



UNIVERSIDADE FEDERAL RURAL DO RIO DE JANEIRO  
INSTITUTO DE FLORESTAS  
CURSO DE GRADUAÇÃO EM ENGENHARIA FLORESTAL

**BRUNO FONSECA MARTINS**

**TÉCNICAS GEOESTATÍSTICAS NA REDUÇÃO DA INTENSIDADE AMOSTRAL  
EM INVENTÁRIO DE EUCALIPTO**

Prof. Dr. EMANUEL JOSÉ GOMES DE ARAÚJO  
Orientador

SEROPÉDICA, RJ  
FEVEREIRO – 2023



UNIVERSIDADE FEDERAL RURAL DO RIO DE JANEIRO  
INSTITUTO DE FLORESTAS  
CURSO DE GRADUAÇÃO EM ENGENHARIA FLORESTAL

**BRUNO FONSECA MARTINS**

**TÉCNICAS GEOESTATÍSTICAS NA REDUÇÃO DA INTENSIDADE AMOSTRAL  
EM INVENTÁRIO DE EUCALIPTO**

Monografia apresentada ao Curso de Engenharia Florestal, como requisito parcial para a obtenção do Título de Engenheiro Florestal, Instituto de Florestas da Universidade Federal Rural do Rio de Janeiro.

Prof. Dr. EMANUEL JOSÉ GOMES DE ARAÚJO  
Orientador

SEROPÉDICA, RJ  
FEVEREIRO – 2023

**TÉCNICAS GEOESTATÍSTICAS NA REDUÇÃO DA INTENSIDADE AMOSTRAL  
EM INVENTÁRIO DE EUCALIPTO**

**BRUNO FONSECA MARTINS**

APROVADA EM: 28/02/2023

BANCA EXAMINADORA:

---

Prof. Dr. EMANUEL JOSÉ GOMES DE ARAÚJO – UFRRJ  
Orientador

---

Prof. Dr. MARCO ANTONIO MONTE – UFRRJ  
Membro

---

Prof. Dr. ROGÉRIO LUIZ DA SILVA – UFRRJ  
Membro

Dedico este trabalho a Deus, que é poderoso para fazer tudo muito mais abundantemente além daquilo que pedimos ou pensamos, segundo o poder que em nós opera.

Aos meus pais, Rosilene e Luiz Carlos, ao meu irmão Leonardo e minha sobrinha Luíza.

## AGRADECIMENTOS

Agradeço em primeiro lugar a Deus, Jesus e ao Espírito Santo por todas as bençães e cuidados, por serem essenciais em minha vida, autores do meu destino, meu guia, socorro bem presente na hora da angústia. Seu fôlego de vida em mim me foi sustento e meu deu coragem, força e sabedoria para vencer todas as dificuldades encontradas. Sou grato pela misericórdia derramada sobre mim todas as manhãs e por iluminarem o meu caminho durante toda a caminhada, sempre direcionando e guiando os meus passos;

À toda a minha família, em especial, aos meus pais Luiz Carlos e Rosilene, por estarem sempre ao meu lado, por todo suporte, carinho e ensinamentos. Ao meu irmão Leonardo e minha sobrinha Luíza, por todo carinho e ajuda;

À Universidade Federal Rural do Rio de Janeiro, por me proporcionar um ensino gratuito e de qualidade e ao Laboratório de Mensuração e Manejo Florestal (LAMFLOR) pela oportunidade e infraestrutura disponibilizada;

Ao meu orientador Professor Emanuel José Gomes de Araújo por todo apoio e pela paciência com a qual guiaram o meu aprendizado ao longo da elaboração do meu projeto final. Agradeço pelos ensinamentos, conselhos, amizade, ajuda e confiança depositada em mim;

Aos professores Marco Antonio Monte e Rogério Luiz da Silva pela participação na banca de defesa e contribuições pertinentes e que permitiram aumentar a qualidade do trabalho;

Aos meus amigos do Laboratório de Mensuração e Manejo Florestal: Danilo, Julia, Lucas, Karla e Aaron;

Aos meus amigos Lucas Cardoso e Ana Lúcia pela ajuda e cooperação na organização de toda a base de dados utilizada por este estudo.

Aos meus colegas de turma, por compartilharem comigo tantos momentos de descobertas e aprendizado e por todo o companheirismo ao longo deste percurso.

Aos meus amigos Gustavo, Paulo, Breno, Maria Vitória, Rickson, Shane e Letícia, com quem convivi intensamente durante os últimos anos, que sempre estiveram ao meu lado, pela amizade incondicional e pelo apoio demonstrado ao longo de todo o período de tempo em que me dediquei a este trabalho.

À todos que contribuíram direta ou indiretamente para a realização deste trabalho.

## RESUMO

Uma das grandes dificuldades encontradas pelas empresas florestais na realização dos inventários florestais, consiste na busca por metodologias que visam auxiliar na redução do esforço amostral, sem perda de precisão no processo de estimativa. Desse modo, o objetivo deste trabalho foi avaliar a redução da intensidade amostral utilizando-se de técnicas geoestatísticas como forma de pós estratificação no processamento do inventário florestal em povoamento de eucalipto. Portanto, foi definida a hipótese de que o processamento do inventário florestal, considerando a correlação espacial, permite reduzir a intensidade amostral mantendo a precisão e confiança na estimativa do volume de madeira. O estudo foi realizado em um povoamento de 2.156 hectares, correspondente a 74 talhões, localizado no município de Itacambira, Minas Gerais. As unidades amostrais foram mensuradas em múltiplas ocasiões entre os anos de 2013 a 2020, com periodicidade irregular na medição de cada talhão, com idades de medição variando de 1,8 a 7,6 anos. Em cada unidade amostral foram obtidas as variáveis circunferência a 1,30 m do solo; altura total, altura média das árvores dominantes, área basal e volume de madeira. Também foi obtida a coordenada geográfica central de cada unidade amostral para posterior análise espacial. Foram simulados os processos de amostragem casual simples nas intensidades de uma unidade amostral a cada 18,7; 18,9; 19,2; 19,5; 19,8 hectares, para as classes de idade 2, 3, 4, 5 e 6 anos, respectivamente do povoamento, as quais correspondem a uma redução de 50 % do tamanho das amostras. As intensidades de uma unidade amostral a cada 9,3; 8,9; 9,6; 9,8 e 9,9 hectares, para as classes de idade 2, 3, 4, 5 e 6 anos, respectivamente, foram consideradas como valores referenciais. Em seguida, realizou-se a modelagem da estrutura de dependência espacial das variáveis altura dominante, volume de madeira e área basal, na intensidade de referência, em cada classe de idade do povoamento. Assim, foi possível gerar estratos, através da krigagem ordinária, subsidiando a seleção das unidades amostrais no processamento do inventário pela amostragem estratificada (AE). Os resultados demonstraram que a redução da intensidade amostral para a realização do inventário florestal contínuo, permite obter estimativas sem perda de qualidade, mantendo a precisão e exatidão desejada de no máximo 10 % de erro amostral para as diferentes classes de idades. As variáveis estudadas apresentaram predominância de forte dependência espacial em todas as classes de idade, permitindo o uso da krigagem ordinária como alternativa de estratificação para as estimativas de volume. Ademais, o tamanho da amostra e a idade exerceram pouca influência da detecção da estrutura de dependência das variáveis, sendo possível delimitar os estratos em todas as classes de idade. Em todas as classes de idade, considerando a intensidade amostral de 50 %, a estratificação dada pela krigagem ordinária proporcionou uma redução expressiva do erro relativo em relação amostragem aleatória. Essa redução foi ainda mais significativa quando a área basal foi utilizada como critério de estratificação, apresentando uma redução superior a 40 % do erro relativo. Assim, a utilização do interpolador geoestatístico como forma de pós-estratificação, proporcionou um aumento na precisão das estimativas do inventário florestal.

**Palavras-chave:** : Otimização. Amostragem. Krigagem ordinária.

## ABSTRACT

One of great difficulties encountered by forestry companies in carrying out forest inventories is the search for methodologies that aim to help reduce the sampling effort, without loss of precision in the estimation process. Thus, the objective of this work was to evaluate the reduction of sampling intensity using geostatistical techniques as a form of post-stratification in the processing of the forest inventory in eucalyptus stands. Therefore, the hypothesis was defined that the processing of the forest inventory, considering the spatial correlation, allows reducing the sampling intensity while maintaining precision and confidence in the estimation of the volume of wood. The study was carried out in a stand of 2,156 hectares, corresponding to 74 plots, located in the municipality of Itacambira, Minas Gerais. The sampling units were measured on multiple occasions between the years 2013 to 2020, with irregular periodicity in the measurement of each plot, with measurement ages ranging from 1.8 to 7.6 years. In each sampling unit, the variables circumference at 1.30 of soel, total height, mean height of dominant trees, basal área and volume of wood. The central geographic coordinate of each sampling unit was also obtained for subsequent spatial analysis. Simple casual sampling processes were simulated at the intensities of one sampling unit Every 18.7; 18.9; 19.2; 19.5; 19.8 hectares, for age classes 2, 3, 4, 5 and 6 years old, respectively, of the stand, which correspond to a 50 % reduction in sample size. The intensities of a sampling unit every 9.3; 8.9; 9.6; 9.8 and 9.9 hectares, for age classes 2, 3, 4, 5 and 6 years, respectively, were considered as reference values. Then, the modeling of the structure of spatial dependence of the variables dominant height, wood volume and basal area was carried out, at the reference intensity, in each class of age of the stand. Thus, it was possible to generate strata, through ordinary kriging, subsidizing the selection of sample units in the processing of the inventory by stratified sampling (AE). The results showed that the reduction of the sampling intensity for carrying out the continuous forest inventory, allows obtaining estimates without loss of quality, maintaining the desired precision and accuracy of a maximum of 10 % of sampling error for the different age classes. The studied variables studied showed a predominance of strong spatial dependence in all age classes, allowing the use of ordinary kriging as an alternative stratification for volume estimates. Furthermore, the sample size and age exerted little influence on the detection of the dependency structure of the variables, making it possible to delimit the strata in all age classes. In all age classes, considering the sampling intensity of 50 %, the stratification given by ordinary kriging provided a significant reduction in the relative error in relation to random sampling. This reduction was even more significant when the basal area was used as a stratification criterion, showing a reduction greater than 40 % in the relative error. Thus, the use of the geostatistical interpolator as a form of post-stratification provided an increase in the accuracy of forest inventory estimates.

**Keywords:** Optimization. Sampling. Ordinary kriging.

## SUMÁRIO

<b>1. INTRODUÇÃO .....</b>	<b>1</b>
<b>2. REVISÃO DE LITERATURA .....</b>	<b>2</b>
2.1.    Inventário Florestal.....	2
2.1.1.    Métodos de Amostragem.....	3
2.1.2.    Processos de Amostragem .....	4
2.1.1.    Intensidade Amostral.....	5
2.2.    Geoestatística .....	6
2.2.1.    Semivariograma.....	7
2.2.2.    Modelos Teóricos .....	8
2.2.3.    Krigagem .....	9
2.3.    Aplicação da Geoestatística em Inventários Florestais .....	9
<b>3. MATERIAL E MÉTODOS.....</b>	<b>10</b>
3.1.    Caracterização da Área de Estudo .....	10
3.2.    Base de Dados.....	11
3.3.    Redução da Intensidade Amostral .....	13
3.4.    Análise Geoestatística.....	15
<b>4. RESULTADOS E DISCUSSÃO .....</b>	<b>17</b>
4.1.    Processamento do Inventário Florestal.....	17
4.2.    Continuidade espacial e estratificação pela Krigagem ordinária.....	21
4.3.    Redução da intensidade amostral aplicando a krigagem ordinária.....	28
<b>5. CONCLUSÃO .....</b>	<b>29</b>
<b>6. REPEFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS .....</b>	<b>29</b>

## 1. INTRODUÇÃO

Uma das grandes dificuldades encontradas pelas empresas florestais na realização dos inventários florestais, consiste na busca por metodologias que visam auxiliar na redução do esforço amostral, sem perda de precisão no processo de estimativa. Segundo Pélico Netto e Brena (1997), o sucesso da operacionalização de um inventário está intimamente relacionado a definição correta dos objetivos pretendidos, da precisão requerida e, principalmente, dos processos de amostragem e da intensidade amostral utilizada. Portanto, estudos que visam atender a demanda por otimização dos processos operacionais são tão importantes, tendo como objetivo a redução da intensidade amostral e, consequentemente, a diminuição dos custos do inventário florestal.

Apesar da aparente homogeneidade de plantios comerciais, observa-se variações espaciais significativas em variáveis dendrométricas ao longo do plantio. Essas variações ocorrem devido a vários fatores, dentre eles: práticas silviculturais, interação genótipo-ambiente, fatores edafoclimáticos, topografia, idade, entre outros (MELLO, 2004). Portanto, o estudo dessas variações torna-se imprescindível para o inventário e manejo florestal, de modo a observar o comportamento espacial das variáveis de interesse, subsidiando a tomada de decisão por parte dos profissionais florestais.

Normalmente, em um inventário florestal os valores médios das variáveis de interesse são obtidos através da teoria da amostragem da estatística clássica. Essa teoria baseia-se no princípio da casualização, ou seja, pressupõe-se que a variável em estudo seja aleatória, com erros independentes e que sigam algum tipo de distribuição de probabilidade (MELLO, 2004; SCOLFORO; MELLO, 2006). Desta maneira, as variações numa dada característica, de um local para outro, são espacialmente independentes. A formulação desta teoria identifica somente o tamanho da variabilidade, não sendo capaz de discernir a estrutura espacial dessa variabilidade, mesmo quando presente (SCOLFORO; MELLO, 2006).

Essa variabilidade espacial pode, muitas das vezes, afetar a qualidade das estimativas feitas no inventário florestal. Em casos em que for verificada a estrutura de continuidade espacial, a aplicação da teoria clássica de amostragem, pode aumentar os problemas estatísticos. Havendo continuidade espacial, deve-se fazer uso dos benefícios da geoestatística através da introdução do componente espacial no modelo (SCOLFORO; MELLO, 2006).

A geoestatística, portanto, utiliza o conceito de Variáveis Regionalizadas, buscando associar a aparente aleatoriedade dos dados com a sua possível estruturação espacial, utilizando esta correlação para predizer estimativas em locais não amostrados, através de interpoladores como a Krigagem (YAMAMOTO; LANDIM, 2013). Diferente da estatística clássica, que apenas verifica a distribuição de frequência dos dados, a geoestatística possibilita incorporar a interpretação da correlação espacial das amostras em suas estimativas.

Trabalhos utilizando técnicas de geoestatística em inventário florestal de povoamentos de eucalipto, visando caracterizar a estrutura de dependência espacial de variáveis dendrométricas e reduzir o esforço de amostragem foram elaborados por Kanegae (2004), Mello (2004), Leal et al. (2011), Santos et al. (2017), Ataíde (2019), Dantas et al. (2020), entre outros.

Segundo Ataíde (2019), a utilização do componente espacial de variáveis dendrométricas, através da geoestatística, possibilita reduzir a intensidade amostral em inventários florestais, além de fornecer estimativas precisas e exatas. Ainda de acordo com o mesmo autor, os processos e intensidades amostrais utilizados devem ser capazes de captar a estrutura de dependência espacial das variáveis dendrométricas. Guedes et al. (2012), ao verificar a possibilidade do uso da estrutura de dependência espacial para a definição de estratos em povoamentos de *Eucalyptus* sp., obteve uma redução de aproximadamente 65 % do erro de

amostragem do inventário florestal. Desse modo, espera-se que a utilização de interpoladores espaciais permita gerar estratos representativos, através dos quais, consegue-se uma redução significativa no erro do inventário, sem que o custo para o levantamento seja aumentado, mantendo ou melhorando a precisão e exatidão das estimativas.

