



**MARCEL RÉGIS RAIMUNDO**

**ESTRATIFICAÇÃO NO INVENTÁRIO  
FLORESTAL CONTÍNUO UTILIZANDO  
GEOESTATÍSTICA**

**LAVRAS – MG**

**2015**

**MARCEL RÉGIS RAIMUNDO**

**ESTRATIFICAÇÃO NO INVENTÁRIO FLORESTAL CONTÍNUO  
UTILIZANDO GEOESTATÍSTICA**

Dissertação apresentada à Universidade Federal de Lavras, como parte das exigências do Curso de Mestrado em Engenharia Florestal, área de concentração Manejo Florestal, para obtenção do título de “Mestre”.

Orientador

Prof. Dr. José Marcio de Mello

**LAVRAS - MINAS GERAIS**

**2015**

**Ficha catalográfica elaborada pelo Sistema de Geração de Ficha Catalográfica da Biblioteca  
Universitária da UFLA, com dados informados pelo(a) próprio(a) autor(a).**

Raimundo, Marcel Régis.

Estratificação no inventário florestal contínuo utilizando  
geoestatística / Marcel Régis Raimundo. – Lavras: UFLA, 2015.  
91 p.: il.

Dissertação (mestrado acadêmico)–Universidade Federal de  
Lavras, 2015.

Orientador(a): José Marcio de Mello.

Bibliografia.

1. *Eucalyptus spp.* 2. Amostragem. 3. Análise espacial. I.  
Universidade Federal de Lavras. II. Título.

**MARCEL RÉGIS RAIMUNDO**

**ESTRATIFICAÇÃO NO INVENTÁRIO FLORESTAL CONTÍNUO  
UTILIZANDO GEOESTATÍSTICA**

Dissertação apresentada à Universidade Federal de Lavras, como parte das exigências do Curso de Mestrado em Engenharia Florestal, área de concentração Manejo Florestal, para obtenção do título de “Mestre”.

APROVADA em 27 de fevereiro de 2015.

Dr. José Marcio de Mello	UFLA
Dr. Renato Ribeiro de Lima	UFLA
Dr <sup>a</sup> . Maria Zélia Ferreira	Veracel Celulose S.A.

Prof. Dr. José Marcio de Mello  
Orientador

**LAVRAS - MINAS GERAIS  
2015**

*A Deus.*

*Aos meus pais Francisco e Sueli.*

*A meu irmão Anderson.*

*Aos meus avós Geralda, Braz, Jurandir e João.*

*A minha namorada Daniela.*

*Aos meus professores e amigos.*

*A minha família.*

*Dedico.*

## **AGRADECIMENTOS**

Agradeço a Deus pelo Dom da Vida.

Aos meus pais Francisco de Assis Raimundo e Sueli Silva Faria Raimundo, agradeço pelo amor incondicional, pelo total apoio, carinho e incentivo.

Agradeço a meu irmão Anderson pelo amor, companheirismo e amizade.

Agradeço a minha namorada Daniela pelo amor, compreensão e carinho.

Aos meus amigos e familiares por me ajudarem e por estarem sempre presentes na minha vida.

Aos amigos de laboratório (Henrique, Fernando, Pedro, Aliny, Iasmim e Flávio) pelo companheirismo e amizade por todos esses anos passados juntos.

Aos amigos da UFLA agradeço pela amizade e contribuição em diversos momentos.

Aos professores, em especial aos do LEMAF, agradeço pela amizade e conhecimento compartilhados em diversos momentos.

Ao LEMAF – UFLA, pela grande oportunidade de crescimento e aprendizado.

À Universidade Federal de Lavras e ao Programa de Pós-Graduação em Engenharia Florestal, pela oportunidade concedida para a realização desse trabalho.

Ao CNPq pela bolsa de estudos que contribuiu em muito na minha formação acadêmica.

E ao professor José Marcio de Mello, pela paciência, orientação e dedicação para realização deste trabalho.

Agradeço a todos vocês!

## RESUMO GERAL

A presente dissertação teve objetivo de incorporar ao processamento do inventário florestal o uso de técnicas geoestatísticas. Tais técnicas são empregadas na estratificação dos povoamentos e contribuem para melhoria da precisão e redução da intensidade amostral nas estimativas do inventário florestal. O estudo foi conduzido em um povoamento clonal de *Eucalyptus* spp. com área de 1111,8 ha, localizado no município de Guaratinga, região Sul do Estado da Bahia. Em um primeiro momento objetivou-se selecionar modelos espaciais para as variáveis área basal e altura dominante, constituindo o Capítulo 2 desse trabalho. Com os modelos selecionados, no Capítulo 3 foi utilizada a krigagem ordinária para estratificação e estimativa do volume pela Amostragem Casual Estratificada. Este procedimento foi comparado à Amostragem Casual Simples. Também foi avaliada a redução da intensidade amostral pelo procedimento da Amostragem Casual Estratificada, mantendo-se a precisão das estimativas volumétricas semelhantes à precisão das estimativas apresentadas pela Amostragem Casual Simples. Os resultados apontaram que o modelo exponencial ajustado pelo método dos Mínimos Quadrados Ponderados apresentou melhor desempenho para os dados de área basal e altura dominante. Em relação à krigagem ordinária das variáveis biométricas área basal e altura dominante, para geração de estratos possibilitando o uso do procedimento da Amostragem Casual Estratificada para estimativa volumétrica, bem como para redução da intensidade amostral, apresentou resultados superiores quando comparados às estimativas volumétricas apresentadas pela Amostragem Casual Simples.

Palavras-chaves: *Eucalyptus* spp. Amostragem. Análise espacial.

## GENERAL ABSTRACT

The dissertation aimed processing forest inventory using geostatistical technique. Such technique is used to stratify stands, contribute to accuracy and reduce the sampling intensity in forest inventory estimates. The study was conducted in a clonal *Eucalyptus* spp. stands with a total area of 1111.8 hectares, located in the municipality of Guaratinga, Bahia. In Chapter 2, the aim of the study was to select spatial models that best describe the variables basal area and dominant height. After the models selection, ordinary kriging was used in Chapter 3 to stratify the stands and provide volume estimation according to Stratified Random Sampling. This procedure was then compared to Simple Random Sampling. The sampling intensity reduction by the Stratified Random Sampling procedure was also evaluated. The results indicated that the exponential model fitted by the weighted least squares method showed better performance for the variables basal area and dominant height. The Stratified Random Sampling procedure provided better estimates for the variables basal area and dominant height when compared to Simple Random Sampling. In addition, sample intensity reduction without loss in inventory accuracy was possible by using ordinary kriging technique.

Keywords: *Eucalyptus* spp. Sampling. Spatial analysis.



## SUMÁRIO

	<b>CAPÍTULO 1</b>	<b>Introdução geral</b> .....	10
1.	<b>INTRODUÇÃO</b> .....		10
2.	<b>REFERENCIAL TEÓRICO</b> .....		12
2.1	<b>Inventário Florestal</b> .....		12
2.2	<b>Geoestatística</b> .....		14
2.2.1	<b>Krigagem ordinária</b> .....		17
2.3	<b>Estudo da dependência espacial de variáveis dendrométricas</b> .....		18
3.	<b>CONSIDERAÇÕES FINAIS</b> .....		21
	<b>REFERÊNCIAS</b> .....		22
	<b>CAPÍTULO 2</b>	<b>Seleção de modelos espaciais para variáveis biométricas de <i>Eucalyptus</i> spp.</b> .....	27
1.	<b>INTRODUÇÃO</b> .....		29
2.	<b>MATERIAL E MÉTODOS</b> .....		31
2.1	<b>Área do estudo</b> .....		31
2.2	<b>Descrição da base de dados</b> .....		31
2.3	<b>Análise exploratória dos dados</b> .....		32
2.4	<b>Estudo do variográfico</b> .....		32
2.5	<b>Métodos de ajuste de semivariogramas</b> .....		33
2.6	<b>Escolha do método e do modelo de semivariograma</b> .....		34
3.	<b>RESULTADOS E DISCUSSÕES</b> .....		38
3.1	<b>Análise exploratória dos dados</b> .....		38
3.2	<b>Estudo variográfico, ajuste e seleção dos modelos</b> .....		40
4.	<b>CONCLUSÃO</b> .....		48
	<b>REFERÊNCIAS</b> .....		49
	<b>CAPÍTULO 3</b>	<b>Precisão do inventário florestal contínuo com estratificação geoestatística</b> .....	52

<b>1.</b>	<b>INTRODUÇÃO .....</b>	<b>54</b>
<b>2.</b>	<b>MATERIAL E MÉTODOS.....</b>	<b>56</b>
<b>2.1</b>	<b>Área do Estudo.....</b>	<b>56</b>
<b>2.2</b>	<b>Descrição da base de dados .....</b>	<b>56</b>
<b>2.3</b>	<b>Avaliação das estratificações geradas pela krigagem ordinária .....</b>	<b>57</b>
<b>2.4</b>	<b>Relação entre estratos gerados nas medições do inventário florestal contínuo com intuito de propor estratos em idades jovens .....</b>	<b>59</b>
<b>2.5</b>	<b>Processamento do inventário florestal com estratos gerados nas respectivas idades de medição.....</b>	<b>60</b>
<b>2.6</b>	<b>Processamento do inventário florestal com estratos definidos pela correlação entre as idades de medição .....</b>	<b>60</b>
<b>2.7</b>	<b>Processamento do inventário florestal a partir da redução da intensidade amostral com estratos definidos pela correlação entre as idades de medição .....</b>	<b>61</b>
<b>3.</b>	<b>RESULTADOS E DISCUSSÃO .....</b>	<b>63</b>
<b>3.1</b>	<b>Avaliação das estratificações geradas pela krigagem ordinária .....</b>	<b>63</b>
<b>3.2</b>	<b>Relação entre estratos gerados nas medições do inventário florestal contínuo para propor estratificações em idades jovens.....</b>	<b>67</b>
<b>3.3</b>	<b>Processamento do inventário florestal com estratos gerados nas respectivas idades de medição.....</b>	<b>68</b>
<b>3.4</b>	<b>Processamento do inventário florestal com estratos definidos pela correlação entre idades de medição.....</b>	<b>72</b>
<b>3.5</b>	<b>Processamento do inventário florestal a partir da redução da intensidade amostral com estratos definidos pela correlação entre as idades de medição .....</b>	<b>74</b>
<b>4.</b>	<b>CONCLUSÃO .....</b>	<b>79</b>
	<b>REFERÊNCIAS.....</b>	<b>80</b>
	<b>ANEXO A .....</b>	<b>82</b>

## **CAPÍTULO 1 Introdução geral**

### **1. INTRODUÇÃO**

O setor florestal brasileiro contribui atualmente para a economia e sociedade com uma importante parcela na geração de produtos, impostos, divisas, empregos e renda, sendo sua indústria responsável por 3,5% do PIB nacional. Essa contribuição é atingida em virtude da velocidade de crescimento e sucesso de adaptação da cultura do gênero *Eucalyptus* spp., como também pela expansão da área plantada no país, que aumentou em 26,5% entre os anos de 2006 a 2012 (ASSOCIAÇÃO BRASILEIRA DE PRODUTORES DE FLORESTAS PLANTADAS - ABRAF, 2013).

Paula et al. (2012) ressaltam que o gênero *Eucalyptus* spp. é bastante utilizado em reflorestamentos comerciais pela sua elevada taxa de crescimento, plasticidade às diferentes condições de clima e solo e adequação de sua madeira a diversos usos.

A arte de se manejar povoamentos florestais com espécies do gênero *Eucalyptus* spp. passa por constantes medições dos parâmetros de crescimento da floresta, em intervalos regulares, para utilizar os planos e decisões futuras em função de variáveis ambientais e de mercado.

Um processo chave para o acompanhamento do crescimento florestal se dá pelo inventário florestal, sendo esta atividade dispendiosa. Mas que gera benefícios indispensáveis obtidos a partir das suas informações (OSMAN; IDRIS; IBRAHIM, 2013). O delineamento amostral empregado no inventário florestal está associado à estrutura da floresta a ser inventariada, principalmente em relação a sua heterogeneidade, para que as informações avaliadas apresentem boa precisão a custos oportunos.

O procedimento de amostragem casual estratificada segundo Peltoniemi, Heikkinen e Makipaa (2007) proporciona uma melhora na eficiência da amostragem, reduzindo o número de parcelas sem reduzir a precisão das estimativas do inventário. Também estima os parâmetros de interesse com uma melhor precisão sem a necessidade de aumento do esforço amostral. Tradicionalmente, a estratificação de povoamentos florestais plantados é realizada com base nas informações de cadastro tais como: idade, material genético, espaçamento de plantio, entre outras (SCOLFORO; MELLO, 2006). Porém, a estratificação com base em variáveis ligadas diretamente às características dendrométricas dos indivíduos proporcionam estratos mais fidedignos. Desse modo, a subdivisão do povoamento em áreas homogêneas passa a ter maior grau de confiabilidade.

Nesse sentido, a Geoestatística constitui uma ferramenta de mapeamento de variáveis dendrométricas, avaliadas no inventário florestal, a partir do estudo da dependência espacial e do uso de interpoladores espaciais para espacialização dessas variáveis. Assim proporcionará a estratificação dos povoamentos florestais, que podem ser utilizados no processamento do inventário florestal pela aplicação do procedimento da amostragem casual estratificada.

A presente dissertação foi estruturada na forma de três capítulos. O primeiro de revisão bibliográfica abordando temas e conceitos fundamentais para o desenvolvimento do trabalho. No segundo foi dado foco para o ajuste e seleção de modelos espaciais para as variáveis altura dominante e área basal, levantados no inventário florestal contínuo. No terceiro avaliou-se o comportamento espacial dos estratos gerados pela krigagem ordinária das variáveis altura dominante e área basal. Avaliou-se também a precisão e a intensidade amostral do inventário processado pelo procedimento da amostragem casual simples em relação à amostragem casual estratificada, com os estratos gerados pela krigagem ordinária. Os dados para confecção dos

capítulos 2 e 3 correspondem aos dados do inventário florestal contínuo de um povoamento de *Eucalyptus* spp., localizado no Sul do Estado da Bahia.

## **2. REFERENCIAL TEÓRICO**

### **2.1 Inventário Florestal**

A crescente demanda por madeira e por produtos florestais aliada à necessidade do uso social, ecológico e econômico de forma correta desses recursos, oriundos de povoamentos nativos e plantados tem acentuado a importância da quantificação do volume de madeira (AZEVEDO et al., 2011).

Na Engenharia Florestal, o Inventário Florestal é responsável pela obtenção de informações desses recursos, com base nos conceitos estatísticos de amostragem (PÉLLICO NETTO; BRENA, 1997). A coleta dessas informações é realizada por meio de unidades amostrais instaladas em campo (DRUSZCZ et al., 2010), visto que a obtenção do parâmetro é impossibilitada pela necessidade de medição de todos os indivíduos (censo), opção inviável, devido ao tempo e ao alto custo de medição (CORTE et al., 2013; UBIALLI et al., 2009).

Lüpke e Saborowski (2014) destacam que o sucesso de um projeto de inventário florestal está na sua eficiência, alcançando boa precisão com os custos estabelecidos. Esses mesmos autores ressaltam que as informações oriundas dos inventários florestais são de extrema importância para as autoridades e detentores de florestas no que tange ao planejamento desses recursos. Em síntese, para a obtenção de informações de subsídio ao manejo e da administração de um recurso florestal é necessário que se faça o inventário florestal.

Para que o inventário seja eficiente, deve-se ser definido de forma correta o método de amostragem, que compreende características inerentes às

unidades amostrais, e o procedimento de amostragem, que consiste no delineamento das unidades amostrais (UBIALLI et al., 2009).

Durigan (2009) defende que o delineamento amostral para a caracterização dos recursos florestais deve ser estabelecido em função do objetivo da amostragem e da variável escolhida, de modo que as florestas sejam representadas fielmente. Nos levantamentos florestais, os procedimentos de amostragem mais recorrentes são: Amostragem Casual Simples (ACS), Amostragem Casual Estratificada (ACE) e Amostragem Sistemática (AS) (CRESSIE, 1993).

Em relação ao processo de estratificação, Peltoniemi, Heikkinen e Makipaa (2007) afirmam que ocorre melhora na eficiência da amostragem, reduzindo o número de parcelas sem reduzir a precisão, ou estimando os parâmetros de interesse com uma melhor precisão sem a necessidade de aumento do esforço amostral.

Mello e Scolforo (2000) comparando os procedimentos de amostragem casual simples, casual simples com parcelas de tamanhos diferentes, casual estratificada, sistemática, sistemática com pós-estratificação e sistemática com parcelas de tamanhos diferentes, verificaram que os procedimentos de amostragem que baseiam na estratificação foram mais precisos dos que se baseiam na aleatorização.

Assis et al. (2009), analisando povoamentos clonais de *Eucalyptus* spp. no município de Aracruz, no Espírito Santo, encontraram resultados mais precisos quanto ao erro do inventário florestal comparando o procedimento da amostragem casual estratificada em relação ao procedimento da amostragem casual simples.

Alvarenga et al. (2012) encontraram que o erro percentual de amostragem na estimação volumétrica reduziu em 43,14% ao comparar o procedimento da amostragem sistemática com o procedimento da amostragem

casual estratificada, em um fragmento de Cerrado *Sensu Stricto* localizado no norte de Minas Gerais.

Informações mais detalhadas sobre os procedimentos de amostragem utilizados em inventários florestais podem ser encontradas em Husch, Beers e Kershaw Júnior (2003), Köhl, Magnussen e Marchetti (2006) e Thompson (1992).

## **2.2 Geoestatística**

A geoestatística pode ser entendida como um conjunto de técnicas estatísticas aplicadas a fenômenos que apresentam dados espacialmente distribuídos e referenciados.

Surgiu no campo da geologia com trabalhos realizados por Daniel G. Krige, engenheiro de minas, e H. J. de Wijs, professor da universidade técnica de Delft na Holanda. Inspirado nestes trabalhos, Georges Matheron, na década de 60, desenvolveu uma série de publicações que contribuíram para o desenvolvimento da Teoria das Variáveis Regionalizadas. Essa teoria tem como objetivos principais descrever a correlação espacial e solucionar problemas de estimativas de variáveis com base na amostragem. O emprego dessa teoria nos estudos geológicos foi chamado de geoestatística (LANDIM, 2006; YAMAMOTO; LANDIM, 2013).

Atualmente, a geoestatística é aplicada em diversas áreas do conhecimento com o intuito de entender a distribuição espacial das variáveis de interesse e, conseqüentemente, compreender o fenômeno estudado (JUNQUEIRA JÚNIOR et al., 2008). Mello et al. (2012) estudaram a continuidade espacial e promoveram o mapeamento das grandezas, precipitação pluviométrica e erosividade da chuva, para o Estado do Espírito Santo. Santos et al. (2013) aplicaram técnicas geoestatísticas para o mapeamento de atributos

químicos e físicos do solo em diferentes profundidades na Serra da Mantiqueira, região Sul do Estado de Minas Gerais.

Na engenharia florestal, a geoestatística tem potencial de aplicação na estratificação dos povoamentos florestais, a partir de características dendrométricas, bem como na predição do crescimento e do estoque florestal. Os trabalhos realizados por Assis et al. (2009), Du et al. (2010), Guedes et al. (2012), Mello et al. (2006) e Nanos et al. (2004), são bons exemplos de técnicas geoestatísticas aplicadas aos recursos florestais.

Para que técnicas geoestatísticas possam ser aplicadas, o fenômeno em estudo deve apresentar dependência espacial. Desse modo, o semi-variograma experimental compreende a principal ferramenta geoestatística, responsável pela determinação da magnitude da variabilidade espacial (AQUINO et al., 2012; MENG; CIESZEWSKI; MADDEN, 2009). Porém, essa determinação depende da qualidade e quantidade da coleta da variável de interesse (HENGL; HEUVELINK; ROSSITER, 2007). Matematicamente a função que representa o semivariograma experimental é a função de semivariâncias em relação às respectivas distâncias. O estimador da semivariância  $\hat{\gamma}(h)$  é igual à média aritmética das diferenças entre pares de valores experimentais ao quadrado, em todos os pontos separados pela distância  $h$ , conforme definido em (1).

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

em que  $\hat{\gamma}(h)$  é o estimador da semivariância para cada distância  $h$ ,  $N(h)$  é o número de pares de pontos separados pela distância  $h$ ,  $Z(x)$  é o valor da variável regionalizada no ponto  $x$  e  $Z(x+h)$  é o valor no ponto  $x+h$ . (JOURNEL; HUIJBREGTS, 1978; STUMBERG et al., 2014).



A Figura 1 representa o esquema de um semivariograma experimental.

