual diversas variáveis regionalizadas podem ser estimadas em conjunto, com base na correlação espacial entre si. Uma vez que exista a dependência espacial para cada uma das variáveis Z_1 e Z_2 , e que também exista dependência espacial entre Z_1 e Z_2 , então, é possível utilizar a cokrigagem para estimar valores para locais não amostrados (VIEIRA, 2000).

A correlação entre as variáveis pode ser calculada por meio do coeficiente de correlação para cada conjunto de n amostras. Mas, podemos generalizar este quadro de correlações entre as diferentes variáveis e calcular a correlação entre variável $Z_1(x)$ e a variável $Z_2(x+h)$, onde para cada local amostrado, obtém-se um vetor de valores em lugar de um único valor (GUIMARAES, 2004; VIEIRA, 2000; YAMAMOTO; LANDIM, 2013).

Segundo Yamamoto e Landim (2013), há uma frequência do uso da cokrigagem em variáveis primárias e secundárias. As variáveis primárias são as de interesse da pesquisa, porém, as variáveis secundárias são aquelas que podem ser usadas para melhorar a estimativa. Então, quando a variável primária exibe uma baixa autocorrelação espacial e o objetivo é melhorar a estimativa, ou as variáveis secundárias apresentem uma alta continuidade, costuma-se utilizar o método da cokrigagem para realizar uma correlação cruzada entre variáveis.

A análise da correlação cruzada pelo método da cokrigagem é dado pelo semivariograma cruzado expresso na equação a seguir (SOARES, 2006).

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

Em que: $\gamma_{1,2}(h)$ é o semivariograma cruzado entre a variável primária e a secundária; $Z_1(x_i)$ e $Z_2(x_i)$ são os valores da variável primária e secundária no ponto x_i ; $Z_1(x_i+h)$ e $Z_2(x_i+h)$ são os valores da variável primária e secundária no ponto x_i adicionado de uma distância h ; e N é o número de pares de pontos formados para uma dada distância h .

A cokrigagem tem sido utilizada em estudos correlacionando atributos do solo com o desenvolvimento das plantas. Silva et al. (2010) ao estudarem a fertilidade de um Latossolo Vermelho Amarelo húmico sob cultivo de café arábica por meio de geoestatística utilizando a técnica da cokrigagem, observaram a correlação espacial entre atributos químicos do solo e as frações granulométricas, construindo mapas temáticos com precisão. Costa e Lima (2011) avaliando a distribuição espacial do cálcio baseado no pH em um Latossolo cultivado com café conilon chegaram à conclusão que os atributos Cálcio (Ca) e pH apresentaram alta correlação e dependência espacial na área, mostrando que a técnica de cokrigagem é um método de interpolação eficiente para estimar com precisão a distribuição espacial de Ca.

Em estudo sobre horizontes de solo Knotters, Brus e Voshaar (1995), utilizaram dois métodos, a krigagem e a cokrigagem, comparando-os com a regressão. No processo de estimação foi utilizada como variável principal a condutividade elétrica do solo e como variável secundária a menor distância até a margem do rio. A krigagem produziu melhores resultados que a cokrigagem e esta produziu melhores resultados que a regressão, porém, para a cokrigagem o número de pontos utilizados foi de 153 e para a krigagem foi de 350 demonstrando assim, sua melhor eficiência.

Estudando por meio do método geoestatístico cokrigagem, Silva et al. (2010), avaliaram os níveis de fósforo no solo utilizando as frações granulométricas como variável auxiliar e chegaram à conclusão que em áreas com maior teor de argila, a disponibilidade de fósforo (P) é menor.

Neste sentido, considerando a capacidade e precisão dos métodos interpoladores geoestatísticos é perceptível a sua importância para estudos que envolvam a análise da variabilidade espacial de dados na área florestal.

2.4. ANÁLISE MULTIVARIADA

A análise estatística clássica de variáveis se dispõe nos métodos univariados que analisam as variáveis de maneira isolada e os métodos multivariados consistem em um conjunto de métodos utilizados em situações nas quais inúmeras variáveis são medidas simultaneamente, ou seja, qualquer procedimento estatístico que analise mais de duas variáveis ao mesmo tempo, pode ser considerado uma análise multivariada (VICINI, 2005).

Em geral, as variáveis são correlacionadas entre si e muitas técnicas multivariadas são extensões de análises univariadas (análise da distribuição de uma única variável) e análise bivariada (classificação cruzada, correlação, análise de variância e regressão simples), assim, a análise multivariada é um meio de realizar em uma única análise aquilo que exigiria múltiplas análises ao se utilizar métodos univariados (MINGOTI, 2005).

Neste sentido, a análise de componentes principais (ACP) é uma das técnicas multivariadas que podem ser utilizadas como importante ferramenta na análise de um grande número de variáveis.

2.4.1. Análise de componentes principais

A análise de componentes principais foi introduzida por *Karl Person* em 1901 e o principal objetivo é explicar a estrutura de variância e covariância de um vetor aleatório composto de p -variáveis aleatórias por meio de combinações lineares das variáveis originais.

A ACP pode ser realizada com base na matriz de covariância S ou de correlação R . Em uma matriz original de dados, cada sítio tem um valor para cada variável e na ACP cada sítio tem um valor para cada componente. Essas componentes podem ser vistas como “supervariáveis”, construídos pela combinação da correlação entre as variáveis (KENT; COKER, 1992). O conjunto de p -variáveis originais é transformado em k -componentes principais, que são combinações lineares e são não correlacionados entre si, reduzindo assim, o número de variáveis a serem avaliadas com a menor perda de informação possível (MINGOTI, 2005).

A escolha de quantos componentes principais deve-se selecionar não é uma decisão estatística, pois não existe um modelo estatístico com algum termo representando o erro aleatório. De modo geral, para interpretar os dados com sucesso, basta escolher os primeiros componentes com os maiores autovalores e com porcentagem de variância explicada igual ou superior a 70% (REGAZZI, 2010; CRUZ; REGAZZI; CARNEIRO 2012).

Segundo Silva et al. (2010), diversos trabalhos têm mostrado as potencialidades do uso da análise multivariada para o estudo de variáveis do solo. Bognola et al. (2011) evidenciam a importância de se aliar técnicas de estatísticas multivariadas com geoestatística e geoprocessamento na definição de “Unidades de Manejo” para o pinus. BUENO et al. (2010), utilizaram esta técnica para discriminação do risco de erosão sob irrigação considerando as condições de relevo.

Silva, Lima e Bottega (2011) utilizaram a análise de componentes principais para estudar a variabilidade espacial da precipitação no estado do Espírito Santo, usando como critério de seleção dos componentes, os maiores autovalores, concluindo que a CP1 com autovalor (1,83) explicou 60,93% dos dados contra a CP2 que explicou apenas 27,21% com autovalor de 0,82 respectivamente.

Analisando a variabilidade espacial da fertilidade de um Latossolo Vermelho Distrófico húmico cultivado com café arábica, utilizando conjuntamente, análise de componentes principais, análise de agrupamento e geoestatística, Silva e Lima (2012a), na análise de componentes principais, geraram sete componentes principais que explicaram cumulativamente 79,81% da variância dos dados, sendo as duas primeiras componentes selecionadas para o estudo, representando 38,14% e 22,01% dos dados, respectivamente.

Bertossi et al. (2013) avaliaram a qualidade das águas superficiais e subterrâneas em microbacias hidrográficas caracterizadas por diferentes coberturas do solo: pastagem, floresta e cafeeiro com o uso da ACP e concluíram que a primeira e a segunda componente explicaram, respectivamente, 61,95% e 29,25% da variância total dos dados. Andrade et al. (2005), trabalhando com água superficiais e subterrâneas encontraram resultados semelhantes e Andrade et al. (2007) ao utilizarem a ACP, selecionaram quatro componentes indicadoras da qualidade das águas superficiais estudadas, que juntas explicaram 82,1% da variância total.

No estado do Amapá, Melém Júnior et al. (2008), utilizaram análise de componentes principais para agrupar os municípios quanto à similaridade dos

atributos químicos do solo, selecionando as duas primeiras componentes principais que juntas explicaram 70% da variância dos dados, sendo a primeira componente representativa de 46% e a segunda 24% da variância.

Gonçalves et al. (2013) caracterizando as propriedades químicas e físicas dos solos em duas topossequências derivadas de rochas basálticas no Estado do Paraná objetivando identificar as relações entre os seus atributos: relevo e material de origem, concluíram que os dois primeiros eixos explicaram 57% da variabilidade total dos dados, sendo, 40% e 17% da primeira e da segunda componente principal, respectivamente.

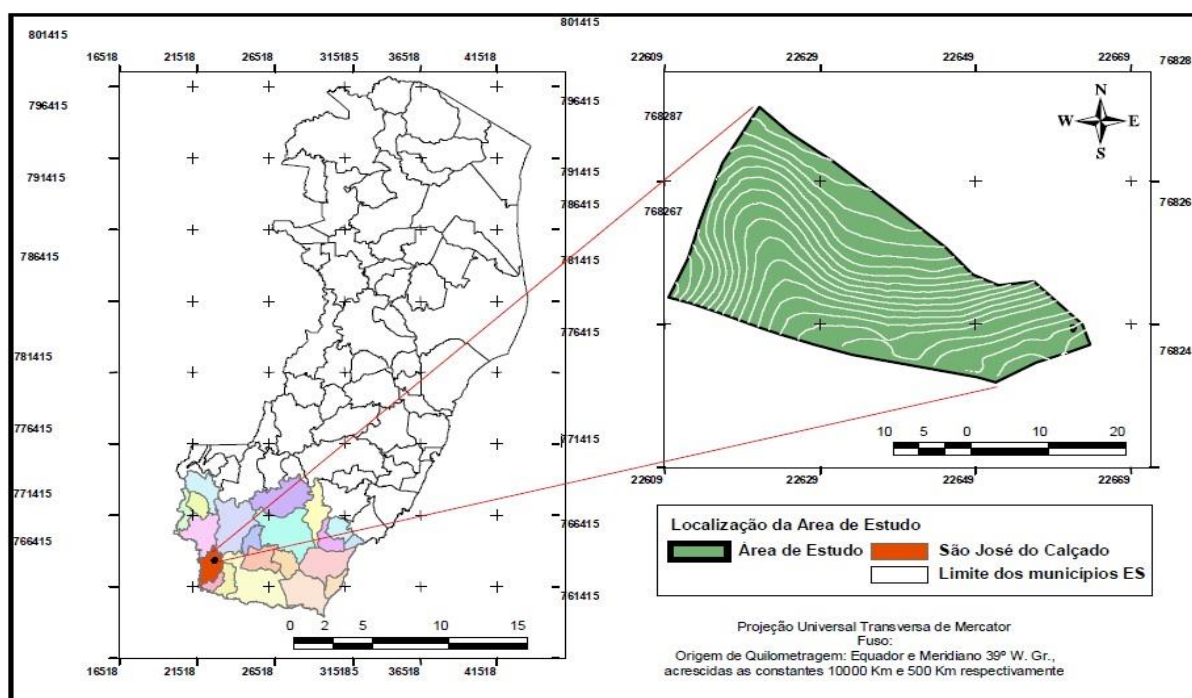
A análise multivariada de acordo com o contexto acima citado, demonstra a importância e a precisão da análise de componentes principais na redução da dimensionalidade do número de variáveis analisadas simultaneamente, facilitando assim, a pesquisa do fenômeno de interesse.

3. MATERIAL E MÉTODOS

3.1. CARACTERIZAÇÃO DA ÁREA DE ESTUDO

A pesquisa foi realizada em uma propriedade rural localizada no município de São José do Calçado, Sul do Estado do Espírito Santo (Figura 4) situada entre as coordenadas UTM (Universal Transverse Mercator - DATUM WGS 84 FUSO 24S) Norte: 7.682.793,845 m; Sul: 7.682.564,753 m; Leste: 226.112,751 m; Oeste: 226.620,572 m, com altitude variando de 577,35 e 708,96 m (PEREIRA, 2010).

Figura 4 – Localização da área de estudo no município de São José do Calçado – ES.



Fonte: Pereira (2010).

A propriedade rural possui atualmente uma área de 17,62 ha de fomento florestal da Empresa Fibria Celulose S.A. para fins de produção de celulose, tendo plantado o clone do híbrido *Eucalyptus urograndis* procedente das espécies *Eucalyptus grandis* W. Hill ex. Maiden x *Eucalyptus urophylla* S.T. Blake, a um espaçamento 3x3 m.