Portanto, foi definida a hipótese de que o processamento do inventário florestal, considerando a correlação espacial, permite reduzir a intensidade amostral mantendo a precisão e confiança na estimativa do volume de madeira. Desse modo, o objetivo deste trabalho foi avaliar a redução da intensidade amostral utilizando-se de técnicas geoestatísticas como forma de pós estratificação no processamento do inventário florestal em povoamento de eucalipto

## 2. REVISÃO DE LITERATURA

### 2.1. Inventário Florestal

O inventário florestal é uma atividade fundamentada na teoria da amostragem que visa obter informações qualquantitativas dos povoamentos e florestas, fornecendo subsídios para o manejo dos recursos (PÉLLICO NETTO; BRENA, 1997; SCOLFORO; MELLO, 2006). Dentre as características qualitativas, pode-se citar: estado fitossanitário e vitalidade das árvores, qualidades dos fustes, relações fitossociológicas, entre outras. Considerando os aspectos quantitativos, pode-se citar: o volume de madeira, volume comercial, área basal, frequência de árvores por hectare, altura média das árvores dominantes, diâmetro médio, entre outras informações (SCOLFORO; MELLO, 2006).

Para fins de manejo, o inventário florestal deve ser planejado de modo a fornecer parâmetros estruturais do povoamento e suas inter-relações, visando subsidiar a definição dos tratamentos silviculturais e demais operações a serem realizadas de maneira econômica e ecológica, através de sua produção sustentável e contínua (QUEIROZ, 2012). Independentemente dos objetivos, da abrangência, do modo de obtenção dos dados e da abordagem da população no tempo, os inventários informam realidades sobre recursos florestais, sendo imprescindíveis para a boa administração e utilização racional dos recursos (PÉLLICO NETTO; BRENA, 1997).

Segundo Campos e Leite (2017), um inventário florestal consiste basicamente em três fases, sendo elas: mapeamento da área, amostragem e análise dos dados. Ainda de acordo com os mesmos autores, a análise dos dados consiste no cálculo das estimativas de parâmetros e análise de decisões de manejo. O sucesso, portanto, da operacionalização de um inventário está intimamente relacionado à definição correta dos objetivos pretendidos, da precisão requerida e, principalmente, dos processos de amostragem e da intensidade amostral utilizada (PÉLLICO NETTO; BRENA, 1997; SCOLFORO; MELLO, 2006).

Os inventários florestais podem ser realizados a partir de um censo ou amostragem. O censo consiste na enumeração completa da população produzindo como resultados os valores paramétricos das variáveis mensuradas (PÉLLICO NETTO; BRENA, 1997). Na grande maioria dos casos, torna-se inviável devido as limitações de recursos financeiros, tempo e mão de obra. Já os inventários realizados a partir de técnicas de amostragem, permitem gerar estimativas dos valores paramétricos das variáveis mensuradas, a partir da mensuração de apenas parte da população (amostra contendo unidades amostrais), com erros aceitáveis, em curto espaço de tempo e com menores custos de caminhamento e medição (PÉLLICO NETTO; BRENA, 1997; SCOLFORO; THIERSCH, 2004).

Nos inventários amostrais são utilizadas técnicas de amostragem a partir da estatística clássica, visando gerar estimativas para as variáveis de interesse. Normalmente, o resultado do

inventário é um intervalo de confiança, associado a um erro máximo admissível e um nível de confiança do verdadeiro valor estar dentro deste limite (SCOLFORO; MELLO, 2006; CAMPOS; LEITE, 2017). No mais, supõem-se que a variável em estudo seja aleatória com variação espacialmente independente, isto é, sem levar em consideração a sua estrutura espacial, com erros independentes e que sigam algum tipo de distribuição de probabilidade para realizar as estimativas (MELLO, 2004).

Na teoria da amostragem clássica, a variação de uma variável pode ser decomposta pela soma de dois componentes: o primeiro associado a um valor médio e o segundo associado ao erro aleatório, conforme representado pela equação 1:

$$Z(x_i) = \mu(x) + \varepsilon \quad (1)$$

Em que:  $Z(x_i)$  = é a variável avaliada;  $\mu(x)$  = é função determinística associada a uma valor médio e  $\varepsilon$  é um erro aleatório de cada observação com média zero e variância  $\sigma^2$ .

### 2.1.1. Métodos de Amostragem

O método de amostragem refere-se a abordagem da população referente a uma única unidade amostral. Os dois principais métodos são: amostragem de área fixa e amostragem de área variável, a qual destacam-se os métodos de Bitterlich, de Strand e o método de Prodán (SCOLFORO; MELLO, 2006).

No método de área fixa a seleção dos indivíduos é feita proporcional à área da unidade de amostra e, consequentemente, à frequência dos indivíduos que nelas ocorrem (PÉLLICO NETTO; BRENA, 1997). A partir da mensuração das variáveis de interesse na unidade amostral de área fixa, os valores são extrapolados para a área total inventariada, de acordo com a proporcionalidade da unidade de área. Na prática, diferentes formas e tamanhos podem ser utilizados a depender, principalmente, da praticidade, operacionalidade da localização da parcela e demarcação no campo. Na realização de inventários florestais, as principais formas das parcelas encontradas são: quadradas, retangulares, circulares ou em conglomerados, onde a decisão sobre uma ou outra forma, depende do objetivo do estudo. Os tamanhos das unidades amostrais variam de 20 m<sup>2</sup> a 1.000 m<sup>2</sup>, sendo, portanto, a escolha decidida com base na experiência prática e da relação entre precisão e custos (LOETSCH, 1960).

Dentre as principais vantagens deste método, pode-se citar a praticidade e simplicidade de alocação das unidades amostrais em campo, manutenção da garantia em medições sucessivas em inventários contínuos, além da possibilidade de obtenção de todos os estimadores diretamente na unidade amostral medida, como volume, área basal, distribuição diamétrica, entre outros. Porém, este método apresenta como desvantagem o maior custo na instalação e manutenção dos limites das unidades amostrais, além do maior números de árvores medidas em comparação com outros métodos (PÉLLICO NETTO; BRENA, 1997).

Dentre os métodos de amostragem de área variável destacam-se os métodos de Bitterlich, de Strand e o método de Prodán. No método de Bitterlich, a seleção das árvores é efetuada com probabilidade proporcional à área basal, ou ao quadrado do diâmetro e à frequência. A amostragem é realizada a partir da contagem do número de árvores captadas num giro de 360°, a partir de um ponto de referência, cujos diâmetros a altura do peito são iguais ou maiores que a abertura angular equivalente do relascópio ou outro instrumento utilizado na contagem das árvores incluídas (BITTERLICH, 1948 apud SCOLFORO; MELLO, 2006).

No método de Strand, a seleção dos indivíduos na unidade amostral ocorre com proporcionalidade ao diâmetro, para o cálculo de área basal e do número de árvores por hectare, e proporcional à altura das árvores, para se obter o volume e o número de árvores por hectare. A amostragem é realizada a partir da enumeração de todas as árvores que se localizam do lado

esquerdo de uma linha de comprimento determinado dentro da floresta, que se qualificam para a amostragem (STRAND, 1958 apud PÉLLICO NETTO; BRENA, 1997).

Já no método de Prodan, a seleção das árvores na unidade amostral se faz com probabilidade proporcional à distância em relação ao ponto amostral. Este método consiste em medir seis árvores mais próximas de um ponto amostral, considerando a parcela com forma circular e com raio igual a soma da distância da sexta árvore ao ponto amostral com a metade do seu diâmetro (PRODAN, 1968). As principais vantagens deste método são: maior praticidade e fácil operacionalidade no campo, além de demandar menor tempo de medição em relação a outros métodos. Porém, quando as árvores estiverem muito aglutinadas ou espalhadas no povoamento, os estimadores podem gerar tendenciosidades, além de não fornecer bons estimadores para variáveis de manejo florestal, como altura dominante, mortalidade, entre outros, devido ao tamanho reduzido da unidade amostral (PÉLLICO NETTO; BRENA, 1997).

### **2.1.2. Processos de Amostragem**

O processo amostral diz respeito a abordagem da população referente ao conjunto de unidades amostrais, onde diferentes procedimentos podem ser utilizados a depender da periodicidade a qual a amostragem será realizada (PÉLLICO NETTO; BRENA, 1997). Os principais arranjos estruturais empregados em inventários florestais são: amostragem casual simples, sistemática e estratificada.

Na amostragem casual simples, todas as unidades amostrais possuem a mesma probabilidade de serem amostradas, proporcionando estimativas não tendenciosas dos parâmetros da população (CAMPOS; LEITE, 2017). É recomendada em casos de homogeneidade da característica de interesse, para que a intensidade amostral não seja elevada e não inviabilize a realização do inventário por este método (SCOLFORO; MELLO, 2006). Embora esta amostragem possa apresentar simplicidade na realização no campo e no processamento dos dados, as unidades amostrais podem ser distribuídas de maneira inconveniente na população, aumentando o custo de alocação e medição das parcelas (PÉLLICO NETTO; BRENA, 1997).

Na amostragem sistemática a seleção das amostras segue um esquema predefinido de sistematização, com o objetivo de cobrir toda a extensão da população, afim de obter um modelo sistemático, simples e uniforme (LOETSCH; HALLER, 1973). Neste procedimento, a casualização é atribuída a primeira unidade amostral, a partir da qual todas as demais são sistematizadas em intervalos regulares (SOARES; PAULA NETO; SOUZA, 2006). Considerando uma mesma intensidade amostral, a sistematização demanda de um menor custo em relação aos procedimentos aleatórios, além de apresentar alta eficiência e precisão nas estimativas, uma vez que as parcelas são distribuídas uniformemente na população (SCOLFORO; MELLO, 2006). A principal vantagem deste processo está na rapidez da localização e mapeamento das unidades amostrais, com consequente diminuição dos custos. Se tratando de populações biológicas, normalmente os indivíduos estão correlacionados espacialmente, e tendem a mostrar as variações sistemáticas e periódicas das características de cada local (PÉLLICO NETTO; BRENA, 1997). Sendo assim, a sistematização pode coincidir com as variações cíclicas da população, de modo que a variação nos valores observados não seja totalmente atribuída ao acaso, representando a principal desvantagem deste processo.

Há ainda a amostragem estratificada, em que a população é subdividida em subpopulações ou estratos, permitindo gerar estimativas separadamente por estrato, além da população total (PÉLLICO NETTO; BRENA, 1997). Neste processo, espera-se que a variação entre as unidades amostrais num mesmo estrato seja menor em relação à variação entre unidades amostrais de estratos diferentes, de modo que a variância da amostragem estratificada seja menor em relação a amostragem casual simples (SCOLFORO; MELLO, 2006). A grande

dificuldade deste processo está relacionada a definição dos estratos e a determinação do número de unidades amostrais cabíveis em cada estrato, sendo estas duas fases primordiais no sucesso das estimativas (CAMPOS; LEITE, 2017). Segundo Péllico Netto e Brena (1997), os principais critérios utilizados na estratificação são: sítio natural, idade, topografia do terreno, volume, tipologia florestal, espécie, regiões administrativas, materiais genéticos, entre outros. Ainda de acordo com os mesmos autores, sempre que possível, a base para a estratificação deve ser a variável principal que será estimada no inventário.

O detalhamento, bem como as limitações de cada um destes métodos e processos podem ser encontrados em Prodan (1968); Loetsch e Haller (1973); Péllico Netto e Brena (1997); Mello (2004); Soares; Paula Neto; Souza (2006); Scolforo e Mello, 2006; Campos e Leite (2017).

### **2.1.1. Intensidade Amostral**

A intensidade amostral corresponde a fração da população que foi amostrada, sendo representada pela razão entre o número de unidades amostrais mensuradas (n) e o número de unidades amostrais cabíveis na população (N). Pode, também, ser representada pela razão entre a área amostrada e a área da população (CHACKO, 1965 apud PÉLLICO NETTO; BRENNA, 1997).

Na grande maioria dos inventários florestais, a intensidade amostral é baixa, geralmente menor do que 1% da área total e raramente ultrapassa os 5%. Para inventários de florestas plantadas com espécies do gênero *Eucalyptus spp.*, observa-se intensidades amostrais variando de 1 até 4 unidades amostrais para cada 10 hectares de floresta plantada (PÉLLICO NETTO; BRENNA, 1997). Segundo Campos e Leite (2017), intensidades de amostragem nas proporções de uma parcela por 10, 15 ou 20 hectares reflorestados têm sido observados em inventários sucessivos de grandes áreas. Ainda de acordo com os mesmos autores, essas intensidades seguem o princípio da não definição antecipada do erro-padrão, mas de se obter uma representatividade a baixo custo, sendo estabelecidas, a princípio, proporcionalmente à área de cada talhão.

Na literatura florestal, encontra-se principalmente dois procedimentos para determinação da intensidade amostral: considerando a precisão da estimativa como fator preponderante (função da variabilidade da população, erro de amostragem admissível e probabilidade de confiança fixada) ou considerando a disponibilidade de recursos disponíveis e tempo para a realização do inventário (PÉLLICO NETTO; BRENNA, 1997; SCOLFORO; THIERSCH, 2004; CAMPOS; LEITE, 2017).

No primeiro procedimento mencionado, o dimensionamento da amostra (n) no inventário florestal é dependente do objetivo do inventário, do método de amostragem, da precisão requerida, expressa pelo erro da amostragem absoluto ( $t_\alpha S_{\bar{y}}$ ) ou relativo (E%) e da variabilidade da população a ser medida (SCOLFORO: MELLO, 2006). Ainda de acordo com os mesmos autores, na determinação do n deve-se estabelecer um erro máximo admissível, além de conhecer preliminarmente a variância da população a ser amostrada, isto é, a variância da característica a ser medida. Essa variação pode ser expressa em base relativa pelo coeficiente de variação (CV%), o qual mostra o desvio-padrão em porcentagem da média aritmética. Assim, quanto menor o CV% mais uniforme é a população. Uma maneira de conhecer a variância da característica a ser medida é através do inventário piloto, com pequeno número de parcelas medidas. Outra maneira é se basear em dados de inventário florestal de outra população com características semelhantes (SCOLFORO: MELLO, 2006; SOARES; PAULA NETO; SOUZA, 2006).

Portanto, uma das formas de determinar o tamanho de uma amostra, considerando uma população florestal como sendo infinita, pode ser obtido por meio equação 2 :

$$n = \frac{t_{\alpha}^2 (CV\%)^2}{E\%^2} \quad (2)$$

Em que:  $n$  = tamanho da amostra;  $t_{\alpha}$  = valor “t” da distribuição t-student, com nível  $\alpha$  de probabilidade e  $n-1$  graus de liberdade;  $CV$  = coeficiente de variação e;  $E\%$  = erro da amostragem relativo.

A fórmula de  $n$  permite concluir que o tamanho da amostra aumenta com o aumento do  $CV$  e com a redução do erro de amostragem admissível. Essa interpretação serve para compatibilizar dados de custos de inventário florestal versus precisão aceitável. Portanto, quanto mais heterogêneo um povoamento for, maior deverá ser a intensidade de amostragem, independentemente do método utilizado (CAMPOS; LEITE, 2017). No entanto, para este procedimento, o cálculo da intensidade amostral é realizado pressupondo que não há nenhuma limitação de tempo ou recursos para a realização do inventário. (PÉLLICO NETTO; BRENA, 1997).