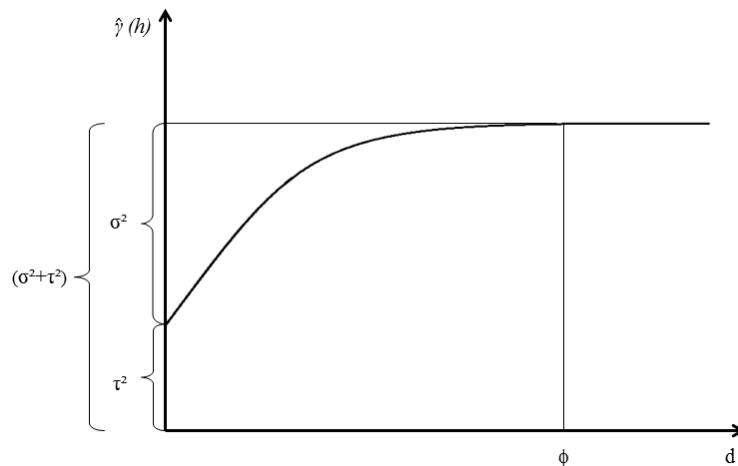


Figura 1 Semivariograma experimental.

No semi-variograma dado na Figura 1 estão representados os principais parâmetros como descritos por Isaaks e Srivastava (1989) e Zawadzki et al. (2005), em que:

**Alcance ou range ( $\phi$ ):** é o intervalo de distância na qual as amostras apresentam-se correlacionadas espacialmente. Esse parâmetro representa o valor da distância  $h$  para o qual o semi-variograma atinge o patamar. A partir deste ponto a correlação espacial entre os pontos não é mais considerada, tornando-se a  $\gamma(h)$  invariável com a distância.

**Efeito pepita ou nugget ( $\tau^2$ ):** é o parâmetro que está relacionado totalmente com a variabilidade que ocorre de forma aleatória dos dados. Representa a descontinuidade do semi-variograma para as distâncias menores que a menor distância observada na amostra. Em teoria:  $\gamma(h) = 0$ , mas na prática percebe-se que a medida que  $h$  tende a zero,  $\gamma(h)$  aproxima-se de um valor denominado de efeito pepita.

**Contribuição ou partial sill ( $\sigma^2$ ):** é a diferença entre o patamar e o efeito pepita, sendo o valor explicado por um modelo ou por uma estrutura de dependência espacial.

Para explicar os fenômenos com continuidade espacial são utilizados os modelos denominados de teóricos ou autorizados, que têm o objetivo de modelar a função do semi-variograma de forma precisa. Os modelos mais utilizados nos trabalhos científicos são: esférico, gaussiano e exponencial (JOURNEL; HUIJBREGTS, 1978). Por meio do comportamento do semi-variograma, o pesquisador, define o(s) modelo(s) que melhor(es) descreve(m) o comportamento dos dados e este(s) passa(m) pelo processo de ajuste. Na área florestal o modelo exponencial tem sido bastante aplicado para a modelagem da continuidade espacial (GALEANA-PIZAÑA et al., 2014; MELLO et al., 2005).

O ajuste do modelo teórico ao semi-variograma é a etapa mais importante para a aplicação da geoestatística. Segundo Oda-Souza et al. (2008), a sensibilidade do semi-variograma para captar a presença da estrutura espacial está ligada diretamente ao ajuste do modelo. O ajuste realizado de forma correta é condição essencial para a estimativa dos locais não amostrados e a apropriada interpretação dos fenômenos dependentes espacialmente (ÁVILA; MELLO; SILVA, 2010).

### **2.2.1 Krigagem ordinária**

A krigagem ordinária é um dos principais métodos de interpolação espacial geoestatística (ALVARENGA et al., 2011). Geram estimativas não tendenciosas em locais não amostrados, a partir de locais amostrados, com variância mínima de estimação (GOMES et al., 2007). Na estimação considera-se a estrutura de dependência espacial, onde a identificação dos pesos de cada vizinho é obtida com base numa função matemática que associa a semi-variância

entre dois ou mais pontos que estão separados pela mesma distância  $h$  (YAMAMOTO; LANDIM, 2013). O estimador da krigagem ordinária é dado na equação (2).

$$\hat{Z}_{x_0} = \sum_{i=1}^n \lambda_i Z_{x_i} \quad (2)$$

em que  $\hat{Z}_{x_0}$  é o estimador do valor na posição  $x_0$ ;  $n$  o número de pontos amostrais vizinhos utilizados para a predição do valor não amostrado  $\hat{Z}_{x_0}$  (vizinhança da krigagem);  $\lambda_i$  é o  $i$ -ésimo peso atribuído a cada  $i$ -ésima observação da variável de interesse na posição  $x_i$  e  $Z_{x_i}$  são os pontos amostrados.

### 2.3 Estudo da dependência espacial de variáveis dendrométricas

Os estudos envolvendo a estrutura de dependência espacial de características dendrométricas iniciaram com Matérn (1960) e Osborne (1942), que apresentaram a função exponencial para caracterizar a estrutura de continuidade espacial da variável volumétrica a partir da amostragem sistemática.

Höck, Payn e Shirley (1998), trabalhando com técnicas geoestatísticas na Nova Zelândia para acompanhar o crescimento de plantações florestais de *Pinus radiata*, avaliaram a altura dominante e a área basal em 110 parcelas permanentes, instaladas em 3500 ha. Para ambas as variáveis foi ajustado o modelo esférico, gerando valores de alcance iguais a 6500 metros para a altura dominante e 2400 metros para a área basal. Como conclusão do trabalho, os

autores afirmaram que é possível utilizar o interpolador espacial da krigagem na avaliação do crescimento e gerar mapas das variáveis estudadas sobre a área.

Segundo Kanegae Júnior et al. (2006), outra importante aplicação da krigagem é no controle da variabilidade espacial nas florestas por meio da geração de mapas estratificados. Desse modo os estratos gerados proporcionem uma melhora nas estimativas e diminuição dos custos do inventário florestal. Guedes et al. (2012) observaram essa mesma lógica, tendo encontrado melhoras expressivas a partir do uso do interpolador espacial geoestatístico.

Mello et al. (2006), comparando o estimador estatístico clássico e o geoestatístico na análise da variável volumétrica em cinco projetos de *Eucalyptus grandis*, encontrou diferença média entre o volume total, gerado pelo estimador clássico e pelo estimador geoestatístico, de 1%. Além disso, o erro amostral do estimador geoestatístico variou menos do que o erro amostral do estimador clássico.

Rufino et al. (2006), aplicando o interpolador da krigagem ordinária exponencial a partir de variáveis dendrométricas e atributos do solo em povoamentos de *Eucalyptus* spp., concluíram que o uso dessa técnica é de grande importância para a geração de informações de otimização da produtividade das florestas e conservação dos recursos naturais, bem como uma importante ferramenta para geração de estratos de processamento do inventário florestal.

Kanegae Júnior et al. (2007), trabalhando com as variáveis dendrométricas volume, área basal e altura dominantes em 23 povoamentos de *Eucalyptus grandis*, com três medições sucessivas, encontraram que mais de 70% dos povoamentos analisados apresentaram de média a forte dependência espacial para o volume e 80% para as variáveis área basal e altura dominante. Também concluíram que o grau de dependência espacial ao longo de sucessivas medições variou de povoamento para povoamento e de medição para medição,

podendo diminuir ou aumentar com o tempo. Isso indica que, para cada povoamento e medição, deve ser feita uma análise específica da continuidade espacial da variável de interesse.

Bognola et al. (2008) avaliaram a variabilidade espacial do rendimento obtido no inventário florestal em um povoamento de 2252,11 ha de *Pinus taeda*, em função de atributos do solo, no município de Rio Negrinho em Santa Catarina. Concluíram que a aplicação da modelagem bivariada pelo interpolador da krigagem proporcionou mapa mais detalhado do atributo de interesse em relação à modelagem univariada.

Mello et al. (2009), utilizando técnicas geoestatísticas e avaliando as variáveis número de fustes e volume para diferentes intensidades amostrais em parcelas com formatos lineares e circulares em duas diferentes idades, numa área de 104,71 ha de *Eucalyptus grandis*, detectaram para a variável número de fustes a presença de estrutura espacial nas situações estudadas. Assim, concluíram que o uso da geoestatística para esta variável aumentou a precisão das estimativas. Para a variável volume, somente na intensidade amostral de uma parcela a cada dez hectares não foi verificada a presença de continuidades espacial, sugerindo, para este caso, o uso do estimador clássico no processamento do inventário florestal.

### **3. CONSIDERAÇÕES FINAIS**

O inventário florestal é atividade primordial para o planejamento dos recursos florestais plantados, subsidiando a colheita, silvicultura, melhoramento genético, a projeção do crescimento e estoque florestal, entre outros. Equilibrar uma alta precisão das estimativas de crescimento e de estoque florestal a custos palpáveis é a essência do inventário florestal.

Desse modo, um método robusto de análise das informações avaliadas no inventário florestal, como o método Geoestatístico, pode trazer uma nova concepção no que tange ao processamento dos dados dos inventários florestais. Pois tal método realiza a estratificação dos povoamentos florestais possibilitando a aplicação do procedimento da amostragem casual estratificada para estimativas no inventário florestal, o que gera informações de alta qualidade e precisão.

## REFERÊNCIAS

- ALVARENGA, C. C. et al. Continuidade espacial da condutividade hidráulica saturada do solo na bacia hidrográfica do Alto Rio Grande, MG. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, MG, v. 35, n. 5, p. 1745-1757, 2011.
- ALVARENGA, L. H. V. et al. Desempenho da estratificação em um fragmento de cerrado stricto sensu utilizando interpolador geoestatístico. **Cerne**, Lavras, v. 18, n. 4, p. 675-681, out./dez. 2012.
- AQUINO, R. F et al. Spatial variability of the rainfall erosivity in southern region of Minas Gerais state, Brazil. **Ciência e Agrotecnologia**, Lavras, v. 36, n. 5, p. 533-542, set./out. 2012.
- ASSIS, A. L. et al. Development of a sampling strategy for young stands of *Eucalyptus* sp. using geostatistics. **Cerne**, Lavras, v. 15, n. 2, p. 166-173, 2009.
- ASSOCIAÇÃO BRASILEIRA DE PRODUTORES DE FLORESTAS PLANTADAS. **Anuário estatístico da ABRAF 2013 ano base 2012**. Brasília, 2013. 148 p.
- ÁVILA, L. F.; MELLO, C. R. de; SILVA, A. M. da. Continuidade e distribuição espacial da umidade do solo em bacia hidrográfica da Serra da Mantiqueira. **Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental**, João Pessoa, v. 14, n. 12, p. 1257-1266, dez. 2010.
- AZEVEDO, G. B. et al. Seleção de modelos hipsométricos para quatro espécies florestais nativas em plantio misto no Planalto da Conquista na Bahia. **Enciclopédia Biosfera**, Goiânia, v. 7, n. 12, p. 1-13, 2011.
- BOGNOLA, I. A. et al. Modelagem uni e bivariada da variabilidade espacial de rendimento de *Pinus taeda* L. **Floresta**, Curitiba, v. 38, n. 2, p. 373-385, 2008.
- CORTE, A. P. et al. Desempenho de métodos e processos de amostragem para avaliação de diversidade em Floresta Ombrófila Mista. **Floresta**, Curitiba, v. 43, n. 4, p. 579-592, 2013.
- CRESSIE, A. G. **Statistics for spatial data**. New York: J. Wiley, 1993. 900 p.

DRUSZCZ, J. D. et al. Comparação entre os métodos de amostragem de Bitterlich e de área fixa com parcela circular em plantação de *Pinus taeda*. **Floresta**, Curitiba, v. 40, n. 4, p. 739-754, out./dez. 2010.

DU, H. et al. Spatial heterogeneity and carbon contribution of aboveground biomass of moso bamboo by using geostatistical theory. **Plant Ecology**, Dordrecht, v. 207, n. 1, p. 131-139, Mar. 2010.

DURIGAN, G. Estrutura e diversidade de comunidades florestais. In: MARTINS, S. V. (Ed.). **Ecologia de florestas tropicais do Brasil**. Viçosa, MG: UFV, 2009. p. 185-215.

GALEANA-PIZAÑA, J. M. et al. Modeling the spatial distribution of above-ground carbon in Mexican coniferous forests using remote sensing and a geostatistical approach. **International Journal of Applied Earth Observation and Geoinformation**, Amsterdam, v. 30, n. 1, p. 179-189, Aug. 2014.

GOMES, N. M. et al. Métodos de ajuste e modelos de semivariograma aplicados ao estudo da variabilidade espacial de atributos físico-hídricos do solo. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, MG, v. 31, n. 3, p. 435-443, 2007.

GUEDES, I. C. de L. et al. Técnicas geoestatísticas e interpoladores espaciais na estratificação de povoamentos de *Eucalyptus* sp. **Ciência Florestal**, Santa Maria, v. 22, n. 3, p. 541-550, jul./set. 2012.

HENGL, T.; HEUVELINK, G. B. M.; ROSSITER, D. G. About regression-kriging: from equations to case studies. **Computers & Geosciences**, Oxford, v. 33, n. 1/2, p. 1301-1315, May 2007.

HÖCK, B. K.; PAYN, T. W.; SHIRLEY, J. Using a geographic information system and geostatistics to estimate site index of *Pinus radiata* for Kaingaroa forest. **New Zealand Journal of Forestry Science**, Canterbury, v. 23, n. 3, p. 264-277, Nov. 1998.

HUSCH, B.; BEERS, T. W.; KERSHAW JÚNIOR, J. A. **Forest mensuration**. 3<sup>rd</sup> ed. New York: J. Willey, 2003. 443 p.

ISAAKS, E. H.; SRIVASTAVA, R. M. **An introduction to applied geostatistics**. New York: Oxford University, 1989. 560 p.



JOURNAL, A. G.; HUIJBREGTS, C. J. **Mining geostatistics**. London: Academic, 1978. 600 p.

JUNQUEIRA JÚNIOR, J. A. et al. Continuidade espacial de atributos físico-hídricos do solo em sub-bacia hidrográfica de cadeceira. **Ciência e Agrotecnologia**, Lavras, v. 32, n. 3, p. 914-922, maio/jun. 2008.

KANEGAE JÚNIOR, H. et al. Avaliação da continuidade espacial de características dendrométricas em diferentes idades de povoamentos clonais de *Eucalyptus* sp. **Revista Árvore**, Viçosa, MG, v. 31, n. 5, p. 859-866, 2007.

KANEGAE JÚNIOR, H. et al. Avaliação de interpoladores estatísticos e determinísticos como instrumento de estratificação de povoamentos clonais de *Eucalyptus* sp. **Cerne**, Lavras, v. 12, n. 2, p. 123-136, abr./jun. 2006.

KÖHL, M.; MAGNUSSEN, S.; MARCHETTI, M. **Sampling methods, remote sensing and GIS multiresource Forest Inventory**. Berlin: Springer Verlag, 2006. 373 p. (Tropical Forestry Series).

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

LÜPKE, N. V.; SABOROWSKI, J. Combining double sampling for stratification and cluster sampling to a three-level sampling design for continuous forest inventories. **European Journal of Forest Research**, New York, v. 133, n. 1, p. 89-100, 2014.

MATÉRN, B. **Spatial variation: stochastic models and their application to some problems in forest surveys and other sampling investigations**. Stockholm: Skogsforsknings Institut, 1960. 144 p. (Meddelanden fran Statens Skogsforsknings Institut, 49).

MELLO, C. R. et al. Distribuição espacial da precipitação e da erosividade da chuva mensal e anual no Estado do Espírito Santo. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, MG, v. 36, n. 6, p. 1878-1891, 2012.

MELLO, J. M. de et al. Ajuste e seleção de modelos espaciais de semivariograma visando à estimativa volumétrica de *Eucalyptus grandis*. **Scientia Forestalis**, Piracicaba, v. 69, n. 4, p. 25-37, 2005.

MELLO, J. M. de et al. Métodos de amostragem e geoestatística para estimativa do número de fustes e volume em plantios de *Eucalyptus grandis*. **Floresta**, Curitiba, v. 39, n. 1, p. 157-166, 2009.

MELLO, J. M. de et al. Uso do estimador geoestatístico para predição volumétrica por talhão. **Floresta**, Curitiba, v. 36, n. 2, p. 251-260, 2006.

MELLO, J. M. de; SCOLFORO, J. R. S. Análise comparativa de procedimentos de amostragem em um remanescente de floresta estacional semidecídua Montana. **Revista Árvore**, Viçosa, MG, v. 24, n. 1, p. 55-62, 2000.

MENG, Q.; CIESZEWSKI, C.; MADDEN, M. Large area forest inventory using Landsat ETM+: a geostatistical approach. **ISPRS Journal of Photogrammetry and Remote Sensing**, Amsterdam, v. 64, n. 1, p. 27-36, 2009.

NANOS, N. et al. Geostatistical prediction of height/diameter models. **Forest Ecology and Management**, Amsterdam, v. 195, n. 1/2, p. 221-235, June 2004.

ODA-SOUZA, M. et al. Aplicação de métodos geoestatísticos para identificação de dependência espacial na análise de dados de um ensaio de espaçamento florestal em delineamento sistemático tipo leque. **Revista Árvore**, Viçosa, MG, v. 32, n. 3, p. 499-509, 2008.

OSBORNE, J. G. Sampling errors of systematic and random surveys of cover-type areas. **Journal Statistics Association**, Washington, v. 37, p. 256-264, 1942.

OSMAN, E. M. H.; IDRIS, E. Z. A.; IBRAHIM, E. M. M. Modelling height-diameter relationships of selected economically important natural forests species. **Journal of Forest Products & Industries**, Washington, v. 2, n. 1, p. 34-42, 2013.

PAULA, R. R. et al. Propriedades edáficas e desenvolvimento de eucalipto em topossequência na flona Mário Xavier, RJ. **Floresta e Ambiente**, Seropédica, v. 19, n. 3, p. 344-351, 2012.

PÉLLICO NETTO, S.; BRENA, D. A. **Inventário florestal**. Curitiba, 1997. 316 p.

PELTONIEMI, M.; HEIKKINEN, J.; MAKIPAA, R. Stratification of regional sampling by model-predicted changes of carbon stocks in forested mineral soils. **Silva Fennica**, Helsinki, v. 41, n. 3, p. 527-539, July/Sept. 2007.

RUFINO, T. M. C. et al. Uso da geoestatística no estudo da relação entre variáveis dendrométricas de povoamentos de *Eucalyptus* sp. e atributos do solo. **Revista Ambiência**, Guarapuava, v. 2, n. 1, p. 83-93, 2006.

SANTOS, M. C. N. et al. Spatial continuity of soil attributes in an Atlantic Forest remnant in the Mantiqueira Range, MG. **Ciência e Agrotecnologia**, Lavras, v. 37, n. 1, p. 68-77, 2013.

SCOLFORO, J. R. S.; MELLO, J. M. de. **Inventário florestal**. Lavras: UFLA/FAEPE, 2006. 561 p.

STUMBERG, N. et al. Improving classification of airborne laser scanning echoes in the forest-tundra ecotone using geostatistical and statistical measures. **Remote Sensing**, Basel, v. 6, n. 5, p. 4582-4599, 2014.

THOMPSON, S. K. **Sampling**. New York: Wiley, 1992. 343 p.

UBIALLI, J. A. et al. Comparação de métodos e processos de amostragem para estudos fitossociológicos em uma floresta ecotonal na região norte mato-grossense. **Floresta**, Curitiba, v. 39, n. 12, p. 511-523, abr./jun. 2009.

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

ZAWADZKI, J. et al. Applying geostatistics for investigations of forest ecosystems using remote sensing imagery. **Silva Fennica**, Helsinki, v. 39, n. 4, p. 599-617, Oct./Dec. 2005.

## **CAPÍTULO 2 Seleção de modelos espaciais para variáveis biométricas de *Eucalyptus* spp.**

### **RESUMO**

O presente estudo teve o objetivo de ajustar e selecionar modelos espaciais de semi-variograma para a estimação das variáveis biométricas altura dominante e área basal, a partir de dois métodos de ajuste. Foram consideradas idades de um plantio clonal de *Eucalyptus* spp., localizado no município de Guaratinga, região Sul do Estado da Bahia. A base de dados utilizada corresponde a 89 parcelas do inventário florestal contínuo. Os modelos testados foram: exponencial, esférico e gaussiano com os ajustes realizados pelos métodos dos Mínimos Quadrados Ordinários e Mínimos Quadrados Ponderados. A seleção dos modelos que apresentaram melhores desempenhos, tanto para a área basal como para altura dominantes, foi realizada por meio do AIC (Akaike's Critério Information) e IDE (Índice de Dependência Espacial), que considera todos os parâmetros do semi-variograma. De acordo com os métodos de seleção, o modelo exponencial e o método de ajuste dos Quadrados Mínimos Ponderados apresentaram melhores desempenhos, sendo selecionados em 70% das situações de ajustes. Pode-se concluir que para o ajuste de modelos espaciais para variáveis altura dominante e área basal em povoamentos de *Eucalyptus* spp., localizado na região Sul da Bahia, é indicado o uso do modelo exponencial e o método de ajuste dos Mínimos Quadrados Ponderados.

Palavras-chaves: Modelos espaciais. Semi-variograma. Critério de AIC. IDE.