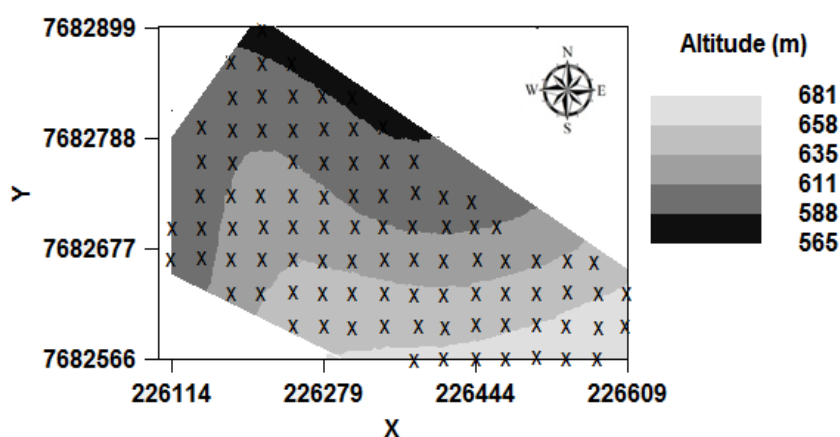
A área está na metade oeste do sul do Espírito Santo e possui temperaturas amenas, acidentadas, com transição chuvosa/seca, apresentando entre 60 e 90 dias

secos por ano e precipitação ultrapassando os 1.000 mm anualmente. A vegetação pertence ao domínio da Mata Atlântica, na Floresta Ombrófila Densa Atlântica formação Mata de encosta.

O relevo da área varia de suavemente ondulado a montanhoso e o solo é um Latossolo Vermelho Amarelo (LVA) de acordo com Lani (2008). Segundo Santos et al. (2013a), o LVA, é caracterizado por apresentar cores vermelho-amareladas e amarelo-avermelhadas com médios teores de ferro. Possui um horizonte A moderado com baixos teores de nutrientes e muito rico em alumínio. As argilas desses solos são de baixa atividade, o que os tornam mais pobres em nutrientes.

O local respectivo ao estudo engloba 10,02 ha e uma primeira marcação de pontos foi realizada no ano de 2008 quando a área era constituída de capim-braquiária (*Brachiaria brizantha* Hochst Stapf.) e capim-gordura (*Melinis minutiflora* P. Beauv.) que posteriormente foi substituída pelo plantio do eucalipto. Com auxílio de um GPS geodésico GTR-1 da TechGeo e o GPSmap 60CSx da Garmin, foi instalada uma malha regular de 33x33 m totalizando 94 pontos amostrais (Figura 5) obtendo-se destes pontos as coordenadas UTM e as cotas de altitude.

Figura 5 – Altitude e localização dos pontos amostrais na área de estudo, São José do Calçado, Sul do ES.



Fonte: O autor.

A amostragem do solo foi realizada em cada ponto amostral no ano de 2008 (Figura 5), antes do plantio do eucalipto para as profundidades de 0-0,20 m e 0,20-0,40 m com o auxílio de um trado holandês. De acordo com Embrapa (1997), o solo foi seco ao ar e passado em peneira de 2 mm, constituindo a terra fina seca ao ar

(TFSA) e posteriormente, as frações granulométricas percentuais areia total (AT) e argila (ARG) foram obtidas pelo método da pipeta, utilizando o dispersante NaOH (0,1M). As análises das frações granulométricas foram realizadas no Laboratório de Solos e Recursos Hídricos do Departamento de Ciências Florestais e da Madeira do centro de Ciências Agrárias da Universidade Federal do Espírito Santo.

Posteriormente, implantou-se a cultura do eucalipto utilizando dois sistemas de cultivo, sendo um manual nas áreas mais declivosas e outro mecanizado, onde o declive apresentou-se suavemente ondulado. O preparo manual do solo consistiu-se no coveamento com enxadão para o transplântio das mudas, enquanto no preparo mecanizado foi utilizado um subsolador-adubador de haste única, lisa e de formato parabólico adaptado para o rompimento das camadas compactadas do solo em torno de 50 cm de profundidade e forma de sulco. Foi realizada uma aplicação simultânea de fosfato natural reativo em ambos os plantios.

3.2. DADOS DENDROMÉTRICOS

A Circunferência à Altura do Peito (CAP) foi obtida no ano de 2011 quando o plantio se encontrava com três anos de idade. A cada ponto amostral (Figura 5) foi medido as quatro árvores vizinhas em um raio de 3 m mais a árvore do ponto amostral georreferenciado, totalizando cinco árvores, gerando a média do ponto amostral. Desta forma, utilizou-se o valor médio como valor do ponto central para cada ponto amostral. Com os valores da CAP calculou-se o valor do DAP por meio da equação 1.

$$DAP_i = \frac{CAP_i}{\pi} \quad (1)$$

em que:

DAP_i= diâmetro à altura do peito (cm);

CAP_i= Circunferência à Altura do Peito (cm);

π= pi (3,14159265).

3.3. ANÁLISE DOS DADOS

Uma análise descritiva dos dados foi realizada para determinação da média, mediana, desvio padrão, valores mínimos e máximos, coeficiente de variação, assimetria e curtose, teste *Kolmogorov-Smirnov* ($p < 0,05$) para verificação da normalidade dos dados e um teste de *Tukey* ($p < 0,05$) para as profundidades 0-0,20 m e 0,20-0,40 m das frações granulométricas ARG e AT e também para o DAP comparando a área do plantio mecanizado e o manual. Foi realizada uma análise de *outliers* para verificar a presença de pontos discrepantes.

Para realizar a análise multivariada, procedeu-se à elaboração de uma matriz X , em que cada variável x_{ij} representa a i -ésima frações granulométricas de ARG (nas profundidades 0-0,20 m e 0,20-0,40 m) e AT (nas profundidades 0-0,20 m e 0,20-0,40 m), no j -ésimo ponto amostral, sendo essa matriz utilizada como *input* nas análises de componentes principais.

A análise de componentes principais foi aplicada visando reduzir a dimensionalidade do conjunto original das variáveis, com menor perda de informação possível, ou seja, a informação contida em p -variáveis originais foi substituída pela informação contida em k ($k < p$) componentes principais não correlacionadas, sendo a estrutura de interdependência dessas variáveis representada pela matriz de correlação R .

Consideraram as componentes principais associados a autovalores > 1 , desconsiderando assim, as componentes de menor importância que possuem a variância inferior a variância média das variáveis originais, de acordo com Johnson e Wichern (2002). A escolha das variáveis a serem utilizadas baseou-se no índice de importância das variáveis com maior peso (*loadings*) na combinação linear dos primeiros componentes, considerando na correlação das componentes principais com as variáveis do solo, significativos os valores superiores a $> 0,70$, conforme Zwick; Velicer (1986).

A análise geoestatística foi utilizada para verificar a existência e, neste caso, quantificar o grau de dependência espacial utilizando os escores gerados por meio da aplicação da ACP e das variáveis originais. A análise foi conduzida a partir do ajuste de funções teóricas aos modelos de semivariogramas experimentais aos dados, com

base na pressuposição de estacionaridade da hipótese intrínseca, conforme equação 2.

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

em que:

$N(h)$ = é o número de pares de valores $[Z(x_i), Z(x_i+h)]$ separados por um vetor h ;

$Z(x_i)$ = é o valor determinado em cada ponto de leitura.

$Z(x_i+h)$ = é o valor medido num ponto, mais uma distância h .

Com a nuvem de pontos $[h, \gamma(h)]$ ajustou-se a função matemática com parâmetros: efeito pepita (C_0), correspondendo ao valor da interseção no eixo das semivariâncias; patamar (C_0+C_1), aproximadamente igual ao valor da variância dos dados; e alcance (a), que representa a distância na qual o semivariograma atinge o valor do patamar e define a região de dependência espacial entre as amostras (VIEIRA, 2000).

A escolha do modelo teórico do semivariograma baseou-se nos critérios do *software* GS+ (ROBERTSON, 1998) que adota o menor valor da soma dos quadrados dos resíduos (SQR) e maior coeficiente de determinação múltipla (R^2) do ajuste dos modelos teóricos aos variogramas experimentais, segundo recomendado por Lima, Oliveira e Quartezi (2007).

Para análise do grau de dependência espacial (GDE%), foram utilizados os intervalos definidos por Cambardella et al. (1994), na relação $[C_0/(C_0+C_1)]$ equação 3. Considerou-se o grau de dependência espacial forte ($GDE \leq 25\%$); moderada ($25\% < GDE \leq 75\%$) e baixa ($GDE > 75\%$).

$$GDE = \left(\frac{C_0}{C_0+C_1} \right) * 100 \quad (3)$$

em que:

GDE = grau de dependência espacial;

(C_0) = efeito pepita;

(C_0+C_1) = patamar.

Comprovada a dependência espacial estimou-se na área experimental valores para locais não amostrados para o DAP, ARG e AT pelo método da krigagem e posteriormente, pela cokrigagem. Estes interpoladores geoestatísticos utilizam-se de um estimador linear não viciado com mínima variância e leva em consideração a estrutura de variabilidade espacial encontrada para cada variável (ISAACS; SRIVASTARA, 1989), sendo que pontos próximos da posição a ser interpolada apresentam maiores pesos.

Para estimar o DAP por cokrigagem em função das componentes principais utilizou-se como variáveis originais as frações granulométricas do solo ARG e AT nas profundidades 0-0,20 m e 0,20-0,40 m e para estimar as frações ARG e AT na profundidade 0,20-0,40 m utilizou-se como covariáveis às mesmas frações na profundidade de 0-0,20 m. A técnica é baseada nos parâmetros expressos por um semivariograma cruzado entre duas variáveis conforme equação 4.

$$\gamma_{1,2}(h) = \frac{1}{2N} \left\{ \sum_{i=1}^{N(h)} [Z_1(x_i) - Z_1(x_i + h)] * [Z_2(x_i) - Z_2(x_i + h)] \right\} \quad (4)$$

em que:

$\gamma_{1,2}(h)$ = semivariograma cruzado entre a variável primária e a secundária;

$Z_1(x_i)$ = valor da variável primária no ponto x_i ;

$Z_1(x_i+h)$ = valor da variável primária no ponto x_i adicionado de uma distância h ;

$Z_2(x_i)$ = valor da variável secundária no ponto x_i ;

$Z_2(x_i+h)$ = valor da variável secundária no ponto x_i adicionado de uma distância h ;

N = número de pares de pontos formados para uma dada distância h .

Na cokrigagem, a estimativa de uma variável $Z_2^*(x_0)$ para qualquer local x_0 deve ser uma combinação linear de Z_1 e Z_2 , conforme equação 5.

$$Z_2^*(x_0) = \sum_{i=1}^{N_1} \lambda_{1i} Z_1(x_{1i}) + \sum_{j=1}^{N_2} \lambda_{2j} Z_2(x_{2j}) \quad (5)$$

em que:

N_1 e N_2 = Número de vizinhos medidos de Z_1 e Z_2 ;

λ_1 e λ_2 = Ponderadores associados a Z_1 e Z_2 , respectivamente, os quais são distribuídos de acordo com a dependência espacial de cada uma das variáveis entre si e com a correlação cruzada entre elas.

O desempenho dos métodos de interpolação (krigagem e cokrigagem) foi baseado no erro médio quadrático (RMSE- *root mean square error*) e no desvio das médias (MBE- *mean bias error*) com os valores observados e estimados produzidos pela validação cruzada, conforme equações 6 e 7, proposta por Alves e Vecchia (2011).

$$\text{RMSE} = \sqrt{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (\text{VOBS}-\text{VEST})^2} \quad (6)$$

$$\text{MBE} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (\text{VOBS}-\text{VEST}) \quad (7)$$

em que:

VOBS= valores observados;

VEST= valores estimados pela validação cruzada;

n= número de observações.

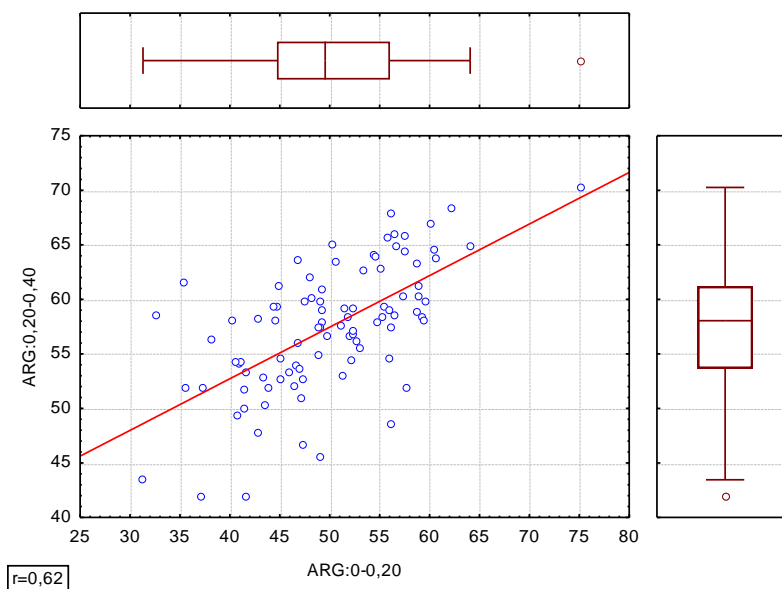
O RMSE é a medida da magnitude média dos erros estimados e sempre apresenta valor positivo, sendo, quanto mais próximo de zero, maior a qualidade dos valores medidos ou estimados. O MBE indica o grau de subestimação (valor negativo) ou superestimação (valor positivo) do modelo.