Conforme descrito por Péllico Netto e Brena (1997), a intensidade amostral pode ser determinada em função do tempo e dos recursos disponíveis. Para as estimativas do inventário, considera-se os custos fixos e variáveis, além do tempo determinado e dos recursos colocados à disposição, não sendo possível fixar um erro de amostragem requerido (PÉLLICO NETTO; BRENA, 1997). O número de unidades amostrais pode ser determinado por meio da função de custos, determinada no orçamento do inventário (HUSCH; MILLER; BEERS, 1982 apud PÉLLICO NETTO; BRENA, 1997), conforme a equação 4:

$$C_t = C_0 + nC_1 \quad (3)$$

$$n = \frac{C_1 - C_0}{C_1} \quad (4)$$

Em que:  $n$  = tamanho da amostra;  $C_t$  = custo total do inventário;  $C_0$  = custos fixos de planejamento, equipamentos, análise e elaboração do relatório;  $C_1$  = custo médio por unidade amostral.

## 2.2.Geoestatística

A geoestatística pode ser definida como uma subárea da estatística que trata da análise espacial dos dados geográficos (YAMAMOTO; LANDIM, 2013). Segundo os mesmos autores, a geoestatística visa determinar as características espaciais das variáveis de interesse, por meio do estudo de sua distribuição e variabilidade espacial, com determinação das incertezas associadas. Desse modo, os métodos geoestatísticos buscam associar a aparente aleatoriedade dos dados com a sua possível estruturação espacial, utilizando esta correlação para predizer estimativas em locais não amostrados (PELISSARI et al., 2014) .

Historicamente, a partir de década de 50, geólogos e geógrafos começaram a utilizar métodos estatísticos para caracterizar a variabilidade de dados correlacionados espacialmente. Estudos como o do geólogo sul-africano Krige (1951), na estimativa do grau de minério na indústria de mineração, através de interpoladores espaciais, surgiram como base na formalização da Teoria das Variáveis Regionalizadas, proposta por Matheron (1963). Uma variável regionalizada pode ser definida com uma função espacial numérica de um fenômeno estruturado no espaço, variando entre locais e com certa continuidade espacial (MATHERON, 1963).

Segundo Landim (2006) as variáveis regionalizadas apresentam irregularidades e variações imprevisíveis de um ponto para outro, por sua característica aleatória e relações existentes entre os pontos no espaço por sua característica estrutural. Assim sendo, a geoestatística difere da estatística clássica, uma vez que incorpora a interpretação da correlação espacial das amostras, e não apenas a verificação da distribuição de frequência dos dados (MELLO, 2004). Desse modo, pode-se dizer que a Teoria das Variáveis Regionalizadas tem como principais objetivos descrever a correlação espacial do fenômeno em estudo e gerar estimativas de uma variável regionalizada com base em uma amostra (MATHERON, 1963; YAMAMOTO; LANDIM, 2013).

A teoria das variáveis regionalizadas (VR) pressupõe que no espaço existem infinitos pontos de  $x \{x_i, i = 1, 2, \dots\}$  em que os valores  $\{z(x_i), i=1, 2, \dots\}$  são realizações das funções aleatórias com suas distribuições de probabilidade. Assim, no ponto  $x$ , a propriedade  $Z(x)$  é uma variável aleatória com média  $m$ , variância  $S^2$  e uma função de distribuição acumulada, conhecida como variável regionalizada (YAMAMOTO; LANDIM, 2013). Essa teoria pode ser expressa pela soma de três componentes: uma componente estrutural, associado a um valor médio constante ou a uma tendência; uma componente aleatória, espacialmente correlacionada; e um erro aleatório (MELLO, 2004; SANTANA, 2011).

Considerando um vetor  $x$  com  $n$ -dimensões, o valor da função aleatória  $Z$ , em  $x$ , pode ser expressa por:

$$Z_{(x_i)} = \mu_{(x)} + \varepsilon'_{(x)} + \varepsilon''_i \quad (5)$$

Em que  $\mu_{(x)}$  é a função determinística que descreve a componente estrutural  $Z_{(x_i)}$ ;  $\varepsilon'_{(x)}$  é o termo aleatório, autocorrelacionado que varia localmente no espaço; e  $\varepsilon''_i$  é um erro aleatório não correlacionado no espaço, com média zero, variância  $\sigma^2$  (MELLO, 2004). A geoestatística, portanto, modela a estrutura espacial do termo aleatório  $\varepsilon'_{(x)}$ , utilizando o conceito de VR para predizer valores em locais não amostrados (SANTANA, 2011).

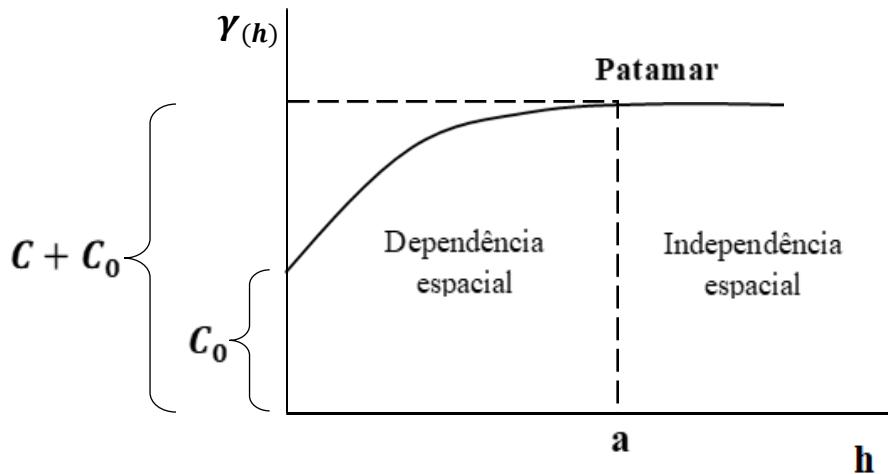
### 2.2.1. Semivariograma

A semivariância é a medida da representação da variância das variáveis regionalizadas na geoestatística, onde a estrutura de correlação entre pontos amostrais separados por sucessivas distância podem ser representadas por meio do semivariograma (MELLO, 2004). De acordo com Santana (2011), o semivariograma corresponde uma função matemática que descreve o gráfico da semivariância em função da distância  $h$ , permitindo verificar a continuidade espacial da variável regionalizada. O seu estimador, o semivariograma experimental, pode ser obtido por meio da seguinte expressão:

$$\gamma(h) = \frac{1}{2N(h)} \sum_{i=1}^{N(h)} [z(x_i) - z(x_i + h)]^2 \quad (6)$$

Em que  $\gamma(h)$  = semivariância estimada entre pares de pontos;  $N(h)$  = número de pares de valores medidos  $z(x_i)$ ,  $z(x_i + h)$ ; separados pela distância  $h$ .

O semivariograma é uma medida da variabilidade geológica condicionada pela distância, em que a influência de um ponto sobre outro é tão maior quanto menor for a distância entre eles, desde que haja dependência espacial entre as amostras (LANDIM, 2006). Na figura 1 está apresentado um semivariograma típico, juntamente com os parâmetros que caracterizam a correlação espacial: efeito pepita ( $C_0$ ), contribuição (C) e alcance (a).



**Figura 1:** Propriedades de um típico semivariograma experimental com os parâmetros: efeito pepita ( $C_0$ ), contribuição (C) e alcance (a).  
Fonte: Yamamoto e Landim (2013).

O efeito pepita ( $C_0$ ) corresponde ao valor da semivariância para a distância zero. Segundo Landim (2006), o efeito pepita pode ser atribuído a erros de medição ou falta de dados coletados capazes de representar o fenômeno em estudo na pequena escala. Quando não ocorre correlação entre as variáveis regionalizadas, o modelo ajustado é de efeito pepita puro (SANTANA, 2011).

O patamar representa o nível de variabilidade onde o variograma se estabiliza, correspondendo a soma do efeito pepita ( $C_0$ ) e da contribuição (C), a qual corresponde a variância espacial. O alcance (a) é a distância a qual  $Y(h)$  atinge um patamar, igual à variância a priori dos dados, indicando o limite em que as unidades amostrais estão correlacionadas entre si (LANDIM, 2006).

### 2.2.2. Modelos Teóricos

O modelo teórico permite determinar o valor da correlação espacial para qualquer distância dentro do espaço amostrado. Os principais modelos de semivariogramas são esférico (Equação 7), exponencial (Equação 8) e gaussiano (Equação 9), sendo estes três os mais comuns e capazes de explicar a maioria dos fenômenos espaciais (YAMAMOTO; LANDIM, 2013).

$$\text{Modelo Esférico: } Y(h) = C_0 + C \left[ 1,5 \frac{h}{a} - 0,5 \left( \frac{h}{a} \right)^3 \right] \text{ para } h < a \quad (7)$$

$$Y(h) = C_0 + C \text{ para } h \geq a$$

$$\text{Modelo Exponencial: } Y(h) = C_0 + C \left[ 1 - e^{\left( -\frac{h}{a} \right)} \right] \quad (8)$$

$$\text{Modelo Gaussiano: } Y(h) = C_0 + C \left[ 1 - e^{\left( -\frac{h}{a} \right)^2} \right] \quad (9)$$

Em que:  $C_0$  = efeito pepita;  $C$  = contribuição;  $a$  = alcance;  $h$  = distância média entre pares de pontos.

Dentre os métodos de ajuste dos modelos teóricos, destacam-se os métodos dos Quadrados Mínimos Ordinários, Ponderados, Método da Máxima Verossimilhança e Método a sentimento. As particularidades e pressuposições acerca de cada método podem ser encontradas em Cressie (1993); Ribeiro Júnior (1995) e Mello (2004).

### 2.2.3. Krigagem

A krigagem é um método geoestatístico de estimativa de valores que leva em consideração as características espaciais de autocorrelação de variáveis regionalizadas, a partir de valores adjacentes (LANDIM, 2006). Constatada a continuidade espacial dada pela análise do semivariograma das variáveis regionalizadas torna-se possível utilizar dados obtidos por amostragem de certos pontos na estimativa de pontos onde o valor da variável seja desconhecido.

Segundo Yamamoto e Landim (2013), as estimativas geoestatísticas fazem uso da função variograma, a qual depende da existência ou não do efeito pepita, da amplitude e da presença de anisotropia, além de fornecer os valores estimados e os erros associados a tal estimativa. Portanto, geralmente este método se mostra superior aos demais métodos de interpolação numérica, que muitas das vezes consideram simplesmente uma função da distância entre os pontos.

A estimativa da Krigagem para um ponto  $x_0$  é obtida por:

$$Z(x_0) = \sum_{i=1}^n \lambda_i Z(x_i) \quad (10)$$

Em que:  $Z(x_0)$  = estimativa no ponto não amostrado;  $Z(x_i)$  = valor observado no  $i$ -ésimo ponto amostral;  $n$  = número de pontos amostrados;  $\lambda_i$  = peso associado aos  $i$ -ésimos pontos amostrados ( $i = 1, 2, 3, \dots, n$ ), conforme o semivariograma.

Há vários tipos de Krigagem: Krigagem simples, universal, indicativa, cokrigagem, dentre as quais se destaca a Krigagem Ordinária, sendo esta, o método mais utilizado (YAMAMOTO; LANDIM, 2013). A Krigagem Ordinária é utilizada quando os valores de uma variável regionalizada apresentam média constante, porém desconhecida, permitindo encontrar ponderadores ótimos que minimizem a variância do erro de estimativa (LANDIM, 2006).

## 2.3. Aplicação da Geoestatística em Inventários Florestais

Kanegae (2004), analisou a eficiência do uso da krigagem e do inverso da distância com estratificadores, em relação à amostragem casual simples e estratificação baseada no controle de espécies, idade e espaçamento, em plantios clonais de *Eucalyptus sp*. Os resultados obtidos pelo autor, apontaram a superioridade na estratificação propiciada pela krigagem geoestatística, em relação ao interpolador inverso da distância ao quadrado.

Mello (2004), estudando povoamentos de *Eucalyptus grandis* pertence a empresa Votorantim Celulose e Papel, avaliou o uso da geoestatística na modelagem da estrutura espacial de quatro características dendrométricas, além dos métodos de ajuste e seleção dos modelos da função de semivariância, o comportamento dos intervalos de confiança clássico e geoestatístico e o potencial da krigagem de bloco para a predição volumétrica por talhão.

Segundo o mesmo autor, na presença de continuidade espacial, o uso do estimador geoestatística, para estimativa do volume por talhão, é preferido por proporcionar estimativas sem viés e de baixo custo quando comparado ao estimador clássico.

Leal et al. (2011), utilizaram o interpolador geoespacial krigagem para estudar a distribuição espacial e diferenciar unidades produtivas em volume ( $m^3$ ), em um plantio de *Eucalyptus urophylla*, a partir dos dados obtidos com o inventário florestal tradicional. O método de interpolação utilizado foi eficaz e confiável, uma vez que as médias dos volumes advindo do inventário e do interpolador foram semelhantes.

O estudo de Santos et al. (2016), teve como objetivo determinar o estoque de madeira por amostragem sistemática e pelo interpolador de Krigagem ordinária pontual, em povoamentos de *Eucalyptus grandis* Hill ex Maiden, a fim de elaborar mapas de produtividade florestal, como forma de pós-estratificação do inventário florestal. Os resultados da análise geoestatística apresentaram estimativa volumétrica de madeira muito similar ao método tradicional, com substancial redução no erro de amostragem.

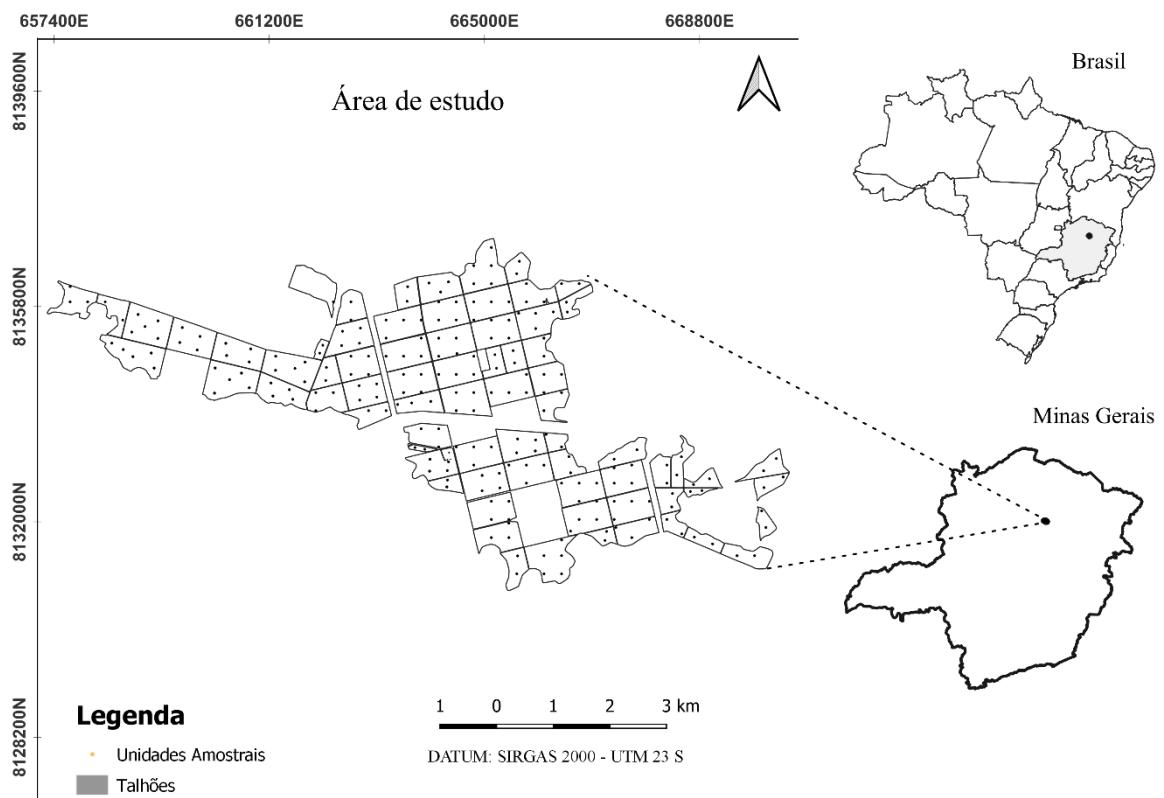
Ataíde (2019), avaliou diferentes processos e intensidades amostrais na análise geoestatística de variáveis dendrométricas no tempo, visando o manejo de povoamentos de eucalipto. De acordo com o autor, os processos e intensidades amostrais influenciam na exatidão e precisão dos inventários realizados a partir da abordagem geoestatística. Os resultados demonstraram que para a espacialização consistente das variáveis testadas, a intensidade de um unidade a cada 6,5 hectares, é recomendada, independentemente do processo amostral utilizado. Por fim, o autor recomenda a utilização de uma unidade amostral a cada 16,4 hectares, em inventários florestais contínuos, em povoamentos com área superior a 300 hectares.

