

UNIVERSIDADE FEDERAL DO PARANÁ

MARCO AURÉLIO FIGURA

**A DISTRIBUIÇÃO DE WEIBULL NA DESCRIÇÃO DA ESTRUTURA DIAMÉTRICA
DE *Eucalyptus grandis*: UM ENFOQUE SOBRE O MÉTODO DOS MOMENTOS**

CURITIBA
2010

MARCO AURÉLIO FIGURA

**A DISTRIBUIÇÃO DE WEIBULL NA DESCRIÇÃO DA ESTRUTURA DIAMÉTRICA
DE *Eucalyptus grandis*: UM ENFOQUE SOBRE O MÉTODO DOS MOMENTOS**

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

Orientador: Prof. Dr. Sebastião do Amaral Machado

Co-Orientadores: Prof. Dr. Afonso Figueiredo Filho
Prof. Dr. Julio Eduardo Arce

CURITIBA
2010

AGRADECIMENTOS

À Deus, pelo dom da existência e pela saúde que me deu para que eu superasse meus desafios e seguisse em meu caminho.

Aos meus pais, José Figura e Marlene Langner Figura, que sempre fizeram por mim tudo o que puderam, apoiando-me em minhas escolhas e ensinando-me a viver com coragem, justiça e honestidade.

À meu irmão, Samuel César Figura, pela amizade e companheirismo ao longo de nossas vidas.

À Barbara Reis Crema, minha companheira e namorada, pelo carinho e amor devotados, pela compreensão e pelo apoio nas horas difíceis.

Ao professor Sebastião do Amaral Machado, pela confiança em mim depositada, pela dedicada orientação desde meu início na Iniciação Científica, pela amizade e pelos muitos ensinamentos ao longo destes anos.

Ao professor Décio José de Figueiredo, pelo comprometimento com o ensino, por me apresentar ao mundo da Mensuração Florestal e pela amizade.

Aos professores Afonso Figueiredo Filho e Julio Eduardo Arce, pela atenção, pelo conhecimento partilhado e pela amizade.

Aos meus amigos da Família Dendrometria, Luís Cesar Rodrigues da Silva, Saulo Jorge Téó, Edilson Urbano, Rafael Rode, Rodrigo Geroni Mendes Nascimento, Alan Lessa Derci Augustynczick e Eder Pereira Miguel, pelas aventuras “bracatingueiras” pilotando a Kombi azul, pelos longos dias de trabalho no censo do Capão da Engenharia Florestal, pelas conversas entusiasmadas e pela grande amizade.

À Universidade Federal do Paraná, ao curso de Engenharia Florestal e todo o seu corpo docente, por me conceder as bases necessárias para exercer esta maravilhosa profissão.

À empresa Klabin SA, pela oportunidade a mim concedida e pelos recursos disponibilizados para a realização deste trabalho. Aos engenheiros florestais Darlon Orlamünder de Souza, Luiz Gastão Bernett e Cesar Junio de Oliveira Santana, pela amizade e pelo grande apoio a mim dedicado.

A todos que de forma direta ou indireta participaram para a concretização deste trabalho, muito obrigado.

Um pouco de ciência nos afasta de Deus.

Muito, nos aproxima.

Louis Pasteur

RESUMO

O objetivo deste estudo foi o de testar o desempenho do uso do Método dos Momentos no ajuste da distribuição de Weibull e validar sua aplicação na descrição da estrutura diamétrica dos povoamentos, variando-se a estimativa do parâmetro de locação desta distribuição pelas técnicas: (1) percentuais do diâmetro mínimo, (2) regressão com atributos do povoamento e (3) compatibilização com a área basal. Os dados utilizados foram provenientes de 399 parcelas de Inventário Florestal Contínuo em plantios seminais de *Eucalyptus grandis* Hill ex Maiden não desbastados, da empresa Klabin SA – Unidade Florestal de Monte Alegre, sediada no município de Telêmaco Borba, PR. Para recuperação iterativa do parâmetro de forma da distribuição, requisito do Método dos Momentos, foi implementado o Método da Bisseção, com programação realizada na linguagem *Visual Basic for Applications (VBA)*, nativa do *MS Excel*. Uma aproximação para a função gama também foi construída na mesma linguagem. Os percentuais do diâmetro mínimo testados foram 0%, 10%, 20%, 30%, 40%, 50%, 60%, 70%, 80%, 90% e 100%. Os modelos testados para estimativa do parâmetro de locação por regressão basearam-se nos modelos geralmente utilizados para o diâmetro mínimo, além da geração de relações funcionais por meio da técnica *stepwise*. A técnica da compatibilização com a área basal também foi implementada utilizando-se o Método da Bisseção, desta vez aplicado ao parâmetro de locação. A qualidade de ajuste à distribuição de Weibull foi avaliada pelo teste de aderência de Kolmogorov-Smirnov e do erro padrão da estimativa do número de árvores em cada classe em percentagem. Baseado em análises de agrupamento, houve a necessidade de separação do conjunto de dados em 4 grupos de idade, sendo: 2 a 5 anos (G1), 5 a 9 anos (G2), 9 a 13 anos (G3) e 13 a 18 anos (G4). Estes grupos possuem tamanhos de classe de diâmetro diferenciados, de 3, 4, 5 e 6 centímetros, respectivamente. O Método da Bisseção mostrou-se de desempenho satisfatório, convergindo em todos os casos testados. Os percentuais do diâmetro mínimo de melhor desempenho foram: 0% para os Grupos 1 e 2, 60% para o Grupo 3 e 90% para o Grupo 4. O modelo de maior destaque para estimativa do parâmetro de locação foi um dos modelos gerados pela técnica *stepwise*, com um coeficiente de determinação ajustado de 0,9970 e um erro padrão da estimativa de 3,57%. Comparando-se as três técnicas, a do percentual do diâmetro mínimo teve melhor resultado em todos os quatro grupos de idade. Para os Grupos 1, 2 e 3, a técnica da compatibilização com a área basal ficou em segundo lugar, seguida da técnica da regressão. Para o Grupo 4 a ordem destas se inverte, com a regressão sendo melhor opção em relação à compatibilização com a área basal. Independente da técnica aplicada, foi observada uma melhora na aderência da distribuição e uma redução do erro padrão médio por grupo com o aumento da idade.

Palavras-chave: percentual do diâmetro mínimo, compatibilização com a área basal, parâmetro de locação, distribuição diamétrica.

ABSTRACT

The objective of this study was to test the performance the use of the Moment's Method for fitting the Weibull distribution and validate its application to the description of the diametric structure of the stands by varying the estimate of the location parameter of this distribution through the techniques: (1) minimum diameter percentage, (2) regression with the stand attributes and (3) basal area compatibility. Data used provided from 399 plots of the Continuous Forest Inventory in *Eucalyptus grandis* Hill ex Maiden unthinned seed provenance stands, from the company Klabin SA – Monte Alegre Forest Unit, located in the Telêmaco Borba county. For the iterative recovery of the distribution's form parameter, requirement of the Moment's Method, it was implemented the Bisection Method, programmed in *Visual Basic for Applications (VBA)* language, native from *MS Excel*. An approximation for the gamma function was also built in the same language. The minimum diameter percentages tested were 0%, 10%, 20%, 30%, 40%, 50%, 60%, 70%, 80%, 90% and 100%. The models tested to estimate the location parameter through regression were based on generally used models for the minimum diameter, and further generation of functional relations through the *stepwise* technique. The basal area compatibility technique was also implemented using the Bisection Method, applied to the location parameter. The quality of the adjustment to the Weibull distribution was evaluated by the adherence test of Kolmogorov-Smirnov and the standard error of estimate of the number of trees in each class in percentage. Based on cluster analysis, it was necessary to separate the database in 4 age groups, being them: 2 to 5 years (G1), 5 to 9 years (G2), 9 to 13 years (G3) and 13 to 18 years (G4). These groups hold different diameter class sizes, of 3, 4, 5 and 6 centimeters, respectively. The Bisection Method had a satisfactory performance, converging in all tested cases. The minimum diameter percentages of best performance were: 0% for the Groups 1 and 2, 60% for the Group 3 and 90% for the Group 4. The most outstanding model for estimating the location parameter was one of the *stepwise* generated models, with an adjusted determination coefficient of 0.9970 and a standard error of estimate of 3.57%. Comparing the three techniques, the minimum diameter percentage had the best results for all four age groups. For the Groups 1, 2 and 3, the basal area compatibility technique was on second place, followed by the regression technique. For the Group 4 the order was inverted, with regression being the best option in relation to the basal area compatibility. Independent from the applied technique, it was observed an improvement on adherence and a reduction on the mean standard error of estimate with the increase of age.

Key-words: minimum diameter percentage, basal area compatibility, location parameter, diametric distribution.

LISTA DE TABELAS

TABELA 4.1 – AMPLITUDE DAS VARIÁVEIS DO CONJUNTO DE DADOS.	17
TABELA 4.2 – TAMANHO DAS CLASSES DE DIÂMETRO APLICADO EM CADA GRUPO.	32
TABELA 4.3 – SOMATÓRIO TOTAL DAS NOTAS ATRIBUÍDAS A TODOS OS PERCENTUAIS, PARA CADA GRUPO DE IDADE.	32
TABELA 4.4 – SÍNTESE DOS ESCORES OBTIDOS POR ESTATÍSTICA EM CADA PERCENTUAL DO DIÂMETRO MÍNIMO, DENTRO DE CADA GRUPO DE IDADE.	34
TABELA 4.5 – VALORES DE ERRO PADRÃO DA ESTIMATIVA EM PERCENTAGEM PARA OS PERCENTUAIS DO DIÂMETRO MÍNIMO DENTRO DE CADA GRUPO DE IDADE.	43
TABELA 5.1 – AMPLITUDE DAS VARIÁVEIS DO SEGUNDO CONJUNTO DE DADOS.	49
TABELA 5.2 – MODELOS HIPSOMÉTRICOS GENÉRICOS TESTADOS PARA ESTIMATIVA DAS ALTURAS TOTAIS NÃO MEDIDAS DOS CONJUNTOS DE DADOS.	53
TABELA 5.3 – MODELOS TESTADOS PARA ESTIMATIVA DO PARÂMETRO DE LOCAÇÃO.	54
TABELA 5.4 – MATRIZ DE CORRELAÇÃO DAS VARIÁVEIS DEPENDENTES COM AS PRINCIPAIS VARIÁVEIS INDEPENDENTES PRESENTES NO CONJUNTO DE DADOS.	56
TABELA 5.5 – COEFICIENTES DOS MODELOS HIPSOMÉTRICOS AJUSTADOS PARA O SUBCONJUNTO DE DADOS MENOR QUE 8 ANOS.	60
TABELA 5.6 – COEFICIENTES DOS MODELOS HIPSOMÉTRICOS AJUSTADOS PARA O SUBCONJUNTO DE DADOS MAIOR OU IGUAL A 8 ANOS.	61
TABELA 5.7 – ÍNDICES DE AJUSTE E PRECISÃO PARA OS MODELOS HIPSOMÉTRICOS AJUSTADOS PARA CADA SUBCONJUNTO DE DADOS.	61
TABELA 5.8 – COEFICIENTES DOS MODELOS AJUSTADOS PARA ESTIMATIVA DO PARÂMETRO DE LOCAÇÃO.	64
TABELA 5.9 – ESTATÍSTICAS DE AJUSTE E PRECISÃO PARA OS MODELOS AJUSTADOS.	65

TABELA 5.10 – ERRO PADRÃO DA ESTIMATIVA MÉDIO EM PERCENTAGEM PARA CADA GRUPO DE IDADE PARA A TÉCNICA DA REGRESSÃO.....	70
TABELA 6.1 – ERRO PADRÃO DA ESTIMATIVA MÉDIO EM PERCENTAGEM PARA CADA GRUPO DE IDADE PARA A TÉCNICA DA COMPATIBILIZAÇÃO.	78
TABELA 7.1 – ESCORES FINAIS OBTIDOS EM CADA TÉCNICA E EM CADA ESTATÍSTICA, DENTRO DE CADA GRUPO DE IDADE.	88

LISTA DE FIGURAS

FIGURA 3.1 – VARIACÃO NA FORMA DA DISTRIBUIÇÃO DE WEIBULL EM FUNÇÃO DOS VALORES DE SEUS PARÂMETROS.....	8
FIGURA 4.1 – LOCALIZAÇÃO GEOGRÁFICA DA ÁREA DE ESTUDO, UNIDADE FLORESTAL DE MONTE ALEGRE, PERTENCENTE À KLABIN SA.....	18
FIGURA 4.2 – GRUPOS IDENTIFICADOS E SUAS RESPECTIVAS CLASSES DE IDADE.	31
FIGURA 4.3 – ESCORES FINAIS POR PERCENTUAL DO DIÂMETRO MÍNIMO, EM CADA GRUPO DE IDADE (O NÚMERO DO GRUPO É INDICADO À DIREITA DO GRÁFICO).....	35
FIGURA 4.4 – PROPORÇÃO DE PARCELAS ADERENTES (%) POR GRUPO E POR NÍVEL DE SIGNIFICÂNCIA DO TESTE DE KOLMOGOROV-SMIRNOV (O NÚMERO DO GRUPO É INDICADO À DIREITA DO GRÁFICO).....	39
FIGURA 4.5 – EXEMPLOS DE HISTOGRAMAS DE FREQUÊNCIAS OBSERVADAS POR GRUPO VERSUS A DISTRIBUIÇÃO DE WEIBULL CORRESPONDENTE AO PERCENTUAL DE MELHOR RESULTADO (FREQUÊNCIAS APRESENTADAS NAS ORDENADAS E CLASSES DE DIÂMETRO, EM CENTÍMETROS, NAS ABSCISSAS).....	41
FIGURA 4.6 – VARIACÃO DO PARÂMETRO DE ESCALA EM FUNÇÃO DO PERCENTUAL DO DIÂMETRO MÍNIMO APLICADO.....	44
FIGURA 4.7 – VARIACÃO DO PARÂMETRO DE FORMA EM FUNÇÃO DO PERCENTUAL DO DIÂMETRO MÍNIMO APLICADO.....	45
FIGURA 5.1 – DISPERSÃO DOS RESÍDUOS DO MODELO DE SÍTIO UTILIZADO.....	52
FIGURA 5.2 – SCATTERPLOT ENTRE O PARÂMETRO DE LOCAÇÃO E O DIÂMETRO MÍNIMO AMOSTRADO.....	57
FIGURA 5.3 – REPRESENTAÇÃO DE DRAFTSMAN PARA O PARÂMETRO DE LOCAÇÃO CALCULADO E ALGUMAS VARIÁVEIS INDEPENDENTES: IDADE, DIÂMETRO MÍNIMO, ALTURA DOMINANTE, DIÂMETRO QUADRÁTICO, SÍTIO, ÁREA BASAL, NÚMERO DE ÁRVORES E DESVIO PADRÃO DOS DIÂMETROS.....	59
FIGURA 5.4 – DISTRIBUIÇÃO DE RESÍDUOS PARA O MODELO SELECIONADO (M05), SENDO (A) PARA O SUBCONJUNTO	

