

UNIVERSIDADE FEDERAL DO PARANÁ

SINTIA VALERIO KOHLER

**ERROS AMOSTRAIS E NÃO AMOSTRAIS EM INVENTÁRIOS DE FLORESTAS  
PLANTADAS**

CURITIBA

2017

SINTIA VALERIO KOHLER

**ERROS AMOSTRAIS E NÃO AMOSTRAIS EM INVENTÁRIOS DE FLORESTAS  
PLANTADAS**

Tese apresentada ao Curso de Pós-Graduação em Engenharia Florestal, Setor de Ciências Agrárias, da Universidade Federal do Paraná, como requisito parcial à obtenção do título de Doutor em Engenharia Florestal.

Orientador: Prof. Dr. Afonso Figueiredo Filho  
Coorientadores: Prof. Dr. Henrique Soares Koehler  
Prof. Dr. Julio Eduardo Arce  
Dr. Rodrigo Geroni Mendes Nascimento

CURITIBA

2017

Ficha catalográfica elaborada pela  
Biblioteca de Ciências Florestais e da Madeira - UFPR

Kohler, Sintia Valerio

Erros amostrais e não amostrais em inventários de florestas plantadas / Sintia Valerio Kohler. – Curitiba, 2017.  
173 f. : il.

Orientador: Prof. Dr. Afonso Figueiredo Filho

Coorientadores: Prof. Dr. Henrique Soares Koehler

Prof. Dr. Julio Eduardo Arce

Dr. Rodrigo Geroni Mendes Nascimento

Tese (Doutorado) - Universidade Federal do Paraná, Setor de Ciências Agrárias, Programa de Pós-Graduação em Engenharia Florestal. Defesa: Curitiba, 23/02/2017.  
Área de concentração: Manejo Florestal.

1. Inventário florestal. 2. Árvores – Medição. 3. Dendrometria. 4. Teses. I. Figueiredo Filho, Afonso. II. Koehler, Henrique Soares. III. Arce, Julio Eduardo. IV. Nascimento, Rodrigo Geroni Mendes. V. Universidade Federal do Paraná, Setor de Ciências Agrárias. VI. Título.

CDD – 634.9

CDU – 634.0.524.6



MINISTÉRIO DA EDUCAÇÃO  
UNIVERSIDADE FEDERAL DO PARANÁ  
PRÓ-REITORIA DE PESQUISA E PÓS-GRADUAÇÃO  
Setor CIÊNCIAS AGRÁRIAS  
Programa de Pós-Graduação ENGENHARIA FLORESTAL

## TERMO DE APROVAÇÃO

Os membros da Banca Examinadora designada pelo Colegiado do Programa de Pós-Graduação em ENGENHARIA FLORESTAL da Universidade Federal do Paraná foram convocados para realizar a arguição da tese de Doutorado de **SINTIA VALERIO KOHLER** intitulada: **ERROS AMOSTRAIS E NÃO AMOSTRAIS EM INVENTÁRIOS DE FLORESTAS PLANTADAS**, após terem inquirido a aluna e realizado a avaliação do trabalho, são de parecer pela sua APROVAÇÃO.

Curitiba, 23 de Fevereiro de 2017.

  
AFONSO FIGUEIREDO FILHO

Presidente da Banca Examinadora (UFPR)

  
JULIO EDUARDO ARCE

Co-orientador - Avaliador Interno (UFPR)

  
FABIANE APARECIDA DE SOUZA RETSLAFF

Avaliador Externo (UNICENTRO)

  
CARLOS ROBERTO SANQUETTA

Avaliador Interno (UFPR)

  
DENISE JETON CARDOSO

Avaliador Externo (EMBRAPA)



## AGRADECIMENTOS

À Deus, por me guiar e me dar força em todos os momentos.

Aos meus pais e meu irmão, por sempre me apoiar e incentivar em todos estes anos de estudo.

Ao meu orientador Professor Afonso Figueiredo Filho, pela orientação e amizade, desde que iniciei meu caminho na vida acadêmica.

Aos meus coorientadores, Professor Henrique Soares Kohler, Professor Júlio Eduardo Arce e Rodrigo Geroni pela orientação e conselhos ao decorrer do doutorado.

Aos membros da banca examinadora, pela disponibilidade e contribuição com este trabalho.

À empresa REMASA, por ceder a área de estudo e pelo auxílio durante a coleta de dados. Aos funcionários da empresa, Amauri e Robson pelos árduos dias coletando dados. Ao colega Edson Serpe por intermediar e auxiliar com a coleta dos dados.

À amiga Renata, pela imensa ajuda com a coleta de dados e pela companhia nos meses em Bituruna.

Aos amigos e colegas de profissão, Rafaella, Fabiane, Rodrigo Miranda, Rômulo, Luan e Allan, que auxiliaram com as muitas dúvidas e discussões sobre a tese.

Aos meus amigos e colegas de laboratório por todos os momentos convivência e descontração nestes anos de doutorado.

Às minhas queridas amigas de infância, Suelen e Marina, pelo apoio e companheirismo mesmo à distância, pelas visitas e momentos felizes.

Em especial ao meu esposo Gean, por todo apoio, incentivo, compreensão, amor e carinho em todos os momentos.

Por fim, a todos que colaboraram para a realização deste trabalho.

Muito obrigada!

*Sou um filho das florestas*

*Nenhum telhado cobria o local onde nasci*

*Velhos Carvalhos e grandes Faias sombreavam a melancolia em que a grama crescia*

*A primeira canção que ouvi foi a dos pássaros na floresta*

*Meus arredores eram as árvores*

*Assim, meu nascimento determinou a minha vocação*

*Johann Heinrich Cotta*

*30.10.1763 – 25.10.1844*

# ERROS AMOSTRAIS E NÃO AMOSTRAIS EM INVENTÁRIOS DE FLORESTAS PLANTADAS

## RESUMO

Este trabalho teve como objetivo analisar o desempenho de metodologias de coleta de dados em inventários florestais e avaliar os efeitos de erros amostrais e não amostrais nas estimativas volumétricas do povoamento. A área de estudo tem 43,579 hectares de plantio misto com árvores de *Pinus taeda* e *Pinus elliottii*, com 16 anos de idade. A área total foi inventariada por enumeração completa (censo), onde foram medidos todos os diâmetros e alturas das árvores. Após o censo, a área foi inventariada por amostragem, utilizando os processos de amostragem aleatório e sistemático, com parcelas retangulares e circulares de 600 m<sup>2</sup>, o número de parcelas instaladas foi de acordo com três frações de amostragem: 1%, 2% e 5% da área. Foram cubadas 102 árvores, distribuídas nas classes de diâmetro do povoamento. Diferentes estratégias para ajuste de modelos hipsométricos foram avaliadas, observando os efeitos de suas estimativas na determinação do estoque volumétrico do povoamento. As estimativas de volume total obtidas por modelos volumétricos de simples e dupla entrada, modelo de afilamento, fator de forma médio e fator de forma médio por classe de diâmetro foram comparados entre si e observados seus efeitos nas estimativas volumétricas do povoamento. Foram também avaliados diferentes tamanhos e composições da amostra usada para ajuste de modelos volumétricos. As estimativas de volume total e por sortimento, geradas por diferentes configurações de amostragem, foram avaliadas quanto a sua acuracidade. Por fim, este estudo, buscou analisar a influência de erros não amostrais aleatórios e sistemáticos sobre as estimativas de volume total do povoamento. Os principais resultados obtidos com a pesquisa foram: quanto as estratégias de estimativa de alturas, a que produziu melhores resultados com o menor esforço de medições de altura em campo é a utilização de dados das árvores cubadas juntamente com as alturas de árvores dominantes. Em relação as estimativas de volume, o fator de forma por classe de diâmetro foi o método com melhor desempenho para as estimativas de volumes individuais, seguido do modelo volumétrico de Schumacher e Hall. As diversas composições da base de dados usadas no ajuste do modelo volumétrico, não propiciaram influência significativa nas estimativas de volume do inventário. Em relação as configurações de amostragens analisadas, não foi constatada diferença significativa entre as estimativas obtidas pelas duas formas de parcelas avaliadas (retangular e circular) e entre as três frações de amostragem empregadas. A amostragem sistemática apresentou estimativas de volume total e por classe de sortimento mais exatas que a amostragem aleatória. Em relação as simulações de erros não amostrais, conclui-se que o erro amostral dos inventários não foi afetado pelos erros de medição no diâmetro e na altura das árvores. Entretanto, erros de medição no diâmetro são mais relevantes para as estimativas de volume do povoamento. Independentemente do tipo de erro que ocorre nas medições das árvores, todos propiciaram estimativas diferentes do real, evidenciando a importância de um controle de qualidade das medições das variáveis do inventário florestal.

Palavras-chave: Estimativas de alturas. Estimativas de volume. Censo. *Pinus* spp.

# SAMPLING AND NON SAMPLING ERRORS IN PLANTED FOREST INVENTORIES

## ABSTRACT

This study aimed to analyze the performance of data collection methodologies in forest inventories and to evaluate the effects of sampling and non sampling errors on volumetric estimates. The study area comprised 43.579 hectares of mixed plantation of *Pinus taeda* and *Pinus elliottii* trees at 16 years old. The total area was inventoried by complete enumeration, where all diameters ( $d$ ) and heights of trees were measured. After the complete enumeration, the area was inventoried by random and systematic sampling. Rectangular and circular plots of 600 m<sup>2</sup> were set in three sampling fraction: 1%, 2% and 5 % of the total area. A total of 102 trees were sampled, distributed in all  $d$  classes of the stand. Different strategies for fitting hypsometric models were evaluated, observing the effects of their estimated heights in the determination of the volumetric stand stock. The total volume estimates obtained by single and double input volumetric models, taper model, mean form factor and mean form factor per  $d$  class were compared as well as their effects on volumetric estimates of the stand. Also, different sizes and arrangements of sample units were evaluated on the fitting of volumetric models. Total and assortment volume estimates obtained by different sampling arrangements were evaluated for their accuracy. Finally, this study sought to analyze the influence of random and systematic non sampling errors on the estimates of total stand volume. The main results were: in relation to height estimation strategies, the best fit were obtained using height data of all trees selected in the inventory combined with dominant trees heights of the plots. In relation to the volume estimates, the form factor by  $d$  class was the best performing method for individual volume estimation, followed by Schumacher and Hall fitted volume model. The range of database compositions used for fitting volumetric model provided no significant influence in volume estimates in the forest inventory. In relation to the sampling configurations, no significant difference between the estimates obtained by the two evaluated plot layout (rectangular and circular) were found, as well as between the three sampling fraction. The systematic sampling provided more accurate estimates of total and assortment volume than random sampling. Regarding the non sampling error simulations, it was concluded that sampling error of forest inventories was not affected by measurement errors in  $d$  and height of the trees. However, measurement errors in  $d$  were the most relevant for stand volume estimates. Regardless of the type of error present in tree measurements, all procedures resulted in different estimates compared to the real values, highlighting the importance of quality control in tree measurements of all variables in a forest inventory.

Keywords: Height estimates. Volume estimates. Complete enumeration. *Pinus* spp.



## LISTA DE FIGURAS

FIGURA 01 - ESQUEMA DEMOSTRANDO A INSTALAÇÃO DAS PARCELAS CIRCULARES E RETANGULARES .....	45
FIGURA 02 - PARCELA INSTALADA EM LOCAL MENOS ADENSADO (A); PARCELA INSTALADA EM LOCAL MAIS ADENSADO (B) .....	46
FIGURA 03 - DISTRIBUIÇÃO ALEATÓRIA (A) E SISTEMÁTICA (B) DAS PARCELAS AMOSTRADAS NO POVOAMENTO PARA AS FRAÇÕES AMOSTRAIS DE 5%, 2% E 1% .....	47
FIGURA 04 - DISTRIBUIÇÃO DA QUALIDADE DE SÍTIO DO POVOAMENTO .....	49
FIGURA 05 - DISTRIBUIÇÃO DIAMÉTRICA POR HECTARE DA POPULAÇÃO .....	50
FIGURA 06 - RELAÇÃO ENTRE ALTURA E DIÂMETRO DAS ÁRVORES MEDIDAS NA POPULAÇÃO .....	51
FIGURA 07 - DISTRIBUIÇÃO DOS RESÍDUOS PARA ESTIMAR VOLUMES INDIVIDUAIS COM O MODELO AJUSTADOS POR CLASSE DE DIÂMETRO .....	53

### CAPÍTULO I

FIGURA 1.1 - DISTRIBUIÇÃO ALEATÓRIA DAS PARCELAS AMOSTRADAS NO POVOAMENTO .....	58
FIGURA 1.2 - DISTRIBUIÇÃO DOS RESÍDUOS PARA OS MODELOS AJUSTADOS ..	62
FIGURA 1.3 - DISPERSÃO DOS VALORES OBSERVADOS SOBRE A CURVA AJUSTADA POR PARCELA (TRATAMENTO 2) .....	64
FIGURA 1.4 - DISPERSÃO DOS VALORES OBSERVADOS SOBRE AS CURVAS AJUSTADAS PARA OS TRATAMENTOS 3, 4, 5 E 6 .....	65
FIGURA 1.5 - VOLUME POR HECTARE ESTIMADO PARA CADA TRATAMENTO ..	68

### CAPÍTULO II

FIGURA 2.1 - DISTRIBUIÇÃO ALEATÓRIA DAS PARCELAS AMOSTRADAS NO POVOAMENTO .....	76
FIGURA 2.2 - DISTRIBUIÇÃO GRÁFICA DOS RESÍDUOS PARA OS MODELOS VOLUMÉTRICOS DE SIMPLES ENTRADA (A) E DUPLA ENTRADA (B) .....	87
FIGURA 2.3 - DISTRIBUIÇÃO DOS RESÍDUOS PARA ESTIMATIVA DE DIÂMETROS AO LONGO DO TRONCO E VOLUME TOTAL COM CASCA PELOS MODELOS DE AFILAMENTO .....	90
FIGURA 2.4 - DISTRIBUIÇÃO DOS RESÍDUOS PARA OS VOLUMES ESTIMADOS PELO FATOR DE FORMA MÉDIO E PELO FATOR DE FORMA POR CLASSE DE DIÂMETRO .....	91

FIGURA 2.5 - VOLUMES ESTIMADOS POR CLASSE DE DIÂMETRO PELOS MÉTODOS DE ESTIMATIVA DE VOLUME .....	93
FIGURA 2.6 - VIÉS (%) OBTIDO POR CLASSE DE DIÂMETRO .....	96
FIGURA 2.7 - VOLUME POR HECTARE DO POVOAMENTO OBTIDO CONFORME O MÉTODO DE ESTIMATIVA DE VOLUME INDIVIDUAL DAS ÁRVORES .....	97
FIGURA 2.8 - DISTRIBUIÇÃO DE RESÍDUOS PARA O AJUSTE DO MODELO DE VOLUME VARIANDO O TAMANHO E A COMPOSIÇÃO DA BASE DE DADOS .....	100
FIGURA 2.9 - VOLUMES ESTIMADOS POR CLASSE DE DIÂMETRO PELAS EQUAÇÕES DE VOLUMES OBTIDAS VARIANDO O TAMANHO E A COMPOSIÇÃO DA BASE DE DADOS .....	102
FIGURA 2.10 - VOLUMES ESTIMADOS PARA AS PARCELAS DO INVENTÁRIO VARIANDO A BASE DE DADOS USADA NO AJUSTE DO MODELO DE VOLUME .....	103

### **CAPÍTULO III**

FIGURA 3.1 - DISTRIBUIÇÃO ALEATÓRIA (A) E SISTEMÁTICA (B) DAS PARCELAS AMOSTRADAS NO POVOAMENTO PARA AS INENSIDADES AMOSTRAIS DE 5%, 2% E 1% .....	111
FIGURA 3.2 - DISTRIBUIÇÃO DIAMÉTRICA POR FRAÇÃO AMOSTRAL PARA AS CONFIGURAÇÕES DE AMOSTRAGEM .....	118
FIGURA 3.3 - ESTIMATIVAS DO NÚMERO DE ÁRVORES POR HECTARE E VOLUMES MÉDIOS INDIVIDUAIS POR ÁRVORE (A); VOLUME POR HECTARE ESTIMADOS (B) COM A AMOSTRAGEM SISTEMÁTICA E ALEATÓRIA.....	124
FIGURA 3.4 - VOLUME (m <sup>3</sup> ) POR HECTARE ESTIMADO POR CLASSE DE SORTIMENTO E ERRO REAL .....	126
FIGURA 3.5 - ERRO AMOSTRAL PARA O VOLUME TOTAL E VOLUMES POR CLASSE DE SORTIMENTO, OBTIDOS COM AS CONFIGURAÇÕES DE AMOSTRAGEM .....	128
FIGURA 3.6 - RECEITAS OBTIDAS COM A COMERCIALIZAÇÃO DA MADEIRA ESTIMADA PELAS CONFIGURAÇÕES DE AMOSTRAGEM .....	131

### **CAPÍTULO IV**

FIGURA 4.1 - DISTRIBUIÇÃO ALEATÓRIA DAS PARCELAS AMOSTRADAS NO POVOAMENTO.....	139
FIGURA 4.2 - VOLUMES POR HECTARE ESTIMADOS COM BASE NAS AMOSTRAS CONTENDO ERROS NÃO AMOSTRAIS ALEATÓRIOS NO d, h E NA COMBINAÇÃO (d + h) DE TODAS AS ÁRVORES .....	144

FIGURA 4.3 - ERROS AMOSTRAIS E ERROS REAIS OBTIDOS PARA AS SIMULAÇÕES DE ERROS NÃO AMOSTRAIS ALEATÓRIOS EM TODAS AS ÁRVORES DAS PARCELAS.....	147
FIGURA 4.4 - VOLUME POR HECTARE ESTIMADO COM DADOS SIMULADOS CONTENDO ERROS NÃO AMOSTRAIS ALEATÓRIOS NO DIÂMETRO E NA ALTURA DAS ÁRVORES DAS PARCELAS E SEU RESPECTIVO ERRO REAL .....	148
FIGURA 4.5 - ERRO REAL PARA O DIÂMETRO E VOLUME INDIVIDUAL MÉDIOS OBTIDOS COM A SIMULAÇÃO DE ERROS SISTEMÁTICOS PARA MAIS (A) E PARA MENOS (B) NO DIÂMETRO DAS ÁRVORES .....	149
FIGURA 4.6 - ERRO REAL PARA ALTURA E VOLUMES MÉDIOS ESTIMADOS COM ERROS SISTEMÁTICOS PARA MAIS (A) E PARA MENOS (B) NAS ALTURAS DAS ÁRVORES .....	150
FIGURA 4.7 - ERRO REAL PARA A ESTIMATIVA DE VOLUMES INDIVIDUAIS COM DIFERENTES NÍVEIS DE ERROS NÃO AMOSTRAIS EM 30% DAS ÁRVORES DA PARCELAS.....	151
FIGURA 4.8 - ESTIMATIVAS DE VOLUME POR HECTARE OBTIDOS COM AS SIMULAÇÕES DE ERROS SISTEMÁTICOS NAS MEDIÇÕES DAS VARIÁVEIS DIÂMETRO E ALTURA.....	152
FIGURA 4.9 - TESTE DE MÉDIAS PARA AS SIMULAÇÕES DE DADOS COM ERROS NÃO AMOSTRAIS ALEATÓRIOS .....	154
FIGURA 4.10 - TESTE DE MÉDIAS PARA AS SIMULAÇÕES DE DADOS COM ERROS NÃO AMOSTRAIS SISTEMÁTICOS PARA MAIS.....	156
FIGURA 4.11 - TESTE DE MÉDIAS PARA AS SIMULAÇÕES DE DADOS COM ERROS NÃO AMOSTRAIS SISTEMÁTICOS PARA MENOS .....	157

## LISTA DE TABELAS

TABELA 01 - CÓDIGOS DE QUALIDADE PARA CLASSIFICAÇÃO DAS ÁRVORES MEDIDAS NO CENSO.....	45
TABELA 02 - CÁLCULO DOS LIMITES DAS CLASSES DIAMÉTRICAS DA POPULAÇÃO .....	48
TABELA 03 - NÚMERO DE ÁRVORES AMOSTRADAS NAS CLASSES DE DIÂMETRO DO POVOAMENTO.....	49
TABELA 04 - DISTRIBUIÇÃO DAS ALTURAS DAS ÁRVORES DA POPULAÇÃO.....	51
TABELA 05 - CLASSIFICAÇÃO QUANTO À QUALIDADE DAS ÁRVORES DO POVOAMENTO .....	51
TABELA 06 - ESTATÍSTICAS E COEFICIENTES DO AJUSTE DO MODELO DE VOLUME PARA AS CLASSES DE DIÂMETRO .....	52
TABELA 07 - CARACTERIZAÇÃO DAS VARIÁVEIS DA POPULAÇÃO .....	53

### CAPÍTULO I

TABELA 1.1 - MODELOS HIPSOMÉTRICOS TESTADOS .....	59
TABELA 1.2 - EQUAÇÕES UTILIZADAS PARA ESTIMATIVA DO VOLUME TOTAL COM CASCA INDIVIDUAL DAS ÁRVORES DO CENSO .....	60
TABELA 1.3 - ESTATÍSTICAS E COEFICIENTES DOS AJUSTES DOS MODELOS HIPSOMÉTRICOS.....	62
TABELA 1.4 - ESTATÍSTICAS E COEFICIENTES DO MODELO HIPSOMÉTRICO DE STOFFELS E VAN SOEST AJUSTADO PARA CADA TRATAMENTO .	63
TABELA 1.5 - ESTATÍSTICAS DAS ALTURAS TOTAIS ESTIMADAS COM DIFERENTES ESTRATÉGIAS DE AGRUPAMENTO DOS DADOS .....	67
TABELA 1.6 - ERRO REAL E ERRO DE AMOSTRAL DO INVENTÁRIO POR AMOSTRAGEM EM CADA TRATAMENTO.....	69

### CAPÍTULO II

TABELA 2.1 - NÚMERO DE ÁRVORES CUBADAS NAS CLASSES DE DIÂMETRO DO POVOAMENTO .....	76
TABELA 2.2 - MODELOS VOLUMÉTRICOS DE SIMPLES E DUPLA ENTRADA TESTADOS PARA ESTIMAR O VOLUME TOTAL COM CASCA DAS ÁRVORES .....	77
TABELA 2.3 - COMPOSIÇÃO DA AMOSTRA DE ÁRVORES CUBADAS EM CADA TRATAMENTO.....	83
TABELA 2.4 - ESTATÍSTICAS DE AVALIAÇÃO E COEFICIENTES DE AJUSTE DOS MODELOS VOLUMÉTRICOS DE SIMPLES ENTRADA E DUPLA ENTRADA.....	85

TABELA 2.5 - ESTATÍSTICAS DE AVALIAÇÃO E COEFICIENTES DOS MODELOS DE AFILAMENTO PARA ESTIMAR DIÂMETROS AO LONGO DO TRONCO .....	88
TABELA 2.7 - FATOR DE FORMA MÉDIO POR CLASSE DE DIÂMETRO .....	91
TABELA 2.8 - VOLUMES DAS ÁRVORES CUBADAS ESTIMADOS PELOS MÉTODOS AVALIADOS .....	92
TABELA 2.9 - ANÁLISE DE VARIÂNCIA (TESTE F) PARA OS VOLUMES ESTIMADOS POR CLASSE DE DIÂMETRO PELOS MÉTODOS TESTADOS PARA ESTIMAR VOLUMES INDIVIDUAIS .....	94
TABELA 2.10 - TESTE DE DUNCAN REALIZADO PARA OS VOLUMES EM CLASSE DE DIÂMETRO .....	95
TABELA 2.11 - ESTATÍSTICAS DE AVALIAÇÃO DAS ESTIMATIVAS DO VOLUME OBTIDAS PELOS TRATAMENTOS (MÉTODOS DE ESTIMATIVA DE VOLUME).....	96
TABELA 2.12 - ESTIMATIVAS DO INVENTÁRIO POR AMOSTRAGEM OBTIDAS COM OS MÉTODOS DE ESTIMATIVA DE VOLUME INDIVIDUAL DAS ÁRVORES .....	98
TABELA 2.13 - SIMULAÇÃO DA COMERCIALIZAÇÃO DO VOLUME DE MADEIRA PARA SERRARIA ESTIMADO PELOS TRATAMENTOS .....	99
TABELA 2.14 - ESTATÍSTICAS OBTIDAS PARA OS AJUSTES DO MODELO DE VOLUME VARIANDO O TAMANHO E COMPOSIÇÃO DA BASE DE DADOS .....	99
TABELA 2.15 - ESTATÍSTICAS OBTIDAS PARA AS DIFERENTES BASES DE DADOS UTILIZADAS NO AJUSTE DO MODELO VOLUMÉTRICO .....	101

### **CAPÍTULO III**

TABELA 3.1 - EQUAÇÕES UTILIZADAS PARA ESTIMATIVA DO VOLUME TOTAL COM CASCA INDIVIDUAL DAS ÁRVORES DO CENSO .....	109
TABELA 3.2 - CLASSES DE SORTIMENTO .....	109
TABELA 3.3 - DISTRIBUIÇÃO DIAMÉTRICA POR HECTARE DA POPULAÇÃO ....	112
TABELA 3.4 - PREÇOS POR SORTIMENTO PARA COMERCIALIZAÇÃO DE TORAS DE <i>PINUS</i> spp. ....	116
TABELA 3.5 - NÚMERO DE ÁRVORES POR CLASSE DIAMÉTRICA POR HECTARE OBTIDO PELO CENSO E ESTIMADOS COM AS CONFIGURAÇÕES DE AMOSTRAGEM E ERRO REAL .....	117
TABELA 3.6 - RESULTADO DA ANÁLISE DE VARIÂNCIAS PARA O VOLUME ESTIMADO POR PARCELAS RETANGULARES E CIRCULARES .....	120
TABELA 3.7 - ESTATÍSTICAS DE AVALIAÇÃO PARA OS INVENTÁRIOS POR AMOSTRAGEM COM PARCELAS RETANGULARES E CIRCULARES.....	120
TABELA 3.8 - ESTIMATIVAS DAS VARIÁVEIS DO INVENTÁRIO E ERROS REAIS .....	121

TABELA 3.9 - ANÁLISE DE VARIÂNCIA EM ESQUEMA FATORIAL PARA A VARIÁVEL VOLUME INDIVIDUAL MÉDIO POR PARCELA .....	122
TABELA 3.10 - ESTATÍSTICAS DE AVALIAÇÃO PARA A VARIÁVEL VOLUME MÉDIO ESTIMADA PELAS CONFIGURAÇÕES DE INVENTÁRIOS ..	123
TABELA 3.11 - ESTIMATIVAS OBTIDAS PELA AMOSTRAGEM SISTEMÁTICA E ALEÁTORIA PARA TRÊS FRAÇÕES AMOSTRAIS .....	123
TABELA 3.12 - VOLUME POR HECTARE ESTIMADO POR CLASSE DE SORTIMENTO E PARÂMETROS OBTIDOS NO CENSO.....	126
TABELA 3.13 - ANÁLISE ESTATÍSTICA DAS CONFIGURAÇÕES DE AMOSTRAGEM TESTADAS PARA OS VOLUMES POR CLASSE DE SORTIMENTOS	127
TABELA 3.14 - ERRO REAL E ERRO AMOSTRAL PARA A ESTIMATIVA DOS VOLUMES POR CLASSES DE SORTIMENTO OBTIDAS COM AS CONFIGURAÇÕES DE AMOSTRAGEM.....	130

#### **CAPÍTULO IV**

TABELA 4.1 - EQUAÇÕES UTILIZADAS PARA ESTIMATIVA DO VOLUME TOTAL COM CASCA INDIVIDUAL DAS ÁRVORES MENSURADAS .....	139
TABELA 4.2 - ESTATÍSTICAS OBTIDAS NO INVENTÁRIO COM AS AMOSTRAS CONTENDO ERROS NÃO AMOSTRAIS ALEATÓRIOS EM TODAS AS ÁRVORES .....	146
TABELA 4.3 - ANÁLISE DE VARIÂNCIA PARA OS VOLUMES POR HECTARE ESTIMADOS COM DADOS DA SIMULAÇÃO DE ERROS NÃO AMOSTRAIS ALEATÓRIOS E SISTEMÁTICOS .....	153
TABELA 4.4 - DIFERENÇA ENTRE AS SIMULAÇÕES DE ERROS NÃO AMOSTRAIS E A TESTEMUNHA (BASE DE DADOS SEM ERROS) .....	155

## SUMÁRIO

<b>1 INTRODUÇÃO GERAL</b> .....	16
<b>2 OBJETIVO GERAL</b> .....	19
2.1 OBJETIVOS ESPECÍFICOS .....	19
<b>3 ESTRUTURA DA TESE</b> .....	20
<b>4 REVISÃO BIBLIOGRÁFICA</b> .....	21
4.1 FLORESTAS PLANTADAS.....	21
4.2 INVENTÁRIO FLORESTAL.....	22
4.2.1 Inventário a 100% ou Censo .....	22
4.2.2 Inventário por amostragem .....	22
4.2.2.1 Métodos de amostragem .....	23
4.2.2.2 Tamanho e forma das parcelas .....	24
4.2.2.3 Intensidade amostral .....	26
4.2.2.4 Processo de amostragem .....	26
4.2.3 Medição de diâmetros e alturas .....	28
4.3 AMOSTRA DE ÁRVORES PARA CUBAGEM.....	30
4.3.1 Estimativas de volume individual de árvores.....	31
4.4 ERROS EM INVENTÁRIOS FLORESTAIS .....	34
4.4.1 Precisão e acuracidade .....	36
4.4.2 Tipos de erros não amostrais.....	36
4.4.3 Fontes de erros não amostrais .....	37
4.5 CONTROLE DE QUALIDADE E AUDITORIA .....	42
<b>5 CARACTERIZAÇÃO DA ÁREA DE ESTUDO</b> .....	44
5.1 LOCAL .....	44
5.2 DESCRIÇÃO DOS DADOS .....	44
5.2.1 Censo ou Inventário a 100% .....	44
5.2.2 Inventário por amostragem .....	45
5.2.3 Agrupamento em classes de diâmetro e cubagem.....	48
5.3 CARACTERÍSTICAS DO POVOAMENTO.....	49
5.3.1 Classes de sítio .....	49
5.3.2 Parâmetros da população .....	50
<b>CAPÍTULO I</b> .....	54
<b>ESTRATÉGIAS PARA O AJUSTE DE MODELOS HIPSOMÉTRICOS E SEUS REFLEXOS NA ESTIMATIVA VOLUMÉTRICA EM INVENTÁRIOS DE FLORESTAS PLANTADAS</b> .....	54
<b>RESUMO</b> .....	54
<b>ABSTRACT</b> .....	55
<b>1 INTRODUÇÃO</b> .....	56
<b>2 MATERIAL E MÉTODOS</b> .....	58
2.1 BASE DE DADOS .....	58
2.2 ESTIMATIVAS DE ALTURAS.....	58
2.3 VOLUME INDIVIDUAL.....	60
2.4 ESTIMATIVA DO ESTOQUE VOLUMÉTRICO DO POVOAMENTO .....	60
<b>3 RESULTADOS E DISCUSSÃO</b> .....	62
3.1 MODELOS HIPSOMÉTRICOS TESTADOS .....	62
3.2 COMPARAÇÃO DAS ALTURAS ESTIMADAS ENTRE OS TRATAMENTOS....	66
3.3 EFEITO DA ESTRATÉGIA DE AJUSTE DA RELAÇÃO HIPSOMÉTRICA NAS ESTIMATIVAS DE VOLUME DO POVOAMENTO .....	68

<b>4 CONCLUSÕES</b> .....	71
<b>CAPÍTULO II</b> .....	72
<b>ESTRATÉGIAS PARA A ESTIMATIVA DE VOLUMES INDIVIDUAIS EM INVENTÁRIOS DE FLORESTA PLANTADAS</b> .....	72
<b>RESUMO</b> .....	72
<b>ABSTRACT</b> .....	73
<b>1 INTRODUÇÃO</b> .....	74
<b>2 MATERIAL E MÉTODOS</b> .....	76
2.1 BASE DE DADOS .....	76
2.2 MODELOS VOLUMÉTRICOS TESTADOS.....	77
2.3 MODELOS DE AFILAMENTO TESTADOS.....	78
2.4 FATOR DE FORMA ARTIFICIAL .....	80
2.5 MÉTODOS PARA ESTIMATIVA DO VOLUME INDIVIDUAL DAS ÁRVORES	81
2.5.1 Avaliação dos métodos com base em árvores cubadas .....	81
2.5.2 Aplicação dos métodos de estimativa de volume no inventário florestal.....	82
2.6 TAMANHO E COMPOSIÇÃO DA BASE DE DADOS DA CUBAGEM.....	83
2.6.1 Avaliação de tamanhos e composições da base de dados usada no ajuste do modelo volumétrico .....	83
2.6.2 Aplicação das equações volumétricas obtidas com as diferentes bases de dados...	84
<b>3 RESULTADOS E DISCUSSÕES</b> .....	85
3.1 MODELOS VOLUMÉTRICOS AJUSTADOS .....	85
3.2 MODELO DE AFILAMENTO AJUSTADOS.....	88
3.3 FATOR DE FORMA ARTIFICIAL .....	90
3.4.1 Avaliação dos métodos com base nas árvores cubadas .....	92
3.4.2 Aplicação dos métodos de estimativa de volume no inventário florestal.....	97
3.5 TAMANHO E COMPOSIÇÃO DA BASE DE DADOS AMOSTRADA NA CUBAGEM.....	99
3.5.1 Avaliação de tamanhos e composições da base de dados usada no ajuste do modelo volumétrico .....	99
3.5.2 Aplicação das equações volumétricas obtidas com as diferentes bases de dados na estimativa de volume do inventário florestal.....	102
<b>4 CONCLUSÕES</b> .....	104
<b>CAPÍTULO III</b> .....	105
<b>EFEITOS DE DIFERENTES ESTRATÉGIAS DE AMOSTRAGEM NA ESTIMATIVA DO VOLUME TOTAL E POR SORTIMENTOS EM INVENTÁRIOS DE FLORESTAS PLANTADAS</b> .....	105
<b>RESUMO</b> .....	105
<b>ABSTRACT</b> .....	106
<b>1 INTRODUÇÃO</b> .....	107
<b>2 MATERIAL E MÉTODOS</b> .....	109
2.1 BASE DE DADOS .....	109
2.1.1 Censo .....	109
2.1.2 Amostragem.....	110
2.2 DISTRIBUIÇÃO DIAMÉTRICA.....	111
2.3 PROCESSAMENTO DO INVENTÁRIO.....	112
2.3.1 Ajuste da intensidade amostral.....	112
2.3.2 Processamento do inventário por amostragem.....	113
2.4 COMPARAÇÃO ENTRE AS CONFIGURAÇÕES DOS INVENTÁRIOS .....	114



2.4.1 Unidades amostrais circulares e retangulares .....	114
2.4.2 Processos amostrais e intensidade amostral.....	114
2.4.3 Comparação das estimativas do inventário com seus valores paramétricos .....	115
2.5 ESTIMATIVAS DE VOLUME POR CLASSE DE SORTIMENTO .....	115
2.6 SIMULAÇÃO DE COMERCIALIZAÇÃO DA MADEIRA ESTIMADA NO INVENTÁRIO .....	116
<b>3 RESULTADOS E DISCUSSÃO .....</b>	<b>117</b>
3.1 DISTRIBUIÇÃO DIAMÉTRICA.....	117
3.2 INTENSIDADE AMOSTRAL .....	119
3.3 ANÁLISE DE UNIDADES AMOSTRAIS CIRCULARES E RETANGULARES ..	119
3.4 ANÁLISE DOS PROCESSOS DE AMOSTRAGEM E INTENSIDADES AMOSTRAIS.....	122
3.5 COMPORTAMENTO DA AMOSTRAGEM NA ESTIMATIVA DO VOLUME POR SORTIMENTO.....	125
3.6 EFEITOS DAS CONFIGURAÇÕES DE AMOSTRAGEM NA COMERCIALIZAÇÃO DA MADEIRA DO POVOAMENTO.....	131
<b>4. CONCLUSÕES .....</b>	<b>133</b>
 <b>CAPÍTULO IV .....</b>	<b>134</b>
<b>SIMULAÇÃO DE ERROS NÃO AMOSTRAIS E SEUS EFEITOS SOBRE AS ESTIMATIVAS VOLUMÉTRICAS EM INVENTÁRIOS DE FLORESTAS PLANTADAS.....</b>	<b>134</b>
<b>RESUMO .....</b>	<b>134</b>
<b>ABSTRACT .....</b>	<b>135</b>
<b>1 INTRODUÇÃO.....</b>	<b>136</b>
<b>2 MATERIAL E MÉTODOS .....</b>	<b>139</b>
2.1 BASE DE DADOS.....	139
2.2 SIMULAÇÕES DE ERROS NÃO AMOSTRAIS .....	140
2.2.1 Erros não amostrais aleatórios.....	141
2.2.2 Erros não amostrais sistemáticos.....	141
2.3 ANÁLISE DOS EFEITOS DOS ERROS NÃO AMOSTRAIS SIMULADOS .....	142
<b>3 RESULTADOS E DISCUSSÃO .....</b>	<b>144</b>
3.1 SIMULAÇÃO DE ERROS ALEATÓRIOS.....	144
3.1.1 Erros aleatórios em todas as árvores das parcelas da amostra .....	144
3.1.2 Erros aleatórios em árvores selecionadas aleatoriamente na parcela .....	147
3.2 SIMULAÇÃO DE ERROS SISTEMÁTICOS .....	148
3.3 ANÁLISE ESTATÍSTICA DAS SIMULAÇÕES DE ERROS NÃO AMOSTRAIS	152
<b>4. CONCLUSÕES .....</b>	<b>159</b>
<b>CONSIDERAÇÕES FINAIS E RECOMENDAÇÕES .....</b>	<b>160</b>
<b>REFERÊNCIAS .....</b>	<b>161</b>
<b>APÊNDICES .....</b>	<b>171</b>

## 1 INTRODUÇÃO GERAL

O setor florestal brasileiro desenvolveu-se principalmente a partir da década de 1960 com a implementação de incentivos fiscais por parte do governo, que viabilizaram os plantios florestais. Dessa forma, extensas áreas foram plantadas principalmente com as espécies do gênero *Eucalyptus* e *Pinus*, que hoje constituem a base de atividades industriais no Brasil.

Produtos de origem florestal estão presentes no nosso dia a dia e vão desde os mais evidentes, como papel e móveis, até produtos de beleza, medicamentos, alimentos e roupas. Entre os segmentos que usam a madeira como principal matéria-prima, pode-se citar o de celulose e papel, o de painéis de madeira, o de pisos laminados, o de serrados e compensados, o de siderurgia a carvão vegetal e o de energia. Já no setor de bens de consumo, destacam-se as indústrias gráficas, de embalagem, moveleira, química, têxtil e farmacêutica e a construção civil. No entanto, a indústria florestal tem ainda um enorme potencial de aplicações que vêm sendo estudadas e consideradas. As tecnologias mais avançadas permitirão aproveitar, no futuro, 100% da floresta e dos produtos e subprodutos dos processos produtivos, possibilitando novos usos (IBÁ, 2016).

Segundo Cesaro et al. (1994), a crescente demanda por produtos de origem florestal faz com que a avaliação precisa e eficiente dos povoamentos florestais seja decisiva para a aplicação de técnicas silviculturais e de exploração adequadas aos objetivos de manejo e econômicos da empresa.

A necessidade das empresas florestais em desenvolver metodologias para quantificar e estimar a produção de suas florestas é constante. Segundo Silva et al. (2007) a estimativa de produção de madeira em florestas normalmente é feita por procedimentos de inventário florestal, e, para estimar o volume, busca-se relacionar variáveis como o diâmetro à altura do peito ( $d$ ) e a altura total ( $h$ ) da árvore com o seu volume.

Juntamente com o aumento do número de áreas com florestas plantadas, surgiu a necessidade de modelar os fenômenos que retratam o seu desenvolvimento. Para isso são realizados os inventários florestais, que disponibilizam informações sobre o estoque de madeira existente em dado momento da floresta, mas também fornecem a base de dados utilizada para o desenvolvimento de modelos biométricos de prognose. Soares (1999) menciona que com o desenvolvimento de modelos mais sofisticados, são obtidas informações cada vez mais detalhadas sobre o povoamento florestal. Segundo a autora, em contraposição a este desenvolvimento, uma série de questões sobre a coleta de dados pode ser considerada. Uma delas é sobre a precisão, o custo e a necessidade de medição das alturas das árvores.

O volume das árvores é geralmente a variável de maior interesse ao se realizar um inventário florestal. Para a estimativa deste volume, podem ser empregados modelos volumétricos, modelos de afilamento ou ainda fatores de forma. Sabe-se que, para a correta aplicação destas técnicas, toda amplitude de variação dos dados deve ser representada pela amostra. Sendo assim, a metodologia de seleção das árvores mensuradas pode ter influência no desempenho ou na qualidade preditiva dos modelos.

Quantificar o estoque de madeira não é tão simples, sendo que a realização de censo, em geral, é inviável economicamente, devido à grande dimensão das áreas florestais (PEREIRA, 2009). Assim, são empregadas técnicas amostrais e biométricas para a obtenção das informações necessárias, no entanto, o maior problema encontrado na utilização dessas técnicas está nos erros associados às estimativas. Devido a estes erros, as estimativas dos inventários, geralmente, entram em conflito com o que é mensurado na colheita florestal, encontrando volumes diferentes ao colhido (OLIVEIRA, 2011).

As estimativas de volumes realizadas pelos inventários florestais estão sujeitas a dois principais tipos de erros, os erros amostrais e erros não amostrais. Os erros amostrais são facilmente quantificados por meio do processamento do inventário e são usados para classificar a qualidade das estimativas. No entanto, os erros não amostrais, que podem afetar significativamente as estimativas de volume, não são dimensionados no processamento do inventário. Os erros não amostrais, segundo Oliveira (2011), muitas vezes, ficam mascarados pelos cálculos de médias, desvios padrões e variâncias, e não são contabilizados diretamente no erro do inventário gerado pelo processamento dos dados.

Existe uma série de pesquisas na área acadêmica que buscam melhorar a qualidade das estimativas dos inventários florestais, no entanto, muitas das técnicas desenvolvidas não são aplicadas no meio empresarial. Em alguns casos, o trabalho despendido para a realização da técnica não oferece retorno financeiro suficiente para que sua aplicação seja justificada, ficando as pesquisas restritas apenas ao meio acadêmico. No entanto, existem ainda algumas dúvidas sobre a melhor forma de aplicação de técnicas largamente empregadas nos inventários pelas empresas florestais. Dessa forma, esta pesquisa foi desenvolvida com o intuito de buscar respostas para dúvidas frequentes no setor de mensuração e quantificação das florestas, em relação às metodologias mais comuns aplicadas no inventário florestal.

Procurou-se evidenciar a importância da etapa de coleta de dados dentro das atividades da empresa e as consequências da qualidade destes dados para as estimativas de volume da floresta. Os dados coletados na etapa de inventário constituem a base de todo o planejamento

das empresas. São fundamentais para o planejamento a curto prazo, como é o caso de inventários pré-corte, realizados para planejamento da colheita e comercialização da madeira. São relevante também para o planejamento a médio ou longo prazo, sendo necessários para predição e prognose da produção das florestas.

## 2 OBJETIVO GERAL

Analisar o desempenho de metodologias de coleta de dados em inventários florestais, bem como avaliar os efeitos de erros amostrais e não amostrais nas estimativas volumétricas em povoamentos de *Pinus* spp.

### 2.1 OBJETIVOS ESPECÍFICOS

- a) Obter parâmetros da população por meio de um inventário a 100% (Censo).
- b) Testar estratégias para ajuste de modelos hipsométricos e avaliar seus efeitos nas estimativas volumétricas.
- c) Testar diferentes formas de parcelas e frações amostrais.
- d) Analisar o erro de amostragem encontrado nas diferentes simulações de inventário, analisando-o para o volume total e para os volumes por sortimento.
- e) Simular ocorrências de diferentes graus de erros não amostrais nas medições de diâmetros e alturas e analisar como elas afetam a estimativa volumétrica total.
- f) Avaliar as alternativas testadas em relação aos aspectos econômicos do inventário florestal.

### **3 ESTRUTURA DA TESE**

Para atingir os objetivos, a tese foi estruturada da seguinte maneira:

Parte inicial – Introdução geral, objetivos, revisão de literatura e caracterização da área de estudo.

Capítulo I – Estratégias para o ajuste de modelos hipsométricos e seus reflexos na estimativa volumétrica em inventários de florestas plantadas

Capítulo II – Estratégias para a estimativa de volumes individuais em inventários de florestas plantadas

Capítulo III – Efeitos de diferentes estratégias de amostragem na estimativa do volume total e por sortimentos em inventários de florestas plantadas

Capítulo IV – Simulação de erros não amostrais e seus efeitos sobre as estimativas volumétricas em inventários de florestas plantadas

## 4 REVISÃO BIBLIOGRÁFICA

### 4.1 FLORESTAS PLANTADAS

Plantios com os gêneros *Pinus* e *Eucalyptus* constituem a principal fonte de produtos advindos de florestas no Brasil, contribuindo para diminuir o impacto sobre a exploração de florestas naturais. A madeira de *Pinus* spp. possui diversos usos, sendo de grande importância para indústrias de celulose, serraria e laminação.

A área total de plantios florestais no Brasil totalizou 7,8 milhões de hectares em 2015, representando um crescimento de 0,8% em relação ao ano de 2014. Os plantios de pinus ocupam 1,6 milhão de hectares e concentram-se principalmente nos estados do Paraná (42%) e de Santa Catarina (34%). Nos últimos cinco anos, a área plantada com esse gênero vem caindo a uma taxa de 2,1% a.a., devido, principalmente, à substituição por eucalipto (IBÁ, 2016).

A maior concentração de povoamentos de pinus no Sul se deve ao fato dessa região possuir as melhores condições edafoclimáticas para esse gênero e concentrar os principais centros processadores de sua madeira (ABRAF, 2012). Segundo IBÁ (2016), o setor brasileiro apresenta a maior produtividade (volume de madeira produzido por área ao ano) e a menor rotação (período entre o plantio e a colheita das árvores) do mundo. Esses altos índices são resultado dos investimentos contínuos das empresas do setor no Brasil para aprimorar o manejo florestal. A produtividade média dos plantios de eucalipto no Brasil, reportada pelas empresas de base florestal, foi de 36 m<sup>3</sup>/ha.ano<sup>-1</sup>, enquanto a dos plantios de pinus, foi de 31 m<sup>3</sup>/ha.ano<sup>-1</sup>.

Segundo Coelho (2010) o gênero *Pinus* veio como uma alternativa ao esgotamento da madeira nativa no Sul do país. O uso do pinus representa também uma forma de minimizar a exploração de florestas nativas, constituindo-se em uma alternativa para gerar matéria-prima florestal de forma renovável e com sustentabilidade.

Especialistas apontam que o pinus foi, e continua sendo, essencial para o desenvolvimento do setor florestal e madeireiro brasileiro, especialmente na região Sul. O *Pinus* é o principal gênero que proporciona inúmeros fins de industrialização, com valor agregado à madeira, principalmente para a indústria de móveis de madeira maciça, e também abastece as principais empresas fabricantes de embalagens do país (B. FOREST, 2016).

## 4.2 INVENTÁRIO FLORESTAL

Os inventários florestais são a base para o mapeamento, definição de estratégias e planejamento do uso dos recursos florestais do planeta. A partir dos inventários é possível caracterizar quantitativamente e qualitativamente a vegetação de uma determinada área de interesse, visando o uso ou a conservação dos recursos florestais madeireiros e não madeireiros, utilizando técnicas de amostragem apropriadas. O sucesso de um inventário florestal está ligado à escolha correta do processo de amostragem, do tamanho e forma das unidades amostrais e da intensidade de amostragem (PÉLLICO NETTO; BRENA, 1997; SCOLFORO; MELLO, 1997).

### 4.2.1 Inventário a 100% ou Censo

O conhecimento do estoque florestal, do seu crescimento, da sua composição e de sua estrutura é de suma importância para subsidiar a tomada de decisões em manejo sustentável da floresta e uso de seus recursos, de modo a perpetuar essa atividade e mantê-la para gerações futuras. A informação desses parâmetros (valores reais ou observados) só é possível por meio do censo florestal, também denominado de inventário florestal sob enumeração completa, ou inventário a 100%. No entanto, devido aos custos, principalmente em áreas extensas, utiliza-se a aplicação das técnicas de amostragem para se obter estimativas desses parâmetros (AUGUSTYNCZIK et al., 2013).

O censo ou enumeração completa é a abordagem de 100% dos indivíduos da população. Com a medição de todos os indivíduos obtêm-se os valores reais da população, ou seja, seus parâmetros. Em muitas situações o censo é impraticável. Como as populações florestais são geralmente extensas, de difícil acesso e com frequência necessitam ser quantificadas em curto espaço de tempo, a realização de inventários florestais está intimamente ligada à teoria de amostragem (PÉLLICO NETTO; BRENA, 1997). Segundo estes mesmo autores, os inventários por censo, devido ao seu alto custo e o tempo gasto para sua realização, só se justificam na avaliação de populações pequenas, de grande importância econômica, ou em trabalhos de pesquisa científica.

### 4.2.2 Inventário por amostragem

A amostragem consiste em observar uma parte da população para obter estimativas representativas do todo. A amostra é a parte da população observada da qual são coletados



dados que serão utilizados para fazer inferências sobre a população, obtendo as informações desejadas a um custo menor que o censo. Existem vários métodos e processos de amostragem aplicados no setor florestal.

A teoria da amostragem é o estudo das relações existentes entre uma população e as amostras dela extraída. É útil para a estimativa de grandezas desconhecidas da população, frequentemente denominadas de parâmetros populacionais, com base no conhecimento das características da amostra, muitas vezes denominadas estatísticas amostrais (SPIEGEL, 1993).

Em florestas extensas, a amostragem pode fornecer todas as informações necessárias em menos tempo e com menor custo do que um censo, além de que, a amostragem pode produzir resultados mais confiáveis do que aqueles obtidos por uma contagem completa. Uma menor necessidade de medições permite que as atividades de campo sejam melhor supervisionadas, obtendo dados com maior qualidade (HUSCH et al., 1982).

Freese (1962), citado por Péllico Netto e Brena (1997), comentou que a maior parte das decisões humanas se fazem com conhecimentos parciais sobre o todo, tomando-se amostras e esperando que as mesmas proporcionem uma imagem confiável da população que representam, uma vez que o censo ou enumeração completa pode ser impossível ou de difícil execução para a maioria das populações analisadas.

Os métodos usados para inventariar populações florestais devem fornecer estimativas com um menor erro a uma menor quantidade de trabalho, fixada a exatidão desejada para as informações a serem levantadas. Assim, torna-se importante investigar, para o tipo florestal específico, os métodos e processos de amostragem que permitam reduzir o custo do inventário, o qual é diretamente influenciado pelo tempo de medição (CESARO et al., 1994).

O inventário florestal é uma das atividades mais importantes, pois é por meio dele que se prediz o quanto de matéria-prima existe nos plantios, dando suporte para tomadas de decisões estratégicas e de planejamento futuro. Decisões equivocadas poderão acarretar custos adicionais às atividades subsequentes à quantificação (PEREIRA, 2009). Dessa forma, uma das grandes demandas no setor florestal, é obter estimativas volumétricas com exatidão.

#### 4.2.2.1 Métodos de amostragem

Os métodos de amostragem são os meios de abordagem da população, utilizando unidades amostrais (parcelas). Especificam como as parcelas serão instaladas e como se dará a seleção das árvores que a compõem. Os métodos de amostragem podem ser de área fixa ou variável.

Segundo Cesaro (1994), a amostragem de uma população pode ser realizada conforme vários métodos, os quais devem ser aplicados de acordo com as características da população para obter maior exatidão com menor custo. Tradicionalmente, o mais utilizado no Brasil, para inventariar florestas equiâneas e inequiâneas, é o método de amostragem com alocação de parcelas de área fixa.

O método de área fixa é o mais conhecido e tradicional dos métodos de amostragem. A seleção dos indivíduos é feita proporcional a área da unidade e a frequência dos indivíduos que nela ocorrem. Este método apresenta como vantagem a obtenção direta dos estimadores por unidade amostral, é um método prático e apresenta facilidade na instalação das unidades amostrais em campo. As desvantagens estão no maior custo de instalação das unidades amostrais, bem como no maior número de árvores medidas quando comparado com os demais métodos (PÉLLICO NETTO; BRENA, 1997).

#### 4.2.2.2 Tamanho e forma das parcelas

As unidades amostrais ou parcelas são unidades básicas onde são executadas as medições de características qualitativas e quantitativas da população, podem possuir área fixa ou variável, ser representadas por linhas ou ser a própria árvore. O tamanho e a forma da parcela devem ser decididos com base na experiência prática, na precisão das informações necessárias e no custo do inventário (LOETSCH, 1973; SPURR, 1952). As parcelas de área fixa podem apresentar formas retangulares, quadradas ou circulares dos mais diversos tamanhos.

Segundo Soares et al. (1981), as parcelas empregadas devem representar as diversas condições de variação da população e fornecer estimativas não tendenciosas e precisas dos parâmetros da população, a um menor custo. O tamanho e a forma das parcelas influenciam a eficiência da amostragem, o custo do levantamento e a precisão das estimativas e têm implicações diretas sobre a definição da população estatística, a variância populacional e os custos do levantamento (BATISTA, 2006).

As unidades amostrais podem assumir qualquer forma. Não existe um consenso sobre qual o tamanho e a forma ideais para parcelas de um inventário, no entanto algumas considerações são feitas por diferentes autores. Unidades circulares apresentam a vantagem de ter apenas uma dimensão, o raio, que define os limites da unidade e como desvantagem apresenta os limites da unidade como linhas curvas que dificultam a delimitação ou marcação de seus limites. As unidades quadradas ou retangulares eliminam essa desvantagem uma vez que os limites são linhas retas (HUSCH, 1971). As parcelas circulares são mais usuais em

inventários de plantações florestais. A definição do raio é o aspecto mais importante, uma parcela circular somente será eficiente se o raio for controlável pelo profissional. Raios acima de 15 m não são operacionalmente viáveis e inviabilizam a eficiência do inventário, em média, a área deve perfazer em torno de 400 a 600 m<sup>2</sup> (SANQUETTA et al., 2014). Em relação a instalação das parcelas em campo, parcelas circulares precisam de menor tempo para delimitação que as parcelas de forma retangular, considerando uma mesma superfície.

Segundo Soares et al. (2006) as parcelas retangulares têm grande porcentagem de bordadura, efeito este que é mínimo nas parcelas circulares, aumentando a possibilidade de ocorrerem erros por omissão e inclusão incorreta de indivíduos na borda das parcelas.

As unidades amostrais maiores são usadas para povoamentos de baixa densidade, e as menores são usadas em povoamentos de alta densidade. A unidade de amostra deve ser de um tamanho suficiente para incluir um número representativo de árvores, mas pequeno o suficiente para que a relação entre o tempo de instalação e coleta dos dados não sejam altos demais, aumentando muito os custos do inventário (SCHREUDER et al., 1993).

Para HUSCH et al. (1982), em povoamentos homogêneos a precisão de amostragem tende a ser maior quando são utilizadas unidades amostrais pequenas devido ao maior número de unidades amostrais independentes para um mesmo tamanho de amostra; em povoamentos heterogêneos, as unidades amostrais pequenas produzem coeficientes de variação altos sendo então preferidas unidades amostrais maiores. Os autores recomendaram determinar a intensidade amostral fixando primeiramente os limites de precisão que atendem aos objetivos do inventário florestal e após calcular o número de unidades amostrais para alcançá-lo.

Soares et al. (1981) analisaram o volume médio por árvore obtido utilizando parcelas circulares, quadradas e retangulares com tamanhos variando entre 100 a 1000 m<sup>2</sup> para talhões de *Eucalyptus grandis* W. Hill ex Maiden. As unidades de amostras circulares foram mais precisas e eficientes que as retangulares e quadradas. Os menores tamanhos (100, 200, 300 e 400 m<sup>2</sup>) forneceram estimativas da média menos precisas. O tamanho de 600 m<sup>2</sup> foi o indicado por apresentar estimativas tão precisas e eficientes quanto os tamanhos maiores.

O tamanho da parcela deverá ser suficientemente grande para incluir pelo menos 20 a 30 árvores medidas e pequena o suficiente para não requerer um tempo de medição excessivo. Unidades amostrais grandes são geralmente recomendadas para área com grandes árvores e para povoamentos abertos, enquanto unidades pequenas são indicadas para povoamentos e árvores pequenas (SPURR, 1952).

#### 4.2.2.3 Intensidade amostral

A intensidade de amostragem ou fração de amostragem é a razão entre o número de unidades da amostra e o número total de unidades da população. Pode ser determinada por dois procedimentos principais: em função da variabilidade da população, do erro de amostragem admitido e da probabilidade de confiança fixada; ou em função do tempo e recursos disponíveis para a realização do inventário (PÉLLICO NETTO; BRENA, 1997). Uma intensidade de amostragem muito grande pode ser muito custosa e a precisão que ela proporcionaria poderia ser obtida com uma intensidade mais reduzida, por outro lado a amostragem com intensidade reduzida pode implicar em conclusões errôneas sobre o povoamento (SILVA, 1977).

A definição da intensidade amostral em função da variância da população é o procedimento normal e desejável, no entanto, em muitos inventários florestais, a intensidade de amostragem é fixada em função do tempo disponível para sua realização, ou pelos recursos financeiros, humanos e materiais existentes. Nestas condições, não é possível fixar o erro de amostragem requerido para as estimativas do inventário. O erro resultante será maior ou menor, dependendo das características da floresta (PÉLLICO NETTO; BRENA, 1997).