Dantas et al. (2020), avaliou diferentes intensidades amostrais na estimativa da volumetria durante o inventário pré-corte, de um povoamento de eucalipto com 8 anos de idade, considerando o estimador de Krigagem ordinária pontual. De acordo com os resultados, o uso da correlação espacial entre as parcelas, permitiu aumentar a precisão das estimativas do inventário e que a intensidade de 1 unidade amostral a cada 20 hectares, mostrou-se capaz de atender às necessidades do inventário pré-corte e, possivelmente, também do inventário contínuo.

### 3. MATERIAL E MÉTODOS

#### 3.1. Caracterização da Área de Estudo

O trabalho foi realizado em uma área de 2.156 hectares, correspondente a 74 talhões de povoamentos de eucalipto, com idades variando de 1,8 a 7,6 anos, com regime de manejo de alto fuste, plantados em um espaçamento inicial de 3,0 x 3,0 m. O plantio localiza-se no município de Itacambira na mesorregião do Norte de Minas Gerais (Figura 2). A altitude média do local é de 1.048 m, com predominância de solos do tipo Neossolos Litólicos (CURI et al., 1992). O clima da região é do tipo Aw, segundo a classificação de Koppen, caracterizado por apresentar inverno seco, definido como tropical (MARTINS et al., 2018). A precipitação e a temperatura média anual são de 985,4 mm e 19,8° C, respectivamente (GUIMARÃES; REIS; LANDAU, 2010).

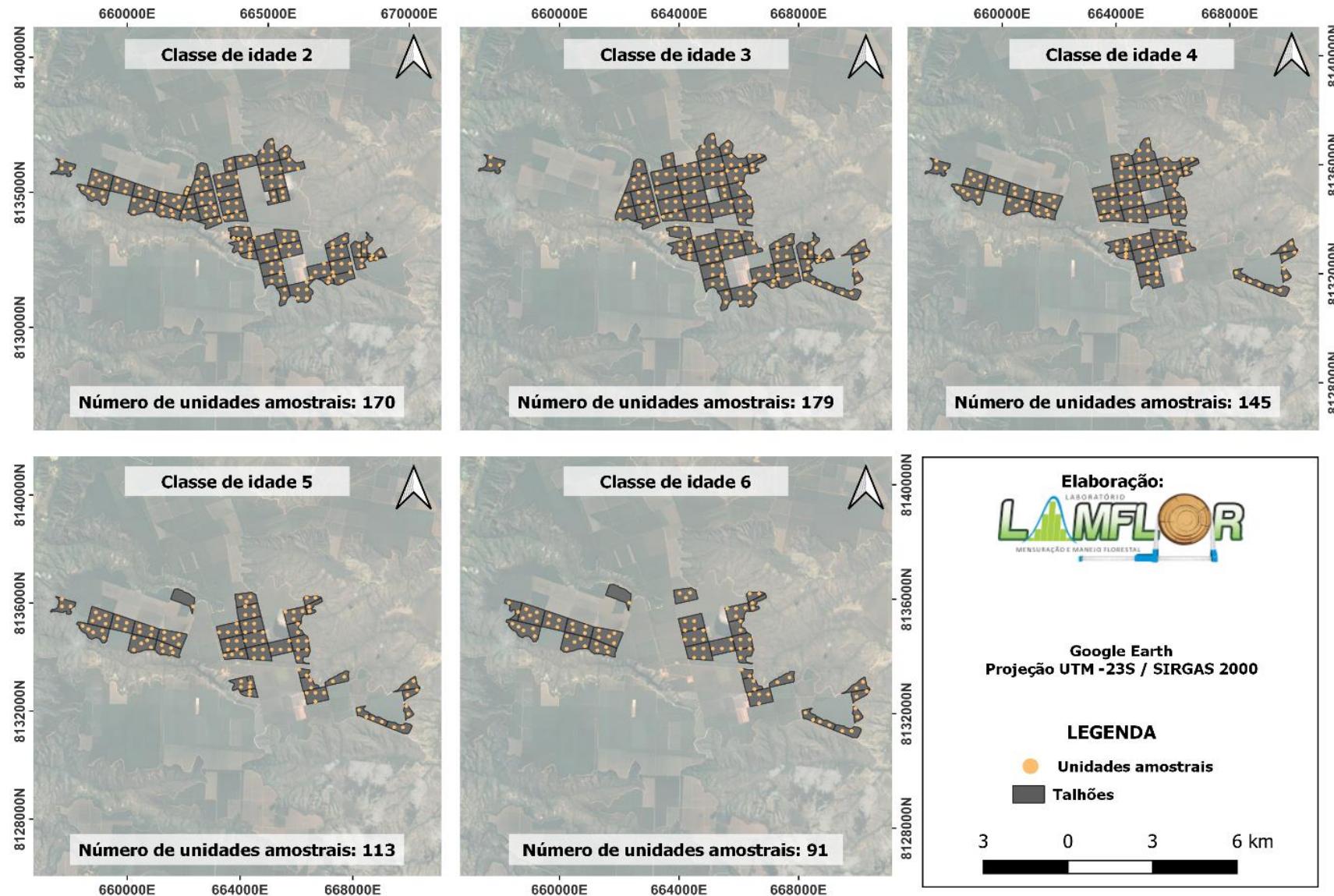


**Figura 2:** Localização geográfica da área de estudo e distribuição espacial das unidades amostrais do povoamento de eucalipto, município de Itacambira, Minas Gerais.

### 3.2. Base de Dados

Os dados foram coletados utilizando o processo de amostragem casual simples, sendo alocadas 228 unidades amostrais com área média de 545 m<sup>2</sup> (variando de 462 a 714 m<sup>2</sup>). As unidades amostrais foram mensuradas em múltiplas ocasiões entre os anos de 2013 a 2020, com periodicidade irregular na medição, com idades de medição variando de 1,8 a 7,6 anos. Para o objetivo deste trabalho, a base completa de dados foi dividida em 5 classes de idades, considerando 170, 179, 145, 113 e 91 unidades amostrais para as classes de idade 2, 3, 4, 5 e 6 anos, respectivamente (Figura 3).

Em cada unidade amostral foram mensuradas as variáveis circunferência a 1,30 m do solo (CAP), com fita métrica e, posteriormente, convertida em diâmetro à altura de 1,30 m do solo (DAP=CAP/π); altura total (Ht) das 10 primeiras árvores sadias, com clinômetro digital e altura dominante (Hd), segundo o conceito de Assmann. Para seleção das árvores dominantes foram consideradas apenas indivíduos saudáveis, sem defeitos ou com ataques de pragas, sem bifurcação e com tronco retilíneo. As demais árvores das parcelas tiveram sua altura estimada utilizando-se o modelo linear de Curtis. Em seguida, a área basal (m<sup>2</sup>.ha<sup>-1</sup>) e o volume de madeira (m<sup>3</sup>.ha<sup>-1</sup>) foram estimados em cada unidade amostral. Também foi obtida a coordenada geográfica central de cada unidade amostral.



**Figura 3:** Distribuição dos talhões e unidades amostrais em cada classe de idade no povoamento de eucalipto, município de Itacambira, Minas Gerais.

### 3.3.Redução da Intensidade Amostral

Inicialmente, os dados do inventário florestal foram processados considerando a amostragem casual simples, sendo testadas 4 intensidades amostrais: 100, 75, 50 e 25 % do tamanho da amostra. Em cada intensidade amostral foram realizadas 5 simulações, onde os dados foram selecionados de maneira aleatória e sem reposição para o posterior processamento.

O resultado preliminar indicou que a redução da intensidade amostral em 50%, da utilizada atualmente no inventário florestal contínuo, atenderia a precisão desejada de no máximo 10% de erro amostral para todas as classes de idade, considerando as 5 simulações realizadas. Portanto, para o prosseguimento deste estudo e posterior análise geoestatística foi considerada apenas a intensidade amostral de 50 % do tamanho da amostra, em cada classe de idade.

Foram simulados os processos de amostragem casual simples considerando a Intensidade amostral do inventário de referência e da redução correspondente a 50% do tamanho da amostra, em cada classe de idade do povoamento, conforme apresentado pela tabela 1.

**Tabela 1.** Intensidade amostral utilizada no inventário de referência e na redução correspondente a 50 % do tamanho da amostra, em cada classe de idade do povoamento.

Classe de idade (anos)	Area (ha)	n	% amostrado	I.A
2	1587,26	170	100 %	9,3
		85	50 %	18,7
3	1688,41	179	100 %	8,9
		90	50 %	18,9
4	1391,00	145	100 %	9,6
		73	50 %	19,2
5	1102,88	113	100 %	9,8
		57	50 %	19,5
6	899,37	91	100 %	9,9
		46	50 %	19,8

Em que: n = número de unidades amostrais da amostra; I.A = intensidade amostral em hectares por unidade amostral.

As intensidades amostrais de uma unidade amostral a cada 9,3; 8,9; 9,6; 9,8 e 9,9 hectares, para as classes de idade 2, 3, 4, 5 e 6 anos, respectivamente, foram consideradas como valores referenciais para realizar a comparação e avaliação da eficiência da redução amostral em cada classe de idade. Os processamentos dos inventários foram simulados 30 vezes para verificar a distribuição assumida pelas médias estimadas da variável volume, atendendo ao teorema do limite central. Este procedimento foi realizado visando validar o resultado encontrado pelo estudo preliminar, além de fundamentar estatisticamente as posteriores análises geoestatísticas. Os resultados das simulações, tiveram sua normalidade avaliada por meio do teste de Shapiro Wilk, com o nível de confiança de  $\alpha = 0,005$ . As fórmulas utilizadas no processamento da amostragem casual simples estão apresentadas abaixo:

$$\bar{v} = \frac{\sum_{i=1}^n v_i}{n} \quad (11)$$

$$s^2 = \frac{\sum_{i=1}^n (v_i - \bar{v})^2}{n-1} \quad (12)$$

$$s = \sqrt{s^2} \quad (13)$$

$$CV\% = \frac{s}{\bar{v}} \cdot 100 \quad (14)$$

$$s_x^2 = \frac{s^2}{n} \quad (15)$$

$$s_{\bar{x}} = \sqrt{\frac{s^2}{n}} \quad (16)$$

$$s_{\bar{x}\%} = \frac{s_{\bar{x}}}{\bar{v}} \cdot 100 \quad (17)$$

$$Ea = t \cdot s_{\bar{y}} \quad (18)$$

$$Er = \frac{t \cdot s_{\bar{x}}}{\bar{v}} \cdot 100 \quad (19)$$

$$IC = \bar{y} \pm t \cdot s_{\bar{y}} \quad (20)$$

$$n = \frac{t \alpha^2 \cdot (CV\%)^2}{E\%^2} \quad (21)$$

Em que:  $\bar{v}$  = estimativa da média do volume por hectare;  $v_i$  = volume observado;  $s^2$  = estimativa da variância do volume por hectare;  $s$  = estimativa do desvio padrão do volume por hectare;  $CV\%$  = coeficiente de variação;  $s_{\bar{y}}^2$  = estimativa da variância da média,  $s_{\bar{y}}$  = estimativa do erro padrão da média;  $s_{\bar{y}\%}$  = estimativa do erro padrão da média em porcentagem;  $Ea$  = estimativa do erro de amostragem;  $Er$  = erro de amostragem relativo;  $E\%$  = erro máximo admissível, em porcentagem;  $IC$  = intervalo de confiança;  $n$  = número de unidades amostrais da amostra;  $N$  = número de unidades amostrais cabíveis na área;  $t$  = valor  $t$  tabelado a 95% de probabilidade e  $n-1$  graus de liberdade.

Em seguida, realizou-se a modelagem da estrutura de dependência espacial das variáveis altura dominante (m), volume de madeira ( $m^3 \cdot ha^{-1}$ ) e área basal ( $m^2 \cdot ha^{-1}$ ) na intensidade de referência, em cada classe de idade do povoamento. Assim, foi possível gerar estratos, subsidiando a seleção das unidades amostrais no processamento do inventário pelo processo de amostragem estratificada (AE).

Em síntese, em cada classe de idade do povoamento, o procedimento de estudo adotado foi:

- i. Processamento do inventário pela amostragem casual simples na intensidade de referência e na intensidade correspondente a 50 % do tamanho amostral (simuladas 30 vezes).
- ii. Caracterização, modelagem e classificação da estrutura de dependência espacial, na intensidade de referência;
- iii. Espacialização e confecção do estratos utilizando a Krigagem ordinária nas variáveis altura dominante, volume de madeira e área basal, na intensidade de referência;
- iv. Composição amostral referente a cada estrato e processamento do inventário pelo processo de amostragem estratificada, na intensidade de 50 %.

### 3.4. Análise Geoestatística

Utilizou-se a análise geoestatística para modelar os padrões espaciais das variáveis volume (V), área basal (G) e altura dominante (Hd), em cada classe de idade do povoamento, na intensidade de 100%. Para esta finalidade, foi determinada as semivariâncias, considerando o posicionamento geográfico das unidades amostrais no campo e o posterior cômputo das distâncias (h) e das diferenças numéricas da variável (Z) na base amostral. Deste modo, o modelo teórico de semivariância, ajustado ao semivariograma experimental (Equação 22), foi determinado a partir da avaliação prévia dos modelos Esférico (Equação 23), Exponencial (Equação 24) e Gaussiano (Equação 25), os quais foram ajustados pelo método da Máxima Verossimilhança.

$$\gamma(h) = \frac{1}{2N(h)} \sum_{i=1}^{N(h)} [z(x_i) - z(x_i + h)]^2 \quad (22)$$

$$\begin{aligned} \text{Modelo Esférico: } \gamma(h) &= C_0 + C \left[ 1,5 \frac{h}{a} - 0,5 \left( \frac{h}{a} \right)^3 \right] \text{ para } h < a \\ &\gamma(h) = C_0 + C \text{ para } h \geq a \end{aligned} \quad (23)$$

$$\text{Modelo Exponencial: } \gamma(h) = C_0 + C \left[ 1 - e^{\left( -\frac{h}{a} \right)} \right] \quad (24)$$

$$\text{Modelo Gaussiano: } \gamma(h) = C_0 + C \left[ 1 - e^{\left( -\frac{h}{a} \right)^2} \right] \quad (25)$$

Em que:  $\gamma(h)$  = semivariância estimada entre pares de pontos;  $N(h)$  = número de pares de valores medidos  $z(x_i)$ ,  $z(x_i + h)$ ; separados pela distância  $h$ ;  $C_0$  = efeito pepita;  $C$  = contribuição;  $a$  = alcance;  $h$  = distância média entre pares de pontos.