MENOR QUE 8 ANOS E (B) PARA O MAIOR OU IGUAL A 8 ANOS.....	63
FIGURA 5.5 – ANÁLISE GRÁFICA DOS RESÍDUOS DE REGRESSÃO PARA ALGUNS MODELOS AJUSTADOS (RELAÇÃO COMPLETA NO APÊNDICE).....	66
FIGURA 5.6 – PERCENTUAL DE PARCELAS ADERENTES E NÃO ADERENTES À DISTRIBUIÇÃO POR GRUPO DE IDADE, DE ACORDO COM O TESTE DE KOLMOGOROV-SMIRNOV, POR NÍVEL DE SIGNIFICÂNCIA (N - NÃO SIGNIFICATIVO; S - SIGNIFICATIVO) PARA A TÉCNICA DA REGRESSÃO.....	69
FIGURA 5.7 – DISTRIBUIÇÃO RELATIVA DOS VALORES DE ERRO PADRÃO DA ESTIMATIVA EM PERCENTAGEM EM CLASSES DE ERRO, DENTRO DE CADA GRUPO DE IDADE (O NÚMERO DO GRUPO É INDICADO À DIREITA DO GRÁFICO) PARA A TÉCNICA DA REGRESSÃO.....	71
FIGURA 6.1 – PERCENTUAL DE PARCELAS ADERENTES E NÃO ADERENTES À DISTRIBUIÇÃO POR GRUPO DE IDADE, DE ACORDO COM O TESTE DE KOLMOGOROV-SMIRNOV, POR NÍVEL DE SIGNIFICÂNCIA (N - NÃO SIGNIFICATIVO; S - SIGNIFICATIVO) PARA A TÉCNICA DA COMPATIBILIZAÇÃO.....	77
FIGURA 6.2 – DISTRIBUIÇÃO RELATIVA DOS VALORES DE ERRO PADRÃO DA ESTIMATIVA EM PERCENTAGEM EM CLASSES DE ERRO, DENTRO DE CADA GRUPO DE IDADE (O NÚMERO DO GRUPO É INDICADO À DIREITA DO GRÁFICO) PARA A TÉCNICA DA COMPATIBILIZAÇÃO.....	79
FIGURA 7.1 – ESCORES DE ADERÊNCIA OBTIDOS PARA CADA TÉCNICA APLICADA, POR GRUPO DE IDADE (O NÚMERO DO GRUPO É INDICADO À DIREITA DO GRÁFICO).....	84
FIGURA 7.2 – ESCORES DO ERRO PADRÃO DA ESTIMATIVA EM PERCENTAGEM OBTIDOS PARA CADA TÉCNICA APLICADA, POR GRUPO DE IDADE (O NÚMERO DO GRUPO É INDICADO À DIREITA DO GRÁFICO).....	85

LISTA DE APÊNDICES

APÊNDICE 1 – DISPERSÃO DOS RESÍDUOS PARA OS MODELOS HIPSOMÉTRICOS AJUSTADOS PARA AS IDADES MAIORES OU IGUAIS A 8 ANOS.....	95
APÊNDICE 2 – DISPERSÃO DOS RESÍDUOS PARA OS MODELOS HIPSOMÉTRICOS AJUSTADOS PARA AS IDADES MENORES QUE 8 ANOS.....	95
APÊNDICE 3 – DISPERSÃO DOS RESÍDUOS DOS MODELOS ESTIMADORES DO PARÂMETRO DE LOCAÇÃO.....	96

GLOSSÁRIO

- a – parâmetro de locação
- b – parâmetro de escala
- c – parâmetro de forma
- \bar{d} – diâmetro médio (cm)
- dap – diâmetro à altura do peito (cm)
- D_{dom} – diâmetro dominante (cm)
- d_g – diâmetro quadrático (cm)
- d_{min} – diâmetro mínimo (cm)
- f.d.p. – função densidade de probabilidade
- G – área basal por hectare (m²/ha)
- h – altura total (m)
- H_{dom} – altura dominante (m)
- I – idade do povoamento (anos)
- N – número de árvores por hectare (arv/ha)

SUMÁRIO

1 INTRODUÇÃO	1
2 OBJETIVOS	3
3 REVISÃO BIBLIOGRÁFICA	4
3.1 FUNÇÕES DE DENSIDADE DE PROBABILIDADE	4
3.2 USOS DAS FUNÇÕES PROBABILÍSTICAS NA ÁREA FLORESTAL	5
3.3 A DISTRIBUIÇÃO DE WEIBULL	6
3.3.1 Histórico	6
3.3.2 Formas da distribuição e obtenção dos parâmetros	6
3.3.3 Utilização na área florestal	11
3.3.3.1 Representação de distribuições diamétricas	11
3.3.3.2 Usos em simulação florestal	12
3.3.3.3 Outros usos na área florestal	14
4 O USO DE PERCENTUAIS DO DIÂMETRO MÍNIMO NA REPRESENTAÇÃO DO PARÂMETRO DE LOCAÇÃO DA DISTRIBUIÇÃO DE WEIBULL	16
4.1 INTRODUÇÃO	16
4.2 OBJETIVO	17
4.3 MATERIAIS E MÉTODOS	17
4.3.1 Dados utilizados	17
4.3.2 Definição dos percentuais do diâmetro mínimo	19
4.3.3 O Método dos Momentos	20
4.3.4 Características dos métodos numéricos iterativos	24
4.3.5 O Método da Bisseção	24
4.3.6 Aproximação da função gama	26
4.3.7 Qualidade do ajuste	27
4.4 RESULTADOS E DISCUSSÃO	30
4.4.1 O Método da Bisseção	30
4.4.2 Definição dos grupos	30
4.4.3 <i>Ranking</i> dos percentuais	32
4.4.4 Aderência das distribuições	38
4.4.5 Erro padrão da estimativa	42
4.4.6 Variação dos parâmetros por percentual	43
4.5 CONCLUSÕES	45

5 PREDIÇÃO DO PARÂMETRO DE LOCAÇÃO DA DISTRIBUIÇÃO DE WEIBULL POR REGRESSÃO: RELAÇÃO COM OS ATRIBUTOS DO POVOAMENTO	47
5.1 INTRODUÇÃO	47
5.2 OBJETIVO.....	48
5.3 MATERIAIS E MÉTODOS	48
5.3.1 Dados utilizados	48
5.3.2 Estimativa dos parâmetros da Weibull.....	49
5.3.3 Análise exploratória dos dados.....	51
5.3.4 Equação de sítio utilizada.....	51
5.3.5 Relação hipsométrica	52
5.3.6 Modelos testados para estimativa do parâmetro de locação.....	53
5.3.7 Critérios de seleção do melhor modelo	55
5.3.8 Aplicação do modelo selecionado	55
5.4 RESULTADOS E DISCUSSÃO.....	56
5.4.1 Análise exploratória dos dados.....	56
5.4.2 Relação hipsométrica	60
5.4.3 Modelos ajustados.....	63
5.4.4 Aderência das distribuições	68
5.4.5 Erro padrão da estimativa.....	69
5.5 CONCLUSÕES	71
6 ESTIMATIVA DO PARÂMETRO DE LOCAÇÃO DA DISTRIBUIÇÃO DE WEIBULL POR PROCESSO ITERATIVO: COMPATIBILIZAÇÃO COM A ÁREA BASAL DO POVOAMENTO	73
6.1 INTRODUÇÃO	73
6.2 OBJETIVO.....	73
6.3 MATERIAIS E MÉTODOS	74
6.3.1 Área basal do povoamento	74
6.3.2 Estimativa do parâmetro a	74
6.3.3 Avaliação do ajuste.....	76
6.4 RESULTADOS E DISCUSSÃO.....	76
6.4.1 O Método da Bisseção	76
6.4.2 Aderência das distribuições	76
6.4.3 Erro padrão da estimativa.....	78

6.5 CONCLUSÕES	79
7 UMA SÍNTESE DOS MÉTODOS PROPOSTOS: ANÁLISE DO MELHOR CRITÉRIO PARA APLICAÇÃO EM SIMULAÇÃO FLORESTAL	80
7.1 INTRODUÇÃO	80
7.2 OBJETIVO.....	80
7.3 MATERIAIS E MÉTODOS	81
7.3.1 Dados utilizados	81
7.3.2 Qualidade do ajuste.....	81
7.4 RESULTADOS E DISCUSSÃO.....	83
7.4.1 Aderência das distribuições	83
7.4.2 Erro padrão da estimativa.....	85
7.4.3 <i>Ranking</i> das técnicas.....	86
7.5 CONCLUSÕES	89
8 REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	90
9 APÊNDICES	95

1 INTRODUÇÃO

A simulação do crescimento e da produção florestal é de grande utilidade ao manejador, permitindo formular diferentes regimes de manejo e configurar diferentes cenários de produção. O uso da simulação auxilia na definição da melhor estratégia produtiva para os povoamentos pela melhor utilização dos recursos disponíveis no sítio, apresentando impacto direto no planejamento florestal de longo prazo.

Com a melhoria contínua no desempenho dos processadores, a simulação da produção florestal teve grande avanço, tornando-se comum e indispensável no dia-a-dia das empresas florestais. A possibilidade de geração e avaliação de números exponencialmente elevados de regimes de manejo em curto período de tempo, fato praticamente impossível em um passado não muito distante, faz dos simuladores ferramentas essenciais para tomada de decisão num mundo onde respostas devem ser fornecidas de maneira cada vez mais rápida.

Os simuladores diferem entre si de acordo com os dados de entrada (*inputs*) e as informações de saída (*outputs*), existindo três grandes linhas de modelagem utilizadas em sua construção: modelos em nível de talhão (também chamados modelos globais ou para a floresta como um todo), modelos por classes de tamanho e modelos para árvores individuais. O nível de complexidade aumenta à medida que as informações forem sendo mais detalhadas, aumentando também a demanda computacional e os custos para alimentação do sistema, contrabalançados pelas melhorias na precisão e na exatidão alcançadas.

Os modelos por classes de tamanho são bastante difundidos no manejo florestal por fornecerem informações mais detalhadas que os modelos em nível de talhão e por serem de utilização mais simples que os modelos para árvores individuais. Estes modelos utilizam de maneira geral a estrutura diamétrica do povoamento, possibilitando a estimativa de multiprodutos para a floresta de maneira diferenciada de acordo com o tamanho das árvores encontradas. O “motor” destes simuladores é composto por um sistema de equações das quais uma é responsável pela representação da estrutura do povoamento, mais precisamente de sua distribuição diamétrica. Esta representação é realizada pelo uso de distribuições probabilísticas, também conhecidas como funções de densidade de probabilidade, que expressam a frequência relativa esperada em cada classe de diâmetro definida.

Dentre tantas distribuições probabilísticas existentes, destaca-se no meio florestal a distribuição de Weibull, consagrada pelo uso em inúmeros trabalhos devido a sua flexibilidade e simplicidade de aplicação. Esta distribuição conta com diversos métodos de estimativa de seus parâmetros, não havendo um método tido como ótimo para tal, onde cada um deles apresenta vantagens e desvantagens.

Um problema comum em diversos destes métodos é a forma de obtenção da estimativa do parâmetro de locação desta distribuição, responsável pelo início da curva, sendo também relacionado ao diâmetro mínimo. Sua estimativa é feita independentemente de acordo com critérios muitas vezes arbitrados pelo pesquisador, o que influencia nos resultados atingidos por determinado método, pois este parâmetro altera não só o início, mas também as estimativas dos outros parâmetros da distribuição e, conseqüentemente, as freqüências por ela estimadas. Desta forma, estudos mais aprofundados neste sentido devem ser elaborados, visando fornecer subsídios técnicos mais claros na obtenção deste parâmetro, proporcionando assim maior segurança na opção por determinada forma de estimativa dos parâmetros da distribuição de Weibull.

2 OBJETIVOS

O objetivo geral deste estudo foi explorar o uso do método dos momentos no ajuste da distribuição de Weibull e sua aplicabilidade na descrição da estrutura diamétrica de povoamentos, alterando-se a forma de estimativa do parâmetro de locação, visando indicar diferentes possibilidades para a construção de simuladores baseados nesta metodologia.

Como objetivos específicos, diferentes técnicas para estimativa do parâmetro de locação desta distribuição foram testadas:

1. Testar o uso de percentuais do diâmetro mínimo na estimativa, avaliando se existe influência da idade do povoamento neste processo;
2. Utilizar os atributos do povoamento para estimativas por meio da análise de regressão;
3. Obter estimativas por técnicas iterativas, envolvendo o conceito de compatibilização da área basal;
4. Avaliar o desempenho destas técnicas, buscando identificar o melhor processo a ser implementado em simulações.

Para simplificar o entendimento dos objetivos propostos estes foram separados em uma estrutura de capítulos, cada qual tratando de um objetivo específico.

3 REVISÃO BIBLIOGRÁFICA

3.1 FUNÇÕES DE DENSIDADE DE PROBABILIDADE

A densidade, do ponto de vista estatístico, é uma medida de concentração de alguma característica de interesse na população ou de que forma esta característica está distribuída (FERREIRA, 2005). A forma de representação ou quantificação desta densidade em função da característica em questão é conseguida com o uso das funções de densidade de probabilidade.

Seja x uma variável aleatória contínua com distribuição $f(x)$ definida dentro de um domínio específico D . Esta função $f(x)$ denomina-se função de densidade de probabilidade (f.d.p.) de x se, e somente se, satisfizer as condições (PRODAN *et al.*, 1997; CAMPOS e LEITE, 2002):

$$\text{a) } f(x) \geq 0 \quad \forall x \in D; \quad [1]$$

$$\text{b) } \int_{-\infty}^{+\infty} f(x) dx = 1; \quad [2]$$

$$\text{c) } f(x) = 0 \quad \forall x \notin D. \quad [3]$$

Cabe lembrar que $f(x)$ mede não a probabilidade, mas a densidade da probabilidade e então, para se obter a probabilidade, deve-se recorrer à função de distribuição acumulada (McLAUGHLIN, 1999). A função de distribuição acumulada, dada por $F(x)$, corresponde à integral de $f(x)$ e estima a probabilidade que a variável x assumira um valor menor ou igual a x , desde a origem:

$$F(x) = \int_0^x f(x) dx \quad [4]$$

Dessa forma, a probabilidade de que x esteja no intervalo entre a e b é calculada por (PRODAN *et al.*, 1997):

$$P(a \leq x < b) = F(b) - F(a) \quad \text{para } a \leq b \quad [5]$$

Em função da complexidade matemática destas funções ou da existência de algoritmos e recursos computacionais disponíveis, desenvolveram-se diversos métodos para cálculo de seus parâmetros. Dentre estes métodos os mais usados são o métodos da máxima verossimilhança, o método dos mínimos quadrados, o método dos momentos e o método dos percentis (PRODAN *et al.*, 1997).

3.2 USOS DAS FUNÇÕES PROBABILÍSTICAS NA ÁREA FLORESTAL

O grande uso das funções probabilísticas no campo florestal, especialmente no manejo florestal, está na representação da estrutura dos povoamentos, através da expressão da distribuição de frequência relativa ou absoluta dos distintos tamanhos das árvores. Ao se considerar uma função probabilística como a representação da distribuição diamétrica do povoamento e sendo d_i e d_{i+1} respectivamente os diâmetros limites inferior e superior do intervalo em questão, a probabilidade contida neste intervalo corresponde à proporção de árvores entre os diâmetros d_i e d_{i+1} estimada para o povoamento (PRODAN *et al.*, 1997).