Augustynczyk et al. (2013) avaliaram a influência de diferentes tamanhos de unidades amostrais combinadas com diferentes intensidades de amostragem na estimativa da área basal e número de árvores em um fragmento de Floresta Ombrófila Mista. Os maiores desvios entre o valor paramétrico e o valor estimado foram observados nas simulações realizadas com intensidade de amostragem de 2% (menor intensidade analisada). Bonetes (2003) avaliou diferentes intensidades de amostragem e diferentes formas e tamanhos de unidades amostrais para as estimativas da área basal por hectare, do número de árvores por hectare e dos índices fitossociológicos para oito espécies florestais de uma Floresta Ombrófila Mista, não observando diferenças entre as estimativas obtidas com as intensidades amostrais utilizadas, 4, 10 e 16%. Silva (1977), ao simular diferentes formas e tamanhos de unidades amostrais, observou uma redução de 30% no erro amostral com o aumento da intensidade amostral de 5 para 15 parcelas (660 m<sup>2</sup>), em um povoamento de *Eucalyptus alba* Rewien com 6 anos e meio de idade.

#### 4.2.2.4 Processo de amostragem

O processo de amostragem nos inventários florestais pode ser definido como a forma de abordagem da população referente ao conjunto de unidades amostrais. É a forma com que

as amostras serão distribuídas sobre uma população florestal visando gerar estimativas da variável de interesse (PELLICO NETTO; BRENA, 1997; SANQUETTA et al., 2014).

A amostragem aleatória é o processo fundamental de seleção sendo os demais, variações buscando maior economia ou exatidão das estimativas. Esse processo de amostragem é uma aplicação prática da teoria das probabilidades e requer que todas as combinações possíveis de unidades da população tenham iguais chances de participar da amostra. A seleção das amostras é feita aleatoriamente em sorteios independentes, o que permite eliminar erros sistemáticos, calcular o erro padrão da estimativa e antecipar com segurança o número de unidades amostrais a serem medidas (PELLICO NETTO; BRENA, 1997; HUSCH, 1971).

De acordo com Péllico Netto e Brena (1997) a amostragem aleatória apresenta desvantagem por necessitar da listagem completa de todas as unidades da população para realizar a seleção das unidades amostrais e por existir a possibilidade de as unidades amostrais serem distribuídas irregularmente no povoamento, não representando a área adequadamente.

Outras desvantagens deste processo de amostragem estão no maior gasto de tempo com deslocamento, e conseqüentemente maiores custos, ocasionados pela dificuldade em localizar as parcelas em campo e pelas maiores distâncias que precisam ser percorridas entre as unidades amostrais (PELLICO NETTO; BRENA, 1997; SANQUETTA et al., 2014). A amostragem aleatória é recomendada para inventários de pequenas populações florestais, que apresentem grande homogeneidade da variável de interesse e fácil acesso, como é o caso de florestas plantadas (PELLICO NETTO; BRENA 1997).

A amostragem sistemática situa-se entre os processos probabilísticos não aleatórios, em que o critério de probabilidade se estabelece por meio da aleatorização da primeira unidade amostral (PELLICO NETTO; BRENA, 1997). As demais unidades amostrais são selecionadas a partir de um esquema rígido e preestabelecido de sistematização, com o propósito de cobrir a população em toda sua extensão e obter um modelo sistemático uniforme. A sistematização faz com que a localização das unidades amostrais em campo seja facilitada, ocasionando menor tempo gasto em deslocamento e ao fim, o custo de amostragem é reduzido.

Amostragem sistemática é conhecida na teoria estatística por produzir estimativas mais exatas que a amostragem aleatória, devido a melhor distribuição das unidades amostrais na área do povoamento. Esta afirmação é compartilhada por diversos autores como Dunn e Harrison, (1993), Ambrosio et al. (2004), Aune-Lundberg e Strand, (2014), dentre outros.

Uma das principais vantagens em se utilizar a amostragem sistemática, para florestas nativas, segundo Scolforo e Mello (1997) é que, como a distribuição das espécies florestais

normalmente não segue um padrão aleatório, a distribuição equilibrada das parcelas sobre a população alvo propicia uma melhor representatividade da distribuição espacial das espécies.

A amostragem sistemática, em geral, resulta mais precisa que a aleatória e quase tão precisa quanto a correspondente amostra estratificada com uma unidade por estrato. Este processo amostral tem como vantagem a execução mais rápida e a um menor custo do inventário, devido ao deslocamento entre as unidades ser mais fácil. A amostragem sistemática é recomendada quando se deseja mapear uma população ou conhecer a distribuição espacial das espécies florestais (PÉLLICO NETTO; BRENA, 1997).

Cochran (1963) citado por Péllico Netto e Brena (1993) afirmou que a amostragem sistemática resulta em uma amostragem mais precisa que a aleatória. Consequentemente, espera-se que a amostragem sistemática seja quase tão precisa quanto a correspondente amostra estratificada com uma unidade por estrato. Para a maioria das áreas florestais, é maior a probabilidade de que a amostragem sistemática forneça uma melhor estimativa da média do que a amostragem completamente aleatória, com igual intensidade amostral. Para situações onde existem variações sistemáticas na distribuição das características da floresta, por exemplo, quando certa característica aparece com estrutura em ondas ou tabuleiro de xadrez, as amostras sistemáticas têm suas limitações (FATTORINI et al., 2006).

A amostragem sistemática pode produzir estimativas mais precisas do que a amostragem aleatória, mas não há nenhum método de estimativa adequado para cálculo do erro amostral para esse processo de amostragem. A razão é que o *design* de amostragem sistemática apresenta um único ponto de partida aleatório e as demais unidades são espaçadas a distâncias fixas (AUNE-LUNDBERG; STRAND, 2014). Como consequência desses impedimentos estatísticos, o erro padrão da estimativa não pode ser determinado com exatidão, sendo possível apenas obter uma aproximação do erro amostral (UBIALLI, 2009). Embora este processo amostral apresente o inconveniente de possuir uma estimativa de erro amostral imprecisa, tem sido comprovado, na prática, que com a amostragem sistemática proporciona uma melhor estimativa da média paramétrica, em relação à obtida pelo processo aleatório (HUSCH, 1971).

#### 4.2.3 Medição de diâmetros e alturas

O diâmetro é a variável de mais fácil obtenção em um inventário florestal e corresponde a variável de maior correlação com o volume das árvores, podendo ser considerada a variável mais importante e que merece uma atenção especial na sua obtenção. É usado como variável independente em funções de afilamento, relação hipsométrica, na distribuição

diamétrica, além de constituir a primeira variável independente em modelos de regressão (MACHADO; FIGUEIREDO FILHO, 2006).

O diâmetro é a variável mais importante a ser obtida da árvore, afeta o cálculo do volume, área basal, peso e sortimentos. Possibilita definir o grau de ocupação de um local por meio da quantificação da densidade, além de possibilitar a modelagem da estrutura das florestas e, se remeida ao longo do tempo, permite ainda a prognose da produção (SCOLFORO; THIERSCH, 2004).

Segundo Cunha et al. (2002), de todos os erros envolvidos na medição do diâmetro, a posição de medida é a mais importante por variar em cada ocasião nos inventários comerciais e por ser fixa em remedições de parcelas permanentes. Os erros mais frequentes na medição dos diâmetros estão relacionados ao mau uso dos instrumentos de medição.

Para estimar o volume, busca-se relacionar variáveis como o diâmetro à altura do peito ( $d$ ) e a altura total ( $h$ ) da árvore com o seu volume. Na operacionalização do inventário, o  $d$  é uma variável de fácil obtenção, o que não ocorre com a altura (SILVA et al., 2007).

A medição das alturas pode ser influenciada por vários fatores, dentre os quais podem ser destacados: a habilidade e experiência do operador, o tipo de aparelho usado para medição, as condições climáticas, a idade do plantio, o dossel das árvores, o sub-bosque, o material genético, a topografia do terreno e o período da jornada de trabalho. O sol intenso causa ofuscamento da visão do operador, interferindo na visibilidade da visada da copa da árvore. Já os ventos moderados a fortes provocam tombamentos e inclinação das copas, deixando as árvores instáveis o que dificulta a medição da altura. Áreas com a topografia mais acidentada tendem a aumentar o grau de dificuldade para se medir a altura (FERREIRA, 2012).

De acordo com Couto e Bastos (1988), a determinação da altura das árvores em pé por meio de instrumentos é uma operação onerosa e sujeita a erros. Em razão disso, tem-se medido a altura de algumas árvores nas parcelas de inventário, empregando-se relações hipsométricas, onde as demais alturas são estimadas.

A relação hipsométrica é caracterizada pela relação existente entre a altura ( $h$ ) e o diâmetro ( $d$ ) de uma árvore, sendo representada por modelos matemáticos. As relações hipsométricas são afetadas por diversos fatores, podendo-se citar a idade, a qualidade do sítio, a densidade, posição sociológica e as práticas silviculturais. Devido a isso, deve-se ter um cuidado especial na escolha das árvores que comporão a amostra a ser utilizada no ajuste da relação hipsométrica, levando em consideração que toda a variação do povoamento deve estar representada.

Vários autores indicaram diferentes formas de medir alturas. De acordo com Schneider (1986), para a determinação de uma relação hipsométrica são necessários, em média, 30 a 40 alturas distribuídas em toda a amplitude diamétrica. Silva et al. (2007) mostraram que, em algumas empresas florestais, os dados para determinação da relação hipsométrica são obtidos medindo-se 15 a 20 alturas por parcela. Espera-se que esta amostra tenha tamanho suficiente e contemple todas as fontes de variação que podem afetar a qualidade da relação hipsométrica.

Existem diferentes estratégias de medição e estimativa de alturas que podem ser empregadas nos povoamentos florestais, as quais variam conforme a espécie e as características do povoamento. Pesonen et al. (2009), ao estudar *Larix* spp., mensuraram alturas das árvores de área transversal média, das cinco maiores árvores e da menor árvore baseada no diâmetro, como forma de garantir a representatividade de toda amplitude da relação diâmetro/altura das parcelas. Ferreira (2012) constatou que, para realizar ajustes de modelos hipsométricos para plantios clonais de Eucaliptos, considerando várias classes de idade, não houve diferença entre utilizar 5, 10, 15, 20 ou 25 árvores por parcela. Ribeiro et al. (2010) comentaram que, nas metodologias tradicionais, a escolha das árvores a serem mensuradas geralmente se dá de maneira aleatória, como por exemplo, medindo as cinco primeiras árvores da parcela ou as fileiras centrais. No entanto, ao adotar este tipo de metodologia, não se garante a representatividade de toda amplitude dos diâmetros contidos na parcela.

Scolforo (2005) comentou que equações hipsométricas ajustadas por parcela fornecem melhores estimativas de altura, uma vez que a parcela contém sempre a mesma espécie, sítio, espaçamento e idade, entre outros fatores que afetam a relação altura-diâmetro.

#### 4.3 AMOSTRA DE ÁRVORES PARA CUBAGEM

O volume das árvores amostradas nas parcelas, geralmente, é obtido utilizando modelos hipsométricos em conjunto com modelos volumétricos, de afilamento ou ainda com o uso de fatores de forma. Para emprego destas técnicas de estimativa de volume é necessário a amostragem de uma base de dados representativa do povoamento inventariado. As árvores amostradas são derrubadas e cubadas para determinação rigorosa do seu volume. Segundo Leite e Andrade (2003), esta atividade é realizada em separado das medições das unidades amostrais, o que gera aumento no custo do inventário florestal.

Atualmente ainda existe uma falta de avaliação quanto ao número de árvores a serem amostradas e como isso afeta as capacidades do modelo de volume (DAVID et al., 2016). A falta de estudos neste sentido tem conduzido à utilização de um número muito variável de



árvores para este propósito. Higuchi et al. (1979) utilizaram 41 árvores, distribuídas em classes de diâmetro, para a determinação de uma equação de volume para *Eucalyptus grandis* em Várzea Grande, Mato Grosso. Paula Neto et al. (1983) utilizaram entre 48 e 63 árvores para o mesmo propósito em José de Melo, Minas Gerais. A utilização de um grande número de árvores para o ajuste de um modelo de volume pode ser uma prática inviável, por outro lado, um reduzido número de árvores pode resultar na determinação de um modelo impreciso em suas estimativas. Guimarães e Leite (1996) ajustaram equações de volume para *Eucalyptus grandis* a partir de grupos de 50, 100, 150, 200 e 250 árvores, selecionadas de uma base total de 500 árvores cubadas, os autores observaram que equações de volume ajustadas a partir de 150 árvores forneceram estimativas volumétricas similares às obtidas pelo emprego da equação resultante da cubagem de 500 árvores.

Em inventários florestais, geralmente, a seleção de árvores para cubagem é feita em toda a população sendo amostrado um mesmo número de árvores para cada classe diamétrica do povoamento, normalmente variando entre 4 a 6 árvores por classe (CAMPOS; LEITE, 2009; SOARES et al., 2006).

Gomes (1957) recomendou que a cubagem rigorosa seja realizada por classe de diâmetro e de altura. Nestas condições e dentro de tratamentos silviculturais semelhantes, espera-se que os indivíduos tenham forma semelhante e constante. Sendo assim haverá uma constância nos volumes de todos os indivíduos pertencentes à mesma classe de altura e de diâmetro. David et al. (2016), avaliando diferentes metodologias para amostragem de árvores na cubagem, concluíram que uma amostragem proporcional a frequência da classe diamétrica, com pelo menos duas árvores por classe, forneceu modelos volumétricos estatisticamente superiores a amostragem com o mesmo número de árvores por classe de diâmetro.

#### 4.3.1 Estimativas de volume individual de árvores

O uso do fator de forma é o mais antigo processo para se estimar o volume das árvores e foi concebido valendo-se do princípio geométrico de rotação dos corpos (PÉLLICO NETTO, 1981). O fator de forma é uma razão entre o volume da árvore e o volume de um sólido geométrico, normalmente o de um cilindro com o mesmo diâmetro e altura da árvore. Esse fator multiplicado pelo volume do cilindro representa o volume total da árvore, ou seja, o fator de forma é um fator de redução para obtenção do volume das árvores (PRODAN et al., 1997).

A determinação do fator de forma varia de acordo com o ponto onde é calculada a área transversal. Para estar de acordo com os sólidos geométricos essa área deveria ser calculada na

base da árvore, no entanto, quase sempre é calculada com base no diâmetro a altura do peito ( $d$ ), devido à falta de praticidade para medir o diâmetro na base da árvore, assim como pela irregularidade dessa seção, causada pelo sistema radicular (CONCEIÇÃO, 2004).

O fator de forma, conforme Prodan et al. (1997), pode ser real ou verdadeiro, falso ou artificial, dependendo da altura em que for medido o diâmetro do cilindro de referência. Dessa maneira, se o diâmetro do cilindro de referência for medido em altura relativa, o fator de forma será denominado real ou verdadeiro, e caso seja medido a uma altura absoluta, o fator de forma denominar-se-á falso ou artificial.

O fator de forma artificial ( $f_{1,3}$ ) ou falso é definido como a razão entre o volume cubado da árvore (total ou parcial) e o volume de um cilindro, cuja altura e diâmetro (medido a 1,30 m da base da árvore) sejam iguais aos da árvore considerada. Apresenta a característica de que dois fustes com mesma forma geométrica, mas com diferentes alturas, não apresentarem o mesmo fator de forma artificial. Este efeito é causado pela influência das suas bases, que em árvores velhas e grandes excedem a região do diâmetro à altura do peito, o que ocorre principalmente com espécies tropicais (FERREIRA, 1999).

O fator de forma natural ( $f_{0,1}$ ) ou verdadeiro é a razão entre o volume cubado da árvore e o volume de um cilindro com diâmetro e altura igual ao da árvore, sendo o diâmetro tomado a 10% da altura total da árvore, isto é,  $d_{0,1h}$ . Para obter o diâmetro a 10% da altura é necessário conhecer previamente a altura total da árvore. A medição mais simples do diâmetro a altura do peito influencia para que na prática, geralmente se trabalhe com os fatores de forma falsos, apesar de que com eles se oculta a funcionalidade da forma do fuste (PRODAN et al., 1997).

Segundo Conceição (2004) a utilização do fator de forma é um dos métodos amplamente empregados para estimativa do volume de árvores individuais, sendo o método mais simples e de fácil aplicação. Machado et al. (2005) testaram o uso de fatores de forma para estimativa de volume de árvores de *Pinus oocarpa* Schiede. constatando que os volumes estimados pelo fator de forma foram semelhantes aos obtidos com equações volumétricas. Miranda et al. (2015) também não observaram diferença entre as estimativas de volume geradas por equações volumétricas e fatores de forma para povoamento de *Eucalyptus urograndis*.

Com o aumento do uso da técnica de regressão e também com a evolução dos computadores, o emprego de modelos volumétricos teve avanços consideráveis. Atualmente, é a forma mais utilizada para estimativas volumétricas individuais das árvores. Segundo Guimarães e Leite (1996), o emprego de equações volumétricas constitui o procedimento mais eficiente para a quantificação da produção em volume de um povoamento florestal.

As equações de volume são classificadas quanto às variáveis independentes usadas no modelo. Quando o volume das árvores é estimado apenas em função do seu diâmetro, os modelos são chamados de modelos de simples entrada. Quando o volume é estimado em função do diâmetro e da altura das árvores, os modelos são chamados de modelos de dupla entrada. As equações de simples entrada são normalmente aplicadas quando a correlação entre o diâmetro e a altura é muito forte, ou seja, onde há bastante homogeneidade no desenvolvimento em altura das árvores de mesmo diâmetro. Por sua vez, as equações de dupla entrada são aplicadas para povoamentos em que há uma maior heterogeneidade no desenvolvimento da altura das árvores para um mesmo diâmetro (THIERSCH et al., 2006).

Diversos modelos volumétricos são constantemente testados para inúmeras espécies sob diferentes condições. Azevedo et al. (2011) selecionaram os modelos volumétricos de dupla entrada de Schumacher e Hall logaritmizado e de Spurr para povoamentos de *Eucalyptus urophylla*. Leite e Andrade (2003) ajustaram os modelos volumétricos de Brenac e Schumacher e Hall para um híbrido entre *Eucalyptus grandis* e *Eucalyptus urophylla* e observaram que o volume individual das árvores não deve ser estimado apenas em função do  $d$ , e sim em função do  $d$  e da altura total ( $h$ ) da árvore. Pelissari et al. (2011) selecionaram os modelos de Naslund modificado e Spurr, após ajuste de oito modelos volumétricos para estimativa de volume de *Pinus* tropicais em Rondônia. Machado et al. (2002) testaram diversos modelos volumétricos para estimativa de volume de *Pinus oocarpa*, selecionando o modelo de Meyer.

No entanto, os modelos volumétricos não permitem a obtenção de volumes parciais do tronco, ou seja, não permitem a obtenção dos volumes por sortimento, que é cada vez mais uma exigência dos levantamentos florestais. Para atender estas exigências as funções de afilamento têm sido largamente empregadas pelas empresas florestais.

As funções de afilamento são ferramentas dendrométricas mais complexas que modelos de volume e produzem maior quantidade de informações sobre as árvores (FERREIRA, 1999). Devido à sua flexibilidade, estas funções possibilitam uma estratificação, ou seja, quantificação dos múltiplos produtos existentes por meio da definição das dimensões preestabelecidas dos sortimentos (QUEIROZ et al., 2008).

Funções de afilamento são equações que descrevem a forma e o afilamento das árvores, representando a variação diamétrica ao longo do fuste em função do diâmetro à altura do peito ( $d$ ) e da altura total. Segundo Prodan et al. (1997) as funções de afilamento são uma importante ferramenta para determinação do volume de árvores e toras por permitirem estimar três características básicas das árvores: diâmetros em qualquer ponto do fuste; altura no fuste em que se encontra um determinado diâmetro e o volume entre dois pontos quaisquer no fuste.

Os primeiros modelos de afilamento utilizados foram os modelos não segmentados, que utilizam uma única equação para descrever o perfil do fuste. Mais tarde, com o advento dos computadores e programas estatísticos, surgiram os modelos segmentados que diferiam dos primeiros pelo fato de poderem dividir a árvore em três ou mais segmentos com auxílio de pontos de inflexão (MÔRA, 2015).

Os modelos de afilamento mais utilizados pelas empresas florestais e que, geralmente, apresentam bom desempenho nas estimativas de volume são o Polinômio de 5° grau (SCHOEPFER, 1966), Polinômio de potências inteiras e fracionárias (HRADETZKY, 1976) e o modelo segmentado de Max e Burkhart (1976). Figueiredo Filho et al. (1996) observaram um bom desempenho dos modelos de Clark et al. (1991), Max e Burkhart (1976); Parresoel et al. (1987) e Polinômio de 5° grau para estimativa do volume comercial e total de árvores de *Pinus taeda*. Yoshitani Junior (2012) avaliou a precisão dos modelos de afilamento para estimar diâmetros e volumes ao longo do fuste de *Pinus taeda*, concluindo que os modelos de Hradetzky e de Schoepfer tiveram resultados semelhantes e satisfatórios. Kohler et al. (2013) selecionaram o polinômio de potências inteiras e fracionárias para as estimativas dos diâmetros de *Pinus taeda*, utilizando dados de análise de tronco. Figueiredo Filho et al. (2015) analisaram o efeito da idade na evolução do sortimento em árvores masculinas e femininas de *Araucaria angustifolia*, utilizando o Polinômio de 5° grau. Kohler et al. (2016) empregaram o polinômio de potências inteiras e fracionárias para avaliar a evolução do afilamento do tronco de árvores de *Pinus taeda* em diferentes idades. Kohler et al. (2015) avaliaram a evolução do sortimento de *Pinus taeda* utilizando o polinômio de potências inteiras e fracionárias.

#### 4.4 ERROS EM INVENTÁRIOS FLORESTAIS

O termo “erro” é usualmente empregado para retratar algo incorreto, imperfeito, com falhas ou defeitos. Na linguagem estatística o significado de erro pode ser definido como uma diferença em relação ao valor referencial (real ou verdadeiro) (SANQUETTA et al., 2014).

Um inventário florestal ótimo é aquele que estima uma característica populacional com um mínimo de erro aceitável a um determinado custo. É difícil, porém, dimensionar o erro total que afeta um inventário e é mais difícil ainda programar um inventário estabelecendo um limite de erro, pois as fontes de erros são numerosas e difíceis de dimensionar (PRODAN et al., 1997).

Em inventários florestais podem ser distinguidos dois tipos de erros: erros amostrais e erros não amostrais. Erros amostrais são resultados do processo de amostragem e ocorrem devido a parte da população que deixou de ser amostrada. É evidenciado pela diferença entre a

média da estimativa e a média do valor real da população. Estes erros tendem a diminuir à medida que aumenta o tamanho da amostra, entretanto não são grandezas diretamente proporcionais ou que explicam causa e consequência (PÉLLICO NETTO; BRENA, 1997; PRODAN et al., 1997).

Como medida do erro amostral de um inventário se emprega o chamado erro padrão da média, que corresponde a máxima diferença provável, para um nível de confiança especificado, entre o valor estimado e o valor populacional real. O erro amostral considera como única fonte de erro a variável observada entre as unidades amostrais. Sua determinação varia segundo o desenho amostral empregado (PRODAN et al., 1997).

Os erros amostrais dependem de alguns aspectos como: o procedimento de amostragem deve contemplar a aleatorização, a representatividade e a independência das unidades amostrais, o método selecionado deve considerar as condições da floresta e da região onde está inserida. Para uma mesma intensidade amostral, florestas com uma maior variabilidade apresentarão também um maior erro amostral. O erro amostral tende a reduzir com o aumento do número de unidades amostrais (SANQUETTA et al., 2014).

Os erros não amostrais não estão relacionados com a parte não medida da população, e podem surgir tanto em inventários por amostragem como em inventários por enumeração total (censo). Estes erros surgem a partir de medições inaccuradas das variáveis, equipamentos de medição com problemas, erros na execução no plano de amostragem e amostragem de unidades erradas. Os erros não amostrais tendem a aumentar a variância amostral e aumentar os erros nas estimativas (KOHL et al., 2006).

Segundo Loetsch et al. (1973), os erros não amostrais podem prejudicar a eficiência dos resultados de inventário mais seriamente que os erros de amostragem. Normalmente os inventários são avaliados apenas pelos erros amostrais, por meio do erro padrão da média, subestimando a influência dos erros não amostrais. O principal motivo disso é que calcular o erro padrão que avalia o erro amostral é mais simples que obter estimativas dos erros não amostrais. Estes mesmos autores ainda afirmaram que o erro padrão da média usado para avaliar erros de amostragem, representa o valor verdadeiro apenas se a escolha das unidades amostrais for correta, as estimativas forem consistentes e os erros amostrais não apresentam efeitos significativos sobre os parâmetros da população.

#### 4.4.1 Precisão e acuracidade

Os inventários florestais são avaliados em relação a sua precisão e acuracidade (exatidão). A precisão refere-se ao tamanho dos desvios da estimativa de um parâmetro da população em relação à média estimada, obtido pela aplicação repetida de um procedimento de amostragem. O erro padrão da estimativa ou intervalo de confiança quantifica a precisão e o aumento do número de observações ocasiona um aumento na precisão de uma estimativa estatística. Essa estatística não considera os erros não amostrais (KOHL et al., 2006).

A acuracidade refere-se ao tamanho dos desvios entre o valor observado e o valor verdadeiro. Assim, se o verdadeiro valor de um parâmetro populacional for conhecido, pode-se definir a acuracidade de uma estimativa com o desvio entre a estimativa e o valor verdadeiro. Essa estimativa leva em consideração os erros não amostrais (KOHL et al., 2006; PÉLLICO NETTO; BRENA, 1997). Para determinar a acuracidade de uma estimativa é necessário conhecer o valor paramétrico (valor verdadeiro) de uma variável, informação que normalmente não se possui ao executar um inventário florestal.

Nos inventários florestais deseja-se conhecer a acuracidade da estimativa, no entanto, avalia-se apenas a precisão devido a sua facilidade de obtenção. Assim deve-se escolher apropriadamente o esquema de amostragem, tomando cuidados com a coleta e análise dos dados, visando maximizar a precisão e minimizar os desvios amostrais e erros não amostrais (PÉLLICO NETTO; BRENA, 1997).

#### 4.4.2 Tipos de erros não amostrais

Uma classificação dos erros não amostrais ocorridos nos inventários florestais foi realizada por Loetsch et al. (1973). Erros unilaterais de magnitude regular, também chamados de erros sistemáticos, ocorrem quando existe uma dependência entre a magnitude e a direção do erro, ou seja, a magnitude do erro possui uma tendência (viés ou bias). A magnitude do erro pode ser constante, como no caso de parcelas circulares instaladas utilizando uma trena alguns centímetros mais longa que o valor esperado, ou a magnitude pode ser variável como no caso de parcelas circulares instaladas em terrenos inclinados, sem realizar a correção da declividade.

Erros sistemáticos unilaterais de magnitude constante são acumulados continuamente, podem ser chamados de erros cumulativos, causam tendências e a magnitude do erro cresce com o aumento no número de medições. Como exemplo, pode-se citar a necessidade em medir uma distância de 1.000 m utilizando uma trena de 20 m, no entanto, se esta trena é 2 cm mais

longa que o real, ao final da medição, ter-se-á um erro acumulado de 100 cm (50 x 2 cm), ou seja, a distância medida seria de 1.001 m, em vez de 1.000 (LOETSCH et al., 1973).

Erros bilaterais de magnitude aleatória, também chamados de erros aleatórios, são caracterizados por sua aparente irregularidade na ocorrência dos erros, ou seja, medidas maiores e menores que a real ocorrendo sem uma tendência definida. Este tipo de erro é inerente a qualquer procedimento de medição. Segundo Loetsch et al. (1973) são características dos erros aleatórios: pequenos desvios são mais frequentes que grandes; desvios positivos são tão frequentes quanto os negativos; não existe sequência cronológica entre os desvios. A média de uma série de erros puramente aleatórios aproxima-se de zero para um crescente número de observações. Se este for o caso, a média irá convergir para o valor verdadeiro, assim os erros aleatórios se cancelam, podem então ser chamados de erros compensantes.

Erros unilaterais com magnitude aleatória, chamados de erros unilaterais aleatórios, ocorrem quando uma direção de desvios é dominante, enquanto que a magnitude é aleatória, por exemplo, se uma trena não for mantida esticada, todas as medidas serão mais longas que o real, ocasionando um erro unilateral positivo, neste caso os erros nunca serão negativos, no entanto a magnitude do erro é variável dependendo de quanto a folga na trena varia de uma medição para outra (LOETSCH et al., 1973).

Os vários tipos de erros descritos, geralmente, ocorrem de forma combinada em um inventário florestal, os erros sistemáticos possuem várias origens e sua determinação é muito complicada, devido a isso, este tipo de erro deve ser reduzido ao mínimo possível. Os erros aleatórios ocorrem de forma irregular e imprevisível, também são de difícil determinação, no entanto, tendem-se a se anular se forem pequenos e o número de medições for grande (SANQUETTA et al., 2014).

#### 4.4.3 Fontes de erros não amostrais

Em qualquer atividade humana erros podem ser esperados. Apenas uma organização bem planejada e um constante controle de qualidade podem minimizar a ocorrência dos erros. Para controlar a ocorrência dos erros não amostrais, deve-se conhecer a origem dos mesmos. Segundo Soares et al. (2006) os erros não amostrais podem acontecer de várias maneiras, devido à equívocos na alocação das unidades amostrais, na medição das árvores ou registro dos dados, ao estimar as variáveis usando modelos matemáticos, erros no processamento dos dados, dentre muitos outros. Os erros não amostrais podem contribuir significativamente para o erro da estimativa do inventário, podendo ser maior que o erro de amostragem.

Os erros não amostrais podem ocorrer de forma sistemática; podem ser erros de seleção, quando a amostra foi selecionada por um método que não garante sua representatividade; erros de informação, quando ocorrem erros de classificação dos elementos da amostra; ou erros de medição das variáveis. Podem ocorrer pela inabilidade do operador, uso de instrumentos de medição desajustados, erros de anotações, digitações e de checagem do banco de dados, podem ainda ser por falha na seleção do método de amostragem ou falha na técnica de estimativa dos parâmetros da população; e erros de confundimento, quando pequenas variações na variável independente alteram significativamente a variável dependente (SCOLFORO; MELLO, 2006).

Algumas fontes de erros mais comuns são apresentadas a seguir:

*a) Erros na determinação da área da população*

Todas as estimativas do inventário são calculadas por unidade de área e extrapoladas para a área total da população. Se esta informação não for determinada corretamente, pode acarretar em erros consideráveis nas estimativas. Segundo Prodan et al. (1997), erros na delimitação do povoamento podem ser causados por processo cartográfico defeituoso ou quando existe incompatibilidade entre o desenho amostral e o modelo cartográfico. Quando unidades amostrais em clareiras forem eliminadas, a área da clareira deve ser descontada da superfície total do povoamento.

*b) Erros na instalação das unidades amostrais*

A forma das parcelas pode ser responsável por erros nas estimativas devido as configurações dos seus perímetros. Parcelas com maior perímetro apresentam maior bordadura e, por consequência, maior número de árvores marginais. A inclusão ou exclusão de árvores marginais e a instalação incorreta das parcelas podem resultar em sub ou superestimava no inventário florestal. Uma árvore contada a mais pode representar uma densidade maior que a real, quando o número de árvores da amostragem é extrapolado para a população gerará uma superestimava dos valores populacionais (SANQUETTA et al., 2014).

Erros podem ocorrer no momento da instalação das unidades amostrais. Para o caso de parcelas retangulares ou quadradas, os vértices das parcelas devem apresentar ângulos retos ( $90^\circ$ ), do contrário podem acarretar erros na determinação da superfície das parcelas (SANQUETTA et al., 2014).



*c) Erros na medição de diâmetros*

Erros nas medições dos diâmetros têm grandes efeitos sobre as estimativas de volume em inventários. Das duas variáveis comumente utilizadas nos levantamentos florestais, erros na medição dos diâmetros ( $d$ ) são mais importantes que na medição de altura (COUTO; BASTOS, 1988). Os erros na medição do diâmetro ocorrem, primeiramente, devido a forma do tronco das árvores. Geralmente, assume-se que seções transversais do tronco têm o formato de um círculo. A partir dessa suposição são calculadas as medidas do diâmetro e de outras variáveis dependentes como área basal e volume. Porém, na prática, a maioria dos troncos apresentam formatos semelhantes a uma elipse ou apresentam formatos bem irregulares. Ao calcular os volumes com base na área de uma seção circular, comete-se sistematicamente um erro para mais nas medições, já que para um mesmo perímetro a seção circular é a que possui a maior área (MACHADO; FIGUEIREDO FILHO, 2006).

Podem ser cometidos erros nas medições dos diâmetros devido ao uso inadequado das fitas diamétricas (ou mesmo métricas) e sutas. A fita diamétrica deve ser mantida na posição horizontal, evitando a formação de “barrigas” que vão ocasionar erros sistemáticos na medição do diâmetro, o valor medido será maior que o valor real. Sutas defeituosas ou desgastadas pelo uso constante podem acarretar erros nas medições de diâmetro. Quando os braços da suta não estão paralelos ocorre um erro sistemático onde o valor do diâmetro medido será menor que o real. Fazer a medição do diâmetro com a suta inclinada em relação ao eixo da árvore, ou inclinar os braços paralelos da suta em relação ao fuste, leva a medições de diâmetros maiores que o real (MACHADO; FIGUEIREDO FILHO, 2006).

Posicionar a suta (ou a fita diamétrica) abaixo ou acima de 1,30 m gera medições inaccuradas, maiores ou menores que a real. Recomenda-se o uso de uma vara de 1,30 m para marcar a altura correta de medição do diâmetro (MACHADO; FIGUEIREDO FILHO, 2006). No entanto, pode-se ter outra fonte de erro se esta vara não for posicionada de forma correta no tronco. A vara precisa ser posicionada de forma paralela ao tronco, se ficar inclinada em relação ao tronco os diâmetros serão medidos a uma altura menor que a determinada (1,30 m), ocasionando medidas maiores que as reais para os diâmetros.

*d) Erros na medição de alturas*

Os erros na medição de altura podem ocorrer devido ao instrumento utilizado para medição, negligência ou inexperiência do operador. Para evitar erros, os instrumentos usados devem ser constantemente checados e calibrados antes do início do trabalho de campo. Alguns dos erros mais comuns no momento da medição das alturas das árvores foram citados por

Machado e Figueiredo Filho (2006); Ferreira (2012) e Sanquetta et al. (2014) e estão mencionados a seguir:

Podem ocorrer erros nas medições das alturas quando se tem dificuldade em visar a base e a copa da árvore de um mesmo ponto, situação comum em florestas com presença de vegetação arbustiva ou em plantios mais densos.

Alturas medidas em terrenos inclinados devem ser corrigidas para não ocasionar erros. Quando a árvore se encontra em aclive ou declive a distância do operador à árvore é maior do que a distância horizontal e nestes casos, a altura lida será superior a real. Assim, recomenda-se a correção das alturas quando a declividade for maior que 6° (10% de declividade).

Quando a árvore está inclinada na direção do operador, neste caso a altura medida será maior que a real, o erro será por excesso. Se a árvore estiver inclinada para longe do operador a altura medida será menor que a real, ocorrendo um erro por falta. Para amenizar o erro deve-se posicionar em um plano cuja linha de pontaria é perpendicular ao eixo da árvore.

Erros devido à forma da copa, quando a visada não é realizada no topo da copa e sim em galhos laterais, neste caso, as alturas medidas serão maiores que as reais. A distância do operador à árvore deve ser considerada até o centro do tronco da árvore, se for tomada até o início do tronco ocorrerá tendenciosidades para mais nas alturas.

Ventos moderados a fortes provocam o balanço das copas deixando as árvores instáveis o que dificulta a medição da altura. Plantios mais jovens tendem a ter o dossel mais cheio, as copas das árvores misturam-se umas às outras dificultando a identificação da árvore que está sendo visada pelo operador (FERREIRA, 2012).

Quando a altura de uma árvore é estimada a uma distância muito próxima entre o mensurador e a árvore, diversos fatores atuam e tornam a estimativa mais passível de erros. Em árvores mais altas é mais difícil realizar a visada para medição em distâncias mais próximas à árvore, sendo que qualquer oscilação mínima do operador no momento da visada, pode resultar em erros maiores na estimativa da altura total (SILVA et al., 2012).

#### *e) Erros de procedimentos*

Os procedimentos realizados no momento do planejamento do inventário ou após a coleta dos dados podem ser fontes de erros. Algumas destas fontes de erros podem ser exemplificadas: erros resultantes da formação de classes ou estratos, erros de arredondamentos de valores, erros no momento da digitação das fichas de campo, erros devido à falta de organização na anotação dos dados em campo, erros devido a caligrafia do operador em campo,

erros de anotação por falha na comunicação entre anotador e mensurador, entre outros (SANQUETTA et al., 2014).

*f) Erros devido aos sentidos humanos*

Imperfeições dos sentidos humanos causam erros evidentes ao utilizar equipamentos óticos, usados para medição de alturas e diâmetros (LOETSCH et al., 1973). Neste caso pessoas com problemas de visão não deveriam realizar medições com equipamentos óticos.

*g) Erros devido ao uso de equações*

Erros não amostrais podem ser ocasionados pelo uso de equações inadequadas para estimar a altura e o volume de árvores individuais (LEITE; ANDRADE, 2003). A importância da seleção de uma equação adequada para as características do povoamento é ressaltada pela observação de que qualquer erro de tendência, na estimativa do volume por árvore, irá refletir na estimativa da população, causando uma sub ou superavaliação da produção (CAMPOS et al., 1985). Kangas (1996) comentou que erros de estimativas possuem duas fontes: falta de qualidade no ajuste do modelo e erros de medição nas variáveis de entrada do modelo.

Alguns autores têm buscado demonstrar as diversas consequências da utilização de uma base de dados com algum tipo de erro de medição no planejamento das atividades florestais. Duvemo e Lamas (2006) comentaram que o planejamento florestal depende de sistemas de suporte de decisão para avaliar as diferentes opções de manejo da floresta e decidir qual a mais adequada. A qualidade dos dados que descrevem as condições iniciais da floresta, inevitavelmente afetarão a qualidade das decisões tomadas sobre a gestão das florestas. Kangas e Kangas (1999) salientaram a importância de reconhecer os erros e avaliar os dados usados para o planejamento de gestão florestal.

As estimativas de modelos de crescimento e produção são diretamente afetados por erros cometidos na coleta de dados do inventário (KANGAS, 2010). Este autor usa como exemplo a subestimativa da área basal no inventário, que resultará em uma previsão de crescimento menor que a real e vice-versa. Visando observar estes problemas, diferentes autores buscaram determinar as consequências dos erros de medição. Berger et al. (2014) que buscaram quantificar os impactos de erros de medição das variáveis sobre a qualidade das estimativas produzidas por modelos volumétricos, utilizando dados de inventário florestal nacional austríaco. Gertner (1990) avaliou o impacto de erros de medição de variáveis na estimativa do volume individual de árvores. Kangas (1996) investigou os efeitos de erros aleatórios de medição na estimativa de volume de *Pinus sylvestris* L. com modelos volumétricos.

Determinar as dimensões de erros que podem ser tolerados nas medições florestais é uma questão de interesse, conforme a magnitude dos erros, estes podem ser irrelevantes ou podem levar a decisões incorretas sobre o manejo da floresta. Isso depende se a decisão a ser tomada é sobre a colheita final, desbaste ou aplicação de algum tratamento. A direção do erro também tem influência, em alguns casos, superestimativas podem ser mais prejudiciais do que subestimativas e vice-versa (KANGAS et al., 2011). Esses autores buscaram analisar a qualidade necessária nas medições dos dados do inventário para alcançar uma precisão aceitável nas decisões de agendamento de área para colheita.

Borders et al. (2008) simularam erros nas características de florestas para produção de madeira no sul dos Estados Unidos, avaliando seus efeitos na elaboração do plano de gestão destas florestas. Os autores observaram que perdas econômicas relativamente grandes ocorrem devido ao uso de planos de gestão de madeira desenvolvidos a partir de dados de inventário de má qualidade. Eid (2000) abordou as consequências do uso dados de inventário com erros em análises de produção de madeira a longo prazo, em um povoamento de *Picea abies* (L.) Karst., na Noruega. Duvemo (2009) observou como erros nos dados de inventário afetam as tomadas de decisões em planos de gestão, explorando o impacto econômico destas decisões.

Dados de inventário incorretos podem levar à formulação de planos de gestão, para exploração florestal, não totalmente adequados, e por consequência, perdas econômicas (ISLAM et al., 2009). Os autores avaliaram o efeito de erros de medição no valor presente líquido de todo o período de planejamento e na quantidade de estoque crescente restante no final do período. Esses autores concluíram que até mesmo erros envolvendo espécies arbóreas dominadas podem causar mudanças significativas nos planos de nível de exploração florestal. Mais pesquisas nestas linhas foram desenvolvidas por Kangas et al. (2011), Makinen et al. (2012), Pietila et al. (2010), os quais avaliaram as consequências que dados iniciais com erros têm sobre as estimativas de crescimento da floresta e tomadas de decisões sobre sua gestão. No Brasil poucos estudos foram realizados com o objetivo de avaliar o efeito que erros na coleta de dados têm sobre as estimativas de volume do povoamento e decisões de manejo.

#### 4.5 CONTROLE DE QUALIDADE E AUDITORIA

Controle de qualidade é um elemento essencial para obter estimativas amostrais eficientes, e tem como objetivo detectar os erros operacionais e efetuar as ações necessárias para eliminar ou minimizá-los. O controle de qualidade também determina a magnitude dos

erros que afetam o processo de amostragem, de maneira que se possa quantificar o erro global provável, incluído erros amostrais e não amostrais (PRODAN et al., 1997).

Os erros não amostrais podem comprometer seriamente a qualidade e a exatidão dos inventários florestais. Dessa forma, auditorias com alto controle de qualidade são obrigatórias em todas as fases de um inventário florestal para manter os erros não amostrais dentro de limites aceitáveis. Normas e controles de qualidade devem sempre fazer parte de um inventário, no entanto, os erros amostrais são impossíveis de erradicar completamente (KOHL et al., 2006).

A auditoria é uma investigação minuciosa que verifica a conformidade e avalia a necessidade de melhoria nas condições de medição ou ações corretivas, determinando se os resultados obtidos estão de acordo com padrões pré-estabelecidos. O controle de qualidade, por meio de constantes informações relevantes aos tomadores de decisão, favorece a qualidade do planejamento estratégico da empresa. O controle de qualidade organizado se estende das fases iniciais do processo até a obtenção do produto final. Para que ele seja corretamente praticado é necessário estabelecer normas ou padrões de qualidade, vinculados aos seus níveis de tolerância, quando estes existirem (GUEDES, 2007).

Uma vez detectado que a medição apresenta qualidade, pode-se inferir que o erro percentual do inventário se refere totalmente ao erro de amostragem. Erro de amostragem refere-se à fração não amostrada na floresta. No caso do processo de auditoria, este erro não deve sofrer variações, uma vez que foram medidas as mesmas parcelas e a fração não amostrada, portanto, é a mesma. A diferença entre o erro percentual do inventário florestal da medição e o erro percentual da auditoria refere-se ao impacto provocado pela qualidade da medição sobre o erro do inventário. Portanto, a diferença entre o erro da medição e da auditoria representa o erro devido à má qualidade do processo de medição (PEREIRA, 2009).

A escolha do método e do processo para amostragem de uma área é de grande importância à qualidade das estimativas. Segundo FAO (1981) a amostragem mais eficiente é aquela que proporciona as estimativas mais precisas para um dado custo, ou que custa menos para um dado nível de precisão. A incidência de erros de medição, geralmente não pode ser introduzida no cálculo da eficiência de um inventário, porém, deve ser reduzida a um mínimo. Isso significa que as tarefas realizadas pela equipe de medição precisam ser controladas. Devem ser tomadas todas as medidas possíveis para melhorar a confiabilidade dos dados, mesmo que isto gere um leve aumento nos custos totais do inventário.

## 5 CARACTERIZAÇÃO DA ÁREA DE ESTUDO

### 5.1 LOCAL

Os dados para a pesquisa foram obtidos de povoamentos de *Pinus* spp. pertencentes a empresa REMASA Reflorestadora S.A., com sede no município de Bituruna, estado do Paraná. O município está localizado no terceiro planalto do estado do Paraná com altitude variando entre 900 a 1.100 metros. A topografia é fortemente ondulada a montanhosa. Os solos nesta região apresentam textura argilosa e forte declividade. O clima, segundo a classificação de Köppen, é o subtropical úmido mesotérmico (Cfb) com temperatura média anual de 16°C, sem estação seca definida, com verões frescos e geadas severas e frequentes no inverno e com chuvas variando entre 1.600 e 1900 mm por ano (MAACK, 1981; ALVARES et al., 2013).

### 5.2 DESCRIÇÃO DOS DADOS

O povoamento estudado possui área de 43,579 hectares em um plantio misto de *Pinus taeda* e *Pinus elliottii*, com 16 anos de idade no momento da coleta dos dados. Inicialmente foram plantadas 1.111 árvores por hectare (espaçamento 3 m x 3 m) e realizados desbaste aos 9 e aos 12 anos, restando em média, no momento da medição, 444 árvores por hectare.

#### 5.2.1 Censo ou Inventário a 100%

O censo ou enumeração total é a abordagem de 100% dos indivíduos da população. Com a medição de todos os indivíduos, obtêm-se os valores reais da população, ou seja, têm-se os seus parâmetros (PÉLLICO NETTO; BRENA, 1997). Assim, foi realizado o censo na área total do povoamento (43,579 ha), onde foram medidos os diâmetros a 1,3 m do solo ( $d$ ) e alturas totais ( $h$ ) de todas as árvores encontradas no povoamento, além das mesmas serem classificadas de acordo com códigos de qualidade listado na TABELA 1.

O diâmetro a 1,30 m do solo ( $d$ ) das árvores foi medido com suta, tomando sempre duas medidas perpendiculares no tronco. A altura total das árvores foi medida com hipsômetro Vertex IV. Os procedimentos de medição foram realizados seguindo as recomendações presentes na literatura de forma a obter medições com um mínimo de erros.

TABELA 1 - CÓDIGOS DE QUALIDADE PARA CLASSIFICAÇÃO DAS ÁRVORES MEDIDAS NO CENSO

Código	Descrição
1	Morta
2	Quebrada
3	Bifurcação abaixo de 1,30 m
4	Bifurcação acima de 1,30 m
5	Ataque de roedores
6	Ataque de macacos
7	Torta
8	Tronco danificado

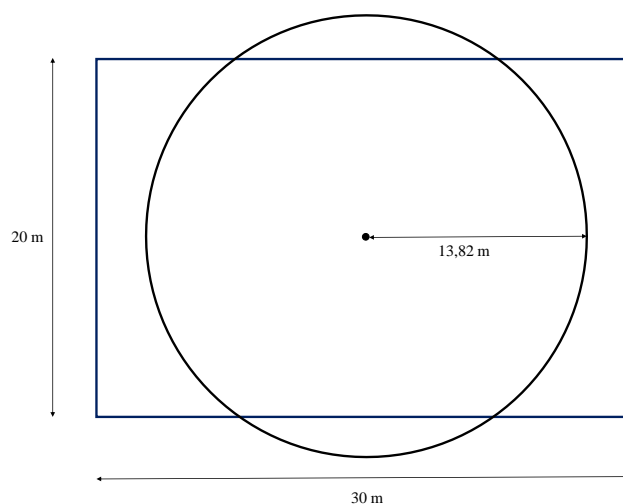
### 5.2.2 Inventário por amostragem

Após o censo foram realizados inventários por amostragem na população. O método empregado foi o de área fixa, com parcelas de 600 m<sup>2</sup> de área. Foram instaladas parcelas circulares (raio de 13,82 m) e retangulares (20 m x 30 m). Em cada parcela foram medidos todos os diâmetros ( $d$ ) e a altura total ( $h$ ) das 10 primeiras árvores mais a altura das árvores dominantes. A definição das árvores dominantes foi de acordo com o conceito proposto por Assmann, selecionando-se, portanto, as 6 árvores de maiores diâmetros por parcela.

A definição do tamanho da parcela foi em função da metodologia já empregada pela empresa REMASA em seus inventários. Considerando também que parcelas de 600 m<sup>2</sup> representam um tamanho adequado para representar a variação do povoamento, sendo uma área maior da que normalmente tem-se utilizado em povoamentos florestais.

Os procedimentos de instalação das parcelas foram padronizados como demonstrado na FIGURA 1. As parcelas circulares e retangulares foram instaladas sobrepostas, considerado um ponto central como referência, as coordenadas deste ponto foram definidas em laboratório, conforme o processo de amostragem empregado.

FIGURA 1 – ESQUEMA DEMOSTRANDO A INSTALAÇÃO DAS PARCELAS CIRCULARES E RETANGULARES



A instalação das parcelas não levou em consideração a distribuição do espaçamento do local e sim o padrão mencionado. Optou-se por esta metodologia devido à grande irregularidade de espaçamento apresentada pelo povoamento (FIGURA 2), considerando que os desbastes realizados na área ocorreram de forma muito irregular, sendo encontradas áreas mais adensadas e outras bem espaçadas onde não era possível a identificação do espaçamento. Outro fator considerado foi a topografia acidentada onde se encontrava o povoamento, fato que certamente influenciou na sua implantação, resultando em linhas de plantio irregulares.

FIGURA 2 – PARCELA INSTALADA EM LOCAL MENOS ADENSADO (A); PARCELA INSTALADA EM LOCAL MAIS ADENSADO (B)

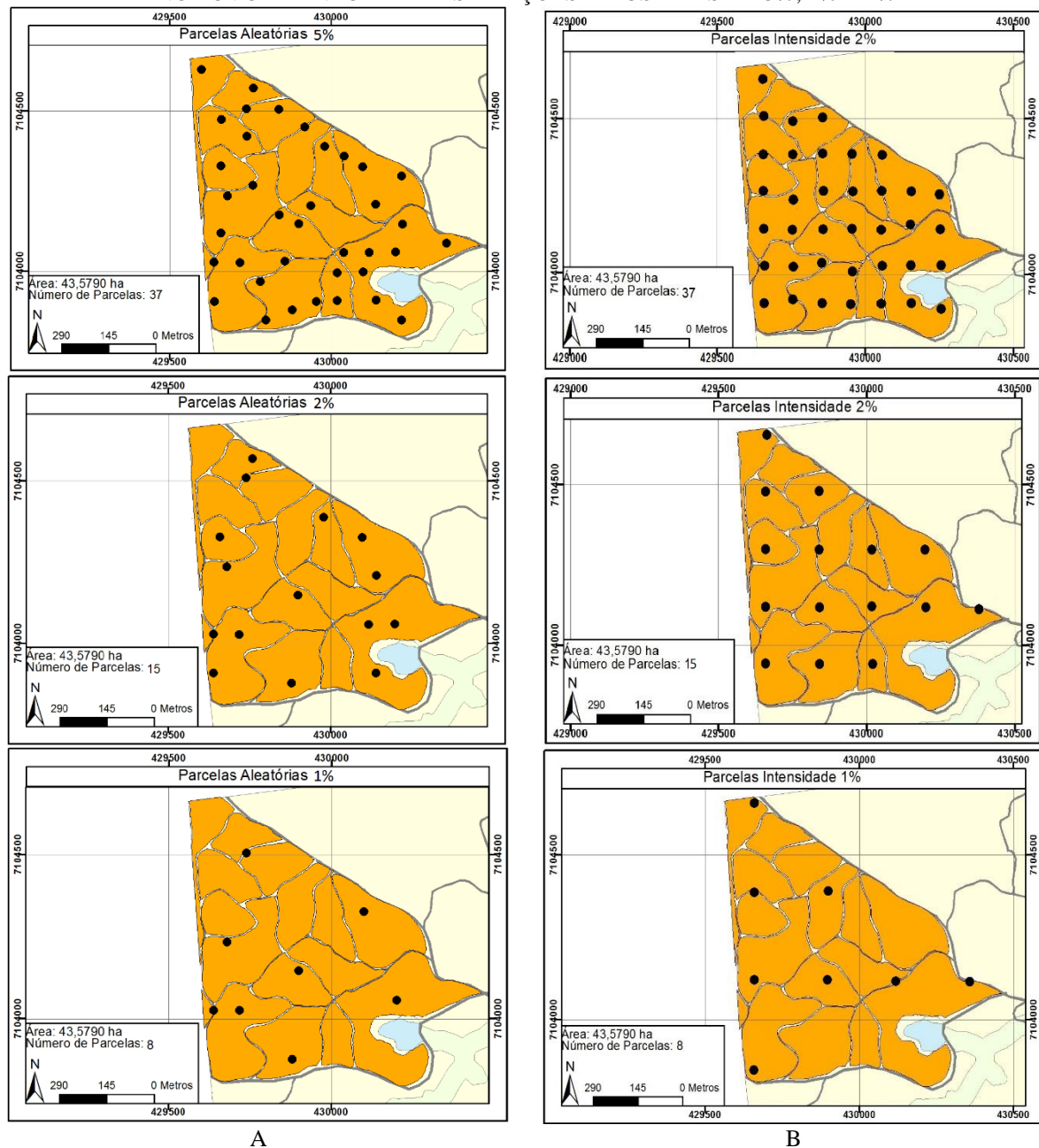


Os processos de amostragem utilizados foram o aleatório e o sistemático. A localização de cada unidade amostral, segundo o processo de amostragem, foi definida em laboratório com base no mapa do povoamento. As coordenadas geográficas do centro das parcelas foram utilizadas para sua localização em campo.

Foram implementadas 3 intensidades amostrais ou frações amostrais para cada processo de amostragem. A intensidade amostral representa a parte da população que irá compor a amostra e sua determinação ótima depende das características do povoamento e do limite de erro amostral estabelecido para o inventário. Em geral, em áreas extensas a fração de amostragem raramente ultrapassa 2% da população. Todavia, em áreas menores, esse percentual pode ser maior. Levando em consideração estas observações, foram avaliadas as frações amostrais de 5%, 2% e 1% para compor a amostra do inventário, resultando, respectivamente, em 37, 15 e 8 parcelas medidas. A distribuição das unidades amostrais, para o processo de amostragem aleatório e sistemático, está representada na FIGURA 3.



FIGURA 3 - DISTRIBUIÇÃO ALEATÓRIA (A) E SISTEMÁTICA (B) DAS PARCELAS AMOSTRADAS NO POVOAMENTO PARA AS FRAÇÕES AMOSTRAIS DE 5%, 2% E 1%



Para a amostragem aleatória foram empregadas as 3 intensidades amostrais ou frações de amostragem (PÉLLICO NETTO e BRENA, 1997), avaliadas utilizando apenas unidades amostrais circulares de 600 m<sup>2</sup>, que resultaram em 3 configurações de inventário:

- AC5 - processo aleatório, unidade amostral circular, fração amostral de 5%;
- AC2 - processo aleatório, unidade amostral circular, fração amostral de 2%;
- AC1 - processo aleatório, unidade amostral circular, fração amostral de 1%.

Para a amostragem sistemática foram empregadas as 3 frações amostrais avaliadas além de parcelas circulares e retangulares de 600 m<sup>2</sup>, resultando em 6 configurações de inventário:

- SR5 - processo sistemático, unidade amostral retangular, fração amostral de 5%;
- SR2 - processo sistemático, unidade amostral retangular, fração amostral de 2%;
- SR1 - processo sistemático, unidade amostral retangular, fração amostral de 1%;
- SC5 - processo sistemático, unidade amostral circular, fração amostral de 5%;
- SC2 - processo sistemático, unidade amostral circular, fração amostral de 2%;
- SC1 - processo sistemático, unidade amostral circular, fração amostral de 1%.

### 5.2.3 Agrupamento em classes de diâmetro e cubagem

Com base no inventário a 100%, foram determinadas 9 classes de diâmetros para a população. A amplitude das classes foi de 5 cm, definidas com base no diâmetro médio ( $\bar{d}$ ) e no desvio padrão ( $s$ ) do povoamento, conforme descrito por Machado e Figueiredo Filho (2006). A partir desse método consegue-se amostrar 99,99% da amplitude diamétrica do povoamento com distribuição normal, assim, para a abrangência de toda a variação diamétrica da população sob análise, as classes foram definidas como descrito na TABELA 2.

TABELA 2 – CÁLCULO DOS LIMITES DAS CLASSES DIAMÉTRICAS DA POPULAÇÃO

Classe de $d$ (cm)	Limites das classes		Centro de classe
	Inferior	Superior	
1	$\bar{d} - 4,5s$	$\bar{d} - 3,5s$	$\bar{d} - 4s$
2	$\bar{d} - 3,5s$	$\bar{d} - 2,5s$	$\bar{d} - 3s$
3	$\bar{d} - 2,5s$	$\bar{d} - 1,5s$	$\bar{d} - 2s$
4	$\bar{d} - 1,5s$	$\bar{d} - 0,5s$	$\bar{d} - 1s$
5	$\bar{d} - 0,5s$	$\bar{d} + 0,5s$	$\bar{d}$
6	$\bar{d} + 0,5s$	$\bar{d} + 1,5s$	$\bar{d} + 1s$
7	$\bar{d} + 1,5s$	$\bar{d} + 2,5s$	$\bar{d} + 2s$
8	$\bar{d} + 2,5s$	$\bar{d} + 3,5s$	$\bar{d} + 3s$
9	$\bar{d} + 3,5s$	$\bar{d} + 4,5s$	$\bar{d} + 4s$

A definição do número de árvores para cubagem teve como base as classes de diâmetro definidas pelo censo, assim foram cubadas 102 árvores distribuídas em todo o povoamento e abrangendo todas as classes de  $d$  presentes na população. O número de árvores em cada classe foi proporcional a frequência de árvores observada em cada uma (TABELA 3). O volume das árvores cubadas foi calculado pela fórmula de Smalian, medindo-se diâmetros nas alturas absolutas de 0,1 e 1,30 m e nas alturas relativas a 10%, 15%, 25%, 35%, ..., 95% da altura total.