4. RESULTADOS E DISCUSSÃO

4.1. ANÁLISE EXPLORATÓRIA E DESCRITIVA DOS DADOS

O conjunto de dados foi analisado pelo *scatterplot* com o *box-plot* para determinar a presença de pontos discrepantes (*outliers*). Na Figura 6 está disposto o *scatterplot* com o *box-plot* para a fração granulométrica argila nas profundidades 0-0,20 m e 0,20-0,40 m. Observa-se que para esta fração apresentaram-se *outliers* unilateral.

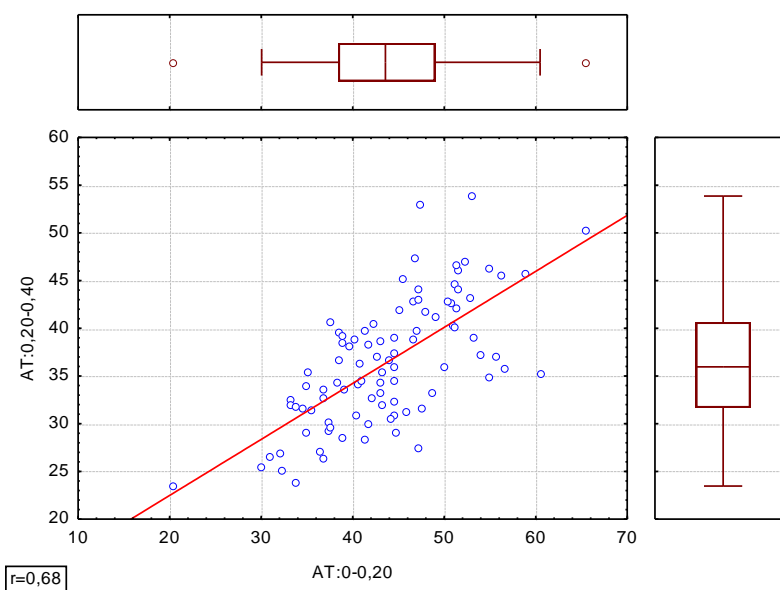
Figura 6 – *Scatterplot* com *Box-plot* da fração granulométrica: argila (ARG:0,0-0,40) e argila (ARG:0-0,20) m (%)



Fonte: O autor.

Na Figura 7 está disposto o *Scatterplot* com *Box-plot* da fração granulométrica areia total na profundidade de 0-0,20 m e 0,20-0,40 m. Observa-se que a fração areia total na profundidade 0-0,20 m apresentou *outliers* bilateral e na profundidade 0,20-0,40 m não apresentou *outliers*.

Figura 7 – Scatterplot com Box-plot das frações granulométricas: areia total (AT:0,20-0,40) e areia total (AT:0-0,20) m (%)



Fonte: O autor.

O DAP do eucalipto apresentou *outliers* bilateral. Os pontos discrepantes nas frações granulométricas e no DAP foram retirados do conjunto de dados e, posteriormente, procedeu-se a a análise descritiva com a determinação das medidas de posição e dispersão apresentados na Tabela 1.

A ARG e AT corresponderam a 93,8% das frações granulométricas na profundidade de 0-0,20 m e de 93,9% da profundidade de 0,20-0,40 m.

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

| Variável | 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 | -0,490 | 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 | -0,640 | 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 |
| DAP (cm) | 14,8 | 14,8 | 12,6 | 17,2 | 14,3 | 15,4 | 0,83 | 0,035 | 0,207 | 5,6 | 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; DN: (N) distribuição normal pelo teste *Kolmogorov-Smirnov* ($p < 0,05$).

Fonte: O autor.

Na Tabela 1 observa-se que as frações ARG e AT apresentaram distribuição normal pelo teste *Kolmogorov-Smirnov* ($p < 0,05$), o que comprova os valores de coeficiente de assimetria (K_s) e coeficiente de curtose (K_c) encontrados próximo a zero. Lima et al. (2007) e Lima et al. (2009) em um Argissolo Vermelho Amarelo encontraram normalidade para todas as frações granulométricas. No entanto, Lima, Oliveira e Silva (2012), em Latossolo Vermelho Amarelo encontraram normalidade somente para a fração argila.

A estimativa usando o método da krigagem segundo Paz-Gonzalez, Castro e Vieira (2001), torna-se mais precisa quando há normalidade dos dados. No entanto, para Cressie (1993), até mesmo para dados com distribuição não-normal, em situações em que as caudas da distribuição não são muito longas a krigagem é eficaz.

A fração AT 0,20-0,40 m apresentou assimetria positiva, com média maior que a mediana, indicando concentração de valores abaixo da média. A fração ARG 0,20-0,40 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 (CV), que pode ser: baixo ($CV < 10\%$); médio ($10\% \leq CV \leq 20\%$); alto ($20\% < CV \leq 30\%$) e muito alta ($CV > 30\%$). Neste estudo, as frações ARG e AT apresentaram CVs médios (entre 10,0% a 20,0%). De modo geral, esses valores estão próximos aos encontrados por Lima et al. (2009), em um Argissolo Vermelho Amarelo comparando uma área de pastagem e uma de vegetação nativa, onde para as mesmas frações do solo os CVs para a área de pastagem foram de 12 e 16,90 % e para a área de vegetação nativa 12,42 e 11,20%, respectivamente.

Estudando a variabilidade espacial das frações granulométricas em duas profundidades em Latossolo Vermelho Amarelo com cultivo de café conilon, Lima, Oliveira e Silva (2012), encontraram para (ARG: 0,20-0,40) o valor de ($CV < 12\%$) e ($12\% \leq CV \leq 60\%$) para as demais frações e profundidade. As frações ARG e AT em Latossolos são atributos do solo que possuem maior estabilidade, ou seja, modificam-se pouco ao longo do tempo por ação do intemperismo (SOUZA et al., 2004), por isso apresentaram valores de CVs médios nas duas profundidades.

A AT em relação à ARG neste estudo apresentou maiores CVs, muito provável pela influência da posição da paisagem, devido a processos de erosão e deposição, associados ao fluxo de água. Para Lal (1988), em relação ao processo de erosão e

deposição, as partículas grandes como as de areia resistem ao transporte e as de textura fina como argila resistem à desagregação, sendo a areia fina e silte as mais susceptíveis a desagregação e transporte. Considerando que, neste estudo avaliou-se areia total, justifica-se os maiores CVs para esta fração em relação a argila, já que, a argila é mais estruturada e resiste a desagregação e as partículas de areia fina transportadas para as partes mais baixas da área.

O eucalipto apresentou um baixo coeficiente de variação para o DAP (5,6%), uma característica explicada por ser um povoamento florestal oriundo de mudas clonais, que foram transplantadas no mesmo período e com adubação segundo análise de solo.

Comparando os valores médios das frações do solo nas duas profundidades, pelo teste de *Tukey* ($p < 0,05$), verificou-se que os teores de AT (0,0-0,20 m) e de ARG (0,20-0,40 m) são significativamente superiores, como encontrado por Lima, Oliveira e Silva (2012), em um Latossolo Vermelho Amarelo sob cultivo de café conilon.

Os valores de DAPs do eucalipto na área de estudo, considerando a divisão em área subsolada mecanicamente e a área coveada manualmente, não apresentaram diferença significativa pelo teste de *Tukey* ($p < 0,05$). Portanto, consideraram-se todos os dados para análise descritiva apresentado anteriormente na Tabela 1.

Na Tabela 2 estão dispostas a correlação linear de *Pearson* significativa ($p < 0,05$) das frações do solo com o DAP.

Tabela 2 – Correlação linear de *Person* das frações ARG e AT nas profundidades (0-0,20 m e 0,20-0,40 m) com o DAP

| Correlações | Resultado (r) |
|-----------------------|---------------|
| ARG (0-0,20) x DAP | -0,24* |
| ARG (0,20-0,40) x DAP | -0,25* |
| AT (0-0,20) x DAP | 0,23* |
| AT (0,20-0,40) x DAP | 0,21* |

ARG: argila; AT: areia total; (*): significativo ($p < 0,05$).

Fonte: O autor.

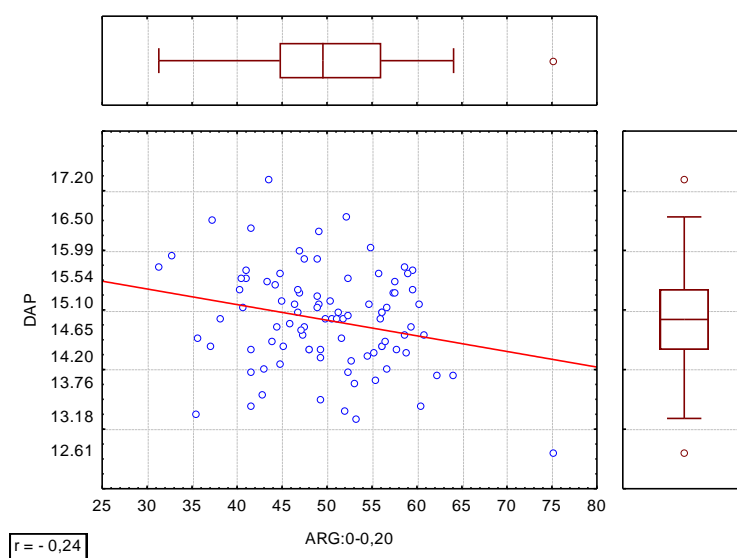
Conforme apresentado na Tabela 2, a correlação entre as frações do solo e o DAP foram baixas, porém significativas ($p < 0,05$). De acordo com Kitamura, Carvalho

e Lima (2007), a ausência de altos coeficientes de correlação entre duas variáveis não invalida a hipótese de existência de semivariograma cruzado entre elas.

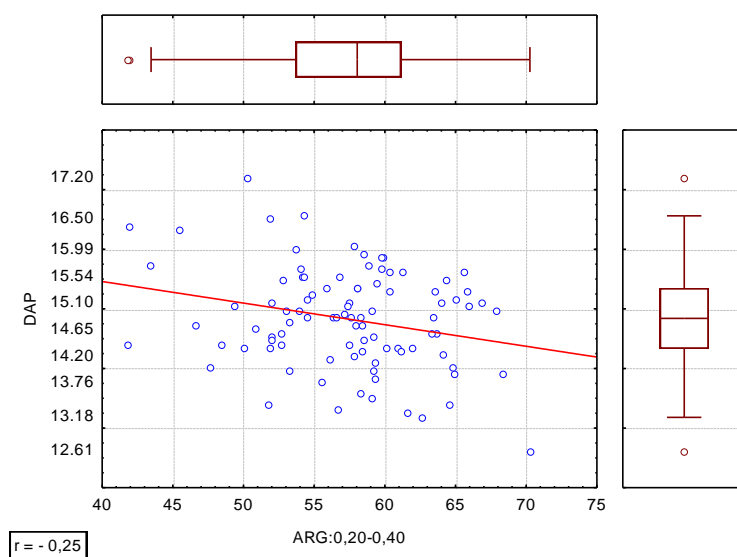
Nas Figuras 7 e 8 estão dispostas as correlações das frações ARG e AT versus DAP por meio do *Scatterplot* com *box-plot*.