Para Prodan *et al.* (1997), o objetivo final do uso das funções probabilísticas não é somente obter uma boa representação da estrutura do povoamento num dado momento, mas sim poder projetar seus parâmetros no tempo. Para tal, existem duas técnicas alternativas que consideram as mudanças na estrutura do povoamento: a predição dos parâmetros e a recuperação dos parâmetros. Na predição dos parâmetros, derivam-se relações funcionais entre estimativas dos parâmetros da função e os atributos do povoamento, que são então utilizadas na estimativa de seus parâmetros. Na recuperação dos parâmetros, primeiramente projetam-se os atributos do povoamento no futuro, para então, a partir deles, calcular as estimativas dos parâmetros.

De acordo com Matney e Sullivan (1982) e Zarnoch *et al.* (1991) citados por Leduc *et al.* (2001) os sistemas de recuperação de parâmetros usando funções probabilísticas possuem duas partes. Primeiramente, equações são ajustadas para prever os valores esperados de diâmetro médio, diâmetro quadrático médio, diâmetro mínimo e percentis. Posteriormente, o sistema de equações ajustado é utilizado para obtenção dos parâmetros desconhecidos da distribuição.

Outro uso das funções probabilísticas está na metodologia de definição da época de desbastes proposta por Nogueira *et al.* (2002), denominada método dos ingressos percentuais. Por meio da simulação da distribuição diamétrica nas diferentes idades do povoamento, o método consiste em definir o número percentual de árvores que ingressam em idades consecutivas a partir de um determinado diâmetro, que é o ponto onde as duas distribuições consecutivas se igualam. Ajusta-se, então, um modelo não linear a estes ingressos em função da idade, para definição da idade técnica ideal para desbaste.

3.3 A DISTRIBUIÇÃO DE WEIBULL

3.3.1 Histórico

A distribuição de Weibull foi proposta originalmente por Fisher e Tippett em 1928, no estudo de valores extremos. Posteriormente, foi também desenvolvida de modo independente por Waloddi Weibull em 1939 em seus estudos sobre a resistência dos materiais. Após o fim da II Guerra Mundial, as pesquisas no período pós-guerra deram ênfase às análises de resistência dos materiais, o que resultou na associação do nome de Waloddi Weibull a esta distribuição (BAILEY e DELL, 1973).

Em 1951, Weibull publicou um artigo descrevendo brevemente a origem desta distribuição e as bases de sua derivação, identificando aplicações das mais variadas nos diversos exemplos citados pelo autor, tanto da área biológica quanto da engenharia.

De acordo com Knoebel *et al.* (1988), a distribuição de Weibull foi primeiramente empregada no meio florestal como modelo de distribuição diamétrica por Bailey em 1972. Bailey e Dell (1973) demonstraram as propriedades favoráveis da Weibull neste tipo de estudo por meio de sua aplicação a diferentes exemplos de estruturas diamétricas e espécies. Desde esta data, inúmeros outros autores têm utilizado com sucesso esta distribuição na área florestal.

3.3.2 Formas da distribuição e obtenção dos parâmetros

A distribuição de Weibull existe nas formas de dois e três parâmetros, usualmente chamadas de Weibull 2P e Weibull 3P, respectivamente, sendo a o

parâmetro de locação, b o parâmetro de escala e c o parâmetro de forma (VALLEJOS, 2003; VALLEJOS *et al.*, 2004; KNOEBEL *et al.*, 1988; FEDUCCIA *et al.*, 1979).

Weibull 2P

$$f(x) = \left(\frac{c}{b}\right) \left(\frac{x}{b}\right)^{c-1} \exp\left[-\left(\frac{x}{b}\right)^c\right] \quad b, c > 0 \quad [6]$$

Weibull 3P

$$f(x) = \left(\frac{c}{b}\right) \left(\frac{y-a}{b}\right)^{c-1} \exp\left[-\left(\frac{y-a}{b}\right)^c\right] \quad a, b, c > 0; y \geq a \quad [7]$$

De acordo com Bailey e Dell (1973), estas duas formas de apresentação da distribuição estão relacionadas pela transformação $y = x + a$. No caso da Weibull 3P, o parâmetro de locação é considerado, tornando a formulação mais flexível; já para a Weibull 2P, o parâmetro de locação é considerado como nulo.

O parâmetro de locação relaciona-se com o menor diâmetro possível de ser encontrado no povoamento (BAILEY e DELL, 1973) e geralmente é estimado de forma independente, sendo um termo que deve ser determinado previamente para que os demais parâmetros sejam conhecidos (VALLEJOS *et al.*, 2004). Uma aproximação para este valor seria o diâmetro mínimo amostrado nas parcelas. Entretanto, este valor é positivamente viesado, já que é sempre maior ou igual ao verdadeiro menor diâmetro do povoamento. Assim, o valor de a deveria sempre estar compreendido no intervalo $0 \leq a \leq D_{min}$ (KNOEBEL *et al.*, 1988).

As formas que a distribuição de Weibull pode assumir variam de acordo com o valor de seus parâmetros (Figura 3.1), indo desde distribuições decrescentes de florestas nativas até distribuições unimodais de povoamentos florestais, com diferentes graus de assimetria. O parâmetro de forma c desta distribuição define que tipo de curva será representado pela f.d.p. (BAILEY e DELL, 1973; PÉLLICO NETTO, 1993; SCOLFORO, 1998):

- a) $c < 1$ – distribuição hiperbólica negativa;
- b) $c = 1$ – distribuição exponencial;
- c) $c = 2$ – distribuição de Rayleigh;
- d) $1 < c < 3,6$ – distribuição com assimetria positiva;
- e) $c = 3,6$ – distribuição aproximadamente normal;
- f) $c > 3,6$ – distribuição com assimetria negativa;
- g) $c \rightarrow \infty$ – a distribuição projeta-se sobre um ponto.

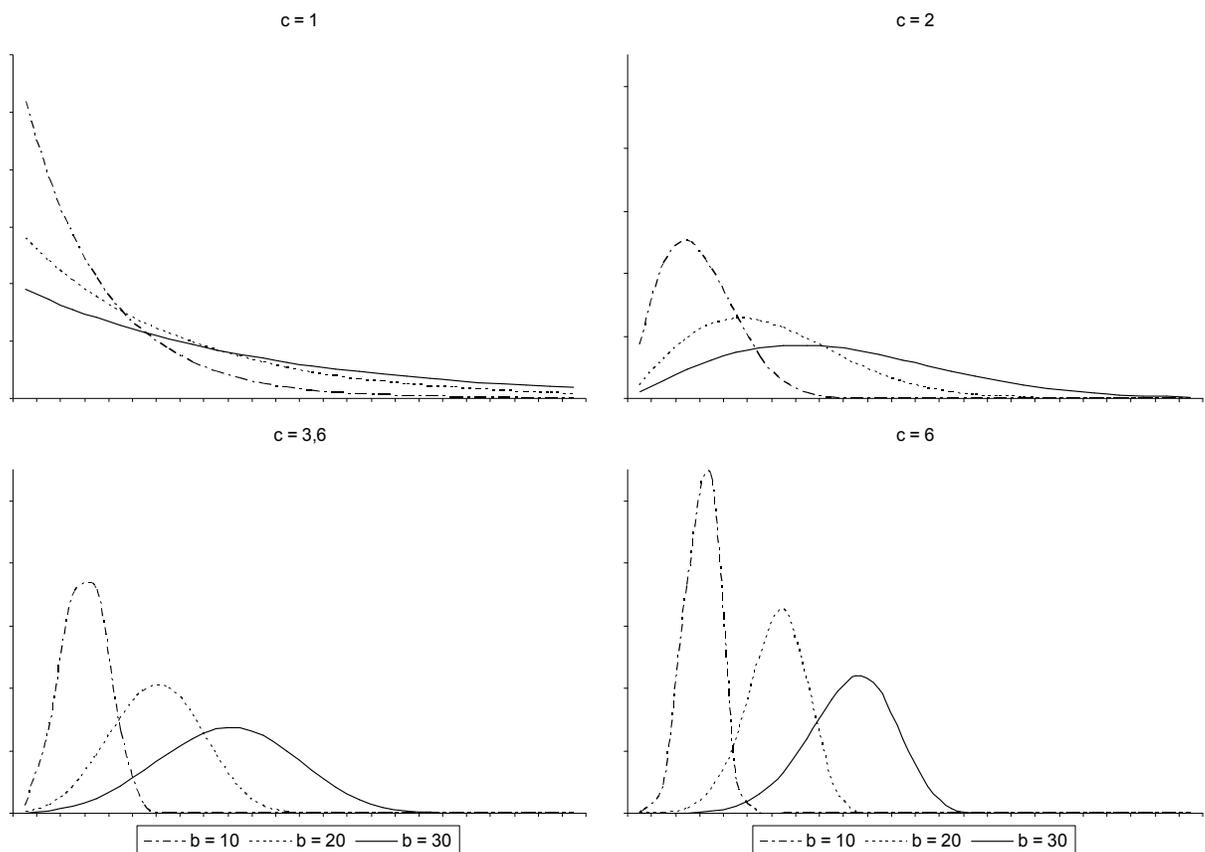


FIGURA 3.1 – VARIAÇÃO NA FORMA DA DISTRIBUIÇÃO DE WEIBULL EM FUNÇÃO DOS VALORES DE SEUS PARÂMETROS.

A obtenção dos parâmetros da distribuição de Weibull pode ser realizada por diversos métodos, não existindo uma lógica clara que justifique a adoção de um ou de outro (CAO, 2004). Al-Fawzan (2000) cita como preferíveis os métodos analíticos sobre os métodos gráficos, devido à grande probabilidade de erro destes últimos, além da vantagem da alta velocidade apresentada atualmente pelos computadores na obtenção dos mesmos.

Zarnoch & Dell (1985) testaram o ajuste da distribuição de Weibull para povoamentos de *Pinus taeda* utilizando os métodos da máxima verossimilhança e dos percentis e concluíram que o método da máxima verossimilhança foi o de maior precisão na estimativa dos parâmetros.

Nogueira *et al.* (2001) também utilizaram o método da máxima verossimilhança no ajuste da distribuição de Weibull aplicada a estudos de desbaste pelo método dos incrementos percentuais.

Leduc *et al.* (2001) compararam as distribuições diamétricas geradas pela distribuição de Weibull ajustada pelos métodos dos momentos e dos mínimos quadrados com a obtida por meio de redes neurais para povoamentos de *Pinus palustris*. As redes neurais foram superiores na representação da estrutura real dos povoamentos, especialmente quando os diâmetros possuem distribuição bimodal, embora, segundo os autores, a distribuição de Weibull pudesse fornecer estimativas igualmente precisas às redes neurais em outros conjuntos de dados.

Cao e McCarty (2006) testaram o ajuste da distribuição de Weibull por quatro métodos diferentes: o método dos momentos, um método híbrido entre momentos e percentis e dois métodos de ajuste da distribuição acumulada por meio de regressão, todos fixando o parâmetro de locação em 50% do diâmetro mínimo. O método envolvendo regressão, com a minimização da diferença entre as frequências estimadas e observadas acumuladas, mostrou-se mais exato no ajuste da distribuição.

Clutter e Bennett (1965) desenvolveram para a função Beta um método baseado na predição dos parâmetros, consistindo na estimativa direta de seus valores por relações matemáticas entre estes e as variáveis do povoamento. No caso da distribuição de Weibull, os parâmetros a , b e c são previamente estimados para um conjunto de parcelas utilizando-se um outro método, como o da máxima verossimilhança ou o dos momentos, e então são utilizados como variáveis dependentes na montagem estatística destas relações (CAO, 2004; BLANCO JORGE, VEIGA e PONTILHA, 1990). Péllico Netto (1993) cita que a distribuição de Weibull é apropriada para o ajustamento de distribuições diamétricas devido a correlação existente entre seus parâmetros e as variáveis do povoamento.

Um método bastante difundido no campo florestal é o método dos momentos, que estabelece que os parâmetros de escala e forma da distribuição de Weibull são relacionados, respectivamente, aos momentos amostrais de primeira e

segunda ordens centrados na origem (SILVA *et al.*, 2002). No caso de distribuições diamétricas, o primeiro momento amostral centrado na origem corresponde ao diâmetro médio aritmético do povoamento e o segundo ao diâmetro médio quadrático.

De acordo com Scolforo (1998), estes momentos amostrais podem ser utilizados na estimativa do coeficiente de variação dos diâmetros, de modo que este torna-se função somente do parâmetro de forma da distribuição e da função gama. Como o coeficiente de variação dos diâmetros pode ser estimado independentemente por outras relações estatísticas, pode-se utilizar uma técnica iterativa até que o valor deste coeficiente retornado pela distribuição de Weibull seja igual àquele fornecido pela outra estimativa, estimando-se, então, o parâmetro de forma. O parâmetro de escala é então estimado a partir do parâmetro de forma e do diâmetro médio aritmético.

Para Strub e Burkhart (1975) citados por Knoebel *et al.* (1988), este método é livre da necessidade de agrupamento dos dados em classes, sendo necessária apenas a estimativa dos atributos do povoamento para uma determinada idade. Esta característica do método elimina erros devido ao agrupamento.

Knoebel *et al.* (1988) utilizaram o método dos momentos na recuperação dos parâmetros da distribuição fixando um valor para o parâmetro de locação, que foi estimado independentemente por um percentual do diâmetro mínimo.

Eisfeld *et al.* (2005) utilizaram o método dos momentos para recuperar os parâmetros b e c da distribuição de Weibull 3P, calculando-se o parâmetro a por um método iterativo dentro de um processo de compatibilização da área basal estimada pela Weibull com a estimada por um modelo de produção em nível de talhão.

Scolforo e Machado (1996) empregaram o método dos momentos na recuperação dos parâmetros b e c da Weibull 3P, sendo o parâmetro a vinculado ao diâmetro mínimo do povoamento. Esses autores também utilizaram o processo de compatibilização da área basal, efetuando o recálculo dos três parâmetros até que a área basal estimada pela distribuição fosse igual à área basal estimada por um modelo global de área basal, o que garante consistência nas estimativas.

Alguns métodos de ajuste da Weibull exigem procedimentos iterativos para recuperação do parâmetro c da distribuição; como o parâmetro b é diretamente dependente do parâmetro c , faz-se necessário o uso de métodos iterativos para o cálculo de c .

Dourado Neto *et al.* (2005), estudando séries históricas de precipitação diária em Piracicaba (SP), utilizaram o método da bisseção para estimativa do parâmetro de forma da distribuição de Weibull pelo método da máxima verossimilhança, obtendo bons resultados com esta metodologia. Weise e Glover (1988) utilizaram o método da máxima verossimilhança para ajuste da distribuição de Weibull à dados de altura total de brotações de cepas de folhosas, regenerantes em plantios de *Pinus taeda* entre 3 e 6 anos de idade, localizados no Alabama e Georgia, EUA.

Blanco Jorge, Veiga e Pontilha (1990) e Gove (2003) utilizaram o algoritmo iterativo de Newton-Raphson para obtenção do parâmetro de forma da distribuição pelo método da máxima verossimilhança. Knoebel *et al.* (1988) usaram o método das secantes na obtenção do parâmetro de forma da distribuição utilizando o método dos momentos.

3.3.3 Utilização na área florestal

3.3.3.1 Representação de distribuições diamétricas

Uma das primeiras aplicações da distribuição de Weibull no estudo de distribuições diamétricas foi feita por Bailey e Dell (1973), devido a sua flexibilidade em representar formas comumente encontradas em florestas equiâneas e inequiâneas e a possibilidade de gerar probabilidades facilmente sem o uso de integração numérica.