TABELA 3 - NÚMERO DE ÁRVORES AMOSTRADAS NAS CLASSES DE DIÂMETRO DO POVOAMENTO

Classe de $d$ (cm)	Nº de Árvores
12 – 17	6
17 – 22	11
22 – 27	14
27 – 32	16
32 – 37	16
37 – 42	14
42 – 47	14
47 – 52	7
52 – 57	4
Total	102

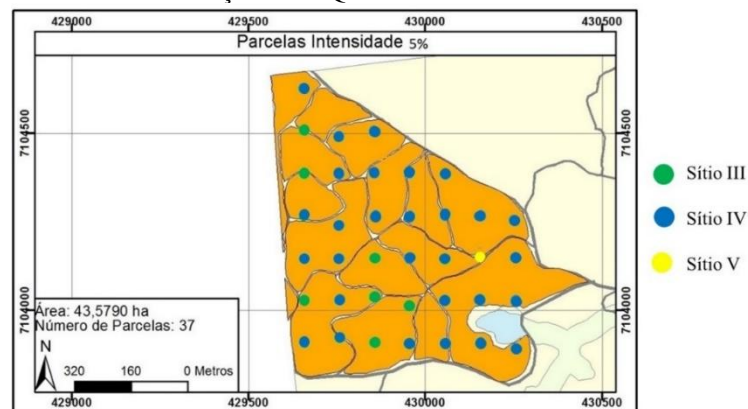
### 5.3 CARACTERÍSTICAS DO POVOAMENTO

#### 5.3.1 Classes de sítio

A identificação de sítio da área sob estudo foi determinada empregando-se as curvas de sítio desenvolvidas por Retslaff (2014), construídas para povoamentos de *Pinus* do Paraná e Santa Catarina, utilizando o modelo biológico de Chapman-Richards para uma idade índice de 18 anos.

As 37 parcelas amostradas sistematicamente no povoamento, foram classificadas quando ao sítio que pertencem. Para isto, foi utilizada a altura dominante média de cada parcela. A distribuição das classes de sítio está representada na FIGURA 4. A maioria das parcelas (29) estão localizadas em um sítio de qualidade IV (21 m), algumas parcelas (7) estão em um sítio com qualidade III (24 m) e apenas uma parcela foi classificada como sítio V (18 m). Em geral a capacidade produtiva do povoamento é representada por sítios medianos a ruins.

FIGURA 4 – DISTRIBUIÇÃO DA QUALIDADE DE SÍTIO DO POVOAMENTO

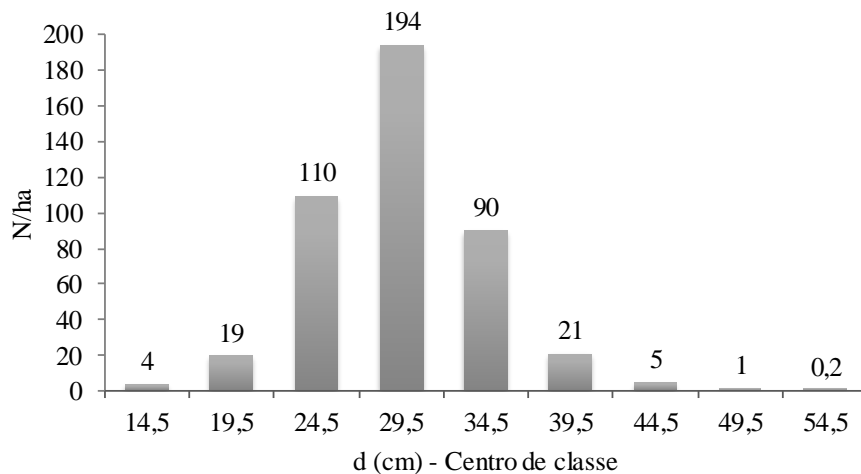


### 5.3.2 Parâmetros da população

O povoamento estudado pode ser definido como heterogêneo em relação a espécie, a amplitude diamétrica e condições do terreno. Na área existem duas espécies de *Pinus* plantadas, com a predominância do *Pinus elliottii* (cerca de 90% das árvores) e *Pinus taeda*, representando em torno de 10% das árvores.

O censo realizado na área total do povoamento mostrou que existem 19.329 árvores, com uma média de 444 árvores por hectare. O povoamento apresenta uma grande amplitude na variação dos diâmetros, com árvores de 12 até 55 cm de diâmetro. A distribuição diamétrica por hectare da população pode ser observada na FIGURA 5.

FIGURA 5 – DISTRIBUIÇÃO DIAMÉTRICA POR HECTARE DA POPULAÇÃO



A grande amplitude de diâmetros apresentada pelo povoamento, provavelmente ocorreu em consequência da aplicação irregular dos desbastes na área, sendo possível encontrar locais visivelmente mais adensados com árvores de menores diâmetros e outros menos adensados com árvores de diâmetros maiores. A grande variação de declividade, presente em toda região, certamente teve influência sobre o povoamento, contribuindo para sua heterogeneidade. Estas características foram observadas ao longo do caminhamento minucioso de toda a área para a medição do inventário a 100%.

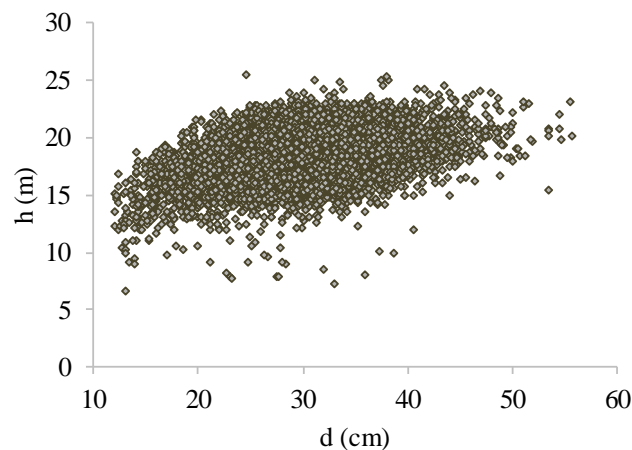
A distribuição da altura total (TABELA 4) variou de 10 a 25 m, com média de 18,3 m. A variabilidade de alturas da população foi grande, no entanto existem muito poucas árvores nas alturas extremas, sendo que a grande maioria (92% das árvores) apresentou alturas próximas a média do povoamento. Com base na FIGURA 6, observa-se que as alturas não variam muito em relação a variação dos diâmetros, esta característica está relacionada com os dois desbastes

realizados no povoamento e também com o sítio de baixa produtividade do local, fazendo com que as árvores não tenham grandes alturas, estabilizando seu crescimento mais cedo.

TABELA 4 – DISTRIBUIÇÃO DAS ALTURAS DAS ÁRVORES DA POPULAÇÃO

Classe de $d$ (cm)	Classe de $h$ (m)				
	10 - 13	13 - 16	16 - 19	19 - 22	22 - 25
12   17	34	75	53	3	
17   22	13	207	522	93	1
22   27	9	390	3221	1106	34
27   32	3	400	5058	2883	100
32   37		134	2039	1619	108
37   42		22	377	460	51
42   47		1	62	125	26
47   52			9	31	10
52   57		1		7	2
Total	59	1230	11341	6327	332

FIGURA 6 – RELAÇÃO ENTRE ALTURA E DIÂMETRO DAS ÁRVORES MEDIDAS NA POPULAÇÃO



Durante as medições do censo, as árvores foram classificadas quanto à sua qualidade (TABELA 5). A grande maioria das árvores foi classificada como normal (94,3%) e poucos troncos foram considerados tortuosos ou com outros defeitos.

TABELA 5 – CLASSIFICAÇÃO QUANTO À QUALIDADE DAS ÁRVORES DO POVOAMENTO

Característica	Número de árvores	%
Árvore normal	18.235	94,31
Copa quebrada	40	0,21
Bifurcação abaixo de 1,30 m	13	0,07
Bifurcação acima de 1,30 m	804	4,18
Tronco tortuoso	227	1,18
Tronco danificado	10	0,05
Total	19.329	100

Para estimar o volume das árvores da população, buscou-se um método que proporcionasse os menores erros possíveis. Para tal, foram testadas diferentes estratégias para estimativa do volume individual das árvores (Resultados apresentados no Capítulo II). Dentre todas as opções testadas, o modelo volumétrico de Schumacher e Hall (1933) (1) foi considerado o mais adequado para o povoamento.

$$\ln v = \beta_0 + \beta_1 \ln d + \beta_2 \ln h + \varepsilon_i \quad (1)$$

Em que:  $v$  = volume total (m<sup>3</sup>);  $d$  = diâmetro com casca á altura do peito (1,30 m) (cm);  $h$  = altura total (m);  $\ln$  = logaritmo neperiano;  $\beta_i$  = coeficientes do modelo;  $\varepsilon_i$  = erro aleatório.

Devido à grande amplitude diamétrica apresentada pelo povoamento, optou-se por ajustar o modelo (1) para os dados estratificados em classes de diâmetro, como forma de reduzir possíveis erros. Assim, o modelo foi ajustado para as classes: Classe I – árvores com diâmetros entre 12 e 26,99 cm; Classe II – árvores com diâmetros entre 27 e 41,99 cm e Classe III – árvores com diâmetros entre 42 e 57 cm.

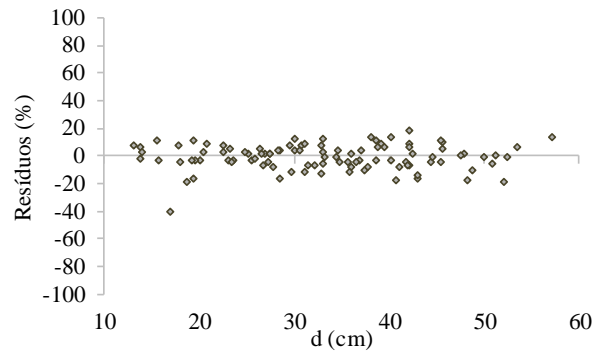
O modelo foi ajustado com dados da cubagem de 102 árvores distribuídas entre as três classes diamétricas. Apresentou estatísticas satisfatórias para os ajustes em todas as classes de diâmetro (TABELA 6). As estatísticas de avaliação foram melhores para as classes de diâmetros menores. A distribuição de resíduos foi adequada (FIGURA 7), não apresenta tendências relevantes nas estimativas dos volumes das árvores.

TABELA 6 - ESTATÍSTICAS E COEFICIENTES DO AJUSTE DO MODELO DE VOLUME PARA AS CLASSES DE DIÂMETRO

Classes de $d$	Nº observações	R <sup>2</sup>	S <sub>yx</sub> (m <sup>3</sup> )	S <sub>yx</sub> (%)	Coeficientes		Valor p
I	31	0,98	0,022	7,1	b <sub>0</sub>	-10,5964	2E-22
					b <sub>1</sub>	1,8503	2E-17
					b <sub>2</sub>	1,3173	6E-09
II	46	0,88	0,079	9,1	b <sub>0</sub>	-9,1611	2E-17
					b <sub>1</sub>	1,7303	7E-21
					b <sub>2</sub>	0,9717	5E-05
III	25	0,75	0,159	10,5	b <sub>0</sub>	-8,5375	4E-06
					b <sub>1</sub>	1,5238	2E-06
					b <sub>2</sub>	1,0115	2E-02

R<sup>2</sup> = Coeficiente de determinação; S<sub>yx</sub> = Erro padrão da estimativa absoluto (m); S<sub>yx</sub>% = Erro padrão da estimativa relativo.

FIGURA 7 - DISTRIBUIÇÃO DOS RESÍDUOS PARA ESTIMAR VOLUMES INDIVIDUAIS COM O MODELO AJUSTADOS POR CLASSE DE DIÂMETRO



As equações volumétricas geradas para cada classe de diâmetro foram empregadas para obter o valor paramétrico do volume da população, sendo estimado o volume individual de cada uma das 19.329 árvores que tiveram seus diâmetros e alturas mensuradas no censo. De acordo com o censo existem em média 444 árvores por hectare no povoamento, gerando um volume total de 277 m<sup>3</sup> por hectare e 12.070,6 m<sup>3</sup> na área total (43,579 ha).

Com base nos dados obtidos com o censo, as principais variáveis da população em estudo foram caracterizadas e listadas na tabela TABELA 7.

TABELA 7 – CARACTERIZAÇÃO DAS VARIÁVEIS DA POPULAÇÃO

	$d$ (cm)	$h$ (m)	$v$ (m <sup>3</sup> )
Média	29,37	18,28	0,6245
Mínimo	12,00	9,00	0,0347
Máximo	55,75	25,50	2,3400
CV (%)	16,7	9,3	34,9
$d_g$ (cm)		29,77	
N (ha)		444	
G (m <sup>2</sup> ha <sup>-1</sup> )		30,88	
V (m <sup>3</sup> ha <sup>-1</sup> )		277	

$d$  = diâmetro à altura do peito (1,30 m) (cm);  $h$  = altura total (m);  $v$  = volume individual (m<sup>3</sup>); CV (%) = Coeficiente de variação;  $d_g$  = diâmetro médio quadrático; N = número de árvores; G = Área basal; V = volume total por hectare.

## CAPÍTULO I

### ESTRATÉGIAS PARA O AJUSTE DE MODELOS HIPSOMÉTRICOS E SEUS REFLEXOS NA ESTIMATIVA VOLUMÉTRICA EM INVENTÁRIOS DE FLORESTAS PLANTADAS

#### RESUMO

O volume das árvores é a variável de maior interesse em um inventário florestal e sua estimativa é feita com base no diâmetro e/ou altura das árvores. O diâmetro é facilmente obtido, enquanto que a medição das alturas é uma atividade onerosa que demanda tempo e altos custos. Em decorrência disto, o uso de modelos hipsométricos é atividade corrente e frequente em inventários florestais. O presente trabalho buscou avaliar estratégias para o ajuste de modelos hipsométricos, e o efeito destas alturas estimadas na predição do estoque volumétrico do povoamento. A área de estudo tem 43,579 hectares de plantio misto com árvores de *Pinus taeda* e *Pinus elliottii*, com 16 anos de idade. Foi realizado um censo na área, onde foram medidos o diâmetro e a altura de todas as árvores da população. Após o censo, foi realizado um inventário por amostragem, com instalação de 37 parcelas, distribuídas aleatoriamente no povoamento, e a cubagem de 102 árvores. Foram testadas cinco estratégias de agrupamento de dados para o ajuste de modelos hipsométricos, usando dados de altura e diâmetro obtidos das parcelas, da cubagem das árvores e das árvores com alturas dominantes. A utilização somente dos dados obtidos na cubagem pode ser suficiente para o ajuste de um modelo hipsométrico único, gerando boas estimativas de altura das árvores. Em inventário onde não existe necessidade de cubagem de árvores, um único ajuste pode ser suficiente para representar o povoamento (ou talhão), a partir da medição de cerca de 10 árvores por parcela, mais as alturas das árvores dominantes. A estratégia que produziu melhores estimativas aliada à menor necessidade de medições de altura em campo é a que utiliza dados das árvores cubadas em conjunto com as alturas de árvores dominantes, ajustando-se um único modelo para o povoamento.

Palavras-chave: Altura das árvores. Estoque de madeira. Censo. *Pinus* spp.



## CHAPTER I

### HYPSONETRIC MODELS FITTING APPROACHES AND THEIR EFFECTS ON VOLUNETRIC ESTIMATES IN PLANTED FOREST INVENTORIES

#### ABSTRACT

Tree volume is the variable of greatest interest in a forest inventory and its estimate is based on the diameter and/or tree heights. Diameter is easily obtained, while measuring tree height is difficult activity that demands time and resources. As a result, fitting hypsonetric models is a current activity in forest inventories. This work aimed to evaluate the strategies for fitting a hypsonetric model, as well as the effect of estimated heights in the prediction of volumetric stock of forests stands. The study area comprised 43.579 hectares of mixed plantation of *Pinus taeda* and *Pinus elliottii* trees, at 16 years old. A census was carried out, where the diameter and heights of all trees in the population were measured. After the census, an inventory was carried out by sampling, setting 37 plots, distributed randomly in the stand, and also 102 trees were sampled for log scaling. Five data clustering approaches were tested to fit the hypsonetric model, using data of height and diameter obtained from plots, tree scaling and dominant tree height. Using only the data obtained in the tree scaling can be enough to fit a single hypsonetric model, providing good estimates of tree height. In an inventory where tree scaling is not required, a single fit can be enough to represent the stand (or plot), measuring about 10 trees per plot, plus the heights of the dominant trees. The strategy that produced the best estimates combined with the minor need of height measurements is the one that uses data from tree scaling along with dominant tree heights, resulting in a single model for the stand.

Keywords: Trees height. Wood stock. Census. *Pinus* spp.

## 1 INTRODUÇÃO

O Brasil possui extensas áreas de florestas plantadas, principalmente com as espécies do gênero *Eucalyptus* e *Pinus*, que constituem a base de importantes atividades industriais. A necessidade das empresas florestais em promover melhorias nas metodologias para quantificar e estimar a produção dessas florestas é constante. Segundo Silva et al. (2007) a estimativa de produção de madeira em florestas normalmente é feita por procedimentos de inventário florestal e, para estimar o volume individual da árvore, busca-se relacionar variáveis como o diâmetro à altura do peito ( $d$ ) e a altura total ( $h$ ) da árvore com o seu volume.

O volume das árvores é geralmente a variável de maior interesse ao se realizar um inventário florestal. Sua estimativa é obtida, na maioria das vezes, com modelos ajustados por regressão utilizando como base, principalmente, as variáveis diâmetro e altura. Em inventários florestais, a variável diâmetro à altura do peito é facilmente medida, entretanto, a altura é normalmente mensurada com hipsômetros, que fornecem resultados acurados, porém não econômicos, devido ao tempo gasto em sua medição.

Em florestas plantadas homogêneas, com espaçamentos regulares, normalmente medem-se as alturas de algumas árvores com hipsômetros e a partir da composição de uma amostra que contenha os diâmetros e alturas das árvores, ajustam-se relações hipsométricas que permitirão estimar as alturas das demais árvores (SILVA et al., 2012).

Outro aspecto a considerar no uso de relações hipsométricas é a estratégia de agrupamento dos dados (amostra) usados para ajuste dos modelos. Existem várias alternativas empregadas atualmente, como o ajuste de um modelo por parcela, um ajuste com dados medidos de todas as parcelas, usando somente dados da cubagem de árvores, entre muitas outras possibilidades. A forma de abordagem desse agrupamento certamente é um fator que também pode influenciar nas estimativas finais do volume da população.

Muitos autores empregaram estratégias diferentes para compor a amostra nos ajustes de modelos hipsométricos, como exemplo, Caldeira et al. (2002) que utilizaram a medição de alturas de 15% das árvores de cada parcela de um povoamento de acácia negra; Wolff II (2012) adotou a medição de alturas de 20% das árvores de cada parcela em povoamentos de *Pinus* sp. Outros autores trabalharam com números fixos de alturas medidas por parcela, como no caso de Andrade e Leite (2003), em povoamentos de *Eucalyptus* sp., onde foram medidas as alturas das 15 primeiras árvores mais cinco dominantes; Thiersch et al. (2013), para unidades amostrais circulares de 500 m<sup>2</sup>, mediram a altura total de 10 árvores centrais e de cinco dominantes em povoamentos clonais de *Eucalyptus* spp.; e ainda Machado et al. (1994) testaram vários

modelos hipsométricos utilizando alturas medidas das primeiras 25 a 30 árvores por parcela, para ajustes por grupos de idades em povoamentos de *Pinus elliottii*.

Em várias pesquisas têm-se procurado determinar o melhor método de agrupamentos de dados e a melhor forma de ajustes de modelos hipsométricos, como Ribeiro et al. (2010), onde os autores testaram diferentes estratégias e metodologias de coleta de dados para ajustes de modelos hipsométricos tradicionais e genéricos para plantios de *Eucalyptus* spp. As metodologias de coleta de dados envolveram a medição das 5 primeiras árvores da parcela na primeira estratégia e a adição de árvores dominantes e árvores que não foram representadas em todos os quartis baseados nos diâmetros. Os ajustes ainda foram realizados por parcela, por idade, por região e por estrato (combinação da região com a idade).

Silva et al. (2007) analisaram a influência de diferentes tamanhos e composições de amostras no ajuste de equações hipsométricas para *Eucalyptus grandis*. Após simulações de seleção de árvores a partir da medição das alturas das 18 primeiras árvores de cada parcela, os autores concluíram que uma amostra com 27 árvores já é suficiente para obter boas estimativas das alturas e o aumento do número de árvores não proporcionou melhorias significativas nos modelos. Soares et al. (2004) testaram diferentes alternativas de agrupamento de dados para ajustes de modelos hipsométricos, por parcela, idade, sítios, combinação de idade com sítio e agrupando todas as parcelas, concluindo que a melhor alternativa é o ajuste por parcela.

Sabe-se que, para a correta aplicação da técnica de análise de regressão, toda amplitude de variação dos dados deve ser medida ou captada no processo amostral. Sendo assim, a metodologia selecionada para escolher as árvores da parcela que deverão ter a altura mensurada, terá influência no desempenho ou na qualidade preditiva dos modelos que descrevem a relação hipsométrica (RIBEIRO et al., 2010; FERREIRA, 2012).

A maior parte dos estudos não avalia a influência da estratégia empregada para estimativa de alturas sobre a obtenção do estoque volumétrico do povoamento. Dessa forma, esta pesquisa buscou avaliar estratégias para o ajuste de modelos hipsométricos e seus efeitos na estimativa do estoque volumétrico do povoamento, comparando com o volume paramétrico obtido pelo censo de um povoamento de *Pinus* spp.

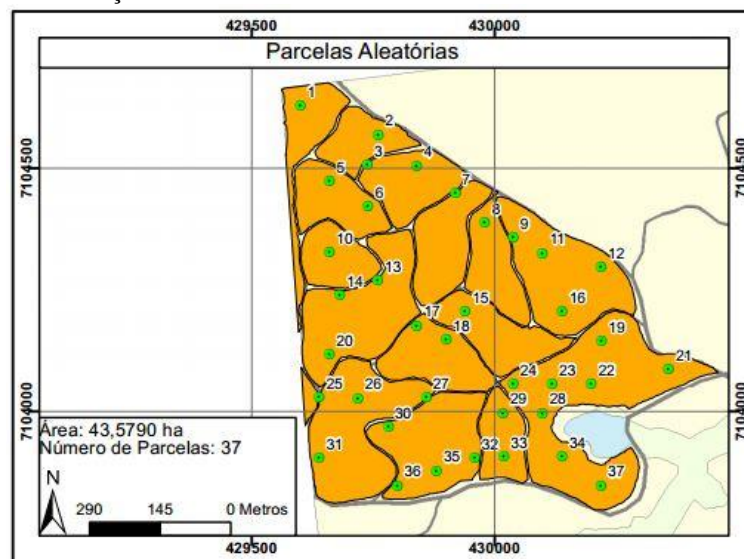
## 2 MATERIAL E MÉTODOS

### 2.1 BASE DE DADOS

Para as análises deste capítulo foi utilizada apenas uma das composições de inventário por amostragem medidas no povoamento. Assim, empregou-se a amostragem aleatória com fração amostral de 5%, totalizando 37 unidades amostrais circulares com área de 600 m<sup>2</sup> (FIGURA 1.1). Em cada parcela foram medidos todos os diâmetros a 1,3 m do solo ( $d$ ) e a altura total ( $h$ ) das 10 primeiras árvores mais a altura das seis árvores dominantes.

Foram também utilizados os parâmetros da população obtidos por meio do censo, ou seja, o diâmetro ( $d$ ), altura total ( $h$ ) e volume de todas as árvores presentes no povoamento, totalizando 19.329 árvores medidas.

FIGURA 1.1 - DISTRIBUIÇÃO ALEATÓRIA DAS PARCELAS AMOSTRADAS NO POVOAMENTO



### 2.2 ESTIMATIVAS DE ALTURAS

Uma prática comum em inventários florestais é a medição de apenas parte das alturas das árvores das unidades amostrais, com a qual ajustam-se modelos hipsométricos que estimam as demais alturas não medidas nas parcelas. Neste trabalho, o ajuste do modelo hipsométrico foi efetivado com diferentes agrupamentos de dados de alturas medidas. Cada grupo representou um tratamento, conforme descrito a seguir:

- Tratamento 1: Alturas de todas as árvores das parcelas obtidas com o censo (testemunha).

- Tratamento 2: Ajuste de um modelo por parcela, sendo medida a altura das 10 primeiras árvores mais 6 árvores dominantes de cada parcela.
- Tratamento 3: Ajuste do modelo com os dados de todas as parcelas, sendo medida a altura das 10 primeiras árvores mais 6 árvores dominantes de cada parcela.
- Tratamento 4: Ajuste do modelo, utilizando apenas  $d$  e  $h$  das árvores cubadas.
- Tratamento 5: Ajuste do modelo com dados das árvores medidas nas parcelas (10 primeiras árvores mais 6 árvores dominantes de cada parcela) junto com os dados das árvores cubadas.
- Tratamento 6: Ajuste do modelo apenas com dados das árvores dominantes das parcelas mais as árvores cubadas.

Para avaliar as estratégias de agrupamento de dados foi necessário, inicialmente, selecionar um modelo hipsométrico que se adequasse aos dados. Dessa forma, foram testados alguns modelos hipsométricos (TABELA 1.1), utilizando todas as alturas medidas nas parcelas do inventário por amostragem. O desempenho dos ajustes foi avaliado com base no coeficiente de determinação ajustado ( $R^2_{aj}$ ), erro padrão da estimativa ( $S_{yx}\%$ ) e análise gráfica dos resíduos. Para os modelos onde a variável dependente sofreu alguma transformação, os valores das estatísticas foram recalculados para a variável de interesse.

TABELA 1.1 – MODELOS HIPSONOMÉTRICOS TESTADOS

Modelo	Autor	Equação
$\ln h = \beta_0 + \beta_1 \left( \frac{1}{d} \right) + \varepsilon_i$	Curtis (1967)	(1.1)
$\ln h = \beta_0 + \beta_1 \ln d + \varepsilon_i$	Stoffels e Van Soest (1953)	(1.2)
$h = \beta_0 + \beta_1 d + \beta_2 d^2 + \varepsilon_i$	Trorey (1932)	(1.3)
$\frac{d^2}{h} = \beta_0 + \beta_1 d + \beta_2 d^2 + \varepsilon_i$	Prodan (1944)	(1.4)

$d$  = diâmetro a 1,30 m do solo (cm);  $h$  = altura total da árvore (m);  $\ln$  = logaritmo neperiano;  $\beta_i$  = coeficientes do modelo;  $\varepsilon_i$  = erro aleatório.

O modelo selecionado foi então ajustado com os dados de cada tratamento e seu desempenho avaliado novamente com as estatísticas mencionadas anteriormente. Os coeficientes do modelo selecionado e ajustado para cada tratamento (estratégia de agrupamento de dados) foram utilizados para estimar a altura das demais árvores que não tiveram suas alturas reais medidas em campo no momento do inventário. Assim, foram gerados 5 grupos diferentes

de alturas estimadas para o mesmo inventário, além da medição da altura de todas as árvores de cada parcela (testemunha).

Para comparar os diferentes grupos de alturas estimadas foi empregada a análise de variância (ANOVA), utilizando um delineamento inteiramente casualizado, testando-se a seguinte hipótese de nulidade:  $H_0: \mu_1 = \mu_2 \dots = \mu_n$ ; sendo  $\mu_1, \mu_2 \dots \mu_n$ , as alturas médias das parcelas dos tratamentos 1 a 6 (n). Cada parcela representa uma repetição do tratamento, totalizando 37 repetições. Antes de realizar a análise de variância, foi aplicado o Teste de Bartlett para verificar se as variâncias dos tratamentos eram homogêneas. Foi adotado um nível de 5% de significância para as análises realizadas. Se constatada diferença entre as estimativas, o teste de médias de Duncan foi aplicado para verificar quais médias são diferentes.

### 2.3 VOLUME INDIVIDUAL

Para estimativa do volume total com casca individual das árvores medidas nas parcelas do inventário por amostragem, foram utilizadas as equações volumétricas obtidas com o ajuste do modelo Schumacher e Hall (TABELA 1.2) apresentadas no item 5 (CARACTERIZAÇÃO DA ÁREA DE ESTUDO).

TABELA 1.2 – EQUAÇÕES UTILIZADAS PARA ESTIMATIVA DO VOLUME TOTAL COM CASCA INDIVIDUAL DAS ÁRVORES DO CENSO

Classe de $d$ (cm)	Equação
12 a 27	$\ln v = -10,5964 + 1,8503 \ln d + 1,3173 \ln h + \varepsilon_i$
27 a 42	$\ln v = -9,1611 + 1,7303 \ln d + 0,9717 \ln h + \varepsilon_i$
42 a 57	$\ln v = -8,5375 + 1,5238 \ln d + 1,0115 \ln h + \varepsilon_i$

$v$  = volume total das árvores ( $m^3$ );  $d$  = diâmetro a altura do peito com casca (cm) (1,30m do solo);  $h$  = altura total (m);  $\varepsilon_i$  = erro aleatório.

### 2.4 ESTIMATIVA DO ESTOQUE VOLUMÉTRICO DO POVOAMENTO

As alturas das árvores estimadas com as equações hipsométricas e as medidas em campo, com seus respectivos diâmetros, foram inseridos nas equações de volume (TABELA 1.2), estimando-se os volumes individuais das árvores das parcelas. Aplicando-se os procedimentos de cálculo da amostragem aleatória, foi obtido o estoque total de madeira do povoamento. Foram obtidas 6 estimativas de volume para o povoamento, conforme o tratamento empregado na estimativa das alturas das árvores.

Para avaliar a acuracidade das estimativas do inventário, os valores de volume total por hectare estimados foram comparados com o valor paramétrico (volume total por hectare

real), determinado pelo censo do povoamento. A diferença entre o valor paramétrico do volume e a estimativa do parâmetro possibilitou a determinação do erro real, obtido com a seguinte fórmula (1.7):

$$Erro (\%) = \frac{(V_R - V_E)}{V_R} \cdot 100 \quad (1.7)$$

Em que: Erro = Erro real relativo (%);  $V_R$  = volume real obtido no censo florestal ( $m^3 ha^{-1}$ );  $V_E$  = volume estimado obtido com o inventário por amostragem ( $m^3 ha^{-1}$ ).

### 3 RESULTADOS E DISCUSSÃO

#### 3.1 MODELOS HIPSOMÉTRICOS TESTADOS

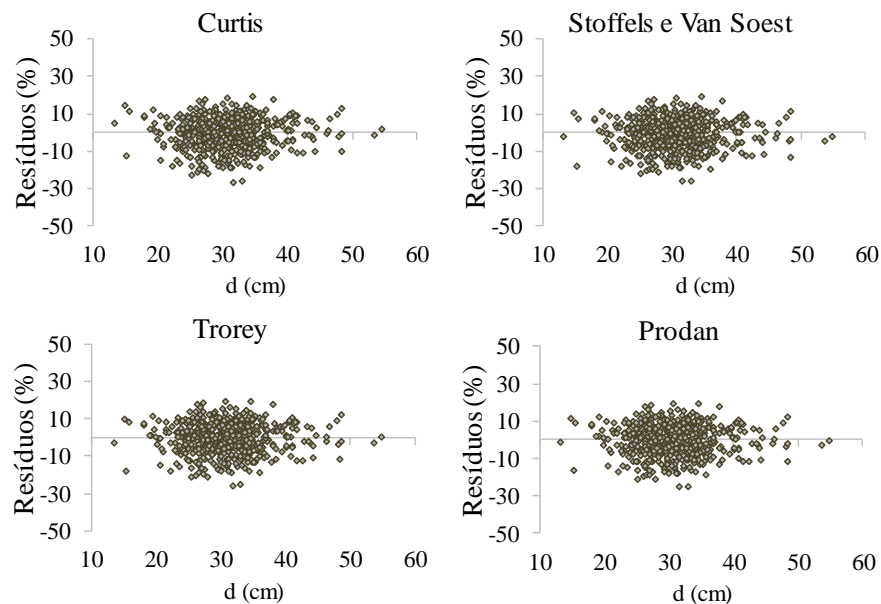
As estatísticas e coeficientes dos modelos hipsométricos testados estão apresentadas na TABELA 1.3. Observa-se que as estatísticas foram semelhantes em todos os ajustes. O coeficiente de determinação e o erro padrão de estimativa ficaram em torno de 0,2 e 7,8%, respectivamente, para todos os modelos testados. Analisando a significância dos coeficientes, nota-se que todos os modelos, com exceção do modelo de Stoffels e Van Soest, apresentaram algum coeficiente não significativo. A análise gráfica dos resíduos (FIGURA 1.2) também é similar para todos os modelos, não apresentando tendências na estimativa das alturas.

TABELA 1.3 –ESTATÍSTICAS E COEFICIENTES DOS AJUSTES DOS MODELOS HIPSOMÉTRICOS

Autor	Modelo	R <sup>2</sup> <sub>aj</sub>	S <sub>yx</sub>	S <sub>yx</sub> %	Coeficientes	Valor p	
Curtis	$\ln h = \beta_0 + \beta_1 \left( \frac{1}{d} \right) + \varepsilon_i$	0,204	1,479	7,841	b <sub>0</sub>	3,1474**	0,0E+00
					b <sub>1</sub>	-6,4115**	8,0E-32
Stoffels e Van Soest	$\ln h = \beta_0 + \beta_1 \ln d + \varepsilon_i$	0,210	1,473	7,810	b <sub>0</sub>	2,1411**	5,8E-143
					b <sub>1</sub>	0,2319**	4,9E-33
Trorey	$h = \beta_0 + \beta_1 d + \beta_2 d^2 + \varepsilon_i$	0,211	1,473	7,807	b <sub>0</sub>	12,4154**	4,4E-24
					b <sub>1</sub>	0,2748**	1,6E-04
					b <sub>2</sub>	-0,0021 <sup>ns</sup>	6,0E-02
Prodan	$\frac{d^2}{h} = \beta_0 + \beta_1 d + \beta_2 d^2 + \varepsilon_i$	0,206	1,478	7,834	b <sub>0</sub>	-2,7172 <sup>ns</sup>	4,1E-01
					b <sub>1</sub>	0,5671**	5,8E-03
					b <sub>2</sub>	0,0376**	6,5E-30

R<sup>2</sup><sub>aj</sub> = Coeficiente de determinação ajustado; S<sub>yx</sub> = Erro padrão da estimativa absoluto (m); S<sub>yx</sub> % = Erro padrão da estimativa relativo; \*\*Coeficiente significativo; ns = Coeficiente não significativo.

FIGURA 1.2 – DISTRIBUIÇÃO DOS RESÍDUOS PARA OS MODELOS AJUSTADOS





Com base nestas estatísticas de avaliação, dentre os modelos testados, o que mais se adequou aos dados foi o de Stoffels e Van Soest, o qual, apesar dos valores semelhantes de  $R^2_{aj}$  e  $S_{YX}$  (%), apresentou todos os coeficientes significativos, sendo então selecionado para as demais análises.

As estatísticas e coeficientes do modelo hipsométrico de Stoffels e Van Soest, ajustado com os dados dos Tratamentos 2 a 6, estão apresentadas na TABELA 1.4. O Tratamento 1 é caracterizado pela medição da altura de todas as árvores das parcelas, dessa forma não demandou o ajuste de modelos hipsométricos.

TABELA 1.4 - ESTATÍSTICAS E COEFICIENTES DO MODELO HIPSONÉTRICO DE STOFFELS E VAN SOEST AJUSTADO PARA CADA TRATAMENTO

Trat.	Nº observações	R <sup>2</sup>	S <sub>yx</sub> %	Coeficientes		Valor p
T2*	16 (por parcela)	0,004 a 0,85	3,3 a 9,4	b <sub>0</sub>	1,4946 a 3,3936	4,2E-12 a 0,0042
				b <sub>1</sub>	-0,0951 a 0,4346	2,4E-07 a 0,9943
T3	590	0,21	7,8	b <sub>0</sub>	2,1411	5,8E-143
				b <sub>1</sub>	0,2319	4,9E-33
T4	102	0,57	7,3	b <sub>0</sub>	2,0795	4,7E-48
				b <sub>1</sub>	0,2539	5,0E-20
T5	692	0,29	7,7	b <sub>0</sub>	2,1094	2,7E-201
				b <sub>1</sub>	0,2418	2,1E-55
T6	324	0,34	6,7	b <sub>0</sub>	2,1287	4,4E-111
				b <sub>1</sub>	0,2332	1,0E-32

\* Apresentados valores mínimos e máximos de cada estatística obtida com o ajuste por parcela; T2 = 10 primeiras árvores mais 6 árvores dominantes de cada parcela, ajuste por parcela; T3 = 10 primeiras árvores mais 6 árvores dominantes de cada parcela, ajuste com todas as parcelas; T4 = árvores cubadas; T5 = 10 primeiras árvores e 6 árvores dominantes de cada parcela mais as alturas das árvores cubadas; T6 = 6 árvores dominantes de cada parcela mais as alturas das árvores cubadas; R<sup>2</sup> = Coeficiente de determinação; S<sub>yx</sub>% = Erro padrão da estimativa relativo.

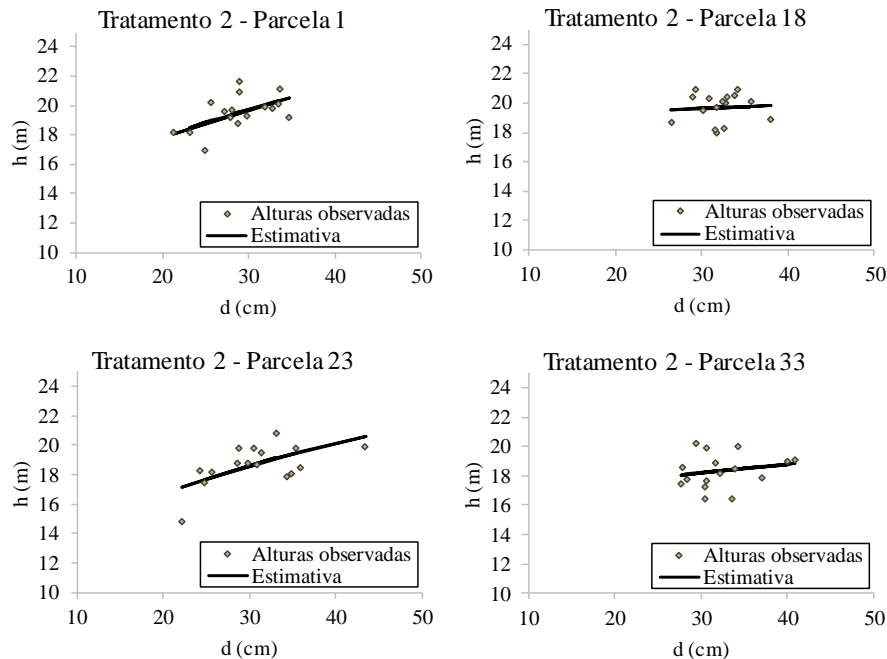
Os melhores resultados nos ajustes foram obtidos com os Tratamentos 4 e 6, embora tenham sido ajustados com um número de observação menor (n). O Tratamento 4, onde foram utilizadas apenas as alturas das árvores cubadas, apresentou um coeficiente de determinação (R<sup>2</sup>) de 0,57 e erro padrão de estimativa (S<sub>yx</sub>) de 7,3%. No Tratamento 6, além das alturas das árvores cubadas, foram inseridos no ajuste, as alturas das árvores dominantes das parcelas do inventário, resultando em um coeficiente de determinação menor (0,34), porém, um menor erro padrão de estimativa (6,7%). Estes dois tratamentos foram as duas melhores opções para ajustar o modelo hipsométrico, levando em consideração as estatísticas encontradas.

O Tratamento 2, que consiste no ajuste do modelo hipsométrico por parcela, apresentou erro padrão de estimativa baixo (valores entre 3,3% e 9,3%). Todavia o teste *F* da análise de variância do ajuste (ANOVA) apontou que em 18 das 37 parcelas, não houve regressão entre Y e X, fato também observado nos valores p relativos ao coeficiente angular ( $\beta_1$ ) estimados, que, para estes ajustes, não foram significativos. Ou seja, a variável X não

consegue explicar a variável Y, assim, para qualquer valor de diâmetro (X) a equação gerou uma estimativa da altura (Y) igual à sua média ( $\beta_0$ ). Isto também explica os baixos coeficientes de determinação dessas parcelas, fato também constatado para o ajuste geral (TABELA 1.3).

O comportamento do modelo pode ser melhor entendido ao se observar a FIGURA 1.3, onde são apresentados alguns exemplos das estimativas do modelo ajustado por parcela. No caso das parcelas de número 18 e 33, existia pouca variação de alturas, assim não houve regressão e as alturas estimadas representaram praticamente uma linha reta paralela ao eixo X, ou seja, para qualquer valor de X, o modelo estimou as alturas das árvores igual à sua média. No caso das parcelas 1 e 23, a variação de alturas foi maior, dessa forma, houve regressão e o modelo hipsométrico estimou as alturas com base na variação dos diâmetros.

FIGURA 1.3 – DISPERSÃO DOS VALORES OBSERVADOS SOBRE A CURVA AJUSTADA POR PARCELA (TRATAMENTO 2)



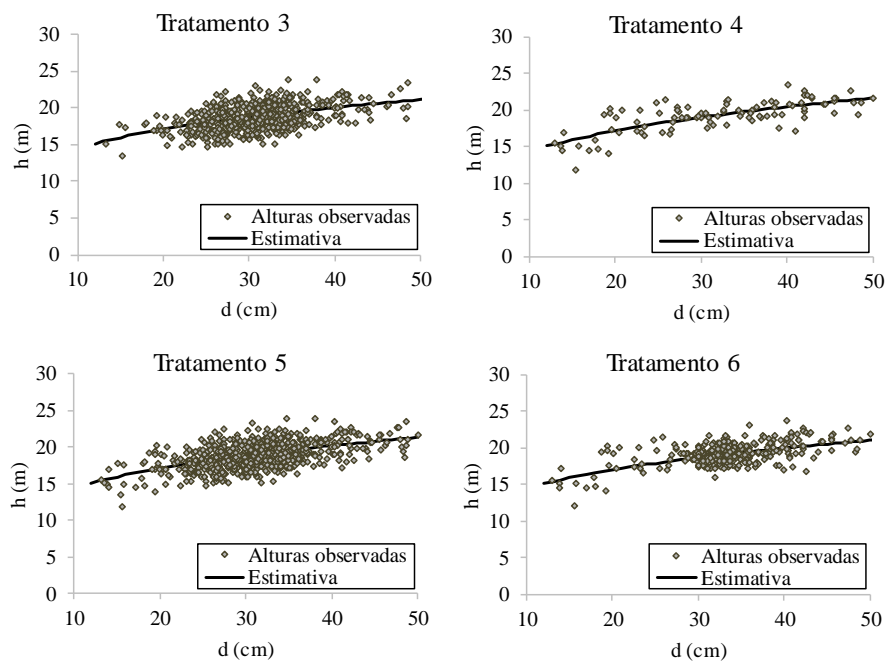
Espera-se que ajustes de modelos hipsométricos, realizados por parcela, apresentem um melhor desempenho, devido a maior uniformidade das variáveis dentro de uma mesma parcela, como no caso do estudo desenvolvido por Soares et al. (2004). Estes autores, ao ajustar modelos hipsométricos para um povoamento de *Eucalyptus grandis*, concluíram que o ajuste por parcela é o procedimento ideal para estimar a altura das árvores.

No entanto, para o povoamento estudado no presente trabalho, esta estratégia de ajuste não se mostrou adequada para estimativas das alturas, indicando que o número reduzido de pares de valores de diâmetro/altura medidos nas parcelas não foi suficiente, ou seja, a variação

de diâmetros medidos por parcela não conseguiu explicar adequadamente a variação de alturas. Devido a isto, o Tratamento 2 não foi utilizado nas etapas seguintes de avaliação dos tratamentos, sendo que para as condições do povoamento sob estudo, não foi uma opção adequada de agrupamento de dados para ajuste de modelos hipsométricos.

Ao analisar os demais tratamentos (FIGURA 1.4) observa-se que as linhas dos valores estimados possuem uma inclinação muito suave, aproximando-se de uma linha reta paralela ao eixo X. Os modelos ajustados produziram boas estimativas para a altura total em toda a extensão, já que a linha de estimativa acompanha a nuvem de pontos representada pelos valores observados das alturas, o que justifica o baixo erro padrão de estimativa gerado em todos os ajustes.

FIGURA 1.4 – DISPERSÃO DOS VALORES OBSERVADOS SOBRE AS CURVAS AJUSTADAS PARA OS TRATAMENTOS 3, 4, 5 E 6



Sabe-se que curvas da relação hipsométrica são dinâmicas, deslocam-se para a direita e tornam-se cada vez menos inclinadas com o avanço da idade, como demonstrado por Figueiredo Filho et al. (2010) ao avaliar curvas hipsométricas por idade em árvores de *Araucaria angustifolia*. O povoamento em questão, apesar de não apresentar uma idade avançada (16 anos), já possuía essa característica, ou seja, as curvas eram bastante suavizadas e próximas a se tornarem paralelas ao eixo X. Em decorrência disto, a relação entre a altura e o diâmetro não foi forte, explicando o baixo coeficiente de determinação. A variação no diâmetro altera apenas levemente a altura estimada, resultado que certamente está relacionado à

estabilização do crescimento em altura do povoamento, além do mesmo ter sofrido dois desbastes ao longo de seu desenvolvimento. Esses eventos têm como consequência a descaracterização da relação altura/diâmetro. A mesma tendência foi observada por Barros et al. (2002) ao ajustar modelos hipsométricos para povoamentos de *Pinus oocarpa* sob diferentes tratamentos (idades e número de desbastes). Os autores constataram que coeficiente de determinação e erro padrão de estimativa baixos ocorrem devido a maior perda de indivíduos por desbastes seletivos.

Com a realização dos desbastes as árvores menores são removidas, ocasionando a uniformização da altura do povoamento. O maior espaçamento faz com que as árvores tenham maior crescimento em diâmetro, dessa forma para uma grande variação de diâmetros, tem-se pouca variação de altura. Machado et al. (1994) explicaram que a relação hipsométrica não é uma relação dendrométrica muito forte, para casos onde existe uma grande variabilidade de alturas para uma mesma classe de diâmetro ou, como observado no presente povoamento, quando existe uma grande variabilidade de diâmetros para mesmas alturas. Nestes casos, as estatísticas de ajuste são pobres, principalmente para idades mais avançadas e povoamentos florestais em que a estrutura natural tenha sido alterada por meio de desbastes.

Machado et al. (2008), ao ajustarem modelos hipsométricos para um povoamento de *Araucaria angustifolia*, encontraram curvas de relação hipsométrica pouco íngremes. Os autores comentam que este é um resultado já esperado para povoamentos com idades mais avançadas ou que crescem em sítios de qualidade média ou baixa, como é o caso também do povoamento estudado nesta pesquisa, em que o plantio está inserido em sítios de média a baixa produtividade.

### 3.2 COMPARAÇÃO DAS ALTURAS ESTIMADAS ENTRE OS TRATAMENTOS

As estatísticas das alturas estimadas com as equações hipsométricas, obtidas de acordo com cada tratamento, estão apresentadas na TABELA 1.5. Nota-se que o coeficiente de variação do Tratamento 1, onde todas as árvores tiveram sua altura medida em campo, é maior que para os demais tratamentos. Um menor coeficiente de variação, neste caso, pode ser consequência dos ajustes da relação hipsométrica levarem a estimativa das alturas próximas a altura média do povoamento em decorrência da estabilização do crescimento desta variável. Todos os tratamentos apresentam valores estimados semelhantes, com uma altura média próxima.

TABELA 1.5 - ESTATÍSTICAS DAS ALTURAS TOTAIS ESTIMADAS COM DIFERENTES ESTRATÉGIAS DE AGRUPAMENTO DOS DADOS

Estatística	Tratamentos				
	T1	T3	T4	T5	T6
Média (m)	18,63	18,65	18,73	18,66	18,66
Variância (m <sup>2</sup> )	2,92	1,88	1,88	1,89	1,89
Desvio padrão (m)	1,71	1,37	1,37	1,37	1,37
CV %	9,18	7,35	7,31	7,37	7,36

T1 = Todas as alturas medidas nas parcelas; T3 = 10 primeiras árvores mais 6 árvores dominantes de cada parcela; T4 = árvores cubadas; T5 = 10 primeiras árvores e 6 árvores dominantes de cada parcela mais as alturas das árvores cubadas; T6 = árvores dominantes das parcelas e árvores cubadas.

O teste de Bartlett mostrou que os dados possuem variâncias homogêneas. Desta forma, seguiu-se com a análise de variância que apresentou para o teste F, um valor p de 0,994, indicando que não existem diferenças entre as médias das alturas, ao nível de 5% de significância. Assim, as estratégias de agrupamento de dados usadas para estimar as alturas não diferem entre si e também não diferem da média real das alturas, representada pelo Tratamento 1 (testemunha).

Não havendo diferenças estatísticas entre os procedimentos de agrupamento dos dados, poder-se-ia optar pelo método mais simples, com menos medições de alturas (T4), resultando em uma redução de custos e tempo na realização do inventário, já que a medição de alturas é uma atividade cara e demorada. As árvores cubadas já fornecem informações suficientes para estimativa das alturas das árvores das parcelas. As alturas da cubagem são tomadas diretamente sobre o tronco da árvore derrubada, eliminando também a necessidade de equipamentos especializados. Obviamente, esta alternativa tem validade somente se houver necessidade da cubagem de árvores, atividade não obrigatória em todos os inventários, desde que equações volumétricas e de afilamento estejam disponíveis. Se não forem cubadas árvores no inventário, a alternativa mais adequada seria medir parte das árvores das parcelas e ajustar um modelo hipsométrico com todos os dados (T3), alternativa comumente empregada nos inventários em florestas plantadas no Brasil.

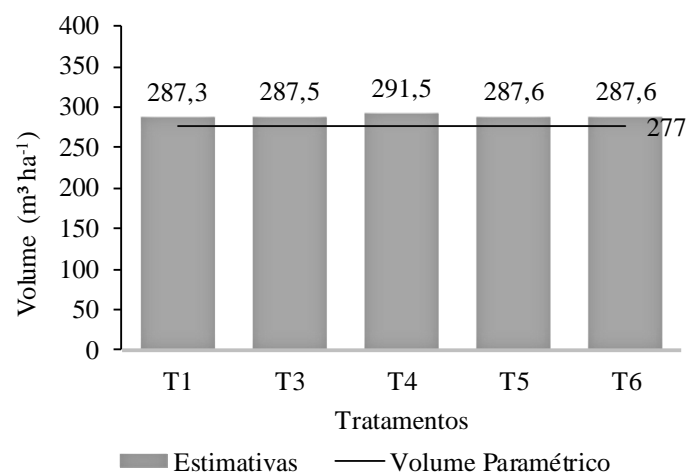
Andrade e Leite (2011) avaliaram o ajuste de modelos hipsométricos utilizando dados de diâmetros e alturas medidas nas parcelas do inventário e na cubagem de árvores. Os autores constataram que existe uma maior acuracidade nas estimativas ao utilizar dados de altura e diâmetros medidos em 10 árvores das parcelas agrupados aos dados medidos na cubagem. Esses resultados estão de acordo com os obtidos nesta pesquisa, ou seja, utilizar as alturas das árvores cubadas nos ajustes da relação hipsométrica pode contribuir de forma relevante para a estimativa das alturas das árvores das parcelas.

Entretanto, deve-se levar em consideração, que a não constatação de diferença entre as estratégias de ajuste do modelo hipsométrico, pode estar relacionada às características do povoamento analisado. Povoamentos que apresentem curva h/d mais inclinadas certamente poderiam refletir melhor as diferenças entre os tratamentos empregados. Desta maneira, mais estudos devem ser conduzidos para diferentes situações de povoamentos florestais e notadamente em idades mais jovens e, principalmente, nas faixas de idades para desbastes.

### 3.3 EFEITO DA ESTRATÉGIA DE AJUSTE DA RELAÇÃO HIPSONOMÉTRICA NAS ESTIMATIVAS DE VOLUME DO POVOAMENTO

Os volumes do povoamento estimados pelo inventário florestal por amostragem estão apresentados na FIGURA 1.5. Foram obtidos 5 valores de volume diferentes, de acordo com os tratamentos empregados na estimativa das alturas. Observa-se que em todos os tratamentos houve uma superestimativa do volume em relação ao seu valor paramétrico. O Tratamento 4, que apresentou as melhores estatísticas de ajuste, resultou na estimativa de volume mais distante do valor paramétrico ( $291,5 \text{ m}^3 \text{ ha}^{-1}$ ). Os demais tratamentos estimaram volumes semelhantes, em torno de  $287 \text{ m}^3$  por hectare. Esta superestimativa dos volumes em todos os tratamentos, em parte, está associado a configuração de amostragem que superestimou também o volume das árvores amostradas nas parcelas e o número de árvores por hectare. O inventário por amostragem estimou que existem 448 árvores por hectare, portanto, um acréscimo de 4 árvores em relação ao valor paramétrico.

FIGURA 1.5 - VOLUME POR HECTARE ESTIMADO PARA CADA TRATAMENTO



T1 = Todas as alturas medidas nas parcelas; T3 = 10 primeiras árvores mais 6 árvores dominantes de cada parcela; T4 = árvores cubadas; T5 = 10 primeiras árvores e 6 árvores dominantes de cada parcela mais as alturas das árvores cubadas; T6 = árvores dominantes das parcelas e árvores cubadas.

O erro de amostragem (TABELA 1.6) foi baixo para todos os tratamentos (5,8% em média), e está dentro do limite aceitável recomendado pela literatura (10%). O Tratamento 1 (T1) apresenta um erro de amostragem levemente superior aos demais. Este erro, obviamente, depende da variabilidade da amostra e quando foram medidas todas as alturas das parcelas (Tratamento 1) obteve-se um maior coeficiente de variação. Nos demais tratamentos, as alturas não medidas foram estimadas pelas equações hipsométricas e, como já discutido anteriormente, foram mais homogêneas, se aproximam da altura média do povoamento. Consequentemente, tem-se menor variabilidade dos dados, influenciando assim no erro de amostragem.

TABELA 1.6 - ERRO REAL E ERRO DE AMOSTRAL DO INVENTÁRIO POR AMOSTRAGEM EM CADA TRATAMENTO

Tratamentos	Erro de amostragem (%)	Erro % *
T1	6,2	-3,7
T3	5,9	-3,7
T4	6,0	-5,2
T5	5,9	-3,8
T6	5,9	-3,8

\*Erro real obtido pela diferença entre o volume estimado e o volume obtido com o censo; T1 = Todas as alturas medidas nas parcelas; T3 = 10 primeiras árvores mais 6 árvores dominantes de cada parcela; T4 = árvores cubadas; T5 = 10 primeiras árvores e 6 árvores dominantes de cada parcela mais as alturas das árvores cubadas; T6 = árvores dominantes das parcelas e árvores cubadas.

O erro real (Erro %), obtido pela diferença entre os volumes estimados e o volume paramétrico, foi baixo para todos os tratamentos, variando entre 3,7 e 5,5%, o que indica que o volume estimado para o povoamento foi bem próximo ao real (volume paramétrico). Observou-se também que os valores negativos do erro real confirmam a tendência observada anteriormente, de superestimava dos volumes.

Com os resultados obtidos na pesquisa, qualquer uma das estratégias de agrupamento de dados para desenvolver equações hipsométricas poderia ser adotada em um inventário florestal com qualidade similar na estimativa dos volumes. Ressalte-se novamente, que o estágio em que o povoamento se encontrava provavelmente contribuiu para a igualdade das estimativas entre os tratamentos, já que o crescimento em altura está praticamente estabilizado. A igualdade entre os tratamentos foi confirmada também com a análise de variância aplicada aos volumes estimados por parcela, onde também não se constatou diferenças estatisticamente significativas entre os tratamentos a um nível de 5% de significância (Valor  $p = 0,884$ ).

Como os tratamentos apresentam volumes estimados semelhantes, pode-se optar por aquele que proporcionará menores custos para a empresa. O tratamento que demanda menor esforço nas medições de altura é o Tratamento 4 (T4), onde foram usadas somente as alturas das árvores cubadas. Considerando que a prática de cubagem de árvores para ajustes de modelos

de volume é normalmente realizada nos inventários, esse tratamento proporcionaria uma redução considerável no tempo de medição e nos custos finais do inventário, considerando que não seria necessária a medição de nenhuma altura nas parcelas.

Observou-se, no entanto, que o valor do erro real para o Tratamento 4 foi um pouco superior que os demais (5,2%). Apesar de não ter sido encontrada diferença estatística entre as estimativas dos tratamentos, do ponto de vista econômico a diferença absoluta entre o volume estimado e o paramétrico pode ser relevante para uma empresa florestal.

O Tratamento 4 apresentou uma superestimativa do volume total de madeira (14,5 m<sup>3</sup> a mais por hectare), em relação ao valor paramétrico do povoamento. Em média, 55% do volume desse povoamento pode ser destinado à serraria (toras com diâmetros acima de 23 cm) e o valor de mercado para este sortimento está em torno de R\$ 130,00 por m<sup>3</sup> (valor referente ao ano de 2014, ver TABELA 3.4, Capítulo III). Com base nestas informações, estimou-se que a diferença entre o real e a estimativa representou um valor de R\$ 1.038,50 a mais por hectare e R\$ 45.256,5 para todo o povoamento. Uma sub ou superestimativa do volume por hectare no inventário florestal podem representar uma grande diferença em termos econômicos, principalmente em povoamentos de grandes extensões.

Levando em consideração esta análise econômica simples, utilizar apenas as alturas das árvores da cubagem levaria a diferenças relevantes em termos econômicos. Uma alternativa a este Tratamento seria a utilização do Tratamento 6 (T6), onde se adiciona as alturas de 6 árvores dominantes de cada parcela à base de dados da cubagem. Este tratamento proporcionou um bom ajuste dos modelos hipsométricos e estimativas de volume próximas ao volume paramétrico, sendo que, a medição de árvores dominantes também é uma prática comum e muitas vezes obrigatória em inventários florestais para a definição do índice de sítio.

Realizando a mesma análise econômica para este tratamento tem-se que a superestimativa no volume total foi de 10,64 m<sup>3</sup> por hectare, resultado em um valor de R\$ 761,0 a mais por hectare e R\$ 33.163,3 ao total do povoamento. Uma diferença de apenas 1,4% no erro real resultou em uma diferença de quase 15 mil reais ao final da colheita e comercialização da madeira do povoamento.