Figura 7 – *Scatterplot* com *box-plot*: A) argila na profundidade de 0-0,20 m (%) versus DAP (cm) e B) argila na profundidade de 0,20-0,40 m (%) versus DAP (cm)

A)



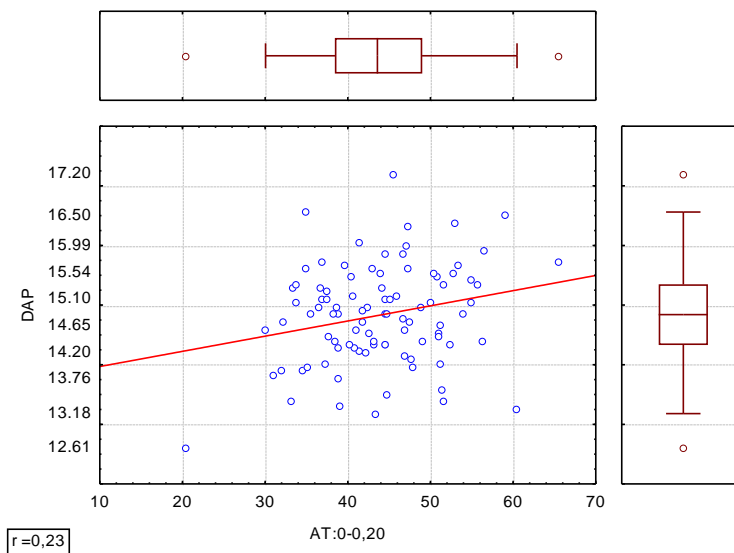
B)



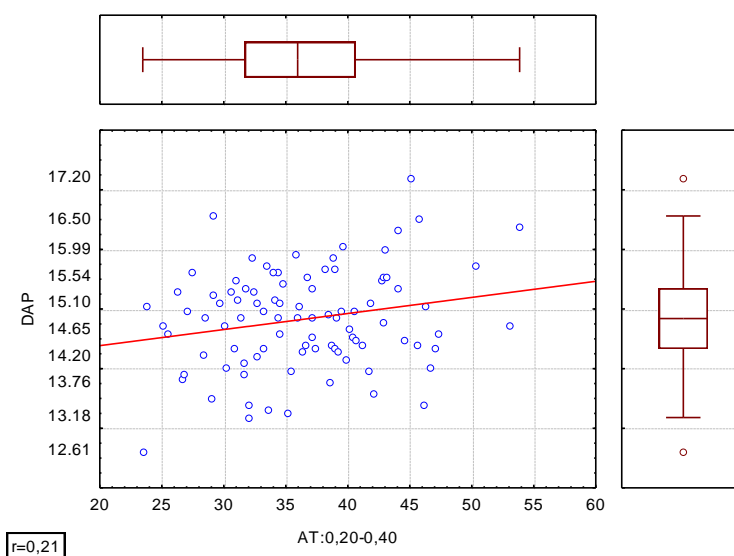
Fonte: O autor.

Figura 8 – Scatterplot com *box-plot*: A) areia total na profundidade de 0-0,20 m (%) versus DAP (cm) e B) areia na profundidade de 0,20-0,40 m (%) versus DAP (cm)

A)



B)



Fonte: O autor.

Observa-se na Figura 7 e 8 que o DAP correlacionou-se negativamente com a fração ARG e positivamente com a fração AT. A medida que uma variável correlaciona-se positivamente com outra, indica que, quando o valor de uma variável aumentar, o valor da outra também aumenta, e vice e versa, para o caso de correlação

negativa. Assim, os maiores valores de DAP encontram-se nas áreas com maiores teores de areia total (correlação positiva).

4.2. ANÁLISE MULTIVARIADA

A análise de componentes principais considerou as frações ARG e AT nas profundidades (0-0,20 m e 0,20-0,40 m), gerando quatro componentes principais (CP), conforme Tabela 3.

Tabela 3 – Resumo das CPs das frações granulométricas ARG e AT nas profundidades de 0-0,20 e 0,20-0,40 m

| CP | Autovalor | Porcentagem da variância | Porcentagem acumulada |
|----|-----------|--------------------------|-----------------------|
| 1 | 3,09 | 77,17 | 77,17 |
| 2 | 0,61 | 15,15 | 92,32 |
| 3 | 0,24 | 5,99 | 98,31 |
| 4 | 0,07 | 1,68 | 100,00 |

CP: Componente principal.

Fonte: O autor.

Considerou-se para o estudo apenas a CP1 com autovalor igual a 3,09 explicando 77,17% da variância dos dados, sendo essa componente suficiente para avaliar a variabilidade espacial do diâmetro a altura do peito (DAP) na cultura do eucalipto após três anos de cultivo.

Silva, Lima e Bottega (2011) estudando a variabilidade espacial da precipitação pluviométrica para o estado do Espírito Santo selecionaram apenas a CP1 que caracterizou 60,93% de toda a variação dos dados tendo alta correlação (0,76) com a precipitação anual. Silva e Lima (2012b), avaliando a variabilidade do estado nutricional e produtividade de café por meio da análise de CP e geoestatística, selecionaram duas CP para explicar seus dados, sendo que a partir da terceira componente, a contribuição para explicar a variância dos dados se tornou insignificante.

Mapeando e interpretando atributos físico-químicos do solo usando análise de componentes principais, Alves et al. (2011) utilizaram três componentes. Porém, a primeira sozinha explicou 60,09% dos dados, contra 9,36 e 8,66 % das demais

componentes respectivamente. Silva et al. (2010), afirmam que um ou dois componentes são, geralmente, suficientes para explicar toda a variação contida em atributos do solo.

Na Tabela 4 estão as correlações das variáveis originais e as componentes principais.

Tabela 4 – Correlações das variáveis frações granulométricas e as componentes principais

| Variável | ARG: 0-0,20 m | AT: 0-0,20 m | ARG: 0,20-0,40 m | AT: 0,20-0,40 m |
|----------|---------------|--------------|------------------|-----------------|
| CP1 | -0,87* | 0,89* | -0,81* | 0,84* |
| CP2 | 0,42 | -0,38 | -0,46 | 0,39 |
| CP3 | 0,18 | 0,15 | 0,34 | 0,35 |
| CP4 | 0,18 | 0,19 | -0,08 | -0,10 |

CP: Componente principal; ARG: argila; AT: areia total; (*): significativas.

Fonte: O autor.

Observa-se que as quatro variáveis estudadas (ARG: 0-0,20 m e 0,20-0,40 m; AT: 0-0,20 m e 0,20-0,40 m) apresentaram correlação alta com a CP1, tendo a argila correlação negativa e a areia total correlação positiva. Isso significa que, a maior porcentagem dos dados que explicam os resultados está contida na CP1.

4.3. ANÁLISE ESPACIAL DO DAP

Após a seleção da CP1, submeteu-se os seus escores à análise geoestatística. Os resultados dos parâmetros e modelos da análise de dependência espacial do DAP e da CP1 por krigagem e pelo semivariograma cruzado considerando as frações granulométricas do solo da área cultivada com eucalipto estão dispostos na Tabela 5.

Na análise espacial das variáveis, o modelo que melhor se ajustou foi o esférico, com alcance de dependência espacial de 66 m para a distribuição espacial do DAP, 160 m para a CP1 (P1= profundidade 1 e P2= profundidade 2) e 168 m para o semivariograma cruzado, tendo como covariável a CP1.

Tabela 5 – Modelos e parâmetros dos semivariogramas escalonados para o DAP, a CP1: P1 e P2 (profundidade 1 e 2) e semivariograma cruzado DAP x CP1: P1 e P2

| Variável | Modelo | C ₀ | C ₀ +C | a(m) | R ² (%) | GDE(%) | CR |
|-----------------|----------|----------------|-------------------|------|--------------------|--------|------|
| DAP | Esférico | 0,38 | 1,03 | 66 | 83 | 36,0 | 0,30 |
| CP1: P1 e P2 | Esférico | 0,14 | 1,05 | 160 | 99 | 13,0 | 0,75 |
| DAPxCP1:P1 e P2 | Esférico | 0,04 | 0,94 | 168 | 91 | 24,0 | 0,35 |

C₀: efeito pepita; C₀+C: patamar; a(m): alcance em metros; R²: coeficiente de determinação; GDE(%): grau de dependência espacial e CR: coeficiente de correlação entre valor observado e o estimado pela validação cruzada.

Fonte: O autor.

O alcance espacial de 168 m do DAP estimado pelo semivariograma cruzado, define classes de índices de sítio com similaridade, em que, para distâncias superiores a este valor os dados devem ser tratados como independentes.

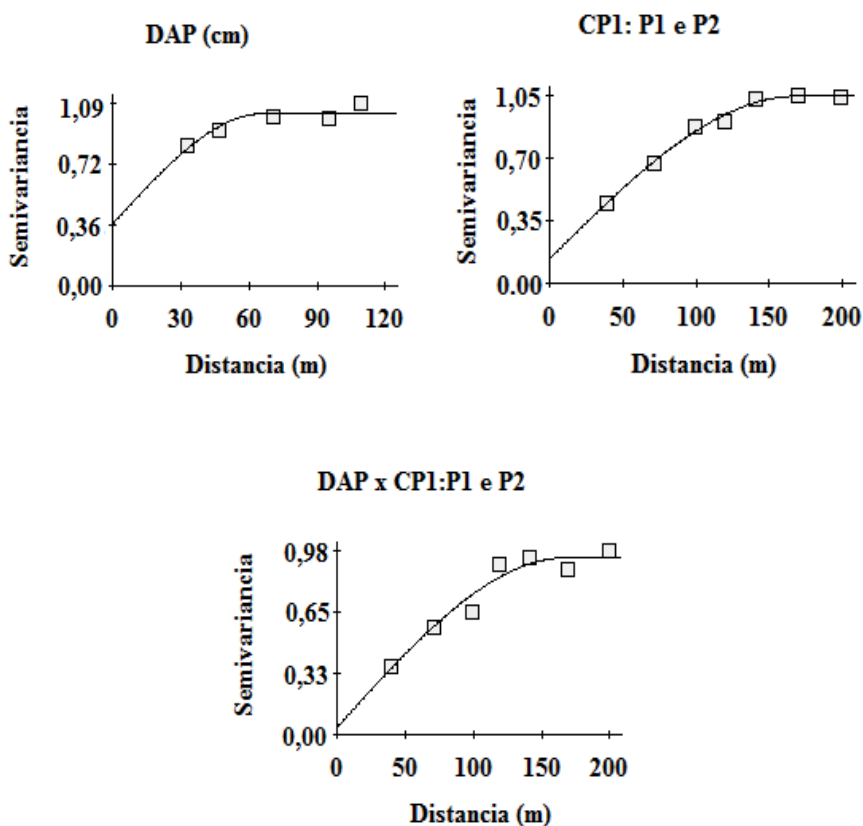
Utilizando métodos geoestatísticos (krigagem e cokrigagem), Bognola et al. (2008), produziram mapas de predição de ganho em volume para a espécie *Pinus taeda* L. influenciado pelos teores de argila, resultando em estimativas médias adequadas. Citam ainda que, a característica dendrométrica avaliada no inventário florestal apresentou-se estruturada espacialmente. Pereira et al. (2013), analisando a variabilidade espacial dos atributos químicos do solo e dendrométricos em um plantio de *Tectona grandis* L. f., encontraram dependência espacial forte para o DAP e um raio de alcance de 48 m.

Neste sentido, com esse resultado sugere-se, que no processamento do inventário florestal, na presença de estrutura de continuidade espacial, as parcelas (unidades amostrais) devem ser tratadas de forma dependentes espacialmente e distanciadas umas das outras até a distância do alcance.

Na Figura 9 estão dispostos os semivariogramas ajustados aos dados para o DAP, componente principal (CP1: P1 e P2) considerando as frações ARG e AT nas duas profundidades do solo e pelo semivariograma cruzado (DAPxCP1: P1 e P2).

Os semivariogramas ajustaram-se ao modelo esférico. O semivariograma cruzado apresentou uma correlação espacial positiva entre a CP1 (frações do solo nas duas profundidades) e o DAP (Figura 9).

Figura 9 – Semivariogramas do DAP; CP1: P1 e P2 das frações argila e areia total (nas duas profundidades) e semivariograma cruzado do DAPxCP1



Fonte: O autor.

Segundo Silva et al. (2010), os pontos localizados numa área de raio menor ou igual ao alcance são mais similares e estão dependentes espacialmente entre si, podendo ser usados para estimar valores para locais não amostrados. Corá et al. (2004), citam que os valores de alcances influenciam a qualidade das estimativas, uma vez que eles determinam o número de vizinhos usados na interpolação. Assim, estimativas feitas com interpolação por krigagem ordinária utilizando valores de alcances maiores tendem a ser mais confiáveis, apresentando mapas mais representativos.

A utilização do semivariograma cruzado proporcionou maior continuidade espacial com um maior alcance (168 m) para a variável de interesse (DAP) e com isso as informações relacionadas com os valores das frações granulométricas do solo (argila e areia total) minimizaram a variação espacial. O semivariograma cruzado traz informação auxiliar dessas outras variáveis, com os resultados das estimativas

tendendo a representar com confiabilidade o comportamento espacial do DAP na área.

O grau de dependência espacial (GDE) para todas as variáveis apresentou-se alto ($GDE < 25\%$), exceto para o DAP que apresentou-se moderado ($25\% < GDE \leq 75\%$) de Cambardella et al. (1994). O GDE encontrado se deve aos reduzidos valores de C_0 , que descreve o comportamento da função de correlação implícita no modelo quando a distância entre amostras tende a zero, mostrando que elevada proporção do patamar está ocupada pela variância estrutural (C_1), o que favorece as estimativas de valores em locais não medidos (VIEIRA, 2000).