Para selecionar o modelo de semivariograma que melhor expressa a estrutura de dependência espacial foi utilizada a validação cruzada. Através desse método é possível comparar o valor observado de uma amostra com a respectiva predição obtida pela Krigagem, onde o processo é repetido em todas as observações contidas no conjunto de dados, obtendo-se, assim, o erro de predição de cada valor verificado (YAMAMOTO; LANDIM, 2013). Portanto, para a seleção dos modelos, considerou-se o Erro Médio Reduzido –  $\bar{ER}$  (Equação 26) e o Desvio Padrão dos Erros Reduzidos –  $S_{er}$  (Equação 27), onde  $\bar{ER}$  mais próximo de zero e  $S_{er}$  próximo de um são os critérios para escolha do melhor modelo em cada classe de idade.

$$\bar{ER} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \frac{z(x_{i0}) - \hat{z}(x_{i0})}{\sigma(x_{i0})} \quad (26)$$

$$S_{er} = \sqrt{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \left\{ \frac{z(x_{i0}) - \hat{z}(x_{i0})}{\sigma(x_{i0})} \right\}^2} \quad (27)$$

Em que:  $z(x_{i0})$  = valor observado no ponto  $i_0$ ;  $\hat{z}(x_{i0})$  = valor estimado no ponto  $i_0$ ;  $\sigma(x_{i0})$  = desvio padrão da krigagem no ponto  $i_0$ .

Também foi considerado o Critério de Informação de Akaike – AIC (Equação 5). O AIC mede a distância da curva de um modelo ajustado a uma curva padrão (AKAIKE, 1983; ARAÚJO et al., 2018), sendo obtido através da função da máxima verossimilhança, onde menores valores indicam melhor ajuste.

$$AIC = -2 \ln (L) + 2K \quad (28)$$

Em que :  $L$  = Verossimilhança do modelo candidato;  $K$  = número de parâmetros do modelo.

Além dessas estatísticas, foi calculado o Índice de dependência espacial (IDE), conforme descrito por Zimback (2003), dando suporte a escolha do melhor modelo que descreve a dependência espacial das variáveis estudadas. O IDE é classificado em três categorias de dependência espacial: sendo baixa ( $IDE \leq 0,25$ ), moderada ( $0,25 \leq IDE \leq 0,75$ ) e forte ( $IDE > 0,75$ ).

$$IDE = \frac{C}{(C_0) + C} \quad (29)$$

Em que:  $IDE$  = índice de dependência espacial;  $C$  = contribuição e;  $C_0$  efeito pepita.

Constatada a continuidade espacial das variáveis estudadas, em cada classe de idade e intensidade amostral, foi realizada a Krigagem ordinária (Equação ) para obtenção das médias espaciais.

$$Z(x_0) = \sum_{i=1}^n \lambda_i Z(x_i) \quad (30)$$

Em que:  $Z(x_0)$  = estimativa no ponto não amostrado;  $Z(x_i)$  = valor observado no  $i$ -ésimo ponto amostral;  $n$  = número de pontos amostrados;  $\lambda_i$  = peso associado aos  $i$ -ésimos pontos amostrados ( $i = 1, 2, 3, \dots, n$ ), conforme o semivariograma.

As análises geoestatísticas foram realizadas utilizando o software R (R DEVELOPMENT CORE TEAM, 2015), por meio do pacote GeoR (RIBEIRO JÚNIOR; DIGGLE, 2001).

Após a obtenção das médias espaciais do inventário, foram gerados os estratos para as três variáveis estudadas, em cada classe de idade, nas respectivas intensidades de referência. O critério de estratificação dado pela continuidade espacial das variáveis, foi utilizado para selecionar as unidades amostrais na composição de cada estrato, considerando o tamanho amostral referente a redução de 50 % da intensidade referencial. O tamanho amostral em cada classe de idade foi obtido proporcionalmente ao peso referente a área de cada estrato. Em seguida, o inventário foi processado, sendo possível obter além dos intervalos de confiança da média espacial, com  $\alpha$  igual a 5 %, o erro amostragem absoluto (Equação 36) e relativo (Equação 37). As fórmulas utilizadas no processamento da amostragem estratificada estão apresentadas a seguir:

$$\bar{x}_{est} = \frac{\sum_{h=1}^L N_h \bar{x}_h}{N} = \sum_{h=1}^L W_h \cdot \bar{x}_h \quad (31)$$

$$s^2_{est} = \sum_{h=1}^L W_h \cdot s^2_h \quad (32)$$

$$s^2_{\bar{x}est} = \sum_{h=1}^L W_h^2 \cdot \frac{s^2_h}{n_h} (1 - f_h) \quad (33)$$

$$s_{\bar{x}est} = \sqrt{s^2_{\bar{x}est}} \quad (34)$$

$$GL = \frac{(\sum_{h=1}^L g_h s_h^2)^2}{\sum_{h=1}^L \frac{g_h^2 s_h^4}{n_h - 1}} \quad ; \quad g_h = \frac{N_h(N_h - n_h)}{n_h} \quad (35)$$

$$EA = {}^+t s_{\bar{x}est} \quad (36)$$

$$E_{(\%)} = \frac{t s_{\bar{x}est}}{\bar{x} est} * 100 \quad (37)$$

$$IC = \bar{x}_{est} \pm t \cdot s_{\bar{x}est} \quad (38)$$

$$n = \frac{t^2 (\sum_{h=1}^L W_h s_h)^2}{E_{(\%)}^2} \quad (39)$$

Em que:  $\bar{x}_{est}$  = estimativa da média estratificada para a população;  $L$  = número de estratos na população;  $h$  = índice correspondente ao estrato;  $N_h$  = número de unidades amostrais potencial do estrato (h);  $N$  = número de unidades amostrais na população;  $n_h$  = número de unidades amostrais amostradas no estrato (h);  $n$  = número ótimo de unidades amostrais, considerando uma população infinita;  $\bar{x}_h$  = média do estrato (h);  $s^2_h$  = variância do estrato (h);  $s^2_{\bar{x}h}$  = variância da média do estrato (h);  $W_h$  = proporção ou peso do estrato (h) na população;  $s^2_{est}$  = estimativa da variância estratificada para a população;  $s^2_{\bar{x}est}$  = estimativa da variância da média estratificada para a população;  $s_{\bar{x}}$  = estimativa do erro padrão da média para a população;  $GL$  = graus de liberdade efetivo;  $Ea$  = erro de amostragem absoluto;  $Er$  = erro de amostragem relativo e;  $E_{(\%)}$  = erro máximo admissível, em porcentagem.

## 4. RESULTADOS E DISCUSSÃO

### 4.1. Processamento do Inventário Florestal.

A tabela 2 apresenta as estatísticas dos inventários de referência (100 % do amostrado), dos valores médios das 30 simulações e das posteriores estratificações das variáveis altura

dominante (Hd), volume de madeira (V) e área basal (G), nas intensidades de uma unidade amostral a cada 18,7; 18,9; 19,2; 19,5; 19,8 hectares, referentes a redução de 50 %, para todas as classes de idade do povoamento. Embora a amostragem casual simples seja recomendada para inventários de pequenas populações florestais, que apresentam grande homogeneidade da variável de interesse e de fácil acesso, no geral, as plantações florestais satisfazem esses requisitos, viabilizando a aplicação desse processo de amostragem, com estimativas precisas e exatas (PÉLLICO NETTO; BRENA, 1997).

Observa-se que para todas as classes de idade, os coeficientes de variação percentual (CV%) obtidos nas intensidades de 100 % e 50 % (simulada 30 vezes) foram muitos semelhantes entre si, apresentando valores variando de 26 % até 35 %. Isso demonstra que o desvio padrão em porcentagem da média aritmética não se alterou com a redução da intensidade amostral, mantendo a mesma tendência de variabilidade.

As estatísticas geradas pelo processamento da amostragem casual simples indicaram que o erro relativo médio (E %), do inventário de referência e das simulações, em todas as 5 classes de idade, mantiveram-se abaixo do erro máximo de 10% desejado. Os valores de erro relativo variaram de 4,33 % para o inventário de referência na classe de idade 3 até o valor de 8,18 %, em uma das simulações com intensidade de 50% na classe de idade 4. Dantas et al. (2020), ao avaliar diferentes intensidades amostrais (1:5, 1:10, 1:15 e 1:20 hectares) na estimativa volumétrica, durante o inventário pré-corte, de um povoamento clonal de eucalipto com 8 anos de idade, verificou erros amostrais variando de 3,06 % para a intensidade de 1 unidade amostral a cada 5 hectares, até 9,50 % para a intensidade de 1 unidade amostral a cada 20 hectares. Entretanto, até mesmo a menor intensidade utilizada pelo autor (1:20), proporcionou uma suficiência amostral para um erro admissível máximo de 10 %.

Considerando a intensidade amostral de 50 %, observa-se que a amostragem foi suficiente para atender a precisão requerida, em todas as classes de idade. Vale ressaltar que ao considerar um erro máximo de amostragem de 10%, considerando uma probabilidade de 95 % ( $\alpha = 0,05$ ), há 5 % de probabilidade de a verdadeira média estar fora desses limites. Portanto, se diversos inventários forem realizados com um mesmo tamanho de amostra (n), certamente uma ou mais médias ficarão fora dos limites (SCOLFORO; MELLO, 2006).

A partir da caracterização amostral dos inventários nas duas intensidades testadas verifica-se que o número de unidades amostrais lançadas (n) é superior ao número de unidades amostrais necessárias (n ótimo) para atender a precisão definida. Portanto, a amostragem excedente representa um gasto adicional a empresa, além de reduzir a eficiência das equipes em campo (CAMPOS; LEITE, 2017).

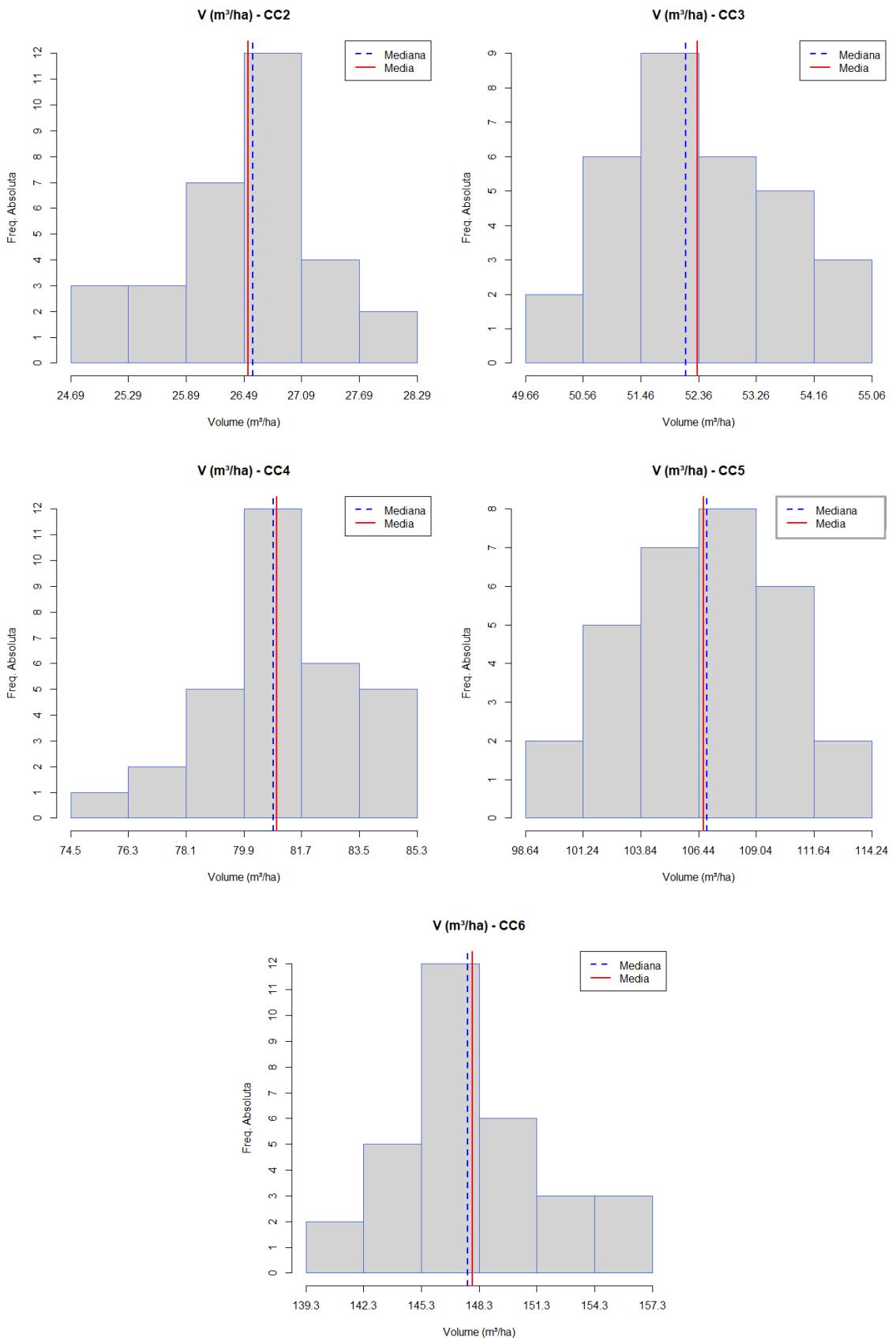
Através da figura 4 é possível verificar a proximidade das distribuições dos dados com a curva de uma distribuição normal, em todas as classes de idade. A semelhança entre as medidas de posição (média e mediana) das características, também expressa a simetria das distribuições. Considerando a tabela 3, verificou-se pelo teste de Shapiro Wilk que os valores médios do volume ( $m^3.ha^{-1}$ ), em todas as classes de idade foram significativos, sendo possível aceitar a hipótese nula de que os dados seguem uma distribuição normal, ao nível  $\alpha$  de 5% de significância. Embora a aplicação da geoestatística não dependa de uma distribuição normal dos dados, a condição de normalidade permite que sejam feitas inferências com propriedades estatísticas ótimas, tal como a aplicação do método de máxima verossimilhança, no ajuste do semivariograma na análise da continuidade espacial (CRESSIE, 1993; DINIZ, 2007).

A figura 5 apresenta de maneira gráfica, o intervalo de confiança para o volume ( $m^3/ha$ ) das 30 simulações de inventário, em cada idade do povoamento. É possível observar que em todas as classes de idade, os valores médios das simulações de intensidade de 50 % foram próximos dos valores de referência. Desse modo, a redução da intensidade amostral em 50 % atende a precisão máxima requerida, validando os resultados encontrados.

**Tabela 2.** Estimativa do inventário de referência, dos valores médios das 30 simulações e dos resultados das estratificações das variáveis altura dominante (m), volume de madeira ( $m^3/ha$ ) e área basal ( $m^2/ha$ ) na intensidade amostral de 50 %, para as classes de idade 2, 3, 4, 5 e 6 anos do povoamento.