## 4 CONCLUSÕES

A cubagem de uma amostra representativa de toda a variação de diâmetros e alturas do povoamento, pode ser suficiente para realizar o ajuste de um modelo hipsométrico único visando a estimativa de altura das árvores do inventário.

Se a cubagem não for necessária, um único ajuste para representar o povoamento (ou talhão), a partir da medição de cerca de 10 árvores por parcela, mais as alturas das árvores dominantes, é a estratégia mais adequada, a qual em geral, tem sido adotada nos inventários florestais atuais.

A estratégia de agrupamento de dados que produziu melhores resultados com o menor esforço de medições de altura em campo é a que utiliza as árvores cubadas juntamente com as alturas de árvores dominantes, ajustando-se uma equação geral para o povoamento.

## CAPÍTULO II

### ESTRATÉGIAS PARA A ESTIMATIVA DE VOLUMES INDIVIDUAIS EM INVENTÁRIOS DE FLORESTA PLANTADAS

#### RESUMO

A estimativa do volume total de um povoamento é diretamente influenciada pela estimativa do volume das árvores amostradas no inventário florestal. Dessa forma, este estudo teve como objetivo analisar métodos de estimativa do volume individual e de composições de base de dados no ajuste de modelos volumétricos, observando a influência destes métodos na estimativa do volume total do povoamento. Os dados utilizados são provenientes de um povoamento de 43,579 hectares com plantio de *Pinus* spp. A área total do povoamento foi submetida a um censo, em seguida foram amostradas 37 parcelas circulares de 600 m<sup>2</sup>, distribuídas aleatoriamente na área do povoamento. A cubagem de 102 árvores foi realizada para testar os métodos de estimativa de volume individual por meio de: modelos volumétricos de simples e dupla entrada, modelo de afilamento, fator de forma médio e fator de forma médio por classe de diâmetro ( $d$ ). Foi também avaliado o desempenho de diferentes composições da base de dados usada no ajuste de modelos volumétricos. As bases de dados avaliadas foram compostas por números fixos de árvores por classe de  $d$  e/ou proporcionais a frequências das classes. As estimativas geradas pelos procedimentos testados foram usadas para estimativa do volume por hectare do povoamento. O fator de forma por classe de  $d$  foi o método que apresentou o melhor desempenho para as estimativas de volumes individuais, seguido do modelo volumétrico de Schumacher e Hall. Todavia, a análise de variância não indicou diferenças significativas entre os volumes individuais estimados pelos métodos. As composições da base de dados utilizadas não tiveram influência significativa nas estimativas de volume individual das árvores.

Palavras-chave: Equações volumétricas. Afilamento. Fator de forma. *Pinus* spp.

## CHAPTER II

### INDIVIDUAL VOLUME ESTIMATION APPROACHES IN INVENTORIES OF FOREST PLANTATIONS

#### ABSTRACT

Estimating total volume of a stand is directly influenced by the estimated volume of the trees sampled in the forest inventory. Thus, the objective of this study was to analyze methods for estimating the individual volume as well as the composition of database for fitting volumetric models, analysing the effect of these methods in estimating the total volume of the stands. Data came from a stand of 43.579 hectares of a *Pinus* spp. The total area of the stand was submitted to a census, followed by the establishment of 37 circular sample plots of 600 m<sup>2</sup>, randomly distributed over the stand area. Scaling of 102 trees was performed to test individual volume estimation methods as follows: volumetric models of single and double input, taper functions, average form factor and average form factor per diameter ( $d$ ) class. The different databases evaluated for volumetric modeling were composed by fixed numbers of trees per class of  $d$  and proportional to frequencies per diameter class. The performance of different compositions of database used in the fitting of volumetric models was also compared. The evaluated databases were composed of fixed numbers of trees per class of  $d$  and proportional to frequencies in the classes. Estimates generated by the tested procedures were used to estimate the volume per hectare of the stands. The form factor by class of  $d$  was the method that presented the best performance for estimates of individual volumes, followed by the Schumacher and Hall volumetric model. However, the analysis of variance indicated non-significant differences between the individual volumes estimated by all the methods. The database compositions did not provide significant influence on the individual volume estimates of the trees.

Keywords: Volumetric equations. Taper. Form factor. *Pinus* spp.

## 1 INTRODUÇÃO

A constante busca de alternativas que possibilitem otimizar a produção de florestas passa pelo aprimoramento de técnicas de biometria, inventário e manejo florestal. O volume constitui uma das informações de maior importância para o conhecimento do potencial disponível em um povoamento florestal, considerando que o volume individual fornece subsídios para a avaliação do estoque de madeira e análise do potencial produtivo das florestas (THOMAS et al., 2006).

O volume de uma árvore pode ser determinado de diversas formas: analiticamente, com a cubagem rigorosa que consiste na divisão do tronco em pequenas seções para determinação do volume; graficamente, em função de informações das variáveis diâmetro e altura da árvore; deslocamento de água, denominado método do xilômetro; e a partir do peso da árvore. A medição de todas as árvores de um povoamento para conhecer seu volume é uma tarefa impraticável, devido a isso, o povoamento é inventariado por amostragem, onde as características da parte amostrada são extrapoladas para todo o povoamento. Na amostragem, são medidos os diâmetros e as alturas de todas as árvores, ou parte delas, a partir destas medições os volumes podem ser estimados por técnicas indiretas como o fator de forma, equações de volume e funções de afilamento (MACHADO; FIGUEIREDO FILHO, 2006).

As equações de volume podem ser diferenciadas em equações de simples e de dupla entrada. As equações de simples entrada, em que o volume é função somente do diâmetro das árvores, são normalmente aplicadas quando a correlação entre o diâmetro e a altura é muito forte. Por sua vez, as equações de dupla entrada, em que o volume é em função do diâmetro e da altura, são aplicadas para povoamentos em que há uma maior heterogeneidade no desenvolvimento da altura das árvores com mesmo diâmetro (THIERSCH et al., 2006).

As funções de afilamento são ferramentas dendrométricas mais complexas do que equações de volume e produzem maior quantidade de informações sobre as árvores (FERREIRA, 1999). As funções de afilamento descrevem a forma e o afilamento das árvores, representando a variação diamétrica ao longo do fuste em função do diâmetro à altura do peito ( $d$ ) e da altura total ( $h$ ). Essas funções, devido à sua flexibilidade, permitem a quantificação dos múltiplos produtos existentes por meio de dimensões preestabelecidas (QUEIROZ et al., 2008).

O uso do fator de forma é o mais antigo processo para se estimar o volume das árvores e foi concebido valendo-se do princípio geométrico de rotação dos corpos (PÉLLICO NETTO, 1981). O fator de forma é uma razão entre o volume da árvore e o volume de um sólido geométrico, normalmente o de um cilindro com o mesmo diâmetro e altura da árvore. Esse fator

multiplicado pelo volume do cilindro representa o volume total da árvore, ou seja, o fator de forma é um fator de redução para obtenção do volume das árvores (PRODAN et al., 1997). A determinação do fator de forma artificial ou natural se constitui numa importante prática, quando se pretende estimar o volume individual de árvores (DRESCHER et al., 2001).

Os dados necessários para a aplicação dos métodos indiretos de estimativa de volume provêm da cubagem rigorosa de árvores. Segundo Soares et al. (2006), as árvores selecionadas para a cubagem rigorosa devem representar a distribuição diamétrica do povoamento, abrangendo todas as classes de diâmetro e altura. É importante também cubar um número mínimo de árvores para caracterizar a variância dos volumes dentro de cada classe diamétrica.

Atualmente ainda existe uma falta de avaliação quanto ao número de árvores a serem amostradas e como isso afeta as capacidades do modelo de volume (DAVID et al., 2016). A falta de estudos neste sentido tem conduzido à utilização de um número muito variável de árvores para este propósito. Levando em consideração que a estimativa do volume das árvores amostradas irá refletir na estimativa do estoque de madeira existente no povoamento, deve-se tomar especial cuidado com o método usado para realizar as estimativas, bem como a utilização de uma base de dados representativa da realidade do povoamento. Assim o presente estudo buscou avaliar métodos para estimativa de volumes individuais e diferentes composições da base de dados para ajuste de modelos volumétricos, comparando as estimativas volumétricas do povoamento com os parâmetros obtidos com o censo.

## 2 MATERIAL E MÉTODOS

### 2.1 BASE DE DADOS

Apenas parte dos dados coletados foram necessários para as análises deste capítulo. Foram utilizados parâmetros da população, obtido com o censo da área, ou seja, o diâmetro ( $d$ ) e altura total ( $h$ ) e volume de todas as árvores presentes no povoamento, totalizando 19.329 árvores medidas.

A configuração de inventário por amostragem utilizada foi a aleatória com fração amostral de 5%, totalizando 37 unidades amostrais circulares com área de 600 m<sup>2</sup> (FIGURA 2.1). Em cada parcela foram medidos o diâmetro a 1,3 m do solo ( $d$ ) e a altura total ( $h$ ) de todas as árvores. Foram utilizados dados da cubagem de 102 árvores abrangendo todas as classes diamétricas do povoamento (TABELA 2.1).

FIGURA 2.1 - DISTRIBUIÇÃO ALEATÓRIA DAS PARCELAS AMOSTRADAS NO POVOAMENTO

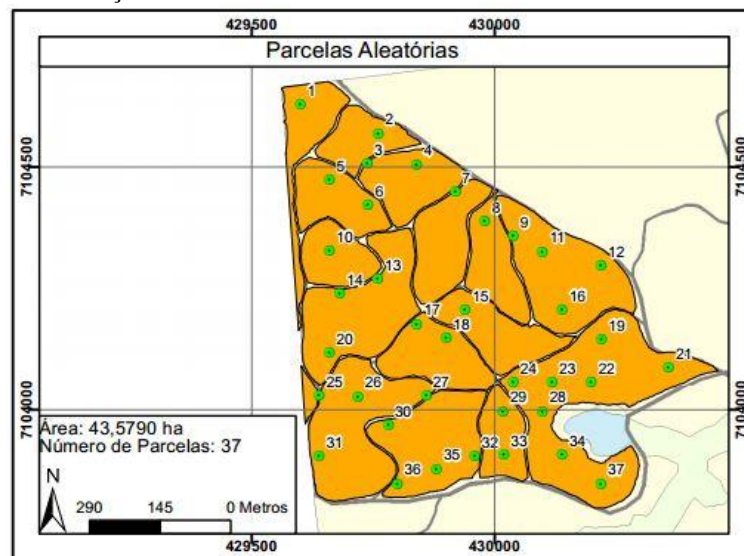


TABELA 2.1 - NÚMERO DE ÁRVORES CUBADAS NAS CLASSES DE DIÂMETRO DO POVOAMENTO

Classe de $d$ (cm)	Nº de Árvores
12   17	6
17   22	11
22   27	14
27   32	16
32   37	16
37   42	14
42   47	14
47   52	7
52   57	4
<b>Total</b>	<b>102</b>

## 2.2 MODELOS VOLUMÉTRICOS TESTADOS

Os dados de diâmetros e alturas totais, obtidos com a cubagem das árvores, foram utilizados no ajuste de modelos volumétricos de simples e dupla entrada (TABELA 2.2).

TABELA 2.2 - MODELOS VOLUMÉTRICOS DE SIMPLES E DUPLA ENTRADA TESTADOS PARA ESTIMAR O VOLUME TOTAL COM CASCA DAS ÁRVORES

Modelos de Simples Entrada		
Kopezky e Gehrhardt	$v = \beta_0 + \beta_1 d^2 + \varepsilon_i$	(2.1)
Hohenadl e Krenn	$v = \beta_0 + \beta_1 d + \beta_2 d^2 + \varepsilon_i$	(2.2)
Husch	$\ln v = \beta_0 + \beta_1 \ln d + \varepsilon_i$	(2.3)
Brenac	$\ln v = \beta_0 + \beta_1 \ln d + \beta_2 1/d + \varepsilon_i$	(2.4)
Modelos de Dupla Entrada		
Spurr	$v = \beta_0 + \beta_1 d^2 h + \varepsilon_i$	(2.5)
Spurr (Logarítmica)	$\ln v = \beta_0 + \beta_1 \ln(d^2 h) + \varepsilon_i$	(2.6)
Schumacher e Hall	$\ln v = \beta_0 + \beta_1 \ln d + \beta_2 \ln h + \varepsilon_i$	(2.1)
Honner	$\frac{d^2}{v} = \beta_0 + \beta_1 1/h + \varepsilon_i$	(2.7)
Ogaya	$\frac{v}{d^2} = \beta_0 + \beta_1 h + \varepsilon_i$	(2.8)
Naslund	$\ln v = \beta_0 + \beta_1 d^2 + \beta_2 d^2 h + \beta_3 d h^2 + \beta_4 h^2 + \varepsilon_i$	(2.9)

$v$  = volume total das árvores (m<sup>3</sup>);  $d$  = diâmetro à altura do peito (cm) (1,30m do solo);  $h$  = altura total (m);  $\beta_i$  = coeficientes dos modelos;  $\varepsilon_i$  = erro aleatório.

Os ajustes dos modelos foram avaliados por meio das estatísticas Coeficiente de Determinação Ajustado (2.11), Erro Padrão de Estimativa Relativo (2.12) e Análise Gráfica dos Resíduos. Para os modelos cuja variável dependente não era a variável de interesse (m<sup>3</sup>) o R<sup>2</sup> e S<sub>yx</sub> foram recalculados. O R<sup>2</sup> foi recalculado usando o Índice de ajuste de Schlaegel (IA). Para o caso dos modelos logarítmicos, as estimativas dos volumes apresentam um erro sistemático para menos, conhecido como discrepância logarítmica. Para corrigir esta diferença na estimativa foi empregado o Fator de Correção de Meyer (FM) (2.13), que deve ser multiplicado pelos valores estimados. As fórmulas das estatísticas utilizadas estão a seguir:

$$R_{aj}^2 = 1 - \left(1 - R^2\right) \left(\frac{n-1}{n-p-1}\right) \quad (2.11)$$

$$S_{yx}(\%) = \frac{\sqrt{SQres}}{\bar{y}} \cdot 100 \quad (2.12)$$

$$FM = e^{0,5 \cdot S_{yx}^2} \quad (2.13)$$

Em que:  $SQres = \sum_{i=1}^n (y_i - \hat{y}_i)^2$ ;  $SQtot = \sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2$ ;  $Y_i$  = valores observados;  $\hat{Y}_i$  = valores estimados;  $\bar{Y}_i$  = média dos valores observados;  $n$  = número de observações;  $p$  = número de coeficientes do modelo.

### 2.3 MODELOS DE AFILAMENTO TESTADOS

Foram ajustados três modelos de afilamento para obter as estimativas de volume, sendo eles o Polinômio de 5° grau (2.14) (SCHOEPFER, 1966), Polinômio de potências inteiras e fracionárias (2.15) de Hradetzky (1976) e o modelo segmentado de Max e Burkhart (1976) (2.16). Esses modelos foram escolhidos por serem frequentemente empregados em diversas pesquisas e pelas empresas florestais brasileiras, sempre apresentando bons resultados.

O Polinômio de potências apresenta um conjunto de potências inteiras e fracionárias que buscam representar melhor o afilamento da árvore nos extremos. Hradetzky (1976) sugeriu a construção do modelo pelo procedimento de regressão passo a passo (*Stepwise*), com a utilização de potências inteiras da ordem de dezenas para representar a base de árvore, em conjunto com potências fracionárias para representar a porção superior do fuste. As potências testadas nesta pesquisa foram: 0,005; 0,09; 0,08; 0,07; 0,06; 0,05; 0,04; 0,03; 0,02; 0,01; 0,9; 0,8; 0,7; 0,6; 0,5; 0,4; 0,3; 0,2; 0,1; 1; 2; 3; 4; 5; 10; 15; 20 e 25.

$$\frac{d_i}{d} = \beta_0 + \beta_1 \left(\frac{h_i}{h}\right) + \beta_2 \left(\frac{h_i}{h}\right)^2 + \beta_3 \left(\frac{h_i}{h}\right)^3 + \beta_4 \left(\frac{h_i}{h}\right)^4 + \beta_5 \left(\frac{h_i}{h}\right)^5 + \varepsilon_i \quad (2.14)$$

$$\frac{d_i}{d} = \beta_0 + \beta_1 \left(\frac{h_i}{h}\right)^{p_1} + \beta_2 \left(\frac{h_i}{h}\right)^{p_2} + \beta_3 \left(\frac{h_i}{h}\right)^{p_3} + \dots + \beta_n \left(\frac{h_i}{h}\right)^{p_n} + \varepsilon_i \quad (2.15)$$

$$d_i = d \left[ \beta_1 (X - 1) + \beta_2 (X^2 - 1) + \beta_3 (a_1 - X)^2 I_1 + \beta_4 (a_2 - X)^2 I_2 \right]^{0,5} + \varepsilon_i \quad (2.16)$$

$$I_i = 1 \text{ se } X \leq a_i; I_i = 0 \text{ se } X > a_i$$

Em que:  $d_i$  = diâmetros ao longo do tronco (cm);  $d$  = diâmetro medido a 1,30 m do solo (cm);  $h_i$  = alturas medidas ao longo do tronco para cada  $d_i$  (m);  $h$  = altura total (m)  $\beta_i$  = coeficientes dos modelos;  $p_n$  = potências selecionadas;  $X = h_i / h$  sendo  $i = 1$  e  $2$ ;  $a_1$  e  $a_2$  = pontos de ligação dos polinômios;  $\varepsilon_i$  = erro aleatório.

O volume individual total com casca de cada árvore foi obtido por meio da integral das equações de afilamento ajustadas:



- Polinômio de 5° grau

$$v = \frac{\pi}{40.000} d^2 \left[ \begin{aligned} & \frac{1}{11} \frac{\beta_5^2 h_i^{11}}{h^{10}} + \frac{1}{5} \frac{\beta_4 \beta_5 h_i^{10}}{h^9} + \frac{1}{9} \left( \frac{2\beta_5 \beta_3}{h^8} + \frac{\beta_4^2}{h^8} \right) h_i^9 + \frac{1}{8} \left( \frac{2\beta_3 \beta_4}{h^7} + \frac{2\beta_5 \beta_2}{h^7} \right) h_i^8 \\ & + \frac{1}{7} \left( \frac{2\beta_2 \beta_4}{h^6} + \frac{2\beta_5 \beta_1}{h^6} + \frac{\beta_3^2}{h^6} \right) h_i^7 + \frac{1}{6} \left( \frac{2\beta_1 \beta_4}{h^5} + \frac{2\beta_3 \beta_2}{h^5} + \frac{2\beta_5 \beta_0}{h^5} \right) h_i^6 \\ & + \frac{1}{5} \left( \frac{\beta_2^2}{h^4} + \frac{2\beta_4 \beta_0}{h^4} + \frac{2\beta_1 \beta_3}{h^4} \right) h_i^5 + \frac{1}{4} \left( \frac{2\beta_3 \beta_0}{h^3} + \frac{2\beta_1 \beta_2}{h^3} \right) h_i^4 + \frac{1}{3} \\ & \left( \frac{\beta_1^2}{h^2} + \frac{2\beta_2 \beta_0}{h^2} \right) h_i^3 + \frac{\beta_0 \beta_1 h_i^2}{h} + \beta_0 h_i \end{aligned} \right] \quad (2.17)$$

- Polinômio de potências inteiras e fracionárias

$$v = \frac{\pi}{40.000} d^2 \left[ \begin{aligned} & c_0^2 h_i + 2 c_0 c_1 \left( \frac{h_i^{p_1+1}}{p_1+1} \right) + 2 c_0 c_2 \left( \frac{h_i^{p_2+1}}{p_2+1} \right) + \dots + 2 c_0 c_{n-1} \left( \frac{h_i^{p_{(n-1)}+1}}{p_{(n-1)}+1} \right) + \\ & 2 c_0 c_n \left( \frac{h_i^{p_n+1}}{p_n+1} \right) + c_1^2 \left( \frac{h_i^{2p_2+1}}{2p_2+1} \right) + 2 c_1 c_2 \left( \frac{h_i^{p_1+p_2+1}}{p_1+p_2+1} \right) + \dots + \\ & c_1 c_{(n-1)} \left( \frac{h_i^{p_1+p_{(n-1)}+1}}{p_1+p_{(n-1)}+1} \right) + 2 c_1 c_n \left( \frac{h_i^{p_1+p_n+1}}{p_1+p_n+1} \right) + c_2^2 \left( \frac{h_i^{2p_2+1}}{2p_2+1} \right) + \dots + \\ & 2 c_2 c_{(n-1)} \left( \frac{h_i^{p_2+p_{(n-1)}+1}}{p_2+p_{(n-1)}+1} \right) + 2 c_2 c_n \left( \frac{h_i^{p_2+p_n+1}}{p_2+p_n+1} \right) + \dots + c_{(n-1)}^2 \left( \frac{h_i^{2p_{(n-1)}+1}}{2p_{(n-1)}+1} \right) \\ & + \dots + 2 c_{(n-1)} c_n \left( \frac{h_i^{p_{(n-1)}+p_n+1}}{p_{(n-1)}+p_n+1} \right) + c_n^2 \left( \frac{h_i^{2p_n+1}}{2p_n+1} \right) \end{aligned} \right] \quad (2.18)$$

Em que:  $c_0 = \beta_0$ ;  $c_i = \left( \frac{\beta_i}{h^{p_i}} \right)$ ;  $i = 1, 2, \dots, n$ ;  $p_j =$  expoentes selecionados pelo procedimento *stepwise*.

- Modelo segmentado de Max e Burkhart

$$v = \frac{\pi}{40.000} d^2 h \left\{ \begin{aligned} & \frac{1}{3} \beta_2 \left( \frac{h_2^3}{h^3} - \frac{h_1^3}{h^3} \right) + \frac{1}{2} \beta_1 \left( \frac{h_2^2}{h^2} - \frac{h_1^2}{h^2} \right) - (\beta_1 + \beta_2) \left( \frac{h_2}{h} - \frac{h_1}{h} \right) \\ & - \frac{1}{3} \beta_3 \left[ \left( a_1 - \frac{h_2}{h} \right)^3 I1 - \left( a_1 - \frac{h_1}{h} \right)^3 J1 \right] \\ & - \frac{1}{3} \beta_4 \left[ \left( a_2 - \frac{h_2}{h} \right)^3 I2 - \left( a_2 - \frac{h_1}{h} \right)^3 J2 \right] \end{aligned} \right\} \quad (2.19)$$

Em que:  $I_i = 1$  se  $(h_2/h) \leq a_i$ ;  $I_i = 0$  se  $(h_2/h) > a_i$ ;  $J_i = 1$  se  $(h_1/h) \leq a_i$ ;  $J_i = 0$  se  $(h_1/h) > a_i$ ;  $i = 1, 2$ .

As equações de afilamento obtidas para estimativa de volumes individuais foram avaliadas com base na raiz quadrática do erro quadrático médio (2.20) e nas estatísticas apresentadas a seguir (2.21 a 2.24), utilizadas por Figueiredo Filho et al. (1996).

$$\text{Raiz quadrática do erro quadrático médio (RMSE \%)} \quad RMSE(\%) = \frac{\sqrt{\frac{\sum (y_i - \hat{y}_i)^2}{N}}}{\bar{y}} \cdot 100 \quad (2.20)$$

$$\text{Desvio médio relativo (Viés \%)} \quad Viés\% = \frac{\sum \frac{RES}{y_i}}{N} \quad (2.21)$$

$$\text{Desvio absoluto médio relativo (Viés Abs)} \quad Viés(ABS) = \frac{\sum \left| \frac{RES}{y_i} \right|}{N} \quad (2.22)$$

$$\text{Desvio padrão das diferenças (Sd)} \quad Sd = \sqrt{\frac{\sum \left( RES - \frac{RES}{N} \right)^2}{N-1}} \quad (2.23)$$

$$\text{Soma dos quadrados residuais relativos (SSRR)} \quad SSRR = \sum \left( \frac{RES}{y_i} \right)^2 \quad (2.24)$$

Em que:  $RES = (y_i - \hat{y}_i)$ ;  $y_i$  = volume total com casca observado ( $m^3$ );  $\hat{y}_i$  = volume total com casca estimado ( $m^3$ );  $N$  = número de árvores;  $\bar{y}$  = volume total médio observado.

Os valores das estatísticas, encontrados para cada modelo, foram classificados de acordo com um *ranking* para facilitar a visualização das melhores estimativas, sendo que, a classificação 1 correspondeu ao melhor valor (mais baixo) para cada estatística e uma classificação 3, o pior valor (mais alto).

## 2.4 FATOR DE FORMA ARTIFICIAL

Uma alternativa aos ajustes de modelos para a estimativa do volume individual das árvores é a utilização do fator de forma. Neste estudo, utilizou-se o fator de forma comum, artificial ou falso (2.25), o qual utiliza o diâmetro a 1,3 m do solo ( $d$ ) como base para a estimativa do volume do cilindro. Foi determinado um fator de forma médio aritmético para o povoamento e fatores de forma médios por classe de diâmetro ( $d$ ).

$$f_{1,30} = \frac{v_a}{v_c} \quad (2.25)$$

Em que:  $v_a$  = volume cubado da árvore ( $m^3$ );  $v_c$  = volume de um cilindro com mesmo diâmetro (cm) e altura (m) da árvore.

O volume da árvore é então obtido pela multiplicação (2.26) de sua área transversal (2.27), altura total e fator de forma correspondente.

$$v = g \cdot h \cdot f_{1,30} \quad (2.26)$$

$$g = \frac{\pi \cdot d^2}{40000} \quad (2.27)$$

Em que:  $g$  = área transversal da árvore ( $m^2$ );  $h$  = altura total (m);  $f_{1,30}$  = fator de forma artificial.

## 2.5 MÉTODOS PARA ESTIMATIVA DO VOLUME INDIVIDUAL DAS ÁRVORES

### 2.5.1 Avaliação dos métodos com base em árvores cubadas

O volume individual das árvores em pé em inventários florestais pode ser estimado de várias formas diferentes, com aplicação de modelos volumétricos, modelos de afilamento e fatores de forma. Estes diferentes métodos foram testados para estimativa do volume individual total com casca das árvores cubadas. Cada método foi considerado como um tratamento:

- Tratamento 1: Volume estimado utilizando o melhor modelo volumétrico de simples entrada (V-SE).
- Tratamento 2: Volume estimado utilizando o melhor modelo volumétrico de dupla entrada (V-DE).
- Tratamento 3: Volume estimado utilizando o melhor modelo de afilamento (V-A).
- Tratamento 4: Volume estimado utilizando um fator de forma médio para as todas árvores (V-FM).
- Tratamento 5: Volume estimado utilizando um fator de forma médio para cada classe de diâmetro (V-FC).

As estimativas de volume das árvores amostradas na cubagem, obtidas com os tratamentos, foram avaliadas com base nas estatísticas apresentadas no item 2.3: Desvio médio relativo (Viés %) (2.21), Desvio absoluto médio relativo (Viés Abs) (2.22), Desvio padrão das diferenças (Sd) (2.23) e Soma dos quadrados residuais relativos (SSRR) (2.24).

Estas estatísticas foram calculadas utilizando todas as árvores amostradas e separadamente, para os dados estratificados em classes de  $d$ . A estratificação permitiu uma análise mais detalhada do desempenho dos métodos. Os valores das estatísticas, encontrados para cada método, foram classificados de acordo com um *ranking*, onde a classificação 1 correspondeu ao melhor valor (mais baixo) para cada estatística e uma classificação 6, o pior valor (mais alto).

As mesmas estimativas de volumes dos tratamentos foram submetidas a uma análise de variância para verificar se podem ser consideradas equivalentes ou não. Foi utilizado o delineamento inteiramente casualizado, testando-se a seguinte hipótese de nulidade:  $H_0: \mu_1 = \mu_2 \dots = \mu_n$ ; sendo  $\mu_1, \mu_2 \dots \mu_n$ , os volumes individuais estimados para as árvores cubadas em cada tratamento. Antes de realizar a análise de variância, o Teste de Bartlett foi aplicado para testar a homogeneidade da variância dos dados, sendo homogêneas segue-se com a análise de variância. A hipótese de nulidade testada no Teste de Bartlett foi:  $H_0: s^2_1 = s^2_2 \dots = s^2_n$ . A análise de variância foi aplicada separadamente para os dados divididos em classes de diâmetros, assim o número de repetições do teste variou conforme o número de árvores existente em cada classe de diâmetro. Se constatada diferença entre as estimativas, o teste de médias de Duncan foi aplicado para verificar quais médias são diferentes. O nível de 5% de significância foi adotado nas análises estatísticas mencionadas.

### 2.5.2 Aplicação dos métodos de estimativa de volume no inventário florestal

Os métodos de estimativa de volume individual (Tratamentos) foram aplicados para obter as estimativas de volume por hectare do povoamento, para isto, empregou-se os procedimentos de cálculo da amostragem aleatória. Cada método gerou uma estimativa de volume para o povoamento. Para avaliar a acuracidade das estimativas do inventário, os volumes por hectare estimados foram comparados com o volume paramétrico, obtido por meio do censo do povoamento. A diferença entre o valor paramétrico do volume e a estimativa do parâmetro possibilitou a determinação do erro real, obtido com a seguinte fórmula (2.28):

$$Erro (\%) = \frac{(V_R - V_E)}{V_R} .100 \quad (2.28)$$

Em que: Erro = Erro real relativo (%);  $V_R$  = volume real obtido no censo florestal;  $V_E$  = volume estimado obtido com o inventário por amostragem.

Foi também realizada uma simulação da receita que pode ser obtida com a comercialização da madeira das árvores amostradas no inventário. Considerou-se apenas madeiras com dimensões para serraria (toras com diâmetro na ponta fina maior que 23 cm).

Com base em outras análises desta mesma base de dados, definiu-se que aproximadamente 55% do volume das árvores deste povoamento pode ser destinado para serraria. A madeira para serraria, na região onde se encontra a empresa, é comercializada a um valor de R\$ 130,00 o metro cúbico (m<sup>3</sup>) (valor referente ao ano de 2014, ver TABELA 3.4, Capítulo III). Assim, pode-se avaliar as consequências que a aplicação de cada método de estimativa de volume individual tem sobre o planejamento da comercialização de madeira para a empresa florestal.

## 2.6 TAMANHO E COMPOSIÇÃO DA BASE DE DADOS DA CUBAGEM

### 2.6.1 Avaliação de tamanhos e composições da base de dados usada no ajuste do modelo volumétrico

Várias opções de seleção de árvores para cubagem foram simuladas buscando definir um número adequado de árvores para compor a amostra usada no ajuste do modelo de volume. Cada composição da base de dados representou um tratamento e as opções são apresentadas na TABELA 2.3.

TABELA 2.3 – COMPOSIÇÃO DA AMOSTRA DE ÁRVORES CUBADAS EM CADA TRATAMENTO

Classe de <i>d</i> (cm)	N1	N2	N3	N4	N5	N6	N7
	Nº total árvores	10 arv/classe	5 arv/classe	3 arv/classe	Freq 1	Freq 2	Freq 3
12  – 17	6	6	5	3	3	3	3
17  – 22	11	10	5	3	10	5	3
22  – 27	14	10	5	3	13	10	5
27  – 32	16	10	5	3	15	10	5
32  – 37	16	10	5	3	15	10	5
37  – 42	14	10	5	3	13	5	3
42  – 47	14	10	5	3	10	5	3
47  – 52	7	7	5	3	7	3	3
52  – 57	4	4	4	3	3	3	3
Total	102	77	44	27	89	54	33

N1 = total de árvores cubadas (102); N2 = 10 árvores por classe de *d* (77); N3 = 5 árvores por classe de *d* (44); N4 = 3 árvores por classe de *d* (27); N5 = 89 árvores distribuídas de acordo com a frequência diamétrica do povoamento; N6 = 54 árvores distribuídas de acordo com a frequência diamétrica do povoamento; N7 = 33 árvores distribuídas de acordo com a frequência diamétrica do povoamento.

No tratamento 1 (N1), utilizou-se o total de árvores cubadas inicialmente (102 árvores). Para os tratamentos 2, 3 e 4, adotou-se um número fixo de árvores para cada classe de diâmetro, respectivamente, 10, 5 e 3 árvores. Nas classes onde a base total de dados (102 árvores) não possuía o número necessário de árvores definidas pelo tratamento, foram usadas todas as disponíveis, mesmo não atingindo o número fixado pelo tratamento. Para os tratamentos 5, 6 e 7 a seleção das árvores amostradas foi com base na frequência diamétrica do povoamento, sendo determinadas 3 intensidades diferentes para a frequências da classe, respeitando-se a restrição de coletar no mínimo 3 árvores por classe de diâmetro. O modelo volumétrico usado para os ajustes foi o que apresentou melhor desempenho no item 2.2 “MODELOS VOLUMÉTRICOS TESTADOS”.

#### 2.6.2 Aplicação das equações volumétricas obtidas com as diferentes bases de dados

As equações ajustadas com as diferentes composições da base de dados foram aplicadas para obter as estimativas do volume das árvores amostradas nas parcelas do inventário florestal. Os volumes estimados foram analisados da mesma forma como descrito no item 2.5.1.

### 3 RESULTADOS E DISCUSSÕES

#### 3.1 MODELOS VOLUMÉTRICOS AJUSTADOS

Os resultados obtidos com os ajustes dos modelos volumétricos estão apresentados na TABELA 2.4. Além das estatísticas de ajustes, os modelos foram avaliados em conjunto com a dispersão gráfica dos resíduos (FIGURA 2.2).

TABELA 2.4 - ESTATÍSTICAS DE AVALIAÇÃO E COEFICIENTES DE AJUSTE DOS MODELOS VOLUMÉTRICOS DE SIMPLES ENTRADA E DUPLA ENTRADA

Modelos de Simples Entrada						
Autor	Modelo	R <sup>2</sup> <sub>aj</sub>	S <sub>yx</sub>	S <sub>yx</sub> %	Coeficientes	Valor p
Husch	$\ln v = \beta_0 + \beta_1 \ln d + \varepsilon_i$	0,939	0,12	14,28	b <sub>0</sub>	-7,4768** 6,8E-77
					b <sub>1</sub>	2,0631** 5,8E-75
Kopezky e Gehrhardt	$v = \beta_0 + \beta_1 d^2 + \varepsilon_i$	0,948	0,11	13,16	b <sub>0</sub>	0,0367 <sup>ns</sup> 9,9E-02
					b <sub>1</sub>	0,0007** 1,4E-66
Hohenadl e Krenn	$v = \beta_0 + \beta_1 d + \beta_2 d^2 + \varepsilon_i$	0,947	0,12	13,97	b <sub>0</sub>	-0,2039* 3,7E-02
					b <sub>1</sub>	0,0155* 1,2E-02
					b <sub>2</sub>	0,0005** 1,7E-06
Brenac	$\ln v = \beta_0 + \beta_1 \ln d + \beta_2 1/d + \varepsilon_i$	0,950	0,11	12,85	b <sub>0</sub>	-4,5164** 1,4E-07
					b <sub>1</sub>	1,3839** 2,6E-11
					b <sub>2</sub>	-18,2309** 2,9E-04
Modelos de Dupla Entrada						
Autor	Modelo	R <sup>2</sup> <sub>aj</sub>	S <sub>yx</sub>	S <sub>yx</sub> %	Coeficientes	Valor p
Schumacher e Hall	$\ln v = \beta_0 + \beta_1 \ln d + \beta_2 \ln h + \varepsilon_i$	0,959	0,10	11,64	b <sub>0</sub>	-10,0942** 2,6E-59
					b <sub>1</sub>	1,7436** 1,6E-64
					b <sub>2</sub>	1,2587** 6,5E-17
Spurr	$v = \beta_0 + \beta_1 d^2 h + \varepsilon_i$	0,958	0,10	11,79	b <sub>0</sub>	0,0979** 7,1E-07
					b <sub>1</sub>	0,0000** 2,6E-71
Spurr (Logarítmica)	$\ln v = \beta_0 + \beta_1 \ln(d^2 h) + \varepsilon_i$	0,958	0,10	11,87	b <sub>0</sub>	-9,4123** 2,4E-90
					b <sub>1</sub>	0,9186** 9,1E-89
Honner	$\frac{d^2}{v} = \beta_0 + \beta_1 1/h + \varepsilon_i$	0,939	0,12	14,25	b <sub>0</sub>	412,89** 2,4E-03
					b <sub>1</sub>	19472,3** 6,9E-12
Ogaya	$\frac{v}{d^2} = \beta_0 + \beta_1 h + \varepsilon_i$	0,939	0,12	14,21	b <sub>0</sub>	0,0004** 1,1E-10
					b <sub>1</sub>	0,00002** 4,2E-10
Naslund	$\ln v = \beta_0 + \beta_1 d^2 + \beta_2 d^2 h + \beta_3 d h^2 + \beta_4 h^2 + \varepsilon_i$	0,995	0,09	10,65	b <sub>0</sub>	-0,0183 <sup>ns</sup> 8,5E-01
					b <sub>1</sub>	0,0004** 9,9E-03
					b <sub>2</sub>	0,00001 <sup>ns</sup> 5,4E-01
					b <sub>3</sub>	0,0001** 6,4E-03
					b <sub>4</sub>	-0,0005 <sup>ns</sup> 3,4E-01

$v$  = volume total das árvores (m<sup>3</sup>);  $d$  = diâmetro à altura do peito (cm) (1,30m do solo);  $h$  = altura total (m);  $b_i$  = coeficientes ajustados;  $\varepsilon_i$  = erro aleatório; R<sup>2</sup><sub>aj</sub> = Coeficiente de determinação ajustado; S<sub>yx</sub> = Erro padrão da estimativa absoluto; S<sub>yx</sub>% = Erro padrão da estimativa relativo.

Em geral, observa-se que os modelos que utilizaram apenas a variável diâmetro no ajuste apresentam estatísticas inferiores aos modelos que empregaram as variáveis altura e diâmetro. A superioridade dos modelos de dupla entrada é comprovada por diversos autores e

para diferentes espécies, entre eles, Thiersch, et al. (2006) que encontraram estatísticas acentuadamente superiores para modelos volumétricos de dupla entrada em comparação com modelos de simples entrada, chegando à conclusão que estimativas de volume para clones de *Eucalyptus* sp. com equações de volume de simples entrada devem ser evitadas. Araújo et al. (2012), observaram melhores resultados para modelos de dupla entrada nas estimativas volumétricas de *Pinus* sp.

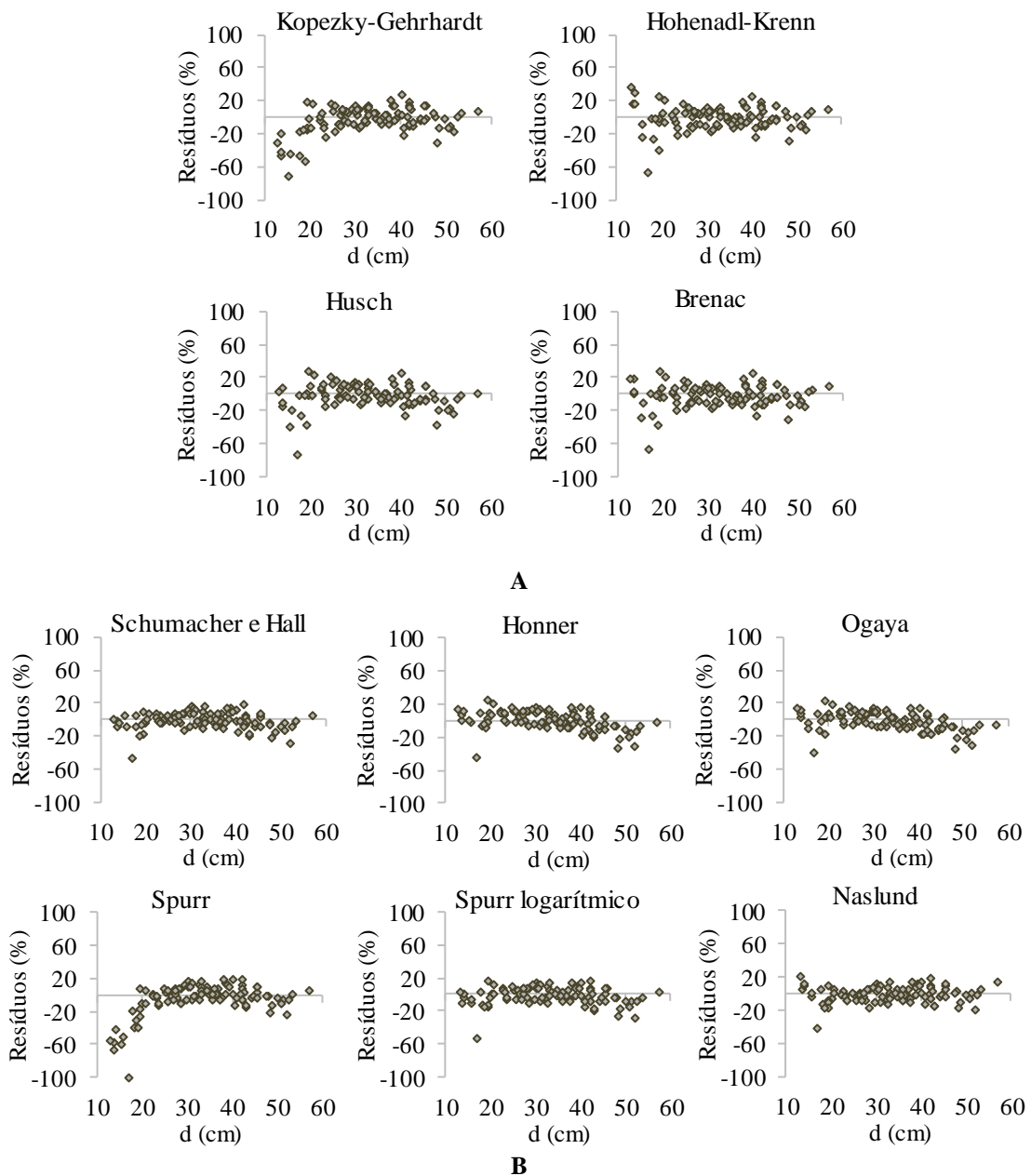
O modelo de simples entrada que apresentou melhor desempenho foi o de Brenac, com um coeficiente de determinação de 0,950 e erro padrão de estimativa de 12,85%. Ao analisar a distribuição dos resíduos para os modelos de simples entrada, nota-se que o modelo de Brenac foi o que apresentou uma estimativa de volume mais homogênea, diferente dos demais modelos de simples entrada que apresentaram tendências em suas estimativas.

O modelo de volume de dupla entrada com menor erro padrão de estimativa foi o de Naslund (10,58%), sua distribuição gráfica dos resíduos (FIGURA 2.2) foi homogênea e sem tendências, no entanto, o modelo apresentou coeficientes não significativos para o ajuste, sendo considerado inadequado aos dados estudados. Este modelo, frequentemente, apresenta coeficientes não significativos em seu ajuste, como observado por Araújo et al. (2012) ao ajustarem modelos volumétricos para *Pinus* sp. em fragmentos remanescentes de povoamentos da década de 1970; por Rolim et al. (2006) ao ajustarem modelos volumétricos para várias espécies da Floresta Nacional do Tapirapé-Aquirí, na Serra dos Carajás (PA); e por Reis et al. (2014) ao ajustarem modelos volumétricos para árvores de *Erismia uncinatum* Warm. no município de Santa Carmem, MT.

O modelo de Schumacher e Hall e de Spurr, nas formas aritmética e logarítmica, apresentaram estatísticas de ajustes semelhantes, com coeficiente de determinação próximo de 0,96 e erro padrão de estimativa de 11,7 a 11,8%. Porém, ao avaliar a distribuição gráfica dos resíduos, nota-se uma tendência de superestimava no volume das menores árvores pelo modelo de Spurr aritmético, já os modelos de Schumacher e Hall e de Spurr logarítmico apresentaram distribuição de resíduos homogêneas, com uma leve tendência em superestimar os volumes das maiores árvores.



FIGURA 2.2 - DISTRIBUIÇÃO GRÁFICA DOS RESÍDUOS PARA OS MODELOS VOLUMÉTRICOS DE SIMPLES ENTRADA (A) E DUPLA ENTRADA (B)



Resultados semelhantes a estes, para os modelos de Schumacher e Hall e Spurr (logarítmico), foram encontrados por Azevedo et al. (2011), os quais concluíram que esses modelos apresentaram melhores performances para estimar o volume de *Eucalyptus urophylla* manejado sob regime de alto fuste ou sob regime de talhadia. Miranda et al. (2015) selecionaram o modelo Schumacher e Hall para a estimativa o volume total com casca de árvores de *Eucalyptus urograndis*. Thomas et al. (2006) concluíram que o modelo de Schumacher e Hall apresentou o melhor desempenho nas estimativas de volume total com e sem casca, para dados oriundos de cubagem e análise de tronco em povoamentos de *Pinus*

*taeda*. Araújo et al. (2012) selecionaram o modelo de Schumacher e Hall para as estimativas de volume individual de árvores de *Pinus* sp. e, ao contrário do encontrado neste trabalho, o modelo de Spurr (logarítmico) resultou no pior desempenho.

Com base nos resultados encontrados, os modelos selecionados para compor os tratamentos foram: como modelo de simples entrada o de Brenac e como modelos de dupla entrada o de Spurr (logarítmico) e de Schumacher e Hall. Os dois modelos de dupla entrada apresentaram desempenhos muito semelhantes, como o modelo de Schumacher e Hall já tem uma eficiência consolidada para diversas situações, optou-se por avaliar ambos os modelos, considerando a inclusão de outro Tratamento com modelo de Schumacher e Hall (V-SH).

### 3.2 MODELO DE AFILAMENTO AJUSTADOS

O procedimento de seleção de variáveis *Stepwise* selecionou as potências 0,7; 6; 0,1; 7; e 0,005 para compor o Polinômio de potências inteiras e fracionárias. Seus coeficientes e estatísticas estão apresentados na TABELA 2.5, juntamente com os coeficientes e estatísticas dos outros dois modelos de afilamento ajustados. Os três modelos testados apresentaram bons ajustes, porém, o Polinômio de 5° grau produziu piores estatísticas em relação aos demais, com erro padrão da estimativa de 10,7% para o diâmetro. Ao observar o coeficiente de determinação, nota-se que este foi maior para o Polinômio de potências inteiras e fracionárias. Considerando o erro padrão da estimativa, o melhor modelo para estimativa dos diâmetros foi o Polinômio de potências inteiras e fracionárias (9,64%).

TABELA 2.5 –ESTATÍSTICAS DE AVALIAÇÃO E COEFICIENTES DOS MODELOS DE AFILAMENTO PARA ESTIMAR DIÂMETROS AO LONGO DO TRONCO

Modelo	R <sup>2</sup> <sub>aj</sub>	S <sub>yx</sub> (m <sup>3</sup> )	S <sub>yx</sub> (%)	Coeficientes					
				a <sub>1</sub>	a <sub>2</sub>	b <sub>1</sub>	b <sub>2</sub>	b <sub>3</sub>	b <sub>4</sub>
Max e Burkhart	0,967	2,47	10,14						
				0,1000**	0,6273**	-3,6816**	1,8354**	74,1812**	-2,2466**
5° Grau	0,968	2,62	10,73	b <sub>0</sub>	b <sub>1</sub>	b <sub>2</sub>	b <sub>3</sub>	b <sub>4</sub>	b <sub>5</sub>
				1,3200**	-5,8765**	27,8271**	-61,766**	59,7933**	-21,335**
Potências inteiras e fracionárias	0,974	2,35	9,64	b <sub>0</sub>	b <sub>1</sub>	b <sub>2</sub>	b <sub>3</sub>	b <sub>4</sub>	b <sub>5</sub>
				1,4028**	-0,2691**	-4,2462**	-1,0098**	3,8062**	0,4226**

R<sup>2</sup><sub>aj</sub> = Coeficiente de determinação ajustado; S<sub>yx</sub> (m<sup>3</sup>) = Erro padrão da estimativa absoluto; S<sub>yx</sub> (%) = Erro padrão da estimativa relativo.

Tanto o modelo segmentado de Max e Burkhart quanto o Polinômio de potências inteiras e fracionárias foram adequados para estimativa dos volumes totais das árvores, com desempenho muito semelhante (TABELA 2.6). Considerando a classificação das equações de

afilamento pelo *ranking* e a maior facilidade de ajuste e integração do Polinômio de potências, este foi selecionado para compor a base de dados do Tratamento (V-A), que utiliza um modelo de afilamento para estimativas de volumes do povoamento.

TABELA 2.6 – ESTATÍSTICAS DE AVALIAÇÃO DOS MODELOS DE AFILAMENTO PARA ESTIMATIVA DOS VOLUMES INDIVIDUAIS

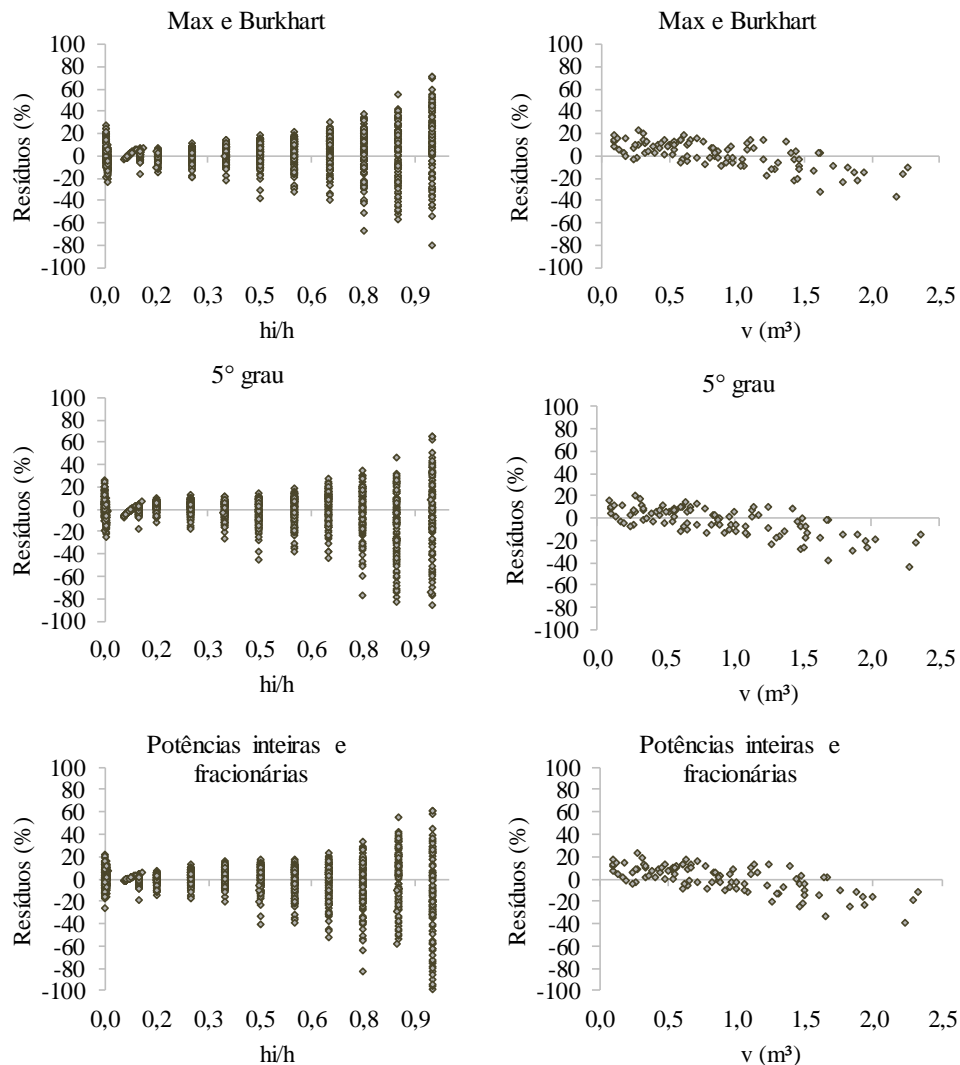
Estatística	Modelos		
	Max e Burkhart	5° grau	Potências inteiras e fracionárias
RMSE (%)	15,02 (1)	17,98 (3)	16,42 (2)
Viés (%)	0,0144 (2)	-0,0282 (3)	-0,0078 (1)
Viés (ABS)	0,0983 (2)	0,1001 (3)	0,0977 (1)
Sd	0,1282 (1)	0,1535 (3)	0,1402 (2)
SSRR	1,5272 (2)	1,6875 (3)	1,5195 (1)
Soma	8	15	7

$R^2_{aj}$  = Coeficiente de determinação ajustado;  $S_{yx}$  ( $m^3$ ) = Erro padrão da estimativa absoluto;  $S_{yx}$  (%) = Erro padrão da estimativa relativo. REQM = Erro quadrático médio; Viés (%) = Desvio médio relativo; Viés (ABS) = Desvio absoluto médio relativo; Sd = Desvio padrão das diferenças; SSRR = Soma dos quadrados residuais relativos.

A distribuição dos resíduos (FIGURA 2.3) evidenciou que todos os modelos apresentaram maior dispersão de resíduos para estimativa dos menores diâmetros, como já esperado, porém não são identificadas tendências. A dispersão dos resíduos para as estimativas de volume indicou uma tendência de superestimativa para as árvores com maiores volumes.

Em diversos casos, o Polinômio de potências inteiras e fracionárias tem apresentado um bom desempenho para estimativas de volumes e diâmetros. Queiroz et al. (2008) o selecionaram para estimar volumes em diferentes classes de idade para bracinga (*Mimosa scabrella* Benth.). Yoshitani Junior et al. (2012), testando os modelos de afilamento de Shoepfer (1966), Kozak et al. (1969) e Hradetzky (1979) para *Pinus taeda*, concluíram que o modelo de Hradetzky (Polinômio de potências inteiras e fracionárias) foi o que melhor estimou o diâmetro ao longo do fuste e volumes totais. Téó et al. (2013) concluíram, ao testar os modelos Polinômios de 2° e de 5° Graus e o Polinômio potências, que o mais acurado para estimar os diâmetros com e sem casca ao longo do fuste de árvores de *Pinus elliottii* foi Polinômio de potências inteiras e fracionárias. Além destas, muitas outras pesquisas utilizaram este modelo, como: Fischer et al. (2001); Machado et al. (2004); Souza (2007); Queiroz et al. (2008); Kohler et al. (2013); Kohler et al. (2015).

FIGURA 2.3 – DISTRIBUIÇÃO DOS RESÍDUOS PARA ESTIMATIVA DE DIÂMETROS AO LONGO DO TRONCO E VOLUME TOTAL COM CASCA PELOS MODELOS DE AFILAMENTO



### 3.3 FATOR DE FORMA ARTIFICIAL

As árvores cubadas resultaram em um fator de forma artificial médio de 0,47, representado pela média aritmética dos valores obtidos para as 102 árvores. Este valor foi semelhante ao obtido por Kohler et al. (2016) ao avaliar a evolução do fator de forma ao longo dos anos de árvores de *Pinus taeda*, encontrando um fator de forma médio, aos 15 anos, em torno de 0,47.

Foi também determinado um fator de forma médio para cada classe de diâmetro (TABELA 2.7), variando de 0,38 até 0,52. Observa-se uma tendência de redução do fator de forma para as maiores classes de  $d$  e com base nisto, pode-se concluir que as árvores de maiores diâmetros apresentaram troncos mais afilados. Considerando árvores de mesma idade e

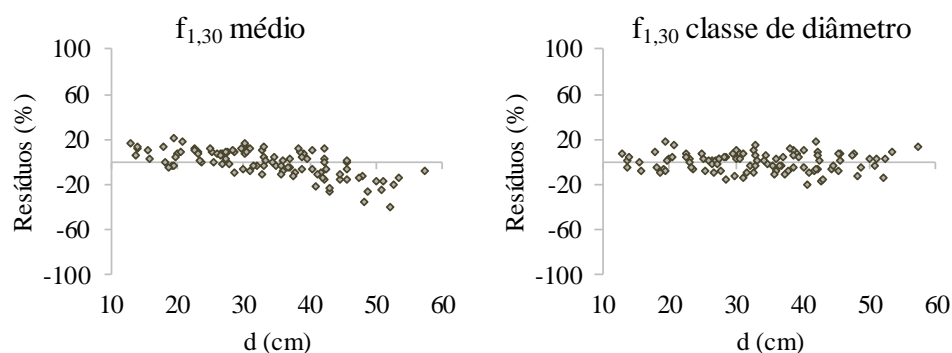
diâmetros diferentes, o maior afilamento no tronco das classes de maiores diâmetros pode estar associado à taxa de crescimento mais acelerada dessas árvores. Este mesmo comportamento do fator de forma foi observado por Drescher et al. (2001), que observaram uma redução do fator de forma para *Pinus elliottii* com o aumento do diâmetro, até permanecerem, aproximadamente, constantes em 0,48 nos maiores diâmetros, considerando árvores de até 30 cm de diâmetro. Este fato pode estar ainda relacionado à dominância dessas árvores que tendem a ter copas mais vigorosas e com maiores comprimentos que as árvores das classes intermediárias e dominadas.

TABELA 2.7 – FATOR DE FORMA MÉDIO POR CLASSE DE DIÂMETRO

Classe de diâmetro (cm)	Fator de forma ( $f_{1,30}$ )
12   17	0,525
17   22	0,491
22   27	0,502
27   32	0,499
32   37	0,467
37   42	0,465
42   47	0,437
47   52	0,390
52   57	0,380

Os fatores de forma foram empregados para estimar os volumes, por meio da fórmula (2.26) apresentada na metodologia. Observa-se na FIGURA 2.4, a distribuição gráfica dos resíduos das estimativas de volume pelo fator de forma médio e pelos fatores de forma obtidos por classe de diâmetro. O fator de forma médio geral apresentou tendências nas estimativas dos volumes, subestimando levemente os volumes das menores árvores e superestimando o das maiores. Já as estimativas de volume obtidas utilizando o fator de forma médio por classe de diâmetro, foram mais homogêneas, não existindo tendências.