Machado, Mello e Barros (2000) empregaram cinco f.d.p. para representar distribuições diamétricas em florestas de *Araucaria angustifolia* com o objetivo de comparar o volume por hectare estimado pela melhor distribuição com os volumes por hectare estimados pelo inventário convencional e por uma equação de volume do povoamento desenvolvida para a espécie. Os resultados obtidos indicaram que a Weibull foi a f.d.p. de melhor ajuste para a representação da estrutura diamétrica de florestas com alta produção e densidade de copas da espécie superior a 80%. Para florestas alteradas por ação antrópica, todas as distribuições testadas mostraram-se pouco eficientes devido à grande variabilidade dos dados utilizados em seu ajuste.

Leite *et al.* (2006) estudaram a simulação da distribuição diamétrica de povoamentos desbastados de *Tectona grandis*, estimando os parâmetros da distribuição Weibull por regressão. Os autores recuperaram, para cada parcela, os

parâmetros pelo método da máxima verossimilhança, que posteriormente foram utilizados como variáveis dependentes. O valor do parâmetro de locação após o desbaste foi definido como sendo o diâmetro mínimo remanescente.

3.3.3.2 Usos em simulação florestal

Corte, Sanquetta e Berni (2004) utilizaram a distribuição de Weibull de três parâmetros para representar a estrutura diamétrica de florestas de *Populus* sp, visando a construção de um modelo de simulação por classe diamétrica, com amplitude de idades de 1 a 8 anos. O método de obtenção dos parâmetros da distribuição de Weibull foi o método dos momentos, com compatibilização entre a área basal estimada pela distribuição e a área basal estimada por um modelo global de área basal em nível de talhão. Esta compatibilização foi estabelecida pelo cálculo iterativo do parâmetro de locação da distribuição, após os parâmetros de escala e forma terem sido estimados, até que a diferença entre a área basal estimada pelas duas técnicas fosse menor que 0,1%.

Scolforo *et al.* (2001) utilizaram a distribuição de Weibull associada a um modelo de remoção de área basal em desbastes para simular diferentes regimes de manejo para povoamentos de *Pinus taeda* em Jaguariaíva, PR. Este modelo foi programado para o software PISAPRO e apresentado por Scolforo (1997) citado por Scolforo *et al.* (2001). Este simulador define a estrutura diamétrica do povoamento pela distribuição de Weibull antes do desbaste e só então aplica um algoritmo com o modelo de proporção de área basal removida, garantindo consistências pós-desbaste como a redução do número de árvores nas classes diamétricas em desbastes mistos, o aumento do diâmetro mínimo em desbastes baixos e a redução do diâmetro máximo em desbastes altos.

Vallejos (2003) desenvolveu um sistema de simulação de crescimento e produção por classe diamétrica para o gênero *Populus* no Chile, denominado SALICA, programado em *MS Excel*. Neste sistema foram testadas cinco funções probabilísticas, sendo que a Weibull 3P foi a que obteve os melhores resultados de ajuste à estrutura real dos povoamentos chilenos.

Eisfeld *et al.* (2005) modelaram o crescimento e produção de *Pinus taeda* utilizando a distribuição de Weibull 3P para representar a estrutura diamétrica dos povoamentos. O erro total de estimativa para o volume e área basal por hectare foi

de 3,42% e 7,42%, respectivamente, apresentando-se altos nas idades mais jovens e reduzindo-se a medida que a idade aumenta. Para o número de árvores por hectare o erro total foi de 2,52%, apresentando valores crescentes com o aumento da idade.

Scolforo e Machado (1996) utilizaram a distribuição de Weibull no desenvolvimento de um sistema de simulação da produção para *Pinus caribaea* var *hondurensis*. Este sistema permitiu a simulação de desbastes nos povoamentos e possibilitou resultados volumétricos biológicos próximos aos observados, demonstrando a aplicabilidade e flexibilidade desta distribuição em diferentes regimes de manejo.

Cunha Neto *et al.* (1994) desenvolveram um sistema denominado *Predgrand* para simulação da produção presente e futura de plantios não desbastados de *Eucalyptus grandis* no estado de São Paulo. O parâmetro *a* foi vinculado a 60% do diâmetro mínimo e os parâmetros *b* e *c* foram estimados pelo método dos percentis, por meio de relações entre pares de diâmetros percentis e os atributos do povoamento.

Weise e Glover (1988) desenvolveram um simulador espacial da rebrota de cepas de folhosas em plantios de *Pinus taeda* entre 3 e 6 anos de idade, localizados no Alabama e Geórgia, EUA. A distribuição de Weibull foi utilizada na estimativa da altura total das brotações, tendo como variável independente um número aleatório entre 0 e 1 gerado a partir de uma distribuição uniforme. Este número entrava na distribuição de Weibull acumulada, estimando o valor da altura total da brotação, a partir da qual era então estimada a área da copa.

Feduccia *et al.* (1979) elaboraram um sistema de predição da produção para *Pinus taeda* nos Estados Unidos, utilizando-se de equações lineares para a estimativa dos parâmetros da distribuição Weibull. Para os parâmetros de forma e de locação, os autores citam a ocorrência de grande variação nos valores, mesmo em situações muito semelhantes de sítio, idade e densidade, resultando em valores de R^2 muito baixos, como 0,13 para o parâmetro de locação.

Acerbi Jr *et al.* (2002) lançaram mão do *software SPPinus* para simular diferentes cenários econômicos de produção para *Pinus taeda* em Jaguariaíva, PR. Este *software* baseia-se na distribuição de Weibull de três parâmetros, sendo que o parâmetro de locação foi vinculado diretamente ao diâmetro mínimo e os parâmetros de escala e forma eram recuperados pelo método dos momentos, de maneira a

tornar compatível a área basal estimada pela distribuição e a área basal estimada por um modelo global.

Trincado *et al.* (2003) testaram dois métodos de projeção para tabelas de produção baseados na recuperação de parâmetros da distribuição Weibull, usando o método dos momentos, para *Eucalyptus nitens* no Chile. Os métodos não possuíram grandes diferenças em resultados, mas para ambos, projeções baseadas em mais de três períodos (anos) tiveram os resultados das estatísticas de aderência e erro piorados.

Cao *et al.* (1982) desenvolveram um sistema de simulação de desbastes para *Pinus taeda* no estado da Virginia, EUA, chamado PCWTHIN, utilizando a distribuição Weibull como modelo de distribuição diamétrica dos povoamentos. Os parâmetros de forma e de escala foram recuperados a partir de sua compatibilização com a área basal e com o diâmetro médio aritmético, utilizando-se do método da bisseção aliado ao método da falsa posição. O parâmetro de locação foi calculado a partir do diâmetro mínimo estimado, arredondando-se este último para o limite inferior de sua classe diamétrica e reduzindo-se o correspondente a mais meia classe de diâmetro.

3.3.3.3 Outros usos na área florestal

Gillespie, Allen e Vose (1994) utilizaram a distribuição de Weibull de dois parâmetros para modelar a distribuição de biomassa de copa e diâmetro de galhos em plantios de *Pinus taeda* com idade entre 9 e 14 anos, situados nas Carolinas do Sul e do Norte, EUA, de acordo com os tratamentos silviculturais efetuados. Embora os autores não tenham encontrado diferença entre os parâmetros estimados, o parâmetro de forma seria correlacionado com os tratamentos silviculturais, descrevendo a distribuição da área foliar dentro da copa, e o parâmetro de escala seria correlacionado com a densidade foliar em um dado ponto da copa.

Baldwin Jr *et al.* (1997) aplicaram a distribuição de Weibull truncada à direita de dois parâmetros na modelagem da distribuição vertical da área e biomassa foliares de plantios de *Pinus taeda* não desbastados na Louisiana, Virginia e Carolina do Norte, EUA, onde as idades dos plantios variaram de 9 a 41 anos. O ponto de truncamento estabelecido foi a máxima altura de copa relativa, ou seja, o

ápice da árvore. Este truncamento garante que todas as estimativas provindas da distribuição recaiam dentro da copa, já que a cauda direita da Weibull é infinita.

Gary (1978) também modelou a distribuição de biomassa das acículas e galhos de *Pinus contorta* aos 80 anos de idade usando a distribuição de Weibull no Wyoming, EUA. O autor comparou povoamentos com desbaste e sem desbaste, concluindo que a forma da distribuição de biomassa total da copa (acículas + galhos) é aproximadamente normal para as áreas desbastadas e fortemente assimétrica nas áreas sem desbaste, onde a maior parte da biomassa da copa localizou-se na parte superior da mesma.

A distribuição Weibull foi utilizada por Schreuder e Swank (1974) em povoamentos de *Pinus strobus* e *Pinus taeda* para representar a distribuição de diversas de suas variáveis. Bons resultados foram encontrados para representar as distribuições de diâmetros, de área basal, de biomassa (das folhas, do fuste e dos galhos) e de superfície (das folhas, do fuste e dos galhos), além do perfil da copa.

4 O USO DE PERCENTUAIS DO DIÂMETRO MÍNIMO NA REPRESENTAÇÃO DO PARÂMETRO DE LOCAÇÃO DA DISTRIBUIÇÃO DE WEIBULL

4.1 INTRODUÇÃO

Dentre todas as técnicas utilizadas para estimativa do parâmetro de locação da distribuição de Weibull, a de mais simples formulação seja a baseada nos percentuais do diâmetro mínimo.

Nesta técnica, o diâmetro mínimo é reduzido por um fator de correção, um valor percentual, que o aproxima de uma estimativa do parâmetro de locação que é utilizada, então, na estimativa dos demais parâmetros.

A literatura florestal não possui um consenso sobre qual seria o melhor percentual a ser utilizado em cada caso. Muitas vezes ele é definido arbitrariamente, o que torna sua escolha um exercício de subjetividade, mesmo que embasada na experiência, inserindo uma fonte de erro adicional ao ajuste da distribuição. Exemplos de percentuais citados são 5% (ABREU *et al.*, 2002), 50% (LEDUC *et al.*, 2001; CAO, 2004; CAO e McCARTY, 2006), 60% (CUNHA NETO *et al.*, 1994), 70% (MAESTRI, 1992), 95% (SCOLFORO, 1990) e 100% (SCOLFORO *et al.*, 2001; OLIVEIRA *et al.*, 2008). Ainda, nos estudos em que a distribuição de Weibull com dois parâmetros é utilizada, um percentual de 0% é implicitamente aplicado.

Algumas literaturas como Knoebel *et al.* (1988), Cunha Neto *et al.* (1994) e Scolforo (2006) indicam que se teste vários percentuais para uma mesma situação, para então selecionar aquele que fornece as estimativas mais próximas às observadas, parecendo ser esta a maneira mais correta de uso desta técnica.

Pelos vários percentuais sugeridos na literatura, pode-se observar a variação no que corresponde aos mais aplicados no ajuste da distribuição de Weibull. Esta aplicação também é de maneira genérica, o que não permite a compreensão da relação deste percentual com a idade do povoamento e dificulta sua programação de modo confiável em simuladores. Uma possível relação dos percentuais com a idade levaria à necessidade de uso de percentuais diferenciados na simulação da produção e não um único pré-fixado, tornando importantes estudos que esclareçam esta relação e possibilitem nortear a flexibilização na estimativa do parâmetro a por esta técnica.

4.2 OBJETIVO

O objetivo deste capítulo é testar o uso de percentuais do diâmetro mínimo na estimativa do parâmetro de locação da distribuição de Weibull, avaliando se existe influência da idade do povoamento neste processo.

4.3 MATERIAIS E MÉTODOS

4.3.1 Dados utilizados

Os dados utilizados provêm de 399 parcelas de Inventário Florestal Contínuo (IFC) em povoamentos seminais de *Eucalyptus grandis* Hill ex Maiden, com área variando entre 400 e 800 m², sendo todos não desbastados.

TABELA 4.1 – AMPLITUDE DAS VARIÁVEIS DO CONJUNTO DE DADOS.

Variável	Mínimo	Médio	Máximo
Idade	2,5	8,7	17,0
D _{min}	1,3	5,4	13,1
D _{med}	8,2	17,3	26,4
D _g	8,5	18,4	27,7
D _{max}	13,1	31,3	52,8
S _{DAP}	1,9	6,2	11,6
H _{min}	1,5	8,8	21,6
H _{med}	8,2	23,8	35,8
H _{max}	12,5	35,1	58,0
G/ha	7,0	33,8	62,5
N/ha	512	1222	2288

Idade – idade do povoamento (anos); D_{min}, D_{med}, D_g, D_{max} – diâmetros mínimo, médio, quadrático e máximo (cm); S_{DAP} – desvio padrão dos diâmetros (cm); H_{min}, H_{med}, H_{max} – alturas mínima, média e máxima (m); G/ha – área basal (m²/ha); N/ha – número de árvores por hectare.

Em cada parcela foram medidas as circunferências à altura do peito (CAP) de todas as árvores, as alturas totais das 10 primeiras árvores da parcela e das 6 ou 7 árvores dominantes, dependendo de sua área. Também foram atribuídos códigos

qualitativos a cada fuste descrevendo características como bifurcações, quebras, tortuosidades, etc. A amplitude deste conjunto de dados encontra-se na Tabela 4.1.

Os dados destas parcelas foram cedidos para este estudo pela empresa Klabin SA – Unidade Florestal de Monte Alegre, sediada em Telêmaco Borba, PR. A localização geográfica da área de estudo pode ser observada na Figura 4.1.

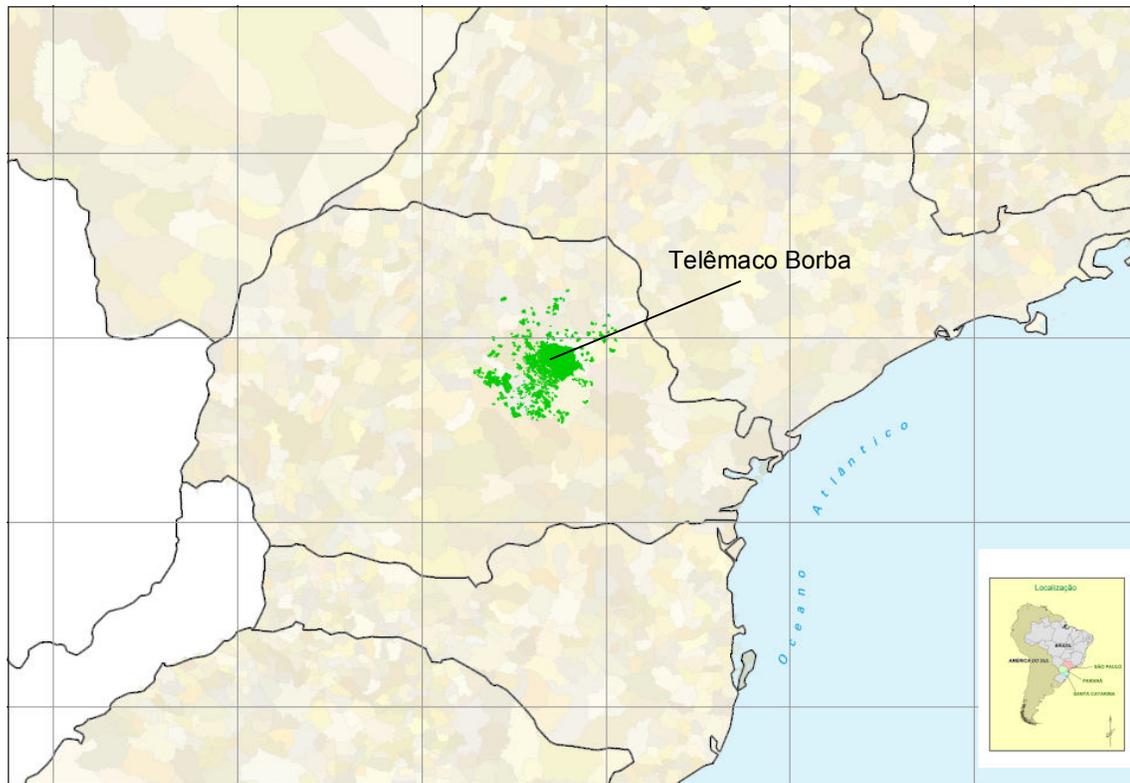


FIGURA 4.1 – LOCALIZAÇÃO GEOGRÁFICA DA ÁREA DE ESTUDO, UNIDADE FLORESTAL DE MONTE ALEGRE, PERTENCENTE À KLABIN SA.