CC idade	IA	Processo	Variável	n	n ótimo	$\bar{V}$	$s^2$	s	CV	$S_x^2$	$S_{\bar{x}}$	Ea	Er	IC <sub>1-a</sub>
2	9,3	ACS	*	170	43	26,53	77,65	8,81	33,22%	0,46	0,68	1,33	5,02%	$25,14 \leq \bar{V} \leq 27,73$
	18,7	ACS	**	85	44	26,54	78,83	8,87	33,45%	0,93	0,96	1,91	7,21%	$24,58 \leq \bar{V} \leq 28,29$
	18,7	AE	Hd	85	17	26,71	31,22	5,59	20,92%	0,37	0,61	1,21	4,52%	$25,51 \leq \bar{V} \leq 27,91$
	18,7	AE	V	85	20	26,45	34,86	5,90	22,32%	0,41	0,64	1,28	4,82%	$25,17 \leq \bar{V} \leq 27,72$
	18,7	AE	G	85	12	26,64	21,15	4,60	17,26%	0,25	0,50	0,99	3,73%	$25,64 \leq \bar{V} \leq 27,63$
3	8,9	ACS	*	179	34	52,16	235,86	15,36	29,44%	1,32	1,15	2,26	4,33%	$49,68 \leq \bar{V} \leq 53,89$
	18,9	ACS	**	90	35	52,35	239,16	15,45	29,53%	2,66	1,63	3,23	6,18%	$48,96 \leq \bar{V} \leq 54,95$
	18,9	AE	Hd	90	10	54,51	72,10	8,49	15,58%	0,80	0,90	1,78	3,26%	$52,73 \leq \bar{V} \leq 56,29$
	18,9	AE	V	90	16	50,05	108,24	10,40	20,79%	1,20	1,10	2,21	4,42%	$47,83 \leq \bar{V} \leq 52,26$
	18,9	AE	G	90	11	52,94	78,78	8,88	16,77%	0,88	0,94	1,86	3,52%	$51,07 \leq \bar{V} \leq 54,81$
4	9,6	ACS	*	145	48	80,82	808,37	28,43	35,18%	5,57	2,36	4,66	5,77%	$75,89 \leq \bar{V} \leq 84,81$
	19,2	ACS	**	73	49	80,92	809,39	28,41	35,10%	11,09	3,33	6,62	8,18%	$74,12 \leq \bar{V} \leq 86,78$
	19,2	AE	Hd	73	13	80,93	220,45	14,85	18,35%	3,02	1,74	3,48	4,30%	$77,44 \leq \bar{V} \leq 84,41$
	19,2	AE	V	73	10	83,13	176,23	13,27	15,97%	2,41	1,55	3,10	3,73%	$80,03 \leq \bar{V} \leq 86,24$
	19,2	AE	G	73	12	81,29	192,55	13,88	17,07%	2,64	1,62	3,24	3,99%	$78,04 \leq \bar{V} \leq 84,53$
5	9,8	ACS	*	113	38	106,76	1099,71	33,16	31,06%	9,73	3,12	6,17	5,78%	$100,29 \leq \bar{V} \leq 112,6$
	19,5	ACS	**	57	37	106,68	1050,41	32,27	30,23%	18,43	4,27	8,56	8,02%	$97,82 \leq \bar{V} \leq 114,91$
	19,5	AE	Hd	57	19	109,07	595,89	24,41	22,38%	10,45	3,23	6,53	5,98%	$102,54 \leq \bar{V} \leq 115,59$
	19,5	AE	V	57	14	107,84	446,86	21,14	19,60%	7,84	2,80	5,82	5,40%	$102,02 \leq \bar{V} \leq 113,67$
	19,5	AE	G	57	10	108,40	273,32	16,53	15,25%	4,80	2,19	4,40	4,06%	$104,01 \leq \bar{V} \leq 112,81$
6	9,9	ACS	*	91	28	147,70	1565,35	39,56	26,79%	17,20	4,15	8,23	5,57%	$139,12 \leq \bar{V} \leq 155,44$
	19,8	ACS	**	46	28	147,96	1539,83	39,04	26,36%	33,47	5,76	11,59	7,82%	$136,01 \leq \bar{V} \leq 159,06$
	19,8	AE	Hd	46	10	153,76	597,24	24,44	15,89%	12,98	3,60	7,32	4,76%	$146,44 \leq \bar{V} \leq 161,08$
	19,8	AE	V	46	15	147,69	825,35	28,73	19,45%	17,94	4,24	8,61	5,83%	$139,08 \leq \bar{V} \leq 156,29$
	19,8	AE	G	46	10	146,66	397,29	19,93	13,59%	8,64	2,94	5,94	4,05%	$140,72 \leq \bar{V} \leq 152,61$

Em que: CC idade = centro de classe de cada idade; IA = intensidade amostral em hectares por unidade amostral; ACS, AE representam a amostragem casual simples e estratificada, respectivamente; \* = valores do inventários de referência; \*\* = valores médios das 30 simulações; Hd, V e G representam as estratificações realizadas a partir da altura dominante, volume de madeira e área basal, respectivamente;  $\bar{V}$  = média do volume de madeira com casca em  $m^3/hectare$ ;  $s^2$  = variância do volume; s = desvio padrão do volume; CV = coeficiente de variação do volume em %;  $S_x^2$  = variância da média;  $S_{\bar{x}}$  = erro padrão da média; Ea = erro de amostragem em  $m^3/hectare$ ; Er = erro relativo em %; IC<sub>1-a</sub> = intervalo de confiança com 5 % de probabilidade.

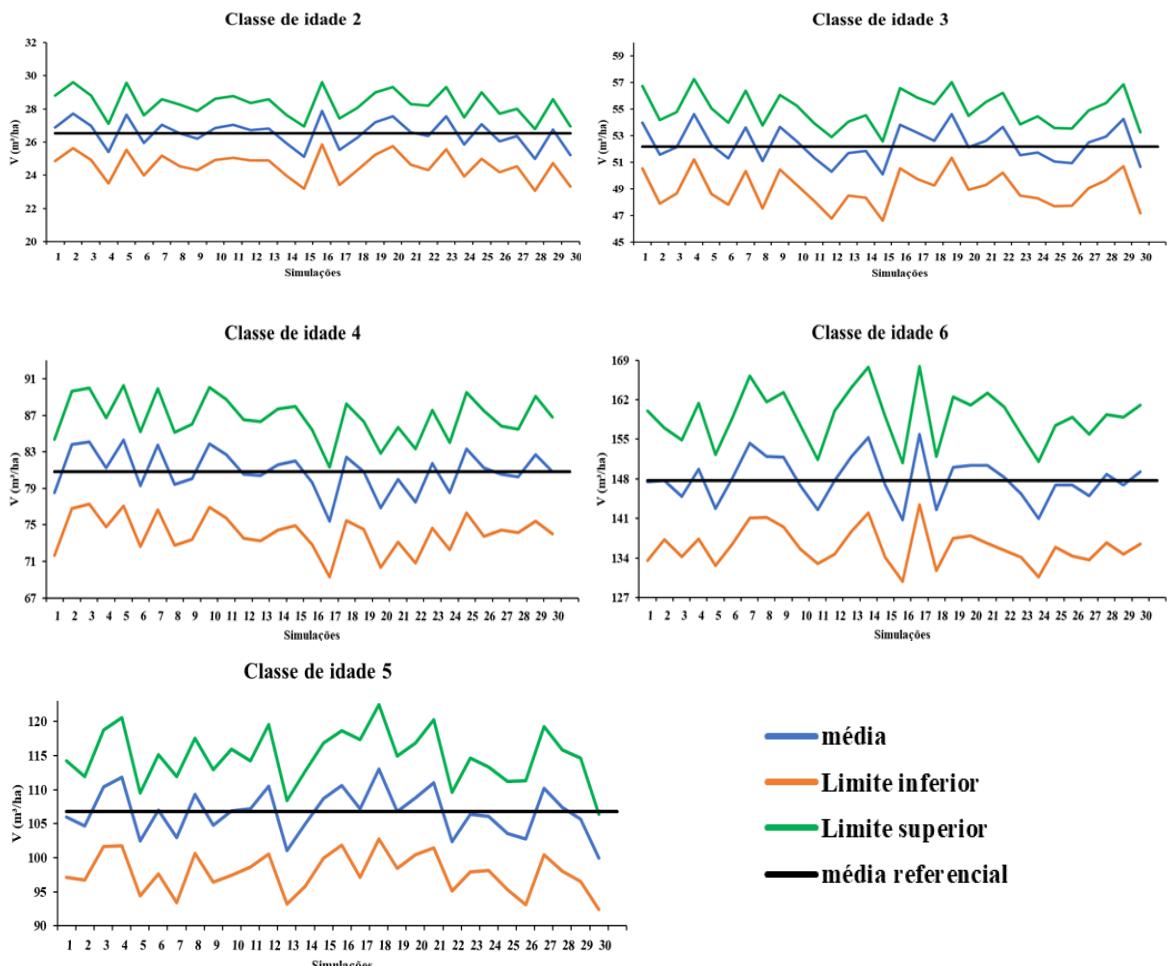


**Figura 4.** Distribuição dos volumes médios (m<sup>3</sup>/ha) das 30 simulações do inventário com intensidade amostral de 50 %, para as classes de idade 2, 3, 4, 5 e 6 anos do povoamento de eucalipto.

**Tabela 3** – Teste de normalidade (Shapiro Wilk) dos volumes médios ( $m^3/ha$ ) das 30 simulações do inventário com intensidade amostral de 50 %, para as classes de idade 2, 3, 4, 5 e 6 anos do povoamento de eucalipto.

Classe de idades (anos)	2	3	4	5	6
p - valor	0,5119*	0,4839*	0,4685*	0,8279*	0,6418*

\* = Significativo ao nível de 0,05.



**Figura 5.** Representação gráfica do intervalo de confiança para os volumes médios ( $m^3/ha$ ) das 30 simulações do inventário com intensidade amostral de 50 %, para as classes de idade 2, 3, 4, 5 e 6 anos do povoamento de eucalipto.

#### 4.2. Continuidade espacial e estratificação pela Krigagem ordinária.

Na tabela 4 estão apresentados os parâmetros, estatísticas de ajuste e os índices de dependência espacial dos modelos de semivariância ajustados para as variáveis altura dominante (Hd), volume de madeira (V) e área basal (G), para cada classe de idade do povoamento. Os modelos foram selecionados considerando como ordem de prioridade na escolha o índice de dependência espacial, seguido do valores de AIC, erro médio reduzido ( $\overline{ER}$ ) e desvio padrão do erro médio reduzido ( $S_{er}$ ).

Em todas as 5 classes de idade, observa-se que as variáveis estudadas apresentaram-se estruturadas espacialmente. Do total de 45 ajustes, 91 % apresentaram estrutura de dependência

espacial classificada como forte e 9 % como moderada. Todos os ajustes com dependência espacial classificada como moderada são provenientes do modelo Gaussiano. O modelo exponencial apresentou melhor ajuste ao semivariograma experimental, com superioridade a 50 % do total de ajustes realizados. Em nenhum dos ajustes foi encontrada dependência espacial classificada como fraca, demonstrando a elevada continuidade espacial das variáveis estudadas em todas as classes de idade. Resultados semelhantes foram encontrados por Ataíde (2019), onde os ajustes demonstraram predominância de forte dependência espacial das variáveis testadas (68 % do total de ajustes), independentemente da idade e intensidade, sobretudo para altura dominante e volume de madeira. A dependência espacial do volume em povoamentos do gênero *Eucalyptus* também foi verificada por Mello (2004), Kanegae (2004), Kanegae et al., (2006), entre outros. Esses resultados validam o uso do componente espacial nas estimativas de volume, altura dominante e área basal no processo de interpolação em pontos não amostrados, sendo possível utilizar a krigagem para gerar os estratos.

Os valores de  $\bar{ER}$  variaram de -0,018 para o modelo esférico, considerando a variável volume na classe de idade 3, até 0,021 para o modelo gaussiano, considerando a variável volume na classe de idade 6. Em relação ao  $S_{er}$ , os valores variaram de 0,9678 para o modelo exponencial, considerando a variável volume na classe de idade 4 até 1,165 para o modelo gaussiano, considerando o volume na classe de idade 5. Valores de  $\bar{ER}$  mais próximo de zero e  $S_{er}$  próximo de um são critérios para escolha do melhor modelo, o qual foi usado para confecção do mapa temático por meio da krigagem ordinária, nas respectivas classes de idade.

Entre os modelos selecionados, os alcances (a) apresentaram variação de 407,64 m a 1885,88 m, indicando o limite em que as unidades amostrais estão correlacionadas entre si e, portanto, quanto maior o seu valor, maior é o raio de influência de um ponto sobre outro na interpolação pela krigagem. Estes valores estão de acordo, em partes, com os resultados encontrados por Kanegae (2004), que observou alcances variando, em média, de 300 a 3.000 metros aproximadamente, para as variáveis altura dominante, área basal e volume de madeira, em 3 medições sucessivas de um inventário contínuo de florestas plantadas de eucalipto, em três regiões do estado de São Paulo. O alcance médio, observado nos modelos de semivariância de melhor ajuste, foi de 1.013,38 m (Hd), 913,35 m (V) e 853,93 m kj (G). Portanto, verifica-se que a altura média das árvores dominantes é aquela com maior correlação espacial, seguida do volume de madeira e da área basal.

Ainda em relação ao alcance, não foi possível observar uma tendência em seu valor com o avanço da idade do povoamento. Percebe-se que há um aumento médio do alcance da classe de idade 4 para a 5, porém, da classe 5 para 6 ocorre uma redução. Ademais, apesar das distintas classes dispuserem de diferentes tamanhos de amostras, variando de 91 a 179, também não foi verificado uma tendência de redução ou aumento do alcance, com a redução do tamanho das amostras. Portanto, para as condições deste estudo, constata-se que o tamanho da amostra e a idade exercem pouco influência na detecção da estrutura de dependência espacial das variáveis, assim como verificado no trabalho de Ataíde (2019). Ainda de acordo com o mesmo autor, os padrões espaciais se mantiveram ao longo do tempo, não sendo influenciados pela competição por recursos disponíveis ao crescimento.

Vale ressaltar que é de suma importância ter representatividade amostral na pequena escala, a fim de obter uma estimativa acurada do efeito pepita, visto que este influencia no nível de dependência espacial e na qualidade da krigagem (YAMAMOTO; LANDIM, 2013). Desse modo, a insuficiência amostral pode influenciar negativamente na detecção dos padrões espaciais mesmo quando existentes. Por esta razão, é imprescindível verificar até que ponto a redução da intensidade amostral seja capaz de captar a estrutura de dependência espacial, de modo a selecionar a intensidade que atenda a precisão requerida e que melhor otimize os recursos, durante as estimativas.

**Tabela 4** – Parâmetros, estatísticas de ajuste e índice de dependência espacial dos modelos de semivaraiância para as variáveis altura dominante (Hd), volume de madeira (V) e área basal (G) nas intensidades de referência, para as classes de idade 2, 3, 4, 5 e 6 anos do povoamento.