FIGURA 2.4 - DISTRIBUIÇÃO DOS RESÍDUOS PARA OS VOLUMES ESTIMADOS PELO FATOR DE FORMA MÉDIO E PELO FATOR DE FORMA POR CLASSE DE DIÂMETRO



Segundo Miranda et al. (2015), o fator de forma é um método muito utilizado e importante para obter estimativas rápidas da variável volume, no entanto, deve-se ter

ponderações e cuidados quanto ao seu uso. O fator de forma deve ser específico para o povoamento, ou seja, deve ser desenvolvido por espécie, idade, espaçamento e sítio florestal, podendo assim produzir estimativa com maior exatidão. Schroeder et al. (2013) concluíram que o fator de forma da árvore de diâmetro médio quadrático é melhor que o fator de forma médio para a estimativa do volume comercial individual de árvores de *Eucalyptus grandis*. Segundo os autores, outra opção adequada seria a utilização de fatores de forma por classe de diâmetro ou o uso de modelos que expliquem a variação do fator de forma em função do diâmetro.

### 3.4 MÉTODOS PARA ESTIMATIVA DE VOLUME INDIVIDUAL DAS ÁRVORES

#### 3.4.1 Avaliação dos métodos com base nas árvores cubadas

Cada Tratamento (método) gerou uma estimativa de volume para as árvores cubadas (TABELA 2.8). Em geral, observou-se que todos os métodos, com exceção daquele que utilizou o fator de forma por classe de  $d$  (V-FC), o qual subestimou os volumes em 0,4%, estimaram volumes maiores que os observados. Os métodos que utilizaram a função de afilamento (V-A) e o fator de forma médio (V-FM) apresentaram superestimativa de 4,2 e 4,9%, respectivamente. Estes métodos apresentaram uma tendência em superestimar as árvores de maiores diâmetros, resultando em volumes maiores que o cubado. Os métodos que empregam o modelo de volume de simples entrada (V-SE), modelo de volume de dupla entrada (V-DE) e modelo de Schumacher e Hall (V-SH) apresentaram superestimativa entre 0,3 e 0,9%.

TABELA 2.8 – VOLUMES DAS ÁRVORES CUBADAS ESTIMADOS PELOS MÉTODOS AVALIADOS

Método	Soma (m <sup>3</sup> )	Média (m <sup>3</sup> )	Diferença (%)
V-Observado	87,51	0,8579	-
V-SE	87,75	0,8603	0,3
V-DE	88,28	0,8655	0,9
V-SH	88,18	0,8645	0,8
V-A	91,22	0,8943	4,2
V-FM	91,79	0,8999	4,9
V-FC	87,19	0,8548	-0,4

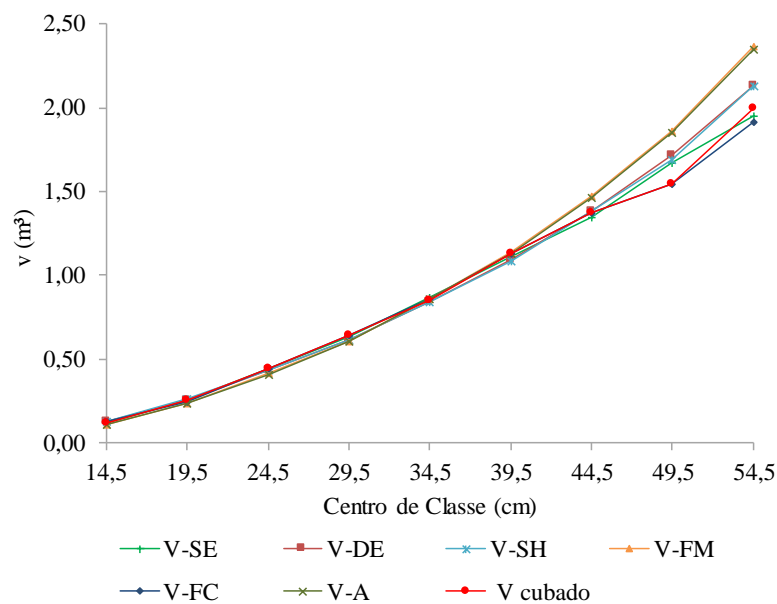
Soma (m<sup>3</sup>) = Somatório do volume das 102 árvores cubadas; Média (m<sup>3</sup>) = média do volume das 102 árvores cubadas; Diferença (%) = diferença em percentual entre o volume médio estimado pelo método e o volume médio cubado; V-Observado = volume cubado; V-SE = volume estimado com modelo de volume de simples entrada; V-DE = volume estimado com modelo de volume de dupla entrada; V-SH = volume estimado pelo modelo de Schumacher e Hall; V-A = volume estimado pelo modelo de afilamento; V-FM = volume estimado pelo fator de forma médio; V-FC = volume estimado pelo fator de forma por classe de diâmetro.

A análise de variância aplicada aos volumes estimados pelos métodos não identificou diferença significativa entre eles, como também observado por outros autores, ao realizar análises semelhantes, como por exemplo Azevedo et al. (2011), que avaliaram métodos de

estimativa de volume para árvores de *Eucalyptus urophylla* e não constataram diferença estatística entre os volumes estimados por um fator de forma médio e volumes estimados por modelos volumétricos (Schumacher e Hall logaritimizado e Spurr). Miranda et al. (2015) avaliaram estimativas de volume total e comercial de árvores de *Eucalyptus urograndis* utilizando fator de forma médio e equações de volume; e Machado et al. (2005) avaliaram estimativas de volume usando fatores de forma, equações de volume e funções de afilamento para povoamentos de *Pinus oocarpa*. Em ambos os trabalhos não foi constatada diferença significativa entre os métodos de estimativa de volume.

Os volumes estimados pelos métodos (FIGURA 2.5) foram bem próximos ao volume cubado até a classe de 37 a 41,9 cm, todavia, nas classes maiores observou-se diferença entre os métodos. O volume das maiores árvores é superestimado por todos os métodos com exceção daquele que utiliza o fator de forma por classe de  $d$  (V-FC). Sanquetta et al. (2016), ao avaliar o fator de forma por classe diamétrica em comparação com modelos de regressão, para estimativa de volume de *Araucaria angustifolia*, também observaram superioridade das estimativas de volume obtidas por fatores de forma por classe de diâmetros. Segundo os autores, essa técnica é simples e robusta, sendo passível de ser empregada com segurança, desde que não haja variações significativas dos valores do fator de forma dentro da classe diamétrica.

FIGURA 2.5 – VOLUMES ESTIMADOS POR CLASSE DE DIÂMETRO PELOS MÉTODOS DE ESTIMATIVA DE VOLUME



V-SE = volume estimado pelo modelo de volume de simples entrada; V-DE = volume estimado pelo modelo de dupla entrada; V-SH = volume estimado pelo modelo de Schumacher e Hall; V-FM = volume estimado pelo fator de forma médio; V-FC = volume estimado pelo fator de forma em classe de  $d$ ; V-A = volume estimado pelo modelo de afilamento; V cubado = volume cubado das árvores (volume real).

As estimativas mais distantes dos valores cubados foram produzidas pelos métodos que utilizaram o modelo de afilamento e o fator de forma médio, o qual chega a superestimar o volume em até 20%, nas maiores classes diamétricas.

Com bases nestas observações a análise de variância foi então aplicada para os dados divididos em classes e  $d$ . Visualmente, nota-se que as opções de estimativas de volumes apresentam diferenças entre elas, fato constatado pela análise de variância (TABELA 2.9). Os resultados mostram que existe diferença significativa entre as estimativas de volumes dos métodos apenas nas classes de diâmetros maiores que 42 cm.

TABELA 2.9 – ANÁLISE DE VARIÂNCIA (TESTE F) PARA OS VOLUMES ESTIMADOS POR CLASSE DE DIÂMETRO PELOS MÉTODOS TESTADOS PARA ESTIMAR VOLUMES INDIVIDUAIS

Classes de $d$ (cm)	F	Valor p	
12   17	1,060395	0,404506	ns
17   22	0,346774	0,909482	ns
22   27	0,534828	0,780473	ns
27   32	1,740586	0,118751	ns
32   37	0,200357	0,975991	ns
37   42	0,341226	0,913267	ns
42   47	2,351489	0,037116	*
47   52	8,709662	0,000004	**
52   57	4,247839	0,005924	**

ns = diferença não significativa entre os métodos. \* Diferença significativa entre os métodos a 5% de significância; \*\* Diferença significativa entre os métodos a 1% de significância.

Observadas diferenças significativas entre os tratamentos nas três maiores classes de  $d$ , aplicou-se o Teste de médias de Duncan (TABELA 2.10). Para a classe de  $d$  42-46,9 cm, apenas o volume estimado pelo fator de forma médio (V-FM) não foi estatisticamente igual ao volume cubado. As estimativas com os fatores de forma por classe de  $d$  (V-FC) apresentaram a média mais próxima da média do volume cubado.

Para a classe de diâmetro de 47-51,9 cm apenas os volumes estimados pelo modelo de simples entrada (V-SE) e pelo fator de forma por classe de  $d$  (V-FC) foram estatisticamente iguais ao volume cubado. Os tratamentos com médias mais distantes da cubagem foram o fator de forma médio (V-FM) e o modelo de afilamento (V-A). Este resultado reflete a tendência discutida anteriormente, de que os modelos de afilamento encontraram dificuldade para estimar o volume total das árvores com diâmetros maiores.



TABELA 2.10 - TESTE DE DUNCAN REALIZADO PARA OS VOLUMES EM CLASSE DE DIÂMETRO

Classe de $d$ (cm)	Tratamento	Médias de volume	Grupos
42 – 46,9	V-FM	1,4775	a
	V-A	1,4684	ab
	V-SH	1,3876	ab
	V-DE	1,3860	ab
	V-FC	1,3732	bc
	V-Cubado	1,3719	bc
	V-SE	1,3463	c
47 – 51,9	V-FM	1,8646	a
	V-A	1,8531	a
	V-DE	1,7161	b
	V-SH	1,6940	b
	V-SE	1,6696	bc
	V-Cubado	1,5484	c
	V-FC	1,5462	c
52 - 57	V-FM	2,3677	a
	V-A	2,3531	a
	V-DE	2,1368	ab
	V-SH	2,1333	ab
	V-Cubado	1,9966	b
	V-SE	1,9525	b
	V-FC	1,9150	b

V-SE = volume estimado pelo modelo de volume de simples entrada; V-DE = volume estimado pelo modelo de dupla entrada; V-SH = volume estimado pelo modelo de Schumacher e Hall; V-FM = volume estimado pelo fator de forma médio; V-FC = volume estimado pelo fator de forma em classe de  $d$ ; V-A = volume estimado pelo modelo de afilamento; V cubado = volume cubado das árvores (volume real).

Do mesmo modo, para a classe de  $d$  de 52 a 57 cm, os tratamentos que utilizaram o modelo de afilamento (V-A) e o fator de forma médio (V-FM) diferiram do volume cubado das árvores, enquanto os demais tratamentos foram, estatisticamente, iguais entre si e o volume cubado. Observando as médias dos tratamentos, notou-se que a média do volume estimado com o fator de forma em classes de  $d$  esteve sempre muito próxima ao valor do volume cubado das árvores, o que confirma os resultados obtidos com a estatística viés (TABELA 2.11).

As estimativas de volume foram avaliadas com as estatísticas viés (%), viés absoluto (ABS), erro padrão das diferenças (Sd) e soma dos quadrados residuais relativos (SSRR) (TABELA 2.10). Observou-se que os tratamentos apresentaram valores de Viés (%) negativos, indicando que todos, em algum grau, considerando a média das árvores cubadas, superestimaram os volumes. De acordo com o *ranking* apresentado, a melhor opção para estimar os volumes é aquela que apresentou a menor soma de valores, portanto, o método que empregou os fatores de forma por classe de  $d$  (V-FC) teve o melhor desempenho, recebendo nota 1 para todas as estatísticas. A segunda melhor opção foi a utilização do modelo de Schumacher e Hall (V-SH).

TABELA 2.11 - ESTATÍSTICAS DE AVALIAÇÃO DAS ESTIMATIVAS DO VOLUME OBTIDAS PELOS TRATAMENTOS (MÉTODOS DE ESTIMATIVA DE VOLUME)

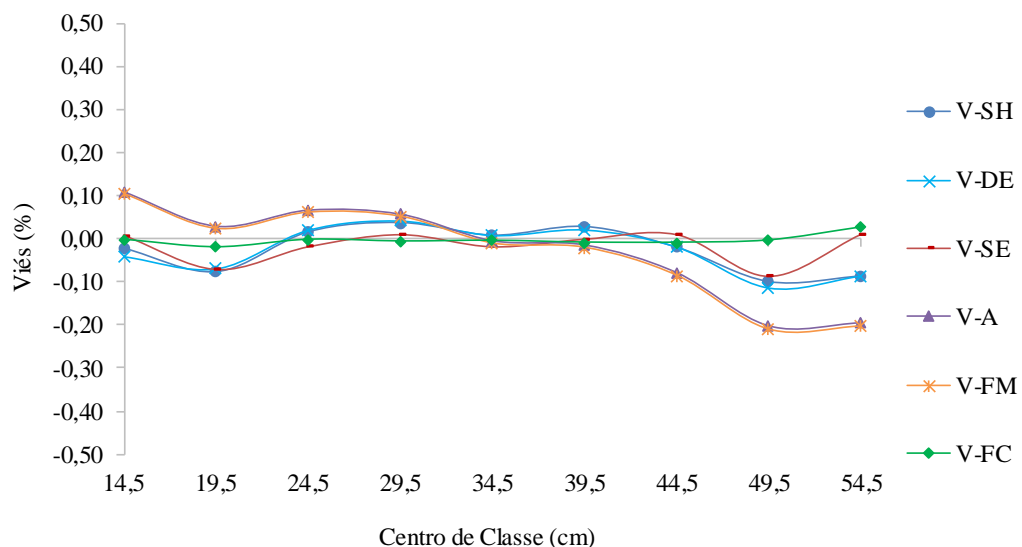
Tratamento	Viés (%)	Viés (ABS)	Sd	SSRR	Soma
V-SE	-0,0168(6)	0,0993(6)	0,1081(4)	1,8780(6)	22
V-DE	-0,0104(4)	0,0796(3)	0,1001(3)	1,1263(3)	13
V-SH	-0,0094(3)	0,0749(2)	0,0979(2)	1,0287(2)	9
V-A	-0,0078(2)	0,0977(4)	0,1402(5)	1,5495(4)	15
V-FM	-0,0141(5)	0,0982(5)	0,1441(6)	1,5827(5)	21
V-FC	-0,0061(1)	0,0707(1)	0,0854(1)	0,8253(1)	4

V-SE = volume estimado pelo modelo de volume de simples entrada; V-DE = volume estimado pelo modelo de dupla entrada; V-SH = volume estimado pelo modelo de Schumacher e Hall; V-FM = volume estimado pelo fator de forma médio; V-FC = volume estimado pelo fator de forma em classe de  $d$ ; V-A = volume estimado pelo modelo de afilamento; Viés (%) = Desvio médio relativo; Viés (ABS) = Desvio absoluto médio relativo; Sd = Desvio padrão das diferenças; SSRR = Soma dos quadrados residuais relativos.

Nota: O Ranking está entre parênteses ao lado do valor da estatística.

Como constatado, os métodos não têm igual desempenho para toda a variação diamétrica do povoamento e a estatística Viés (%) aplicada separadamente para cada classe de  $d$  (FIGURA 2.6) permitiu uma melhor análise da performance dos métodos.

FIGURA 2.6 – VIÉS (%) OBTIDO POR CLASSE DE DIÂMETRO



V-SE = volume estimado pelo modelo de volume de simples entrada; V-DE = volume estimado pelo modelo de dupla entrada; V-SH = volume estimado pelo modelo de Schumacher e Hall; V-FM = volume estimado pelo fator de forma médio; V-FC = volume estimado pelo fator de forma em classe de  $d$ ; V-A = volume estimado pelo modelo de afilamento; V cubado = volume cubado das árvores (volume real).

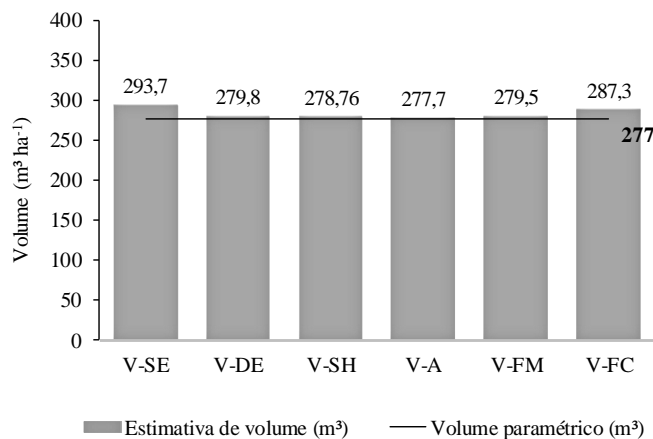
Os valores de Viés (%) foram baixos em todos os casos. Os resultados indicaram que o método mais estável em relação as estimativas é o fator de forma por classe de  $d$ , mantendo sempre um viés próximo a zero em todas as classes. Os demais métodos apresentaram melhores estimativas de volumes para árvores com  $d$  entre 22 e 42 cm. É nesta faixa de diâmetros que estão o maior número de árvores do povoamento, segundo a frequência diamétrica observada no censo. O fator de forma médio e o modelo de afilamento subestimaram os volumes das

árvores menores ( $d < 32$  cm) e superestimam volumes das maiores árvores ( $d > 42$  cm). As maiores diferenças entre os volumes estimados e os reais estão nas três maiores classes de diâmetro.

### 3.4.2 Aplicação dos métodos de estimativa de volume no inventário florestal

Os volumes individuais estimados pelos métodos (V-SE, V-DE, V-SH, V-A, V-FM e V-FC) resultaram em 6 estimativas de volume por hectare para o povoamento (FIGURA 2.7). Os volumes por hectare obtidos para o povoamento estão sob influência dos erros apresentados pelos métodos de estimativa de volume individual e do erro associado ao processo amostral.

FIGURA 2.7 – VOLUME POR HECTARE DO POVOAMENTO OBTIDO CONFORME O MÉTODO DE ESTIMATIVA DE VOLUME INDIVIDUAL DAS ÁRVORES



V-SE = volume estimado pelo modelo de volume de simples entrada; V-DE = volume estimado pelo modelo de dupla entrada; V-SH = volume estimado pelo modelo de Schumacher e Hall; V-FM = volume estimado pelo fator de forma médio; V-FC = volume estimado pelo fator de forma em classe de  $d$ ; V-A = volume estimado pelo modelo de afilamento.

Quando os métodos de estimativa de volume individual foram aplicados para estimar os volumes das árvores das parcelas, ou seja, uma base de dados diferentes da usada para o ajuste do modelos e cálculo dos fatores de forma, estes apresentaram tendências nas estimativas. Os métodos que utilizam o modelo de dupla entrada (V-DE), o modelo de Schumacher e Hall (V-SH), o modelo de afilamento (V-A) e o fator de forma médio (V-FM) subestimaram os volumes das árvores das parcelas do inventário. O método que utiliza o modelo de volume de simples entrada (V-SE) superestimou os volumes individuais. Apenas o método que utilizou o fator de forma em classe de diâmetro (V-FC) estimou volumes próximo ao verdadeiro.

No entanto, observou-se (Tabela 2.12) que o método que utilizou o fator de forma em classe de diâmetro (V-FC) resultou em estimativas de volume por hectare mais distantes do

valor paramétrico (Erro de 3,73%) que os métodos que subestimaram os volumes das árvores (Erros entre 0,28 e 1,03%). Estes resultados ocorreram devido a compensação da subestimativa apresentada pelo método com a superestimativa resultante do processo de amostragem aleatório utilizado.

No caso do fator de forma por classe de diâmetro, os volumes estimados para as árvores já foram semelhantes ao volume real, ou seja, não apresentaram tendências. Dessa forma o processo de amostragem resultou em uma superestimativa do volume por hectare.

TABELA 2.12 - ESTIMATIVAS DO INVENTÁRIO POR AMOSTRAGEM OBTIDAS COM OS MÉTODOS DE ESTIMATIVA DE VOLUME INDIVIDUAL DAS ÁRVORES

Método	Volume médio por parcela (m <sup>3</sup> )	V (m <sup>3</sup> ha <sup>-1</sup> )	Erro real (%)*
V-SE	17,5	291,5	-6,02
V-DE	16,7	278,5	-1,03
V-SH	16,7	277,6	-0,64
V-A	16,6	276,4	-0,28
V-FM	16,7	278,2	-0,90
V-FC	17,2	286,0	-3,73

\* Erro real obtido para as estimativas de volume por hectare; V-SE = volume estimado pelo modelo de volume de simples entrada; V-DE = volume estimado pelo modelo de dupla entrada; V-SH = volume estimado pelo modelo de Schumacher e Hall; V-FM = volume estimado pelo fator de forma médio; V-FC = volume estimado pelo fator de forma em classe de  $d$ ; V-A = volume estimado pelo modelo de afilamento.

Apesar da diferença encontrada entre os volumes estimados com cada método ser pequena, e não significativa do ponto de vista estatístico, essas variações do volume podem representar uma diferença relevante em termos econômicos. Os efeitos da utilização de diferentes métodos de estimativa de volume individual podem ser observados com a simulação da comercialização das toras com volumes adequados para serraria (TABELA 2.13).

Estatisticamente não houve diferença entre os volumes estimados, assim, qualquer método poderia ser adotado para estimativa dos volumes individuais. No entanto, ao utilizar modelos de volume de simples entrada (V-SE), avaliado no item 3.1 como uma das alternativas menos adequadas para estimativa de volume, tem-se o maior valor estimado para o povoamento (R\$ 20.787,40 por hectare). A diferença entre a alternativa que apresentou o maior volume estimado (V-SE) e a que apresentou o menor (V-A) foi de R\$ 1.074,00 por hectare, todavia, em um povoamento com 43,579 hectares, esta diferença será de mais de R\$ 46.000,00.

TABELA 2.13 - SIMULAÇÃO DA COMERCIALIZAÇÃO DO VOLUME DE MADEIRA PARA SERRARIA ESTIMADO PELOS TRATAMENTOS

Tratamento	V (m <sup>3</sup> ha <sup>-1</sup> )	Valor da madeira (R\$ ha <sup>-1</sup> )
V-SE	159,9	20.787,40
V-DE	152,8	19.861,90
V-SH	152,3	19.799,00
V-A	151,6	19.713,40
V-FM	152,6	19.835,60
V-FC	156,9	20.395,60

V (m<sup>3</sup> ha<sup>-1</sup>) = Volume por hectare estimado pelo inventário florestal com dimensões adequada para comercialização de madeira para serraria (55% do volume total por hectare); V-SE = volume estimado pelo modelo de volume de simples entrada; V-DE = volume estimado pelo modelo de dupla entrada; V-SH = volume estimado pelo modelo de Schumacher e Hall; V-FM = volume estimado pelo fator de forma médio; V-FC = volume estimado pelo fator de forma em classe de *d*; V-A = volume estimado pelo modelo de afilamento.

### 3.5 TAMANHO E COMPOSIÇÃO DA BASE DE DADOS AMOSTRADA NA CUBAGEM

#### 3.5.1 Avaliação de tamanhos e composições da base de dados usada no ajuste do modelo volumétrico

O modelo selecionado para realizar os ajustes foi o modelo de Schumacher e Hall. A variação da base de dados (N1 a N7) usada para o ajuste gerou as estatísticas apresentadas na TABELA 2.14. O coeficiente de determinação (R<sup>2</sup>) foi semelhante para todos os tratamentos, em média 0,96, não apresentando tendência aparente com a variação da base de dados. O erro padrão de estimativa (S<sub>yx</sub>%) foi menor para a base de dados com 89 árvores (N5), ou seja, aquela que selecionou um número de árvores proporcional à frequência das classes de *d* do povoamento, correspondendo a alocação proporcional com maior número de árvores testada. Ao comparar esta opção (N5) com a que utilizou o número total de árvores cubadas (N1) observa-se que o valor de S<sub>yx</sub> (%) foi muito semelhante, 11,26% e 11,64%, respectivamente.

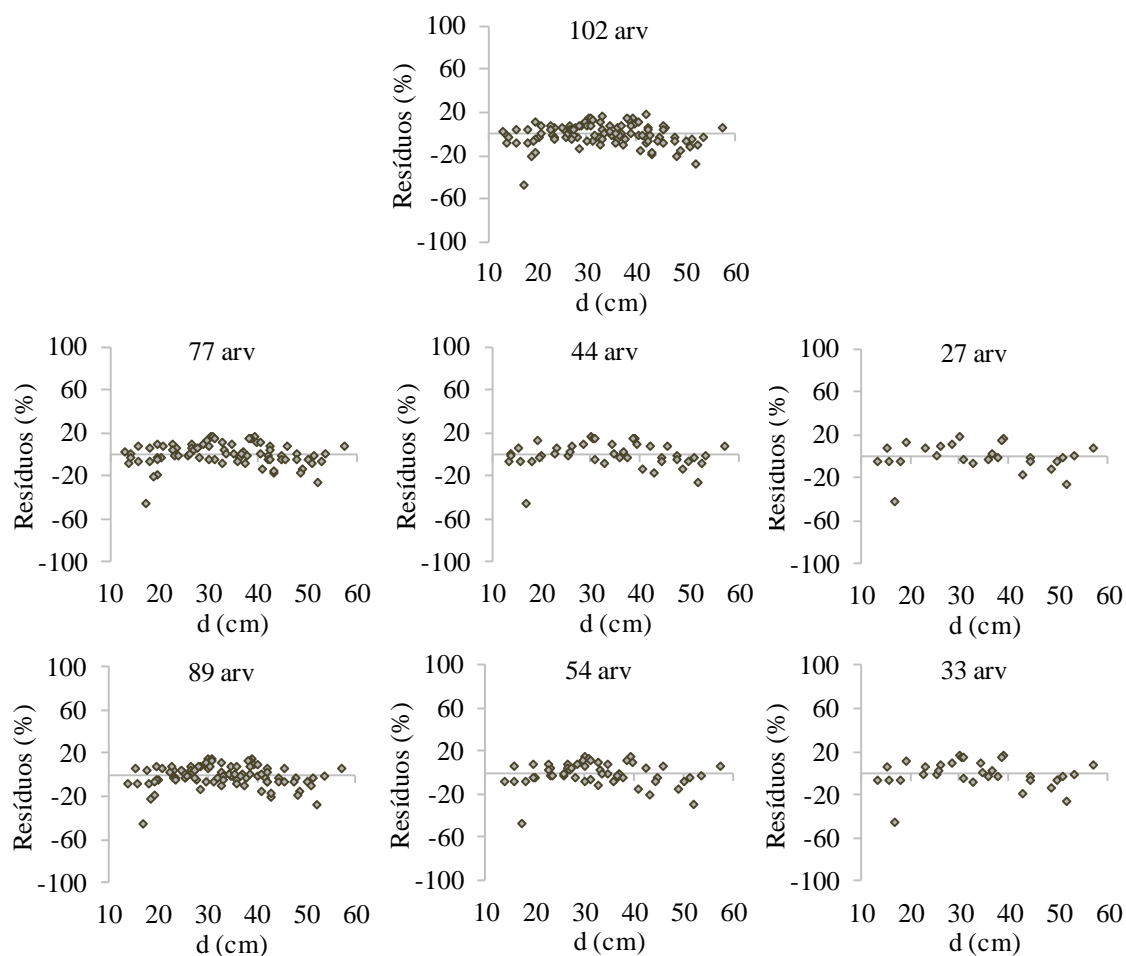
TABELA 2.14 - ESTATÍSTICAS OBTIDAS PARA OS AJUSTES DO MODELO DE VOLUME VARIANDO O TAMANHO E COMPOSIÇÃO DA BASE DE DADOS

Tratamento	R <sup>2</sup>	S <sub>yx</sub> (m <sup>3</sup> )	S <sub>yx</sub> %	b <sub>0</sub>	b <sub>1</sub>	b <sub>2</sub>
N1	0,961	0,10	11,64	-10,094**	1,744**	1,259**
N2	0,965	0,10	11,75	-10,211**	1,710**	1,333**
N3	0,966	0,11	12,46	-10,077**	1,750**	1,241**
N4	0,963	0,13	13,90	-10,137**	1,744**	1,264**
N5	0,961	0,10	11,26	-10,231**	1,715**	1,337**
N6	0,959	0,11	12,78	-10,240**	1,724**	1,332**
N7	0,958	0,12	14,01	-10,126**	1,742**	1,268**

\*\*Coeficientes significativos ao nível de 5% de significância; N1= total de árvores cubadas (102); N2 = 10 árvores por classe de *d* (77); N3 = 5 árvores por classe de *d* (44); N4 = 3 árvores por classe de *d* (27); N5 = 89 árvores distribuídas de acordo com a frequência diamétrica do povoamento; N6 = 54 árvores distribuídas de acordo com a frequência diamétrica do povoamento; N7 = 33 árvores distribuídas de acordo com a frequência diamétrica do povoamento.

O pior desempenho foi observado para a base de dados com amostras menores N4 e N7, respectivamente, 27 árvores (3 árvores por classe de  $d$ ) e 33 árvores distribuídas de forma proporcional à frequência de árvores na classe de  $d$ , apresentando  $S_{yx}$  em torno de 14%. A distribuição dos resíduos (FIGURA 2.8) para os tratamentos apresentou as mesmas tendências já observadas anteriormente para o modelo.

FIGURA 2.8 - DISTRIBUIÇÃO DE RESÍDUOS PARA O AJUSTE DO MODELO DE VOLUME VARIANDO O TAMANHO E A COMPOSIÇÃO DA BASE DE DADOS



As estatísticas complementares (TABELA 2.15) confirmaram que a utilização da base de dados com 89 árvores (N5) distribuídas de acordo com a frequência do povoamento apresenta qualidade de ajuste muito semelhante à obtida com utilização do número total de árvores (N1). De acordo com Guimarães e Leite (1996), a utilização de um número excessivo de árvores é desaconselhada em função do aumento nos custos e tempo para realização de trabalhos desta natureza. Os autores concluíram que equações de volume ajustadas a partir de

150 árvores fornecem estimativas volumétricas similares às obtidas pelo emprego da equação resultante da cubagem de 500 árvores para árvores de *Eucalyptus grandis*.

TABELA 2.15 - ESTATÍSTICAS OBTIDAS PARA AS DIFERENTES BASES DE DADOS UTILIZADAS NO AJUSTE DO MODELO VOLUMÉTRICO

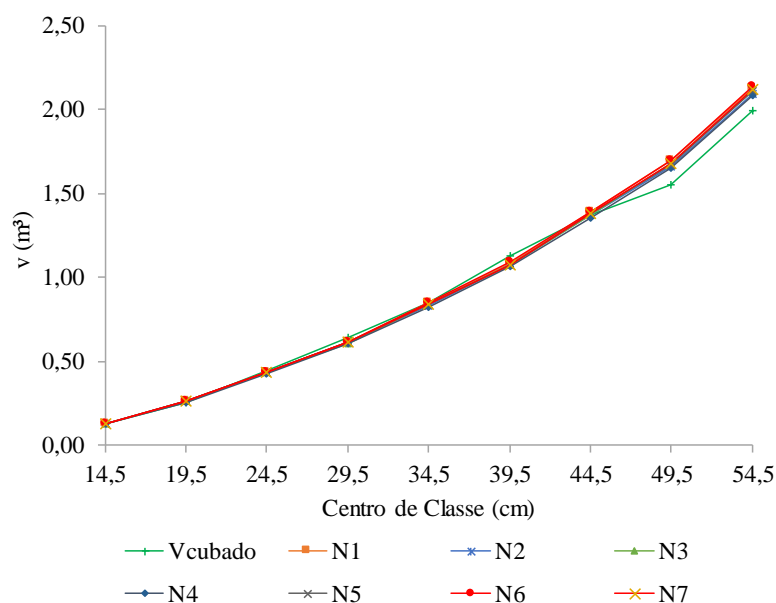
Tratamento	Viés (%)	Viés (ABS)	Sd	SSRR*	Soma
N1	-0,0094 (1)	0,0749 (1)	0,0979 (2)	0,0101 (1)	5
N2	-0,0104 (3)	0,0788 (3)	0,0989 (3)	0,0111 (3)	12
N3	-0,0121 (5)	0,0824 (5)	0,1087 (5)	0,0132 (4)	19
N4	-0,0157 (7)	0,0928 (7)	0,1176 (7)	0,0167 (6)	27
N5	-0,0095 (2)	0,0761 (2)	0,0941 (1)	0,0103 (2)	7
N6	-0,0110 (4)	0,0809 (4)	0,1013 (4)	0,0120 (3)	15
N7	-0,0149 (6)	0,0921 (6)	0,1150 (6)	0,0161 (5)	23

\*A estatística SSRR foi dividida pelo número de observações do tratamento para permitir a comparação entre eles; N1= total de árvores cubadas (102); N2 = 10 árvores por classe de  $d$  (77); N3 = 5 árvores por classe de  $d$  (44); N4 = 3 árvores por classe de  $d$  (27); N5 = 89 árvores distribuídas de acordo com a frequência diamétrica do povoamento; N6 = 54 árvores distribuídas de acordo com a frequência diamétrica do povoamento; N7 = 33 árvores distribuídas de acordo com a frequência diamétrica do povoamento. Viés (%) = Desvio médio relativo; Viés (ABS) = Desvio absoluto médio relativo; Sd = Desvio padrão das diferenças; SSRR = Soma dos quadrados residuais relativos.

Miranda et al. (2014) verificaram o efeito da amostragem de árvores selecionadas para cubagem rigorosa na exatidão de estimativas volumétricas em plantios clonais híbridos de *Eucalyptus grandis* x *Eucalyptus urophylla*, com idade variando de 58,7 a 65,2 meses. Os autores ajustaram o modelo volumétrico de Schumacher e Hall para duas bases de dados, uma com número fixo de árvores em todas as classes diamétricas e outra com um número de árvores proporcional à distribuição diamétrica do povoamento, concluindo que a maior exatidão foi obtida com a amostragem proporcional, resultado semelhante ao verificado nesta pesquisa.

Apesar das diferenças observadas entre os tratamentos, a análise de variância aplicada aos volumes estimados (FIGURA 2.9) indica que as diferenças entre os tratamentos não são significativas. Os volumes estimados por classe de  $d$  são muito próximos, ou seja, a variação do número de árvores utilizadas para o ajuste dos modelos não teve influência significativa sobre as estimativas do volume. Resultados semelhantes a este foram observados por Leal et al. (2015), ao ajustar modelos volumétricos para árvores de *Eucalyptus urophylla* variando a forma de tratamento dos dados. Como na presente pesquisa, esses autores não encontraram diferenças significativas entre os agrupamentos, concluindo que com um menor número de árvores (8 árvores por classe de  $d$ ) já seria suficiente para representar a população avaliada.

FIGURA 2.9 – VOLUMES ESTIMADOS POR CLASSE DE DIÂMETRO PELAS EQUAÇÕES DE VOLUMES OBTIDAS VARIANDO O TAMANHO E A COMPOSIÇÃO DA BASE DE DADOS



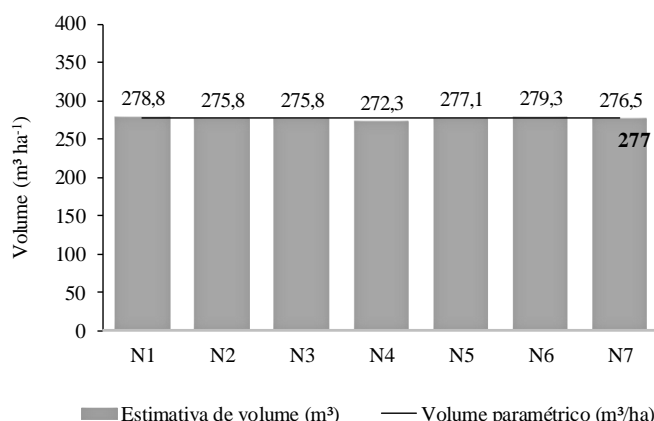
N1 = total de árvores cubadas (102); N2 = 10 árvores por classe de  $d$  (77); N3 = 5 árvores por classe de  $d$  (44); N4 = 3 árvores por classe de  $d$  (27); N5 = 89 árvores distribuídas de acordo com a frequência diamétrica do povoamento; N6 = 54 árvores distribuídas de acordo com a frequência diamétrica do povoamento; N7 = 33 árvores distribuídas de acordo com a frequência diamétrica do povoamento.

### 3.5.2 Aplicação das equações volumétricas obtidas com as diferentes bases de dados na estimativa de volume do inventário florestal

Os volumes individuais estimados pelas equações ajustadas no item anterior, resultaram em diferentes estimativas de volume por hectare para o povoamento (FIGURA 2.10). Com base nestas estimativas, observa-se que os volumes estimados foram semelhantes para todos os tratamentos. A base de dados com 89 árvores (N5) amostradas de acordo com a frequências diamétrica do povoamento apresentou volumes estimados equivalente a base total de dados (102 árvores) e o volume mais próximo ao paramétrico ( $277 \text{ m}^3 \text{ ha}^{-1}$ ).



FIGURA 2.10 - VOLUMES ESTIMADOS PARA AS PARCELAS DO INVENTÁRIO VARIANDO A BASE DE DADOS USADA NO AJUSTE DO MODELO DE VOLUME



N1 = total de árvores cubadas (102); N2 = 10 árvores por classe de  $d$  (77); N3 = 5 árvores por classe de  $d$  (44); N4 = 3 árvores por classe de  $d$  (27); N5 = 89 árvores distribuídas de acordo com a frequência diamétrica do povoamento; N6 = 54 árvores distribuídas de acordo com a frequência diamétrica do povoamento; N7 = 33 árvores distribuídas de acordo com a frequência diamétrica do povoamento.

Os volumes estimados pelos tratamentos testados também foram avaliados em termos econômicos. A base de dados que emprega o maior número de árvores amostradas (N1) gerou uma estimativa de R\$ 19.798,90 por hectare. Como estatisticamente não foram observadas diferenças entre os tratamentos, poderia-se optar pela base de dados com o menor número de árvores amostrada (N4), apenas 3 árvores por classe de  $d$ , o qual estima uma receita de R\$ 19.339,9 por hectare com a comercialização da madeira. A superestimativa seria de R\$ 458,9 por hectare ou 20 mil reais com a comercialização de todo o povoamento. A segunda melhor opção de agrupamento de dados (N5) resultou em uma estimativa de receitas de R\$ 19.685,30, já mais semelhante à base total de dados (N1).

## 4 CONCLUSÕES

O modelo de Brenac foi o melhor modelo volumétrico de simples entrada, e os modelos de Spurr (logarítmico) e Schumacher e Hall foram os melhores dentre os modelos volumétricos de dupla entrada. Como esperado, os modelos de dupla entrada têm um melhor desempenho nas estimativas de volumes individuais.

O modelo de afilamento com melhor desempenho para a estimativa dos volumes é o Polinômio de potências inteiras e fracionárias.

Não existe diferença estatisticamente significativa entre os métodos testados para estimar os volumes individuais, no entanto, o método que estima volumes mais próximos aos cubados é o que utiliza fatores de forma por classes de diâmetro, seguido do modelo volumétrico de Schumacher e Hall. Os métodos que empregam o fator de forma médio e o modelo de afilamento apresentaram as estimativas de volume mais distantes do volume real.

Existe diferença significativa entre os métodos testados para estimativa de volumes por classe de diâmetro. As diferenças são significativas apenas para árvores com diâmetros superiores a 42 cm, onde o fator de forma por classe de diâmetro resulta em melhores estimativas de volume individual.

A base de dados, usada no ajuste do modelo de volume, composta por uma cubagem proporcional à frequência diamétrica do povoamento apresenta um desempenho um pouco superior à base de dados composta por uma cubagem com número de árvores absoluto por classe de diâmetro. No entanto, estatisticamente, as diferenças entre as composições utilizadas não são significativas, podendo ser utilizada qualquer uma das opções.

Os diferentes métodos de estimativa de volume individual e as composições da base de dados usada nos ajustes de modelos volumétricos resultaram em estimativas de volume médio por hectare próximas ao volume paramétrico do povoamento.

### CAPÍTULO III

## EFEITOS DE DIFERENTES ESTRATÉGIAS DE AMOSTRAGEM NA ESTIMATIVA DO VOLUME TOTAL E POR SORTIMENTOS EM INVENTÁRIOS DE FLORESTAS PLANTADAS

### RESUMO

Este estudo foi desenvolvido com o objetivo de avaliar estimativas de volume total e por sortimento de um povoamento inventariado por diferentes configurações de amostragem. Foram comparados os processos de amostragem sistemático e aleatório, parcelas circulares e retangulares, com 600 m<sup>2</sup>, para três frações amostrais: 1%, 2% e 5% da área do povoamento. O povoamento usado no estudo consiste em um plantio de *Pinus* spp., com área de 43,579 hectares, a qual foi inventariada por enumeração completa (censo). Os parâmetros da população foram utilizados como base de comparação das estimativas obtidas por meio da amostragem. As estimativas de volume total e por classe de sortimento foram avaliadas com base no erro de amostragem e no erro real. As diferentes opções de amostragem foram comparadas entre si com base na análise de variância e teste de Duncan. Por fim, foi realizada uma estimativa de receitas obtidas com a comercialização da madeira do povoamento. Com base nos resultados, não foi constatada diferença significativa entre as estimativas de volume obtidas pelas duas formas de parcelas avaliadas. A amostragem de apenas 1% da área não é recomendada, por apresentar erros amostrais altos e volumes estimados menos exatos que as frações amostrais de 2 e 5%. Observou-se diferença significativa entre o processo de amostragem aleatório e o sistemático, sendo que a amostragem sistemática apresentou estimativas de volume total e por classe de sortimento mais exatas que a amostragem aleatória. Para obter estimativas de volume por sortimento, é necessária a maior fração amostral (5% da área), para que o limite de erro de 10% seja atendido.

Palavras-chave: Intensidade amostral. Processo amostral. Forma das parcelas. *Pinus* spp.

## CHAPTER III

# EFFECTS OF DIFFERENT SAMPLING STRATEGIES ON THE PREDICTION OF TOTAL AND ASSORTMENT VOLUME IN FOREST PLANTATIONS INVENTORIES

### ABSTRACT

The purpose of this study was to evaluate the total and assortments volume estimates of a stand inventoried by different sampling design. Systematic and random sampling procedures were compared, considering circular and rectangular plots with 600 m<sup>2</sup>, for three sample fractions: 1%, 2% and 5% of the stand area. The stand used in the study consists of a plantation of *Pinus* spp., comprising 43.579 hectares, which was inventoried by complete enumeration (census). Population parameters were used as a basis for comparing the estimates obtained through sampling inventory. Estimates of total and assortments volume were evaluated based on sampling error and real error. Different sampling options were compared against each other based on the analysis of variance and Duncan's test. Finally, an estimate was made of the revenues obtained from the commercialization of the merchantable timber from the stand. Based on the results, there was no significant difference between the estimates obtained by two types of plots, and no difference between the sample intensities. Sampling only 1% of the area is not recommended because it has high sampling errors and estimated volumes may be less accurate than sample fraction of 2 and 5%. There was a significant difference between the random and systematic sampling, with systematic sampling providing total and assortments volume more accurate than random sampling. To obtain volume estimates by assortment, the highest sampling fraction (5% of the area) is required, so that the 10% error limit is met.

Key words: Sampling intensity. Sampling designer. Plots shapes. *Pinus* spp.

## 1 INTRODUÇÃO

A importância do setor florestal para o desenvolvimento econômico do país justifica o conhecimento adequado do estoque florestal para que um planejamento de curto, médio e longo prazo possa ser realizado (CABACINHA, 2003).

O inventário florestal é um processo de levantamento de informações qualitativas e quantitativas dos recursos florestais existentes em uma área (PÉLLICO NETTO; BRENA, 1997). Constitui-se da base para o manejo florestal e conservação das florestas nativas, é fundamental para o planejamento e tomada de decisões de empresas e do poder público para administração de florestas plantadas.

O censo ou inventário a 100% é a abordagem de todos os indivíduos da população e reproduz exatamente todas as características da população, ou seja, fornece os seus parâmetros, valores reais ou verdadeiros. Porém, inventários por censo, devido ao seu alto custo e o tempo necessário à sua realização, só se justificam nas avaliações de populações pequenas, de grande importância econômica, ou em trabalhos de pesquisa científica, cujos resultados exigem exatidão (PÉLLICO NETTO; BRENA, 1997). Dessa forma, os inventários por amostragem representam uma alternativa para a obtenção das estimativas das variáveis do povoamento florestal. Pelo procedimento de amostragem, observa-se apenas parte da população e obtém-se uma estimativa dos seus parâmetros. De acordo com Husch et al. (1982), o grande problema da amostragem é, justamente, obter uma amostra representativa da população.

A amostragem de uma população pode ser realizada segundo vários métodos, aplicados conforme as características da população de forma a obter maior exatidão das estimativas. Na teoria, é possível aplicar qualquer método de amostragem a uma população florestal, entretanto, a não utilização de um método adequado às características da população, certamente, levará a um grande incremento no custo do inventário (CESARO et al., 1994).

O principal aspecto inerente à população e que influencia na exatidão dos inventários florestais é a variabilidade da característica que se deseja estimar. Uma variável a ser estimada relativamente homogênea, pode permitir o uso de amostras pequenas e ao contrário, quando se tem maior variabilidade, para se obter o mesmo grau de exatidão, é necessário tomar amostras maiores (SILVA, 1977).

Todo processo de amostragem está sujeito ao erro amostral, que decorre devido a parte da população que não foi medida. Péllico Netto e Brena (1997) definiram erro amostral como a diferença entre a média estimada e a média real da população, considerando nulos os erros

não amostrais (erros de medição das variáveis) e dependem do tamanho da amostra, da variabilidade das unidades amostrais e do procedimento de amostragem utilizado.

Os fatores que influenciam o desenvolvimento e a produtividade das árvores são tão variados e dinâmicos, que não permitem estabelecer princípios ou regras de aplicação geral, criando assim a necessidade de conduzir a investigação sobre cada cultivo em cada lugar (SILVA, 1977). Devido a isto, tem-se a necessidade de avaliar os diversos métodos e processos de amostragem para as mais variadas situações.

Existem poucos estudos utilizando dados reais de um povoamento, por meio da enumeração completa, para avaliação das estimativas dos inventários e há também falta de exemplos que demonstram como diferentes métodos de estimativa se comportam em diferentes situações com diferente estrutura espacial e tipos de cobertura do terreno (AUNE-LUNDBERG e STRAND, 2014; DUNN e HARRISON, 1993).

A avaliação de quão bem a amostra reflete as características da população deve ser avaliada comparando diferentes métodos de amostragem com dados reais. Alguns autores têm comparado diferentes configurações de inventários por amostragem, como por exemplo em Silva (1977) que avaliou o comportamento e a eficiência das estimativas obtidas por processos de amostragem aleatórios e sistemáticos, com diferentes formas e tamanhos de parcelas, para um povoamento de *Eucalyptus alba* com 6 anos de idade. Ubialli et al. (2009) testaram a acuracidade dos processos de amostragem aleatório e sistemático, tamanhos e formas de parcelas e duas intensidades de amostra (5 e 10%) para avaliar a área basal de várias espécies e grupos de espécies numa floresta ecotonal de 120 hectares na região norte matogrossense. Dunn e Harrison (1993) utilizaram dados de populações naturais com diferentes usos da terra no Reino Unido para avaliar o desempenho da amostragem aleatória, aleatória estratificada e sistemática. Aune-Lundberg e Strand (2014) avaliaram o desempenho da amostragem sistemática e aleatória para um conjunto de dados com áreas de diferentes usos e cobertura da terra. Outros autores que também realizaram estudos analisando a eficiência da amostragem para diferentes tipos de florestas: Payandeh (1970), Mello (1995), Fattorini et al. (2006), Broich et al. (2009), Corte et al. (2013).

Diante do exposto, este estudo buscou avaliar as estimativas de volume total e por sortimento para inventários realizados com diferentes composições de amostragem, comparando as estimativas com os respectivos valores paramétricos (volume total e por sortimento) de um povoamento de *Pinus* spp. Buscou-se comparar estimativas obtidas por processo de amostra sistemático e aleatório; unidades amostrais retangulares e circulares e frações amostrais de 1, 2 e 5%.

## 2 MATERIAL E MÉTODOS

### 2.1 BASE DE DADOS

#### 2.1.1 Censo

Os parâmetros da população foram obtidos com o censo da área, onde foram medidos diâmetro ( $d$ ) e altura total ( $h$ ) de todas as árvores. O volume individual total de todas as árvores da população foi obtido pelo modelo volumétrico de Schumacher e Hall ajustado em classes de diâmetro (TABELA 3.1), cujas estatísticas de ajuste e precisão foram descritas anteriormente em “CARACTERIZAÇÃO DA ÁREA DE ESTUDO”.

TABELA 3.1 – EQUAÇÕES UTILIZADAS PARA ESTIMATIVA DO VOLUME TOTAL COM CASCA INDIVIDUAL DAS ÁRVORES DO CENSO

Classe de $d$ (cm)	Equação
12 - 26,9	$\ln v = -10,5964 + 1,8503 \ln d + 1,3173 \ln h + \varepsilon_i$
27 - 41,9	$\ln v = -9,1611 + 1,7303 \ln d + 0,9717 \ln h + \varepsilon_i$
42 - 57	$\ln v = -8,5375 + 1,5238 \ln d + 1,0115 \ln h + \varepsilon_i$

$v$  = volume total das árvores ( $m^3$ );  $d$  = diâmetro à altura do peito (cm) (1,30m do solo);  $h$  = altura total (m).

Foram também obtidos os valores paramétricos dos volumes por sortimento do povoamento, segundo as dimensões das toras especificadas na TABELA 3.2. Para isto, foi utilizado a integral do modelo de afilamento (3.1) de Hradetzky, Polinômio de potências inteiras e fracionárias, apresentado no Capítulo II, com base na cubagem de árvores representativas do povoamento.

$$\frac{d_i}{d} = 1,4028 - 0,2691 \left(\frac{h_i}{h}\right)^{0,7} - 4,2462 \left(\frac{h_i}{h}\right)^6 - 1,0098 \left(\frac{h_i}{h}\right)^{0,1} + 3,8062 \left(\frac{h_i}{h}\right)^7 + 0,4226 \left(\frac{h_i}{h}\right)^{0,005} + \varepsilon_i \quad (3.1)$$

Em que:  $d_i$  = diâmetros com casca ao longo do tronco (cm);  $d$  = diâmetro medido a 1,30 m do solo ( $d$  cm);  $h_i$  = alturas medidas ao longo do tronco para cada  $d_i$  (m);  $h$  = altura total (m).

TABELA 3.2 - CLASSES DE SORTIMENTO

Sortimento	dpf (cm)*	Comprimento da tora (m)
Laminação	33	2,65
Serraria 1	23	2,65
Serraria 2	16	2,65
Celulose	8	2,3

\*dpf = diâmetro da ponta fina da tora.

### 2.1.2 Amostragem

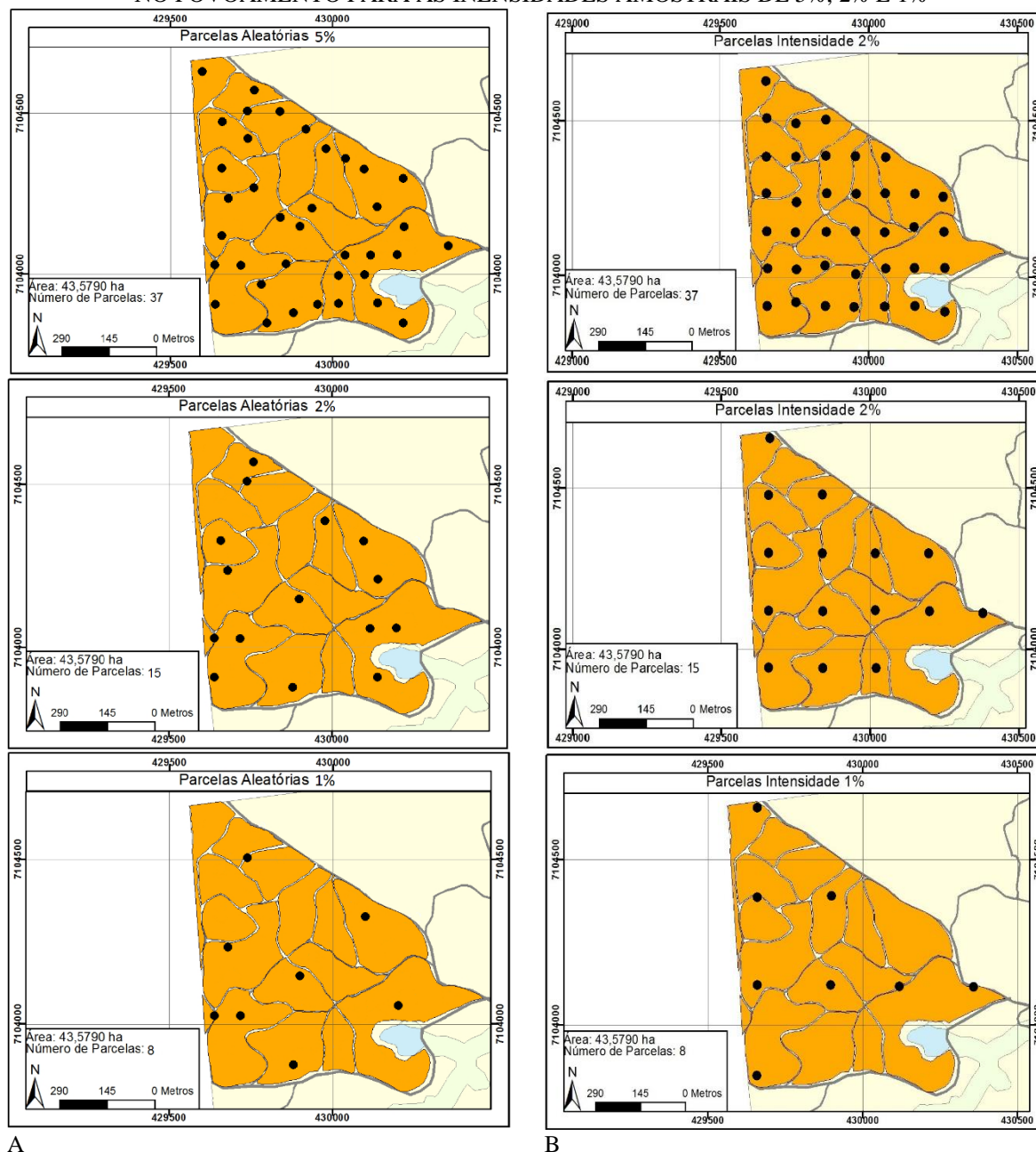
A área do povoamento foi mensurada por amostragem. O método empregado foi o de área fixa, com parcelas de 600 m<sup>2</sup>. Foram instaladas parcelas circulares (raio de 13,82 m) e retangulares (20 m x 30 m), onde foram medidos todos os diâmetros ( $d$ ) e alturas ( $h$ ) das árvores. Os processos de amostragem empregados foram o aleatório e o sistemático com 3 frações amostrais para cada processo. As frações amostrais avaliadas foram: 5%, 2% e 1%, resultando, respectivamente, em 37, 15 e 8 parcelas medidas. Dessa forma, as seguintes configurações de amostragem foram utilizadas (FIGURA 3.1):

- AC5 - processo aleatório, unidade amostral circular, fração amostral de 5%;
- AC2 - processo aleatório, unidade amostral circular, fração amostral de 2%;
- AC1 - processo aleatório, unidade amostral circular, fração amostral de 1%;
- SR5 - processo sistemático, unidade amostral retangular, fração amostral de 5%;
- SR2 - processo sistemático, unidade amostral retangular, fração amostral de 2%;
- SR1 - processo sistemático, unidade amostral retangular, fração amostral de 1%;
- SC5 - processo sistemático, unidade amostral circular, fração amostral de 5%;
- SC2 - processo sistemático, unidade amostral circular, fração amostral de 2%;
- SC1 - processo sistemático, unidade amostral circular, fração amostral de 1%.

Todas as árvores amostradas nas parcelas dos inventários tiveram seu diâmetro e altura total medidas. Optou-se por empregar as alturas medidas das árvores nas análises, para evitar o acúmulo de erros devido a estimativas de alturas por modelos hipsométricos. Os volumes totais e por sortimento das árvores amostradas foram estimados com as mesmas equações empregadas na obtenção dos valores paramétricos da população, descritas no item 2.1.1.



FIGURA 3.1 - DISTRIBUIÇÃO ALEATÓRIA (A) E SISTEMÁTICA (B) DAS PARCELAS AMOSTRADAS NO POVOAMENTO PARA AS INSENSIDADES AMOSTRAS DE 5%, 2% E 1%



## 2.2 DISTRIBUIÇÃO DIAMÉTRICA

A distribuição diamétrica paramétrica da população foi obtida com os dados agrupados advindos do inventário a 100% (TABELA 3.3). Para isto, foram determinadas 9 classes de diâmetro ( $d$ ) para o povoamento, com amplitude de 5 cm, e os limites foram definidos com base no diâmetro médio ( $\bar{d}$ ) e no desvio padrão ( $s$ ) do povoamento, conforme descrito por Machado e Figueiredo Filho (2006).

TABELA 3.3 - DISTRIBUIÇÃO DIAMÉTRICA POR HECTARE DA POPULAÇÃO

Classes de $d$ (cm)	Número de árvores por hectare
12   17	3,8
17   22	19,3
22   27	109,5
27   32	194,1
32   37	89,7
37   42	21,0
42   47	4,9
47   52	1,1
52   57	0,2
Total	444

Cada composição de amostragem medida em campo gerou uma amostra da população, e cada amostra apresentou uma distribuição diamétrica que foi comparada com os valores paramétricos da população, observando a representatividade do número de árvores por classe de diâmetro ( $d$ ).