A proporção do efeito pepita em relação ao patamar do semivariograma, quanto menor, maior será a dependência espacial apresentada pelo atributo, maior a continuidade do fenômeno, menor a variância da estimativa e maior a confiança no valor estimado (LIMA et al., 2006; LIMA; SOUZA; SILVA, 2010).

As correlações lineares entre os valores observados e os estimados pela técnica da validação cruzada apresentaram-se significativas ($p < 0,05$) para cada variável, sendo este o critério definitivo utilizado para a escolha dos ajustes dos modelos dos semivariogramas.

Os resultados comparativos entre os métodos de interpolação estão apresentados na Tabela 6.

Tabela 6 – Erro médio quadrático (RMSE) e o desvio das médias (MBE) entre os métodos interpoladores

| Interpoladores | RMSE | MBE |
|----------------|-------|--------|
| Krigagem | 0,773 | 0,029 |
| Cokrigagem | 1,443 | -0,255 |

RMSE: erro médio quadrático; MBE: desvio das médias.

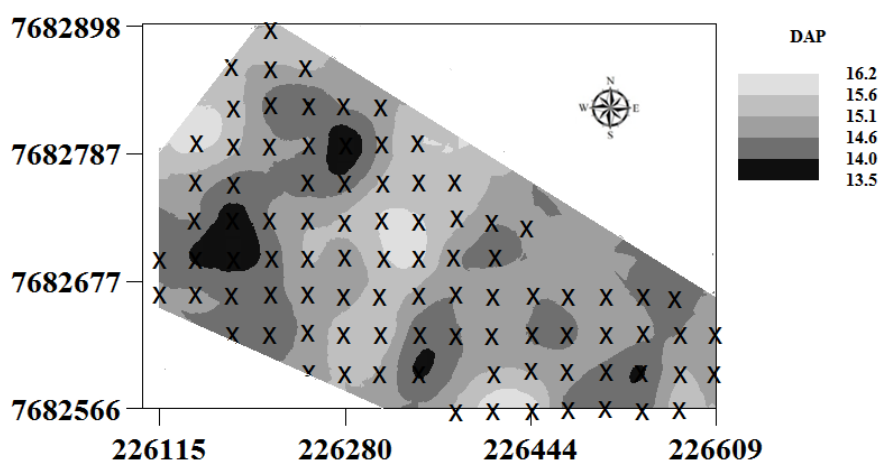
Fonte: O autor.

A krigagem apresentou RMSE menor que a cokrigagem utilizando como covariável a CP1, demonstrando assim, ter mais precisão. Para o BEM, a krigagem apresentou valor positivo, demonstrando superestimação e a cokrigagem valor negativo, demonstrando subestimação, no entanto, próximos a zero, valor ideal.

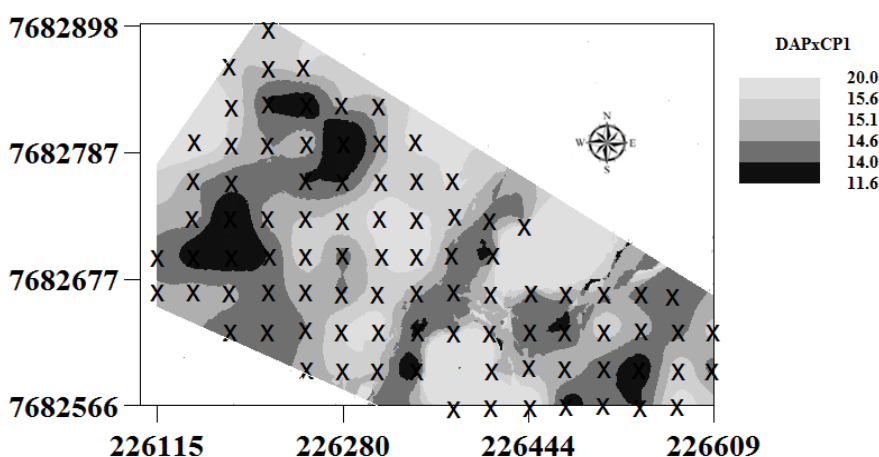
Na Figura 10 estão dispostos os mapas de distribuição espacial do DAP, sendo possível, quanto à forma, a visualização da similaridade na distribuição do DAP do eucalipto estimado pelos métodos de krigagem e cokrigagem.

Figura 10 – Mapas da distribuição espacial do DAP (cm): A) krigagem e B) cokrigagem

A)



B)



Fonte: O autor.

Verifica-se que na utilização da covariável CP1 obteve-se resultados satisfatórios na estimação do DAP na área, indicando que o desenvolvimento do eucalipto está correlacionado espacialmente com as frações ARG e AT. O lado esquerdo do mapa constitui-se de uma região com menores valores de DAP (Figura 10), e com maiores concentrações de ARG (Figura 12). Na parte central do mapa encontram-se os maiores valores de DAP (Figura 10), onde estão as regiões com maiores concentrações da fração AT (Figura 12).

Assim, contrariando os resultados deste estudo, Gava e Gonçalves (2008), avaliando a influência dos atributos físicos e químicos do solo sobre a produtividade e qualidade da madeira de *Eucalyptus grandis* para celulose, concluíram que os atributos físicos do solo, sobre tudo o teor de argila relacionado a quantidade de água disponível, foi o que mais influenciou positivamente a produtividade. De modo geral, segundo Santos et al. (2013b), a maioria dos solos de textura argilosa, são solos pesados, que apresentam baixa permeabilidade e alta capacidade de retenção de água, com maior força de coesão entre as partículas. Porém, para Hanna et al. (1982) a posição topográfica tem forte influência sobre a disponibilidade de água e isso propicia maior crescimento do eucalipto.

Lima et al. (2009) estudando a distribuição espacial das frações granulométricas numa área de pastagem com Argissolo Vermelho Amarelo encontraram maior deposição de areia total na parte baixa da área e de argila na parte superior. Ortiz et al. (2006) também encontraram em seu estudo maiores concentrações de areia total em regiões mais baixas. Segundo o autor, isso propicia maior porosidade e permeabilidade, beneficiando a aeração, penetração e crescimento do sistema radicular, favorecendo a absorção de nutrientes e água pelas raízes.

Sendo assim, neste contexto, é justificado o resultado encontrado para o presente estudo, onde os maiores crescimentos em DAP (cm) encontraram-se correlacionados com a fração AT que se localizaram nas partes mais baixas da área (menores cotas de altitude), onde a disponibilidade de água tende a ser maior.

4.4. ANÁLISE ESPACIAL DAS FRAÇÕES GRANULOMÉTRICAS

Os semivariogramas apresentaram patamar definido indicando que a hipótese intrínseca foi satisfeita. Os resultados dos ajustes dos semivariogramas estão apresentados na Tabela 7.

As frações granulométricas ARG e AT ajustaram-se ao modelo esférico na análise do semivariograma, respectivamente. Segundo Vieira (2000), este modelo é linear até aproximadamente um terço do alcance de dependência espacial e Bertoni e Vieira (2001), ressaltam que o modelo esférico é o que mais ocorre para atributos

do solo. Kitamura, Carvalho e Lima (2007) e Lima, Oliveira e Silva (2012) também ajustaram o modelo esférico para as frações argila e areia total em seus estudos.

Tabela 7 – Modelos e parâmetros dos semivariogramas das frações granulométricas argila e areia total e dos semivariogramas cruzados

| Atributo | Modelo | C ₀ | C ₀ +C | a(m) | R ² | GDE(%) | CR |
|----------------------------|----------|----------------|-------------------|-------|----------------|--------|------|
| ARG: 0,20-0,40 | Esférico | 0,44 | 1,27 | 350,0 | 95,0 | 35,0 | 0,34 |
| ARG: 0-0,20 | Esférico | 0,14 | 1,15 | 130,0 | 95,0 | 12,0 | 0,70 |
| ARG: 0,20-0,40xARG: 0-0,20 | Esférico | 0,00 | 1,00 | 150,0 | 95,0 | 0,0 | 0,66 |
| AT: 0,20-0,40 | Esférico | 0,16 | 1,55 | 400,0 | 98,0 | 8,0 | 0,78 |
| AT: 0-0,20 | Esférico | 0,22 | 1,14 | 160,0 | 98,0 | 19,0 | 0,70 |
| AT: 0,20-0,40x0-0,20 | Esférico | 0,17 | 1,00 | 370,0 | 96,0 | 17,0 | 0,76 |

ARG:0-0,20: fração argila na profundidade 0-0,20 m; ARG:0,20-0,40: fração argila na profundidade 0,20-0,40 m; ARG:0,20-0,40x0-0,20: fração argila na profundidade 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); C₀: efeito pepita; C₀+C: patamar; a: alcance de dependência espacial; R²: coeficiente de determinação múltipla do ajuste; GDE: grau de dependência espacial e CR: coeficiente de correlação entre valor observado e o estimado pela validação cruzada.

Fonte: O autor.

Considerando a análise do semivariograma, as frações ARG e AT na profundidade de 0,20-0,40 m, apresentaram alcances de 400,0 m e 350,0 m, respectivamente, com maior continuidade espacial. Estas mesmas frações, na profundidade de 0-0,20 m, apresentaram alcances de 160,0 m e 130,0 m, respectivamente, com menores continuidades espaciais. Fato este, devido as ações antrópicas de preparo do solo que homogeneízam as frações do solo.

Segundo Souza et al. (2004), esses atributos em Latossolos, em profundidade, são estáveis, ou seja, modificam-se pouco ao longo do tempo por ação do intemperismo, sendo comum obter menores continuidades espaciais em maiores profundidades.

Zucoloto et al. (2011b) estudando a variabilidade dos atributos físicos com pontos de coleta espaçados a 5x5 metros em Latossolo Amarelo Distrófico, encontraram alcances de 17 e 18 m para argila e areia grossa e, 9 m para a areia fina. Sarnaglia et al. (2009) avaliando a distribuição espacial das frações granulométricas

do solo por meio da krigagem ordinária com uma distância média entre amostras de 3,5 metros, chegaram a alcances de 43 e 62 metros para as frações areia grossa e argila.

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

As correlações (Tabela 7) entre os valores observados e os estimados pela validação cruzada foram significativas ($p < 0,05$). A fração ARG: 0-0,20x0,20-0,40 apresentou correlação de 0,66 e 0,76 para AT: 0-0,20x0,20-0,40.

Na tabela 8 estão dispostas as correlações linear de *Pearson* ($p < 0,05$) para as frações ARG e AT com suas respectivas profundidades.

Tabela 8 – Correlação linear de *Pearson* entre as frações ARG e AT para as profundidades 0-0,20 e 0,20-0,40

| Frações granulométricas | r |
|-------------------------|-------|
| ARG: 0-0,20x0,20-0,40 | 0,62* |
| AT: 0-0,20x0,20-0,40 | 0,68* |

r: correlação linear de *Pearson*; ARG: argila; AT: areia total; (*): significativas.

Fonte: O autor.

Na análise de correlação, as frações ARG e AT apresentaram coeficientes de correlação de 0,62 e 0,68, respectivamente. Kitamura, Carvalho e Lima (2007) encontraram para ARG:0-0,10xARG:0,10-0,20 uma correlação de $r = 0,68$ considerado alto, e para areia ARE:0-0,10x0,10-0,20 o valor de $r = 0,56$ considerado moderado.

Zucoloto et al. (2011a) avaliando a variabilidade espacial das frações granulométricas e a produção de bananeira, concluíram que a produção da bananeira não apresentou correlação significativa com nenhuma fração do solo.