CC	Variável	Mod	C <sub>0</sub>	C	A <sub>(m)</sub>	AIC	ER	S <sub>er</sub>	IDE (%)	DE
2	Hd	Esf	0,492	1,482	1.999,99	507,991	-0,0029	1,0188	75,08	Forte
		Exp	0,000	1,533	407,63	498,595	-0,0058	0,9896	100,00	Forte
		Gau	0,378	1,089	415,75	500,008	-0,0089	1,0214	74,22	Moderada
	V	Esf	0,051	0,274	2.100,00	168,614	-0,0097	1,0124	84,35	Forte
		Exp	0,000	0,225	469,89	158,302	-0,0062	0,9715	100	Forte
		Gau	0,044	0,163	410,50	160,031	-0,0104	0,9715	78,61	Forte
	G	Esf	0,001	0,004	1.899,99	-508,068	-0,0062	1,0182	80,53	Forte
		Exp	0,000	0,004	472,39	-515,700	-0,0045	0,9909	99,06	Forte
		Gau	0,001	0,003	459,97	-512,057	-0,0065	1,0058	71,73	Moderada
3	Hd	Esf	0,463	2,112	1.100,00	614,134	-0,0112	1,0027	82,02	Forte
		Exp	0,542	2,772	1.099,99	606,329	-0,0041	0,9981	83,64	Forte
		Gau	0,840	1,816	573,93	609,549	-0,0097	1,0008	69,05	Moderada
	V	Esf	0,028	0,585	826,69	363,006	-0,0182	0,9987	95,47	Forte
		Exp	0,025	0,673	544,46	361,435	-0,0101	0,9841	96,38	Forte
		Gau	0,148	0,490	466,03	358,826	-0,0147	0,9978	76,82	Forte
	G	Esf	0,000	0,007	807,89	-422,873	-0,0120	0,9832	95,13	Forte
		Exp	0,001	0,008	547,75	-423,912	-0,0093	0,9860	93,63	Forte
		Gau	0,002	0,006	457,16	-425,832	-0,0120	0,9898	75,71	Forte
4	Hd	Esf	0,554	3,980	1.486,01	548,951	-0,0061	0,9921	87,79	Forte
		Exp	0,476	4,123	900,00	543,233	-0,0046	0,9947	89,65	Forte
		Gau	1,276	2,924	698,55	550,446	-0,0085	1,0076	69,63	Moderada
	V	Esf	0,053	2,203	1.429,01	423,275	-0,0096	0,9837	97,67	Forte
		Exp	0,074	2,098	745,00	419,156	-0,0081	0,9678	100,00	Forte
		Gau	0,445	1,483	627,72	426,147	-0,0119	1,0060	76,92	Forte
	G	Esf	0,000	0,017	1467,07	-288,309	-0,0101	0,9854	98,33	Forte
		Exp	0,000	0,017	832,45	-293,249	-0,0077	0,9729	99,02	Forte
		Gau	0,003	0,012	679,60	-284,474	-0,0095	1,0051	77,21	Forte
5	Hd	Esf	0,000	4,840	1.539,38	413,445	0,0089	1,0317	100,00	Forte
		Exp	0,000	6,011	1.151,25	417,246	0,0133	1,0351	100,00	Forte
		Gau	0,776	4,443	733,47	418,594	0,0111	1,1020	85,12	Forte
	V	Esf	0,000	3,927	1.885,87	369,136	0,0167	1,0933	100,00	Forte
		Exp	0,000	5,016	1.459,62	374,717	0,0175	1,0598	100,00	Forte
		Gau	0,529	4,068	918,50	369,956	0,0168	1,1647	88,5	Forte
	G	Esf	0,000	0,016	1.550,49	-234,822	0,0041	1,0534	100,00	Forte
		Exp	0,000	0,021	1.271,80	-230,460	0,0100	1,0302	100,00	Forte
		Gau	0,003	0,018	975,82	-235,764	0,0125	1,0699	86,38	Forte
6	Hd	Esf	0,000	7,991	2.247,90	354,329	0,0196	1,0984	100,00	Forte
		Exp	0,000	6,796	1.119,87	354,559	0,0164	1,0518	100,00	Forte
		Gau	1,178	4,887	876,33	357,407	0,0187	1,1022	80,57	Forte
	V	Esf	0,008	7,172	2.399,99	339,694	0,0182	1,0915	99,89	Forte
		Exp	0,000	6,304	1.234,08	340,753	0,0173	1,0486	100,00	Forte
		Gau	0,892	5,499	999,96	337,897	0,0206	1,0908	86,05	Forte
	G	Esf	0,002	0,019	1.679,07	-148,826	0,0047	1,0497	92,08	Forte
		Exp	0,001	0,029	1.499,99	-144,771	0,0060	1,0583	95,13	Forte
		Gau	0,005	0,018	957,15	-149,257	0,0074	1,0470	79,11	Forte

em que: CC = centro de classe de idade; Mod = modelo; Hd = Altura dominante (m) ; V = volume de madeira ( $m^3/ha$ ); G = Área basal ( $m^2/ua$ );  $C_0$  = efeito pepita; C = contribuição; A = alcance;  $\overline{ER}$  = erro médio reduzido;  $S_{er}$  = desvio padrão dos erros reduzidos; IDE(%) = índice de dependência espacial em porcentagem; DE = classificação da dependência espacial.

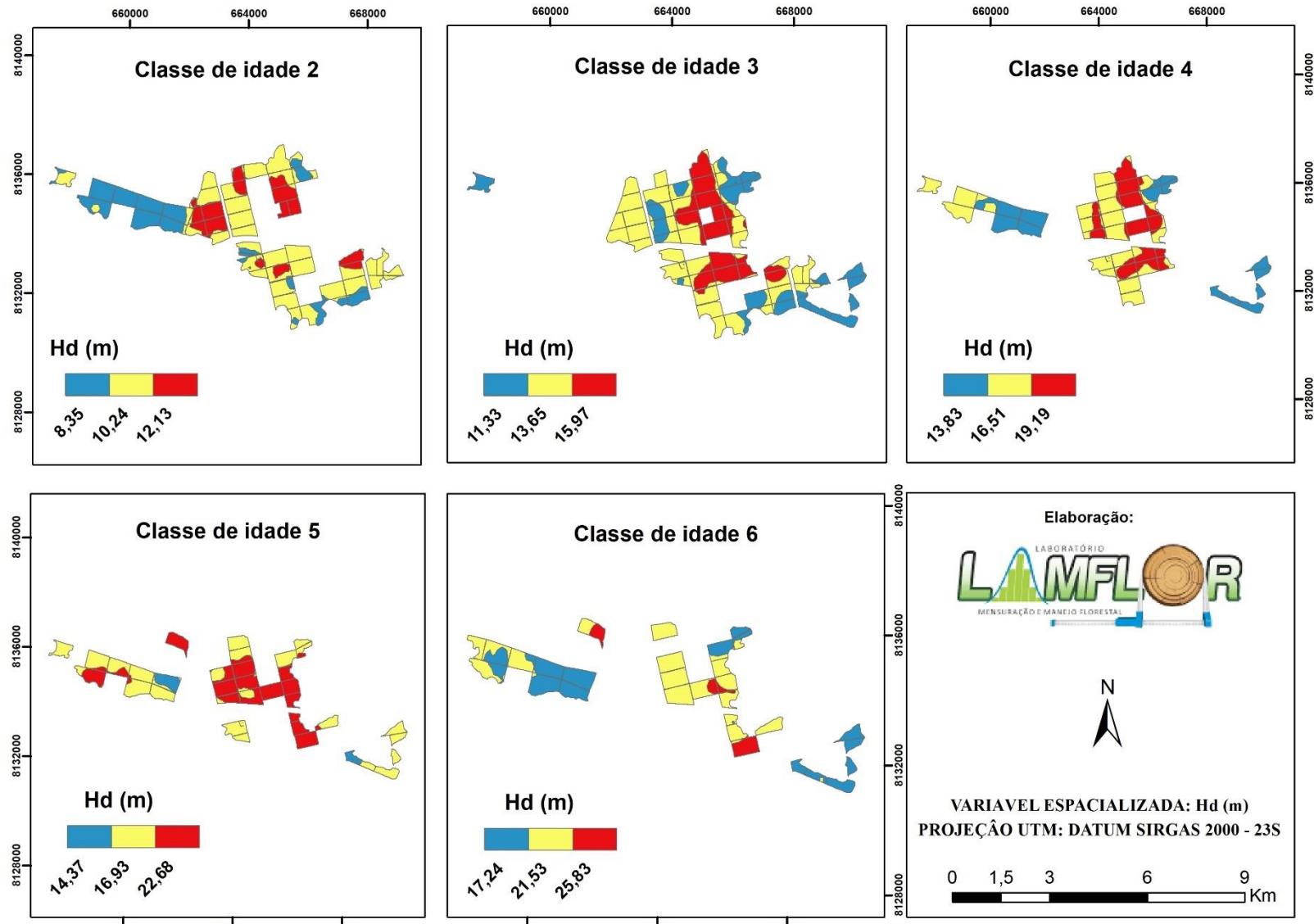
Constatada a dependência espacial nos modelos de desempenho superior, foi possível aplicar a krigagem ordinária para estimar e espacializar as variáveis altura dominante (m), volume de madeira ( $m^3.ha^{-1}$ ) e área Basal ( $m^2.ha^{-1}$ ), no locais não amostrados do povoamento, em cada classe de idade (Figuras 6, 7 e 8).

Foram verificados padrões espaciais distintos, nos quais é possível notar heterogeneidade espacial das variáveis testadas, decorrente principalmente da variabilidade dos diferentes sítios, contrapondo a aparente homogeneidade dos plantios florestais. Na confecção dos mapas foram utilizados os valores médios das amostras, sendo empregados 3 estratos em cada variável e classe de idade. Leal et al. (2011), ao avaliarem a distribuição espacial de unidades produtivas em volume num plantio de 91,7 hectares de *Eucalyptus urophylla*, constataram-se que a estratificação em apenas 3 estratos, mostrou-se coerente, permitindo descrever com excelente precisão o cenário encontrado em campo.

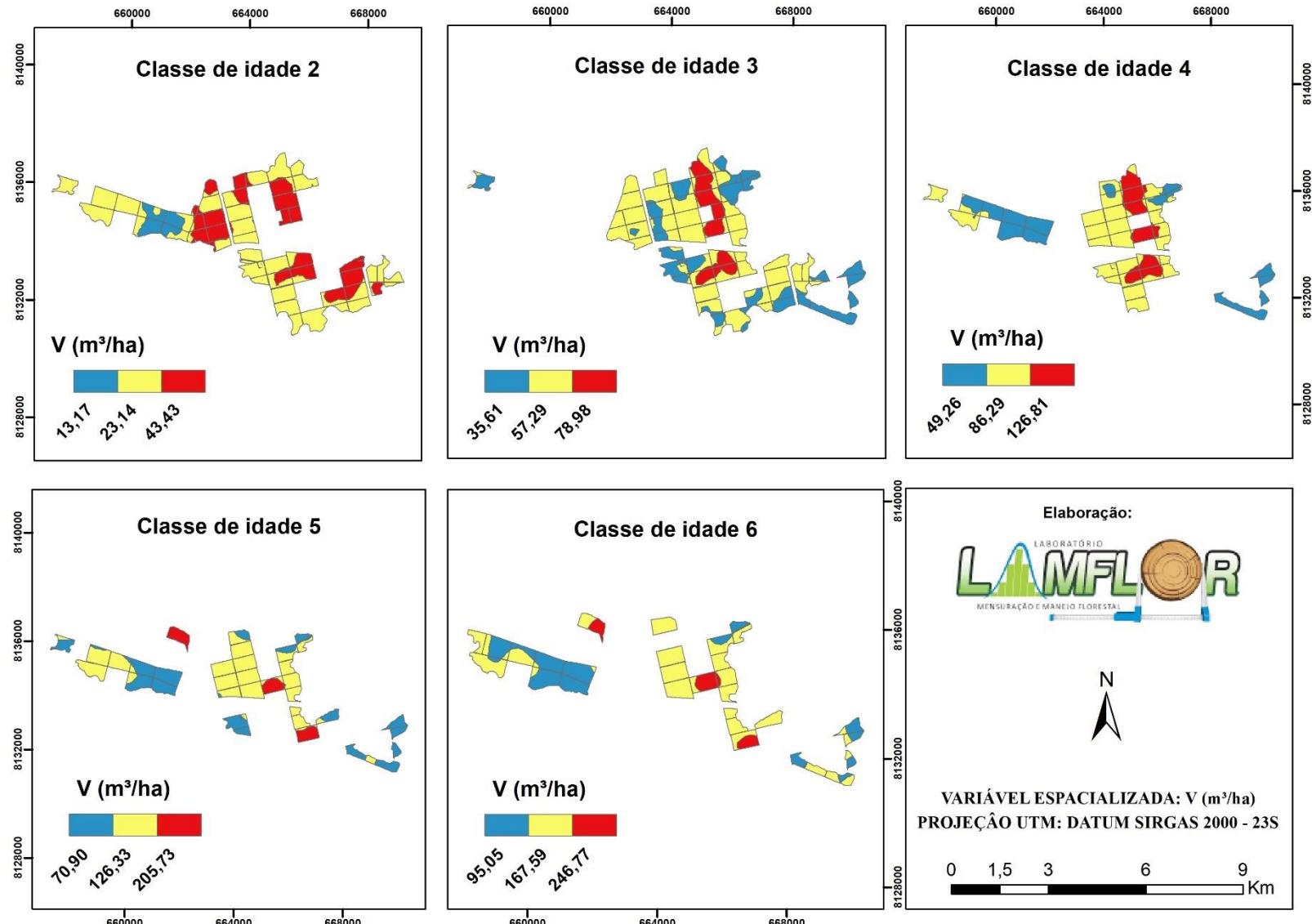
A mudança na coloração dos estratos, das cores mais frias para mais quentes, retrata o aumento progressivo dos valores médios obtidos para cada variável, representando o crescimento do povoamento, com o aumento da idade. De maneira geral, observa-se que os estratos com maiores volumes são, justamente, os com maiores alturas dominantes e área basal. Essa tendência também se manteve com o avanço da idade. No trabalho de Ataíde (2019), também foi verificado uma tendência na manutenção da área dos estratos homogêneos ao longo do tempo, demonstrando a estabilidade da dependência espacial das variáveis estudadas. Esses resultados são indicativos da produtividade dos diferentes sítios florestais, caracterizando os locais com diferentes potenciais de produção de madeira

Assim, as diferentes áreas podem ser distinguidas, o que possibilita realizar o zoneamento do crescimento e desenvolvimento das árvores, subsidiando informações acerca do inventário e manejo. Desse modo, é possível adotar técnicas silviculturais, bem como aplicar estratégias de manejos independentes em locais específicos, levando em consideração as particularidades de cada área (SANTOS et al. 2017).