A área de onde provêm os dados deste estudo possui altitude variando de 520 a 1020 metros. A temperatura média anual é de 23,0°C, registrando como temperatura mínima histórica -5,2°C e temperatura máxima histórica de 37,0°C. A precipitação média anual oscila em torno de 1.470 mm. De acordo com o sistema climático de Köppen, o clima da região corresponde ao subtropical úmido mesotérmico (Cfb), com verões frescos e geadas severas e freqüentes. A vegetação original pertence ao domínio da Floresta Ombrófila Mista, intermediada pela Estepe Gramíneo-Lenhosa e alguns relictos de Cerrado (Fonte: dados históricos da empresa).

4.3.2 Definição dos percentuais do diâmetro mínimo

A distribuição de Weibull em sua forma mais flexibilizada é representada pela Weibull 3P, a qual possui três parâmetros que descrevem a curva delineada, sendo a , b e c os parâmetros de locação, escala e forma, respectivamente:

$$f(x) = \left(\frac{c}{b}\right) \left(\frac{x-a}{b}\right)^{c-1} \exp\left[-\left(\frac{x-a}{b}\right)^c\right] \quad a, b, c > 0; x \geq a \quad [1]$$

A base do uso da técnica dos percentuais do diâmetro mínimo fundamenta-se no próprio procedimento de amostragem utilizado. Salvo se for realizado um censo florestal, por maior que seja o esforço amostral, a amostragem não garante que o menor diâmetro do povoamento tenha sido amostrado, sendo o diâmetro mínimo amostral apenas uma estimativa do diâmetro mínimo paramétrico, coincidente ou não com ele.

Assim, visto que o parâmetro a representa na distribuição o menor diâmetro encontrado, sua estimativa se concentra no intervalo:

$$0 \leq a \leq d_{\min} \quad [2]$$

Onde: a : estimativa do parâmetro de locação;
 d_{\min} : diâmetro mínimo amostrado.

Isto significa que a pode possuir tanto um valor nulo quanto um valor igual ao diâmetro mínimo amostrado, incluindo todos os valores intermediários possíveis, os percentuais do diâmetro mínimo. A estimativa do parâmetro a pode, então, ser feita pela relação descrita por:

$$a = \beta d_{\min} + \varepsilon \quad [3]$$

Onde: β : percentual do diâmetro mínimo;
 ε : erro aleatório associado.

Percebe-se que esta relação nada mais é que um modelo linear simples, com coeficiente angular igual ao percentual, sendo as variáveis dependente e independente o parâmetro a e o diâmetro mínimo, respectivamente. Este modelo, entretanto, não é ajustado por qualquer método, pois o valor do percentual é previamente definido no início do processo.

Fundamentado nestes conceitos, testaram-se diferentes percentuais do diâmetro mínimo amostrado: 0%, 10%, 20%, 30%, 40%, 50%, 60%, 70%, 80%, 90% e 100%. Esta amplitude abrange a distribuição de Weibull 2P e as diferentes possibilidades do parâmetro de locação da Weibull 3P, incluindo o próprio diâmetro mínimo amostral, sem tornar as análises dos resultados exaustivamente complexas pelo uso de uma variação muito pequena nos percentuais testados.

Os percentuais foram então aplicados aos dados das parcelas de plantios seminais de *Eucalyptus grandis*.

4.3.3 O Método dos Momentos

Para cada percentual aplicado ao diâmetro mínimo amostrado, representando a estimativa do parâmetro a , estimaram-se os correspondentes parâmetros b e c da distribuição de Weibull 3P pelo Método dos Momentos.

Este método baseia-se na pressuposição de que os parâmetros b e c da distribuição de Weibull relacionam-se com os dois primeiros momentos amostrais centrados na origem (ou não centrais). A formulação geral do cálculo destes momentos, por esperança matemática, é:

$$E(X^k) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i^k \quad [4]$$

Onde: $E(X^k)$: k -ésimo momento amostral;
 k : ordem do momento;
 X_i : variável considerada;
 n : número de observações.

Sendo assim, os momentos amostrais de primeira e segunda ordens centrados na origem, são:

$$E(X) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i \quad [5]$$

e

$$E(X^2) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i^2 \quad [6]$$

Se a variável X_i representa os diâmetros medidos no povoamento, então os momentos $E(X)$ e $E(X^2)$ correspondem, respectivamente, ao diâmetro médio aritmético (\bar{d}) e ao diâmetro médio quadrático (d_g), ambos de uso corrente no manejo florestal. Para a distribuição de Weibull 3P, estes momentos são calculados como:

$$E(X) = a + b \Gamma\left(1 + \frac{1}{c}\right) \quad [7]$$

e

$$E(X^2) = a^2 + b^2 \Gamma\left(1 + \frac{2}{c}\right) \quad [8]$$

Onde: Γ : função gama.

Como o diâmetro médio aritmético e o diâmetro médio quadrático associam-se com a variância dos diâmetros pelo Teorema de Pitágoras, segue que:

$$d_g^2 = \bar{d}^2 + s^2 \quad [9]$$

$$s^2 = d_g^2 - \bar{d}^2 \quad [10]$$

Onde: d_g : diâmetro médio quadrático;
 \bar{d} : diâmetro médio aritmético;
 s^2 : variância dos diâmetros.

Esta simples, porém comprovada relação biomatemática, possui correspondência com a definição da esperança matemática da variância:

$$V(X) = E(X^2) - [E(X)]^2 \quad [11]$$

Onde: $V(X)$: esperança matemática da variância.

Partindo-se desta definição e do fato do parâmetro a ser estimado independentemente, pode-se iniciar o desenvolvimento de uma expressão que é função dos parâmetros b e c da Weibull, utilizada no ajuste da Weibull 2P, mas que pode ser estendida à Weibull 3P por uma pequena transformação algébrica no estimador do primeiro momento, ou seja, da média aritmética:

$$\bar{d} - a = b \Gamma\left(1 + \frac{1}{c}\right) \quad [12]$$

Onde: $\bar{d} - a$: diferença entre o diâmetro médio e o parâmetro a .

Incluindo-se esta transformação na expressão anterior da esperança matemática da variância, obtêm-se:

$$V(X) = b^2 \Gamma\left(1 + \frac{2}{c}\right) - \left[b \Gamma\left(1 + \frac{1}{c}\right)\right]^2 \quad [13]$$

$$V(X) = b^2 \left[\Gamma\left(1 + \frac{2}{c}\right) - \Gamma^2\left(1 + \frac{1}{c}\right) \right] \quad [14]$$

Dividindo-se esta expressão pelo quadrado do primeiro momento, $E(X)$, tem-se:

$$\frac{V(X)}{[E(X)]^2} = \frac{s_{\bar{d}-a}^2}{(\bar{d}-a)^2} = \frac{b^2 \left[\Gamma\left(1 + \frac{2}{c}\right) - \Gamma^2\left(1 + \frac{1}{c}\right) \right]}{b^2 \Gamma^2\left(1 + \frac{1}{c}\right)} \quad [15]$$

$$\frac{s_{\bar{d}-a}^2}{(\bar{d}-a)^2} = \frac{\left[\Gamma\left(1 + \frac{2}{c}\right) - \Gamma^2\left(1 + \frac{1}{c}\right) \right]}{\Gamma^2\left(1 + \frac{1}{c}\right)} \quad [16]$$

Extraindo-se a raiz quadrada desta expressão, obtém-se:

$$\frac{s_{\bar{d}-a}}{\bar{d}-a} = \frac{\sqrt{\Gamma\left(1 + \frac{2}{c}\right) - \Gamma^2\left(1 + \frac{1}{c}\right)}}{\Gamma\left(1 + \frac{1}{c}\right)} \quad [17]$$

$$CV = \frac{\sqrt{\Gamma\left(1 + \frac{2}{c}\right) - \Gamma^2\left(1 + \frac{1}{c}\right)}}{\Gamma\left(1 + \frac{1}{c}\right)} \quad [18]$$

A equação [18] expressa o coeficiente de variação dos diâmetros, ou mais precisamente da diferença entre o diâmetro médio e o parâmetro de locação, facilmente estimado para o povoamento. A grande vantagem desta expressão é que ela relaciona este coeficiente de variação ao parâmetro de forma da Weibull. Entretanto, a resolução desta expressão por meio de álgebra linear, isolando-se o parâmetro c , não é possível devido à complexidade da função gama. Assim, faz-se necessário o uso de métodos iterativos, e conseqüentemente de certo esforço computacional, para a obtenção da estimativa deste parâmetro.

Com o parâmetro c estimado, obtém-se a estimativa do parâmetro b pela relação:

$$b = \frac{\bar{d} - a}{\Gamma\left(1 + \frac{1}{c}\right)} \quad [19]$$

Percebe-se que, nos casos expostos anteriormente, sempre que $a = 0$, as estimativas geradas por esta técnica correspondem à Weibull 2P; caso contrário, a Weibull 3P é ajustada.

4.3.4 Características dos métodos numéricos iterativos

Como já mencionado, a resolução do parâmetro c da equação [18] para o coeficiente de variação só pode ser realizada por meio de métodos iterativos. Um método iterativo é um método numérico que executa o procedimento de estimação repetidas vezes até que o resultado desejado seja alcançado, sendo que a cada iteração o resultado calculado torna-se mais preciso que na iteração anterior, servindo como novo ponto de partida da próxima iteração. Existem três características que são comuns a qualquer método iterativo:

1. Estimativa inicial – como cada iteração baseia-se no resultado da iteração anterior, é necessário que no início do procedimento seja fornecido uma estimativa inicial do resultado (popularmente chamada de “semente”) para que o método tenha um ponto de partida;
2. Convergência – é preciso que a cada iteração o resultado atingido seja mais próximo ao resultado real, isto é, o método deve convergir para o resultado real;
3. Critério de parada – um método iterativo não pode ser repetido indefinidamente, devendo haver um critério de parada estabelecido, que depende do problema em questão e da precisão requerida para a solução.

4.3.5 O Método da Bisseção

Diversos métodos numéricos já foram desenvolvidos, todos atendendo os requisitos do item anterior. Dentre eles, um método bastante simples, muito utilizado

na resolução de equações com uma única incógnita, é o Método da Bisseção, sendo este o método selecionado para a resolução da equação [18] para o coeficiente de variação dos diâmetros. Aplicações florestais deste método já foram implementadas, a exemplo do demonstrado por Arce (2002) para funções de afilamento.

Para compreender a utilização do Método da Bisseção, considere $\xi \in R$ o valor estimado do parâmetro c , contido no intervalo $[c_1, c_2]$, tal que $f(\xi) = CV$, sendo $f(c)$ a equação definida em [18]. A seguir é apresentado o pseudo-código descrevendo o algoritmo de implementação do método:

- Passo 1: Defina φ , $[c_1, c_2]$ e c ;
 Passo 2: Calcule $CVt = f(c; \varphi)$, aproximando $[c_1, c_2]$ de ξ ;
 Passo 3: Calcule $CVt = f(c; \varphi)$;
 Passo 4: Se $CVt < CV$, faça $c \leftarrow c - [c_{k1}, c_{k2}]$;
 Se $CVt > CV$, faça $c \leftarrow c + [c_{k1}, c_{k2}]$;
 Se $CVt = CV$, faça $c \leftarrow c$ e vá para o Passo 6;
 Passo 5: Faça $[c_{k1}, c_{k2}] \leftarrow [c_{k1}, c_{k2}] / 2$ e retorne ao Passo 3;
 Passo 6: Fim do processo.

Onde: φ : precisão estabelecida (no caso, a sexta casa decimal);
 $[c_1, c_2]$: amplitude para o intervalo inicial;
 $[c_{k1}, c_{k2}]$: amplitude reduzida a cada iteração;
 CV : coeficiente de variação real;
 CVt : variável temporária para coeficiente de variação aproximado.

O primeiro passo consiste na definição do valor inicial para a estimativa do parâmetro c , da amplitude inicial do intervalo $[c_1, c_2]$ e da precisão requerida φ . Feito isso, no passo dois, é realizada, uma aproximação, de forma grosseira, do intervalo $[c_1, c_2]$ onde ξ pode ser encontrado, fazendo o isolamento deste intervalo. Esta aproximação é necessária, pois, para a aplicação do Método da Bisseção, este intervalo deve ser previamente conhecido, e retorna um novo valor para o parâmetro c , muito mais próximo de ξ que o valor inicialmente fornecido.

Determinado o intervalo, parte-se para o terceiro e quarto passos, onde o Método da Bisseção executa um refinamento do valor do parâmetro c obtido anteriormente. Este refinamento nada mais é que, a cada nova iteração, dividir o

intervalo $[c_{k1}, c_{k2}]$ em duas partes, gerando dois novos intervalos, testando em qual deles o valor de ξ está contido. A partir deste novo intervalo, que possui a metade do tamanho do intervalo anterior, repete-se o procedimento, até que $CVt = CV$, ou seja, $|c - \xi| \leq \varphi$, sendo este o critério de parada adotado na implementação do algoritmo.

Ainda no quarto passo, deve ser determinado um número máximo de iterações para o método. Isto é necessário para garantir o encerramento do algoritmo no caso de não-convergência do método ou de uso de uma precisão φ com rigor excessivo.

A implementação do Método da Bissecção para cálculo da estimativa do parâmetro c foi feito em *MS Excel* por meio da linguagem *Visual Basic for Applications (VBA)*. Os demais passos para ajuste da distribuição de Weibull pelo Método dos Momentos também foram implementados da mesma forma.

4.3.6 Aproximação da função gama

Apesar da resolução da equação [18] pelo Método da Bissecção parecer simples, esbarra-se no problema do uso da função gama. Esta função, representada pela notação $\Gamma(x)$, é expressa matematicamente como:

$$\Gamma(x) = \int_0^{\infty} y^{x-1} e^{-y} dy \quad [20]$$

Onde: y : variável aleatória contínua;
 x : valor para o qual se calcula gama;
 e : constante de Euler.