### ABSTRACT

The study aimed to adjust and select semivariance spatial models for the estimation of the variables dominant height and basal area. The study was conducted in a clonal *Eucalyptus* spp. stands with a total area of 1111.8 hectares, located in the municipality of Guaratinga, Bahia. The database consisted in 89 plots of continuous forest inventory. The exponential, spherical and gaussian models were fitted by the ordinary least squares and weighted least squares procedures. The model selection that best described the spatial continuity for the variables dominant height and basal area were based on Akaike Information Criterion's (AIC) and Spatial Dependence Index (SDI). The exponential semivariance models fitted by weighted least squares procedure were selected 70% of the time. The exponential model and the weighted least square procedure provided the best results. In addition, the models fitted presented adequate estimates. The exponential model by the weighted least square procedure is indicated for the estimation of the variables dominant height and basal area in *Eucalyptus* spp. stands located in the south of Bahia State.

Keywords: Spatial models. Semivariogram. AIC. SDI.

## 1. INTRODUÇÃO

A aparente homogeneidade espacial da estrutura dos povoamentos florestais não condiz com as significativas variações dendrométricas existentes nas áreas, o que pode causar avaliações inadequadas dos dados. Essas variações estão associadas a fatores edáficos, topográficos, silviculturais, entre outros (PELISSARI et al., 2014). Paula et al. (2012) em seus estudos com eucalipto no Estado do Rio de Janeiro afirmam que variações nas características dendrométricas causadas pela posição da encosta e tipo de solo demonstram os efeitos edáficos na produtividade da espécie.

Identificar a variabilidade espacial em povoamentos florestais confere um importante subsídio para ações mais precisas de planejamento no manejo florestal. O uso do método Geoestatístico, que vem aumentando expressivamente nas últimas três décadas, é o ponto de partida para trabalhos desta natureza, visto a capacidade de avaliar o grau de dependência espacial das variáveis dendrométricas.

Segundo McBratney e Webster (1986), o semi-variograma experimental é a ferramenta chave para estudos envolvendo Geoestatística, na qual a dependência espacial é detectada pela variação dos valores de semi-variância em função da distância. Através do semi-variograma, são ajustados e escolhidos modelos que melhor expliquem o comportamento do fenômeno estudado (YAMAMOTO; LANDIM, 2013).

A fase de ajuste das funções matemáticas correspondentes a cada modelo espacial aos semi-variogramas confere a etapa mais delicada das análises geoestatísticas. Segundo Oda-Souza et al. (2008) o ajuste adequado do modelo ao semi-variograma é condição essencial para detecção da variabilidade espacial. Ávila, Mello e Silva (2010) destacam também que o ajuste de um modelo que retrate bem o comportamento dos dados é essencial para realização

de inferências em locais não amostrados e para a correta interpretação de fenômenos que apresenta dependência espacial.

Com o crescimento e aperfeiçoamento dos recursos computacionais, os ajustes de modelos aos semi-variogramas deixaram o caráter subjetivo, ajuste realizado de maneira visual e denominado de “a sentimento” segundo Mello et al. (2005) e passaram a ter embasamento matemático. Dentre os métodos de ajustes se destacam: os métodos de ajuste dos Mínimos Quadrados Ordinários, Mínimos Quadrados Ponderados e Máxima Verossimilhança (GOMES et al., 2007; JUNQUEIRA JÚNIOR et al., 2008; VIOLA et al., 2010).

Por fim, a escolha do modelo com melhor desempenho é realizada por técnicas quantitativas. Atualmente o critério de informação de Akaike (Akaike's Critérion Information-AIC) e a validação cruzada e preditiva são as técnicas mais utilizadas para seleção de modelos espaciais, conforme pode ser visto nos estudos de Faraco et al. (2008), Oda-Souza et al. (2008) e Viola et al. (2014).

Diante do exposto, o presente trabalho teve como objetivo ajustar e selecionar modelos espaciais de semi-variograma para a estimação das variáveis altura dominante e área basal em diferentes idades de um plantio clonal de *Eucalyptus* spp.

## 2. MATERIAL E MÉTODOS

### 2.1 Área do estudo

O presente trabalho foi realizado em um povoamento clonal de *Eucalyptus* spp. com área de 1111,8 ha, localizado no município de Guaratinga, região Sul do Estado da Bahia (Figura 1). O município se localiza nas coordenadas geográficas 16° 33' 47" Sul e 39° 46' 57" Oeste, com altitude média aproximada de 170 metros, temperatura média anual de 23°C, precipitação média anual de 1250 mm e clima Af de acordo com a classificação de Köppen.

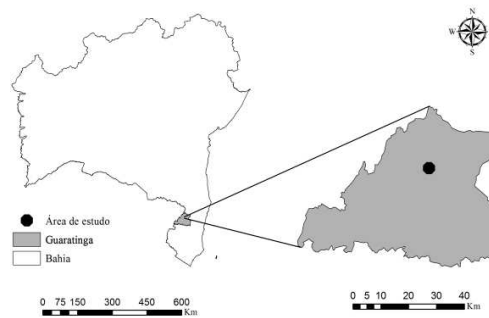


Figura 1 – Mapa de localização do povoamento de *Eucalyptus* spp.

### 2.2 Descrição da base de dados

A base de dados corresponde a um conjunto de talhões agrupados pela idade aproximada e com espaçamento de plantio 4x3 metros. Os dados advêm de 89 parcelas permanentes e referentes a um ciclo de cinco medições do inventário florestal contínuo. A primeira medição do inventário foi realizada aos 2,1 anos, a segunda aos 3,1 anos, a terceira aos 3,9 anos, a quarta aos 5,2 anos e a quinta aos 5,8 anos de idade.



As parcelas apresentam formato retangular e são de área variável com um número fixo de 22 árvores, compreendendo 11 indivíduos em duas linhas de plantio. Nas respectivas parcelas foram coletadas as circunferências a 1,30 m do solo (CAP) de todos os fustes, a altura total das cinco primeiras árvores com fustes normais (sem bifurcação ou qualquer outro defeito) e a altura das árvores dominantes, caso não tivessem sido ainda mensuradas entre as cinco alturas coletadas. A coleta da altura dominante foi baseada conforme o conceito de Assmann, das 100 árvores mais grossas por hectare (ASSMANN, 1970). A intensidade amostral do inventário florestal contínuo foi de 1 parcela a cada 12,5 hectares. Todas as parcelas foram georreferenciadas para possibilitar a aplicação de técnicas geoestatísticas.

As variáveis dendrométricas utilizadas no processamento dos dados do presente estudo foram a altura dominante (HD), em metros e a área basal (G), em m<sup>2</sup>/ha.

### **2.3 Análise exploratória dos dados**

Com o objetivo de realizar um estudo mais conciso, atendendo a algumas pressuposições geoestatísticas principalmente em relação à tendenciosidade, esta análise constituiu nas estimativas da média, desvio padrão e coeficientes de variação, bem como a avaliação da normalidade dos dados por meio do histograma de frequência e teste de Shapiro-Wilk para as variáveis HD e G. Também foram verificados os valores discrepantes pelo gráfico *box plot*, e por fim foi realizada a avaliação da distribuição espacial das amostras em função da latitude e longitude, através dos gráficos de tendência (MELLO et al., 2008).

### **2.4 Estudo do variográfico**

Para as variáveis HD e G foi promovido o estudo da continuidade espacial durante o ciclo de cinco medições do inventário florestal contínuo através da construção dos semi-variogramas experimentais com base na pressuposição da hipótese intrínseca (Equação 1).

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

em que  $\hat{\gamma}(h)$  é o estimador da semi-variância para cada distância  $h$ ,  $N(h)$  é o número de pares de pontos separados pela distância  $h$ ,  $Z(x)$  é o valor da variável regionalizada no ponto  $x$  e  $Z(x+h)$  é o valor no ponto  $x+h$ . (JOURNEL; HUIJBREGTS, 1978; STUMBERG et al., 2014). Após a construção dos semi-variogramas foram ajustados os modelos esférico, exponencial e gaussiano.

## 2.5 Métodos de ajuste de semi-variogramas

Os modelos espaciais foram ajustados pelos métodos dos Mínimos Quadrados Ordinários (Ordinary Least Squares - OLS) e Mínimos Quadrados Ponderados (Weight Least Squares - WLS). Tais métodos de ajuste se baseiam no princípio dos Mínimos Quadrados proposto inicialmente por Gauss em 1809. O princípio do ajuste consiste em obter os valores dos parâmetros de um modelo que minimiza a soma de quadrado da diferença entre os valores observados e os estimados (FARACO et al., 2008).

A Equação 2 representa a estimativa dos parâmetros do semi-variograma referente ao método dos Mínimos Quadrados Ordinários:

$$Q(\theta) = \sum_{i=1}^k [\hat{g}(h_i) - \gamma(h_i; \theta)]^2 \quad (2)$$

em que  $\theta$  representa o vetor de parâmetros estimados que definem completamente o semi-variograma, sendo cada estimativa denotada por  $\hat{g}(h_i)$  e  $k$  refere-se ao número de “lags” do semi-variograma experimental. A quantidade  $\gamma(h_i; \theta)$  é a semi-variância calculada pelo modelo e depende dos parâmetros estimados  $\theta$  e após minimização, a função  $\hat{g}(h_i)$  se torna a estimativa  $\hat{\gamma}(h_i)$  de quadrados mínimos.

Com o objetivo de ponderar a semi-variância, pelo fato de que a ponderação pela variância das estimativas das semi-variâncias não é conhecida, David (1977) propôs a divisão do erro quadrático médio pelo número de pares de pontos em cada distância no semi-variograma  $m(h_i)$ , conforme a equação a seguir:

$$Q(\theta) = \frac{\sum_{i=1}^k [\hat{g}(h_i) - \gamma(h_i; \theta)]^2}{m(h_i)} \quad (3)$$

Este método é conhecido como o Método dos Mínimos Quadrados Ponderados (MELLO et al., 2005).

## 2.6 Escolha do método e do modelo de semi-variograma

Com o intuito de identificar o modelo e o método de ajuste mais adequado para as variáveis HD e G, ao longo das idades de medição do inventário florestal contínuo, foram selecionados modelos que apresentaram

melhores desempenhos de acordo com o *Akaike's information criterion* (AIC) e de acordo com o Índice de Dependência Espacial proposto por Seidel e Oliveira (2014a).

A partir da distância ou informação de Kulback e Leibler (1951), que corresponde à medida de discrepância entre as linhas do modelo verdadeiro e o aproximado, com a Máxima Verossimilhança, Akaike (1983) propôs o AIC, representado pela seguinte equação:

$$AIC = -2 \log L + 2K \quad (4)$$

em que  $L$  é o valor da Verossimilhança Maximizada do modelo candidato e  $K$  é o número de parâmetros deste modelo.

Com a utilização da função `likGRF` do pacote `geoR` (RIBEIRO JÚNIOR; DIGLLE, 2001) foram obtidos os AIC's referentes aos três modelos testados e aos métodos de ajustes dos Mínimos Quadrados.

Para a seleção do modelo de melhor desempenho de acordo com o AIC, Burnhan e Anderson (2002) propuseram a comparação de modelos pela diferença de AIC ( $\Delta_i$ ). Tal diferença é representada pela seguinte fórmula:

$$\Delta_i = AIC_i - AIC_{\min} \quad (5)$$

em que,  $AIC_i$  é o valor do AIC para o modelo (i) e  $AIC_{\min}$  é o valor do AIC para o modelo suporte, ou seja, o modelo que apresentou menor AIC para um dado conjunto de dados. Para valores de  $\Delta_i$  maiores do que dois, o modelo (i) difere consideravelmente do modelo suporte.

Para auxiliar na definição dos métodos e modelos de HD e G de melhores desempenhos foi utilizado o Índice de Dependência Espacial (IDE). O

IDE leva em consideração todos os parâmetros do semi-variograma com base em aspectos geométricos baseados no cálculo da área de correlação espacial. Cada modelo possui uma área de dependência espacial específica, que se dá em função da formulação de cada modelo (SEIDEL; OLIVEIRA, 2014b). Portanto, cada modelo apresenta um fator de modelo específico. O fator de modelo ( $FM$ ) para os modelos esférico, exponencial e gaussiano é equivalente a 0,375; 0,317; e 0,504, respectivamente (SEIDEL; OLIVEIRA, 2014a). O IDE (%) pode ser obtido aplicando-se a seguinte equação:

$$IDE(\%) = FM \cdot \left( \frac{\sigma^2}{\sigma^2 + \tau^2} \right) \cdot \left( \frac{\alpha}{q \cdot MD} \right) \cdot 100 \quad (6)$$

em que  $FM$  é o fator do modelo;  $\tau^2$  é o parâmetro efeito pepita;  $\sigma^2$  é o parâmetro contribuição;  $\Phi$  o alcance prático;  $q \cdot MD$  é o valor que correspondente à fração ( $q$ ) atingida da máxima distância ( $MD$ ) entre os pontos amostrados.

Assim, o IDE (%) máximo que pode ser atingido por cada modelo é 50,4 %, 37,5% e 31,7 % nos semi-variogramas com ajustes de modelos gaussiano, esférico e exponencial, respectivamente. Para que IDE (%) pudesse ser comparado entre modelos, os valores foram padronizados conforme Equação 7:

$$IDE_{padronizado}(\%) = \frac{IDE(\%)}{IDE(\%)_{Máx./Modelo}} \cdot 100 \quad (7)$$

em que  $IDE_{padronizado}(\%)$  é o Índice de Dependência Espacial padronizado; e  $IDE(\%)_{Máx./Modelo}$  o Índice de Dependência Espacial máximo atingido por cada modelo. Maiores detalhes do IDE (%) podem ser encontrados nos trabalhos de Seidel (2013) e Seidel e Oliveira (2014a).

As análises foram realizadas utilizando-se o pacote geoR (RIBEIRO JÚNIOR; DIGLLE, 2001) pertencente ao software R (R DEVELOPMENT CORE TEAM, 2013).

### 3. RESULTADOS E DISCUSSÕES

#### 3.1 Análise exploratória dos dados

As principais estatísticas descritivas ao longo das idades de medição do inventário florestal para as características HD e G estão na Tabela 1. Pela análise dos valores de CV (%) certifica-se que G apresentou para todas as medições do inventário florestal, maior variabilidade quando comparado à variável HD. Porém os valores de 8,76 a 17,34%, ainda demonstram considerável homogeneidade.

Tabela 1 Estatísticas para HD e G nas idade de medição do inventário florestal contínuo.

Idade (anos)	Estatísticas	Característica dendrométrica	
		HD (m)	G (m <sup>2</sup> /ha)
2,1	Média	13,33	7,58
	CV (%)	11,51	17,34
3,1	Média	19,90	13,11
	CV (%)	8,30	10,06
3,9	Média	22,26	16,47
	CV (%)	6,16	10,02
5,2	Média	26,88	20,23
	Desvio padrão	1,52	1,78
	CV (%)	5,65	8,79
5,8	Média	28,79	21,26
	CV (%)	6,78	8,76

Na Tabela 2 apresentam-se os resultados do teste de normalidade de Shapiro-Wilk para as variáveis estudadas. Pôde ser verificada a normalidade dos dados apenas nos últimos três anos de medição para G. Os mesmos resultados puderam ser observados pelos histogramas de frequência. A análise do teste de

normalidade de Shapiro-Wilk e dos histogramas de frequência são fundamentais no que se refere à utilização do método de ajuste dos modelos espaciais.

Tabela 2 Resultados do teste de normalidade de Shapiro-Wilk para a HD e G referentes às idades de medição do inventário florestal contínuo.

Idade (anos)	<i>p-valor</i>	
	HD (m)	G (m <sup>2</sup> /ha)
2,1	0,005*	0,011*
3,1	0,004*	0,015*
3,9	0,002*	0,064 <sup>ns</sup>
5,2	0,001*	0,397 <sup>ns</sup>
5,8	0,002*	0,116 <sup>ns</sup>

em que: ns representa a não significância do teste de Shapiro-Wilk e \* a significância.

Cressie (1993) afirma que para a aplicação de técnicas Geoestatísticas não há exigência quanto à normalidade dos dados. Porém, para dados não normais, os mesmos não apresentam propriedades desejáveis para uso da Máxima Verossimilhança, utilizando o pacote geoR (RIBEIRO JÚNIOR; DIGLLE, 2001). Dessa maneira, o uso do método da Máxima Verossimilhança para ajustes de modelos espaciais no presente estudo não foi um método adequado e por ocasião não foi aplicado.

Pelas análises dos gráficos *box plot* para ambas características, verificou-se alguns valores candidatos a *outliers*. Aferindo a base de dados foram constatados que esses valores são reais do povoamento, não sendo atribuídos a erros de medição, processamento ou tabulação dos mesmos. Desse modo, esses valores não foram removidos para a geração dos semi-variogramas, ajuste e seleção de modelos espaciais.

Esses valores podem ser atribuídos a diferentes sítios existentes no povoamento, em que parcelas localizadas em sítios de produtividades adversas apresentaram valores candidatos a *outliers*.



A análise de tendência não captou a existência de tendência para as variáveis estudadas. A presença de tendência, segundo Ribeiro Júnior (1995), pode provocar uma falsa dependência espacial, ou mesmo, fazer com que esta não seja observada. Os histogramas de frequência, gráficos *box plot* e gráficos de tendência para todas as idades de medição do inventário, estão apresentados no Anexo A.

### 3.2 Estudo variográfico, ajuste e seleção dos modelos

Nesta fase do estudo procedeu-se ao ajuste dos modelos exponencial, esférico e gaussiano pelos métodos dos Mínimos Quadrados Ordinários (OLS) e ponderados (WLS) para as variáveis, HD e G ao longo das idades de medição do inventário florestal contínuo.

Na Tabela 1 estão representados os valores de AIC e de  $\Delta_i$ , como proposto por Burnhan e Anderson (2002). Pela análise dos resultados da Tabela 1 podem ser observadas duas situações. A primeira refere-se à seleção de apenas um modelo e método de ajuste pelo fato de os valores de AIC dos modelos considerados suportes (menores AIC's) apresentarem valores de discrepância maiores que 2 em relação aos demais ( $\Delta_i > 2$ ). Uma segunda situação refere-se à existência de vários modelos verossímeis de acordo com os valores de AIC's e  $\Delta_i$ 's. Um modelo é considerado verossímil quando o valor de  $\Delta_i$  for menor que 2.

Um exemplo para cada situação pode ser verificado na medição de 2,1 anos do inventário florestal, em que para a HD foi escolhido o modelo esférico referente ao método OLS. Porém, para G os três modelos nos métodos de ajustes OLS e WLS apresentaram desempenhos verossímeis quanto o AIC e  $\Delta_i$ .

Tabela 3 Valores de AIC e  $\Delta_i$  referentes às variáveis HD e G com ajustes por OLS e WLS para os modelos exponencial, esférico e gaussiano.

Idade (anos)	Método	Modelo	HD (m)		G (m <sup>2</sup> /ha)	
			AIC	$\Delta_i$	AIC	$\Delta_i$
2,1	OLS	Exponencial	-104,63	5,9	-124,06	0,8
		Gaussiano	-104,51	6,0	-124,38	0,5
		Esférico	-110,52	-	-124,05	0,9
	WLS	Exponencial	-103,89	6,6	-123,99	0,9
		Gaussiano	-104,31	6,2	-124,76	0,1
		Esférico	-106,85	3,7	-124,90	-
3,1	OLS	Exponencial	-167,27	-	-147,08	0,7
		Gaussiano	-162,81	4,5	-145,16	2,6
		Esférico	-164,56	2,7	-146,14	1,6
	WLS	Exponencial	-166,87	0,4	-147,74	-
		Gaussiano	-162,81	4,5	-145,15	2,6
		Esférico	-164,56	2,7	-146,33	1,4
3,9	OLS	Exponencial	-148,15	4,1	-165,88	0,4
		Gaussiano	-145,66	6,6	-163,83	2,5
		Esférico	-148,62	3,7	-164,48	1,8
	WLS	Exponencial	-147,63	4,6	-166,32	-
		Gaussiano	-145,82	6,4	-163,72	2,6
		Esférico	-152,27	-	-165,17	1,1
5,2	OLS	Exponencial	-157,04	0,2	-173,00	5,3
		Gaussiano	-156,00	1,2	-171,70	6,6
		Esférico	-156,78	0,5	-172,28	6,1
	WLS	Exponencial	-157,10	0,1	-178,35	-
		Gaussiano	-155,89	1,4	-171,68	6,7
		Esférico	-157,25	-	-172,60	5,7
5,8	OLS	Exponencial	-177,08	0,1	-175,15	1,7
		Gaussiano	-176,02	1,1	-173,62	3,3
		Esférico	-176,36	0,8	-174,32	2,5
	WLS	Exponencial	-177,08	0,1	-176,87	-
		Gaussiano	-175,89	1,3	-173,60	3,3
		Esférico	-177,14	-	-174,62	2,3

Para os modelos que apresentaram o mesmo desempenho de acordo com o AIC, foi definido como o modelo de melhor desempenho o que apresentou o maior  $IDE_{padronizado}(\%)$ , oriundo do IDE (%) proposto por Seidel e Oliveira (2014a).

No presente estudo, o valor de  $q$  (fração da máxima distância) considerado foi igual a 0,5, correspondendo a 50% da máxima distância ( $MD$ ). A  $MD$  é a maior distância linear observada entre as parcelas. Este valor foi proposto por Seidel e Oliveira (2014a) no estudo de caso para dados simulados.