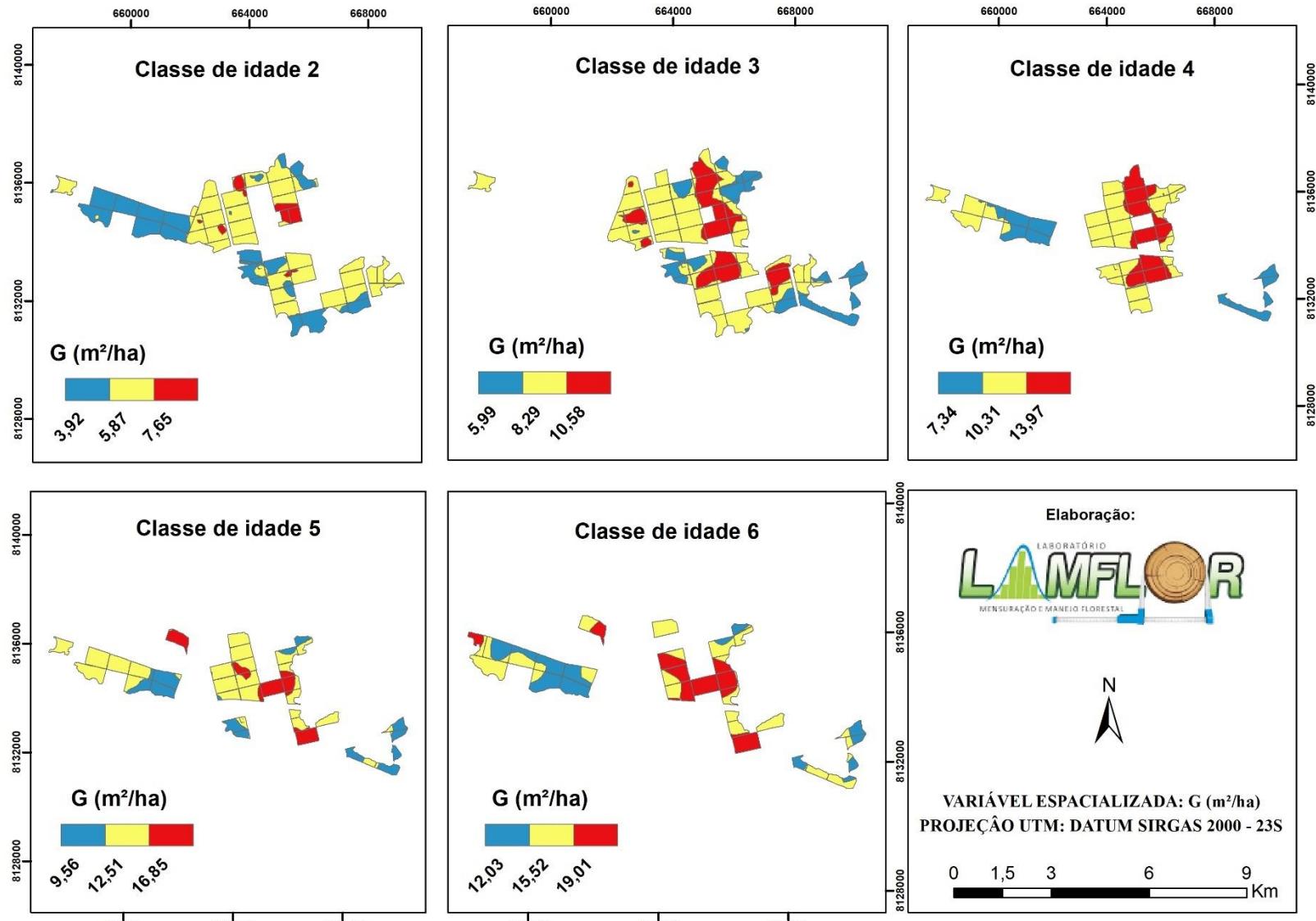
Segundo Pelissari et al. (2014), o conhecimento da variabilidade espacial pode ser aplicado à concepção de um sistema de amostragem adequado para as futuras remedições dos povoamentos florestais nos inventários em múltiplas ocasiões. Assim, é possível realizar a estratificação da floresta em subpopulações homogêneas da variável de interesse, permitindo alocar unidades amostrais em intensidades ideais para a obtenção de estimativas precisas e a custos reduzidos



**Figura 6.** Espacialização da altura dominante (m) em povoamento de eucalipto, por meio da krigagem ordinária no processo de Amostragem Casual Simples (AS), nas classes de idade 2, 3, 4, 5 e 6 anos.



**Figura 7.** Espacialização do volume de madeira ( $\text{m}^3 \cdot \text{ha}^{-1}$ ) em povoamento de eucalipto, por meio da krigagem ordinária no processo de Amostragem Casual Simples (AS), nas classes de idade 2, 3, 4, 5 e 6 anos.



**Figura 8.** Espacialização da área basal ( $\text{m}^2 \cdot \text{ha}^{-1}$ ) em povoamento de eucalipto, por meio da krigagem ordinária no processo de Amostragem Casual Simples (AS), nas classes de idade 2, 3, 4, 5 e 6 anos.

#### 4.3. Redução da intensidade amostral aplicando a krigagem ordinária.

Após a confecção dos mapas, a estratificação dada pela continuidade espacial das variáveis estudadas foi utilizada para selecionar as unidades amostrais na composição de cada estrato, considerando a intensidade amostral referente a redução de 50 % das intensidades de referência em cada classe de idade. Assim, foi possível processar o inventário pela amostragem estratificada com intuito de verificar qual metodologia de estratificação se mostra mais precisa e exata. A tabela 5 apresenta os valores dos erros relativos dos procedimentos testados.

Segundo Scolforo e Mello (2006), considerando uma mesma intensidade amostral, a aplicação da amostragem estratificada frequentemente resulta em estimadores mais precisos dos parâmetros da população que a amostragem casual. Segundo os mesmos autores, a estratificação envolve menores custos no trabalho, devido a diminuição sensível no número de parcelas necessárias para atingir a mesma precisão que a amostragem sem estratificação. Este ganho é ainda mais significativo após a aplicação do uso de técnicas de estatística espacial ou geoestatística.

**Tabela 5.** Erros relativos do inventário de referência, dos valores médios das 30 simulações e dos resultados das estratificações das variáveis altura dominante (Hd), volume de madeira (V) e área basal (G), na intensidade de 50%, para as classes de idade 2, 3, 4, 5 e 6 anos do povoamento.

IA	Processo	Variável	Classe de idade (anos)				
			2	3	4	5	6
100%	ACS	*	5,02%	4,33%	5,77%	5,78%	5,57%
50%	ACS	**	7,21%	6,18%	8,18%	8,02%	7,82%
50%	AE	Hd (m)	4,52%	3,26%	4,30%	5,98%	4,76%
50%	AE	V (m <sup>3</sup> .ha <sup>-1</sup> )	4,82%	4,42%	3,73%	5,40%	5,83%
50%	AE	G (m <sup>2</sup> .ha <sup>-1</sup> )	3,73%	3,52%	3,99%	4,06%	4,05%

Em que: IA = intensidade amostral em porcentagem; ACS, AE representam a amostragem casual simples e estratificada, respectivamente; \* = valores do inventários de referência; \*\* = valores médios das 30 simulações; Hd, V e G representam as estratificações realizadas a partir da altura dominante, volume de madeira e área basal, respectivamente;

De maneira geral, nota-se um ganho de precisão significativo da estratificação dada pela continuidade espacial das variáveis altura dominante, volume de madeira e área basal, em relação ao processamento pela amostragem casual simples, considerando a intensidade de 50%, em todas as classes de idade. O menor valor de erro relativo foi obtido na estratificação pela altura dominante na classe de idade 3 (3,26 %) e o maior na estratificação pela altura dominante na classe de idade 5 (5,98 %).

Considerando todas as classes de idade, o procedimento de estratificação dado pela altura dominante, volume e área basal apresentaram erros relativos médios de 4,57 %, 4,84 % e 3,87 %, respectivamente. Portanto, verifica-se que a estratificação dada pela área basal é aquela com melhor precisão, seguida da altura dominante e do volume. Esses valores mostram-se bastante inferiores aos 10 % de erro máximo desejado, evidenciando a melhoria na precisão e exatidão nas estimativas realizadas através do interpolador geoestatístico.

O erro relativo médio pela amostragem estratificada, considerando as três variáveis em cada classe de idade, quando comparado com o processo de amostragem casual simples, apresentou um redução de mais de 40 % para um mesmo tamanho de

amostra. Resultados semelhantes com redução do erro por meio da krigagem foram encontrados por Guedes et al. (2012), em estudos sobre a possibilidade de uso de interpoladores geoestatísticos para definição de estratos em relação a amostragem casual simples e a amostragem casual estratificada, com redução do erro de amostragem em aproximadamente 65 %.

Para inventários contínuos de florestas plantadas com espécies do gênero *Eucalyptus spp.*, observa-se intensidades amostrais variando de 1 até 4 unidades amostrais para cada 10 hectares de floresta plantada (PÉLLICO NETTO; BRENA, 1997; CAMPOS; LEITE (2017). Através dos resultados verifica-se que as intensidades de uma unidade amostral a cada 18,7; 18,9; 19,2; 19,5; 19,8 hectares, para as classes de idade 2, 3, 4, 5 e 6 anos, respectivamente do povoamento foram capazes de gerar estimativas precisas e confiáveis, representando uma redução em média de 50 % da intensidade amostral, usualmente utilizada em inventários sucessivos de grandes áreas.

Portanto, o uso da análise geoestatística no mapeamento da variabilidade das variáveis altura dominante, volume de madeira e área basal permitem gerar estimativas confiáveis, subsidiando operações como as do inventário e do manejo florestal. Ademais, o uso da krigagem ordinária apresenta-se como ferramenta de suma importância no reconhecimento dos estratos florestais e na estimativa de características do povoamento, em função da sua precisão, praticidade e robustez, permitindo gerar informações confiáveis para a tomada de decisão das operações florestais

## 5. CONCLUSÃO

Através da redução da intensidade em uma unidade amostral a cada 18,7; 18,9; 19,2; 19,5; 19,8 hectares, para as classes de idade 2, 3, 4, 5 e 6 anos, respectivamente do povoamento, foi possível obter estimativas sem perda de qualidade, mantendo a precisão e exatidão desejada de no máximo 10 % de erro amostral, no processamento do inventário florestal contínuo.

As variáveis altura dominante, volume de madeira e área basal apresentaram forte estrutura de dependência espacial, permitindo o uso da krigagem ordinária como alternativa de estratificação para as estimativas de volume. Ademais, o tamanho da amostra e a idade exercearam pouca influência da detecção da estrutura de dependência das variáveis, sendo possível delimitar os estratos em todas as classes de idade.

Em todas as classes de idade, considerando as intensidades amostrais referentes a redução de 50 % do tamanho das amostras, a estratificação dada pela krigagem ordinária proporcionou uma redução expressiva do erro relativo em relação a amostragem aleatória. Essa redução foi ainda mais significativa quando a área basal foi utilizada como critério de estratificação, apresentando uma redução superior a 40 % do erro relativo. Assim, a utilização do interpolador geoestatístico como forma de pós-estratificação, proporcionou um aumento na precisão das estimativas do inventário florestal.

## 6. REPEFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

AKAIKE, H. Information measures and model selection. **International Statistical Institute**, v. 44, p. 277–291, 1983.

ARAÚJO, E. J. G. de et al. Allometric models to biomass in restoration areas in the Atlantic rain forest. **Floresta e Ambiente**, v. 25, n. 1, p. 1–13, 2018.

ATAÍDE, D. H. dos S. **Geoestatística aplicada à mensuração e manejo de povoamentos de eucalipto.** Dissertação (Mestrado em Ciências Ambientais e Florestais). Universidade Federal Rural do Rio de Janeiro, Rio de Janeiro. 2019.

CAMPOS, J. C. C.; LEITE, H. G. **Mensuração florestal.** 5. ed. Viçosa, MG: Editora UFV, 2017.

CRESSIE, N. A. C. **Statistics for spatial data.** New York: John Wiley, 1993.

CURI, N. et al. Problemas relativos ao uso, manejo e conservação do solo em Minas Gerais. **Informe Agropecuário**, v. 16, n. 176, p. 5–16, 1992.

DANTAS D. et al. Predição volumétrica por meio da krigagem pontual reduz o esforço de amostragem em inventários florestais pré-corte. **Caderno de Ciências Agrárias**, v. 12, p. 1–9, 20 jun. 2020.

DINIZ, F. S. **Métodos de amostragem e geoestatística aplicados ao inventário florestal.** Dissertação (Mestrado em concentração em Florestas de Produção) - Universidade Federal de Lavras, Minas Gerais. 2007.

GUEDES, I. C. L. et al. Técnicas geoestatísticas e interpoladores espaciais na estratificação de povoamentos de *Eucalyptus* sp. **Ciência Florestal**, v. 22, n. 4, p. 541–550, 2012.

GUIMARÃES, D. P.; REIS, R. J. DOS; LANDAU, E. C. Índices pluviométricos em Minas Gerais. **Embrapa Milho e Sorgo**. n. 30, p. 1–90, 2010.

KANEGAE JUNIOR, H. **Avaliação de sistemas de inventários sucessivos e dos interpoladores espaciais como instrumento de estratificação de povoamentos clonais de eucalyptus sp.** Dissertação (Mestrado em concentração em Florestas de Produção) - Universidade Federal de Lavras, Minas Gerais. 2004.

KANEGAE JUNIOR, 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, 2006.

KRIGE, D. G. A statistical approach to some basic mine valuation problems on the Witwatersrand. **Journal of the Chemical, Metallurgical and Mining Society of South Africa**, v. 52, n. 6, p. 119–139, 1951.

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

LEAL, F. A.; MIGUEL, E. P.; MATRICARDI, E. A. T. Mapeamento de unidades produtivas utilizando a interpolação geoespacial krigagem a partir do inventário florestal em um povoamento de *eucalyptus urophylla* s. t. blake. **Enciclopédia Biosfera, Centro Científico Conhecer**, v. 7, n. 13, p. 727–745, 2011.

LOETSCH, F. **Aplication of mean tariffe for the further development of forest management of the plantation forest.** Roma, F.A.O., 1960.

LOETSCH, F.; ZÖHRER, F.; HALLER, K. E. **Forest Inventory.** 2 ed., Wien: München : BLV Verlagsge-sellschaft, v. p. 469. 1973.

MARTINS, F. B. et al. Classificação climática de köppen e de thornthwaite para minas gerais: cenário atual e projeções futuras. **Revista Brasileira de Climatologia**, v. 8652, p. 129–156, 2018.

MATHERON, G. Principles of geostatistics. **Economic Geology**, Lancaster, 58 1246-1266, 1963.

MELLO, J. M. **Geoestatística aplicada ao inventário florestal**. Tese (Doutorado em Recursos Florestais). Escola Superior de Agricultura Luiz Queiroz, USP, Piracicaba 2004.

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

PÉLLICO NETTO, S.; BRENA, D. A. **Inventário Florestal**. 1. ed. Curitiba, PR: Ed. Autores, 1997.

PELLISARI, 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**, v. 32, n. 3, p. 430–444, 2014.

PRODAN, M. Punktstichprobe fur fie forsteinrichtung. **Forest. u. Holzwirt**, 23, 1968.

QUEIROZ, W. T. **Amostragem em Inventário Florestal**. Belém, PA: Edufra, 2012.

R CORE TEAM. R. **A language and environment for statistical computing**. Vienna, Austria R Foundation for Statistical Computing, 2015.

RIBEIRO JUNIOR, P. J. **Métodos geoestatísticos no estudo da variabilidade espacial de parâmetros do solo**. Dissertação (Mestrado em Agronomia) – Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, USP. 1995.

RIBEIRO JÚNIOR, P. J.; DIGGLE, P. J. GeoR: a package for geostatistical analysis. **RNEWS**, v. 1, n. 2, p. 15–18, 2001.

SANTANA, R. A. **Avaliação de técnicas geoestatísticas no inventário de povoamento de Tectona grandis L.f.** Dissertação (mestrado) -Universidade Federal de Viçosa, Minas Gerais. 2011.

SANTOS, M. C. DOS et al. Inventário Florestal Utilizando Técnicas de Silvicultura de Precisão em Povoamentos de Eucalyptus grandis Hill ex Maiden. **Floresta e Ambiente**, v. 24, n. 0, 1 dez. 2016.

SCOLFORO, J. R. S.; MELLO, J. M. DE. **Inventário Florestal**. Lavras, MG: Ed. UFLA/FAEPE, 2006.

SCOLFORO, J. R. S.; THIERSCH, C. R. **Biometria Florestal: Medição, Volumetria e Gravimetria**. 1. ed. Lavras, MG. Ed. UFLA/FAEPE, 2004.

SOARES, C. P. B.; PAULA NETO, F.; SOUZA, A. L. **Dendrometria e inventário florestal**. 1. ed. Viçosa, MG: Ed. UFV, 2006.

SHAPIRO, S. S; WILK, M. B. An analysis of variance testfor normality (complete samples). **Biometrika**, v. 52, n. 3/4 p. 591 – 611, 1965.

YAMAMOTO, J. K.; LANDIM, P. M. B. **GEOESTATISTICA: conceitos e aplicações**. 1. Ed. São Paulo: Oficina de textos, 2013.

ZIMBACK, C. R. L. **Geoestatística**. 1. ed. Botucatu: UNESP, 2003.