## 2.3 PROCESSAMENTO DO INVENTÁRIO

### 2.3.1 Ajuste da intensidade amostral

O ajuste da intensidade amostral foi realizado considerando um limite de erro amostral de 10% a uma probabilidade de 95%. A população em estudo, foi considerada como uma população finita ( $1-f = 0,94$ ), com base na fração amostral de 1%. Assim os procedimentos de cálculo específicos para a população finita (3.2) foram utilizados para definição do número ideal de parcelas amostradas.

$$n = \frac{N \cdot t^2 \cdot (CV\%)^2}{N \cdot LE^2 + t^2 \cdot (CV\%)^2} \quad (3.2)$$

Em que:  $n$  = número ideal de parcelas amostradas;  $t$  = valor da probabilidade ( $t$ ) de Student;  $CV\%$  = coeficiente de variação;  $N$  = número total de parcelas da população;  $LE$  = limite de erro admitido no inventário (10%).

Os dados utilizados para ajustar a intensidade amostral, geralmente provém de um inventário piloto instalado previamente na área. Neste trabalho, optou-se por utilizar a amostragem com menor intensidade amostral, assim foram utilizados os dados da amostragem sistemática (SC1) e aleatória (AC1), com 8 parcelas circulares de 600 m<sup>2</sup> medidas em cada uma.

### 2.3.2 Processamento do inventário por amostragem

Nos inventários avaliados foram empregadas unidades amostrais de área fixa, dessa forma, as variáveis medidas nas unidades amostrais foram extrapoladas para a unidade de área com base em um fator de proporcionalidade “ F ”, que consiste na razão entre a área de um hectare e a área da parcela.

Com base na intensidade amostral de 8 parcelas (fração amostral de 1%), a população foi considerada como finita. Para as frações amostrais de 2 e 5%, intensidade amostral de 15 e 37 parcelas, respectivamente, a população foi considerada infinita. Dessa forma, para cada intensidade amostral, foram utilizados os procedimentos de cálculo específicos para as populações finitas e infinitas.

As estatísticas de avaliação do inventário foram calculadas para o volume total por hectare e para o volume por hectare de cada classe de sortimento. Para os cálculos foram empregados os procedimentos e fórmulas da amostragem aleatória, obtendo as estimativas de volume médio, variância, desvio padrão, variância da média, erro padrão, coeficiente de variação, erro de amostragem e intervalos de confiança para as variáveis de interesse.

O cálculo da variância exige, no mínimo, duas unidades amostrais obtidas aleatoriamente na população. Esta exigência é atendida pela amostragem com distribuição aleatória das parcelas, porém, na amostragem sistemática tem-se apenas a primeira parcela selecionada de forma aleatória e as demais distribuídas sistematicamente com base na localização da primeira unidade. Devido a isso, a amostragem sistemática não produz uma estimativa válida do erro de amostragem, o que ocorre é a utilização de métodos que obtém uma aproximação da variância da média e por consequência, do erro de amostragem. Empregou-se então o método das diferenças sucessivas para determinar a aproximação da variância da média e do erro de amostragem para a distribuição sistemática. Este método consiste em obter a diferença entre os pares de unidades amostrais sucessivas, existindo  $n$  unidades amostrais enumeradas da amostra sistemática, existirão  $n-1$  diferenças (SCOLFORO e MELLO, 2006). A variância da média é dada pela seguinte fórmula (3.3):

$$S_{\bar{x}}^2 = \frac{\sum_{i=1}^{n-1} (X_i - X_{i+1})^2}{2 \cdot n (n - 1)} (1 - f) \quad (3.3)$$

Em que:  $n$  = número de unidades amostradas;  $f$  = fração amostral;  $X$  = variável de interesse.

## 2.4 COMPARAÇÃO ENTRE AS CONFIGURAÇÕES DOS INVENTÁRIOS

### 2.4.1 Unidades amostrais circulares e retangulares

Para esta comparação foram utilizados os inventários com o processo de amostragem sistemático. A variável avaliada foi o volume total por hectare estimado para o povoamento.

As estimativas dos inventários com parcelas circulares e retangulares foram comparadas por meio da análise de variância. Foi utilizado o delineamento inteiramente casualizado, testando-se a seguinte hipótese de nulidade:  $H_0: \mu_1 = \mu_2 \dots = \mu_n$ ; sendo  $\mu_1, \mu_2 \dots \mu_n$ , os volumes médios estimados pelas unidades amostrais do inventário.

Antes de realizar a análise de variância, foi aplicado o Teste de Bartlett para verificar se as variâncias eram homogêneas. O nível de 5% de significância foi adotado nas análises estatísticas mencionadas. A forma da parcela (circular e retangular) representou o tratamento avaliado e o número de repetições corresponde ao número de parcelas medidas.

### 2.4.2 Processos amostrais e intensidade amostral

Para estas avaliações foram utilizados dados do processo sistemático e aleatório, com a variação das três intensidades amostrais (8, 15 e 37 parcelas). Como somente as parcelas circulares foram instaladas nos dois processos de amostragem, as parcelas retangulares não fizeram parte dessa análise.

Foi empregada uma análise de variância para um delineamento inteiramente casualizado em esquema fatorial (2 x 3). Os fatores avaliados foram o processo de amostragem (2 processos) e a intensidade amostral (3 intensidades). O arranjo fatorial permite avaliar o efeito desses fatores ao mesmo tempo. A combinação entre os fatores (processos x intensidade amostral) representa os tratamentos, desta forma, foram avaliados 6 tratamentos (combinações).

O número de repetições variou conforme o número de parcelas medidas em cada intensidade amostral. A hipótese de nulidade avaliada foi  $H_0: \mu_1 = \mu_2 \dots = \mu_n$ ; sendo  $\mu_1, \mu_2 \dots \mu_n$ , os volumes médios estimados para as unidades amostrais do inventário. Antes de realizar a análise de variância, foi aplicado o Teste de Bartlett para verificar se as variâncias eram homogêneas e adotado um nível de significância de 5%.

### 2.4.3 Comparação das estimativas do inventário com seus valores paramétricos

As estimativas obtidas pelos inventários por amostragem foram comparadas com seus respectivos valores paramétricos (volume total ou por classe de sortimento), com base no Erro Real (3.4), que compara os valores estimados com o parâmetro. O erro real permite determinar a acuracidade das estimativas obtidas pela amostragem.

$$Erro (\%) = \frac{(V_R - V_E)}{V_R} .100 \quad (3.4)$$

Em que:  $V_R$  = Volume paramétrico ( $m^3 ha^{-1}$ ) (volume total ou por classes de sortimento);  $V_E$  = Volume estimado ( $m^3 ha^{-1}$ ) (total ou por classes de sortimentos).

## 2.5 ESTIMATIVAS DE VOLUME POR CLASSE DE SORTIMENTO

Na maioria das vezes a variável de interesse em um inventário é o volume total. Assim, todas as estatísticas são analisadas para essa variável, no entanto, quando a madeira do povoamento possui diferentes usos, reveste-se de importância, conhecer as estatísticas para as estimativas do volume por classe de sortimento.

Os volumes por sortimento foram estimados utilizando os dados coletados em cada uma das configurações de inventários por amostragem. As configurações de amostragem empregadas foram os processos de amostragem sistemático e aleatório com frações amostrais de 1, 2 e 5%, e parcelas circulares para os dois processos e retangulares para o sistemático. Tem-se, portanto, nove estimativas de volume por classe de sortimento, os quais foram comparados com seus respectivos valores paramétricos, obtidos por meio do censo do povoamento.

As estatísticas do inventário foram calculadas individualmente para cada sortimento, onde foram determinados os erros amostrais cometidos pelos inventários para a estimativa dos volumes por sortimento. A acuracidade dos volumes por sortimento estimados foi determinada com base no cálculo do Erro Real, seguindo a metodologia descrita no item 2.4.3.

## 2.6 SIMULAÇÃO DE COMERCIALIZAÇÃO DA MADEIRA ESTIMADA NO INVENTÁRIO

Os volumes por sortimento estimados pelas opções de inventário avaliadas foram empregados em uma simulação de venda de madeira. Os valores monetários utilizados para cada sortimento foram disponibilizados pela empresa onde se realizou a coleta de dados (TABELA 3.4).

TABELA 3.4 – PREÇOS POR SORTIMENTO PARA COMERCIALIZAÇÃO DE TORAS DE *PINUS* spp.

Sortimento (diâmetro na ponta fina em cm)	Preço (R\$/m <sup>3</sup> )*
10 a 15	50,00
15 a 23	90,00
23 a 33	130,00
> 33	170,00

\*Preços praticados em 2014, informados pela empresa Remasa.

Assim, pode-se avaliar as consequências que as estimativas de volumes obtidas por meio de diferentes processos de amostragem, frações amostrais e formas de parcelas, apresentam sobre o planejamento da comercialização de madeira para a empresa florestal.

### 3 RESULTADOS E DISCUSSÃO

#### 3.1 DISTRIBUIÇÃO DIAMÉTRICA

As diferentes configurações de amostragem estimaram valores entre 373 e 492 árvores por hectare (TABELA 3.5). A amostragem que mais se aproximou do número verdadeiro de árvores do povoamento foi a aleatória com parcelas circulares e fração amostral de 5% (AC5), estimando 448 árvores por hectare, o que ainda representa uma estimativa de 175 árvores a mais em toda a área. A amostragem SR1, foi a que apresentou a maior discrepância entre a estimativa e o real, subestimando em 71 árvores por hectare (Erro real de 15,9%), o que representa 3.094 árvores a menos no povoamento todo.

TABELA 3.5 – NÚMERO DE ÁRVORES POR CLASSE DIAMÉTRICA POR HECTARE OBTIDO PELO CENSO E ESTIMADOS COM AS CONFIGURAÇÕES DE AMOSTRAGEM E ERRO REAL

Centro de classe ( <i>d</i> cm)	CENSO	SC5	SC2	SC1	SR5	SR2	SR1	AC5	AC2	AC1
12   17	4	4	6	-	3	4	-	5	6	8
17   22	19	20	21	10	21	24	10	23	23	29
22   27	110	132	132	92	132	136	92	106	121	110
27   32	194	208	177	179	206	178	165	192	193	200
32   37	90	80	81	77	74	86	77	95	97	102
37   42	21	17	17	23	19	17	25	20	22	33
42   47	5	4	2	2	4	3	2	5	3	2
47   52	1	1	1	0	1	1	0	2	3	6
52   57	0	-	-	2	-	-	2	1	-	-
Total	444	465	437	385	460	449	373	448	469	492
Diferença (N ha <sup>-1</sup> )		-21,3	6,9	58,1	-16,8	-5,3	70,6	-4,7	-25,3	-48,1
Erro real (%)		-4,8	1,5	13,1	-3,8	-1,2	15,9	-1,1	-5,7	-10,9

Nomenclatura das configurações dos inventários: A = amostragem aleatória; S = amostragem sistemática; C = parcelas circulares; R = parcelas retangulares e 1, 2 e 5 % = fração amostral.

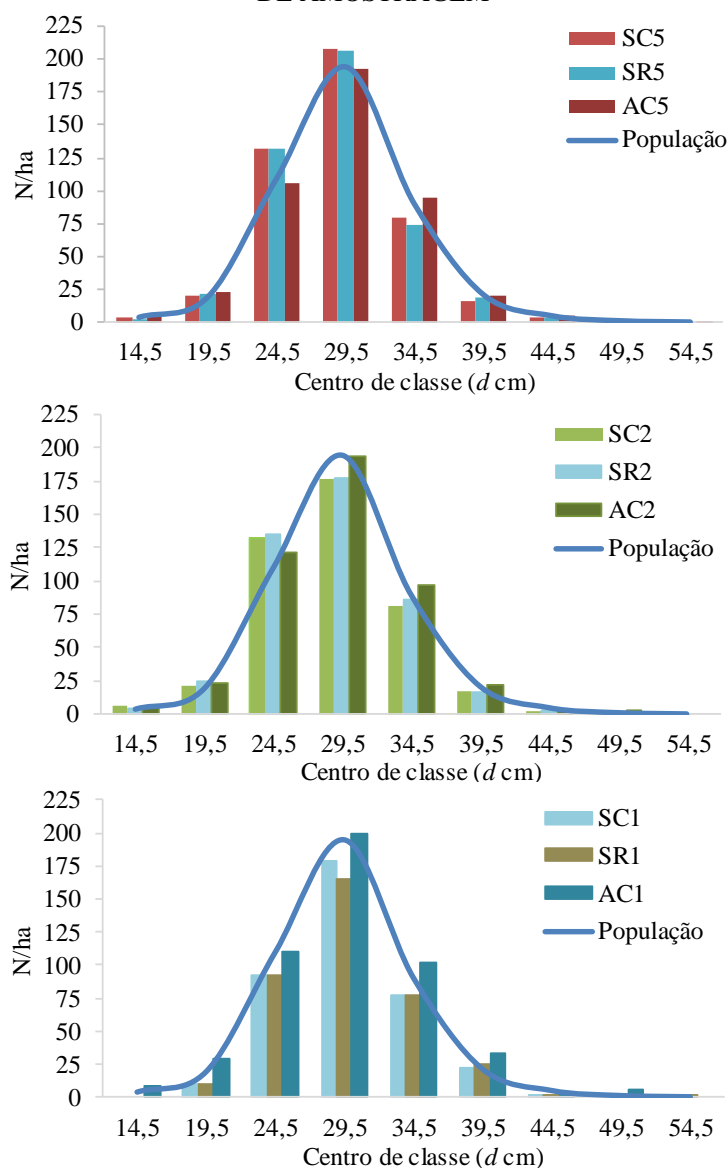
Em geral, a fração amostral de 1% apresentou valores mais distantes do verdadeiro, independentemente do processo amostral usado (Erros maiores que 10%). As frações amostrais de 2% e 5%, apresentaram menores erros na estimativa do número de árvores do povoamento (Erros < 6%).

Observa-se que a maior classe de diâmetro ( $d > 52$  cm) não foi contemplada em quase todas as configurações de amostras. O reduzido número de árvores nesta classe fez com que os métodos de amostragem não representassem adequadamente sua frequência, até mesmo com a maior fração amostral. Por outro lado, as opções de amostragem sistemáticas (SR1, SC1) que amostraram árvores maiores que 52 cm de  $d$ , acabaram por apresentar uma superestimativa expressiva do número de árvores por hectare nesta classe, estimando uma frequência de 2

árvores enquanto que a real é de 0,2 árvore por hectare. A amostragem aleatória (AC5) foi a que mais se aproximou da frequência real para esta última classe (1 árvore por hectare), apesar de ainda superestimar o número de árvores. Uma superestimativa das maiores árvores tem, proporcionalmente, maior influência na estimativa de volume do povoamento.

Uma análise da FIGURA 3.2, indica que as configurações de amostras com fração amostral de 5% superestimaram mais o número de árvores da classe de diâmetro central ( $d = 29,5$  cm). As configurações de amostras com fração amostral de 1% apresentaram maior tendência de subestimativa em quase todas as classes de  $d$  na amostragem sistemática e superestimativa na aleatória.

FIGURA 3.2 – DISTRIBUIÇÃO DIAMÉTRICA POR FRAÇÃO AMOSTRAL PARA AS CONFIGURAÇÕES DE AMOSTRAGEM



Nomenclatura das configurações dos inventários: A = amostragem aleatória; S = amostragem sistemática; C = parcelas circulares; R = parcelas retangulares e 1, 2 e 5% = fração amostral.



Para qualquer uma das frações amostrais o processo aleatório superestimou o número de árvores total por hectare do povoamento, e isto ocorreu principalmente nas maiores classes de diâmetro. A amostragem sistemática não apresentou um padrão aparente em suas estimativas do número de árvores.

### 3.2 INTENSIDADE AMOSTRAL

O número de unidades amostrais que deveriam ser medidas na população, para atender ao erro amostral especificado de 10%, segundo a amostragem sistemática, seria de 15 parcelas. Este número corresponde a uma amostragem de 2% da área do povoamento. Os mesmos cálculos foram empregados utilizando os dados da amostragem aleatória e os resultados indicaram que seriam necessárias 20 parcelas para atender ao erro amostral de 10%.

Higuchi (1986/87) ao analisar processos de amostragem sistemáticos e aleatórios em florestas nativas da Amazônia, para estimativa da área basal, encontrou resultados semelhantes a estes. O autor afirmou que para a amostragem sistemática a intensidade amostral poderia ser em torno de 40% menor que a aleatória, no presente trabalho essa redução poderia ser de 30%.

As intensidades amostrais avaliadas neste estudo corresponderam, aproximadamente, a uma intensidade menor (8 parcelas) que a necessária para atender ao erro amostral pré-definido, uma equivalente a intensidade ideal (15 parcelas) e uma maior que a necessária (37 parcelas). As consequências do uso das diferentes intensidades amostrais foram demonstradas pelas análises realizadas na sequência.

### 3.3 ANÁLISE DE UNIDADES AMOSTRAIS CIRCULARES E RETANGULARES

Testou-se a homogeneidade das variâncias pelo teste de Bartlett, após confirmada a homogeneidade, seguiu-se com as análises de variância para o volume médio das árvores das parcelas. As três intensidades amostrais utilizadas apresentaram os mesmos resultados para a avaliação da forma das parcelas. Para que a discussão não se torne repetitiva, foram apresentados apenas os resultados para a intensidade amostral de 37 parcelas (fração amostral de 5%), para as demais intensidades, o resultado da análise de variância pode ser observado nos APÊNDICES 1 e 2.

Os resultados da análise de variância (TABELA 3.6) mostram que não existe diferença estatisticamente significativa (Valor  $p = 0,923$ ) para o volume médio das árvores das

parcelas estimado utilizando as parcelas circulares e retangulares na amostragem, a um nível de 5% de significância.

TABELA 3.6 – RESULTADO DA ANÁLISE DE VARIÂNCIAS PARA O VOLUME ESTIMADO POR PARCELAS RETANGULARES E CIRCULARES

Fonte da variação	GL	SQ	QM	F	Valor p
Tratamento	1	0,9220	0,9220	0,1110	0,7399 ns
Resíduo	72	598,0652	8,3064		
Total	73	598,9872			

As duas formas de parcelas possuem a mesma área (600 m<sup>2</sup>) e foram instaladas sobrepostas no mesmo local. O resultado do teste indicou que não houve efeito significativo da forma da parcela na estimativa do volume médio, tanto parcelas circulares quanto retangulares apresentaram a mesma capacidade de representação da área para a variável, considerando o espaçamento irregular apresentado pelo povoamento.

Levando em consideração o tempo de instalação das parcelas em campo, observados nas coletas dos dados, as parcelas circulares apresentam vantagem em relação às retangulares, pois sua instalação é mais rápida e prática em campo.

As estatísticas de avaliação dos inventários (TABELA 3.7) foram calculadas para a amostragem sistemática com fração amostral de 5%, variando a forma da parcela usada. O coeficiente de variação foi levemente superior para a amostra composta por parcelas circulares. A diferença entre o erro de amostragem apresentado pelos inventários foi pequena, no entanto, a amostragem composta por parcelas retangulares apresentou um menor erro amostral para o volume.

TABELA 3.7 – ESTATÍSTICAS DE AVALIAÇÃO PARA OS INVENTÁRIOS POR AMOSTRAGEM COM PARCELAS RETANGULARES E CIRCULARES

Estatísticas	SR5	SC5
Volume médio das parcelas (m <sup>3</sup> / 600 m <sup>2</sup> )	16,6	16,8
Variância (m <sup>3</sup> ) <sup>2</sup>	7,74	8,87
Desvio padrão (m <sup>3</sup> )	2,78	2,98
Variância da média (m <sup>3</sup> ) <sup>2</sup>	0,16	0,75
Erro padrão da média (m <sup>3</sup> )	0,40	0,87
Coefficiente de variação (%)	16,8	17,7
Erro amostral (%)	4,9	5,2

SR5 = Amostragem sistemática com parcelas retangulares; SC5 = Amostragem sistemática com parcelas circulares.

Outros autores, ao testar diferentes formas de parcelas, encontraram resultados semelhantes aos obtidos nesta pesquisa. Miranda et al. (2015) avaliaram diferentes tamanhos e formas de parcelas para o inventário de um povoamento de teca. Concluíram que a forma das

parcelas não teve grande influência na exatidão do inventário. Silva (1977) estudou parcelas com formas retangulares, circulares, quadradas e por pontos de estação de Bitterlich em povoamentos de eucaliptos. O autor concluiu que em termos de estimativa de volume as formas de parcelas não apresentaram diferenças significativas ao nível de 5% de significância. Já Soares et al. (1981), ao analisar o volume médio obtido utilizando parcelas circulares, quadradas e retangulares com tamanhos entre 100 a 1000 m<sup>2</sup> para talhões de *Eucalyptus grandis*, concluíram que as unidades de amostras circulares foram mais precisas e eficientes que as retangulares e quadradas e que o tamanho de 600 m<sup>2</sup> foi o indicado para a região de estudo por apresentar estimativas tão precisas e eficientes quanto os tamanhos maiores.

As variáveis estimadas com uso de parcelas circulares e retangulares e seus respectivos erros reais podem ser observados na TABELA 3.8. Os diâmetros amostrados foram semelhantes entre as duas opções de parcelas, ocorrendo uma subestimativa de 1,7 % em média. A média das alturas das árvores amostradas foi semelhante a média obtida no censo.

A subestimativa da área basal e, em menor proporção, da altura das árvores, faz com que seus volumes individuais também sejam menores que o valor paramétrico, com um erro real de 3,6 % para amostragem com parcelas circulares e 3,9% para retangulares. O maior erro foi cometido na estimativa do número de árvores por hectare, em que as parcelas circulares superestimam em 4,7% o número de árvores, o qual representa a estimativa de 21 árvores a mais por hectare. As parcelas retangulares estimam um número mais próximo ao real, apresentado ainda uma superestimativa de 16 árvores por hectare (3,7%).

TABELA 3.8 – ESTIMATIVAS DAS VARIÁVEIS DO INVENTÁRIO E ERROS REAIS

Variáveis	CENSO	SR5		SC5	
		Estimativa	E%	Estimativa	E%
<i>d</i> médio (cm)	29,4	28,8	1,8	28,9	1,6
<i>h</i> média (m)	18,3	18,2	0,4	18,2	0,3
G (m <sup>2</sup> ha <sup>-1</sup> )	30,91	30,87	0,2	31,30	-1,2
v médio (m <sup>3</sup> )	0,6245	0,6000	3,9	0,6022	3,6
N (ha)	444	460	-3,7	465	-4,7
V/ha (m <sup>3</sup> ha <sup>-1</sup> )	277	276	0,3	280	-1,1

SR5 = Amostragem sistemática com parcelas retangulares e fração amostral de 5%; SC5 = Amostragem sistemática com parcelas circulares e fração amostral de 5%.

A forma das parcelas deve ser adequada às características do povoamento para representar adequadamente a distribuição das árvores. O tamanho ideal, segundo recomendações de Spurr (1952), é aquele que inclui pelo menos 20 a 30 árvores por unidade amostral. Com base nisso, as duas formas de parcelas avaliadas neste estudo poderiam ser consideradas adequadas para o povoamento, já que a média do número de árvores amostrada

por parcela, independente da forma, foi de 28 árvores. Mesmo atendendo às recomendações, o tamanho e a forma das parcelas empregadas superestimaram o número de árvores do povoamento.

### 3.4 ANÁLISE DOS PROCESSOS DE AMOSTRAGEM E INTENSIDADES AMOSTRAIS

Os processos de amostragem sistemático e aleatório e as 3 intensidades amostrais foram avaliados simultaneamente pela análise de variância em esquema de fatorial, com um delineamento inteiramente casualizado (TABELA 3.9). A análise de variância mostrou que não houve interação entre os fatores avaliados, ou seja, não houve efeito significativo do processo de amostragem e das intensidades amostrais sobre as estimativas de volume das parcelas do inventário.

TABELA 3.9 – ANÁLISE DE VARIÂNCIA EM ESQUEMA FATORIAL PARA A VARIÁVEL VOLUME INDIVIDUAL MÉDIO POR PARCELA

Fonte de Variação	GL	SQ	QM	F	Valor p	
Tratamento	5	0,072759	0,014552	1,29	0,272	ns
Processo	1	0,053703	0,053703	4,77	0,031	*
Intensidade	2	0,016900	0,008450	0,75	0,474	ns
Processo x Intensidade	2	0,002156	0,001078	0,10	0,909	ns
Resíduo	114	1,283324	0,011257			
Total	119	1,356083				

Como a interação dos fatores não foi significativa, realizou-se o teste F para cada fator (processo e intensidade). Constatou-se que não houve diferença estatisticamente significativa entre as 3 intensidades amostrais, a um nível de 5% de significância.

Para os processos de amostragem sistemático e aleatório, no entanto, foi constatado diferença significativa, ao nível de 5% de significância. Como existem apenas duas médias para o fator processos de amostragem, não houve necessidade de realizar o teste de médias.

Apesar da diferença significativa entre os processos, nota-se, com base no valor p, que os processos ficaram próximos de serem considerados iguais, da mesma forma que observado por Silva (1977) para povoamentos de *Eucalyptus alba*. A autor concluiu que não existe diferença significativa entre as estimativas de volumes obtidas pelos processos de amostragem aleatório e sistemático.

As estatísticas de avaliação da amostragem podem ser observadas na TABELA 3.10. O erro amostral, como esperado, diminui à medida que a fração amostral aumenta, para os dois processos avaliados. A fração amostral de 1% (8 parcelas), não é suficiente para atender ao erro amostral desejado, apresentando, em média, 18,5% de erro. A fração amostral intermediária,

2% da área (15 parcelas), apresenta erros amostrais próximos ao limite determinado para a amostragem sistemática, já para a aleatória, esta fração amostral não atendeu ao limite de erro de 10%. A amostragem de 5% da área leva a erros amostrais baixos de 6,1 a 5,2% para a amostragem aleatória e sistemática, respectivamente.

TABELA 3.10 – ESTATÍSTICAS DE AVALIAÇÃO PARA A VARIÁVEL VOLUME MÉDIO ESTIMADA PELAS CONFIGURAÇÕES DE INVENTÁRIOS

Estatísticas	1%		2%		5%	
	AC	SC	AC	SC	AC	SC
Média (parcelas) (m <sup>3</sup> /600m <sup>2</sup> )	19,7	14,8	17,9	15,6	17,2	16,8
Variância (m <sup>2</sup> ) <sup>2</sup>	18,80	7,02	14,88	5,98	10,32	8,87
Desvio padrão (m <sup>3</sup> )	4,34	2,65	3,86	2,45	3,21	2,98
Variância da média (m <sup>3</sup> ) <sup>2</sup>	2,35	1,35	0,97	0,44	0,26	0,19
Erro padrão da média (m <sup>3</sup> )	1,53	1,16	0,99	0,66	0,51	0,43
Coefficiente de variação (%)	22,0	17,9	21,6	15,6	18,6	17,7
Erro amostral (%)	18,4	18,6	11,8	9,1	6,1	5,2

Nomenclatura das configurações dos inventários = A: amostragem aleatória; S: amostragem sistemática; C: parcelas circulares e 1%, 2% e 5%: fração amostral.

Como mostrado pela análise de variância, houve diferença significativa entre o processo de amostragem sistemático e aleatório para a estimativa do volume médio. Este resultado pode ser melhor compreendido observando os valores estimados pelos processos de amostragem (TABELA 3.11).

TABELA 3.11 – ESTIMATIVAS OBTIDAS PELA AMOSTRAGEM SISTEMÁTICA E ALEÁTORIA PARA TRÊS FRAÇÕES AMOSTRAIS

Variáveis	Parâmetro	AC1		AC2		AC5	
		Estimativa	E%	Estimativa	E%	Estimativa	E%
<i>d</i> médio (cm)	29,4	29,8	-1,6	29,3	0,2	29,5	-0,4
<i>h</i> média (m)	18,3	19,1	-4,4	18,6	-1,8	18,6	-1,7
G (m <sup>2</sup> ha <sup>-1</sup> )	30,9	35,2	-13,8	32,6	-5,4	31,5	-2,0
<i>v</i> médio (m <sup>3</sup> )	0,6245	0,6683	-7,0	0,6359	-1,8	0,6410	-2,6
N (ha)	444	492	-10,7	469	-5,6	448	-0,9
V/ha (m <sup>3</sup> ha <sup>-1</sup> )	277	329	-18,6	298	-7,6	287	-3,7
Variáveis	Parâmetro	SC1		SC2		SC5	
		Estimativa	E%	Estimativa	E%	Estimativa	E%
<i>d</i> médio (cm)	29,4	30,0	-2,2	28,7	2,3	28,9	1,6
<i>h</i> média (m)	18,3	18,1	0,9	18,3	0,1	18,2	0,3
G (m <sup>2</sup> ha <sup>-1</sup> )	30,9	27,9	9,6	29,0	6,2	31,3	-1,2
<i>v</i> médio (m <sup>3</sup> )	0,6245	0,6405	-2,6	0,5964	4,5	0,6022	3,6
N (ha)	444	385	13,2	437	1,7	465	-4,7
V/ha (m <sup>3</sup> ha <sup>-1</sup> )	277	247	10,9	260	6,0	280	-1,1

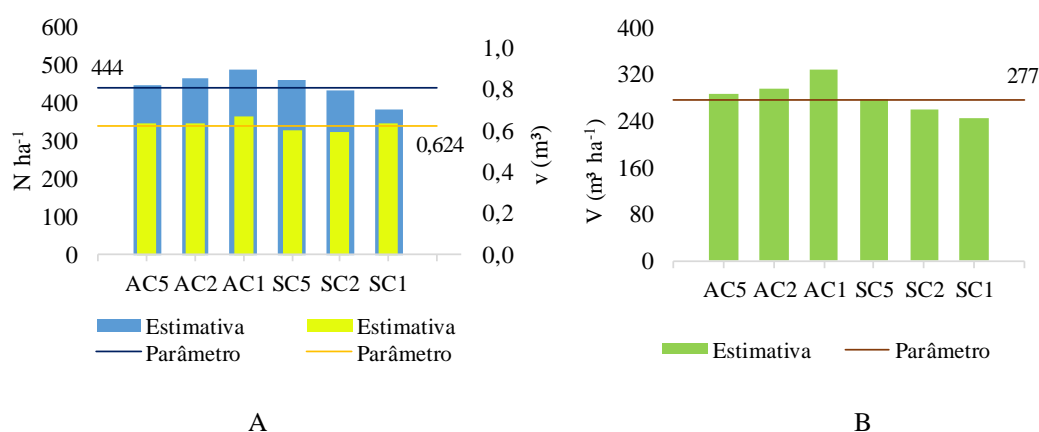
Nomenclatura das configurações dos inventários = A: amostragem aleatória; S: amostragem sistemática; C: parcelas circulares e 1%, 2% e 5%: fração amostral.

Em geral, as estimativas melhoraram com o aumento da fração amostral, apesar de, estatisticamente, estas diferenças não serem significativas. Nota-se claramente que a

amostragem de apenas 1% da área foi insuficiente para gerar estimativas confiáveis para o povoamento em estudo, apresentando erros elevados para a maioria das variáveis avaliadas nos dois processos amostrais. Silva (1977), observou a mesma melhora nas estimativas com o aumento da fração amostral para povoamentos de *Eucalyptus alba*.

Para analisar o comportamento das estimativas de volume médio por árvore, número de árvores e volume por hectare, os resultados obtidos com a fração amostral de 5% foram apresentados na FIGURA 3.3. As demais frações amostrais apresentaram comportamento semelhantes, porém, com valores mais elevados de erros nas estimativas.

FIGURA 3.3 – ESTIMATIVAS DO NÚMERO DE ÁRVORES POR HECTARE E VOLUMES MÉDIOS INDIVIDUAIS POR ÁRVORE (A); VOLUME POR HECTARE ESTIMADOS (B) COM A AMOSTRAGEM SISTEMÁTICA E ALEÁTORIA



$v$  (m<sup>3</sup>) = volume individual médio das árvores;  $V$  (m<sup>3</sup> ha<sup>-1</sup>) = volume médio por hectare do povoamento; Nomenclatura das configurações dos inventários: A = amostragem aleatória; S = amostragem sistemática; C = parcelas circulares e 1%, 2% e 5% = fração amostral.

Na amostragem aleatória o volume médio por árvore foi superestimado em 2,6 % e o número de árvores por hectare em 0,9 %. Como a estimativa do volume por hectare é consequência da estimativa das duas variáveis anteriores, observou-se que o erro foi cumulativo, resultando em uma superestimativa de 3,7 %, que representa 10 m<sup>3</sup> a mais por hectare.

Para a amostragem sistemática tem-se uma superestimativa do número de árvores por hectare de 4,7% e uma subestimativa no volume médio das árvores de 3,6%, isto fez com que os erros se anulassem ao se empregar estas estimativas para obter o volume por hectare, resultando em um valor mais próximo ao paramétrico, com uma estimativa de apenas 3 m<sup>3</sup> a mais de volume por hectare.

Os resultados obtidos apontam para uma superioridade da amostragem sistemática em relação a aleatória, em todas as frações amostrais, para estimativas de volume do povoamento. Outros autores têm obtido a mesma conclusão para diferentes tipos de florestas. Aune-Lundberg e Strand (2014) utilizaram dados de uma enumeração completa de diferentes tipos de classes de uso da terra em florestas da Noruega. Obtiveram resultados indicando que a amostragem sistemática foi mais eficiente do que a amostragem aleatória simples para todas as classes de uso da terra.

Higuchi (1986/87) ao comparar a exatidão da amostragem sistemática com a da amostragem aleatória em uma florestal tropical na Amazônia, 100% inventariada, concluiu que a amostragem sistemática foi mais precisa, além de proporcionar uma distribuição mais ordenada das unidades amostrais, permitindo a redução de erros não amostrais devido ao melhor controle da medição das parcelas. Mello (1995) comparou os volumes obtidos por meio de seis procedimentos de inventário com o volume real de uma área de Floresta Estacional Semidecídua Montana, determinado pela enumeração completa. O autor concluiu que, de maneira geral, a amostragem sistemática foi mais precisa que a amostragem casual estratificada, a amostragem com pós-estratificação e a amostragem casual simples.

Payandeh (1970) avaliou esquemas de amostragem para diferentes tipos florestais, concluindo que a amostragem sistemática foi, em média, mais precisa que a amostragem estratificada e aleatória simples, porém a amostragem sistemática apresentou resultados menos precisos quando aplicada a populações uniformemente espaçadas. Esse autor concluiu que a eficiência da amostragem sistemática depende da distribuição espacial da população amostrada. Segundo Fattorini et al. (2006), as amostras sistemáticas têm suas limitações em situações com variação sistemática na paisagem, como, por exemplo, variações na estrutura da floresta que acontecem em ondas ou faixas.

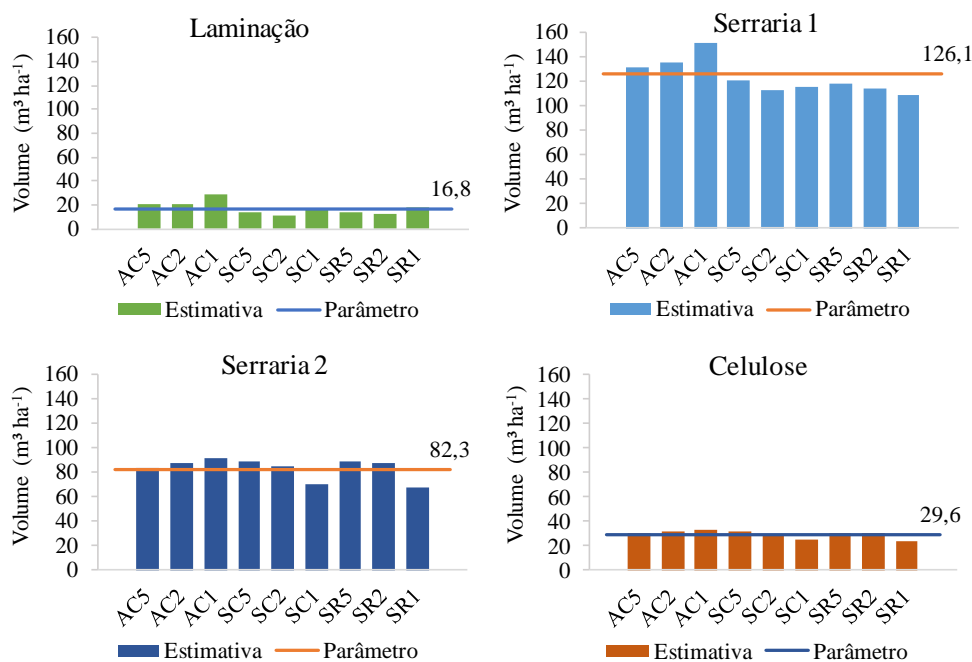
### 3.5 COMPORTAMENTO DA AMOSTRAGEM NA ESTIMATIVA DO VOLUME POR SORTIMENTO

As estimativas de volumes por classe de sortimento, obtidas com os dados amostrados podem ser observadas na TABELA 3.12 e na FIGURA 3.4. Os volumes estimados pela amostragem foram comparados com seus respectivos valores paramétricos obtidos com o cálculo do sortimento de todas as árvores do povoamento. Ao total o censo apresentou 16,8 m<sup>3</sup> por hectare de madeira para laminação ( $d \geq 33$  cm), 126,1 m<sup>3</sup> para Serraria 1 ( $d \geq 23$  cm), 82,3 m<sup>3</sup> para Serraria 2 ( $d \geq 16$  cm) e 29,6 m<sup>3</sup> de madeira para celulose ( $d \geq 8$  cm).

TABELA 3.12 – VOLUME POR HECTARE ESTIMADO POR CLASSE DE SORTIMENTO E PARÂMETROS OBTIDOS NO CENSO

	Laminação (m <sup>3</sup> ha <sup>-1</sup> )	Serraria 1 (m <sup>3</sup> ha <sup>-1</sup> )	Serraria 2 (m <sup>3</sup> ha <sup>-1</sup> )	Celulose (m <sup>3</sup> ha <sup>-1</sup> )	Resíduos (m <sup>3</sup> ha <sup>-1</sup> )
Censo	16,8	126,1	82,3	29,6	11,7
AC5	20,6	132,0	82,8	30,3	12,1
AC2	20,5	135,5	87,2	32,0	12,6
AC1	28,6	151,5	90,8	33,7	13,4
SC5	14,5	121,5	89,1	31,3	12,2
SC2	10,7	113,6	84,3	29,8	11,4
SC1	17,3	116,4	69,9	24,5	10,3
SR5	14,6	118,5	88,8	31,1	12,0
SR2	12,1	114,8	87,2	30,9	11,6
SR1	18,0	109,7	67,8	23,3	10,0

Nomenclatura das configurações dos inventários = A: amostragem aleatória; S: amostragem sistemática; C = parcelas circulares; R = parcelas retangulares e 1%, 2% e 5%: fração amostral.

FIGURA 3.4 – VOLUME (m<sup>3</sup>) POR HECTARE ESTIMADO POR CLASSE DE SORTIMENTO E ERRO REAL

Nomenclatura das configurações dos inventários = A: amostragem aleatória; S: amostragem sistemática; C = parcelas circulares; R = parcelas retangulares e 1%, 2% e 5%: fração amostral.

Com os volumes estimados realizaram-se os cálculos das estatísticas do inventário, considerando o volume por classe de sortimento como a variável de interesse (TABELA 3.13). Os coeficientes de variação para os volumes por sortimento foram maiores que para o volume total (média de 18,4%). Os maiores coeficientes de variação foram encontrados para os volumes destinados à laminação, classe composta com toras de maiores dimensões ( $dpf \geq 33$  cm), às quais apresentam uma distribuição menos uniforme no povoamento. Dessa forma, toras para este sortimento não foram observadas em todas as parcelas do inventário, fazendo com que o



volume para laminação em algumas parcelas fosse igual a zero, resultando valores altos para o coeficiente de variação ( $CV > 100\%$ ).

TABELA 3.13 – ANÁLISE ESTATÍSTICA DAS CONFIGURAÇÕES DE AMOSTRAGEM TESTADAS PARA OS VOLUMES POR CLASSE DE SORTIMENTOS

Estatísticas	AC5	AC2	AC1	SC5	SC2	SC1	SR5	SR2	SR1
	Laminação								
Volume médio parcela (m <sup>3</sup> )	1,23	1,23	1,72	0,87	0,64	1,04	0,88	0,73	1,08
Variância (m <sup>3</sup> ) <sup>2</sup>	1,98	2,21	3,24	0,76	0,41	0,79	0,92	0,53	1,03
Desvio padrão (m <sup>3</sup> )	1,41	1,49	1,80	0,87	0,64	0,89	0,96	0,73	1,01
Variância da média (m <sup>3</sup> ) <sup>2</sup>	0,05	0,14	0,40	0,02	0,02	0,07	0,02	0,02	0,10
Erro Padrão da média (m <sup>3</sup> )	0,23	0,38	0,64	0,13	0,13	0,26	0,13	0,15	0,32
Coefficiente de Variação (%)	114,1	120,7	104,8	100,3	100,4	85,3	109,5	100,1	93,7
Erro amostral (%)	37,1	66,1	87,6	29,3	43,9	59,9	30,5	44,2	69,1
Serraria 1									
Volume médio parcela (m <sup>3</sup> )	7,92	8,13	9,09	7,29	6,81	6,98	7,11	6,89	6,58
Variância (m <sup>3</sup> ) <sup>2</sup>	3,46	6,30	6,98	1,88	1,83	1,89	1,98	2,50	1,96
Desvio padrão (m <sup>3</sup> )	1,86	2,51	2,64	1,37	1,35	1,37	1,41	1,58	1,40
Variância da média (m <sup>3</sup> ) <sup>2</sup>	0,09	0,41	0,87	0,04	0,11	0,34	0,04	0,18	0,30
Erro Padrão da média (m <sup>3</sup> )	0,30	0,64	0,93	0,21	0,33	0,58	0,21	0,42	0,55
Coefficiente de Variação (%)	23,5	30,9	29,1	18,8	19,8	19,7	19,8	23,0	21,3
Erro amostral (%)	7,6	16,9	24,3	5,8	10,4	19,7	5,9	13,2	19,7
Serraria 2									
Volume médio parcela (m <sup>3</sup> )	4,97	5,23	5,45	5,35	5,06	4,19	5,33	5,23	4,07
Variância (m <sup>3</sup> ) <sup>2</sup>	1,71	1,13	1,00	1,82	1,46	1,42	1,60	1,96	1,57
Desvio padrão (m <sup>3</sup> )	1,31	1,06	1,00	1,35	1,21	1,19	1,26	1,40	1,25
Variância da média (m <sup>3</sup> ) <sup>2</sup>	0,04	0,07	0,12	0,04	0,10	0,24	0,04	0,15	0,27
Erro Padrão da média (m <sup>3</sup> )	0,21	0,27	0,35	0,20	0,31	0,49	0,19	0,39	0,52
Coefficiente de Variação (%)	26,3	20,3	18,3	25,2	23,9	28,5	23,7	26,7	30,8
Erro amostral (%)	8,6	11,1	15,3	7,8	13,3	27,9	7,3	16,0	30,4
Celulose									
Volume médio parcela (m <sup>3</sup> )	1,82	1,92	2,02	1,88	1,79	1,47	1,86	1,85	1,40
Variância (m <sup>3</sup> ) <sup>2</sup>	0,33	0,34	0,45	0,25	0,19	0,13	0,23	0,30	0,13
Desvio padrão (m <sup>3</sup> )	0,57	0,58	0,67	0,50	0,44	0,36	0,48	0,55	0,37
Variância da média (m <sup>3</sup> ) <sup>2</sup>	0,01	0,02	0,06	0,01	0,01	0,02	0,01	0,02	0,02
Erro Padrão da média (m <sup>3</sup> )	0,09	0,15	0,24	0,08	0,12	0,15	0,07	0,15	0,16
Coefficiente de Variação (%)	31,4	30,3	33,2	26,5	24,5	24,4	25,8	29,5	26,1
Erro amostral (%)	10,2	16,6	27,7	8,4	14,4	24,4	8,1	17,8	26,2
Resíduos									
Volume médio parcela (m <sup>3</sup> )	0,72	0,75	0,81	0,73	0,68	0,62	0,72	0,70	0,60
Variância (m <sup>3</sup> ) <sup>2</sup>	0,02	0,02	0,02	0,02	0,01	0,02	0,02	0,02	0,02
Desvio padrão (m <sup>3</sup> )	0,15	0,14	0,16	0,15	0,12	0,13	0,13	0,16	0,13
Variância da média (m <sup>3</sup> ) <sup>2</sup>	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
Erro Padrão da média (m <sup>3</sup> )	0,02	0,04	0,06	0,02	0,03	0,06	0,02	0,05	0,06
Coefficiente de Variação (%)	20,4	18,8	19,6	20,3	17,7	21,7	18,7	22,6	21,6
Erro amostral (%)	6,6	10,3	16,4	6,0	10,9	21,5	6,0	14,4	21,7

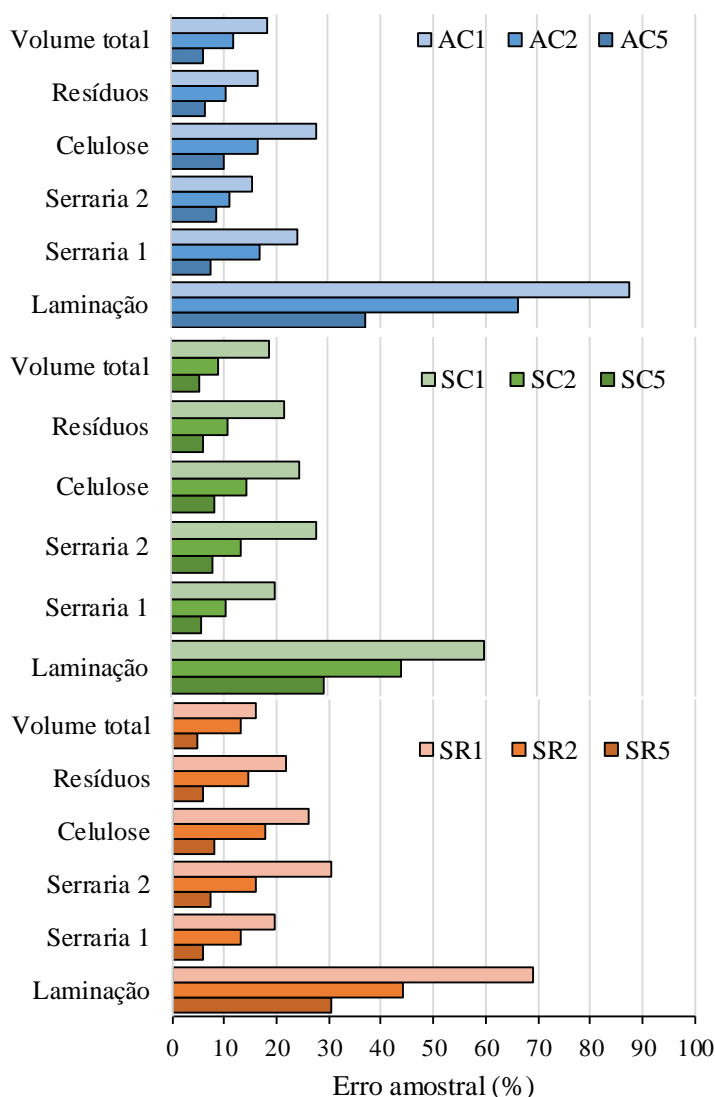
Nomenclaturas: A = amostragem aleatória, S = amostragem sistemática, C = parcelas circulares; R = parcelas retangulares, 1%, 2% e 5% = fração amostral. \*Estatísticas obtidas ao nível de 5% de significância.

As demais classes de sortimento possuem melhor representatividade entre as parcelas, por apresentarem um volume distribuído mais uniformemente pelo povoamento. Assim, os

coeficientes de variação foram menores que 33% para todas as classes de sortimento, com exceção da classe para laminação.

O erro amostral para cada classe de sortimento pode ser observado na FIGURA 3.5. Nota-se que os maiores erros são para o sortimento laminação, independente da fração amostral e do processo amostral empregado. Para a fração de 1% o erro amostral chega a ser 87,6%, diminuindo à medida que se tem uma maior fração amostral.

FIGURA 3.5 – ERRO AMOSTRAL PARA O VOLUME TOTAL E VOLUMES POR CLASSE DE SORTIMENTO, OBTIDOS COM AS CONFIGURAÇÕES DE AMOSTRAGEM



Nomenclatura das configurações dos inventários: A = amostragem aleatória, S = amostragem sistemática, C = parcelas circulares; R = parcelas retangulares, 1%, 2% e 5% = frações amostrais.

As demais classes de sortimento apresentaram erros amostrais mais baixos, porém a única fração amostral que atingiu o limite especificado de erro amostral (10%), com exceção

ao volume para laminação, foi a amostragem de 5% da área. O número de parcelas para esta intensidade conseguiu representar bem a variação dos volumes por sortimento do povoamento.

A fração amostral de 2% da área apresentou erros amostrais mais elevados do que a de 5%, variando entre 10,3 e 17,8% (desconsiderando o volume para laminação), valores acima do limite de erro estipulado, porém ainda poderiam ser considerados aceitáveis, em vista da maior dificuldade em obter uma amostra que represente bem toda a variação de classes de sortimento da população.

A amostragem de apenas 1% da área não é recomendada para estimativa do sortimento. Em vista do número reduzido de parcelas, estas têm maiores chances de gerar uma superestimativa ou subestimativa dos volumes por classe de sortimento, devido ao maior peso atribuído a cada árvore amostrada quando seu volume é extrapolado para a população.

Em geral, os erros amostrais por sortimento foram maiores que os erros para o volume total. Este comportamento era esperado, já que ao se dividir o volume total em classe de sortimento, aumenta-se a variabilidade dos volumes. Devido a isto, se o objetivo do inventário florestal for obter estimativas de volume por sortimento, uma fração amostral de 5% ou mais, seria mais adequada.

A heterogeneidade do povoamento estudado teve influência sobre o erro amostral, já que existia uma variação muito grande nas dimensões das árvores e estas não se encontravam bem distribuídas no local. Devido a isto, corre-se o risco de obter uma amostragem tendenciosa da área, principalmente ao utilizar uma amostragem aleatória com menor intensidade. Se as parcelas forem instaladas em locais com maior concentração de árvores com dimensões para laminação, pode-se ter uma superestimativa deste volume, ou se as parcelas forem instaladas em locais com menores árvores, tem-se uma subestimativa do volume.

Os erros amostrais foram menores para as amostras distribuídas sistematicamente, ou seja, este processo de amostragem tem maiores chances de representar adequadamente toda a variação de dimensões de volume do povoamento.

Quanto à forma das unidades amostrais (Circular e Retangular) nota-se uma pequena vantagem das unidades amostrais circulares, com erros amostrais, em média, menores que os obtidos para as parcelas retangulares.

Além do erro amostral foi observado também o comportamento das estimativas de volume por hectare em classes de sortimento em relação ao erro real (Erro%), que representam a exatidão das estimativas de volume (TABELA 3.14).

TABELA 3.14 – ERRO REAL E ERRO AMOSTRAL PARA A ESTIMATIVA DOS VOLUMES POR CLASSES DE SORTIMENTO OBTIDAS COM AS CONFIGURAÇÕES DE AMOSTRAGEM

Amostragem	Laminação		Serraria 1		Serraria 2		Celulose	
	EA (%)	E%	EA (%)	E%	EA (%)	E%	EA (%)	E%
AC5	37,1	-22,5	7,6	-4,7	8,6	-0,6	10,2	-2,5
AC2	66,1	-22,2	16,9	-7,5	11,1	-6,0	16,6	-8,0
AC1	87,6	-70,4	24,3	-20,2	15,3	-10,3	27,7	-13,7
SC5	29,3	13,5	5,8	3,6	7,8	-8,3	8,4	-5,6
SC2	43,9	36,4	10,4	9,9	13,3	-2,4	14,4	-0,7
SC1	59,9	-3,1	19,7	7,7	27,9	15,1	24,4	17,1
SR5	30,5	12,8	5,9	6,0	7,3	-7,9	8,1	-4,9
SR2	44,2	27,7	13,2	8,9	16,0	-6,0	17,8	-4,2
SR1	69,1	-7,5	19,7	13,0	30,4	17,7	26,2	21,3

EA (%): erro amostral em porcentagem; E%: erro real. Nomenclatura das configurações dos inventários: A = amostragem aleatória, S = amostragem sistemática, C = parcelas circulares; R = parcelas retangulares, 1%, 2% e 5% = frações amostrais.

A amostragem aleatória, em todas as frações amostrais, gerou uma superestimativa dos volumes por sortimento, já a amostragem sistemática não apresentou uma tendência definida, superestimando alguns e subestimando outros.

Um erro amostral alto não necessariamente significa uma estimativa de volume distante do real. Por exemplo, os erros amostrais encontrados para o volume para laminação foram altos, no entanto os erros reais não seguiram a mesma tendência. A amostragem SC1 apresentou um erro amostral de 59,9% e um erro real de -3,1% apenas. A amostragem aleatória nas frações amostrais de 5 e 2% apresentaram, respectivamente, erros amostrais de 37,1% e 66,1%, ou seja, o erro amostral quase dobrou de uma amostragem para outra, todavia, o erro real das duas amostragens foi em torno de 22%, bem abaixo do erro amostral.

O mesmo pode ser observado para volumes destinados à Serraria 2, nos quais têm-se alguns erros amostrais dentro do limite de erro definido (10%). A amostragem AC5 possui um erro amostral de 8,6% e um erro real de apenas -0,6%. Raramente ocorreu o contrário, ou seja, um erro real maior que o erro amostral, como no caso da amostragem SC5 que apresentou um erro amostral de 7,8% e um erro real de 8,3%.

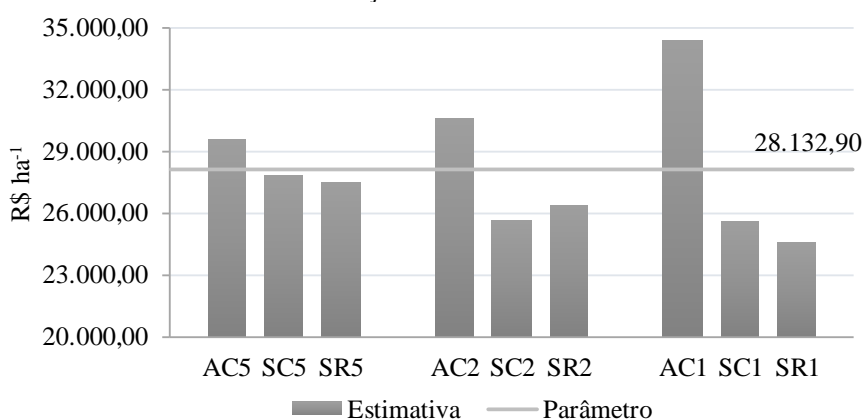
Com base nestas observações, fica evidente que o erro amostral está mais relacionado com a variabilidade dos dados da amostra. Assim, um erro amostral alto pode significar que com aquela amostra tem-se maiores chances de cometer erros nas estimativas da população. O erro amostral representa a precisão de uma amostra, dessa forma, quanto menor o erro amostral maior são as chances de que as estimativas da variável de interesse estejam corretas, porém, não há garantias para isto. O erro amostral não leva em consideração possíveis erros de medição que podem ser cometidos no momento da obtenção da amostra.

### 3.6 EFEITOS DAS CONFIGURAÇÕES DE AMOSTRAGEM NA COMERCIALIZAÇÃO DA MADEIRA DO POVOAMENTO

As estimativas de receitas do povoamento foram obtidas com base nos volumes estimados para cada classe de sortimento e nos seus respectivos valores para comercialização, disponibilizados pela empresa.

Utilizando os dados do censo, foi determinada uma receita bruta final de R\$ 28.132,90 por hectare, este é, portanto, o valor real obtido com a comercialização de toda a madeira do povoamento e foi utilizado como base para comparação das receitas estimadas com as configurações de amostragem para as classes de sortimentos consideradas (FIGURA 3.6).

FIGURA 3.6 – RECEITAS OBTIDAS COM A COMERCIALIZAÇÃO DA MADEIRA ESTIMADA PELAS CONFIGURAÇÕES DE AMOSTRAGEM



Nomenclatura das configurações dos inventários: A = amostragem aleatória, S = amostragem sistemática, C = parcelas circulares; R = parcelas retangulares, 1%, 2% e 5% = frações amostrais.

A opção de amostragem que mais se aproximou da receita real foi a sistemática com parcelas circulares e fração amostral de 5% (SC5), a qual estimou uma receita de R\$ 279,21 a menos por hectare, para a área total esta diferença representou R\$ 12.167,83 a menos. A amostragem sistemática com parcelas retangulares (SR5), apesar de não ser estatisticamente diferente da amostragem com parcelas circulares, ao final representou uma diferença de R\$ 687,88 a menos por hectare, um valor 2,4 vezes maior que o obtido com as parcelas circulares.

A amostragem aleatória apresentou superestimativa das receitas do povoamento em todas as frações amostrais. Uma amostragem de apenas 1% da área resultaria em uma superestimativa de R\$ 6.283,58 por hectare, mesmo aumentando a fração amostral para 5% da área a receita obtida ainda estima um valor de R\$ 1.489,79 a mais por hectare.

Segundo os testes aplicados para avaliar as estimativas de volumes, não houve diferença significativa entre as frações amostrais. Isto poderia significar uma redução de custo na

execução do inventário, já que menos unidades de amostras seriam necessárias. Porém, com os resultados obtidos pela simulação de comercialização, para a amostragem sistemática com parcelas circulares, nota-se que uma redução na fração amostral de 5% (receita estimada em R\$ 27.853,69 por hectare) para 2% (receita estimada em R\$25.657,74 por hectare) da área, por exemplo, representa uma diferença de estimativa de R\$2.195,95 a menos por hectare. Como na presente pesquisa, Borders et al. (2008), observaram que o valor presente líquido, em talhões de *Pinus taeda*, diminui com o aumento do erro amostral, sendo estas perdas reduzidas com o aumento da fração de amostragem.

Analisando os custos de instalação e medição de novas parcelas circulares, onde cada parcela tem um custo de R\$115,00 para a empresa, uma fração amostral de 2% significa instalar 15 parcelas na área do povoamento, aumentando essa fração para 5% são necessárias 22 parcelas a mais (37 ao total). As 22 parcelas a mais representam um custo de R\$2.530,00, ou R\$ 58,00 por hectare. Levando em consideração a diferença nas estimativas de receita para as frações amostrais de 2% e 5%, e os custos de instalação das parcelas, o manejador deve considerar quais são as consequências que estes erros nas estimativas de volume têm sobre o planejamento e logística da empresa, e se a instalação de mais unidades amostrais, para melhorar a qualidade das estimativas, não representaria uma prática vantajosa, devido aos baixos custos que ela demanda.