Na Tabela 2 têm-se as estimativas dos parâmetros dos semi-variogramas e do  $IDE_{padronizado}(\%)$  para os modelos selecionados pelo AIC. Os modelos destacados em negrito correspondem àqueles que apresentaram o maior  $IDE_{padronizado}(\%)$  e, conseqüentemente, os que foram considerados os de melhor desempenho.

Com relação à variável G, em todas as idades de medição do inventário florestal contínuo, o modelo exponencial foi selecionado predominando o método de ajuste WLS, exceto para idade de 2,1 anos. Quanto à variável HD, ocorreu uma alternância entre as idades e entre os modelos selecionados, nas quais, para as idades de 2,1, 3,9 e 5,8 anos foi selecionado o modelo esférico e para as duas idades restantes, o modelo exponencial. Em relação ao método de ajuste também houve variação entre OLS e WLS em relação às medições.

Tabela 4 Estimativa do efeito pepita ( $\tau^2$ ), contribuição ( $\sigma^2$ ), alcance prático ( $\Phi$ ), IDE (%) e IDE<sub>padronizado</sub>(%) para HD e G nas idades de medição para os modelos e métodos de ajuste selecionados pelo AIC.

Variável	Idade (anos)	Método	Modelo	$\tau^2$	$\sigma^2$	$\Phi$	IDE (%)	IDE <sub>padronizado</sub> (%)
HD (m)	2,1	<b>OLS</b>	<b>Esf.</b>	<b>0</b>	<b>3,28</b>	<b>6187,1</b>	<b>37,5</b>	<b>100</b>
	3,1	<b>OLS</b>	<b>Exp.</b>	<b>0</b>	<b>2,9</b>	<b>890,7</b>	<b>24,6</b>	<b>77,7</b>
		WLS	Exp.	0,06	2,87	937,5	24,1	76,1
	3,9	<b>WLS</b>	<b>Esf.</b>	<b>0,39</b>	<b>1,81</b>	<b>1735,9</b>	<b>23,4</b>	<b>62,3</b>
		WLS	Esf.	0,91	1,51	1410,6	16,8	44,8
	5,2	<b>WLS</b>	<b>Exp.</b>	<b>0,50</b>	<b>1,95</b>	<b>1443,2</b>	<b>18,2</b>	<b>57,3</b>
		WLS	Gaus.	1,17	1,26	1236,4	18,8	37,3
		OLS	Exp.	0,50	1,94	1343,8	18,1	57,2
		OLS	Gaus.	1,28	1,15	1325,6	17,2	34,0
		OLS	Esf.	1,06	1,36	1475,9	15,1	40,4
	5,8	<b>WLS</b>	<b>Esf.</b>	<b>1,29</b>	<b>2,91</b>	<b>1586,9</b>	<b>20,0</b>	<b>53,2</b>
		WLS	Exp.	1,34	3,01	2352,8	16,8	53,1
		WLS	Gaus.	1,78	2,43	1429,0	22,3	44,3
		OLS	Exp.	1,69	2,79	2995,7	15,2	47,8
		OLS	Gaus.	2,03	2,21	1564,3	20,2	40,0
OLS		Esf.	1,64	2,57	1731,0	17,6	46,9	
G (m <sup>2</sup> /ha)	2,1	WLS	Esf.	0,78	1,8	10663,1	17,0	45,4
		OLS	Esf.	0,73	1,78	9738,0	17,4	46,3
		WLS	Exp.	0,61	2,39	17797,2	16,5	52,0
		<b>OLS</b>	<b>Exp.</b>	<b>0,59</b>	<b>2,37</b>	<b>16583</b>	<b>16,6</b>	<b>52,2</b>
		WLS	Gaus.	0,90	1,43	6610,2	20,2	40,1
	3,1	OLS	Gaus.	0,90	1,54	7360,0	20,8	41,2
		<b>WLS</b>	<b>Exp.</b>	<b>0,40</b>	<b>1,65</b>	<b>2200,9</b>	<b>16,6</b>	<b>52,5</b>
		OLS	Esf.	0,92	1,06	2247,8	12,3	32,9
		OLS	Exp.	0,40	1,61	1899,9	15,6	49,2
		WLS	Esf.	0,88	1,1	2192,6	12,8	34,1
	3,9	<b>WLS</b>	<b>Exp.</b>	<b>0,8</b>	<b>2,87</b>	<b>3581,5</b>	<b>13,8</b>	<b>43,5</b>
		OLS	Esf.	1,48	1,87	2811,9	11,7	36,8
		OLS	Exp.	0,80	2,72	3089,7	13,6	27,1
	5,2	WLS	Esf.	1,18	2,07	2347,0	13,3	41,9
	5,8	<b>WLS</b>	<b>Exp.</b>	<b>0,65</b>	<b>3,16</b>	<b>2749,3</b>	<b>14,6</b>	<b>46,2</b>
WLS		Exp.	0,95	3,42	3559,0	14,3	45,0	
	5,8	OLS	Exp.	1,20	3,01	3295,4	13	41,2

Nos trabalhos envolvendo a seleção de modelos espaciais para variáveis dendrométricas o modelo exponencial e o esférico são recorrentes. Mello et al. (2005) selecionaram o modelo exponencial, que apresentou o melhor desempenho na estimação volumétrica para um povoamento de *Eucalyptus grandis* no Estado de São Paulo, de acordo com Critério de Informação de Akaike (AIC) e validação cruzada. Assis et al. (2009), também trabalhando com a estimativa de volume em um povoamento de *Eucalyptus* spp. no Estado do Espírito Santo, também selecionaram o modelo exponencial pelo AIC.

Pelissari et al. (2014) objetivaram modelar a variabilidade espacial da área basal e do volume no 5º e 8º anos do inventário florestal contínuo em um povoamento de teca no Estado do Mato Grosso do Sul a partir de ajustes realizados pelo método dos Mínimos Quadrados Ponderados. Eles concluíram que os modelos exponencial e esférico descreveram com precisão as variáveis dendrométricas trabalhadas.

Leal, Matricardi e Miguel (2014) compararam a estimativa de volume a partir do interpolador da krigagem ordinária com os dados do inventário florestal tradicional em um povoamento de *Eucalyptus urophylla* no Estado de Goiás. O modelo esférico foi utilizado no processo de krigagem, eles concluíram que as estimativas do interpolador não diferiram significativamente pelo teste *t*, comparado aos resultados apresentados pelo inventário tradicional.

Observando os resultados de um modo geral, fica evidente a superioridade do método dos Mínimos Quadrados Ponderados (WLS) e do modelo exponencial, que foram selecionados em 70% das situações trabalhadas, segundo o  $IDE_{padronizado}(\%)$ .

Na Figura 2 estão apresentados os semi-variogramas e as curvas estimadas dos modelos esférico para as idades de 2,1, 3,9 e 5,8 anos e exponencial para as idades de 3,1 e 5,2 anos, que foram selecionados pelo AIC e posteriormente pelo  $IDE_{padronizado}(\%)$  para a variável HD. Na Figura 3 estão

apresentados os semi-variogramas e as curvas estimadas do modelo exponencial selecionado em todas as idades de medição, para a variável G.

Pela análise das figuras, pode ser observada boa adequação dos modelos ao semi-variograma experimental, reforçando as avaliações e resultados produzidos pela pelo AIC, IDE(%) e  $IDE_{padronizado}(\%)$ .

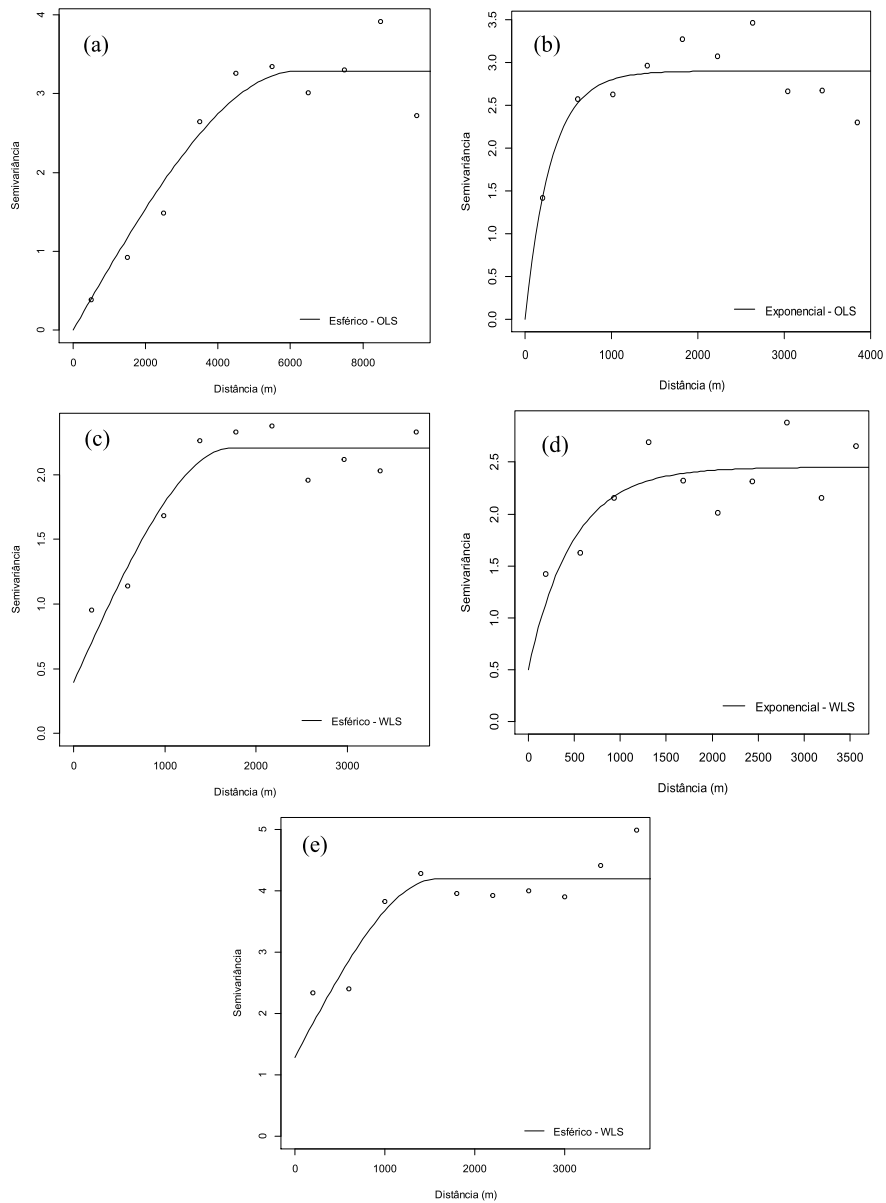


Figura 2 Semi-variogramas experimentais dos modelos selecionados para HD referentes às idades de medição do inventário florestal contínuo para um plantio de *Eucalyptus* spp., localizado no Sul da Bahia: (a) 2,1 anos de idade; (b) 3,1 anos de idade (c) 3,9 anos de idade (d) 5,2 anos de idade (e) 5,8 anos de idade.

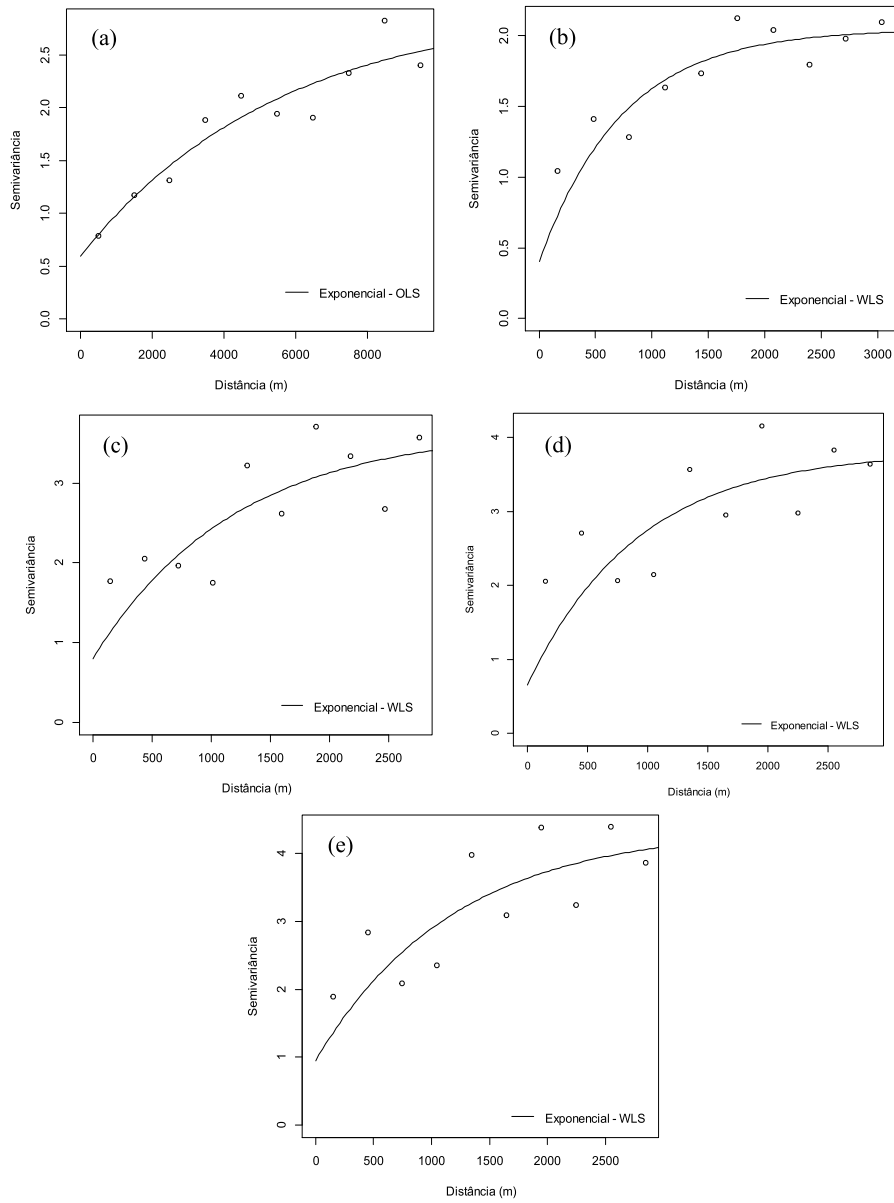


Figura 3 Semi-variogramas experimentais dos modelos selecionados para G referentes às idades de medição do inventário florestal contínuo para um plantio de *Eucalyptus* spp. localizado no Sul da Bahia: (a) 2,1 anos de idade; (b) 3,1 anos de idade (c) 3,9 anos de idade (d) 5,2 anos de idade (e) 5,8 anos de idade.



#### 4. CONCLUSÃO

O modelo exponencial de semi-variograma ajustado pelo método dos Mínimos Quadrados Ponderados foi o que apresentou melhor ajuste para as variáveis dendrométricas área basal e altura dominante para o povoamento de *Eucalyptus* spp. nas idades de medição do inventário florestal contínuo para um plantio localizado no Sul da Bahia.

Para a seleção de modelos espaciais de variáveis biométricas referentes a povoamentos de *Eucalyptus* spp. é recomendado o uso do modelo exponencial ajustado pelo método de ajuste dos Mínimos Quadrados Ponderados.

## REFERÊNCIAS

- AKAIKE, H. Information measures and model selection. **International Statistical Institute**, Voorburg, v. 44, p. 277-291, 1983.
- ASSIS, A. L. et al. Development of a sampling strategy for young stands of *Eucalyptus* sp. using geostatistics. **Cerne**, Lavras, v. 15, n. 2, p. 166-173, 2009.
- ASSMANN, E. **The principles of forest yield study**. Oxford: Pergamon, 1970. 506 p.
- ÁVILA, L. F.; MELLO, C. R. de; SILVA, A. M. da. Continuidade e distribuição espacial da umidade do solo em bacia hidrográfica da Serra da Mantiqueira. **Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental**, João Pessoa, v. 14, n. 12, p. 1257-1266, dez. 2010.
- BURNHAN, K. P.; ANDERSON, D. R. **Model selection and multimodel inference**. 2<sup>nd</sup> ed. New York: Springer, 2002. 350 p.
- CRESSIE, A. G. **Statistics for spatial data**. New York: J. Wiley, 1993. 900 p.
- DAVID, M. **Geostatistical ore reserve estimation**. Amsterdam: Elsevier, 1977. 205 p.
- FARACO, M. A. et al. Seleção de modelos de variabilidade espacial para elaboração de mapas temáticos de atributos físicos do solo e produtividade da soja. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, MG, v. 32, n. 2, p. 463-476, 2008.
- GOMES, N. M. et al. Métodos de ajuste e modelos de semivariograma aplicados ao estudo da variabilidade espacial de atributos físico-hídricos do solo. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, MG, v. 31, n. 3, p. 435-443, 2007.
- JOURNEL, A. G.; HUIJBREGTS, C. J. **Mining geostatistics**. London: Academic, 1978. 600 p.
- JUNQUEIRA JÚNIOR, J. A. et al. Continuidade espacial de atributos físico-hídricos do solo em sub-bacia hidrográfica de cabeceira. **Ciência e Agrotecnologia**, Lavras, v. 32, n. 3, p. 914-922, maio/jun. 2008.

KULBACK, S.; LEIBLER, R. A. On information and sufficiency. **Annals of Mathematical Statistics**, Ann Arbor, v. 22, p. 79-86, 1951.

LEAL, F. A.; MATRICARDI, E. A. T.; MIGUEL, E. P. Interpolador geoestatístico para estimar volume num povoamento de *Eucalyptus urophylla*, em Rio Verde/Goiás. **Revista Nucleus**, Ituverava, v. 11, n. 1, p. 153-160, abr. 2014.

MCBRATNEY, A. G.; WEBSTER, A. G. Choosing functions for semi-variograms and fitting them to sampling estimates. **Journal of Soil Science**, Oxford, v. 37, p. 617-639, 1986.

MELLO, C. R. et al. Continuidade espacial de chuvas intensas no estado de Minas Gerais. **Ciência e Agrotecnologia**, Lavras, v. 32, n. 2, p. 532-539, mar./abr. 2008.

MELLO, J. M. de et al. Ajuste e seleção de modelos espaciais de semivariograma visando à estimativa volumétrica de *Eucalyptus grandis*. **Scientia Forestalis**, Piracicaba, v. 69, n. 4, p. 25-37, 2005.

ODA-SOUZA, M. et al. Aplicação de métodos geoestatísticos para identificação de dependência espacial na análise de dados de um ensaio de espaçamento florestal em delineamento sistemático tipo leque. **Revista Árvore**, Viçosa, MG, v. 32, n. 3, p. 499-509, 2008.

PAULA, R. R. et al. Propriedades edáficas e desenvolvimento de eucalipto em topossequência na flona Mário Xavier, RJ. **Floresta e Ambiente**, Seropédica, v. 19, n. 3, p. 344-351, 2012.

PELLISSARI, A. L. et al. Geoestatística aplicada ao manejo de povoamentos florestais de Teca, em períodos pré-desbaste seletivo, no estado do Mato Grosso. **Revista Brasileira de Biometria**, São Paulo, v. 32, n. 3, p. 430-444, 2014.

R DEVELOPMENT CORE TEAM. **R: a language and environment for statistical computing**. Vienna: R Foundation for Statistical Computing, 2013. Disponível em: <<http://www.R-project.org>>. Acesso em: 10 jun. 2013.

RIBEIRO JÚNIOR, P. J. **Métodos geoestatísticos no estudo da variabilidade espacial de parâmetros do solo**. 1995. 99 p. Dissertação (Mestrado em Agronomia) - Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", Piracicaba, 1995.

RIBEIRO JÚNIOR, P. J.; DIGGLE, P. J. geoR: a package for geostatistical analysis. **R-News**, Pelotas, v. 1, n. 2, p. 15-18, 2001.

SEIDEL, E. J. **Novas contribuições para avaliação e descrição da estrutura de dependência espacial em geoestatística**. 2013. 145 p. Tese (Doutorado em Estatística e Experimentação Agropecuária) - Universidade Federal de Lavras, Lavras, 2013.

SEIDEL, E. J.; OLIVEIRA, M. S. Novo índice geoestatístico para a mensuração da dependência espacial. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, MG, v. 38, n. 3, p. 699-705, 2014a.

SEIDEL, E. J.; OLIVEIRA, M. S. Proposta de um teste de hipótese para a existência de dependência espacial em dados geoestatísticos. **Boletim de Ciências Geodésicas**, Curitiba, v. 20, n. 4, p. 750-764, 2014b.

STUMBERG, N. et al. Improving classification of airborne laser scanning echoes in the forest-tundra ecotone using geostatistical and statistical measures. **Remote Sensing**, Basel, v. 6, n. 5, p. 4582-4599, 2014.

VIOLA, M. R. et al. Distribuição e potencial erosivo das chuvas no Estado do Tocantins. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v. 49, n. 2, p. 125-135, 2014.

VIOLA, M. R. et al. Métodos de interpolação espacial para o mapeamento da precipitação pluvial. **Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental**, Campina Grande, v. 14, n. 9, p. 970-978, 2010.