É complexo em termos de programação inserir esta função dentro do processo iterativo, pois quando x possui um valor fracionário esta função não pode ser avaliada por técnicas analíticas, exigindo o uso de integração numérica ou tabelas específicas, razão pela qual aproximações polinomiais são utilizadas. Entretanto, Press *et al.* (1992), citado por Ferreira (2005), propuseram uma

aproximação numérica bastante eficiente para a função gama, com erro absoluto menor que 2×10^{-10} , dada por:

$$\Gamma(x) = \left[\frac{\sqrt{2\pi}}{x} \left(\rho_0 + \sum_{i=1}^6 \frac{\rho_i}{x+i} \right) \right] (x+5,5)^{x+0,5} e^{-(x+5,5)} \quad [21]$$

Onde:

$$\begin{aligned} \rho_0 &= 1,00000000019001; \\ \rho_1 &= 76,1800917294715; \\ \rho_2 &= -86,5053203294168; \\ \rho_3 &= 24,0140982408309; \\ \rho_4 &= -1,23173957245015; \\ \rho_5 &= 1,20865097386618 \times 10^{-3}; \\ \rho_6 &= -5,395239384953 \times 10^{-6}. \end{aligned}$$

Para tornar mais prático e flexível seu uso, esta aproximação da função gama foi implementada como uma função personalizada do *MS Excel* por meio da linguagem *Visual Basic for Applications (VBA)*.

4.3.7 Qualidade do ajuste

A avaliação da qualidade de ajuste da Weibull às freqüências observadas foi feita por meio do teste de aderência de Kolmogorov-Smirnov e do erro padrão da estimativa.

O teste de Kolmogorov-Smirnov compara a freqüência acumulada estimada com a freqüência acumulada observada, sendo que a diferença entre as duas distribuições corresponde a um valor de D de Kolmogorov-Smirnov. O objetivo do teste é encontrar a maior divergência existente, correspondente ao máximo valor de D :

$$D_{\max} = \text{SUP} |F(x) - S(x)| \quad [22]$$

Onde: D_{max} : maior diferença entre as distribuições;
 $F(x)$: frequência acumulada estimada;
 $S(x)$: frequência acumulada observada.

O erro padrão da estimativa representa o erro médio que se comete quando se usa a distribuição ajustada para estimar o número de árvores em determinada classe de diâmetro. A forma de cálculo desta estatística é dada por:

$$S_{yx} = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n \{[S(h_i) - S(l_i)] - [F(h_i) - F(l_i)]\}^2}{n - p}} \quad [23]$$

Onde: S_{yx} : erro padrão da estimativa do número de árvores na classe;
 $[F(h_i) - F(l_i)]$: frequência estimada para a classe;
 $[S(h_i) - S(l_i)]$: frequência observada para a classe;
 h_i : limite superior da classe;
 l_i : limite inferior da classe;
 n : número de classes de diâmetro;
 p : número de parâmetros estimados da Weibull (2 ou 3).

Tanto o erro padrão da estimativa quanto o teste de Kolmogorov-Smirnov necessitam de um agrupamento dos dados em classes de diâmetro. Entretanto, existem dois problemas na forma de se realizar este agrupamento. Se ele for feito em classes arbitrárias podem ser introduzidas tendências subjetivas na análise. Se ele for feito seguindo rigidamente critérios estatísticos, as classes podem conter limites fracionários que tornam a análise mais complicada. Para buscar um equilíbrio entre os dois extremos, optou-se pelo seguinte procedimento:

1. Para cada parcela do conjunto de dados calculou-se a amplitude diamétrica total:

$$A = d_{max} - d_{min} \quad [24]$$

2. Em seguida, calculou-se o número de classes que estatisticamente representariam a frequência total de cada parcela, utilizando-se a fórmula de Sturges (MACHADO e FIGUEIREDO FILHO, 2003):

$$N_c = 1 + 3,3 \log n \quad [25]$$

Onde:

N_c : número de classes diamétricas para a parcela;
 n : número de fustes da parcela.

3. Determinou-se o tamanho de classe, arredondado para o inteiro mais próximo, pela divisão da amplitude total pelo número de classes:

$$T_c = \frac{A}{N_c} \quad [26]$$

Onde:

T_c : tamanho de classe para cada parcela.

4. Agrupamento das parcelas em classes de idade, de um em um ano.
5. Análise de agrupamento (*cluster*) para verificar a existência de grupos naturais entre as classes de idade, baseados nas variáveis (1) número de classes e (2) tamanho da classe. A análise foi realizada utilizando-se o método de Ward e a distância euclidiana.
6. Cálculo do tamanho médio de cada classe, em cada grupo identificado pela análise de agrupamento.

A determinação do melhor percentual do diâmetro mínimo para cada situação foi feita por meio de um *ranking* onde foram atribuídas notas para cada percentual em cada parcela. As duas estatísticas utilizadas, o erro padrão da

estimativa do número de árvores e o teste de Kolmogorov-Smirnov receberam pesos idênticos, de 50% cada, formando uma nota média por percentual que estabelece a mesma importância entre o erro que se comete ao estimar o número de árvores em cada classe e a aderência geral da distribuição.

As notas aplicadas variaram desde 1 para o percentual de melhor resultado na estatística em questão até 11 para o de pior resultado. Em caso de empate, a mesma nota era atribuída aos percentuais empatados e o próximo percentual na seqüência recebeu o próximo peso disponível. Assim, o menor somatório final das notas médias por grupo indicou qual o percentual do diâmetro mínimo teve o melhor desempenho na distribuição de Weibull para simulação da estrutura dos talhões.

4.4 RESULTADOS E DISCUSSÃO

4.4.1 O Método da Bisseção

O Método da Bisseção teve bom desempenho quando aplicado à estimativa do parâmetro de forma da distribuição de Weibull. Ocorreu a convergência do método para todas as parcelas, em todos os percentuais do diâmetro mínimo testados, considerando-se uma precisão até a sexta casa decimal.

Dada esta característica de boa convergência para um bom nível de precisão, aliada à fácil programação e simplicidade, o Método da Bisseção foi considerado como eficaz na estimativa do parâmetro de forma da distribuição de Weibull, com parâmetros recuperados pelo Método dos Momentos.

4.4.2 Definição dos grupos

A análise de agrupamento baseada nas variáveis (1) número de classes e (2) tamanho das classes identificou a existência de quatro grupos, sendo eles (Figura 4.2):

- Grupo 1 (G1) – idades maiores ou iguais a 2 anos e menores que 5 anos;
- Grupo 2 (G2) – idades maiores ou iguais a 5 anos e menores que 9 anos;
- Grupo 3 (G3) – idades maiores ou iguais a 9 anos e menores que 13 anos;
- Grupo 4 (G4) – idades maiores ou iguais a 13 anos e menores que 18 anos.

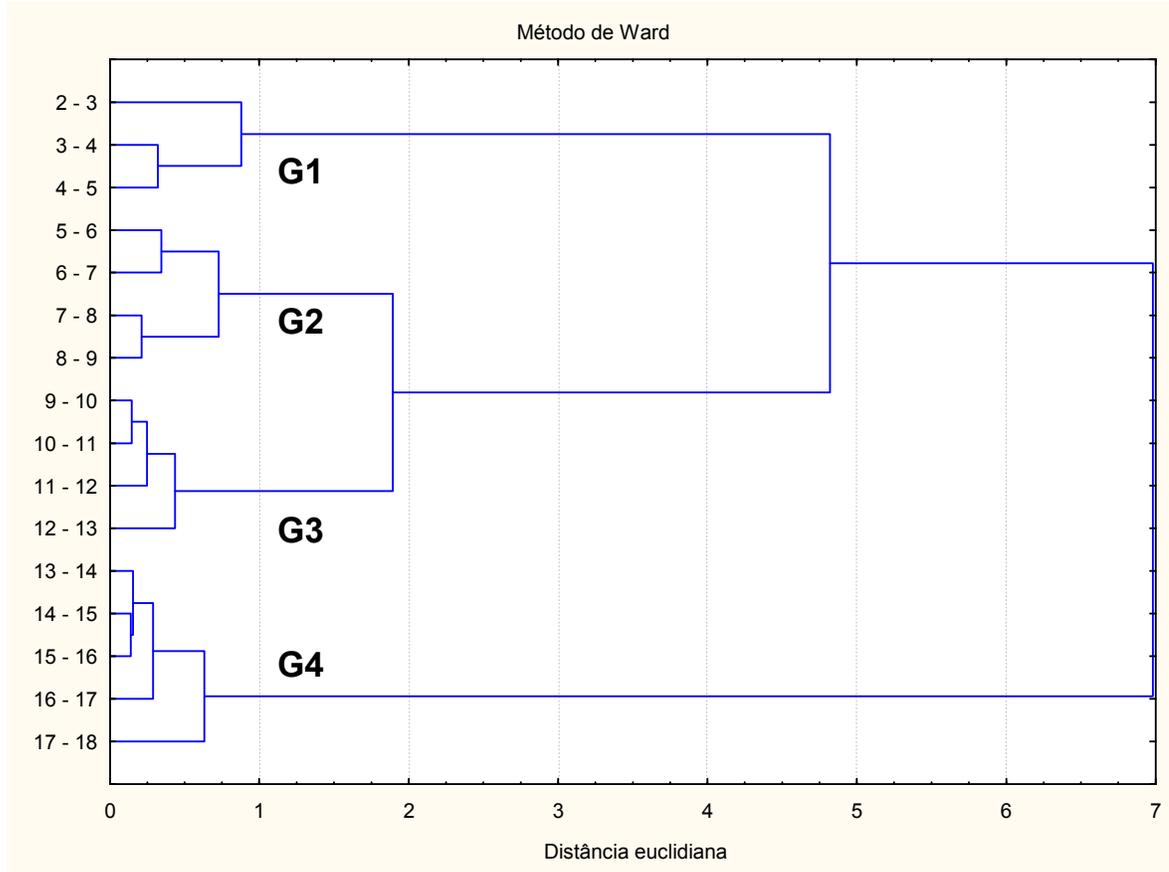


FIGURA 4.2 – GRUPOS IDENTIFICADOS E SUAS RESPECTIVAS CLASSES DE IDADE.

Estes grupos também possuíram bom ordenamento cronológico, indicando que, ao longo de seu desenvolvimento, o povoamento modifica a organização de sua estrutura e transiciona de um grupo a outro dependendo da faixa etária em que se encontra. Isso torna necessária a adoção de um ordenamento em classes que considere esta mudança.

O tamanho de cada grupo pareceu aumentar das menores idades para as maiores, iniciando com um intervalo de 3 anos nas idades mais jovens (Grupo 1), passando para 4 anos na fase intermediária ou madura (Grupos 2 e 3) e 5 anos na fase senil da floresta (Grupo 4).

Para cada grupo identificado, calculou-se o tamanho de classe médio para as observações que o compunham, servindo de base para a montagem dos histogramas de frequência observada e cálculo das estatísticas de aderência da

distribuição de Weibull. Os tamanhos de classe de diâmetro determinados para cada grupo foram reunidos na Tabela 4.2.

TABELA 4.2 – TAMANHO DAS CLASSES DE DIÂMETRO APLICADO EM CADA GRUPO.

Grupo	Idades (anos)	Tamanho médio da classe de diâmetro (cm)	Tamanho da classe de diâmetro aplicado (cm)	Número de parcelas
1	2 - 5	2,9	3	175
2	5 - 9	4,1	4	43
3	9 - 13	4,9	5	75
4	13 - 18	5,6	6	106

Observou-se um aumento do tamanho médio das classes de diâmetro com o aumento da idade média do grupo. Esta tendência contribuiu para manter-se aproximadamente o mesmo número médio de classes por grupo, em torno de sete.

Devido às características do conjunto de dados e à proporção de idades presente nele, os grupos formados apresentaram-se muito heterogêneos com relação ao número de observações contidas em cada um. O maior grupo foi o das idades mais jovens (Grupo 1), com 175 observações (parcelas), seguido do grupo das idades mais avançadas (Grupo 4), com 106 observações. Os dois grupos restantes, das idades intermediárias, contiveram um menor número de observações, de 43 para o Grupo 2 e 75 para o Grupo 3.

4.4.3 *Ranking* dos percentuais

O *ranking* formado pelos somatórios das notas atribuídas a cada percentual em cada grupo sofreu influência do tamanho dos grupos. A Tabela 4.3 reúne o somatório total de todas as notas atribuídas em cada grupo, para as estatísticas $Sy\%$ ou D_{max} (ambas tiveram a mesma pontuação).

TABELA 4.3 – SOMATÓRIO TOTAL DAS NOTAS ATRIBUÍDAS A TODOS OS PERCENTUAIS, PARA CADA GRUPO DE IDADE.

Grupo 1	Grupo 2	Grupo 3	Grupo 4	Total
11.550	2.838	4.950	6.996	26.334

Observou-se, por exemplo, que o Grupo 1 possuía uma somatória de escores total quase duas vezes maior que o Grupo 4 e quatro vezes maior que o Grupo 2. Uma discrepância tão acentuada favoreceria grandemente o Grupo 1 e desfavoreceria grandemente o Grupo 2 no caso de se desejar definir qual o melhor percentual geral entre os grupos. Para contornar este problema, os valores de somatório das notas para cada estatística foram tornados relativos, dividindo-se o valor pelo somatório apresentado na Tabela 4.3. Este procedimento possibilitou que todos os grupos possuíssem a mesma escala, variando de 0 a 100. Neste esquema, quanto menor o somatório relativo de notas, melhor é o desempenho do percentual do diâmetro mínimo. Os resultados obtidos foram reunidos na Tabela 4.4.

Para auxiliar na análise dos escores finais por percentual, foi elaborada a Figura 4.3, que permite uma clara visualização das tendências apresentadas por eles ao se variar o percentual dentro de cada grupo de idade.

Para o Grupo 1, das idades mais jovens, o percentual de melhor desempenho foi o de 0% do diâmetro mínimo, com um escore de 1,8 e o percentual de pior desempenho foi o de 100% do diâmetro mínimo (o próprio diâmetro mínimo amostral), com um escore de 16,4. Isto indica que nas idades entre 2 e 5 anos a Weibull de dois parâmetros deveria ser preferida sobre a de três parâmetros. Para este grupo não houve empates entre percentuais.

TABELA 4.4 – SÍNTESE DOS ESCORES OBTIDOS POR ESTATÍSTICA EM CADA PERCENTUAL DO DIÂMETRO MÍNIMO, DENTRO DE CADA GRUPO DE IDADE.

Percentual	Grupo 1			Grupo 2			Grupo 3			Grupo 4			Escore geral
	Syx%	Dmax	Escore										
0	1,6	1,9	1,8	2,2	3,8	3,0	6,1	9,9	8,0	9,4	14,4	11,9	6,2
10	3,4	3,3	3,4	5,5	4,7	5,1	11,7	9,4	10,5	15,1	12,9	14,0	8,2
20	4,8	4,8	4,8	6,0	5,4	5,7	10,9	9,0	9,9	13,5	11,7	12,6	8,3
30	6,2	6,2	6,2	6,7	6,3	6,5	9,7	8,6	9,1	11,9	10,6	11,2	8,3
40	7,7	7,6	7,6	7,7	7,5	7,6	8,9	8,3	8,6	10,1	9,5	9,8	8,4
50	9,1	9,1	9,1	8,8	8,7	8,8	8,2	8,2	8,2	8,7	8,4	8,6	8,6
60	10,5	10,5	10,5	10,0	9,9	10,0	8,0	8,1	8,0	7,4	7,2	7,3	9,0
70	11,9	12,0	12,0	11,3	11,2	11,2	8,0	8,4	8,2	6,5	6,5	6,5	9,5
80	13,4	13,4	13,4	12,6	12,5	12,6	8,6	9,0	8,8	5,8	6,1	6,0	10,2
90	14,9	14,9	14,9	14,0	14,1	14,0	9,3	9,9	9,6	5,6	6,0	5,8	11,1
100	16,4	16,4	16,4	15,3	15,8	15,5	10,5	11,4	11,0	6,0	6,6	6,3	12,3
CV	53,0	52,8	52,9	43,6	43,7	43,5	17,3	11,0	11,4	35,9	32,4	32,6	18,0

(Syx% - erro padrão da estimativa em percentagem; Dmax - aderência verificada pelo teste de Kolmogorov-Smirnov; CV - coeficiente de variação dos escores dentro de cada grupo de idade; Grupo 1 - 2 a 5 anos; Grupo 2 - 5 a 9 anos; Grupo 3 - 9 a 13 anos; Grupo 4 - 13 a 18 anos).