#### 4. CONCLUSÕES

A forma das parcelas usadas na amostragem não tem influência estatisticamente significativa sobre as estimativas do volume total no inventário, levando em consideração as condições do povoamento estudado.

A amostragem de 1, 2 e 5% do povoamento não apresenta resultados estatisticamente diferentes. Porém, a amostragem de apenas 1% da área não é recomendada, por apresentar erros amostrais altos e volumes estimados menos exatos que as frações amostrais de 2 e 5%.

Os processos de amostragem sistemático e aleatório apresentam estimativas de volume estatisticamente diferentes, a um nível de 5% de significância. As estimativas de volume total obtidas pela amostragem sistemática são mais exatas que as obtidas com a amostragem aleatória.

De todas as opções de amostragem avaliadas, apenas a SR1 (amostragem sistemática de 1% da área com parcelas retangulares) não consegue representar adequadamente a estrutura diamétrica do povoamento.

A amostragem aleatória necessita de uma maior intensidade amostral, em comparação com a sistemática, para atender ao limite de erro amostral especificado.

Para estimativa de volumes por sortimento é necessária maior fração amostral (5% da área), para que o limite de erro de 10% seja atendido. No caso da classe de sortimento para laminação, mesmo a maior fração amostral empregada não é capaz de atender ao limite de erro amostral especificado, gerando erros amostrais elevados ( $EA > 30\%$ ), devido a distribuição irregular deste sortimento no povoamento.

## CAPÍTULO IV

### SIMULAÇÃO DE ERROS NÃO AMOSTRAIS E SEUS EFEITOS SOBRE AS ESTIMATIVAS VOLUMÉTRICAS EM INVENTÁRIOS DE FLORESTAS PLANTADAS

#### RESUMO

Este estudo buscou analisar a influência de erros não amostrais aleatórios e sistemáticos sobre as estimativas de volume total em um povoamento de *Pinus* spp. A área de estudo possui 43,579 hectares, os quais foram inventariados por enumeração completa e por amostragem. Foram amostradas 37 parcelas circulares de 600 m<sup>2</sup>, distribuídas aleatoriamente na área. Foram realizadas simulações de erros de medição aleatórios e sistemáticos nas variáveis diâmetro ( $d$ ) e altura ( $h$ ) das árvores medidas no inventário por amostragem. A partir das bases de dados simuladas foram estimados o volume por hectare do povoamento e estatísticas de avaliação da amostragem. As simulações foram analisadas com base no erro amostral e no erro real, avaliando a exatidão das estimativas de volume. Os volumes por hectare estimados foram comparados entre si pela análise de variância e teste de médias. O erro amostral dos inventários não sofreu influência dos erros de medição simulados, entretanto o erro real aumenta significativamente com a inclusão de erros na medição de  $d$  e  $h$ . A análise de variância indicou que existe diferença significativa entre os volumes por hectare estimados com erros de medição simulados e o volume sem erros de medição. Erros na variável diâmetro resultaram em diferenças expressivas na estimativa de volume, porém erros nas medições de altura não apresentaram o mesmo efeito. Os erros de medição sistemáticos afetaram as estimativas de volume de forma mais acentuada que erros aleatórios. Independentemente do tipo de erro aplicado nas medições das árvores, todos resultaram em estimativas diferentes da real.

Palavras-chave: Exatidão. Amostragem. Medição de variáveis. *Pinus* spp.



## CHAPTER IV

### SIMULATION OF NON SAMPLING ERRORS AND THEIR EFFECTS ON VOLUMETRIC ESTIMATES IN INVENTORIES OF FOREST PLANTATION

#### ABSTRACT

This study aimed to analyze the influence of random and systematic non sampling errors on total volume estimates in a *Pinus* spp. stands. The study area comprised 43.579 hectares, which were inventoried by complete enumeration and sampling. Were sampled 37 circular plots of 600 m<sup>2</sup>, randomly distributed over the area. Random and systematic simulated errors were performed on the measurements of the diameter ( $d$ ) and height ( $h$ ). Sampling evaluation statistics as well as stand volume were estimated from the simulated databases. The simulations were analyzed based on sample error and real error, evaluating the accuracy of the volume estimates. The estimated volumes per hectare were compared by analysis of variance and test of means. Sampling error of the inventories was not influenced by the simulated measurement errors; however, the real error increases significantly with the inclusion of errors in the measurement of  $d$  and  $h$ . The analysis of variance indicated that there was a significant difference between the volumes per hectare estimated including errors and volume without measurement errors. Errors in variable  $d$  resulted in significant differences in volume estimation, but errors in height measurements did not have the same effect. Systematic measurement errors affected volume estimates more effectively than randomly simulated errors. Regardless of the type of error applied in the measurements of the trees, all types resulted in different estimates of the real volume value.

Keywords: Accuracy. Sampling. Measurement of variables. *Pinus* spp.

## 1 INTRODUÇÃO

O termo “erro” é usualmente empregado para retratar algo incorreto, imperfeito, com falha ou defeito. Para a linguagem estatística o significado de erro pode ser a diferença em relação ao valor referencial, valor real ou verdadeiro (SANQUETTA et al., 2014).

Um inventário florestal por amostragem ideal é aquele que estima uma característica populacional com um mínimo de erro aceitável a um determinado custo. Porém, programar um inventário estabelecendo um limite de erro é uma tarefa complicada, já que as fontes de erros nos inventários são numerosas e difíceis de dimensionar (PRODAN et al. 1997). Os inventários florestais estão sujeitos a existência de erros amostrais e não-amostrais.

Os erros amostrais dependem do processo de amostragem usado, este deve considerar as condições da floresta e da região onde está inserida; do tamanho da amostra e da variabilidade das unidades amostrais (PÉLLICO NETTO e BRENA, 1997). Além disso, o erro amostral depende também da probabilidade de acerto das unidades amostrais no sorteio das mesmas, podendo ser maior ou menor perfazendo um evento totalmente probabilístico, dependente do acaso, no momento de seleção das unidades amostrais no povoamento.

A precisão de um inventário florestal baseado em amostragem é indicada pelo tamanho do erro de amostragem, excluindo-se os efeitos dos erros não amostrais. A exatidão de um inventário florestal refere-se ao erro total e inclui os erros não amostrais. Busca-se concretizar a exatidão por meio do planejamento e execução do inventário dentro de um limite aceitável de precisão e pela redução dos erros não amostrais a um mínimo (HUSCH et al., 1982).

Os erros não amostrais não estão relacionados com a parte não medida da população, e podem surgir tanto em inventários por amostragem como em inventários por enumeração total ou censo. Estes erros surgem a partir de medições inaccuradas das variáveis, equipamentos de medição com problemas, erros na execução do plano de amostragem e na seleção das unidades amostrais. Os erros não amostrais tendem a aumentar tanto a variância amostral como os erros nas estimativas e podem prejudicar a eficiência dos resultados de inventário mais seriamente que os erros de amostragem (KOHL et al., 2006; LOETSCH et al., 1973).

Segundo Loetsch et al. (1973), normalmente os inventários são avaliados apenas pelos erros amostrais, por meio do erro padrão da média, subestimando-se a influência dos erros não amostrais. Esses mesmos autores ainda afirmaram que o erro padrão da média usado para avaliar erros de amostragem, representa o valor verdadeiro apenas se a escolha das unidades amostrais for correta, as estimativas forem consistentes e os erros não amostrais não possuem efeitos significativos sobre os parâmetros da população.

A coleta de dados deveria ser tratada como a fase mais importante para o planejamento florestal, já que é responsável por fornecer todas as informações necessárias para o planejamento de uma floresta. Erros nessa etapa irão se propagar em todo o planejamento, podendo significar uma tomada de decisão errada. Erros nas medições influenciam nas estimativas de volume atual e nas previsões de volume futuros. Poucos estudos têm sido realizados no sentido de avaliar a influência da base de dados com erros sobre as estimativas de um inventário e como isso afeta o retorno financeiro da floresta (BORDERS et al., 2008).

É interessante definir a magnitude dos erros que levam a uma decisão diferente do que aquela obtida com dados sem erros. A direção dos erros também é importante, em alguns casos superestimativas podem ser mais prejudiciais do que subestimativas e vice-versa (KANGAS et al., 2011). Existem três efeitos causados por erros nos dados do inventário: estimativa incorreta das receitas de uma operação florestal; simulações e projeções feitas para a floresta que podem não apresentar um quadro realista; definição inadequada da agenda de aplicação das técnicas de silvicultura e manejo planejadas para o povoamento (ISLAM et al., 2009).

Na prática, erros não amostrais são frequentemente considerados mínimos nos inventários florestais, e a variância devido ao erro amostral é a única fonte de erro considerada. Infelizmente, isso pode não ser sempre verdadeiro (BORDERS et al., 2008; GERTNER et al., 1990). Não existem muitas pesquisas que analisam os custos do uso de dados de inventários de má qualidade em operações de planejamento estratégico e tático (DUVEMO e LAMAS, 2006).

Alguns trabalhos desenvolvidos têm utilizado exercícios de simulação para demonstrar os efeitos da utilização de uma base de dados com erros de medição no planejamento das atividades florestais, avaliando seus efeitos nas projeções futuras da floresta. Gertner et al. (1990) observaram que a exatidão das estimativas de volume, obtidas por um modelo volumétrico para *Pinus resinosa*, foi muito sensível a erros nas medições de diâmetros. Segundo Berger et al. (2014) erros de medição de árvores têm sido negligenciados, porém podem representar um impacto considerável nas estimativas de volume. Eid (2000) observou perdas no valor presente líquido de uma floresta de *Picea abies* na Noruega, ocorridas devido a decisões erradas de planejamento, tomadas com base em dados com erros não amostrais.

Vários outros autores têm tentado demonstrar os efeitos da utilização de uma base de dados com erros de medição no planejamento das atividades florestais, avaliando seus efeitos nas projeções futuras de florestas, como Kangas (1996), Borders et al. (2008), Islam et al. (2009); Haara e Leskinen (2009), Pietila et al. (2010), Kangas et al. (2011), Makinen et al. (2012), entre outros. Para demonstrar o efeito dos erros de medição estes autores utilizaram a simulação de dados de inventário.

Segundo Volpi (1997), modelos de simulação são caracterizados por procedimentos computacionais baseados num sistema real, construídos por meio de relações lógicas e matemáticas. Os dados gerados a partir destas simulações são analisados e conclusões podem ser obtidas para o sistema real.

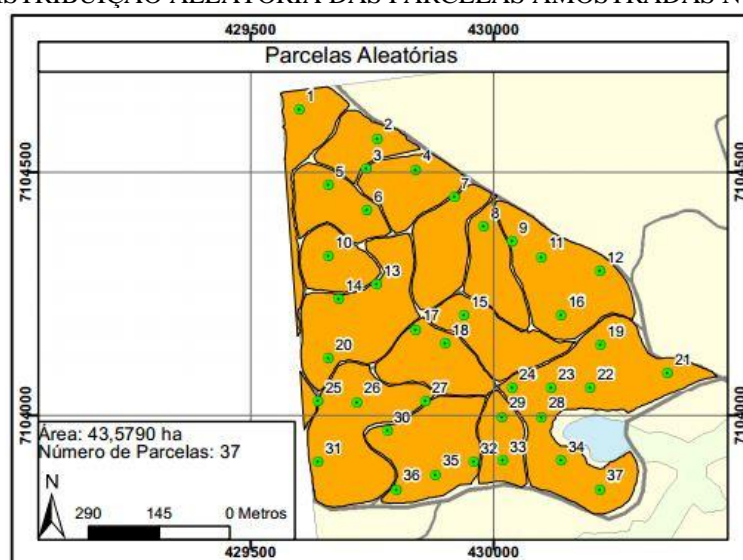
Diante do exposto, o objetivo desta pesquisa foi analisar a influência de erros não amostrais aleatórios e sistemáticos, sobre as estimativas de volume total em um povoamento de *Pinus* spp.

## 2 MATERIAL E MÉTODOS

### 2.1 BASE DE DADOS

Os dados utilizados para as análises deste capítulo incluem os parâmetros da população, obtidos por meio do censo (Inventário a 100%) de toda a área do povoamento (43,579 ha), e dados de diâmetros e alturas obtidos por um inventário por amostragem da área de estudo. A amostragem constitui-se da mensuração de 37 parcelas circulares com área de 600 m<sup>2</sup>, distribuídas aleatoriamente na área (FIGURA 4.1).

FIGURA 4.1 - DISTRIBUIÇÃO ALEATÓRIA DAS PARCELAS AMOSTRADAS NO POVOAMENTO



O volume de todas as árvores medidas no inventário por amostragem e no censo foram estimados com o modelo volumétrico de Schumacher e Hall, cujas estatísticas de ajuste e avaliação foram apresentadas no item 5 (CARACTERIZAÇÃO DA ÁREA DE ESTUDO). Na TABELA 4.1 estão as equações ajustadas por classe de diâmetro ( $d$ ).

TABELA 4.1 – EQUAÇÕES UTILIZADAS PARA ESTIMATIVA DO VOLUME TOTAL COM CASCA INDIVIDUAL DAS ÁRVORES MENSURADAS

Classe de $d$ (cm)	Equação
12 a 26,9	$\ln v = -10,5964 + 1,8503 \ln d + 1,3173 \ln h + \varepsilon_i$
27 a 41,9	$\ln v = -9,1611 + 1,7303 \ln d + 0,9717 \ln h + \varepsilon_i$
42 a 57	$\ln v = -8,5375 + 1,5238 \ln d + 1,0115 \ln h + \varepsilon_i$

$v$  = volume total das árvores (m<sup>3</sup>);  $d$  = diâmetro com casca a altura do peito (cm) (1,30m do solo);  $h$  = altura total (m);  $\varepsilon_i$  = erro aleatório.

## 2.2 SIMULAÇÕES DE ERROS NÃO AMOSTRAIS

Para avaliar o efeito dos erros não amostrais nas estimativas de volume total do povoamento, foram realizadas simulações com objetivo de formar bases de dados com diferentes níveis de erros.

As simulações foram realizadas com base na geração de número aleatórios, utilizando uma distribuição uniforme para simular os erros. Foram simulados erros aleatórios e sistemáticos sobre os dados do inventário por amostragem. Volpi (1997) descreveu que as simulações podem ser estocásticas, onde dados são gerados aleatoriamente e o sistema fornece múltiplas respostas; ou sistemáticas, quando se está interessado nos limites máximos e mínimos de variabilidade ou em algum cenário em particular.

Assumiu-se que a base de dados do inventário aleatório, com parcelas circulares e fração amostral de 5% (AC5) não possuía qualquer tipo de erro de medição, ou seja, está livre de erros não amostrais. Estes dados foram a base para as simulações dos erros e foram considerados como a testemunha do trabalho, usada para comparar os efeitos dos erros simulados.

Sobre a base de dados original foram acrescentadas porcentagens de erros aleatórios e sistemáticos, para mais ou para menos (4.1).

$$\hat{Y}_i = Y_i + \varepsilon_i \quad (4.1)$$

Em que:  $\hat{Y}_i$  = variável estimada com erro não amostral;  $Y_i$  = variável original sem erro amostral e  $\varepsilon_i$  = erro não amostral simulado para a variável.

Os erros não amostrais foram simulados para as variáveis diâmetro a altura do peito ( $d$  cm) e altura total ( $h$  m) das árvores. Foram utilizadas 3 combinações de variáveis com erros para composição das bases de dados. Uma base de dados apenas com erros nos diâmetros, outra apenas com erros nas alturas e a última com a combinação de erros nos diâmetros e nas alturas.

As variáveis com erros foram utilizadas para estimativa do volume individual das árvores, pelas equações de volumes apresentadas e, posteriormente, no processamento dos inventários, com base nos procedimentos da amostragem aleatória.

As simulações foram realizadas utilizando o software *Microsoft Excel* 2016.

### 2.2.1 Erros não amostrais aleatórios

#### *Simulação de erros aleatórios em todas as árvores das parcelas*

Todas as árvores das parcelas receberam uma porcentagem de erro com base na medida original da variável, estes erros podem variar entre  $-\varepsilon$  e  $+\varepsilon$  (4.2).

$$\hat{Y}_i = Y_i \pm \varepsilon_i \quad (4.2)$$

Em que:  $\hat{Y}_i$  = variável estimada com erro não amostral;  $Y_i$  = variável original sem erro amostral;  $\varepsilon_i$  = erro definido por uma porcentagem de erro.

As porcentagens de erros (níveis de erros) empregadas foram:  $\pm 5\%$ ,  $\pm 10\%$ ,  $\pm 20\%$ ,  $\pm 30\%$  e  $\pm 40\%$ . Com esta simulação foram obtidas 15 bases de dados com erros não amostrais, ou seja, inicialmente foram simulados erros apenas na variável  $d$ , (5 simulações), em seguida foram simulados erros apenas na variável  $h$  (5 simulações), e por fim foram simulados erros no  $d$  e  $h$  das árvores (5 simulações).

#### *Simulação de erros aleatórios em parte das árvores das parcelas*

Foram selecionadas, aleatoriamente, subamostras de árvores de cada parcela para receber os erros não amostrais, o percentual de árvores em cada subamostra foi de 10%, 20%, 30%, 40% e 50% do total de cada parcela. Foi definida uma porcentagem máxima de 50%, devido ao processo de seleção destas árvores, ou seja, como a probabilidade de seleção ou não de uma árvore é de 50%, o simulador desenvolvido não seleciona mais que metade das árvores da parcela.

As árvores selecionadas nas parcelas receberam uma porcentagem de erro de medição, da mesma forma como descritos no item anterior. Assim foram obtidas 75 bases de dados com erros não amostrais, considerando que em cada subamostra foram realizadas as mesmas 15 simulações feitas para o total de árvores das parcelas.

### 2.2.2 Erros não amostrais sistemáticos

Foram simulados erros sistemáticos em uma subamostra aleatória de árvores das parcelas. As subamostras foram selecionadas aleatoriamente sendo compostas com 10%, 20%, 30%, 40% e 50% das árvores de cada parcela. As árvores selecionadas receberam erros

sistemáticos para mais (4.3) e erros sistemáticos para menos (4.4), de acordo com as seguintes porcentagens:

1- Erros sistemáticos para mais: +5%, +10%, + 15%, + 20%.

$$\hat{Y}_i = Y_i + \varepsilon_i \quad (4.3)$$

2- Erros sistemáticos para menos: - 5%, - 10%, - 15%, - 20%.

$$\hat{Y}_i = Y_i - \varepsilon_i \quad (4.4)$$

Neste caso os dados foram obtidos de forma tendenciosa, ou seja, os valores reais foram alterados sistematicamente para mais ou para menos. Os percentuais de erro usado nestas simulações foram menores que na simulação aleatória, devido às condições reais encontradas em campo, onde erros muito grandes nas dimensões das árvores são improváveis de ocorrer. Por exemplo, uma árvore com 40 cm de  $d$ , recebendo um erro sistemático de 20% para mais, resulta em um  $d$  de 48 cm.

Esta opção de simulação gerou 120 bases de dados com erros não amostrais para processamento do inventário, ou seja, para cada uma das 5 subamostra foram simulados os 4 níveis de erro para mais e para menos, considerando erros no diâmetro, na altura e no diâmetro e altura.

As simulações sistemáticas permitiram obter uma definição de possíveis limites em que os erros não amostrais podem ser tolerados nas medições das variáveis em um inventário. Estas simulações são uma forma de análise de sensibilidade, onde é possível verificar quais os efeitos dos erros, cometidos na medição das variáveis das árvores, na estimativa de volume do povoamento.

### 2.3 ANÁLISE DOS EFEITOS DOS ERROS NÃO AMOSTRAIS SIMULADOS

As variáveis obtidas com as simulações de erros e as estimativas de volume obtidas com elas foram comparadas com seus respectivos valores paramétricos, com base no Erro Real (4.5), o qual permite determinar a acuracidade das estimativas.

$$Erro (\%) = \frac{(V_R - V_E)}{V_R} .100 \quad (4.5)$$

Em que:  $V_R$ =Valor paramétrico da variável (Obtido no censo);  $V_E$ =Valor estimado ou simulado da variável.



Os volumes por hectare obtidos com as bases de dados simuladas foram comparados utilizando a análise de variância para um delineamento em blocos ao acaso em esquema fatorial.

Os fatores avaliados foram:

- a) A variável que recebeu os erros: erros no  $d$ ,  $h$  e  $d$  e  $h$  combinados (3 níveis);
- b) O número de árvores por parcela que receberam os erros: no caso de erros aleatórios, as porcentagens de árvores com erros foram 10, 20, 30, 40, 50 e 100% (6 níveis), já para os erros sistemáticos, tem-se 10, 20, 30, 40 e 50% das árvores com erros (5 níveis);
- c) Os erros não amostrais simulados para as medições das variáveis: na simulação aleatória tem-se 5, 10, 20, 30 e 40% de erro (5 níveis) e na sistemática tem-se 5, 10, 15, 20% (4 níveis).

Os tratamentos foram compostos pela combinação dos 3 fatores e foram nomeados na seguinte sequência: variável; número percentual de árvores selecionadas, e; nível de erro aplicado. Dessa forma têm-se, por exemplo, tratamento “h\_10\_10”, representa a combinação de erros apenas na medição de altura de 10% das árvores das parcelas, sendo aplicado um nível de erro de 10%.

O arranjo fatorial permitiu avaliar o efeito desses fatores ao mesmo tempo. A combinação entre os fatores representou os tratamentos. Os volumes estimados com os dados originais, sem adição de erros não amostrais, foram considerados como a testemunha das análises. A hipótese de nulidade avaliada foi  $H_0: \mu_1 = \mu_2 \dots = \mu_n$ ; sendo  $\mu_1, \mu_2 \dots \mu_n$ , os volumes por hectare estimados para cada tratamento e o nível de significância utilizado de 5%. Se constatada diferença entre os tratamentos na análise de variância, o teste de média DMS (Diferença Mínima Significativa) foi aplicado para verificar quais médias diferiram entre si e com a testemunha. A análise de variância e o teste de médias foram realizadas pelo *software* R.

### 3 RESULTADOS E DISCUSSÃO

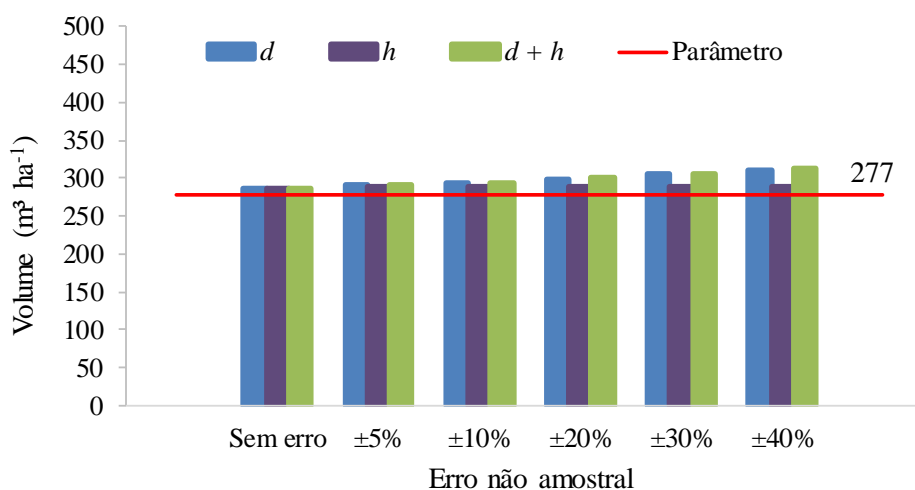
#### 3.1 SIMULAÇÃO DE ERROS ALEATÓRIOS

##### 3.1.1 Erros aleatórios em todas as árvores das parcelas da amostra

Erros aleatórios na medição das variáveis ocorrem de muitas formas, podem ser por falta de treinamento da equipe, distração ou vício do operador, erros devido ao instrumento de medição utilizado. Instrumentos de medição de altura e diâmetro podem apresentar defeitos de fabricação ou desgastes ao longo do tempo. Outra fonte de erro está relacionada à falta de subdivisões nas escalas de valores das sutas ou até das fitas diamétricas. Quando não existem marcações decimais os valores fracionados de diâmetros acabam sendo arredondados para mais ou para menos à critério do operador.

Estes erros podem gerar medições maiores ou menores que a real, sendo que estas diferenças ocorrem aleatoriamente, durante todo o processo de medição do inventário. A simulação de erros aleatórios nas medições das variáveis das árvores gerou 15 estimativas de volume por hectare (FIGURA 4.2).

FIGURA 4.2 – VOLUMES POR HECTARE ESTIMADOS COM BASE NAS AMOSTRAS CONTENDO ERROS NÃO AMOSTRAIS ALEATÓRIOS NO  $d$ ,  $h$  E NA COMBINAÇÃO ( $d + h$ ) DE TODAS AS ÁRVORES



\*Sem erro = base de dados sem erros de medições (testemunha);

\*\*Parâmetro = valor real de volume por hectare, obtido no censo do povoamento.

Erros aleatórios na variável altura não apresentaram muita influência nas estimativas de volume por hectare, resultando em um volume estimado de aproximadamente 289 m<sup>3</sup> por hectare, para qualquer nível de erro aplicado. Por outro lado, erros nos diâmetros têm maior efeito nas estimativas de volume por hectare, principalmente, a partir de erros de até 20% do valor das variáveis, que resultaram em estimativas superiores a 300 m<sup>3</sup> por hectare. Quando foram acumulados erros em diâmetros e alturas, a diferença entre as estimativas continuou muito próxima a com erros apenas nos diâmetros, evidenciando, que as estimativas de volume são mais sensíveis a erros nas medições de diâmetros.

O processo de amostragem aleatório apresentou tendência em superestimar os volumes, como observado no Capítulo III. Com a inclusão dos erros não amostrais na base de dados, esta tendência foi acentuada. Para qualquer nível de erro simulado, os volumes por hectare estimado foram sempre maiores que o volume paramétrico, obtido com o censo.

As estatísticas de avaliação do inventário obtidas com os dados simulados podem ser observadas na TABELA 4.2. Nota-se que o desvio padrão dos dados praticamente não se altera com o aumento dos erros não amostrais aleatórios, indicando que a variabilidade dos dados não foi influenciada por este tipo de erros. Segundo Loetsch et al. (1973), a média de uma série de erros puramente aleatórios aproxima-se de zero para um crescente número de observações. Se este for o caso, a média irá convergir para o valor verdadeiro, assim os erros aleatórios se cancelam. Essa compensação de erros poderia explicar o fato dos erros amostrais terem se mantido constantes para todas as simulações. Porém, a diferença entre os volumes estimados com as simulações e o volume paramétrico, indicou que as estimativas pioram com o aumento dos erros de medições, principalmente para erros na variável diâmetro. O erro real do volume por hectare, estimado com erros nos diâmetros ( $d$ ), aumentou gradativamente de 3,7%, para dados sem erros, até 12,2% para dados com até 40% de erros nas medições.

Erros aleatórios nas medições de altura resultaram em um pequeno aumento no volume estimado, não importando o nível de erro simulado. Geralmente, a maior preocupação nas coletas de dados está relacionada com a medição de alturas, ficando a medição de diâmetro, muitas vezes, negligenciada devido a sua facilidade de obtenção. Porém, com base nestes resultados, a medição de diâmetro ( $d$ ) deveria ser objeto de maior atenção, visto que erros na medição desta variável influenciaram mais expressivamente a estimativa de volume.

TABELA 4.2 – ESTATÍSTICAS OBTIDAS NO INVENTÁRIO COM AS AMOSTRAS CONTENDO ERROS NÃO AMOSTRAIS ALEATÓRIOS EM TODAS AS ÁRVORES

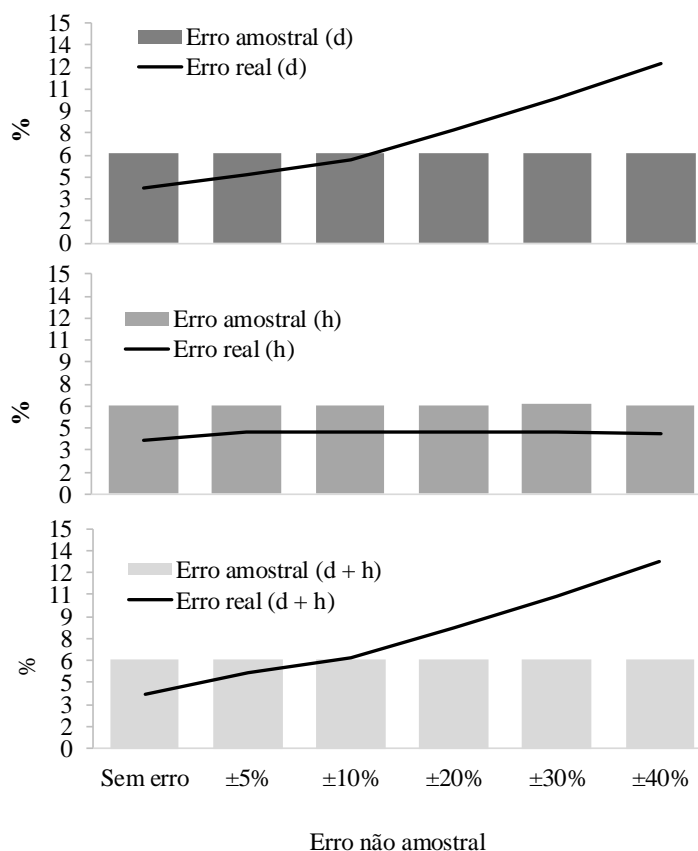
Erros não amostrais (%)	Volume (m <sup>3</sup> ha <sup>-1</sup> )	Desvio Padrão (m <sup>3</sup> )	Coefficiente de Variação (%)	Erro amostral (%)	Erro real* (%)
Variável <i>d</i>					
Sem erro	287,4	3,23	18,7	6,1	-3,7
5%	289,9	3,26	18,7	6,1	-4,6
10%	292,7	3,29	18,7	6,1	-5,6
20%	298,4	3,35	18,7	6,1	-7,7
30%	304,5	3,42	18,7	6,1	-9,9
40%	311,0	3,49	18,7	6,1	-12,2
Variável <i>h</i>					
Sem erro	287,4	3,23	18,7	6,1	-3,7
5%	288,9	3,25	18,7	6,1	-4,2
10%	288,9	3,25	18,7	6,1	-4,3
20%	288,8	3,25	18,7	6,1	-4,2
30%	288,7	3,26	18,8	6,1	-4,2
40%	288,7	3,25	18,8	6,1	-4,2
Variáveis <i>d</i> e <i>h</i>					
Sem erro	287,4	3,23	18,7	6,1	-3,7
5%	291,4	3,27	18,7	6,1	-5,2
10%	294,3	3,30	18,7	6,1	-6,2
20%	299,9	3,37	18,7	6,1	-8,2
30%	305,9	3,44	18,8	6,1	-10,4
40%	312,4	3,51	18,8	6,1	-12,7

Sem erro = base de dados sem erros de medições (testemunha); \*Erro real obtido para o volume por hectare estimado.

Outros autores, ao observar os efeitos de erros nas variáveis dos inventários encontraram resultados semelhantes. Kangas et al. (2011) comentaram que um erro de medição em área basal é muito mais relevante do que em altura. Gertner (1990) afirmou que, independentemente do tamanho da amostra, medições imparciais no *d* são extremamente importantes para obter estimativas precisas de volume.

Na FIGURA 4.3 pode ser observado melhor o comportamento dos erros amostrais e dos erros reais para as simulações de dados com diferentes níveis de erros.

FIGURA 4.3 – ERROS AMOSTRAIS E ERROS REAIS OBTIDOS PARA AS SIMULAÇÕES DE ERROS NÃO AMOSTRAIS ALEATÓRIOS EM TODAS AS ÁRVORES DAS PARCELAS



O erro real para o volume por hectare estimado aumentou com a inclusão de erros nas medições das variáveis  $d$  e  $h$ , enquanto que o erro amostral nas simulações, geradas a partir da mesma base dados, foi o mesmo independentemente do nível de erros simulados. Estas observações comprovam algumas inferências sobre o erro amostral. O erro de amostragem depende do tamanho e da variabilidade da amostra e do procedimento de amostragem usado e indica qual é a chance da amostragem estar representando adequadamente a população, ou seja, a exatidão das estimativas. Porém, não garante que as estimativas do inventário serão exatas.

Os erros não amostrais tendem a aumentar os erros nas estimativas e podem prejudicar a eficiência dos resultados de inventário mais seriamente que os erros de amostragem (KOHL et al., 2006; LOETSCH et al., 1973), como observado com os resultados deste estudo.

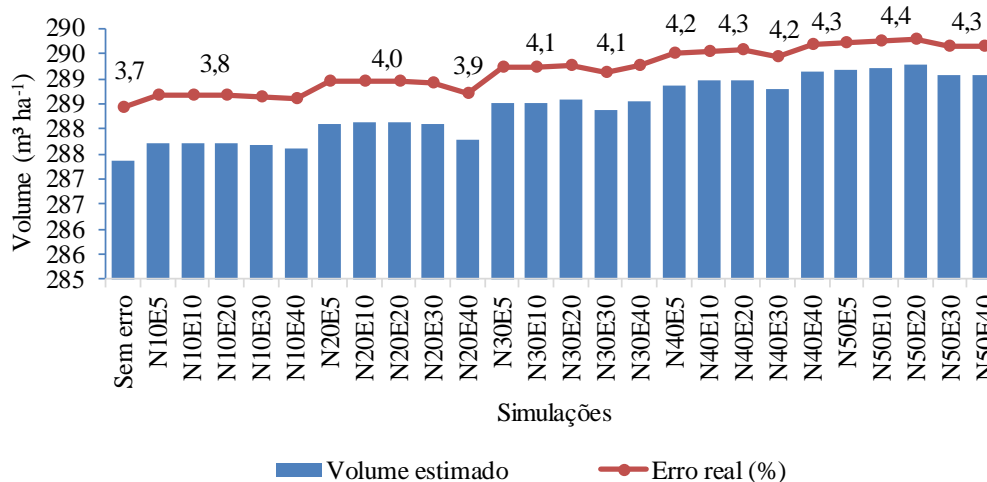
### 3.1.2 Erros aleatórios em árvores selecionadas aleatoriamente na parcela

As árvores selecionadas aleatoriamente nas parcelas receberam os erros nas medições do diâmetro e altura, em seguida foram empregados na estimativa do volume médio por hectare do povoamento (FIGURA 4.4). Erros não amostrais aleatórios em até metade das árvores das

parcelas não representaram grandes mudanças nas estimativas de volume, com o erro real variando de 3,8 a 4,3% para erros em 10% e 50% das árvores de cada parcela. O erro amostral permaneceu constante, em torno de 6% em todas as simulações.

Erros aleatórios em até metade das árvores amostradas representaram uma variação no volume de apenas 1,7 m<sup>3</sup> por hectare, diferença entre o volume obtido com o maior nível de erro aleatório simulado e o volume obtido com dados sem erros. Os erros aleatórios apenas acentuaram a tendência de superestimativa de volume relacionada ao processo amostral. Kangas et al. (1996) relataram que estes erros podem ser vistos como insignificantes do ponto de vista prático, no entanto, é importante levá-los em conta. Especialmente, quando os volumes totais para grandes áreas são calculados, pequenos erros podem ter um efeito relevante sobre os resultados do inventário, sobretudo com impactos econômicos.

FIGURA 4.4 – VOLUME POR HECTARE ESTIMADO COM DADOS SIMULADOS CONTENDO ERROS NÃO AMOSTRAIS ALEATÓRIOS NO DIÂMETRO E NA ALTURA DAS ÁRVORES DAS PARCELAS E SEU RESPECTIVO ERRO REAL



N10 = erros em 10% das árvores da parcela; N20 = erros em 20% das árvores da parcela; N30 = erros em 30% das árvores da parcela; N40 = erros em 40% das árvores da parcela; N50 = erros em 50% das árvores da parcela; E5 = erro não amostral de 5% no valor das variáveis; E10 = erro não amostral de 10% no valor das variáveis; E20 = erro não amostral de 20% no valor das variáveis; E30 = erro não amostral de 30% no valor das variáveis; E40 = erro não amostral de 40% no valor das variáveis. \*Volumes estimados com erros de medição nas variáveis *d* e *h*.

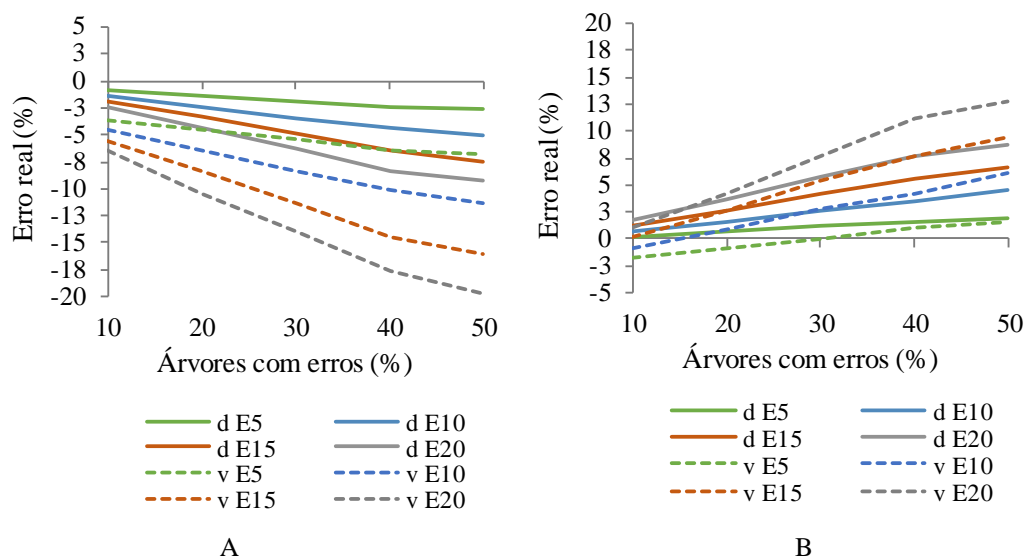
### 3.2 SIMULAÇÃO DE ERROS SISTEMÁTICOS

Este tipo de simulação demonstra o efeito de erros que podem ser causados pelo uso de aparelhos de medição defeituosos ou fora das condições ideais de uso, execução inadequada das técnicas de medição de alturas e diâmetros; ou ainda por algum vício de medição do operador que levem a uma medição tendenciosa, como a medição de diâmetros abaixo ou acima do ponto correto. As condições ambientais podem influenciar nas medições, causando

deformações ou interferências no uso dos instrumentos de medição, como por exemplo, o Vertex, aparelho usado para medições de alturas e distâncias, que é sensível a variações de temperatura, podendo resultar em medições com erros sistemáticos, recomendando-se que a calibração do aparelho seja feita à temperatura ambiente para evitar este tipo de erro.

As simulações de erros não amostrais sistemáticos foram realizadas em duas partes: erros para mais e erros para menos nas medições das variáveis. Os dados com erros sistemáticos nos diâmetros ( $d$ ) foram empregados nas estimativas de volume das árvores. Os valores médios de  $d$  e volume com erros foram comparados com seus respectivos valores sem erros sistemáticos nas medições, por meio do erro real (FIGURA 4.5).

FIGURA 4.5 – ERRO REAL PARA O DIÂMETRO E VOLUME INDIVIDUAL MÉDIOS OBTIDOS COM A SIMULAÇÃO DE ERROS SISTEMÁTICOS PARA MAIS (A) E PARA MENOS (B) NO DIÂMETRO DAS ÁRVORES

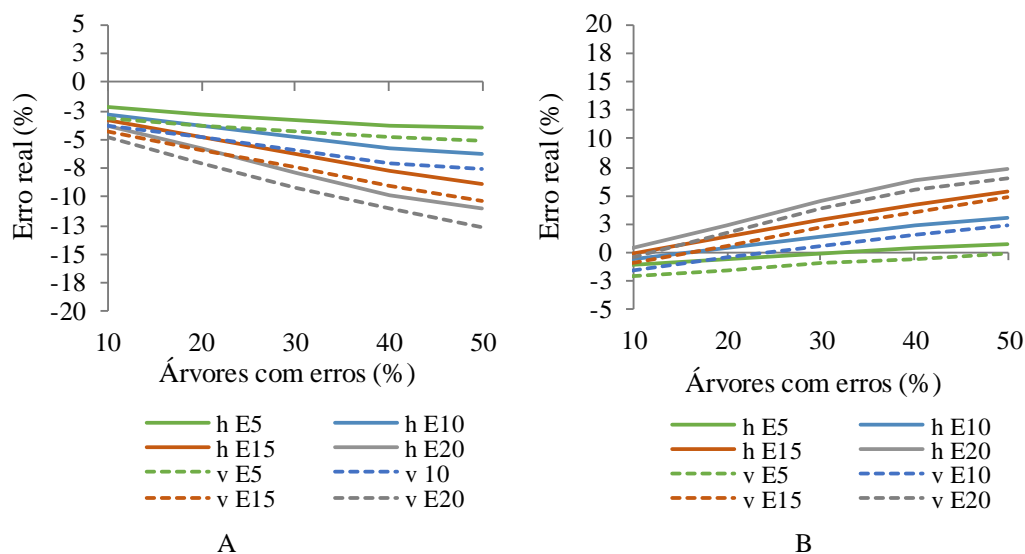


$d$  = diâmetro à altura do peito médio (1,30 m),  $v$  = volume individual médio das árvores; E5 = erro sistemático de 5% no valor da variável ( $d$ ); E10 = erro sistemático de 10% no valor da variável ( $d$ ); E15 = erro sistemático de 15% no valor da variável ( $d$ ); E20 = erro sistemático de 20% no valor da variável ( $d$ ).

O erro na medição do  $d$  se propagou para as variáveis derivadas do mesmo, como é o caso no volume individual e do volume por hectare do povoamento. Gertner (1990) simulou erros de 5% na medição do  $d$  de um povoamento de *Pinus resinosa*, os quais resultaram em erros de 15% nas estimativas de volumes por hectare. No presente estudo um nível de erro sistemático de 10% a mais nas medições do  $d$  de metade das árvores das parcelas, resultou em um  $d$  médio 5,1% maior que o real. Estes diâmetros fizeram com que a estimativa do volume individual médio das árvores fosse 11,4% maior que o real e quando estes valores foram extrapolados, observou-se um volume por hectare 12,5% maior. Esta superestimativa representa em média 35 m<sup>3</sup> a mais por hectare.

Erros nas medições de alturas apresentaram menores efeitos nas estimativas de volume (FIGURA 4.6). Para as mesmas condições anteriores, erros de 10% a mais nas medições das alturas em metade das árvores das parcelas resultaram em um erro real de 6,3 % na altura média. Quando os volumes foram estimados com estes dados, observou-se um volume individual 7,5% maior que o real e um volume por hectare 9,2% maior que o real.

FIGURA 4.6 – ERRO REAL PARA ALTURA E VOLUMES MÉDIOS ESTIMADOS COM ERROS SISTEMÁTICOS PARA MAIS (A) E PARA MENOS (B) NAS ALTURAS DAS ÁRVORES



h = altura total média das árvores; v = volume individual médio das árvores; E5 = erro sistemático de 5% no valor da variável (h); E10 = erro sistemático de 10% no valor da variável (h); E15 = erro sistemático de 15% no valor da variável (h); E20 = erro sistemático de 20% no valor da variável (h).

Observou-se que o erro real das estimativas aumentou proporcionalmente ao nível de erro simulado nas variáveis. Os erros cometidos nas variáveis medidas em campo foram propagados para as demais estimativas do povoamento, assim, pequenos erros nas medições das árvores das parcelas, quando extrapolados para o povoamento, tornam-se relevantes. Ao estudar os efeitos de erros nas medições sobre o planejamento de atividades de inventário, Pietila et al. (2010) observaram perdas no valor presente líquido (VPL) da floresta devido a utilização de dados com erros na área basal e altura dominante, para predição de crescimento do povoamento. Kangas et al. (2011) concluíram que boas estimativas de área basal são importantes para orientar tomadas de decisões sobre as atividades que serão realizadas na floresta. Os autores também observaram perdas econômicas no planejamento de atividades com base em dados de inventário com erros.

O uso de dados com erros de medição de área basal afetou o cronograma de manejo de florestas naturais da Finlândia (ISLAM et al., 2009). Os autores observaram que mesmo pequenos erros, em árvores de espécies dominadas, foram suficientes para alterar

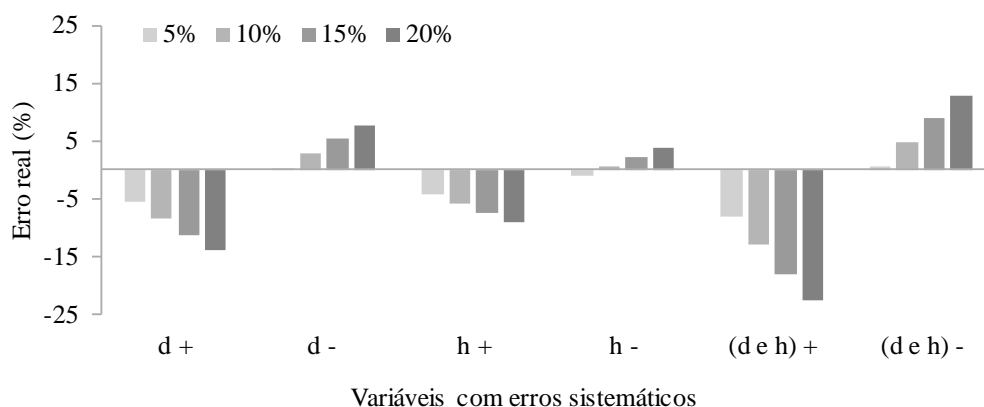


consideravelmente o conteúdo dos planos de exploração florestal. Subestimativas da área basal levam ao atraso na realização de desbastes, e superestimativas levam a desbastes precoces.

Estimativas de volume por hectare mais distantes do valor real foram encontradas quando simulados erros sistemáticos para mais nas variáveis (erros positivos), principalmente para a variável *d*. Erros sistemáticos negativos geraram estimativas de volume mais próximas ao valor real e isto ocorre devido à tendência observada no processo amostral. Observou-se, em análises anteriores (item 3.4, Capítulo III), que o processo amostral utilizado apresentou tendência em superestimar o volume do povoamento, assim, em contraposição, os erros sistemáticos para menos resultam em valores menores que o real. Os erros para menos nas estimativas de volume por hectare são então compensados pela superestimativa apresentada pelo processo amostral. A compensação de erros fica evidente quando os volumes individuais são extrapolados para obter os volumes por hectare do povoamento (APÊNDICES 3, 4, 5 e 6).

As estimativas de volume individual foram mais afetadas pela combinação de erros sistemáticos nas medições de diâmetros e alturas. Como exemplo, tem-se os erros de medição para mais e para menos simulados em 30% das árvores das parcelas (FIGURA 4.7). Observe-se que a combinação de erros para mais nos diâmetros e alturas resultaram em estimativas menos acuradas de volume, muito embora, erros sistemáticos na medição de alturas, como já observado nas simulações de erros aleatórios, influenciaram pouco as estimativas de volume, em comparação com erros no diâmetro.

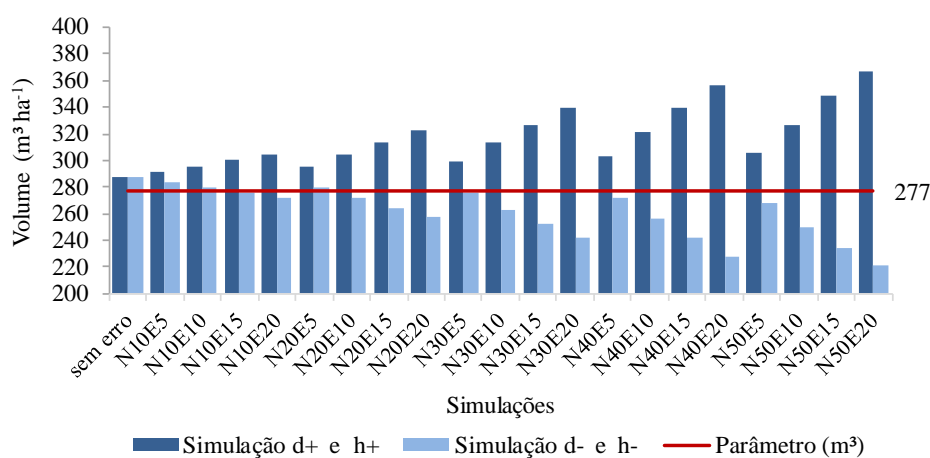
FIGURA 4.7 - ERRO REAL PARA A ESTIMATIVA DE VOLUMES INDIVIDUAIS COM DIFERENTES NÍVEIS DE ERROS NÃO AMOSTRAIS EM 30% DAS ÁRVORES DA PARCELAS



d + = erros sistemáticos para mais no diâmetro; d - = erros sistemáticos para menos no diâmetro; h + = erros sistemáticos para mais na altura; h - = erros sistemáticos para menos nas alturas; (d e h) + = erros sistemáticos para mais no diâmetro e altura; (d e h) - = erros sistemáticos para menos no diâmetro e altura.

Os erros amostrais, para simulações com erros no diâmetro e altura (FIGURA 4.8) foram semelhantes, em torno de 6,1%. No entanto, a estimativa do volume por hectare apresentou diferenças consideráveis quando foram simulados erros para mais ou para menos em 20% ou mais das árvores da parcela. Erros de 20% a mais nas medições das variáveis em metade das árvores das parcelas representaram um valor de 90 m<sup>3</sup> a mais por hectare, em relação ao valor paramétrico (277 m<sup>3</sup> ha<sup>-1</sup>). A mesma proporção de erros para menos representaram um valor de 56 m<sup>3</sup> a menos por hectare.

FIGURA 4.8 – ESTIMATIVAS DE VOLUME POR HECTARE OBTIDOS COM AS SIMULAÇÕES DE ERROS SISTEMÁTICOS NAS MEDIÇÕES DAS VARIÁVEIS DIÂMETRO E ALTURA



N10 = erros em 10% das árvores da parcela; N20 = erros em 20% das árvores da parcela; N30 = erros em 30% das árvores da parcela; N40 = erros em 40% das árvores da parcela; N50 = erros em 50% das árvores da parcela; E5% = erro não amostral de 5% no valor das variáveis; E10% = erro não amostral de 10% no valor das variáveis; E15% = erro não amostral de 15% no valor das variáveis; E20 = erro não amostral de 20% no valor das variáveis.

### 3.3 ANÁLISE ESTATÍSTICA DAS SIMULAÇÕES DE ERROS NÃO AMOSTRAIS

As análises de variância foram feitas considerando as estimativas de volume por hectare (TABELA 4.3). Os resultados indicaram que houve diferença estatisticamente significativa entre os volumes por hectare estimados para as simulações de dados com erros não amostrais, ao nível de 5% de significância, tanto para erros aleatórios quanto sistemáticos.

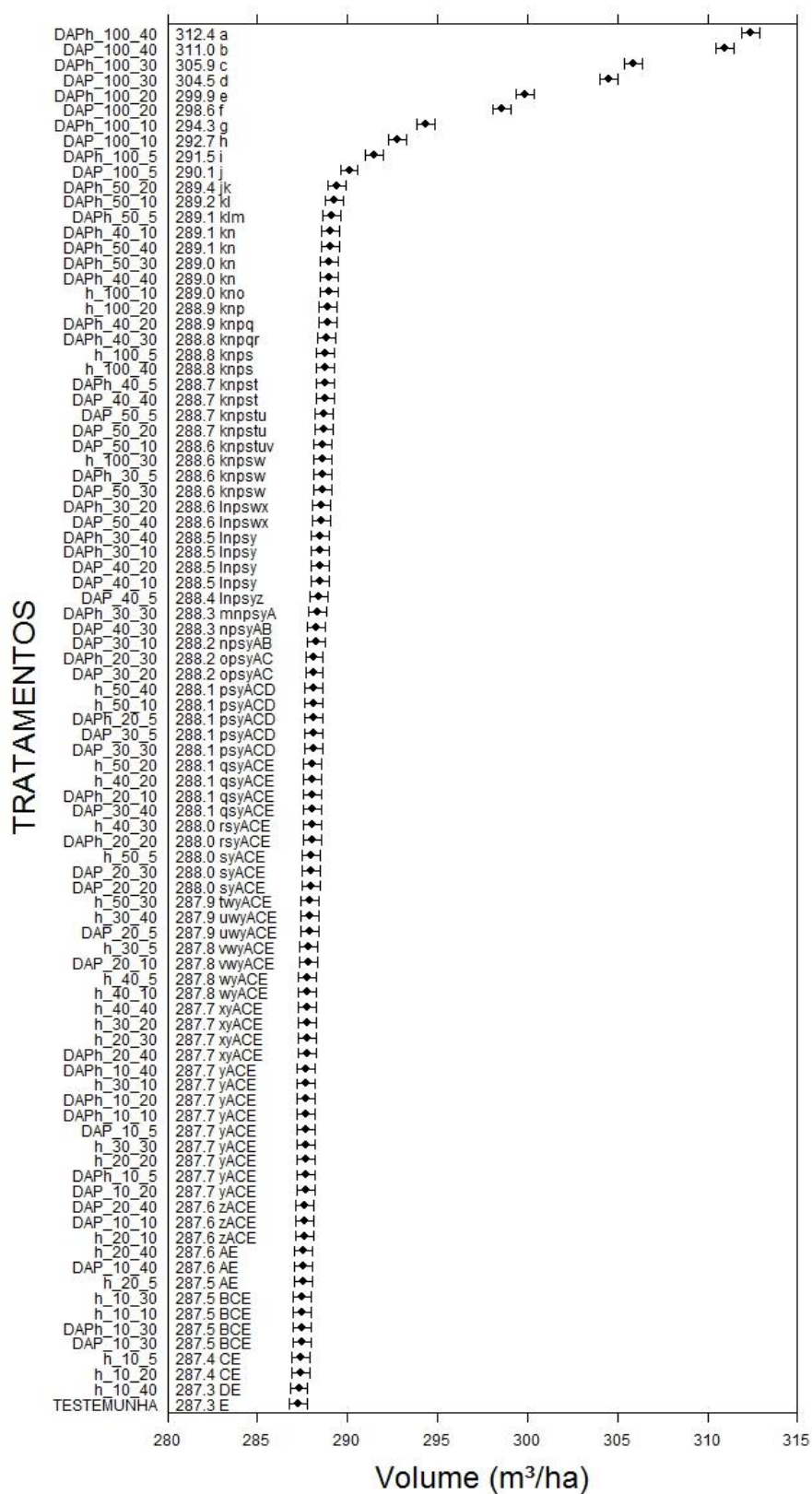
Observou-se interação entre os fatores avaliados, ou seja, os efeitos dos fatores atuam de forma dependente. As estimativas de volume por hectare se alteraram conforme o número de árvores por parcela que com determinado nível de erro nas medições das suas variáveis, dependendo também de qual variável apresentou erros de medição (*d*, *h* ou ambos).

TABELA 4.3 - ANÁLISE DE VARIÂNCIA PARA OS VOLUMES POR HECTARE ESTIMADOS COM DADOS DA SIMULAÇÃO DE ERROS NÃO AMOSTRAIS ALEATÓRIOS E SISTEMÁTICOS

<b>Erros aleatórios</b>						
Fonte de Variação	GL	SQ	QM	F	Valor p	
Parcela (par)	36	9574694	265964	110870,8	2,2e-16	**
Variável (var)	3	4356	1452	605,2	2,2e-16	**
Número de árvores (narv)	5	31625	6325	2636,6	2,2e-16	**
Erros não amostrais (er)	4	2286	571	238,2	2,2e-16	**
var x narv	10	11959	1196	498,5	2,2e-16	**
var x er	8	1156	144	60,2	2,2e-16	**
narv x er	20	11961	598	249,3	2,2e-16	**
var x narv x er	40	6143	154	64,02	2,2e-16	**
Resíduos	3240	7772	2			
<b>Erros sistemáticos para mais</b>						
Fonte de Variação	GL	SQ	QM	F	Valor p	
Parcela (par)	36	7237197	201033	12381,7	2,2e-16	**
Variável (var)	3	172168	57389	3534,6	2,2e-16	**
Número de árvores (narv)	4	185836	46459	2861,4	2,2e-16	**
Erros não amostrais (er)	3	196505	65502	4034,2	2,2e-16	**
var x narv	8	31228	3903	240,4	2,2e-16	**
var x er	6	34410	5735	353,2	2,2e-16	**
narv x er	12	38105	3175	195,5	2,2e-16	**
var x narv x er	24	6745	281	17,3	2,2e-16	**
Resíduos	2160	35070	16			
<b>Erros sistemáticos para menos</b>						
Fonte de Variação	GL	SQ	QM	F	Valor p	
Parcela (par)	36	5554584	154294	10987,9	2,2e-16	**
Variável (var)	3	123307	41102	2,927,0	2,2e-16	**
Número de árvores (narv)	4	153021	38255	2,724,3	2,2e-16	**
Erros não amostrais (er)	3	143940	47980	3,416,8	2,2e-16	**
var x narv	8	21207	2651	188,7	2,2e-16	**
var x er	6	18932	3155	224,7	2,2e-16	**
narv x er	12	25710	2142	152,5	2,2e-16	**
var x narv x er	24	3419	142	10,1	2,2e-16	**
Resíduos	2160	30331	14			

O resultado do teste de médias para as simulações de erros aleatórios pode ser observado na FIGURA 4.9. Foram comparados os volumes por hectare estimados em cada simulação de dados, sendo atribuídas letras para cada simulação, assim, letras iguais significam que os volumes estimados pelas simulações foram estatisticamente iguais e letras diferentes significaram que os volumes estimados foram diferentes. Observou-se também o comportamento dos volumes com as simulações de erros, onde os volumes estimados ficam cada vez mais distantes do volume da testemunha, com o aumento no nível de erro e do número de árvores com erros.

FIGURA 4.9 – TESTE DE MÉDIAS PARA AS SIMULAÇÕES DE DADOS COM ERROS NÃO AMOSTRAIS ALEATÓRIOS



\*Nomenclatura dos tratamentos: variável\_percentual de árvores com erros\_nível de erro.