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

### **CAPÍTULO 3 Precisão do inventário florestal contínuo com estratificação geoestatística**

#### **RESUMO**

Objetivou-se no presente estudo avaliar a precisão e a intensidade amostral das estimativas volumétricas por meio dos procedimentos da amostragem casual simples e da amostragem casual estratificada. Para tanto, a estratificação foi realizada pela krigagem ordinária das variáveis altura dominante (HD) e área basal (G). A área de estudo localiza-se na região Sul do Estado da Bahia e corresponde a um povoamento de *Eucalyptus* spp. A base de dados utilizada corresponde a 89 parcelas do inventário florestal contínuo. Primeiramente, foi realizada a krigagem ordinária para variáveis G e HD para todas as idades de medição do inventário. Em seguida foi calculada a correlação entre os valores estimados na krigagem ordinária para G e HD, nas respectivas idades. Posteriormente foram trabalhadas três situações de processamento de inventário florestal, comparando-se a amostragem casual estratificada com a amostragem casual simples. De acordo com resultados, a correlação entre os valores estimados pela krigagem ordinária, tanto para a G como para HD, apontaram para idade de 3,1 anos como sendo a de maior correlação com as demais idades. Exceto para idade de 2,1 anos, que apresentou valores baixos de correlação com as demais. Quanto às situações de estimativas volumétricas, os resultados apontaram que a amostragem casual estratificada apresentou-se mais precisa em relação à amostragem casual simples. Também foi verificado que mesmo com a redução de 60% e 46% da intensidade amostral com base estratificação de G e HD, respectivamente, a amostragem casual estratificada apresentou precisão semelhante à da amostragem casual simples na estimativa volumétrica. Desse modo, pode-se concluir que a estratificação com base na krigagem ordinária para a aplicação da amostragem casual estratificada foi eficiente na estimativa volumétrica.

Palavras-chaves: Krigagem ordinária. Erro de amostragem. Intensidade amostral.

### ABSTRACT

The study aimed evaluating the accuracy of volumetric estimates by the Simple Random Sampling and Stratified Random Sampling procedures. The study was conducted in a clonal *Eucalyptus* spp. stand with a total area of 1111.8 hectares, located in the municipality of Guaratinga, Bahia. The database consisted in 89 plots of continuous forest inventory. The stand stratification for the variables dominant height and basal area was made based on ordinary kriging technique. Ordinary kriging for the variables G and HD was performed for ages 2,1 to 5,8 years according to forest inventory. Then, the correlation between the ordinary kriging estimated values for G and HD was calculated among all ages. Subsequently, three forest inventory processing situations were performed looking to compare Stratified Random Sampling and Simple Random Sampling. The estimated values for the variables G and HD using ordinary kriging showed at age 3.1 years the highest correlation with other ages. The exception was at age 2.1 years. The Stratified Random Sampling presented more accuracy than Simple Random Sampling for the volumetric estimates. In addition, reducing the sampling intensity in 60 and 46% for the variables G and HD, respectively, the Stratified Random Sampling presented as good accuracy as Simple Random Sampling for the volumetric estimates. Therefore, the use of Stratified Random Sampling based on ordinary kriging was a good predictor for the volume estimates.

Keywords: ordinary kriging. Sampling error. Sampling intensity.

## 1. INTRODUÇÃO

Informações volumétricas acuradas, referentes aos povoamentos de espécies do gênero *Eucalyptus* em grandes empresas do setor florestal brasileiro e aos detentores de florestas, são de extrema importância, haja visto, o volume de capital imobilizado nos plantios, ao mercado de compra e venda de madeira “em pé” e a necessidade de abastecimento das unidades fabris, onde a madeira constitui matéria-prima essencial para a dinâmica de todo o processo produtivo.

As informações volumétricas são obtidas anualmente por meio do inventário florestal contínuo, atividade que consiste em um processo de amostragem e tem como resultados as estimativas volumétricas (MELLO et al., 2009). As estimativas são associadas a um grau de incerteza, correspondente ao erro amostral. Por sua vez, o erro amostral é correlacionado diretamente com a intensidade amostral e com a variabilidade dos povoamentos florestais. Portanto, para uma mesma intensidade amostral, quanto maior a variabilidade dos povoamentos florestais, maior o erro amostral das estimativas volumétricas geradas, tornando as estimativas mais imprecisas (PÉLLICO NETTO; BRENA, 1997).

A variabilidade dos povoamentos florestais é consequência de diferentes padrões dendrométricos individuais, ocasionados por diversos fatores edáficos e climáticos, bem como de fatores intrínsecos à própria planta, tais como o material genético (BOYDEN et al., 2008).

Uma maneira de controlar a variabilidade das florestas é por meio da estratificação, que consiste na separação da área total do povoamento em subáreas homogêneas (GUEDES et al., 2012; KANEGAE JUNIOR et al., 2007). Comumente a estratificação é realizada com base em informações cadastrais inerentes à própria floresta, tais como: idade, material genético, espaçamento de

plantio, como também por técnicas de sensoriamento remoto (ALVARENGA et al., 2012).

Peltoniemi, Heikkinen e Makipaa (2007) afirmam que a estratificação promove a melhora na eficiência da amostragem. Permite a redução do número de parcelas sem reduzir a precisão ou estima os parâmetros de interesse com uma melhor precisão sem a necessidade de aumento do esforço amostral.

Uma alternativa, ainda pouco explorada em inventários florestais contínuos, para estratificação dos povoamentos florestais é a aplicação da geoestatística por meio do uso do interpolador da krigagem ordinária. A interpolação destas características permite dividir a população em estratos de crescimento e, ou, produtividade, promovendo então, a estratificação da floresta (ASSIS et al., 2009).

Dessa maneira, o objetivo do presente estudo foi avaliar a precisão e a intensidade amostral nas estimativas volumétricas por meio dos procedimentos da Amostragem Casual Simples (ACS) e da Amostragem Casual Estratificada (ACE) com estratos definidos a partir da krigagem ordinária das variáveis altura dominante (HD) e área basal (G).



## 2. MATERIAL E MÉTODOS

### 2.1 Área do Estudo

O presente trabalho foi realizado em um povoamento clonal de *Eucalyptus* spp. com área de 1111,8 ha, localizado no município de Guaratinga, região Sul do Estado da Bahia (Figura 1). O município se localiza nas coordenadas geográficas 16° 33' 47" Sul e 39° 46' 57" Oeste, com altitude média aproximada de 170 metros, temperatura média anual de 23°C, precipitação média anual de 1250 mm e clima Af de acordo com a classificação de Köppen.

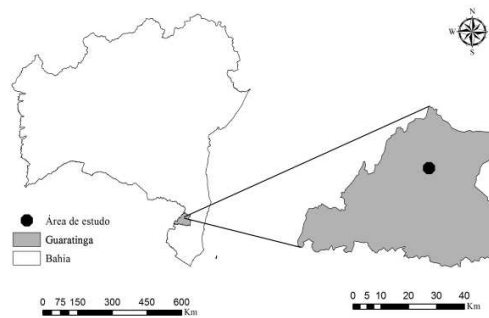


Figura 1 – Mapa de localização do povoamento de *Eucalyptus* spp.

### 2.2 Descrição da base de dados

A base de dados corresponde a um conjunto de talhões agrupados pela idade aproximada e com espaçamento de plantio 4x3 metros. Os dados advêm de 89 parcelas permanentes e referentes a um ciclo de cinco medições do inventário florestal contínuo. A primeira medição do inventário foi realizada aos 2,1 anos de idade do povoamento, a segunda aos 3,1 anos, a terceira aos 3,9 anos, a quarta aos 5,2 anos e a quinta aos 5,8 anos.

As parcelas apresentam formato retangular e são de área variável com um número fixo de 22 árvores, compreendendo 11 indivíduos em duas linhas de plantio. Nas respectivas parcelas foram coletadas as circunferências a 1,30 m do solo (CAP) de todos os fustes, a altura total das cinco primeiras árvores com fustes normais (sem bifurcação ou qualquer outro defeito) e a altura das árvores dominantes, caso não estivessem sido ainda mensuradas entre as cinco alturas coletadas. A coleta da altura dominante foi baseada conforme o conceito de Assmann, das 100 árvores mais grossas por hectare (ASSMANN, 1970).

A intensidade amostral do inventário florestal contínuo foi de 1 parcela a cada 12,5 hectares. Todas as parcelas foram georreferenciadas para possibilitar a aplicação de técnicas geoestatísticas. Para o presente trabalho, os valores de HD e G foram utilizados para a estratificação com base na krigagem ordinária. O volume foi utilizado para as situações de processamento do inventário florestal.

### **2.3 Avaliação das estratificações geradas pela krigagem ordinária**

Pelos modelos selecionados para variáveis altura dominante (HD), em metros e a área basal (G), em m<sup>2</sup>/ha no Capítulo 2 deste trabalho foi realizada a krigagem ordinária correspondente às idades de medição do inventário florestal contínuo. Na Tabela 1 encontram-se os modelos selecionados, os métodos de ajustes, bem como os códigos dados a cada krigagem ordinária realizada, referindo-se a cada variável e idade de medição.

A partir da krigagem ordinária de cada característica dendrométrica, o povoamento foi dividido em quatro estratos de crescimento, possibilitando a obtenção das informações de área de cada estrato em cada idade de medição do inventário florestal contínuo. O número de estratos foi definido com base no estudo de Kanegae Júnior et al. (2006), onde os autores optaram pela utilização

de quatro estratos, uma vez que este número se mostra mais operacional e, ainda, eficiente no controle da variabilidade.

Tabela 1 Modelos e métodos selecionados para aplicação da krigagem ordinária referentes às variáveis HD e G nas idades de medição do inventário florestal contínuo.

Variável	Idade (anos)	Método	Modelo	Códigos
HD (m)	2,1	OLS	Esférico	KoHD <sub>1</sub>
	3,1	OLS	Exponencial	KoHD <sub>2</sub>
	3,9	WLS	Esférico	KoHD <sub>3</sub>
	5,2	WLS	Exponencial	KoHD <sub>4</sub>
	5,8	WLS	Esférico	KoHD <sub>5</sub>
G (m <sup>2</sup> /ha)	2,1	OLS	Exponencial	KoG <sub>1</sub>
	3,1	WLS	Exponencial	KoG <sub>2</sub>
	3,9	WLS	Exponencial	KoG <sub>3</sub>
	5,2	WLS	Exponencial.	KoG <sub>4</sub>
	5,8	WLS	Exponencial	KoG <sub>5</sub>

em que OLS e WLS correspondem aos métodos dos Mínimos Quadrados Ordinários e Ponderados, respectivamente; e Ko, krigagem ordinária.

A krigagem ordinária é um dos principais métodos de interpolação espacial geoestatística (ALVARENGA et al., 2011). Neste trabalho, a HD e G foram estimadas em locais não amostrados, a partir de locais amostrados pelo inventário florestal contínuo. A estimatição foi realizada a partir da estrutura de dependência espacial observada nos modelos ajustados e selecionados (Tabela 1), onde a identificação dos pesos de cada vizinho foi obtida com base numa função matemática que associa a semi-variância entre dois ou mais pontos que estão separados pela mesma distância  $h$  (YAMAMOTO; LANDIM, 2013). O estimador da krigagem ordinária é dado pela equação (1).

$$\hat{Z}_{x_0} = \sum_{i=1}^n \lambda_i Z_{x_i} \quad (1)$$

em que  $\hat{Z}_{x_0}$  é o estimador do valor na posição  $x_0$ ;  $n$  o número de pontos amostrais vizinhos utilizados para a predição do valor não amostrado  $\hat{Z}_{x_0}$  (vizinhança da krigagem);  $\lambda_i$  é o  $i$ -ésimo peso atribuído a cada  $i$ -ésima observação da variável de interesse na posição  $x_i$ ,  $Z_{x_i}$  são os pontos amostrados.

#### **2.4 Relação entre estratos gerados nas medições do inventário florestal contínuo com intuito de propor estratos em idades jovens**

Nessa etapa buscou-se entender o comportamento espacial ao longo das idades de medição do inventário florestal contínuo pelos valores estimados de HD e G na krigagem ordinária. Para tanto, foi calculada a correlação de Pearson entre as idades de medição. Para tal cálculo foi utilizada a ferramenta *Multivariate - Band Collection Statistics* do módulo *Spatial Analyst* pertencente ao programa ArcGis 10.1 (ESRI, 2010). Essa ferramenta realiza a análise *pixel a pixel* entre os mapas (a dimensão dos *pixels* deve ser comuns entre os mapas) de forma a observar a correlação da distribuição espacial. O intuito dessa análise foi verificar a existência de semelhanças entre os valores estimados pela krigagem ordinária nas diferentes idades de medição, e conseqüentemente, semelhanças entre estratos. O objetivo de detectar semelhanças foi propor estratos gerados em idades jovens, caso esses estratos apresentem altos valores de correlação com as demais idades de medição.

## **2.5 Processamento do inventário florestal com estratos gerados nas respectivas idades de medição**

Inicialmente processou-se o inventário para a característica volume ( $m^3/ha$ ), dentro de cada idade de medição, utilizando-se os estimadores da Amostragem Casual Simples (ACS). Este processamento serviu de base para a comparação com os resultados gerados pelos estimadores da Amostragem Casual Estratificada (ACE). Para o uso da ACE foram utilizados os estratos gerados para HD e G na krigagem ordinária, nas respectivas idades de medição do inventário florestal contínuo. A aplicação do procedimento da ACE foi possibilitado pelo conhecimento da área de cada estrato (SHIVER; BORDERS, 1996). As médias estimadas para as diferentes situações (ACS e ACE) foram comparadas com uso do intervalo de confiança. Para cada condição, idade e procedimento considerado foram geradas as estimativas de média e erro amostral. Também foram comparados os valores de Incrementos Médios Anuais (IMA) gerados pelos dois procedimentos com intuito de analisar as estimativas.

## **2.6 Processamento do inventário florestal com estratos definidos pela correlação entre as idades de medição**

Utilizou-se estratos gerados em idade jovem para o processamento da ACE no inventário florestal contínuo. Foram fixados estratos de uma só idade de medição para cada variável (HD e G) no processamento da estimativa volumétrica nas demais idades de medição do inventário. A escolha dos estratos, a serem fixos, seguiram dois critérios: apresentar a menor idade e a maior correlação de Pearson com as demais idades.

Os resultados apresentados pela ACE foram comparados com resultados apresentados pela ACS. A comparação do processamento foi realizada com os

valores de média e erro amostral da ACS. Também foram comparados os intervalos de confiança gerados no processamento, bem como os valores de IMA.

### **2.7 Processamento do inventário florestal a partir da redução da intensidade amostral com estratos definidos pela correlação entre as idades de medição**

Nessa etapa do estudo pretendeu-se avaliar o impacto da redução da intensidade amostral na precisão da estimativa volumétrica pela aplicação da ACE. A idade de estratificação em que foi calculada a redução da intensidade amostral seguiu o mesmo critério da análise anterior, sendo a idade mais jovem e a que apresentou a maior correlação de Pearson com as demais. Dessa maneira, foi calculado o número de parcelas ( $n'$ ) necessárias para que a precisão das estimativas volumétricas pelo procedimento da ACE apresentasse valores aproximados à precisão das estimativas geradas pela ACS, na idade de estratificação determinada. O cálculo de  $n'$  foi realizado como apresentado em Scolforo & Mello (2006), em que:

$$n' = \frac{t^2 \cdot (CV\%)^2}{E\%^2 + \frac{t^2 \cdot (CV\%)^2}{N}} \quad (2)$$

em que  $n'$  é o número de parcelas;  $t$  é o valor tabelado da distribuição t de Student ( $\alpha\%$ ,  $n-1$  gl);  $CV\%$  é o coeficiente de variação da ACE na idade de maior correlação;  $E\%$  é o erro amostral da ACS na idade de maior correlação; e  $N$  é o número de parcelas cabíveis na área.

Calculadas as novas intensidades amostrais ( $n'$ ), a definição do número de parcelas por estrato foi determinada proporcionalmente a área de cada estrato. Dessa forma, para demais idades foi utilizada a mesma intensidade amostral reduzida ( $n'$ ) do que a encontrada na idade determinada.

Para a escolha das parcelas representativas em cada estrato, com a intensidade amostral reduzida ( $n'$ ), foi realizada uma simulação para contemplar todas as possíveis combinações de amostras que poderiam ser remeidas. Foram realizadas 1000 simulações para a escolha das parcelas em cada estrato sem considerar a reposição. Esta simulação foi realizada com o programa R (R DEVELOPMENT CORE TEAM, 2013).

Cada simulação gerou  $n_i$  valores de média ( $\bar{x}$ ) e de variância amostral ( $S^2$ ) para cada estrato. A partir dos valores de médias e das variâncias das simulações, obteve-se a média aritmética destas duas estatísticas para cada estrato. Assim foi realizado o processamento da estimativa volumétrica pela ACE. Para ratificar se os valores de precisão apresentados com a redução da intensidade amostral pela ACE foram próximos aos da ACS, foram verificadas as médias estimadas e os erros amostrais, como também, foram comparados os intervalos de confiança e os valores de IMA.

### **3. RESULTADOS E DISCUSSÃO**

#### **3.1 Avaliação das estratificações geradas pela krigagem ordinária**

As Figuras 2 e 3 apresentam os quatro estratos de crescimento gerados pelas estimativas dos valores de HD e G, respectivamente, nas idades de medição do inventário florestal contínuo. Os estratos foram definidos com base na krigagem ordinária. Analisando visualmente, pela percepção das cores de cada estrato (verde escuro e claro, amarelo e vermelho), o desenho (forma) dois estratos gerados para HD na idade de 2,1 anos, apresenta diferenças importantes em relação às demais medições, ocorrendo o mesmo para a G. A partir da idade de medição de 3,1 anos pode ser observado que as formas de cada estrato apresentaram uma certa similaridade, pressupondo-se então, maiores semelhanças entre os estratos a partir da segunda medição.



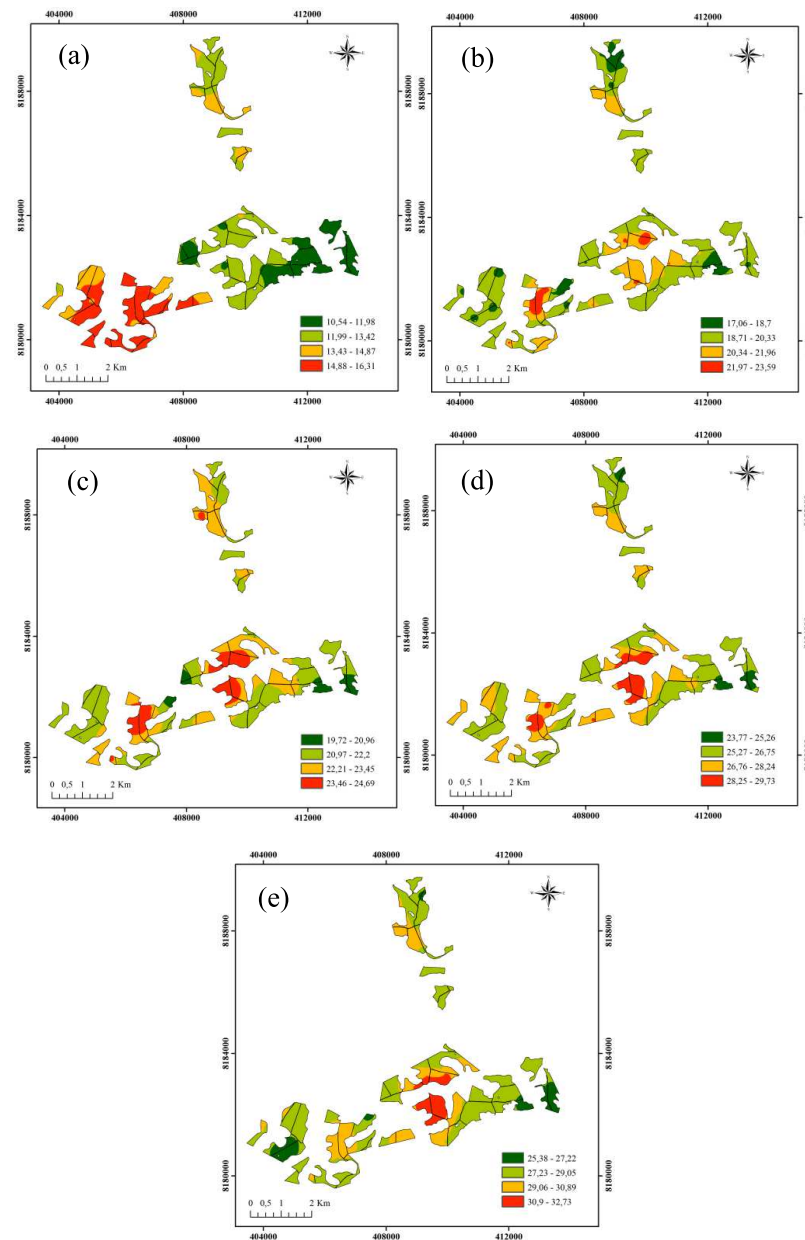


Figura 2 Krigagem ordinária para a variável HD nas idades de medição do inventário florestal contínuo: (a) 2,1 anos (b) 3,1 anos (c) 3,9 anos (d) 5,2 anos (e) 5,8 anos.