Existe um gradiente linear e decrescente de desempenho dos percentuais que vai de 0% até 100%, tanto para o escore médio quanto para o escore de cada uma das duas estatísticas consideradas isoladamente. A aderência da distribuição de Weibull piorou com o aumento do percentual do diâmetro mínimo utilizado. O coeficiente de variação entre os escores dos percentuais foi elevado (52,9), mostrando que o grau de definição do melhor e do pior percentual no grupo foi bom.

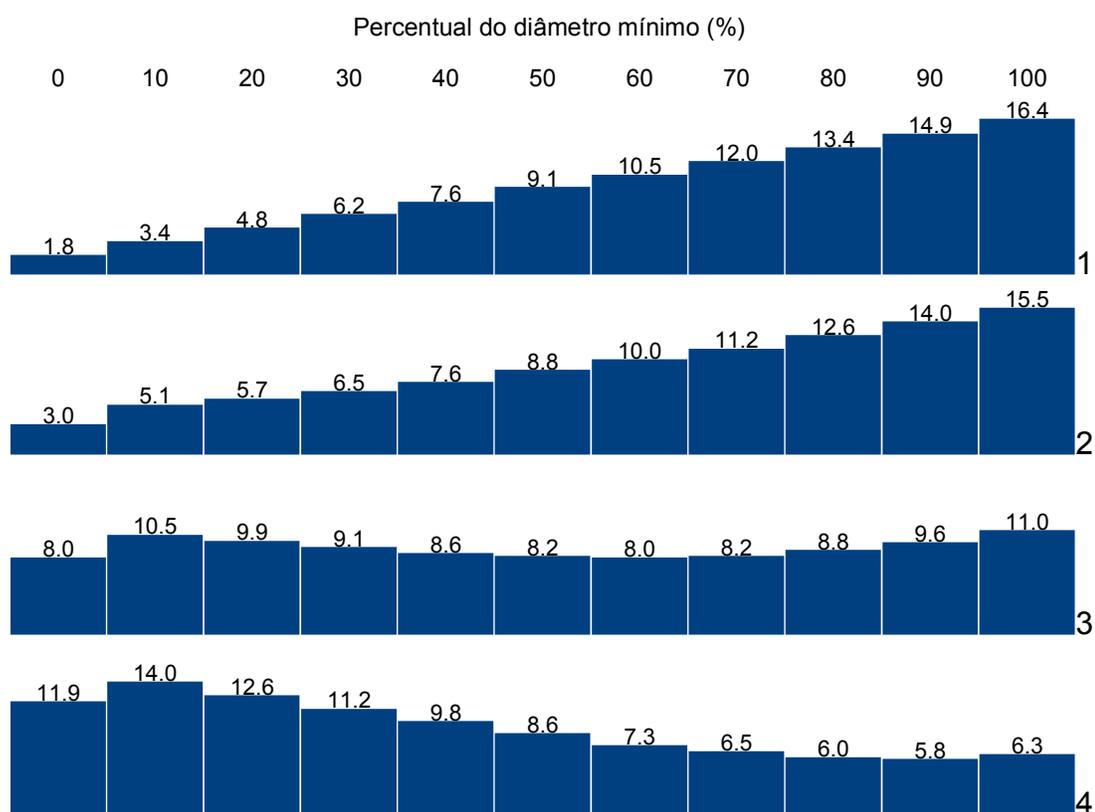


FIGURA 4.3 – ESCORES FINAIS POR PERCENTUAL DO DIÂMETRO MÍNIMO, EM CADA GRUPO DE IDADE (O NÚMERO DO GRUPO É INDICADO À DIREITA DO GRÁFICO).

O Grupo 2 apresentou o mesmo padrão do Grupo 1, com o percentual de 0% do diâmetro mínimo recebendo o melhor escore (3,0) e o de 100% o pior (15,5), configurando novamente a Weibull de dois parâmetros com destaque sobre a de três parâmetros, desta vez em plantios com idades entre 5 e 9 anos.

A tendência de piora no desempenho entre 0% e 100% foi um pouco mais suave no Grupo 2 do que no Grupo 1, apresentando também menores diferenças entre dois percentuais subseqüentes. Este fato foi constatado no coeficiente de

variação de 43,5% que, embora também seja alto, é menor que o mesmo coeficiente observado para o Grupo 1. Ocorreu também um aumento mais abrupto no escore entre o percentual de 0% e o de 10%, não ocorrendo o mesmo com os demais percentuais sucessivos, onde os aumentos de escores foram menos pronunciados.

O melhor desempenho do percentual de 0% do diâmetro mínimo para os Grupos 1 e 2, com idade entre 2 e 9 anos, é muito semelhante ao encontrado por Abreu *et al.* (2002). Estes autores identificaram o percentual de 5% como sendo de melhor resultado, em plantios de *Eucalyptus grandis* com idades de 19 a 103 meses (1,58 a 8,58 anos). A proximidade dos resultados de percentual obtidos para a mesma faixa de idade no trabalho destes autores e neste presente fortalece a idéia de que plantios de *Eucalyptus grandis* nestas idades não precisariam de um parâmetro de locação não nulo na modelagem de sua estrutura diamétrica por meio da distribuição de Weibull, indicando assim o uso da Weibull 2P.

O comportamento dos percentuais no Grupo 3 foi bem diferente do observado para os Grupos 1 e 2. Aqui ocorreu equivalência no desempenho de dois percentuais: o de 0% e o de 60% do diâmetro mínimo, ambos foram os melhores com escores de 8,0. O pior percentual foi novamente o de 100%, com um escore de 11,0.

No caso do Grupo 3 não ocorreu a formação de um gradiente entre os percentuais extremos, mas sim um decréscimo entre as extremidades, com ponto de mínimo ao redor do percentual de 60%. Entretanto, esta depressão formada é bastante suave, como ilustrado pela Figura 4.3 e pelo baixo coeficiente de variação entre os escores dos percentuais, de 11,4%. O coeficiente de variação dos escores da estatística $Syx\%$ foi maior que da estatística D_{max} , respectivamente de 17,3% e 11,0%, indicando que os percentuais se diferenciam mais em relação aos erros cometidos do que em relação à aderência da distribuição. Ocorreu também, como no Grupo 2, um aumento mais abrupto do escore do percentual de 0% para o de 10% que entre os demais percentuais.

A divisão da melhor colocação entre dois percentuais no Grupo 3 (0% e 60%), de idades entre 9 e 13 anos, sugere que a partir deste ponto no desenvolvimento do povoamento a necessidade de consideração do diâmetro mínimo na modelagem de sua estrutura diamétrica ganha maior importância que nas idades anteriores. Mesmo assim, a Weibull de dois parâmetros mantém uma boa qualidade de ajuste, especialmente na estatística $Syx\%$. Portanto, para o Grupo 3,

tanto a Weibull de dois parâmetros quanto a de três parâmetros, com um percentual de 60% do diâmetro mínimo, poderiam ser utilizadas com o mesmo nível de acerto na recuperação dos parâmetros desta distribuição pelo Método dos Momentos. Uma leve vantagem leva o percentual de 60%, que teve o segundo menor escore para a estatística $Syx\%$ e o menor para a estatística de aderência, baseada no teste de Kolmogorov-Smirnov. O resultado apresentado por este Grupo condiz com o obtido por Cunha Neto *et al.* (1994), estudando *Eucalyptus grandis* não desbastados no estado de São Paulo, que encontrou como melhor opção o percentual de 60% do diâmetro mínimo. Entretanto, as idades utilizadas por este autor foram mais jovens, de 22 a 63 meses (1,83 a 5,25 anos).

O grupo dos plantios de idade mais avançada, entre 13 e 18 anos, Grupo 4, apresentou um decréscimo no valor do escores dos menores percentuais para os maiores. Ocorreu um ponto de mínimo escore no percentual de 90% do diâmetro mínimo (escore de 5,8), sendo este o melhor percentual identificado para este grupo. O percentual de pior desempenho foi o de 10%, com escore de 14,0 e a Weibull de dois parâmetros também se mostrou com baixo desempenho.

O fato dos piores escores estarem entre os menores percentuais no Grupo 4 e os melhores escores entre os maiores percentuais indica que a influência do diâmetro mínimo foi bastante grande para plantios nesta classe de idade. O percentual de 90% aproxima-se muito do diâmetro mínimo amostral, mostrando a importância em se considerar esta variável na modelagem da estrutura diamétrica neste caso, já que tanto a aderência quanto o erro cometido na estimativa do número de árvores nas classes foram minimizados.

Ao não se considerar os grupos ou classes de idade na análise, o melhor percentual geral para os plantios estudados foi o de 0% do diâmetro mínimo (a própria Weibull de dois parâmetros), com um escore de 6,2. O pior percentual geral foi o de 100% (o próprio diâmetro mínimo) com um escore de 12,3. Vistas as diferenças de comportamento entre os percentuais nos diferentes Grupos, esta análise geral deixa a desejar por se tornar muito generalista. A Weibull de dois parâmetros teve bom desempenho nos Grupos 1 e 2, ficando em condição de empate no Grupo 3 e longe de ser a melhor no Grupo 4. Com o aumento da idade, ficou clara a tendência de aumento de importância no uso de percentuais do diâmetro mínimo para definição do parâmetro de locação em detrimento de ignorá-lo. Assim, a modelagem da estrutura diamétrica de plantios seminais de *Eucalyptus*

grandis, pelo do uso de percentuais do diâmetro mínimo e do Método dos Momentos na recuperação dos parâmetros da distribuição de Weibull deveria sempre considerar, a priori, a segregação da amplitude etária dos plantios em grupos, avaliando-se separadamente qual a melhor opção em termos de percentual para cada um deles.

4.4.4 Aderência das distribuições

O teste de Kolmogorov-Smirnov aplicado sobre a distribuição de Weibull identificou diferentes padrões de aderência entre os grupos, de acordo com o percentual do diâmetro mínimo considerado. A Figura 4.4 ilustra estes padrões, por percentual e por nível de significância do teste, indicando a proporção de parcelas (%) onde a distribuição de Weibull mostrou-se aderente aos dados observados (resultado do teste não significativo).

Os Grupos 1 e 2 apresentaram um padrão decrescente na proporção de parcelas aderentes, indicando maior aderência nos menores percentuais, reduzindo-se esta à medida que o diâmetro mínimo se aproxima. O nível de significância do teste não modificou o padrão, mas somente elevou a proporção de parcelas aderentes, já que a seleção de um menor erro tipo alfa para o teste implica no aumento do valor do limite de separação entre as hipóteses da nulidade e alternativa, tornando mais difícil encontrar diferenças significativas. Considerando-se o nível de significância de 5%, para o Grupo 1 os percentuais de melhor aderência foram de 0% e 10% e para o Grupo 2 de 0% e 20%.

O Grupo 3 teve um padrão quase constante em termos de proporção de parcelas aderentes à distribuição, com pequenas oscilações para cima ou para baixo. Para o nível de 5% de significância, o melhor percentual em termos de aderência para este grupo foi o de 10%, seguido pelo de 70%. Para o nível de 1%, também ocorreu uma concentração dos melhores percentuais em torno do percentual de 70%.

Para o Grupo 4, o padrão foi inverso ao dos Grupos 1 e 2. Houve aqui uma tendência crescente em aderência, conforme aumenta o valor do percentual do diâmetro mínimo. A proporção de parcelas aderentes foi substancialmente maior neste grupo que nos anteriores. As melhores aderências foram observadas nos percentuais de 90% e 100%.

De maneira geral, a aderência da distribuição de Weibull aos dados das parcelas seguiu um padrão de inversão, com os menores percentuais sendo preferidos nos grupos de idades mais jovens, transicionando para uma preferência pelos maiores percentuais no grupo de idade mais avançada. Ocorre também um meio termo (Grupo 3) onde não existem grandes diferenças entre as aderências observadas para as distribuições com os diferentes percentuais.

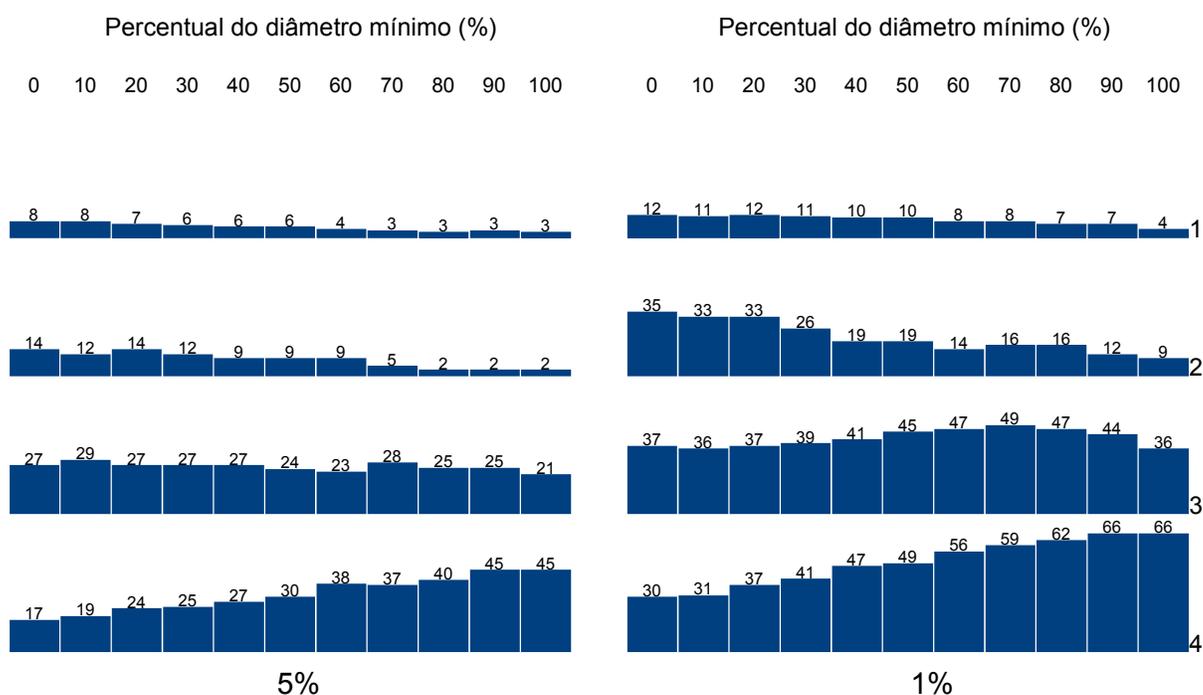


FIGURA 4.4 – PROPORÇÃO DE PARCELAS ADERENTES (%) POR GRUPO E POR NÍVEL DE SIGNIFICÂNCIA DO TESTE DE KOLMOGOROV-SMIRNOV (O NÚMERO DO GRUPO É INDICADO À DIREITA DO GRÁFICO).