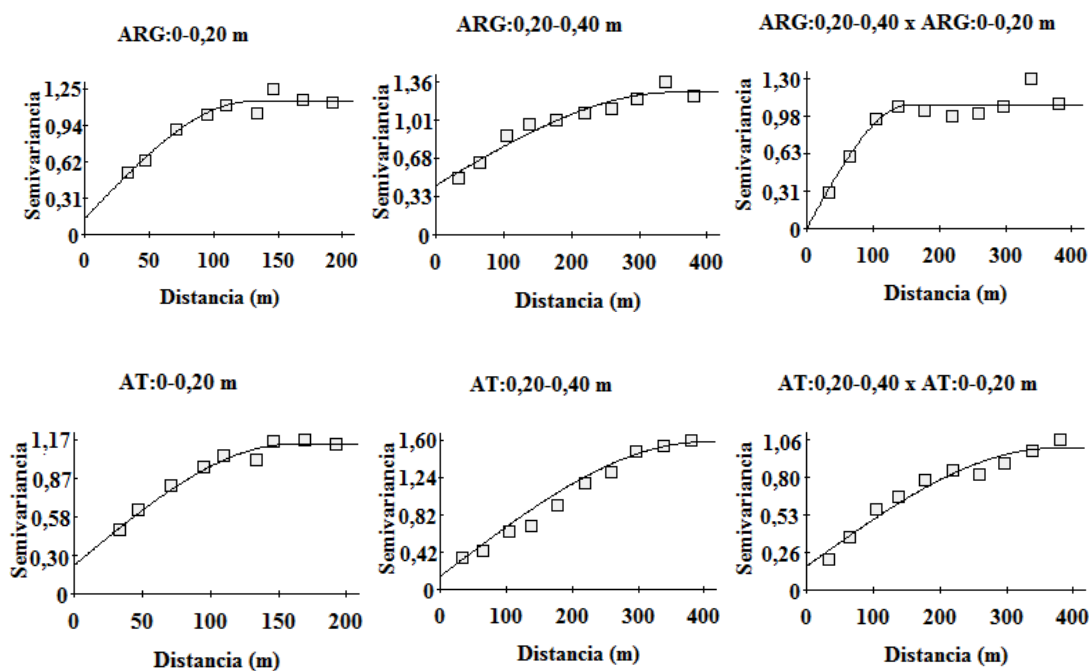
Os semivariogramas teóricos e cruzados escalonados, pelas variâncias e covariâncias, respectivamente, para as frações AT e ARG apresentaram um forte grau

de dependência espacial ($GDE < 25,0\%$), com exceção da fração ARG 0,20-0,40 m que apresentou uma dependência espacial moderada ($25\% < GDE \leq 75\%$). Segundo Lima et al. (2006), com um forte grau de dependência espacial, obtém-se maior continuidade do fenômeno, menor variância da estimativa e maior confiança no valor estimado.

Zucoloto et al. (2011b) estudando variabilidade espacial de atributos físicos do solo usando técnicas geoestatísticas, encontraram GDE forte para as frações de areia grossa e argila e moderada para a areia fina. Cajazeiras e Assis Junior (2011) encontraram forte grau de dependência espacial para todas as frações do solo em seu estudo.

Na Figura 11 estão apresentados os modelos de semivariogramas teóricos e cruzados escalonados com o melhor ajuste aos dados experimentais das frações ARG e 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.

Figura 11 – Semivariogramas teóricos da fração argila (ARG) e areia total (AT) nas profundidades de 0-0,20 m e 0,20-0,40 m e o semivariograma cruzado



FONTE: O autor.

Os semivariogramas cruzados (Figura 11) apresentaram correlação espacial positiva para a ARG e AT entre as duas profundidades, com ajustes ao modelo esférico, obtendo menores alcances de dependência espacial.

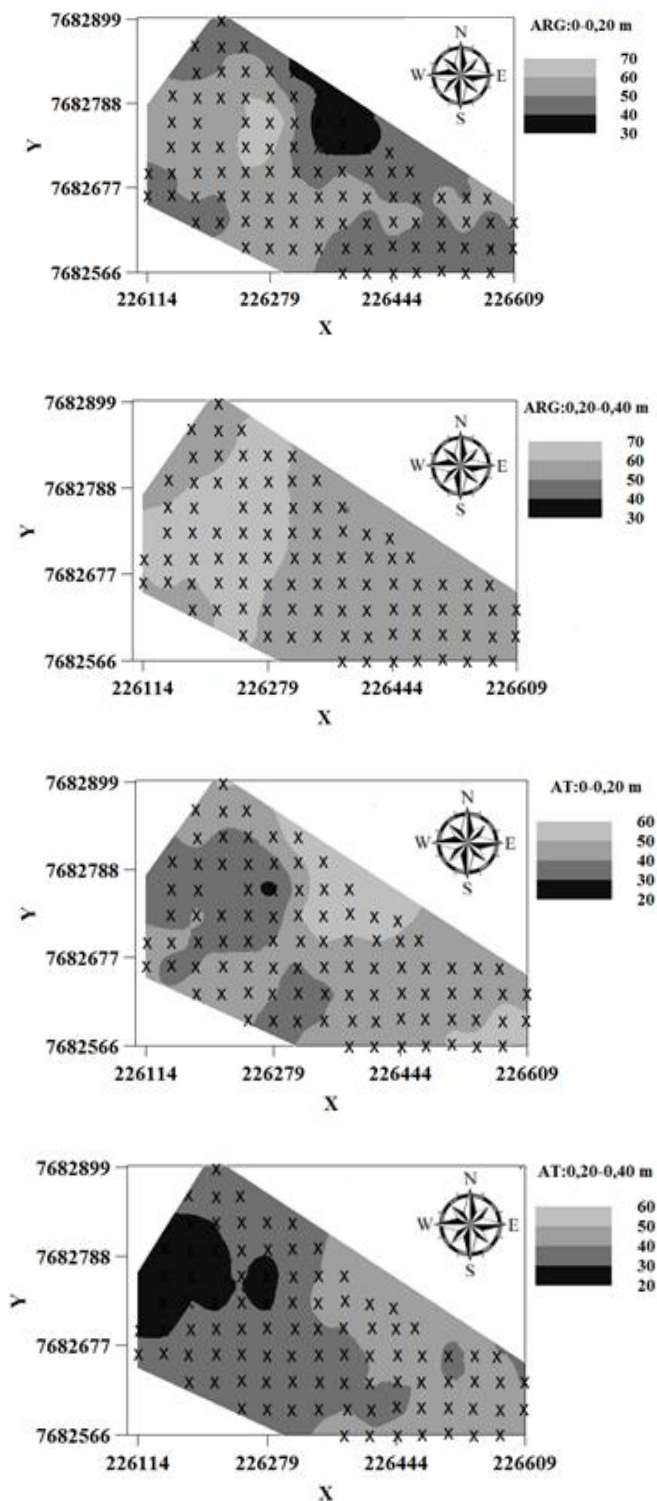
Verifica-se que a relação do alcance da ARG:0,20-0,40 m foi de 2,33 vezes maior que o alcance calculado pelo semivariograma cruzado e para a AT:0,20-0,40 m foi de 1,08 vezes maior que o calculado pelo semivariograma cruzado. Estes resultados mostram que o método da cokrigagem estimou aproximadamente valores no mesmo raio de ação para AT. Com isso trabalhou-se com o quantitativo de vizinhos próximos ao da krigagem. No caso da ARG, determinou-se pela cokrigagem valores para locais não amostrados com menor número de vizinhos com dependência espacial, porque o alcance, neste caso, representa a distância máxima de dependência espacial entre os atributos nas duas profundidades. Os patamares encontrados nos semivariogramas correspondem às covariâncias entre as duas variáveis.

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 12).

As frações do solo estudadas apresentaram distribuição espacial inversa, ou seja, região com maior concentração de argila apresentou menor concentração de areia total, e vice-versa, como encontrado por Lima, Oliveira e Silva (2012), em um Latossolo Vermelho Amarelo. Os mapas para ARG e AT na profundidade de 0,20-0,40 m, apresentaram regiões mais contínuas, o que comprovam os maiores alcances de dependência espacial obtidos.

A região a direita do mapa na profundidade de 0-0,20 m e 0,20-0,40 m da Figura 12, na parte baixa da área, apresentaram maiores concentrações de areia total. Este fato, pode estar relacionado com a mudança da pedofoma da área de estudo de convexa para côncava, formando uma zona de deposição. Verifica-se para fração AT: 0,20-0,40 m uma maior área com baixa concentração de areia total em relação à profundidade de 0-0,20 m, indicando maior presença de AT em superfície. Fato este, pode ser explicado pelos processos de preparo e manejo do solo que podem ter sido utilizados na área de estudo.

Figura 12 – Mapas de distribuição espacial das frações granulométricas argila (ARG) e areia total (AT), nas duas profundidades, por krigagem



Fonte: O autor.

O conhecimento da distribuição espacial das frações granulométricas do solo, por métodos que consideram a dependência espacial entre as amostras, pode

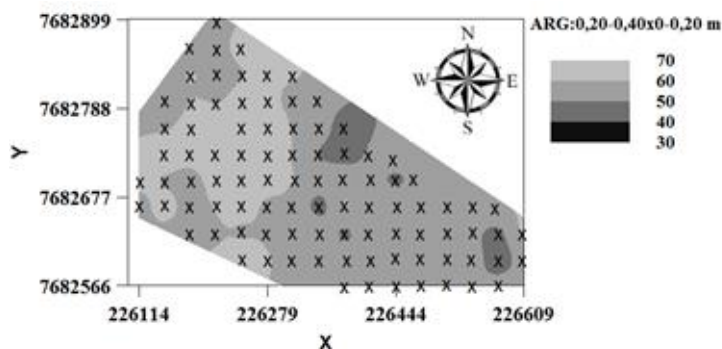
contribuir com precisão na interpretação do comportamento de dados dendrométricos de povoamento florestais, visando definir diferentes unidades de manejo na área. PEREIRA et al. (2013), relacionando plantios florestais com solo em plantios de teca (*Tectona grandis*) encontraram os maiores índices de DAP, altura e volume, nas regiões do solo que apresentaram menores valores de K, Ca, Mg, MO e pH, sugerindo que nestas regiões ocorreu maior absorção de nutrientes pela espécie, acarretando em maior desenvolvimento.

Segundo Ortiz et al. (2006), utilizando a geoestatística, verificaram que atributos físicos do solo mostraram-se mais importantes na determinação do índice de sítio do que os atributos químicos em plantios de eucalipto. Afirmam ainda, que em regiões mais baixas da área, ocorreram maiores concentrações de areia total, assim, como encontrado também por Lima et al. (2009).

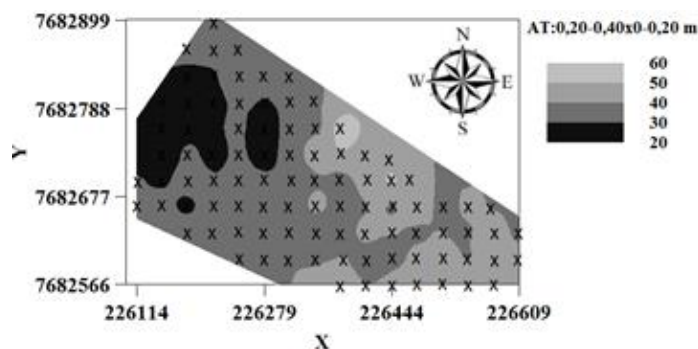
Nas Figuras 12 e 13 estão dispostos os mapas da distribuição espacial das frações granulométricas gerados por krigagem e cokrigagem.

Figura 13 – Mapas de distribuição espacial: A) fração argila; B) fração areia total estimados por cokrigagem

A)



B)



Fonte: O autor.

De acordo com a Figura 13 pode-se observar quanto à forma, que os mapas gerados pelo método da cokrigagem apresentaram similaridades aos da krigagem na variabilidade espacial. As regiões com maiores teores de ARG apresentam menores teores de AT, ou vice e versa, ocorrendo uma inversa entre as frações, como já citado anteriormente.

Os resultados comparativos entre os métodos interpoladores krigagem e cokrigagem para as frações argila e areia total estão na Tabela 9.

Tabela 9 – Métodos interpoladores e o erro médio quadrático (RMSE) e o desvio das médias (MBE) entre os métodos interpoladores para argila (ARG) e areia total (AT) na profundidade de 0,20-0,40 m

| Variável | Interpoladores | RMSE | MEB |
|---------------|----------------|-------|--------|
| ARG:0,20-0,40 | Krigagem | 4,343 | 0,051 |
| | Cokrigagem | 4,416 | 0,101 |
| AT:0,20-0,40 | Krigagem | 4,091 | -0,026 |
| | Cokrigagem | 4,296 | -0,036 |

RMSE: erro médio quadrático; MBE: desvio das médias.

Fonte: O autor.

Verifica-se que o RMSE para a ARG:0,20-0,40 m e a AT:0,20-0,40 m por krigagem e cokrigagem apresentam valores próximos. Os desvios da média (MEB) apresentaram valores baixos e positivos para ARG:0,20-0,40 m, indicando superestimação e negativos para a AT:0,20-0,40 m, indicando que para esta fração do solo os valores foram subestimados.

5. CONCLUSÕES

O uso das técnicas da análise multivariada e geoestatística foram eficientes no estudo das frações granulométricas argila e areia total e do desenvolvimento do eucalipto após três anos de cultivo, mostrando que o solo e o DAP apresentaram variabilidade espacial. Os maiores valores de crescimento em DAP do eucalipto concentraram-se nas regiões com maiores teores de areia total.