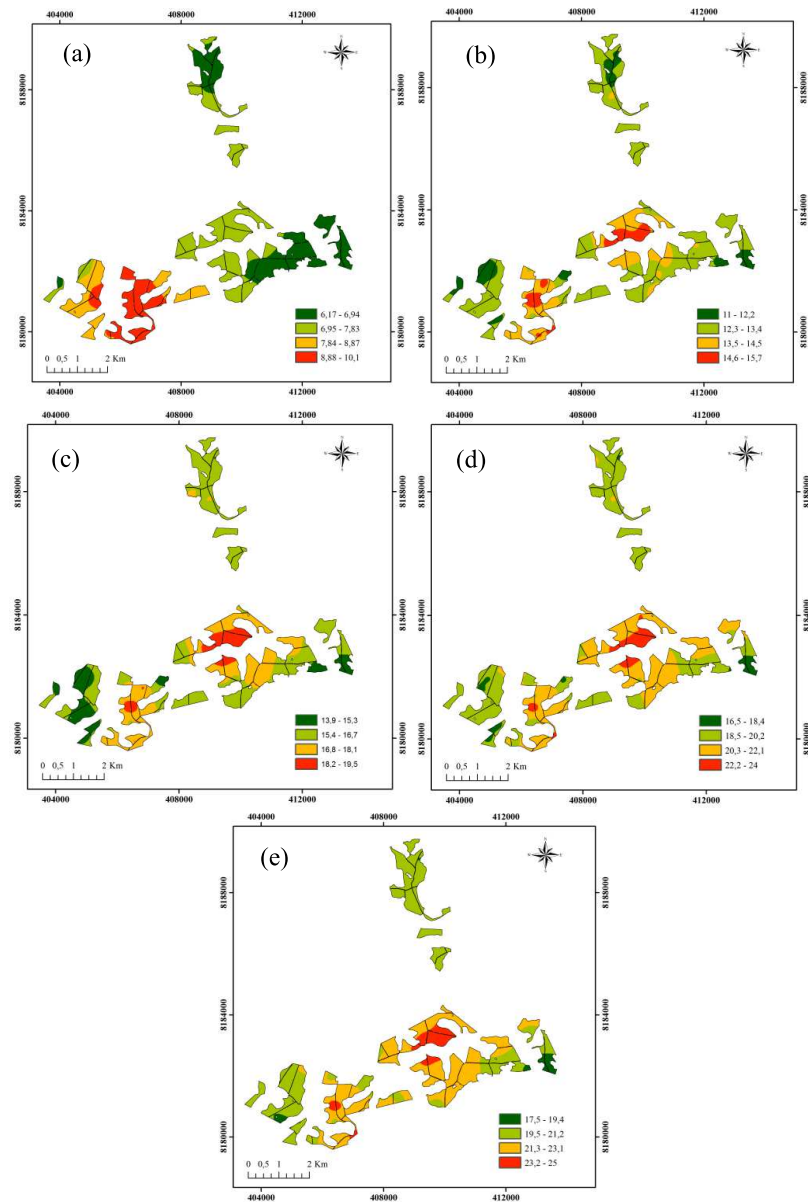
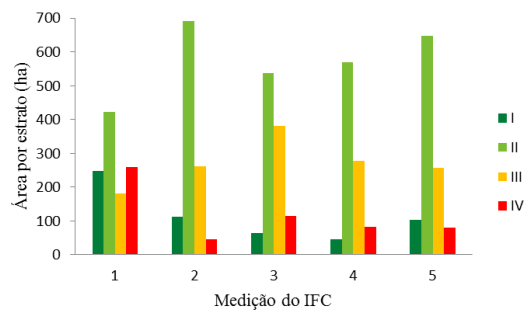


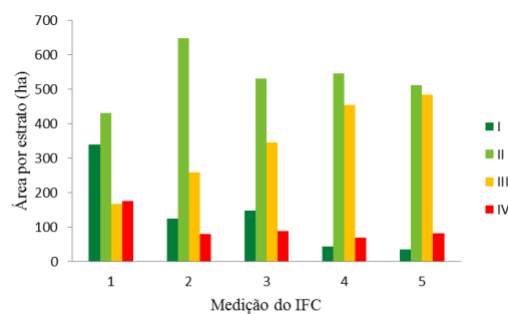
Figura 3 Krigagem ordinária para a variável G nas idades de medição do inventário florestal contínuo: (a) 2,1 anos (b) 3,1 anos (c) 3,9 anos (d) 5,2 anos (e) 5,8 anos.

Corroborando os resultados apresentados nas Figuras 2 e 3, têm-se as áreas (ha) por estrato ao longo das idades de medição do inventário florestal contínuo. Constata-se na Figura 4, que o padrão de distribuição das áreas (ha) por estratos apresentou semelhanças a partir 3,1 anos, ocorrendo distinção desse padrão em relação à idade de 2,1 anos.

A partir da idade de medição de 3,1 anos, os estratos II e III, que são estratos intermediários mantêm o mesmo padrão, sendo estes os maiores em área. Já os estratos I e IV apresentam áreas menores e alternaram quanto à maior disposição em área de acordo com a idade de medição, ocorrendo uma variação média em área de 44 e 43,5 hectares para as variáveis altura dominante e área basal, respectivamente.



(a)



(b)

Figura 4 Áreas por estratos e por medição oriundas das estratificações referentes à HD (a) G (b).

### 3.2 Relação entre estratos gerados nas medições do inventário florestal contínuo para propor estratificações em idades jovens

A Tabela 2 apresenta as correlações de Person entre 43430 valores de *pixels*, estimados na krigagem ordinária nas idades de medição do inventário para HD e G. Cada pixel tem área de 256 m<sup>2</sup>. Dessa maneira, o produto do número pixels pela área de cobertura de cada ponto equivale à área de 1111,8 ha do povoamento. Ratificando as análises subjetivas apresentadas nas Figuras de 1 a 2, observam-se baixos valores de correlação entre a idade de 2,1 anos com as demais idades de medição. A partir dos 3,1 anos, esses valores apresentaram-se altos. Esses resultados ocorreram tanto para HD como para G.

Tabela 2 Correlação de Pearson entre os valores estimados pela krigagem ordinária para as variáveis HD e G nas respectivas medições do inventário florestal contínuo.

Variável	Idade (anos)	G (m <sup>2</sup> /ha)				
		2,1	3,1	3,9	5,2	5,8
G (m <sup>2</sup> /ha)	2,1	1				
	3,1	0,40	1			
	3,9	0,17	0,94	1		
	5,2	0,17	0,89	0,96	1	
	5,8	0,22	0,88	0,95	0,98	1
Variável	Idade (anos)	HD (m)				
		2,1	3,1	3,9	5,2	5,8
HD (m)	2,1	1				
	3,1	0,22	1			
	3,9	0,29	0,72	1		
	5,2	0,33	0,80	0,82	1	
	5,8	0,12	0,72	0,80	0,89	1

De modo geral, a G apresentou valores de correlação superiores a HD, indicando que a krigagem ordinária da G a partir dos 3,1 anos gerou estratos com maiores semelhanças entre as idades de medição, quando comparada aos estratos gerados pela HD. Sendo assim, a maior correlação encontrada foi de 0,98 entre os 5,2 e 5,8 anos para a variável G.

Ainda com base nos resultados apresentados pelas correlações na Tabela 2, pode-se inferir que os estratos gerados aos 3,1 anos, tanto para HD como para G, são plausíveis para o processamento do inventário florestal pelo procedimento da ACE. Sendo estes estratos correspondentes aos estratos de maior correlação com as idades de 3,9, 5,2, e 5,8 anos e serem os mais jovens. Com base nessas informações é possível repensar o desenho amostral em cada talhão, procurando reduzir a intensidade amostral sem perda da qualidade da informação referente ao crescimento das variáveis dendrométricas do plantio de eucalipto.

Assim, o cálculo da correlação entre os valores estimados pela krigagem ordinária permitiu verificar semelhanças entre os estratos a partir dos 3,1 anos, o que possibilitou propor o uso de estratos gerados em idades jovens como fonte de estratificação pelas variáveis HD e G para estimativa do volume nas demais idades de medições do inventário florestal contínuo pelo procedimento da ACE.

### **3.3 Processamento do inventário florestal com estratos gerados nas respectivas idades de medição**

Na Tabela 3 encontram-se os resultados das estatísticas de inventário florestal para a estimação do volume ( $m^3/ha$ ). Foram utilizados o procedimento da Amostragem Casual Simples (ACS) e Amostragem Casual Estratificada (ACE), com estratificação da HD e G utilizando a krigagem ordinária. Analisando os resultados, de um modo geral, verificou-se que os erros

percentuais de amostragem foram baixos, sendo o maior valor de 6,11%, referente ao procedimento da ACS aos 2,1 anos.

Tabela 3 Estatísticas geradas para estimativas volumétricas ( $m^3/ha$ ), referentes aos procedimentos da ACS e ACE com estratos gerados pela krigagem ordinária nas idades de medição do inventário florestal contínuo.

Idade (anos)	Estrato	Proc.	Vol. ( $m^3/ha$ )	IMA ( $m^3/ha/ano$ )	Erro amostral	
					E ( $m^3/ha$ )	E (%)
2,1	-	ACS	52,29	25,09	3,19	6,11
3,1	-	ACS	118,60	38,84	4,04	3,41
3,9	-	ACS	166,24	42,72	4,63	2,79
5,2	-	ACS	230,34	44,67	5,88	2,55
5,8	-	ACS	265,54	45,46	7,32	2,76
2,1	KoHD <sub>1</sub>	ACE	51,46	24,70	2,06	4,00
3,1	KoHD <sub>2</sub>	ACE	116,82	38,26	3,17	2,72
3,9	KoHD <sub>3</sub>	ACE	165,65	42,57	3,14	1,90
5,2	KoHD <sub>4</sub>	ACE	228,11	44,24	4,46	1,95
5,8	KoHD <sub>5</sub>	ACE	265,85	45,52	5,59	2,10
2,1	KoG <sub>1</sub>	ACE	52,07	24,99	2,03	3,90
3,1	KoG <sub>2</sub>	ACE	118,07	38,67	2,62	2,22
3,9	KoG <sub>3</sub>	ACE	165,89	42,63	2,88	1,73
5,2	KoG <sub>4</sub>	ACE	229,66	44,54	3,85	1,67
5,8	KoG <sub>5</sub>	ACE	264,67	45,31	4,82	1,82

em que Proc. o procedimento de amostragem; Vol. o volume médio; IMA o incremento médio anual; e E o erro amostral.

Com relação aos procedimentos de amostragem aplicados, para todas as idades de medição, os valores de erros percentuais referentes ao procedimento da ACE foram menores, quando comparados à ACS. Ocorreu redução mínima de 20% na idade de 3,1 anos com estratificação pela HD e máxima de 38% na idade de 3,9 anos com estratificação da G.

Analisando a precisão do procedimento da ACE quanto às fontes de estratificação, a G apresentou erros percentuais menores para todas as idades de medição do inventário em relação à HD. Havendo redução mínima no erro percentual de 3% em relação à idade de 2,1 anos e máxima de 18% na idade de 3,1 anos.

Considerando valores médios de erros percentuais por procedimento de amostragem, com estimativa da ACE pela estratificação da HD e G, a ACE com base em G foi superior, apresentando valor médio igual a 2,27%. A ACE pela HD apresentou um erro percentual médio de 2,53%. E com pior desempenho, o procedimento da ACS, que apresentou um erro percentual médio igual a 3,52%.

Ainda analisando a Tabela 3, pode-se observar que os valores de IMA, que é um importante indicador de crescimento utilizado pelas empresas reflorestadoras para análise do crescimento dos povoamentos florestais, tanto para ACS e ACE não apresentam alterações importantes. Evidenciando que as estimativas volumétricas para os procedimentos analisados foram semelhantes. No entanto, a ACE apresentou-se mais precisa pelos valores de erros apresentados. Esse mesmo resultado pode ser observado na Figura 5, em que os intervalos de confiança se sobrepuseram, indicando que as médias volumétricas estimadas são estatisticamente iguais, mas, no entanto, os intervalos da ACE das fontes de estratificação de HD e G apresentaram mais precisas do que os da ACS. Este fato pode ser evidenciado pelos intervalos mais estreitos dos procedimentos da ACE em relação ACS.

Assis et al. (2009) trabalharam com um povoamento clonal de eucalipto no município de Aracruz no Estado do Espírito Santo. Promoveram a estratificação desse povoamento com base na krigagem ordinária do variável volume. Concluíram que os estratos gerados foram eficientes no controle da variabilidade, ocasionando uma maior precisão da estimativa volumétrica pela aplicação do procedimento ACE, comparada à ACS.

Kanegae Júnior et al. (2006) estudaram a estratificação da área basal e do volume com base na krigagem ordinária. Avaliaram a precisão das estimativas volumétricas aos 2,5 e 3,5 anos para três povoamentos de *Eucalyptus* no Estado de São Paulo pela ACE. Os resultados apresentaram redução do erro amostral de até 32% da ACE em relação à ACS.

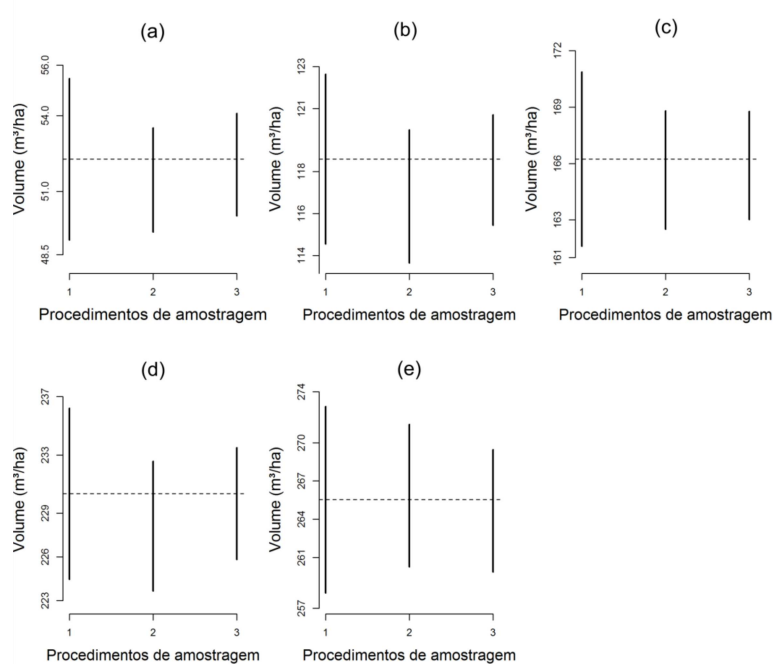


Figura 5 Intervalos de confiança em que as linhas pontilhadas correspondem às médias volumétricas das parcelas: (a) ACS (1), ACE – KoHD<sub>1</sub> (2), ACE – KoG<sub>1</sub> (3) aos 2,1 anos de idade; (b) ACS (1), ACE – KoHD<sub>2</sub> (2), ACE – KoG<sub>2</sub> (3) aos 3,1 anos de idade; (c) ACS (1), ACE – KoHD<sub>3</sub> (2), ACE – KoG<sub>3</sub> (3) aos 3,9 anos de idade; (d) ACS (1), ACE – KoHD<sub>4</sub> (2), ACE – KoG<sub>4</sub> (3) aos 5,2 anos de idade; (e) ACS (1), ACE – KoHD<sub>5</sub> (2), ACE – KoG<sub>5</sub> (3) aos 5,8 anos de idade.

Estudando povoamentos clonais de *Eucalyptus* em Minas Gerais. Guedes et al. (2012) estratificaram o volume com base na krigagem ordinária, nos projetos que apresentaram de moderada a forte dependência espacial.



Concluíram que o interpolador geoestatístico contribuiu para uma redução média de 47,0 % e 65,7 % no erro de amostragem, respectivamente, ao se comparar a ACE com a ACS.

### **3.4 Processamento do inventário florestal com estratos definidos pela correlação entre idades de medição**

Na Tabela 4 estão apresentadas as estatísticas volumétricas ( $m^3/ha$ ) às idades de medição de 3,1, 3,9, 5,2, 5,8 anos. Para o processamento da ACE a partir de 3,1 anos foram fixados os estratos gerados pela krigagem ordinária nessa idade. Uma vez que esses estratos foram definidos como plausíveis a serem fixados, pela menor idade e maior correlação de Pearson com as demais idades.

Analisando os erros percentuais da ACS em relação aos da ACE, nota-se que para todas as idades de medição do inventário florestal, a ACE foi mais precisa, com valores de erros percentuais menores. Esses resultados confirmam aos resultados apresentados na análise anterior no que se refere à redução dos erros em relação a ACS.

As reduções mínimas e máximas dos erros percentuais foram iguais a 20% (3,1 anos) e 32% (5,2 anos) da ACE em relação a ACS. Comparando o procedimento da ACE com estratos gerados nas respectivas idades de medição, com ACE fixando-se os estratos aos 3,1 anos, tanto para a HD como para G, não foram percebidas diferenças importantes entre os valores percentuais de erro na estimativa volumétrica. Estes resultados são positivos no que tange à utilização de estratos gerados em idades jovens para o processamento do inventário florestal contínuo, evitando que se aplique a krigagem ordinária para todas as medições.

Tabela 4 Estatísticas geradas para estimativas volumétricas (m<sup>3</sup>/ha) para o procedimento da ACS e ACE com estratos gerados pela krigagem ordinária aos 3,1 anos de idade.

Idade (anos)	Estrato	Proc.	Vol. (m <sup>3</sup> /ha)	IMA (m <sup>3</sup> /ha/ano)	Erro amostral	
					E (m <sup>3</sup> /ha)	E (%)
3,1	-	ACS	118,60	38,84	4,04	3,41
3,9	-	ACS	166,24	42,72	4,63	2,79
5,2	-	ACS	230,34	44,67	5,88	2,55
5,8	-	ACS	265,54	45,46	7,32	2,76
3,1	KoHD <sub>2</sub>	ACE	116,82	38,26	3,17	2,72
3,9	KoHD <sub>2</sub>	ACE	164,33	42,23	3,34	2,03
5,2	KoHD <sub>2</sub>	ACE	229,06	44,43	3,99	1,74
5,8	KoHD <sub>2</sub>	ACE	263,27	45,07	5,35	2,03
3,1	KoG <sub>2</sub>	ACE	118,07	38,67	2,62	2,22
3,9	KoG <sub>2</sub>	ACE	165,89	42,63	2,86	1,73
5,2	KoG <sub>2</sub>	ACE	230,16	44,64	3,83	1,66
5,8	KoG <sub>2</sub>	ACE	265,25	45,41	5,19	1,96

em que Proc. o procedimento de amostragem; Vol. o volume; IMA o incremento médio anual; e E o erro amostral.

Com relação à fonte de estratificação, a estratificação pela G promoveu uma maior precisão da estimativa volumétrica comparada à precisão apresentada pela HD. Esses resultados também ocorreram quando considerados os estratos de HD e G em todas idades de medição.

Também pode ser observado na Tabela 4, que os valores de IMA, para ACS e ACE, mantiveram-se semelhantes nas respectivas idades de medição, evidenciando semelhanças também nas estimativas volumétricas, mas que, no entanto, a ACE apresentou-se mais precisa. Corroborando, os intervalos de confiança apresentados na Figura 6, se sobrepuseram, indicando que as médias volumétricas estimadas são estatisticamente iguais. No entanto, os intervalos da

ACE das fontes de estratificação (HD e G) apresentaram mais precisos do que os da ACS, sendo esses intervalos mais estreitos em relação à ACS.

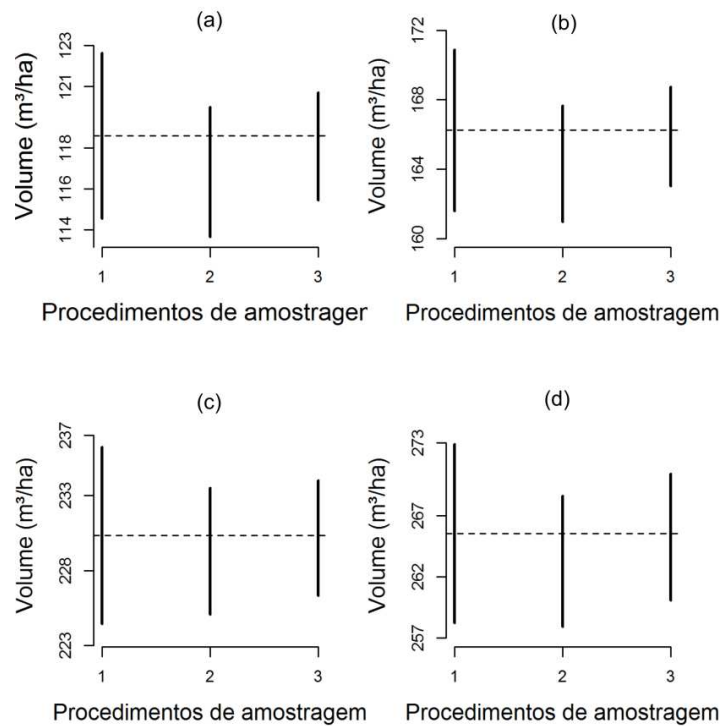


Figura 6 Intervalos de confiança : (a) ACS (1), ACE – KoHD<sub>2</sub> (2), ACE – KoG<sub>2</sub> (3) aos 3,1 anos de idade; (b) ACS (1), ACE – KoHD<sub>2</sub> (2), ACE – KoG<sub>2</sub> (3) aos 3,9 anos de idade; (c) ACS (1), ACE – KoHD<sub>2</sub> (2), ACE – KoG<sub>2</sub> (3) aos 5,2 anos de idade; (d) ACS (1), ACE – KoHD<sub>2</sub> (2), ACE – KoG<sub>2</sub> (3) aos 5,8 anos de idade.