Erros aleatórios nas medições de alturas afetaram menos as estimativas do volume por hectare, e resultaram em diferenças significativas se ocorridos em 50% ou mais árvores por parcelas (TABELA 4.4). Aparentemente, a quantidade de árvores que apresentou erro nas suas medições teve uma influência maior sobre as estimativas de volumes por hectare. Erros na medição do  $d$ , independentemente do nível de erro, têm efeito significativo na estimativa do volume por hectare se ocorrido em 30% ou mais árvores por parcela. Erros combinados nas medições de  $d$  e  $h$  apresentaram resultados semelhantes a erros apenas no  $d$ , evidenciando a menor influência dos erros em altura.

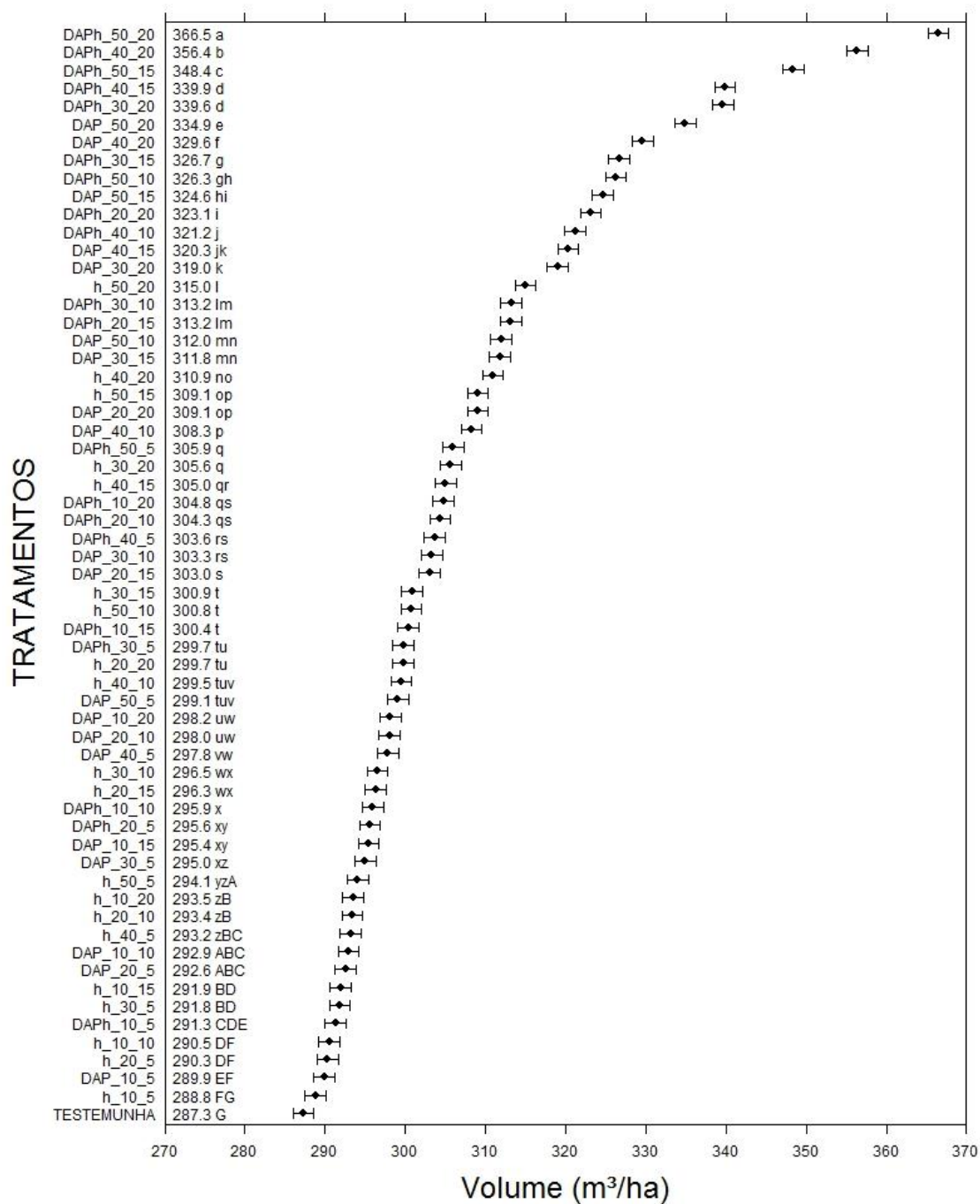
TABELA 4.4 – DIFERENÇA ENTRE AS SIMULAÇÕES DE ERROS NÃO AMOSTRAIS E A TESTEMUNHA (BASE DE DADOS SEM ERROS)

Árvores com erros (%)	Erro não amostral (%)														
	Erro no $d$					Erro na $h$					Erro no $d$ e $h$				
	5	10	20	30	40	5	10	20	30	40	5	10	20	30	40
10	ns	ns	ns	ns	ns	ns	ns	ns	ns	ns	ns	ns	ns	ns	ns
20	ns	ns	ns	ns	ns	ns	ns	ns	ns	ns	*	ns	ns	*	ns
30	*	*	*	*	ns	ns	ns	ns	ns	ns	*	*	*	*	*
40	*	*	*	*	*	ns	ns	ns	ns	ns	*	*	*	*	*
50	*	*	*	*	*	ns	*	ns	ns	*	*	*	*	*	*
100	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*

ns = diferença não significativa entre a simulação e base de dados sem erros; \* = diferença significativa entre a simulação e a base de dados sem erros.

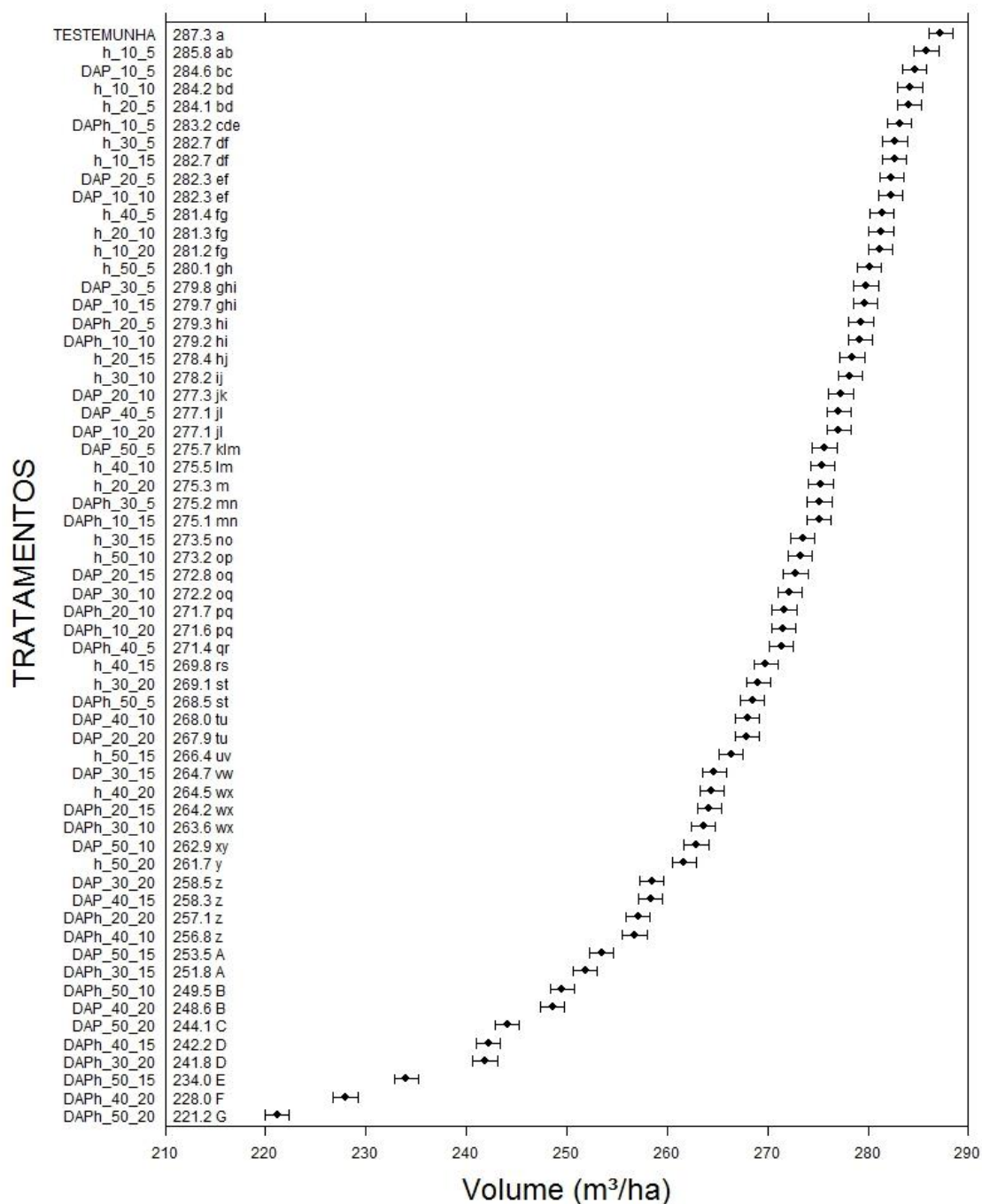
O teste de médias para as simulações de erros sistemáticos (FIGURAS 4.10 e 4.11) indicaram diferenças mais expressivas, que os aleatórios, nas estimativas de volume por hectare do povoamento. A única simulação que resultou em volumes estatisticamente iguais à testemunha foi a que empregou erro de medição de 5% na altura em apenas 10% das árvores das parcelas, tanto para erros negativos quanto positivos.

FIGURA 4.10 – TESTE DE MÉDIAS PARA AS SIMULAÇÕES DE DADOS COM ERROS NÃO AMOSTRAIS SISTEMÁTICOS PARA MAIS



\*Nomenclatura dos tratamentos: variável\_percentual de árvores com erros\_nível de erro.

FIGURA 4.11 – TESTE DE MÉDIAS PARA AS SIMULAÇÕES DE DADOS COM ERROS NÃO AMOSTRAIS SISTEMÁTICOS PARA MENOS



\*Nomenclatura dos tratamentos: variável\_percentual de árvores com erros\_nível de erro.

Em geral, apesar de estatisticamente diferentes, erros apenas nas alturas ou erros em um menor número de árvores geraram estimativas de volumes por hectare mais próximas à testemunha (sem erros). A combinação de erros nas medições de  $d$  e  $h$  resultam em volumes mais distantes do volume da testemunha, no entanto, a contribuição dos erros em alturas é mínima se comparada com o efeito de erros apenas no  $d$ .

Um erro de 5% nas medições de diâmetro, em termos absolutos, variou de 0,7 a 2,7 cm, conforme a classe de diâmetro ( $d$ ) em que a árvore se encontra. Um erro de 5% nas medições de altura representa 90 cm, considerando a altura média do povoamento (18 m). Erros desta magnitude, em pelo menos 10% das árvores das parcelas, já foram suficientes para influenciar de forma estatisticamente significativa a estimativa de volume do povoamento.

No entanto, apesar dos erros não amostrais influenciarem de forma significativa as estimativas de volume de um povoamento, sua magnitude não foi identificada pelas estatísticas de avaliação dos inventários. Como observado, o erro amostral não sofreu alteração para as diversas simulações geradas.

Os resultados apresentados nestas análises ressaltam a importância da qualidade dos dados para obter estimativas confiáveis. Outros trabalhos têm buscado demonstrar estas mesmas observações, como é o caso de Duvemo e Lamas (2006). Estes autores ressaltaram que a acuracidade dos dados que descrevem o estado inicial da floresta, afetam diretamente a qualidade das decisões tomadas sobre o planejamento das atividades florestais.

Os erros não amostrais nunca são eliminados completamente das medições, no entanto fica evidente a importância da minimização da ocorrência deste tipo de erro, já que têm influência significativa nas estimativas de volume do povoamento.



#### 4. CONCLUSÕES

O erro amostral dos inventários não é afetado pelas simulações de erros não amostrais de medição, aleatórios e sistemáticos, inseridos no  $d$  e  $h$ . Por outro lado, o erro real para as estimativas de volume aumenta de forma relevante com a inclusão de erros de medições.

Os erros não amostrais aleatórios têm menor influência sobre as estimativas de volume do povoamento em relação aos erros sistemáticos, sendo que erros de medição, para qualquer nível avaliado, em até 20% das árvores das parcelas não são suficientes para alterar significativamente a estimativa de volume.

Erros não amostrais sistemáticos, ao contrário dos aleatórios, afetam significativamente as estimativas de volume para qualquer nível de erro simulado. Tanto erros negativos como positivos resultaram em estimativas de volume estatisticamente diferentes do valor paramétrico.

Erros na medição dos diâmetros ( $d$ ) são mais relevantes que erros nas medições de alturas das árvores. A simulação de erros não amostrais para mais, tanto nas medições dos diâmetros ( $d$ ) como nas alturas das árvores, resultam em volumes estimados mais distantes do volume obtido com dados sem erros de medição.

## CONSIDERAÇÕES FINAIS E RECOMENDAÇÕES

- ✓ Recomenda-se que as estratégias de agrupamento de dados testadas para ajustes de modelos hipsométricos sejam repetidas em povoamentos mais jovens e em sítios mais produtivos em que a curva h/d ainda não tenha estabilizado.
- ✓ A amostragem sistemática pode ser utilizada para povoamentos homogêneos até totalmente heterogêneos, já que consegue representar bem toda a variação do povoamento. A amostragem aleatória, no entanto, é recomendada apenas para povoamentos homogêneos.
- ✓ As técnicas empregadas para estimar e prever os volumes das florestas podem ser as mais modernas e inovadoras possíveis, planejadas e executadas com o maior cuidado e atenção, porém, se a base de dados usada advinda dos inventários não for de qualidade, os resultados obtidos nas projeções também não serão. Dessa forma fica evidente a importância de um controle de qualidade das medições das variáveis do inventário florestal.
- ✓ Especial atenção deve ser dedicada às equipes que realizam as coletas de dados, as quais devem ser formadas por pessoas treinadas, utilizando equipamentos adequados, que devem estar sempre em boas condições de uso e passar regularmente por inspeções e calibragem. O controle de qualidade ou auditoria das coletas precisa ser realizado criteriosamente, como forma de conferir se estão sendo cometidos erros não amostrais nas medições, identificando principalmente erros sistemáticos, já que estes têm grande influência nas estimativas de volume.
- ✓ O controle de qualidade da coleta de dados do inventário é uma etapa importante para garantir a minimização dos erros não amostrais e qualidade das estimativas de volume, visto que os inventários são avaliados apenas observando a precisão indicada pelo erro amostral.

## REFERÊNCIAS

- ABRAF. Associação Brasileira de Produtores de Florestas Plantadas. **Anuário estatístico da ABRAF 2012**: Ano base 2011. Brasília: ABRAF, 2012. 148 p.
- ALVARES, C. A.; STAPE, J. L.; SENTELHAS, P. C.; GONÇALVES, J. L. M.; SPAROVEK, G. Köppen's climate classification map for Brazil. **Meteorologische Zeitschrift**, Berlin, v. 22, n. 6, p. 711-728, 2013.
- AMBROSIO, L., IGLESIAS, L., MARÍN, C., DEL MONTE, J. P. Evaluation of sampling methods and assessment of the sample size to estimate the weed seedbank in soil, taking into account spatial variability. **Weed Research**, v. 44, p. 224-236, 2004.
- ANDRADE, V. C. L.; LEITE, H. G. Um método para condução de inventários florestais sem o uso de equações volumétricas. **Árvore**, Viçosa, v. 26, n. 3, p. 321-328, 2002.
- ANDRADE, V. C. L.; LEITE, H. G. Hipsometric relationship modeling using data sampled in tree scaling and inventory plots. **Árvore**, Viçosa, v. 35, n. 1, p. 157-164, 2011.
- ARAÚJO, E. J. G.; PELISSARI, A. L.; DAVID, H. C.; MIRANDA, R. O. V.; PÉLLICO NETTO, S.; MORAIS, V. A.; SCOLFORO, J. R. S. Relações dendrométricas em fragmentos de povoamentos de pinus em Minas Gerais. **Pesquisa Florestal Brasileira**, Colombo, v. 32, n. 72, p. 355-366, 2012.
- ASSMANN, E. **The principles of forest yield study**. New York: Pergamon, 1970. 506 p.
- AUNE-LUNDBERG, L.; STRAND, G. H. Comparison of variance estimation methods for use with two-dimensional systematic sampling of land use/land cover data. **Environmental Modelling & Software**, Oxford, v. 61, p. 87-97, 2014.
- AUGUSTYNCZIK, A. L. D.; MACHADO, S. A.; FIGUEIREDO FILHO, A.; PÉLLICO NETTO, S. Avaliação do tamanho de parcelas e de intensidade de amostragem em inventários florestais. **Scientia Forestalis**, Piracicaba, v.41, n. 99, p.361 – 368, 2013.
- AZEVEDO, G. B.; SOUZA, G. T. O.; BARRETO, P. A. B.; CONCEIÇÃO JUNIOR, V. Estimativas volumétricas em povoamentos de eucalipto sob regime de alto fuste e talhadia no sudoeste da Bahia. **Pesquisa Florestal Brasileira**, Colombo, v. 31, n. 68, p. 309-318, 2011.
- B. FOREST. Versatilidade e Potencialidades do Pinus. **A revista Eletrônica do Setor Florestal**. ed. 23, n. 8, 2016. Disponível em: <http://revistabforest.com.br/2016/08/b-forest-a-revista-eletronica-do-setor-florestal-edicao-23-ano-03-n-08-2016/> Acesso em: 17 set. 2016.
- BARROS, D. A.; MACHADO, S. A.; ACERBI JÚNIOR, F. W.; SCOLFORO, J. R. S. Comportamento de modelos hipsométricos tradicionais e genéricos para plantações de *Pinus oocarpa* em diferentes tratamentos. **Boletim de Pesquisa Florestal**, Colombo, n. 45, p. 3-28, 2002.
- BATISTA, J. L. F. **Tamanho e Forma de Parcela**. Notas de aula. Pós-Graduação em Recursos Florestais, ESALQ, 2006.

BERGER, A.; GSCHWANTNER, T.; MCROBERTS, D. E.; SCHADAUER, K. Effects of measurement errors on individual tree stem volume estimates for the Austrian National Forest Inventory. **Forest Science**, v. 60, n. 1, p. 14-24, 2014.

BONETES, L. **Tamanho de parcelas e intensidade amostral para estimar o estoque e índices fitossociológicos em uma Floresta Ombrófila Mista**. 111 f. Dissertação (Mestrado em Ciências Florestais) – Universidade Federal do Paraná, Curitiba, 2003.

BORDERS, B. E.; HARRISON, W. M.; CLUTTER, M. L.; SHIVER, B.D.; SOUTER, R. A. The value of timber inventory information for management planning. **Canadian Journal of Forest Research**, v. 38 p. 2287-2294, 2008.

BROICH, A.; STEHMAN, S. V.; HASEN, M. C.; POTAPOV, P; SHIMABUKURO, Y. E. A comparison of sampling designs for estimating deforestation from Landsat imagery: A case study of the Brazilian Legal Amazon. **Remote Sensing of Environment**, v. 113, p. 2448-2454, 2009.

CAMPOS, J. C. C.; TREVIZOL JUNIOR, T. L.; PAULA NETO, F. Ainda, sobre a seleção de equações de volume. **Árvore**, v.9, n.2, p.115-126, 1985.

CAMPOS, J. C. C., LEITE, H. G. **Mensuração florestal: Perguntas e respostas**. 3 ed. Viçosa: UFV, 2009. 548 p.

CABACINHA, C. D. **Um método para a realização do inventário florestal suprimindo a cubagem rigorosa**. 166 f. Dissertação (Mestrado em Engenharia Florestal) - Universidade Federal de Lavras, Lavras, 2003.

CALDEIRA, M. V. W.; SCHUMACHER, M. V.; SCHEEREN, L. W.; BARICHELLO, L. R.; WATZLAWICK, L. F. Relação hipsométrica para *Acacia mearnsii* com diferentes idades. **Boletim de Pesquisa Florestal**, Colombo, n. 45, p. 57-68, 2002.

CESARO, A.; ENGEL, O. A; FINGER, C. A. G.; SCHNEIDER, P. R. Comparação dos métodos de amostragem de área fixa, relascopia, e de seis árvores, quanto a eficiência, no inventário florestal de um povoamento de *Pinus sp*. **Ciência Florestal.**, Santa Maria, v. 4, n. 1, p. 97-108, 1994.

COCHRAN, W. G. **Sampling techniques**. 3 ed. New York: John Wiley & Sons, 1977. 428 p.

COELHO, V. C. M. **Avaliação do manejo da produção econômica de madeira de *Pinus taeda* L.com características qualitativas superiores**. 121 f. Dissertação (Mestrado em Engenharia Florestal) – Universidade Federal do Paraná, Curitiba, 2010.

CONCEIÇÃO, M. B. **Comparação de métodos de estimativa de volume em diferentes idades em plantações de *Eucalyptus grandis* Hill ex – Maiden**. 150 f. Dissertação (Mestrado em Ciências Florestais) - Universidade Federal do Paraná, Curitiba, 2004.

CORTE, A. P. D.; SANQUETTA, C. R.; FIGUEIREDO FILHO, A.; PEREIRA, T. K.; BEHLING, A. Desempenho de métodos e processos de amostragem para avaliação de diversidade em Floresta Ombrófila Mista. **Floresta**, Curitiba, v. 43, n. 4, p. 579 - 582, 2013.

COUTO, H. T. Z.; BASTOS, N. L. M. Erros de medição de altura em povoamentos de *Eucalyptus* em região plana. **IPEF**, n. 39, p. 21-31, 1988.

CUNHA, S. U.; MACHADO, S. A.; FIGUEIREDO FILHO, A. Avaliação de erros não amostrais das variáveis locação ( $x_i$ ,  $y_i$ ) e diâmetro (cm) em inventários comerciais a 100% na floresta nacional do tapajós, Pará. **Floresta e Ambiente**, Seropédica, v. 9, n. 1, p. 26-37, 2002.

CURTIS, R. O. Height diameter and height diameter age equations for second growth Douglas-fir. **Forest Science**, Bethesda, v. 13, n. 4, p. 365-375, 1967.

DAVID, H. C.; MIRANDA, R. O. V.; WELKER, J.; FIORENTIN, L. D.; EBLING, A. A.; SILVA, P. H. B. M. Strategies for stem measurement sampling: a statistical approach of modelling individual tree volume. **Cerne**, Viçosa v. 22 n. 3, p. 249-260, 2016.

DRESCHER, R.; SCHNEIDER, P. R.; FINGER, C. A. G.; QUEIROZ, F. L. C. Fator de forma artificial de *Pinus elliottii* Engelm para a região da serra do sudeste do estado do Rio Grande do Sul. **Ciência Rural**, Santa Maria, v. 31, n.1, p. 37- 42, 2001.

DUNN, R., HARRISON, A. R. Two-dimensional systematic sampling of land use. **Applied statistics**, v. 42, n. 4, 1993.

DUVEMO, K.; LAMAS, T. The influence of forest data quality on planning processes in forestry. **Scandinavian Journal of Forest Research**, v. 21, n. 4, p.327-339, 2006.

DUVEMO K. **The influence of data uncertainty on planning and decision processes in forest management**. 60 f. Thesis (Doctoral in Forest Sciences) - Universitatis Agriculturae Sueciae, Umeå, 2009.

EID, T. Use of uncertain inventory data in forestry scenario models and consequential incorrect harvest decisions. **Silva Fennica**, v. 34, n. 2, p. 89-100, 2000.

FAO - Food and agriculture organization of the unite nation. **Manual of forest inventory**. Rome, 1981. 194 p.

FATTORINI, L., MARCHESELLI, M., PISANI, C., A three-phase sampling strategy for large-scale multiresource forest inventories. **Journal of Agricultural, Biological, and Environmental Statistics**, v. 11, p. 296-316. 2006.

FERREIRA, S. O. **Estudo da forma do fuste de *Eucalyptus grandis* e *Eucalyptus cloeziana***. 132 f. (Dissertação - Mestrado em Engenharia Florestal) – Universidade Federal de Lavras, Lavras, 1999.

FERREIRA, S. O. **Número de árvores necessárias para ajuste da relação hipsométrica em plantio de eucalipto**. 46 f. Monografia (Pós-graduação Tecnologia de Celulose e Papel) - Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, 2012.

FIGUEIREDO FILHO, A.; BORDERS, B. E.; HITCH, K. L. Taper equations for *Pinus taeda* in Southern Brazil. **Forest Ecology and Management**, Amsterdã, v. 83, n. 1, p. 39-46, 1996.

FIGUEIREDO FILHO, A.; DIAS, A. N.; KOHLER, S. V.; VERUSSA, A. A.; CHIQUETTO, A. L. Evolution of the hipsometric relationship in *Araucaria angustifolia* plantations in the mid-south region of Paraná state. **Cerne**, Lavras, v. 16, n. 3, p. 347-357, 2010.

FIGUEIREDO FILHO, A.; RETSLAFF, F. A. S.; KOHLER, S. V.; BECKER, M.; BRANDES, D. Efeito da idade no afileamento e sortimento em povoamentos de *Araucaria angustifolia*. **Floresta e Ambiente**, v. 22; n. 1, p. 50-59, 2015.

FISCHER, F.; SCOLFORO, J. R. S.; ACERBI JÚNIOR, F. W.; MELLO, J. M.; MAESTRI, R. Exatidão dos modelos polinomiais não-segmentados e das razões entre volumes para representar o perfil do tronco de *Pinus taeda*. **Ciência Florestal**, Santa Maria, v. 11, n. 1, p. 167-188, 2001.

FREESE, F. Muestreo forestal elemental. **Boletim de Agricultura**. México, n. 232.1962. 93 p.

GERTNER, G. Z. The sensitivity of measurement error in stand volume estimation. **Canadian Journal Forests Research**, v. 20, p. 800-804, 1990.

GOMES, A. M. A. **Medição dos arvoredos**. Lisboa: Livraria Sá da Costa, 1957. 413 p.

GUEDES, I. C. L. **Desenvolvimento de uma metodologia para controle da qualidade em inventário florestal**. 56 f. Monografia (Graduação em Engenharia Florestal) - Universidade Federal de Lavras, Lavras, 2007.

GUIMARÃES, D. P.; LEITE, H. G. Influência do número de árvores na determinação de equação volumétrica para *Eucalyptus grandis*. **Scientia Forestalis**, Piracicaba, n.50, p.37-42, 1996.

HAARA, A.; LESKINEN, P. The assessment of the uncertainty of updated stand-level inventory data. **Silva Fennica**, v. 43, n. 1, p. 87-112, 2009.

HIGUCHI, N.; GOMES, B.; SANTOS, J.; CONSTANTINO, N. A. Tabela de volume para povoamento de *Eucalyptus grandis* plantado no município de Várzea Grande, (MT). **Floresta**, v.10, n.1, p. 43-47, 1979.

HIGUCHI, N. Amostragem sistemática versus amostragem aleatória em floresta tropical úmida de terra firme na região de Manaus. **Acta Amazônica**, Manaus, v.16/17, p.393-400, 1986/87.

HRADETZKY, J. **Analyse und interpretation statistischer abränger keisen**. (Biometrische Beiträge zu aktuellen forschuns projekten). Baden: Württemberg Mitteilungen der FVA, 1976. 146 p.

HUSCH, B. **Planning a forest inventory**. Rome: FAO, 1971. 1971. 120 p.

HUSCH, B.; MILLER, I. C.; BEERS, T. W. **Forest mensuration**. 3. ed. New York: J. Wiley, 1982. 402 p.

IBÁ. INDÚSTRIA BRASILEIRA DE ÁRVORES. **Anuário estatístico da IBÁ 2016: Ano base 2015**. Brasília: 2016. 100 p.

- ISLAM, M. N.; KURTTILA, M.; MEHTÄTALO, L.; HAARA, A. Analyzing the effects of inventory errors on holding-level forest plans: the case of measurement error in the basal area of the dominated tree species. **Silva Fennica**, v. 43, n. 1, p. 71-85, 2009.
- KANGAS, A. On the bias and variance in tree volume predictions due to model and measurement errors. **Scandinavian Journal of Forest Research**, v. 11, n. 4, p. 281-290, 1996.
- KANGAS, A. S.; KANGAS, J. Optimization bias in forest management planning solutions due to errors in forest variables. **Silva Fennica**, v. 33, p. n. 4, p. 303-315, 1999.
- KANGAS, A. S. Value of forest information. **European Journal of Forest Research**, v. 129, p. 863-874, 2010.
- KANGAS, A.; MEHTÄTALO, L.; MÄKINEN, A.; VANHATALO, K. Sensitivity of harvest decisions to errors in stand characteristics. **Silva Fennica**, v. 45, n. 4, p. 693-709, 2011.
- KÖHL, M.; MAGNUSSEN, S. S.; MARCHETTI, M. **Sampling methods, remote sensing and GIS multiresource forest inventory**. Heidelberg: Springer, 2006. 373 p.
- KOHLER, S. V.; KOEHLER, H. S.; FIGUEIREDO FILHO, A. Modelos de Afilamento para *Pinus taeda* por Classes de Idade. **Floresta e Ambiente**, Seropédica, v. 20, n. 4, p. 470-479, 2013.
- KOHLER, S. V.; KOEHLER, H. S.; FIGUEIREDO FILHO, A.; ARCE, J. E.; MACHADO, S. A. Evolução do sortimento em povoamentos de *Pinus taeda* nos estados do Paraná e Santa Catarina. **Floresta**, Curitiba, v. 45, n. 3, p. 545-554, 2015.
- KOHLER, S. V.; KOEHLER, H. S.; FIGUEIREDO FILHO, A.; ARCE, J. E.; MACHADO, S. A. M. Evolution of tree stem taper in *Pinus taeda* stands. **Ciência Rural**, Santa Maria, v. 46, n.7, p.1185-1191, 2016.
- LEAL, F. A.; CABACINHA, C. D.; CASTRO, R. V. O.; MATRICARDI, E. A. T. Amostragem de árvores de *Eucalyptus* na cubagem rigorosa para estimativa de modelos volumétricos. **Revista Brasileira de Biometria**, São Paulo, v. 33, n. 1, p. 91-103, 2015.
- LEITE, H. G.; ANDRADE, V. C. L. Um método para condução de inventários florestais sem o uso de equações volumétricas. **Árvore**, Viçosa, v. 26, n. 3, p.321-328, 2003.
- LEITE, H. G.; ANDRADE, V. C. L. Importância das variáveis altura dominante e altura total em equações hipsométricas e volumétricas. **Árvore**, Viçosa, v. 27, n. 3, p. 301-310, 2003.
- LOETSCH, F.; ZÖHRER, F.; HALLER, K.E. **Forest inventory**. 2.ed. Munich: BVL Verlagsgesellschaft, 1973. 469 p.
- MAACK, R. **Geografia Física do Estado do Paraná**. Curitiba: José Olympio, 1981. 450 p.
- MACHADO, S. A.; BAILEY, R. L.; BASSO, S. F.; BEVILACQUA JR, V. G. Análise do comportamento da relação hipsométrica com respeito à idade para plantações de *Pinus elliottii* no Paraná. **Cerne**, Lavras, v. 1, n. 1, p. 5-12, 1994.

MACHADO, S. A.; CONCEIÇÃO, M. B.; FIGUEIREDO, D. J. Modelagem do volume individual para diferentes idades e regimes de desbastes em plantações de *Pinus oocarpa*. **Ciências Exatas e Naturais**, Guarapuava, v. 4, n. 2, p. 185-197, 2002.

MACHADO, S. A.; URBANO, E.; CONCEIÇÃO, M. B.; FIGUEIREDO FILHO, A.; FIGUEIREDO, D. J. Comparação de modelos de afilamento do tronco para diferentes idades e regimes de desbaste em plantações de *Pinus oocarpa* Schiede. **Boletim de Pesquisa Florestal**, Colombo, n. 48, p. 41-64, 2004.

MACHADO, S. A.; URBANO, E.; CONCEIÇÃO, M. B. Comparação de métodos de estimativa de volume para *Pinus oocarpa* em diferentes idades e diferentes regimes de desbastes. **Boletim de Pesquisa Florestal**, Colombo, n. 50, p. 81-98, 2005.

MACHADO, S. A.; FIGUEIREDO FILHO, A. **Dendrometria**. 2. ed. Guarapuava: UNICENTRO, 2006. 316 p.

MACHADO, S. A.; NASCIMENTO, R. G. M.; AUGUSTYNCZIK, A. L. D.; SILVA, L. C. R.; FIGURA, M. A.; PEREIRA, E. M.; TÊO, S. J. Comportamento da relação hipsométrica de *Araucaria angustifolia* no capão da Engenharia Florestal da UFPR. **Pesquisa Florestal Brasileira**, Colombo, n. 56, p. 5-16, 2008.

MÄKINEN, A., KANGAS, A. & NURMI, M. Using cost-plus-loss analysis to define optimal forest inventory interval and forest inventory accuracy. **Silva Fennica**, v. 46, n. 2, p. 211-226, 2012.

MAX, T. A.; BURKHART, H. E. Segmented polynomial regression applied to taper equations. **Forest Science**, Washington, v. 22, n. 3, p. 283-289, 1976.

MELLO, J. M. **Análise comparativa de procedimentos amostrais em um remanescente de floresta nativa no município de Lavras (MG)**. 116 p. Dissertação (Mestrado em Engenharia Florestal) - Universidade Federal de Lavras, 1995.

MIRANDA, R. O. V.; EBLING, A. A.; DAVID, H. C.; FIORENTIN, L. D.; SOARES, I. D. Efeito do método de amostragem da cubagem rigorosa na precisão de estimativas volumétricas. In: **Atualidades em Mensuração Florestal** [livro eletrônico] Ana Paula Dalla Corte. et al., 1 ed, Curitiba, 2014, 407 p.

MIRANDA, D. L. C.; FRANCIO, J.; SANTOS, J. P.; SANQUETTA, C. R.; CORTE, A. P. D. Precisão e eficiência relativa de métodos de amostragem em teca. **Pesquisa Florestal Brasileira**, Colombo, v. 35, n. 83, p. 247-254, 2015.

MIRANDA, D. L. C.; JUNIOR, V. B.; GOUVEIA, D. M. Fator de forma e equações de volume para estimativa volumétrica de árvores em plantio de *Eucalyptus urograndis*. **Scientia Plena**, v. 11, n 3, 2015.

MÔRA, R. **Funções de afilamento de forma variável e modelagem de efeitos mistos em fustes de *Pinus taeda* e *Eucalyptus saligna***. 277 f. Tese (Doutorado em Engenharia Florestal) - Universidade Federal do Paraná, 2015.



OLIVEIRA, L. T. **Aplicação do lidar no inventário de florestas plantadas**. 109 f. Tese (Doutorado em Engenharia Florestal) - Universidade Federal de Lavras, Lavras, 2011.

PAULA NETO, F.; SOUZA, A. L.; QUINTAES, P. C. G.; SOARES, V. P. Análise de equações volumétricas para *Eucalyptus* spp segundo o método de regeneração na região de José de Melo - MG. **Árvore**, v. 7, n. 1, p. 56-70, 1983.

PAYANDEH, B. Relative efficiency of two-dimensional systematic sampling. **Forest Science**, v. 16, n. 3, p. 271-276, 1970.

PELLISSARI, A. L.; LANSSANOVA, L. R.; DRESCHER, R. Modelos volumétricos para *Pinus* tropicais, em povoamento homogêneo, no Estado de Rondônia. **Pesquisa Florestal Brasileira**, Colombo, v. 31, n. 67, p. 173-181, 2011.

PÉLLICO NETTO, S. Estimativas volumétricas de árvores individuais. Síntese teórica. **Floresta**, Curitiba, v. 9, n. 2, p. 63-73, 1981.

PÉLLICO NETTO, S.; BRENA, D. A. **Inventário Florestal**. Curitiba: Os autores, 1997. 316 p.

PEREIRA, R. M. **Gestão da qualidade aplicada ao inventário de florestas plantadas**. 72 f. Dissertação (Mestrado em Engenharia Florestal) - Universidade Federal de Lavras, Lavras, 2009.

PESONEN, A.; LEINO, O; MALTAMO, M.; KANGAS, A. Comparison of field sampling methods for assessing coarse woody debris and use of airborne laser scanning as auxiliary information. **Forest Ecology and Management**. v. 257, p. 1532-1541, 2009.

PIETILÄ, I., KANGAS, A., MÄKINEN, A. & MEHTÄTALO, L. Influence of growth prediction errors on the expected losses from forest decisions. **Silva Fennica**, v. 44, n. 5, p. 829-843, 2010.

PRODAN, M. **Zuwachs-und Ertragsuntersuchungen im Plenterwald**. 127 f. Dissertação (Mestrado em Ciências) – Universidade de Freiburg, Freiburg, 1944.

PRODAN, M.; PETERS, R.; COX, F.; REAL, P. **Mensura forestal**. San José, Costa Rica: IICA, 1997. 586 p.

QUEIROZ, D.; MACHADO, S. A.; FIGUEIREDO FILHO, A. ARCE, J. E.; KOEHLER, H. S. Identidade de modelos em funções de afilamento para *Mimosa scabrella* Benth em povoamentos nativos da região metropolitana de Curitiba/PR. **Floresta**, Curitiba, v. 38, n. 2, 2008.

REIS, T. P. S.; ROCHA, K. J.; LANSSANOVA, L. R.; FAVALESSA, C. M. C. Métodos de estimativa do volume para *Erismia uncinatum* Warm. no município de Santa Carmem, MT. In: **Atualidades em Mensuração Florestal** [livro eletrônico]/ Ed. Ana Paula Dalla Corte et al. - 1 ed., Curitiba, 2014, 407p.

RETSLAFF, F. A. S. **Simulador para prognose da produção de *Pinus taeda* com diagrama de manejo da densidade associado à modelagem em classes de diâmetro**. 166 f. Tese (Doutorado em Engenharia Florestal) - Universidade Federal do Paraná, Curitiba, 2014.

RIBEIRO, A.; FILHO, A. C. F.; MELLO, J. M.; FERREIRA, M. Z.; LISBOA, P. M. M.; SCOLFORO, J. R. S. Estratégias e metodologias de ajuste de modelos hipsométricos em plantios de *Eucalyptus sp.* **Cerne**, Lavras, v. 16, n. 1, p. 22-31, 2010.

ROLIM, S. G.; COUTO, H. T. Z.; JESUS, R. M.; FRANÇA, J. T. Modelos volumétricos para a Floresta Nacional do Tapirapé-Aquirí, Serra dos Carajás (PA). **Acta Amazonica**, Manaus, v. 36, n. 1, p. 107-114, 2006.

SANQUETTA, C. R.; CORTE, A. P. D.; RODRIGUES, A. L.; WATZLAWICK, L. F. **Inventários florestais: planejamento e execução**. 3 ed. Curitiba: Multi-Graphic, 2014, 406 p.

SANQUETTA, S. R.; DOLCI, M.; CORTE, A. P. D.; NIROH, M.; SANQUETTA, I.; PELISSARI, A. L. Estimação de volumes de *Araucaria angustifolia* (Bertol.) O. Kuntze por fatores de forma em classes diamétricas e modelos de regressão. **Enciclopédia Biosfera**, Goiânia, v. 13 n. 23; p 588-597, 2016.

SCHNEIDER, P. R. Forma de tronco e sortimento *Pinus elliottii* Engelm da Floresta Nacional de Passo Fundo, Rio Grande do Sul. **Acta Forestalia Brasiliensis**, Curitiba, v.1, n.1, p. 43-64, 1986.

SCHOEPFER, W. **Automatisierung des Masse, Sorten und Wertberechnung stenender Waldbestände** *schriftenreihe Bad.* [S.I]: Wurt-Forstl., 1966.

SCHREUDER, H. T.; GREGOIRE, T. G.; WOOD, G. B. **Sampling methods for multiresource forest inventory**. New York: John Wiley & Sons, Inc., 1993. 446 p.

SCHRÖDER, T.; HOFIÇO, N. A. S.; ZIMMERMANN, A. P. L.; PEREIRA, L. D.; ROCHA JUNIOR, D. S.; MEYER, E. A.; FLEIG, F. D. Métodos de estimativa de volume comercial para *Eucalyptus grandis*: especificidades e recomendações. **Pesquisa Florestal Brasileira**, Colombo, n. 33, v. 73, p. 01-07, 2013.

SCHUMACHER, F. X.; HALL, F. S. Logarithmic expression of timber-tree volume. **Journal of Agricultural Research**, Washington, v. 47, n. 9, p. 719-734, 1933.

SCOLFORO, J. R. S.; THIERSCH, C. R. **Biometria Florestal: medição, volumetria e gravimetria**. Lavras: UFLA/FAEPE, 2004, 285 p.

SCOLFORO, J. R. S. **Biometria Florestal: Parte I: modelos de regressão linear e não linear; Parte II: modelos para relação hipsométrica, volume, afilamento e peso da matéria seca**. Lavras: UFLA/FAEPE, 2005, 352 p.

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

SILVA, L. B. X. **Tamanhos e formas das unidades de amostra em amostragem aleatória e sistemática para florestas plantadas de *Eucalyptus alba* Rewien**. Tese. 140 f. (Pós-Graduação em Engenharia Florestal) – Universidade Federal do Paraná, 1977.

SILVA, L. B. X. Tamanhos e formas de unidades de amostragem aleatória e sistemática para florestas plantadas de *Eucalyptus alba* Rewien. **Floresta**, Curitiba, v. 8, n. 1, 1977.

SILVA, G. F.; XAVIER, A. C.; RODRIGUES, F. L.; PETERNELLI, L. A. Análise da influência de diferentes tamanhos e composições de amostras no ajuste de uma relação hipsométrica para *Eucalyptus grandis*. **Árvore**, Viçosa, v. 31, n. 4, p. 685-694, 2007.

SILVA, G. F.; OLIVEIRA, O. M.; SOUZA, C. A. M.; SOARES, C. P. B. LEMOS, R. Influência de diferentes fontes de erro sobre as medições de alturas de árvores. **Cerne**, Lavras, v. 18, n. 3, p. 397-405, 2012.

SOARES, V. P. Eficiência relativa de tamanhos e de formas de unidades de amostras em plantações de *Eucalyptus grandis*, de origem híbrida, na região de Bom Despacho, Minas gerais. **Árvore**, Viçosa, v. 5, n. 1, 1981.

SOARES, T. S. **Uso de diferentes alternativas para viabilizar a relação hipsométrica no povoamento florestal**. 43 f. Monografia (Graduação em Engenharia Florestal) – Universidade Federal de Lavras, Lavras, 1999.

SOARES, T. S.; SCOLFORO, J. R. S.; FERREIRA, S. O. Uso de diferentes alternativas para viabilizar a relação hipsométrica no povoamento florestal. **Árvore**, Viçosa, v. 28, n. 6, p. 845-854, 2004.

SOARES, C. P. B.; NETO, F. P.; SOUZA, A. L. **Dendrometria e inventário florestal**. Viçosa: UFV, 2006, 276 p.

SOUZA, C. A. M. **Avaliação de modelos de taper não segmentados e segmentados na estimação de altura e volume comercial de fustes de *Eucalyptus* sp.** 94 f. Dissertação (Mestrado em Produção Vegetal) Universidade Federal do Espírito Santo, 2007.

SPIEGEL, M. R. **Estatística**. São Paulo: Makron Books, 1993. 643 p.

SPURR, S.H. **Forest inventory**. New York, Ronald Press, 1952. 476 p.

STOFFELS, A.; SOEST, J. van. The main problems in sample plots. **Ned Bosbouwtijdschr**, v. 25, p. 190-199, 1953.

TÉO, S. J.; MARCON, A.; EHLERS, T.; BIANCHI, J. C.; PELOSO, A.; NAVA, P. R.; COSTA, R. H. Modelos de afilamento para *Pinus elliottii* em diferentes idades, na região de Caçador, SC. **Floresta**, Curitiba, v. 43, n. 3, p. 439-452, 2013.

THIERSCH, C. R.; SCOLFORO, J. R.; OLIVEIRA, A. D. MAESTRI, R.; DEHON, G. Acurácia dos métodos para estimativa do volume comercial de clones de *Eucalyptus* sp. **Cerne**, Lavras, v. 12, n. 2, p. 167-181, 2006.

THIERSCH, C. R.; ANDRADE, M. G.; MOREIRA, M. F. B.; LOIBEL, S. Estimativa da relação hipsométrica em clones de *Eucalyptus* sp. com o modelo de Curtis ajustado por métodos bayesianos empíricos. **Árvore**, Viçosa, v. 37, n. 1, p. 1-8, 2013.

THOMAS, C.; ANDRADE, C. M.; SCHNEIDER, P. R.; FINGER, C. A. G. Comparação de equações volumétricas ajustadas com dados de cubagem e análise de tronco. **Ciência Florestal**, Santa Maria, v. 16, n. 3, 2006.

TROREY, L. G. A mathematical method for the construction of diameter height curves based on site. **The Forestry Chronicle**, Ottawa, v. 8, p. 121-132, 1932.

UBIALLI, J. A.; FIGUEIREDO FILHO, A.; MACHADO, S. A.; ARCE, J. E. Comparação de métodos e processos de amostragem para estimar a área basal para grupos de espécies em uma floresta ecotonal da região norte mato-grossense. **Acta Amazonica**, v. 39, n. 2, p. 305-314. 2009.

VOLPI, N. M. P. **O Impacto de perturbações estocásticas em um modelo de planejamento florestal**. 268 f. Tese (Doutorado em Ciências Florestais) - Universidade Federal do Paraná, Curitiba, 1997.

WOLFF II, N. I. **Modelagem do crescimento e da produção de *Pinus taeda* L.** 62 f. Dissertação (Mestrado em Ciências Florestais) - Universidade Estadual do Centro-Oeste, Irati, 2012.

YOSHITANI JUNIOR, M.; NAKAJIMA, N. Y.; ARCE, J. A.; MACHADO, S. A.; DRUSZCZ, J. P.; HOSOKAWA, R. T.; MELLO, A. A. Funções de afilamento para plantios desbastados de *Pinus taeda*. **Floresta**, Curitiba, v. 42, n. 1, p. 169 - 176, 2012.

## APÊNDICES

APÊNDICE 1 – RESULTADO DA ANÁLISE DE VARIÂNCIAS PARA O VOLUME MÉDIO ESTIMADO POR PARCELAS RETANGULARES E CIRCULARES COM 2% DE FRAÇÃO AMOSTRAL

Fonte da variação	GL	SQ	QM	F	Valor p
Tratamento	1	1,3818	1,3818	0,1461	0,7052 ns
Resíduo	28	264,7947	9,4570		
Total	29	266,1764			

APÊNDICE 2 – RESULTADO DA ANÁLISE DE VARIÂNCIAS PARA O VOLUME MÉDIO ESTIMADO POR PARCELAS RETANGULARES E CIRCULARES COM 1% DE FRAÇÃO AMOSTRAL

Fonte da variação	GL	SQ	QM	F	Valor p
Tratamento	1	1,5259	1,5259	0,2581	0,6193 ns
Resíduo	14	82,7575	5,9112		
Total	15	84,2835			

APÊNDICE 3 – ERRO REAL PARA DIÂMETRO MÉDIO, VOLUME MÉDIO INDIVIDUAL E VOLUME POR HECTARE OBTIDOS POR MEIO DE SIMULAÇÃO DE ERROS SISTEMÁTICOS PARA MAIS NO DIÂMETRO DAS ÁRVORES

Árvores com erros (%)		Percentual de erro sistemático para mais no $d$ (%)							
		5		10		15		20	
		Variável	Erro%	Variável	Erro%	Variável	Erro%	Variável	Erro%
10	$d$ (cm)	29,6	-0,9	29,8	-1,4	29,9	-1,9	30,1	-2,4
10	$v$ (m <sup>3</sup> )	0,647	-3,6	0,653	-4,6	0,659	-5,5	0,665	-6,5
10	$V$ (m <sup>3</sup> ha <sup>-1</sup> )	290,0	-4,7	292,8	-5,6	295,4	-6,6	298,0	-7,6
20	$d$ (cm)	29,8	-1,4	30,1	-2,4	30,4	-3,4	30,7	-4,4
20	$v$ (m <sup>3</sup> )	0,653	-4,5	0,665	-6,5	0,677	-8,3	0,689	-10,4
20	$V$ (m <sup>3</sup> ha <sup>-1</sup> )	292,6	-5,6	298,0	-7,6	303,2	-9,4	309,0	-11,5
30	$d$ (cm)	29,9	-1,9	30,4	-3,4	30,8	-5,0	31,2	-6,4
30	$v$ (m <sup>3</sup> )	0,658	-5,4	0,677	-8,4	0,696	-11,4	0,712	-14,0
30	$V$ (m <sup>3</sup> ha <sup>-1</sup> )	295,1	-6,5	303,4	-9,5	311,8	-12,5	319,1	-15,1
40	$d$ (cm)	30,1	-2,4	30,6	-4,4	31,3	-6,5	31,8	-8,3
40	$v$ (m <sup>3</sup> )	0,665	-6,4	0,688	-10,1	0,715	-14,5	0,735	-17,7
40	$V$ (m <sup>3</sup> ha <sup>-1</sup> )	297,8	-7,5	308,3	-11,2	320,3	-15,6	329,4	-18,9
50	$d$ (cm)	30,1	-2,7	30,9	-5,1	31,5	-7,4	32,1	-9,3
50	$v$ (m <sup>3</sup> )	0,667	-6,9	0,696	-11,4	0,724	-16,0	0,747	-19,7
50	$V$ (m <sup>3</sup> ha <sup>-1</sup> )	299,1	-7,9	311,8	-12,5	324,6	-17,2	335,0	-20,9

$d$  (cm) = diâmetro a altura do peito (1,30 m) médio do povoamento;  $v$  (m<sup>3</sup>) = volume individual médio das árvores do povoamento;  $V$  (m<sup>3</sup> ha<sup>-1</sup>) = volume médio por hectare do povoamento.

PÊNDICE 4 – ERRO REAL PARA DIÂMETRO MÉDIO, VOLUME MÉDIO E VOLUME POR HECTARE OBTIDOS POR MEIO DE SIMULAÇÃO DE ERROS SISTEMÁTICOS PARA MENOS NO DIÂMETRO DAS ÁRVORES

Árvores com erros (%)		Percentual de erro sistemático para menos no $d$ (%)							
		5		10		15		20	
		Variável	Erro%	Variável	Erro%	Variável	Erro%	Variável	Erro%
10	$d$ (cm)	29,3	0,2	29,2	0,7	29,0	1,2	28,9	1,7
10	$v$ (m <sup>3</sup> )	0,635	-1,7	0,630	-0,9	0,624	0,1	0,618	1,0
10	$V$ (m <sup>3</sup> ha <sup>-1</sup> )	284,7	-2,7	282,3	-1,9	279,6	-0,9	277,1	0,0
20	$d$ (cm)	29,2	0,6	28,9	1,6	28,6	2,6	28,3	3,6
20	$v$ (m <sup>3</sup> )	0,630	-0,9	0,619	0,9	0,609	2,5	0,598	4,2
20	$V$ (m <sup>3</sup> ha <sup>-1</sup> )	282,4	-1,9	277,4	-0,1	272,8	1,6	268,0	3,3
30	$d$ (cm)	29,0	1,1	28,6	2,7	28,1	4,2	27,7	5,7
30	$v$ (m <sup>3</sup> )	0,624	0,03	0,607	2,8	0,591	5,4	0,577	7,7
30	$V$ (m <sup>3</sup> ha <sup>-1</sup> )	279,8	-1,0	272,2	1,8	264,7	4,5	258,4	6,7
40	$d$ (cm)	28,9	1,6	28,3	3,5	27,7	5,5	27,1	7,7
40	$v$ (m <sup>3</sup> )	0,618	1,0	0,598	4,3	0,577	7,7	0,555	11,2
40	$V$ (m <sup>3</sup> ha <sup>-1</sup> )	277,1	0,0	267,9	3,3	258,4	6,7	248,5	10,3
50	$d$ (cm)	28,8	2,0	28,0	4,5	27,4	6,6	26,8	8,7
50	$v$ (m <sup>3</sup> )	0,615	1,5	0,587	6,1	0,565	9,4	0,545	12,8
50	$V$ (m <sup>3</sup> ha <sup>-1</sup> )	275,5	0,6	262,9	5,1	253,4	8,5	244,1	11,9

$d$  (cm) = diâmetro a altura do peito (1,30 m) médio do povoamento;  $v$  (m<sup>3</sup>) = volume individual médio das árvores do povoamento;  $V$  (m<sup>3</sup>/ha) = volume médio por hectare do povoamento.

APÊNDICE 5 – ERRO REAL PARA ALTURA MÉDIA, VOLUME MÉDIO E VOLUME POR HECTARE OBTIDOS POR MEIO DA SIMULAÇÃO DE ERROS SISTEMÁTICOS PARA MENOS NA ALTURA DAS ÁRVORES

Árvores com erros (%)		Percentual de erro sistemático para menos na $h$ (%)							
		5		10		15		20	
		Variável	Erro%	Variável	Erro%	Variável	Erro%	Variável	Erro%
10	$h$ (m)	18,5	-1,2	18,4	-0,7	18,3	-0,1	18,2	0,4
10	$v$ (m <sup>3</sup> )	0,638	-2,1	0,634	-1,6	0,631	-1,0	0,627	-0,5
10	$V$ (m <sup>3</sup> ha <sup>-1</sup> )	285,7	-3,1	284,2	-2,6	282,6	-2,0	281,1	-1,4
20	$h$ (m)	18,4	-0,7	18,2	0,3	18,0	1,4	17,8	2,4
20	$v$ (m <sup>3</sup> )	0,634	-1,6	0,628	-0,5	0,621	0,5	0,614	1,6
20	$V$ (m <sup>3</sup> ha <sup>-1</sup> )	284,3	-2,6	281,3	-1,5	278,3	-0,4	275,3	0,7
30	$h$ (m)	18,3	-0,2	18,0	1,4	17,7	2,9	17,5	4,5
30	$v$ (m <sup>3</sup> )	0,631	-1,0	0,621	0,6	0,610	2,3	0,600	3,9
30	$V$ (m <sup>3</sup> ha <sup>-1</sup> )	282,8	-2,0	278,2	-0,4	273,7	1,2	269,3	2,8
40	$h$ (m)	18,2	0,3	17,8	2,3	17,5	4,3	17,1	6,3
40	$v$ (m <sup>3</sup> )	0,628	-0,6	0,615	1,6	0,602	3,6	0,590	5,5
40	$V$ (m <sup>3</sup> ha <sup>-1</sup> )	281,3	-1,5	275,3	0,6	269,3	2,8	263,4	4,9
50	$h$ (m)	18,1	0,7	17,7	3,0	17,3	5,4	17,0	7,3
50	$v$ (m <sup>3</sup> )	0,625	-0,1	0,610	2,4	0,594	4,9	0,583	6,6
50	$V$ (m <sup>3</sup> ha <sup>-1</sup> )	279,7	-0,9	272,1	1,8	264,5	4,6	256,9	7,3

$h$  (m) = altura total média do povoamento;  $v$  (m<sup>3</sup>) = volume individual médio das árvores do povoamento;  $V$  (m<sup>3</sup> ha<sup>-1</sup>) = volume médio por hectare do povoamento.

APÊNDICE 6 – ERRO REAL PARA ALTURA MÉDIA, VOLUME MÉDIO E VOLUME POR HECTARE  
OBTIDOS POR MEIO DA SIMULAÇÃO DE ERROS SISTEMÁTICOS PARA MAIS NA ALTURA DAS  
ÁRVORES

Árvores com erros (%)		Percentual de erro sistemático para mais na $h$ (%)							
		5		10		15		20	
		Variável	Erro%	Variável	Erro%	Variável	Erro%	Variável	Erro%
10	$h$ (m)	18,7	-2,2	18,8	-2,7	18,9	-3,3	19,0	-3,8
10	$v$ (m <sup>3</sup> )	0,644	-3,2	0,648	-3,8	0,651	-4,3	0,655	-4,8
10	$V$ (m <sup>3</sup> ha <sup>-1</sup> )	285,7	-3,1	284,2	-2,6	292,0	-5,4	293,6	-5,9
20	$h$ (m)	18,8	-2,7	19,0	-3,7	19,1	-4,8	19,3	-5,8
20	$v$ (m <sup>3</sup> )	0,648	-3,7	0,654	-4,8	0,661	-5,9	0,669	-7,1
20	$V$ (m <sup>3</sup> ha <sup>-1</sup> )	290,3	-4,8	293,3	-5,9	278,3	-0,4	275,3	0,7
30	$h$ (m)	18,9	-3,2	19,2	-4,8	19,4	-6,3	19,7	-7,9
30	$v$ (m <sup>3</sup> )	0,651	-4,3	0,662	-6,0	0,671	-7,4	0,682	-9,2
30	$V$ (m <sup>3</sup> ha <sup>-1</sup> )	282,8	-2,0	296,4	-7,0	300,9	-8,6	305,5	-10,3
40	$h$ (m)	19,0	-3,7	19,3	-5,8	19,7	-7,7	20,1	-9,8
40	$v$ (m <sup>3</sup> )	0,654	-4,8	0,668	-7,0	0,681	-9,0	0,694	-11,1
40	$V$ (m <sup>3</sup> ha <sup>-1</sup> )	293,3	-5,8	275,3	0,6	269,3	2,8	263,4	4,9
50	$h$ (m)	19,0	-4,0	19,4	-6,3	19,9	-8,9	20,3	-11,1
50	$v$ (m <sup>3</sup> )	0,656	-5,1	0,671	-7,5	0,689	-10,4	0,703	-12,6
50	$V$ (m <sup>3</sup> ha <sup>-1</sup> )	294,9	-6,4	302,6	-9,2	310,3	-12,0	318,0	-14,8

$h$  (m) = altura total média do povoamento;  $v$  (m<sup>3</sup>) = volume individual médio das árvores do povoamento;  $V$  (m<sup>3</sup> ha<sup>-1</sup>) = volume médio por hectare do povoamento.