A correlação do crescimento em DAP do eucalipto com as frações granulométricas argila e areia total, demonstra a importância de se conhecer a variabilidade espacial do solo e para que se tenha um crescimento homogêneo de um plantio florestal, torna-se necessário então, criar zonas de manejo do solo adequadas.

Os dois métodos interpoladores se mostraram eficientes para estimar valores para locais não amostrados. Porém, a krigagem apresentou menores erros de estimação quando comparada a cokrigagem.

6. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ALVARES, C. A.; GONÇALVES, J. L. M.; SILVA, C. R.; FRANCISCATTE, W.; NASCIMENTO, L. A. Geoestatística aplicada ao estudo da produtividade e qualidade de Plantações florestais. In: SIMPÓSIO DE GEOESTATÍSTICA APLICADA EM CIÊNCIAS AGRÁRIAS, 2009, Botucatu-SP. **Anais...** Botucatu: 2013. p. 1-5.

ALVES, E. D. L.; VECCHIA, F. A. S. Análise de diferentes métodos de interpolação para a precipitação pluvial no Estado de Goiás. **Acta Scientiarum**. Human and Social Sciences. Maringá, v. 33, n. 22, p. 193-197, 2011.

ALVES, S. M. F.; QUEIROZ, D. M.; ALCÂNTARA, G. R.; REIS, E. F. Mapeamento e interpretação de atributos físico-químicos do solo usando análise de componentes principais. In: SIMPÓSIO DE GEOESTATÍSTICA EM CIÊNCIAS AGRÁRIAS. 2. 2011. Botucatu, SP. **Anais...** Botucatu, SP: FCA/UNESP, 2011. 6 p.

ANDRADE, E. M.; ARAÚJO, L. F. P.; ROSA, M. F.; DISNEY, W.; ALVES, A. B. Seleção dos indicadores da qualidade das águas superficiais pelo emprego da análise multivariada. **Engenharia Agrícola**, Jaboticabal, v. 27, n. 3, p. 683-690, set./dez. 2007.

ANDRADE, E. M. PALÁCIO H. A. Q.; CRISÓSTOMO, L. A.; SOUZA, I. H.; TEIXEIRA, A. S. Índice de qualidade de água, uma proposta para o vale do rio Trussu, Ceará. **Revista Ciência Agrônômica**, Fortaleza, v. 36. n. 2, p. 135-142, mai./ago. 2005.

ANGELICO, J. C. Desempenho da cokrigagem na determinação da variabilidade de atributos do solo. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v. 30, p. 931-936, nov./dec. 2006.

ASSOCIAÇÃO BRASILEIRA DE PRODUTORES DE FLORESTAS PLANTADAS. **Anuário estatístico ABRAF**. Ano base 2012. Brasília, 2013. 148 p. Disponível em: <<http://www.abraflor.org.br>>. Acesso em: 28 set. 2013.

BERNARDI, A. C. de C., (Ed.) **Agricultura de precisão: um novo olhar**. São Carlos, SP: Embrapa Instrumentação. Cap. 6, p. 227-231. 2011. Disponível em: <<http://ainfo.cnptia.embrapa.br/digital/bitstream/item/53368/1/2011-Iltamar-AgriculturaLV-Geoestatistica-1.pdf>>. Acesso em: 20 mar. 2013.

BERTOLANI, F. C.; VIEIRA, S. R. Variabilidade espacial da taxa de infiltração de água e da espessura do horizonte A, em um Argissolo Vermelho-Amarelo, sob diferentes usos. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v. 25, n. 4, p. 987-995, 2001.

BERTOSSI, A. P. A.; CECÍLIO, R. A.; NEVES, M. A.; GARCIA, G. O. Qualidade da água em microbacias hidrográficas com diferentes coberturas do solo no sul do espírito santo. **Revista Árvore**, Viçosa, v. 37, n.1, p.107-117, jan./fev., 2013.

BOGNOLA I. A.; RIBEIRO JUNIOR, P. J.; SILVA, E. A. A.; LINGNAU, C.; HIGA, A. R. Modelagem uni e bivariada da variabilidade espacial de rendimento de *pinus taeda*. **Revista Floresta**, Curitiba, v. 38, n. 2, p. 373-385, abr./jun. 2008.

BOGNOLA, I. A.; LINGNAU, C.; LAVORANTI, O. J.; STOLLE, L.; HIGA, A. R.; OLIVEIRA, E. B. Geoestatística integrada com estatística multivariada e geoprocessamento na definição de unidades de manejo para o *Pinus taeda*. In: INAMASU, R. Y.; NAIME, J. de M.; RESENDE, A. V. de; BASSOI, L. H.;

BOLFE, E. L.; GOMES, J. B. V. **Geoestatística como subsídio à implantação de agricultura de precisão**. Disponível em: <<http://www.agroline.com.br/artigo.php?id=210>>. Acesso em: 26 ago. 2007.

BUENO, C. R. P.; ARRAES, C. L. PEREIRA, G. T.; CORA, E.; CAMPOS, S. Análise multivariada da determinação do risco de erosão em solos sob irrigação. **Irriga**, Botucatu, v. 15, n. 1, p. 23-35, jan./mar. 2010.

CAJAZEIRAS, J. P.; ASSIS JUNIOR, R. N. Variabilidade espacial das frações primárias e agregados de um Argissolo no Estado do Ceará. **Revista Ciência Agronômica**, Fortaleza, v. 42, n. 2, p. 258-267, abr./jun. 2011.

CAMARGO, A. P.; SENTELHAS, P. C. Avaliação do desempenho de diferentes métodos de estimativa da evapotranspiração potencial no estado de São Paulo, Brasil. **Revista Brasileira de Agrometeorologia**, Santa Maria, v. 5, n. 1, p. 89-87, 1997.

CAMARGO, E. C. G. **Geoestatística: fundamentos e aplicações**. 1998. Disponível em: <http://www.dpi.inpe.br/gilberto/tutoriais/gis_ambiente/>. Acesso em: 27 fev. 2014.

CAMARGO, E. C. G.; DRUCK, S.; CÂMARA, G. Análise espacial de superfície. In: DRUCK, S.; CARVALHO, M. S.; CÂMARA, G.; MONTEIRO, A. M. V. **Análise espacial de dados geográficos**. Planaltina: Embrapa Cerrados, 2004. p. 79-117.

CAMBARDELLA, C. A.; MOORMAN, T. B.; NOVAK, J. M.; PARKIN, T. B.; KARLEN, D. L.; TURCO, R. F.; KONOPKA, A. E. Field-scale variability of soil properties in Central Iowa soils. **Soil Science Society America Journal**, Madison, v. 58, n. 4, p. 1501-1511, sept./oct. 1994.

CARVALHO, J. R. P.; P. M.; 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. 8, p. 1151-1159, ago. 2002.

CENTRO DE DESENVOLVIMENTO DO AGRONEGÓCIO. **Dimensionamento do mercado capixaba de produtos florestais madeiráveis**. Relatório final. Vitória: CEDAGRO, 2011. 106 p. Disponível em: <<http://www.cedagro.org.br/agronews/201112-vfinal/final.pdf>>. Acesso em: 13 ago. 2013.

CORÁ, J. E. ARAUJO, A. V.; PEREIRA, G. T.; BERALDO, J. M. G. 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**, Viçosa, v. 28, n. 6, p. 1013-1021, nov./dez. 2004.

COSTA, F. P.; LIMA, J. S. S. Cokrigagem na distribuição espacial do cálcio baseado no pH em um Latossolo cultivado com café conilon. **Nucleus**, Ituverava, v. 8, n. 1, p. 269-276, abr. 2011.

CRESSIE, N. A. **Statistics for spatial data**. New York: John Wiley e Sons, 1993. 900 p.

CRUZ, C. D.; REGAZZI, A. J.; CARNEIRO, P. C. S. **Modelos biométricos aplicados ao melhoramento genético**. 4 ed. Viçosa: UFV, 2012. 514 p.

EMPRESA BRASILEIRA DE PESQUISA AGROPECUÁRIA. Centro de pesquisas de solos. **Manual de métodos de análise de solos**. 2 ed. rev. atual. Rio de Janeiro: EMBRAPA Solos, 1997. 212 p.

FIETZ, C. R. **Variabilidade espacial do armazenamento de água no solo visando o manejo da irrigação por aspersão**. 1998. 97 f. Tese (Doutorado) – Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo, Piracicaba, 1998.

GAVA, J. L.; GONÇALVES, J. L. M. Soil attributes and wood quality for pulp production in plantations of *Eucalyptus grandis* clone. **Scientia Agricola**, Piracicaba, v. 65, n. 3, p. 306-313, may/june 2008.

GONÇALVES, M. A.; TAVARES FILHO, J.; VENDRAME, P. R. S.; TELLES, T. S. Toposequences of soils developed on basaltic rocks: physicochemical attributes. **Revista de Ciências Agrárias**, Belém, v. 56, n. 4, p. 359-370, out./dez. 2013.

GUIMARÃES, E. C. **Geoestatística básica e aplicada**. Uberlândia, MG.: UFU, 2004. 78 p. (Material didático).

HANNA, A. Y.; HARLAN, P. W.; LEWIS, D. T. Soil available water as influenced by landscape position and aspect. **Agronomy Journal**, Madison, v. 74, p. 999-104, nov. 1982.

ISAAKS, E. H.; SRIVASTAVA, R. M. **Applied geostatistics**: introduction to applied geostatistics. Oxford: University Press, 1989. 561 p.

JOHNSON, R. A.; WICHERN, D. W. **Applied multivariate statistical analysis**. 5. ed. Upper Saddle River, New Jersey: Prentice Hall, 2002. 767 p.

KENT, M.; COKER, P. **Vegetation description and analysis**. Baffins Lane: John Wiley & Sons, 1992. 363 p.

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 Ciência do Solo**, Viçosa, v. 31, p. 361-369, mar./abr. 2007.

KNOTTERS, M.; BRUS, D. J.; VOSHAAR, J. H. O. A comparison of kriging, co-kriging and kriging combined with regression for spatial interpolation of horizon depth with censored observations. **Geoderma**, v. 67, n. 3-4, p. 227-246, ago. 1995.

LAL, R. Erodibility and erosivity. In: LAL, R. et al. **Soil erosion research methods**. Washington: Soil and Water Conservation Society, 1988. p. 141-160.

LANDIM, P. M. B. Sobre Geoestatística e mapas. **Terra e Didática**, Campinas, v. 2, n. 1, p. 19-33, jun. 2006.

LANI, J. L. (Coord.). **Atlas de ecossistemas do Espírito Santo**. Vitória: SEMA; Viçosa, MG: UFV, 2008. 504 p., il. color.

LEAL, R. M. **Distribuição espacial de *Diaphorina citri* Kuwayama (Hemiptera: Psyllidae) e sua relação com a expansão do greening em laranja Valência, utilizando geoestatística**. 2009. 97 f. Tese (Doutorado em Agronomia) – Universidade Estadual Paulista, Faculdade de Ciências Agrárias e Veterinárias, 2009.

LEITE, I. C. C. **Teoria de amostragem: estimacão**. Salvador: Centro Federal de Educação Tecnológica da Bahia, 2007. 12 p. (Notas de aula). Disponível em: <http://www.ifba.edu.br/dca/Corpo_Docente/MAT/ICCL/Teoria%20da%20Amostragem%20-%20Distribui%C3%A7%C3%A3o%20Amostragem.pdf>. Acesso em: 24 mar. 2014.

LIMA, J. S. S.; SATTER, M. A.; XAVIER, A. C.; OLIVEIRA, R. B.; PASSOS, R. R.; OLIVEIRA, P. C. Variabilidade espacial da textura de um Argissolo Vermelho-Amarelo sob cultivo de pastagem e vegetação nativa. **Ciência Rural**, Santa Maria, v. 39, n. 9, p. 2634-2637, dez. 2009.

LIMA, J. S. S.; OLIVEIRA, P. C.; OLIVEIRA, R. B.; XAVIER, A. C. Métodos geoestatísticos no estudo da resistência do solo à Penetração em trilha de tráfego de tratores na colheita de madeira. **Revista Árvore**, Viçosa, v. 32, n. 5, p. 931-938, set./out. 2008.

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**, Viçosa, v. 15, n. 3, p. 291-298, jul./set. 2007.

LIMA, J. S. S.; OLIVEIRA, R. B.; ROCHA, W.; OLIVEIRA, P. C.; QUARTEZANI, W. Z.; Análise espacial de atributos químicos do Solo e da produção da cultura Pimenta-do-reino (*Piper nigrum*, l.). **Idesia**, Arica, v. 28, n. 2, p. 31-39, mayo/agosto 2010.