### 3.5 Processamento do inventário florestal a partir da redução da intensidade amostral com estratos definidos pela correlação entre as idades de medição

Nesta etapa do estudo pretendeu-se verificar a magnitude da redução da intensidade amostral pela ACE, a partir dos estratos fixados aos 3,1 anos. A escolha dessa idade para fixação dos estratos se deu pela menor idade e maior correlação, como já justificada no processamento anterior. A redução da intensidade amostral se deu de modo que a precisão das estimativas volumétricas apresentasse resultados equivalentes aos gerados pelo processamento da ACS. Dessa maneira, foram calculadas novas intensidades amostrais ( $n'$ ) com base nos coeficientes de variação apresentados pela ACE e nos erros percentuais apresentados pela ACS aos 3,1 anos de idade. Posteriormente, obtiveram-se os valores das médias e variâncias, com base na nova intensidade amostral ( $n'$ ), para cada estrato por meio de simulações. Com as médias e variâncias obtidas foram realizadas as estimativas volumétricas no inventário florestal contínuo.

Na Tabela 5 encontram-se os resultados da nova intensidade amostral ( $n'$ ), bem como as estatísticas referentes ao processamento do inventário florestal, considerando o processamento do inventário a partir da dos 3,1 anos. O percentual de redução da intensidade amostral considerando os estratos gerados pela G foi superior a HD. Tal que a redução para G foi equivalente a 60% e, em contrapartida a redução de 48% referente à HD. Para ratificar a maior eficiência da ACE em relação à ACS, no que se refere à redução da intensidade amostral, pode-se observar que os valores de erros percentuais referentes aos dois procedimentos apresentaram-se praticamente iguais, tanto para a ACE com base na HD como também com base na G.

Da mesma maneira que nos processamentos anteriores, os valores de IMA apresentaram diferenças mínimas em relação aos procedimentos da ACS e ACE, indicando que as estimativas volumétricas são semelhantes.

Tabela 5 Estatísticas geradas para estimativas volumétricas (m<sup>3</sup>/ha) para o procedimento da ACS e ACE com estratos gerados pela krigagem ordinária aos 3,1 anos de idade.

Idade (anos)	Est.	Proc.	<i>n</i> '	Vol. (m <sup>3</sup> /ha)	IMA (m <sup>3</sup> /ha/ano)	Erro amostral	
						E (m <sup>3</sup> /ha)	E (%)
3,1	-	ACS	89	118,60	38,84	4,04	3,41
3,9	-	ACS	89	166,24	42,72	4,63	2,79
5,2	-	ACS	89	230,34	44,67	5,88	2,55
5,8	-	ACS	89	265,54	45,46	7,32	2,76
3,1	KoHD <sub>2</sub>	ACE	48	116,68	38,22	3,99	3,42
3,9	KoHD <sub>2</sub>	ACE	48	164,29	42,22	4,55	2,77
5,2	KoHD <sub>2</sub>	ACE	48	229,11	44,44	5,70	2,49
5,8	KoHD <sub>2</sub>	ACE	48	262,57	44,95	7,31	2,78
3,1	KoG <sub>2</sub>	ACE	36	118,12	38,69	4,14	3,50
3,9	KoG <sub>2</sub>	ACE	36	165,94	42,64	4,55	2,74
5,2	KoG <sub>2</sub>	ACE	36	230,20	44,65	6,35	2,76
5,8	KoG <sub>2</sub>	ACE	36	265,23	45,41	8,24	3,11

em que Est. a fonte de estratificação e medição utilizada; Proc. o procedimento de amostragem; *n*' é a intensidade amostral; Vol. o volume; IMA o incremento médio anual; e E o erro amostral.

Pela análise dos intervalos de confiança apresentados na Figura 7, pode se verificar, que ACS e ACE da HD e da G apresentam amplitudes semelhantes, evidenciando semelhanças na precisão das estimativas volumétricas. Porém com a intensidade amostral do procedimento da ACE reduzida em relação à ACS.

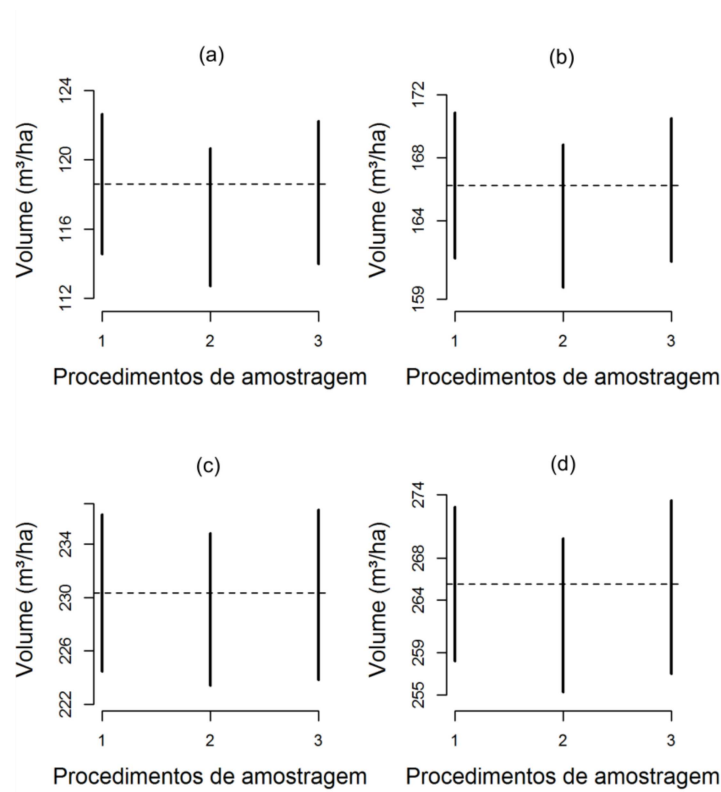


Figura 7 Intervalos de confiança : (a) ACS (1), ACE – KoHD<sub>2</sub> (2), ACE – KoG<sub>2</sub> (3) aos 3,1 anos de idade; (b) ACS (1), ACE – KoHD<sub>2</sub> (2), ACE – KoG<sub>2</sub> (3) aos 3,9 anos de idade; (c) ACS (1), ACE – KoHD<sub>2</sub> (2), ACE – KoG<sub>2</sub> (3) aos 5,2 anos de idade; (d) ACS (1), ACE – KoHD<sub>2</sub> (2), ACE – KoG<sub>2</sub> (3) aos 5,8 anos de idade.

Guedes (2013), estudando povoamentos clonais de eucalipto em Minas Gerais e comparando os procedimentos da ACE e ACS, concluiu que, mesmo reduzindo 50% da intensidade amostral das parcelas do inventário florestal contínuo, ainda foram observados ganhos em precisão da estimativa volumétrica da ACE em relação à ACS.

Alvarenga et al. (2012) estudando um fragmento de cerrado *stricto sensu* localizado na região Norte de Minas Gerais, apresentaram que mesmo

promovendo uma redução de 60% na intensidade amostral, a precisão da estimativa volumétrica pela ACE foi superior à precisão apresentada pela amostragem sistemática.

Assim os resultados encontrados por esses autores estão de acordo com o presente trabalho, uma vez que o uso da ACE promoveu a redução da intensidade amostral, mantendo-se a precisão apresentada pela ACS.

#### 4. CONCLUSÃO

Para um povoamento clonal de *Eucalyptus* spp. pode-se concluir que:

- o procedimento da Amostragem Casual Estratificada (ACE), com estratos oriundos da krigagem ordinária das variáveis altura dominante (HD) e área basal (G), nas respectivas medições do inventário florestal contínuo, apresentou-se mais preciso em relação ao procedimento da Amostragem Casual Simples (ACS) na estimativa volumétrica ( $m^3/ha$ );
- a aplicação da ACE, com estratos gerados aos 3,1 anos e fixados na estimação volumétrica das próximas idades de medição, apresentou-se mais precisa em relação ao procedimento ACS;
- o uso da ACE com estratos aos 3,1 anos permitiu uma importante redução na intensidade amostral para estimativa volumétrica a partir dessa idade, mantendo-se a mesma precisão da estimativa apresentada pela ACS;
- a área basal (G), como fonte de estratificação pela krigagem ordinária apresentou maior eficiência comparada à altura dominante (HD), nas três situações de processamento de inventário analisadas, uma vez que os valores de erros apresentados na estimativa volumétrica foram menores. Para tanto se recomenda o uso da área basal (G) para estratificação dos povoamentos clonais de eucaliptos.



## REFERÊNCIAS

- ALVARENGA, C. C. et al. Continuidade espacial da condutividade hidráulica saturada do solo na bacia hidrográfica do Alto Rio Grande, MG. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, MG, v. 35, n. 5, p. 1745-1757, 2011.
- ALVARENGA, L. H. V. et al. Desempenho da estratificação em um fragmento de cerrado stricto sensu utilizando interpolador geoestatístico. **Cerne**, Lavras, v. 18, n. 4, p. 675-681, out./dez. 2012.
- ASSIS, A. L. et al. Development of a sampling strategy for young stands of *Eucalyptus* sp. using geostatistics. **Cerne**, Lavras, v. 15, n. 2, p. 166-173, 2009.
- ASSMANN, E. **The principles of forest yield study**. Oxford: Pergamon, 1970. 506 p.
- BOYDEN, S. et al. Competition among *Eucalyptus* trees depends on genetic variation and resource supply. **Ecology**, Durham, v. 89, n. 10, p. 2850-2859, 2008.
- ENVIRONMENTAL SYSTEMS RESEARCH INSTITUTE. **ArcGIS desktop**. Release 10.1. Redlands, 2010. Software.
- GUEDES, I. C. de L. **Uso de métodos da estatística espacial em biometria e inventário florestal**. 2014. 138 p. Tese (Doutorado em Engenharia Florestal) - Universidade Federal de Lavras, Lavras, 2013.
- GUEDES, I. C. de L. et al. Técnicas geoestatísticas e interpoladores espaciais na estratificação de povoamentos de *Eucalyptus* sp. **Ciência Florestal**, Santa Maria, v. 22, n. 3, p. 541-550, jul./set. 2012.
- KANEGAE JÚNIOR, H. et al. Avaliação da continuidade espacial de características dendrométricas em diferentes idades de povoamentos clonais de *Eucalyptus* sp. **Revista Árvore**, Viçosa, MG, v. 31, n. 5, p. 859-866, 2007.
- KANEGAE JÚNIOR, H. et al. Avaliação de interpoladores estatísticos e determinísticos como instrumento de estratificação de povoamentos clonais de *Eucalyptus* sp. **Cerne**, Lavras, v. 12, n. 2, p. 123-136, abr./jun. 2006.

MELLO, J. M. de et al. Métodos de amostragem e geoestatística para estimativa do número de fustes e volume em plantios de *Eucalyptus grandis*. **Floresta**, Curitiba, v. 39, n. 1, p. 157-166, 2009.

PÉLLICO NETTO, S.; BRENA, D. A. **Inventário florestal**. Curitiba, 1997. 316 p.

PELTONIEMI, M.; HEIKKINEN, J.; MAKIPAA, R. Stratification of regional sampling by model-predicted changes of carbon stocks in forested mineral soils. **Silva Fennica**, Helsinki, v. 41, n. 3, p. 527-539, July/Sept. 2007.

R DEVELOPMENT CORE TEAM. **R**: a language and environment for statistical computing. Vienna: R Foundation for Statistical Computing, 2013. Disponível em: <<http://www.R-project.org>>. Acesso em: 10 out. 2013.

SCOLFORO, J. R. S.; MELLO, J. M. de. **Inventário florestal**. Lavras: UFLA/FAEPE, 2006. 561 p.

SHIVER, B. D.; BORDERS, B. E. **Sampling techniques for forest resource inventory**. New York: J. Wiley, 1996. 356 p.

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

## ANEXO A

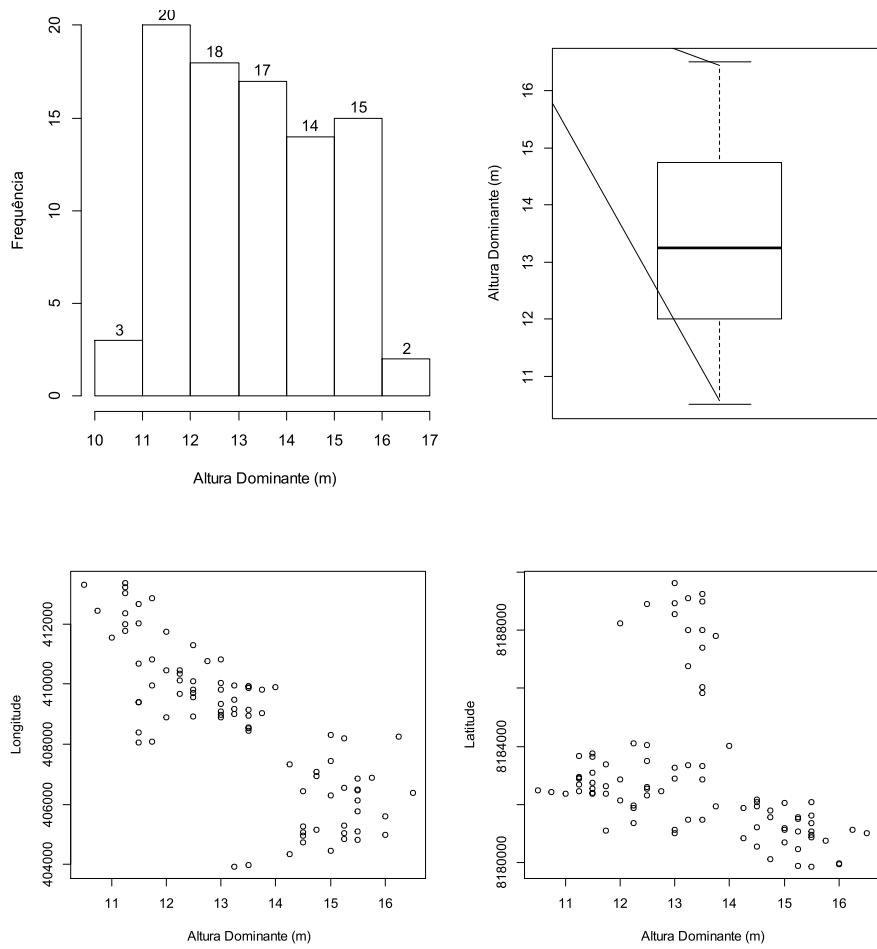


Figura 1A Gráficos exploratórios da altura dominante (m): histograma de frequência, gráfico de *box plot*, relação da altura dominante (m) com a longitude e relação da altura dominante (m) com a latitude para a primeira medição.

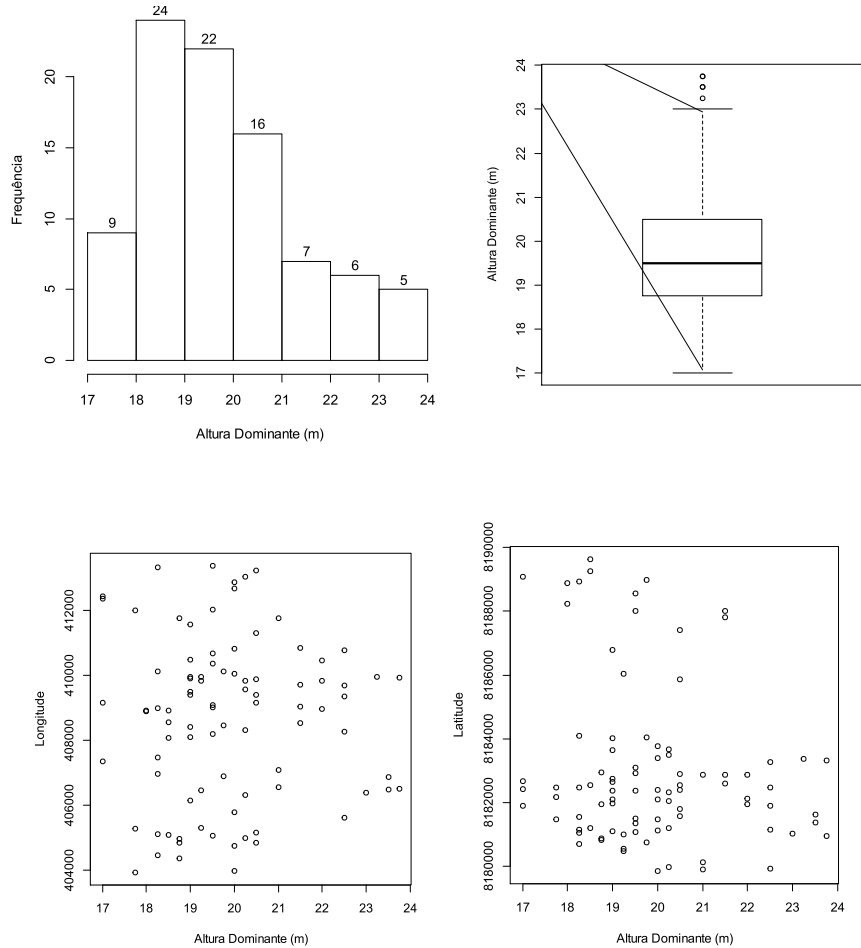


Figura 2A Gráficos exploratórios da altura dominante (m): histograma de frequência, gráfico de *box plot*, relação da altura dominante (m) com a longitude e relação da altura dominante (m) com a latitude para a segunda medição.

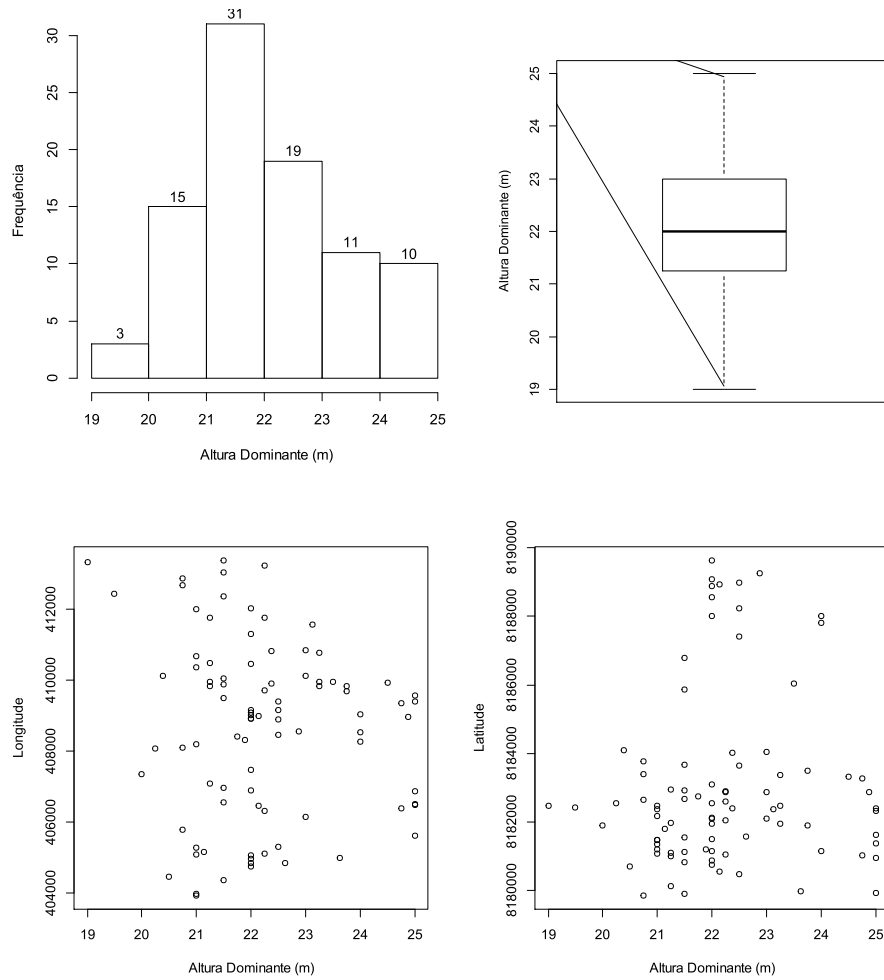


Figura 3A Gráficos exploratórios da altura dominante (m): histograma de frequência, gráfico de *box plot*, relação da altura dominante (m) com a longitude e relação da altura dominante (m) com a latitude para a terceira medição.

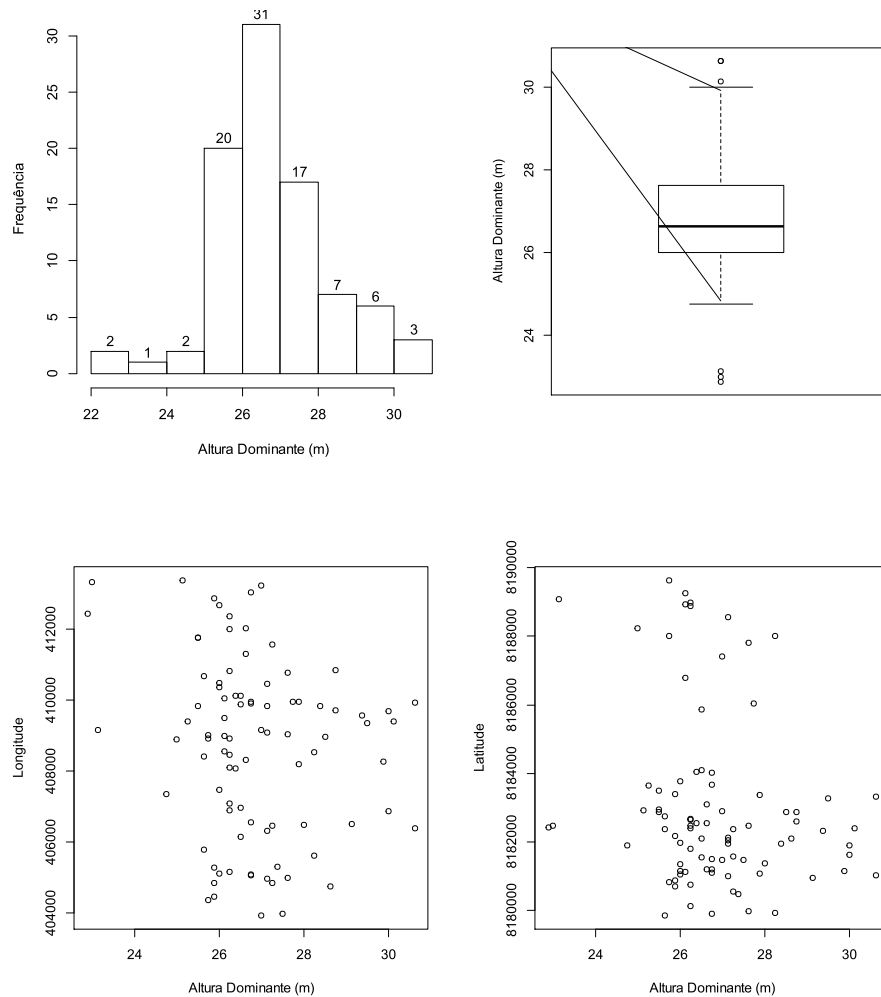


Figura 4A Gráficos exploratórios da altura dominante (m): histograma de frequência, gráfico de *box plot*, relação da altura dominante (m) com a longitude e relação da altura dominante (m) com a latitude para a quarta medição.

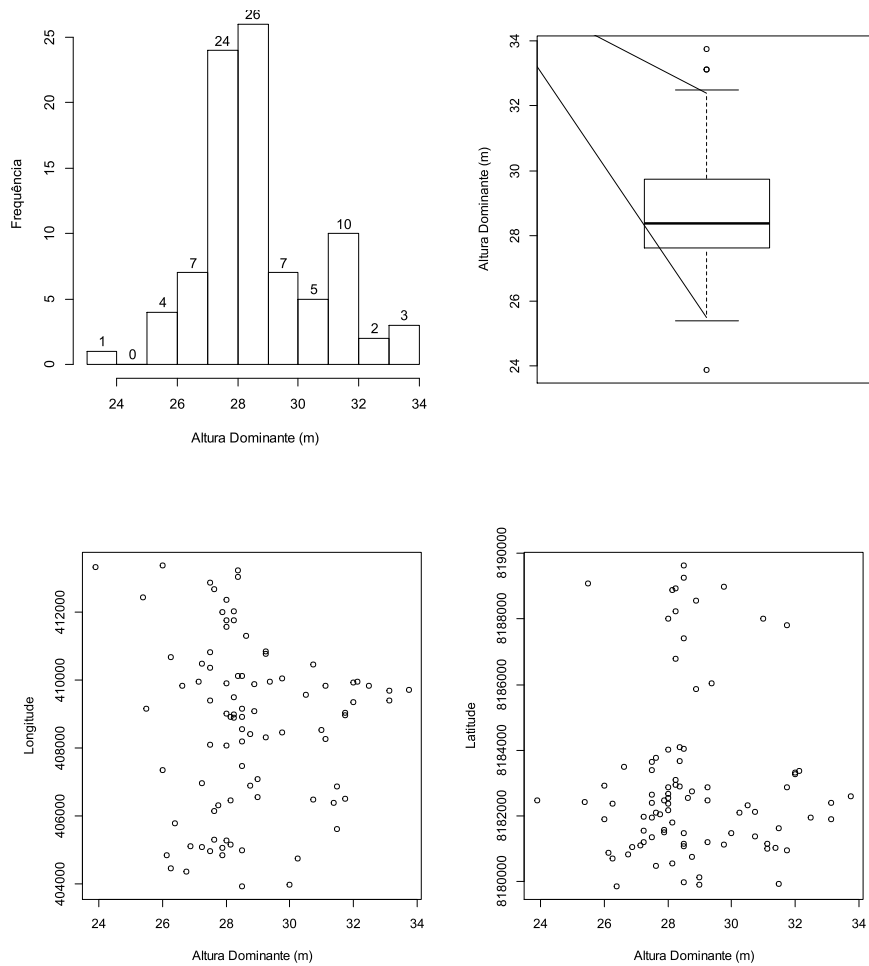


Figura 5A Gráficos exploratórios da altura dominante (m): histograma de frequência, gráfico de *box plot*, relação da altura dominante (m) com a longitude e relação da altura dominante (m) com a latitude para a quinta medição.

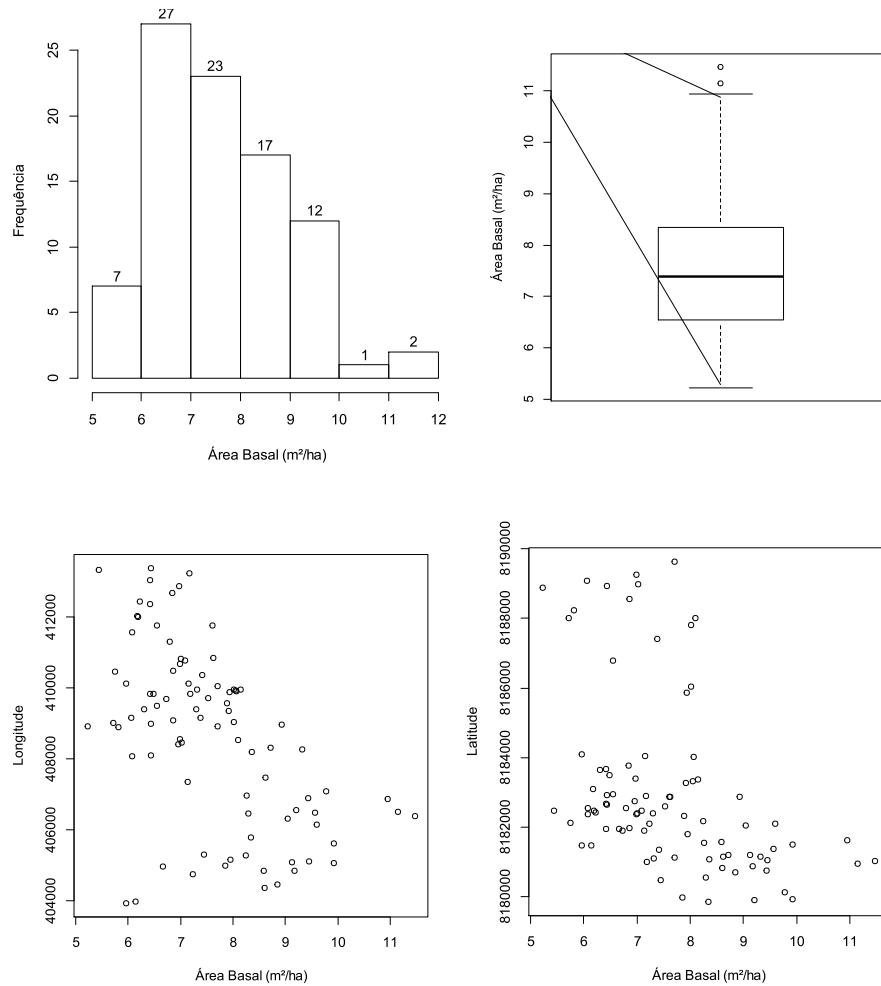


Figura 6A Gráficos exploratórios da área basal (m<sup>2</sup>/ha): histograma de frequência, gráfico de *box plot*, relação da área basal (m<sup>2</sup>/ha) com a longitude e relação da área basal (m<sup>2</sup>/ha) com a latitude para a primeira medição.



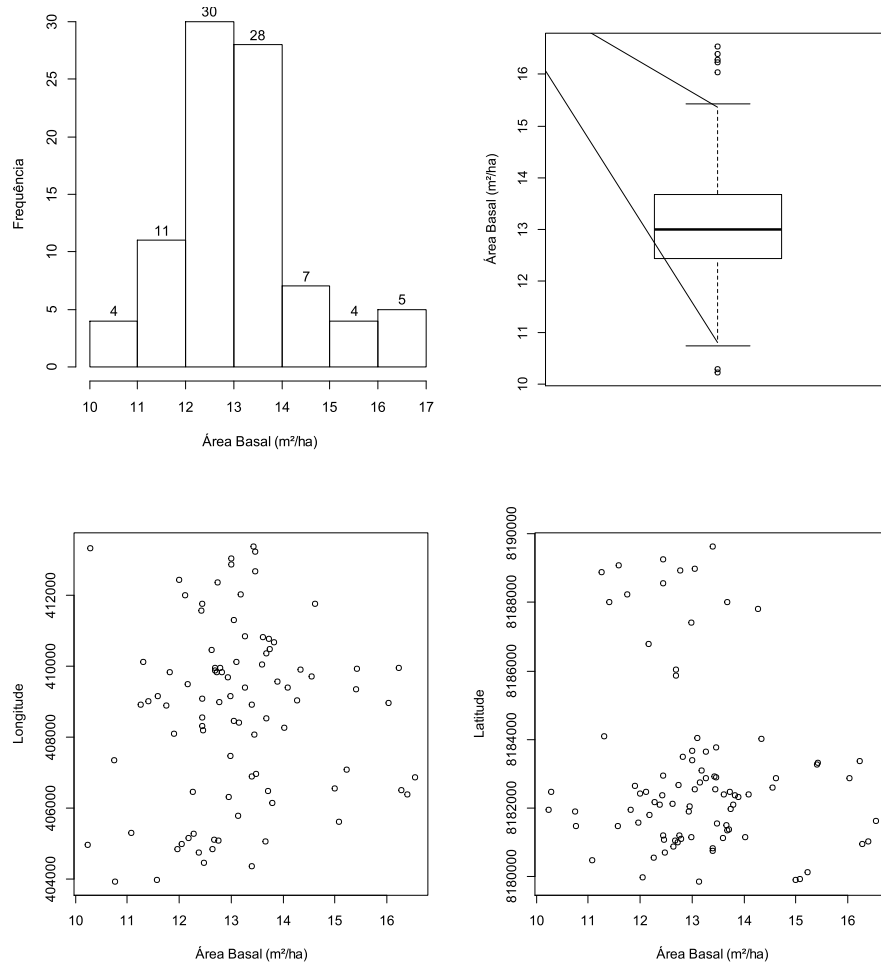


Figura 7A Gráficos exploratórios da área basal (m<sup>2</sup>/ha): histograma de frequência, gráfico de *box plot*, relação da área basal (m<sup>2</sup>/ha) com a longitude e relação da área basal (m<sup>2</sup>/ha) com a latitude para a segunda medição.

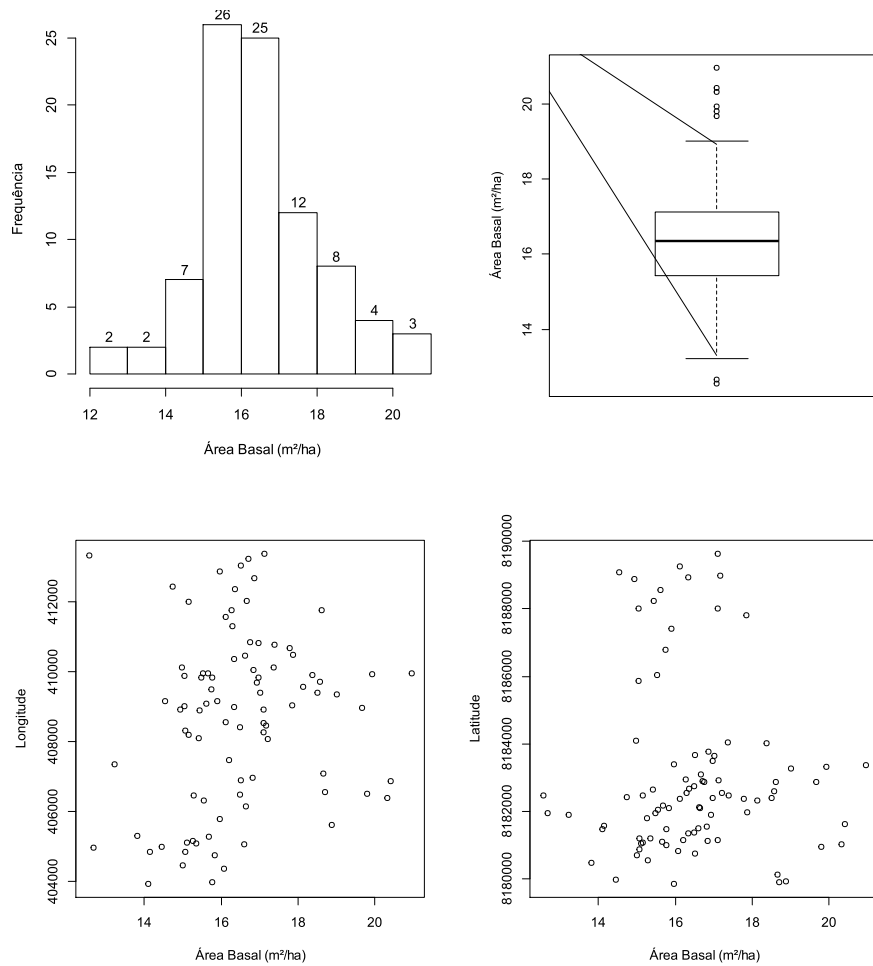


Figura 8A Gráficos exploratórios da área basal (m<sup>2</sup>/ha): histograma de frequência, gráfico de *box plot*, relação da área basal (m<sup>2</sup>/ha) com a longitude e relação da área basal (m<sup>2</sup>/ha) com a latitude para a terceira medição.

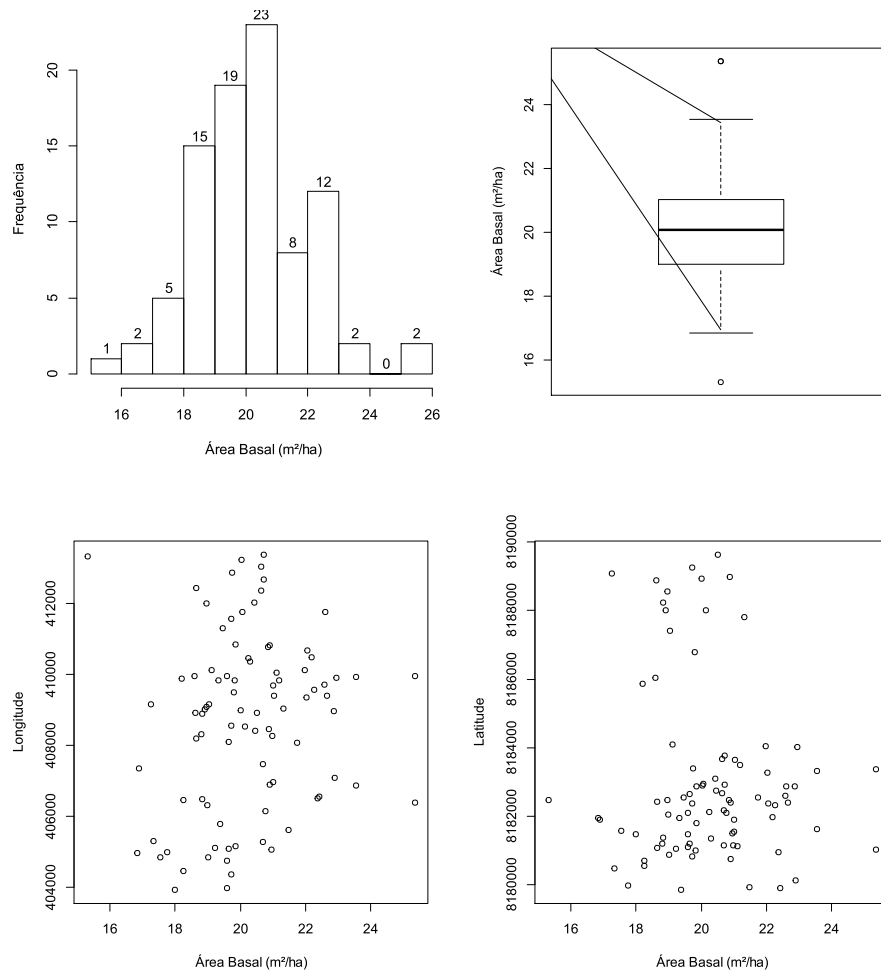


Figura 9A Gráficos exploratórios da área basal ( $\text{m}^2/\text{ha}$ ): histograma de frequência, gráfico de *box plot*, relação da área basal ( $\text{m}^2/\text{ha}$ ) com a longitude e relação da área basal ( $\text{m}^2/\text{ha}$ ) com a latitude para a quarta medição.

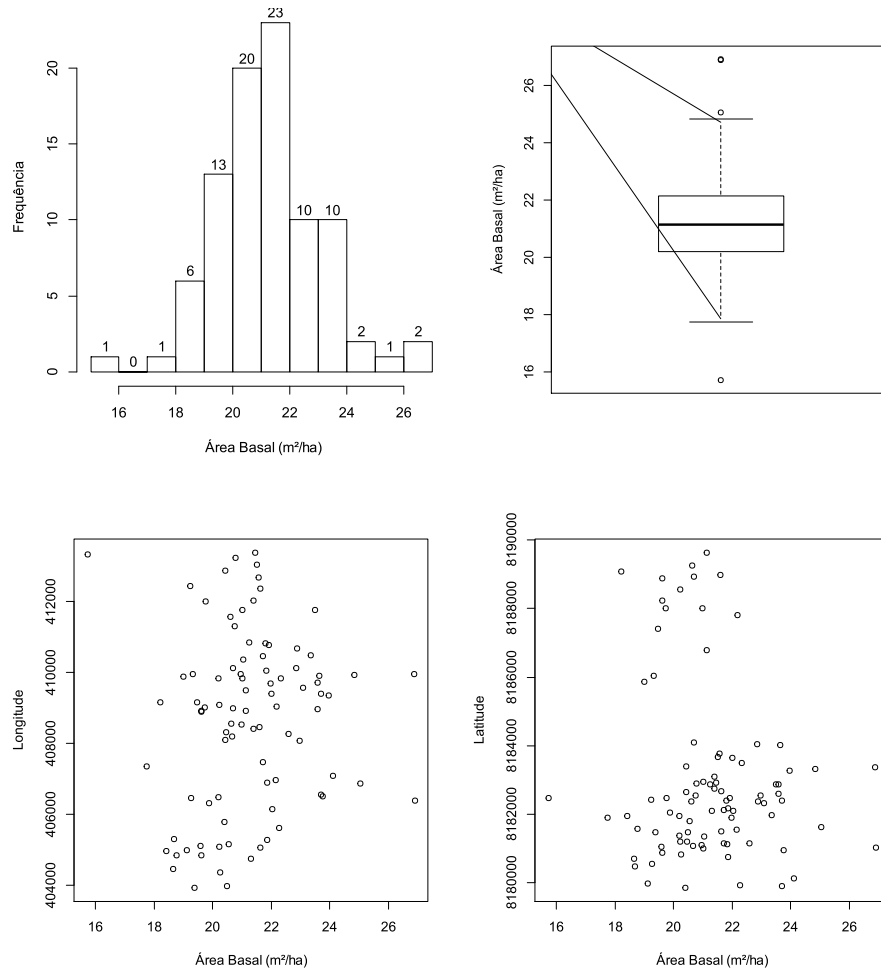


Figura 10A Gráficos exploratórios da área basal (m<sup>2</sup>/ha): histograma de frequência, gráfico de *box plot*, relação da área basal (m<sup>2</sup>/ha) com a longitude e relação da área basal (m<sup>2</sup>/ha) com a latitude para a quinta medição.