LIMA, J. S. S.; SILVA, J. T. O.; OLIVEIRA, R. B.; ALMEIDA, V. S.; VANZO, F. L. Estudo da viabilidade de métodos geoestatísticos na mensuração da variabilidade espacial da dureza da madeira de Paraju (*Manilkara* sp.). **Revista Árvore**, Viçosa, v. 30, n. 4, p. 651-657, jul./ago. 2006.

LIMA, J. S. S.; SOUZA, G. S.; SILVA, S. A. Amostragem e variabilidade espacial de atributos químicos do solo em área de vegetação natural em regeneração. **Revista Árvore**, Viçosa, v. 34, n. 1, p. 127-136, jan./fev. 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**, Viçosa, v. 59, n. 6, p. 867-872, nov./dez. 2012.

McLELLAN, J. F.; FRIESEN, L. **Pulsearch Navigation Systems Inc.** Calgary, Alberta, Canadá, 1997.

MELÉM JÚNIOR, N. J.; FONSECA, I. C. B.; BRITO, O. R.; DECAËNS, T.; CARNEIRO, M. M.; MATOS, M. F. A.; GUEDES, M. C.; QUEIROZ, J. A. L.; BARROSO K. O. Análise de componentes principais para avaliação de resultados analíticos da fertilidade de solos do Amapá. **Semina: Ciências Agrárias**, Londrina, v. 29, n. 3, p. 499-506, jul./set. 2008.

MELLO, C. R.; LIMA, J. M.; SILVA, A. M.; MELLO, J. M.; OLIVEIRA, M. S. krigagem e inverso do quadrado da distância para interpolação dos parâmetros da equação de chuvas intensas. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v. 27, n. 5, p. 925-933, out. 2003.

MELLO, J. M. **Geoestatística aplicada ao inventário Florestal**. 2004. 122 f. Tese (Doutorado em Engenharia Florestal) – Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, Universidade de São Paulo, Piracicaba, 2004.

MINGOTI, S. A. **Análise de dados através de métodos de estatística multivariada** – uma abordagem aplicada. Belo Horizonte: UFMG, 2005. 295 p.

ORTIZ, J. L.; VETTORAZZI, C. A.; COUTO, H. T. Z.; GONÇALVES, J. L. M. Relações espaciais entre o potencial produtivo de um povoamento de eucalipto e atributos do solo e do relevo. **Scientia Forestalis**, Piracicaba, n. 72, p. 67-79, dez. 2006.

PAZ-GONZALEZ, A.; TABOADA, M. T. C.; VIEIRA, S. R. Geostatistical analysis of heavy metals in a one-hectare plot under natural vegetation in a serpentine area. **Canadian Journal of Soil Science**, Ottawa, v. 81, n. 4, p. 469-479, aug. 2001.

PEREIRA, B. W. F.; PITA, J. D.; MACIEL, M. N. M.; COSTA, M. S. S. SOARES, J. A. C.; CORREA, D. L.; FIGUEIREDO, D. B. Geoestatística aplicada à variabilidade espacial dos atributos químicos do solo e dendrométricos em plantio de *Tectona grandis* L.f. In: SIMPÓSIO BRASILEIRO DE SENSORIAMENTO REMOTO, 16., 2013, Foz do Iguaçu. **Anais...** Foz do Iguaçu: INPE, 2013. p. 3939-3946.

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. 130 f. Dissertação (Mestrado em Ciências Florestais) – Universidade Federal do Espírito Santo, Jerônimo Monteiro, 2010.

PEZZOPANE, J. E. M.; CASTRO, F. S.; PEZZOPANE, J. R. M.; CECÍLIO, R. A. **Agrometeorologia**: aplicações para o Espírito Santo. Alegre: CAUFES, 2012. 174 p.

PIMENTEL-GOMES, F.; GARCIA, C. H. **Estatística aplicada a experimentos agrônômicos e florestais**: exposição com exemplos e orientações para uso de aplicativos. Piracicaba: FEALQ, 2002. 309 p.

QUINTO, V. M. **Análise espacial e temporal dos fatores de erosão hídrica em Latossolo vermelho-amarelo sob cultivo de pastagem e eucalipto**. 2013. 116 f. Dissertação (Mestrado em Ciências Florestais) – Universidade Federal do Espírito Santo, Jerônimo Monteiro, 2013.

REGAZZI, A. J. **Análise multivariada**. Viçosa: UFV - Departamento de Estatística, 2010. 371 p. (Apostila de curso).

ROBERTSON, G. P. **GS+**: Geostatistics for the environmental sciences – GS+ user's guide. Plainwell: Gamma Desing Software, 1998.

SALES, T. M. **Análise geoestatística da distribuição espacial do amarelecimento fatal do dendezeiro no nordeste paraense**. 2011. 32 f. Dissertação (Mestrado em Agronomia) – Universidade Federal Rural da Amazônia, Belém, 2011.

SAMPAIO, A. N. Eucaliptos para o Brasil. **Arquivos do Serviço Florestal**, Rio de Janeiro, v. 12. n. 2. p. 3-17. 1957.

SANQUETTA, C. R.; WATZLAWICK, L. F.; CÔRTE, A. P. D.; FERNANDES, L. A. V.; SIQUEIRA, J. D. P. **Inventários Florestais**: planejamento e execução. 2 ed. Curitiba: Multi-Graphic, 2009. 316 p.

SANTOS, H. G.; JACOMINE, P. K. T.; ANJOS, L. H. C.; OLIVEIRA, V. A.; LUMBREAS, J. F.; COELHO, M. R.; ALMEIDA, J. A.; CUNHA, T. J. F.; OLIVEIRA, J. B. **Sistema brasileiro de classificação de solos**. 3 ed. Brasília: Embrapa, 2013a. 353 p.

SANTOS, P. C.; SANTANA, A. C.; BARROSO, P. L. C.; QUEIROZ, J. C. B.; VIEIRA, T. O. O emprego da geoestatística na determinação do tamanho “ótimo” de amostras aleatórias com vistas à obtenção de estimativas dos volumes dos fustes de espécies florestais em Paragominas, estado do Pará. **Acta Amazônica**, Manaus, v. 41, n. 2, p. 213-222, 2011.

SANTOS, R. D.; LEMOS, C. R.; SANTOS, H. G.; KER, C. J.; ANJOS, C. H. L.; SHIMIZU, S. H. **Manual de descrição e coleta de solo no campo**. 6 ed. Viçosa: Sociedade Brasileira de Ciência do Solo, 2013b. 100 p.

SARNAGLIA, S. A. A. S.; BURAK, D. L.; SANTOS, D. A. S. SHALDERS, G.; TRISTÃO, K. P.; ANDRADE, F. V.; PASSOS, R. R. Influência do relevo na distribuição espacial de frações granulométricas do solo. In: Encontro Latino Americano de Iniciação Científica, 13. Encontro Latino Americano de Pós-

graduação, 9., São José dos Campos. **Anais...** São José dos Campos: UNIVAP, 2009. p. 1-6.

SCHLUP, B. M.; WAGNER, H. H. Effects of study design and analysis on the spatial community structure detected by multiscale ordination. **Journal of Vegetation Science**, Knivsta, v. 19, n. 5, p. 621-632, oct. 2008.

SILVA, A. F.; QUARTEZANI, W. Z.; ZIMBACK, C. R. L.; LANDIM P. M. B. **Aplicação da Geoestatística em Ciências Agrárias**. Botucatu – SP: UNESP-FEPAF, 2011a, 136 p. (Apostila de Curso).

SILVA, S. A.; LIMA, J. S. S. Atributos físicos do solo e sua relação espacial com a produtividade do Café Arábica. **Coffee Science**, Lavras, v. 8, n. 4, p. 395-403, out./dez. 2013.

SILVA, S. A.; LIMA, J. S. S. Multivariate Analysis and Geostatistics of the Fertility of a Humic Rhodic Hapludox under Coffee Cultivation. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v. 36, n. 2, p. 467-474, mar./abr. 2012a.

SILVA, S. A.; LIMA, J. S. S.; Avaliação da variabilidade do estado nutricional e produtividade de café por meio da análise de componentes principais e geoestatística. **Revista Ceres**, Viçosa, v. 59, n. 2, p. 271-277, mar./abr, 2012b.

SILVA, S. A.; LIMA, J. S. S.; BOTTEGA, E. L. Variabilidade espacial da precipitação pluviométrica para o estado do Espírito Santo utilizando métodos multivariados. **Revista Brasileira Ciências Agrárias**, Recife, v. 6, n. 4, p. 703-709, out./dez. 2011.

SILVA, S. A.; LIMA, J. S. S.; SOUZA, G. S.; OLIVEIRA, R. B.; SILVA, A, F, Variabilidade espacial do fósforo e das frações granulométricas de um Latossolo Vermelho Amarelo. **Ciência Agrônômica**, Fortaleza, v. 41, n. 1, p. 1-8, jan./mar. 2010.

SOARES, A. **Geoestatística para ciências da terra e do ambiente**. Lisboa, Portugal: IST Press, 2006. 213 p.

SOCIEDADE BRASILEIRA DE SILVICULTURA. **Fatos e números do Brasil florestal**. São Paulo: SBS, 2008. 93 p. Disponível em: <<http://www.habitus.ifcs.ufrj.br/pdf/abntnabr6023.pdf>>. Acesso em: 21 mar. 2013.

SOUZA, G. S.; LIMA, J. S. S.; XAVIER, A. C.; ROCHA, W. S. D. Krigagem ordinária e inverso do quadrado da distância aplicados na espacialização de atributos químicos de um ARGISSOLO. **Scientia Agraria**, Curitiba, v. 11, n. 1, p. 73-81, jan./fev. 2010.

SOUZA, Z. M.; MARQUES JUNIOR, J.; PEREIRA, G. T.; BARBIERI, D. M. Variabilidade espacial da textura de um Latossolo Vermelho Eutroférico sob cultivo de cana-de-açúcar. **Engenharia Agrícola**, Botucatu, v. 24, n. 2, p. 309-319, mai./ago. 2004.

VICINI, L. **Análise multivariada da teoria à prática**. 2005. 215 f. Monografia (Especialização em Estatística e Modelagem Quantitativa) – Universidade de Santa Maria, Santa Maria, RS, 2005.

VIEIRA, S. R. **Geoestatística em estudo de variabilidade espacial**. Campinas: IAC, 1998.

VIEIRA, S. R. Geoestatística em estudos de variabilidade espacial do solo. In: NOVAIS, R. F. de; ALVAREZ, V. H.; SCHAEFER, C. E. G. R. (Org.). **Tópicos em ciência do solo**. Viçosa, MG: Sociedade Brasileira de Ciência do Solo. v. 1. 2000. p.1-54.

WEBSTER, R.; OLIVER, M. A. **Statistical methods in soil and land resource survey**. Oxford: Oxford University Press, 1990. 316 p.

WILCKEN, C. F.; LIMA, A. C. V.; DIAS, T. K. R.; MASSON, M. V.; FERREIRA FILHO, P. J.; DAL POGETTO, M. H. F. A. **Guia prático de manejo de plantações de eucalipto**. Botucatu. FEPAF, 2008. 25 p.

YAMAMOTO, J. K.; LANDIM, P. M. B. **Geoestatística: conceitos e aplicações**. São Paulo. Oficina de textos, 2013. 215 p.

ZUCOLOTO, M.; LIMA, J. S. S.; COELHO, R. I. Uso da geoestatística na probabilidade de ocorrência do mal-do-panamá em bananeira prata anã. **Revista Facultad Nacional de Agronomía**, Medellín v. 62, n. 1, p. 4793-4796, 2009.

ZUCOLOTO, M.; LIMA, J. S. S.; COELHO, R. I.; QUARTEZANI, W. Z. Variabilidade espacial das frações granulométricas e da produção de bananeira 'Prata Anã'. **Idesia**, Arica, v. 29, n. 2, p. 47-52, ago. 2011a.

ZUCOLOTO, M.; LIMA, J. S. S.; COELHO, R. I.; SILVA, S. A.; PASSOS, R. R. Variabilidade espacial de atributos físicos e variáveis agrônômicas de citros em uma parcela experimental em Jerônimo Monteiro – ES. **Engenharia na Agricultura**, Viçosa, v. 19, n. 1, p. 28-35, jan./fev. 2011b.

ZUCOLOTO, M.; LIMA, J. S. S.; COELHO, R. I.; SILVA, S. A.; SOUZA, G. S. Estimativa de Ca e Mg foliares por meio de Ca e Mg do solo em bananeira 'Prata Anã' utilizando cokrigagem. **Bioscience Journal**, Uberlândia, v. 26, n. 6, p. 835-842, nov./dez. 2010.

ZWICK, W. R.; VELICER, W. F. Factors influencing five rules for determining the number of components to retain. **Psychological Bulletin**, Washington, v. 99, n. 3, p. 432-442, may 1986.