A baixa aderência da distribuição pode ter ocorrido como conseqüência do agrupamento em classes. Apesar da metodologia empregada para determinação do melhor tamanho de classe ser baseada em técnicas estatísticas e ter indicado quatro grupos fundamentais, cada qual com tamanhos de classe diamétrica distintos, ela não foi suficiente para garantir boas aderências. Entretanto, esta metodologia inseriu critérios estatísticos na definição do tamanho de classe, eliminando parte da subjetividade do processo.

O aumento do tamanho de classe em cada grupo ou o uso de um tamanho de classe único para todas as idades, grande o suficiente para melhorar a aderência,

prejudicaria as menores idades, já que isto originaria um menor número de classes devido à menor amplitude diamétrica presente.

A variabilidade diamétrica encontrada em povoamentos seminais também originou histogramas de frequência bastante irregulares. Esta é uma característica muito menos expressiva em povoamentos clonais, onde a variação entre árvores exclui o componente genético. Nos povoamentos seminais, falhas, mortalidade natural e árvores dominadas ou supressas liberam espaço para que as árvores circundantes tenham um desenvolvimento maior, aumentando a variância dos diâmetros, e contribuindo para uma maior irregularidade dos histogramas de frequências.

Nos Grupos 1, 2 e 3 (Figura 4.5) ocorreram ora picos ora lacunas de frequência, prejudicando grandemente a aderência da distribuição, mesmo nos percentuais de melhor resultado. Foram nestes pontos do histograma observado onde ocorreram as maiores diferenças, avaliadas como significativas pelo teste de Kolmogorov-Smirnov. No Grupo 4 os picos e lacunas foram menos expressivos, o que foi constatado pela maior aderência nos percentuais deste grupo.

Estes picos, lacunas ou aparência levemente bimodal dos histogramas de frequências observadas também podem em alguns casos ter-se originado de replantios tardios, realizados quando as mudas replantadas já não têm as mesmas condições de crescimento das plantas já estabelecidas. Isso resultaria em árvores dominadas, porém vivas, que permanecem no talhão e vem para somar nas frequências dos diâmetros menores. Caso a floresta do plantio inicial evolua em sua estrutura diamétrica e avance em direção às classes maiores, e visto que os povoamentos não seriam submetidos a desbastes, estas árvores dominadas originariam picos de frequência nas menores classes, prejudicando a aderência da distribuição como um todo e aumentando o erro de estimativa em cada classe.

Como observado em alguns dos poucos exemplos apresentados na Figura 4.5, a distribuição de Weibull seguiu com certa proximidade o histograma de frequências observado. O fato prejudicial ao teste de aderência foi exatamente as classes discrepantes, para mais ou para menos. Apesar de boa parte das demais classes apresentar frequências observadas e estimadas próximas, as diferenças entre elas nos picos e lacunas tornaram toda a distribuição estatisticamente não aderente.

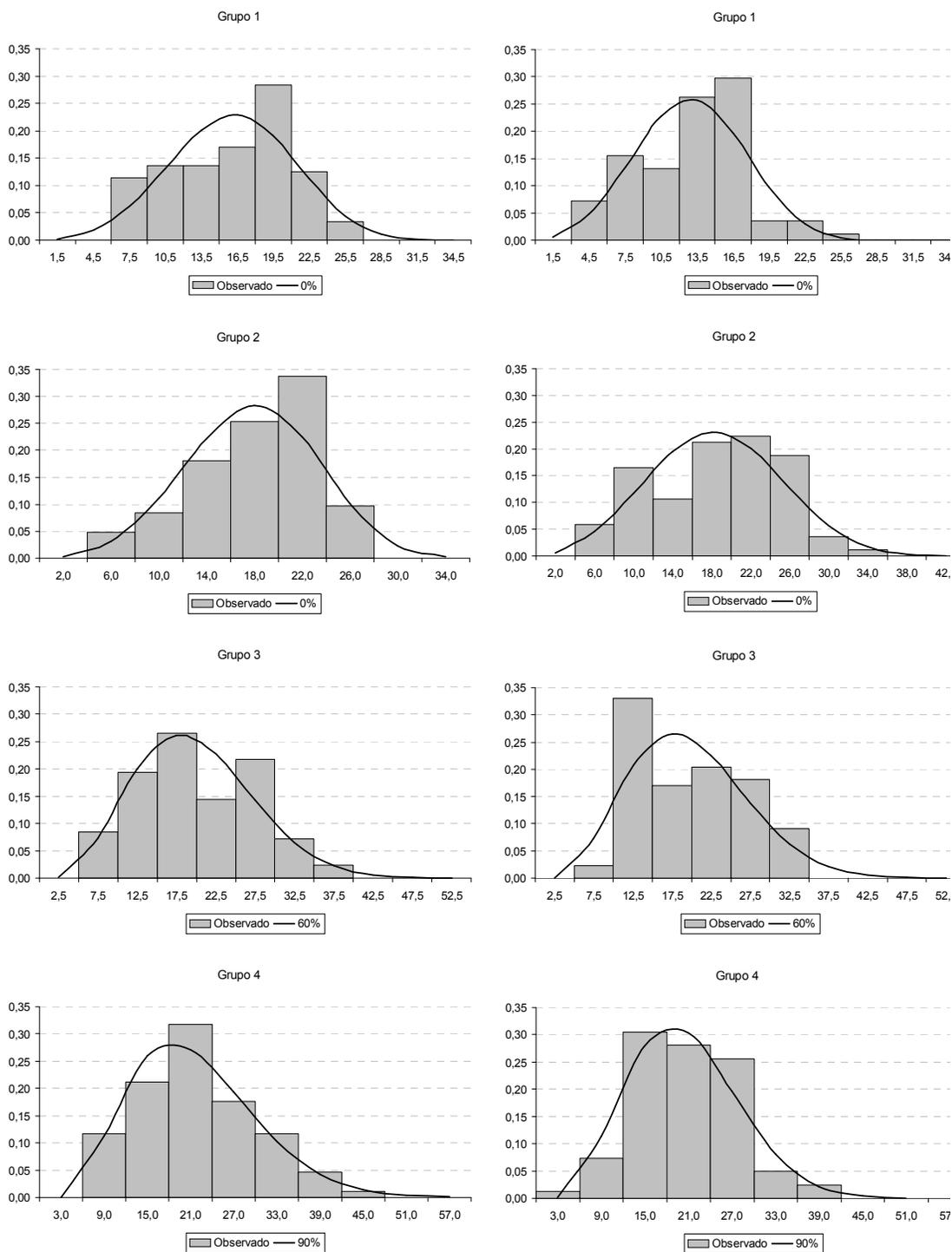


FIGURA 4.5 – EXEMPLOS DE HISTOGRAMAS DE FREQUÊNCIAS OBSERVADAS POR GRUPO VERSUS A DISTRIBUIÇÃO DE WEIBULL CORRESPONDENTE AO PERCENTUAL DE MELHOR RESULTADO (FREQUÊNCIAS APRESENTADAS NAS ORDENADAS E CLASSES DE DIÂMETRO, EM CENTÍMETROS, NAS ABSCISSAS).

4.4.5 Erro padrão da estimativa

O erro padrão da estimativa em percentagem para o número de árvores nas classes de diâmetro também diferiu de padrão em função dos percentuais dentro de cada grupo (Tabela 4.5).

Para os Grupos 1 e 2 houve a tendência de aumento do erro padrão com o aumento do percentual considerado. Dessa forma, para as idades entre 2 e 9 anos, ao aproximar-se o valor do parâmetro de locação do diâmetro mínimo amostrado, espera-se que a recuperação dos parâmetros da distribuição de Weibull pelo Método dos Momentos seja cada vez mais prejudicada e ocorram erros cada vez maiores na estimativa do número de árvores em cada classe de diâmetro.

O Grupo 3 teve um comportamento diferente com relação ao erro padrão. Ocorreu um aumento abrupto do erro do percentual de 0% para o de 10% do diâmetro mínimo, reduzindo o valor deste com o aumento dos percentuais. Esta redução ocorre até o percentual 80%, onde a tendência se inverte e o erro aumenta. Apesar de ocorrer a formação de um “vale” com um ponto de mínimo erro padrão neste grupo ao redor de 80%, o percentual de melhor desempenho, considerando-se somente o erro padrão da estimativa, foi de 0% do diâmetro mínimo. A existência deste ponto de mínimo sugere o início da ocorrência de uma transição entre a Weibull de dois e a de três parâmetros, já sendo razoável a consideração do parâmetro de locação na modelagem em idades entre 9 e 13 anos.

O Grupo 4 apresenta tendência semelhante ao Grupo 3, com exceção de não possuir o ponto de mínimo. Houve aumento abrupto no erro padrão entre os percentuais de 0% e 10%, reduzindo-se até atingir o valor mínimo de erro, quando o parâmetro de locação estimado é exatamente igual ao diâmetro mínimo amostrado (percentual de 100%). Esta constatação confirma a importância do uso do diâmetro mínimo ou seus percentuais na modelagem da estrutura de povoamentos com idades avançadas, neste caso entre 13 e 18 anos.

Considerando-se todos os percentuais reunidos, os grupos mostraram a tendência de redução do erro padrão da estimativa com o aumento da idade. O erro médio foi maior no Grupo 1 (55,7%), decrescendo para os Grupos 2 (44,3%), 3 (39,3%) e 4 (35,9%).

TABELA 4.5 – VALORES DE ERRO PADRÃO DA ESTIMATIVA EM PERCENTAGEM PARA OS PERCENTUAIS DO DIÂMETRO MÍNIMO DENTRO DE CADA GRUPO DE IDADE.

Percentual	Erro padrão para os grupos (%)			
	1	2	3	4
0	45,6	38,3	37,3	36,8
10	52,4	42,8	41,2	40,4
20	53,1	43,0	40,7	39,4
30	53,8	43,3	40,1	38,4
40	54,7	43,6	39,6	37,3
50	55,6	44,1	39,2	36,3
60	56,7	44,6	38,8	35,2
70	57,9	45,3	38,6	34,1
80	59,3	46,1	38,5	33,1
90	60,8	47,3	38,9	32,3
100	62,6	48,7	39,8	32,0
Média	55,7	44,3	39,3	35,9

Os valores de erro médios foram bastante elevados em todos os grupos de idade. A exemplo do que ocorreu com a aderência, os picos e lacunas presentes nos histogramas de freqüência observados contribuíram para aumentar o erro padrão da estimativa por classe de diâmetro.

4.4.6 Variação dos parâmetros por percentual

Uma mudança nos valores do parâmetro de locação ocasionada pela alteração dos percentuais do diâmetro mínimo aplicados originou também mudanças nos valores dos parâmetros de escala e de forma.

O valor do parâmetro de escala foi influenciado pelo percentual do diâmetro mínimo aplicado, mostrando que a recuperação dos parâmetros da distribuição foi influenciada pelos diferentes parâmetros de locação gerados. O parâmetro de escala pareceu ter seu valor reduzido com o aumento do percentual do diâmetro mínimo, de modo linear e proporcional (Figura 4.6), sendo que esta tendência linear foi observada em todos os grupos de idade.

O coeficiente de correlação, para um modelo linear simples ajustado à relação, apresentou variação entre os grupos, crescendo em valor absoluto com o aumento da idade. Este coeficiente teve valores de moderados a altos entre os grupos, com $-0,55$ para o Grupo 1, $-0,67$ para o Grupo 2, $-0,72$ para o Grupo 3 e $-0,82$ para o Grupo 4. Esta tendência de aumento observada na correlação entre o percentual com o parâmetro de escala sugere novamente que o uso de um parâmetro de locação não nulo tem a importância aumentada à medida que a idade do povoamento aumenta, tendo como exemplo as correlações mais fortes, observadas para os Grupos 3 e 4.

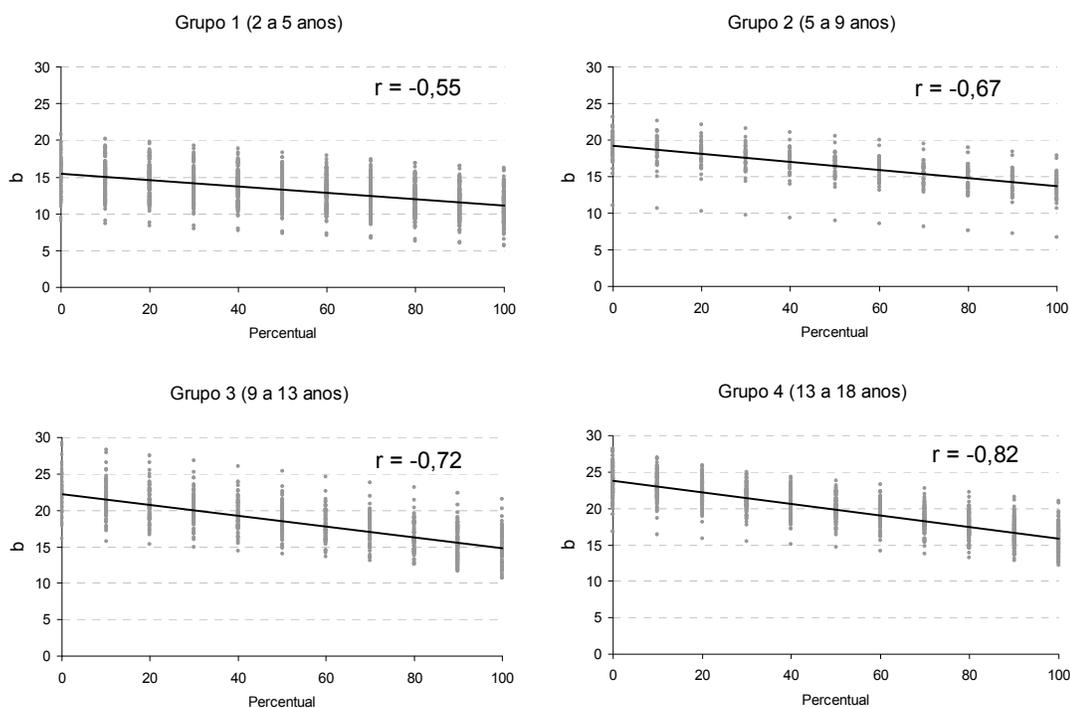


FIGURA 4.6 – VARIAÇÃO DO PARÂMETRO DE ESCALA EM FUNÇÃO DO PERCENTUAL DO DIÂMETRO MÍNIMO APLICADO.

A tendência de redução de valor com o aumento do percentual também foi observada para o parâmetro de forma, sendo esta também linear e para todos os grupos de idade (Figura 4.7).

Os coeficientes de correlação também aumentaram em valor absoluto com o aumento da idade, com $-0,47$ para o Grupo 1, $-0,53$ para o Grupo 2, $-0,56$ para o Grupo 3 e $-0,71$ para o Grupo 4. Estes valores de correlação indicam que o percentual do diâmetro mínimo afeta de uma forma menos expressiva o parâmetro

de forma que o parâmetro de escala, embora ambos sejam alterados com a alteração do parâmetro de localização.

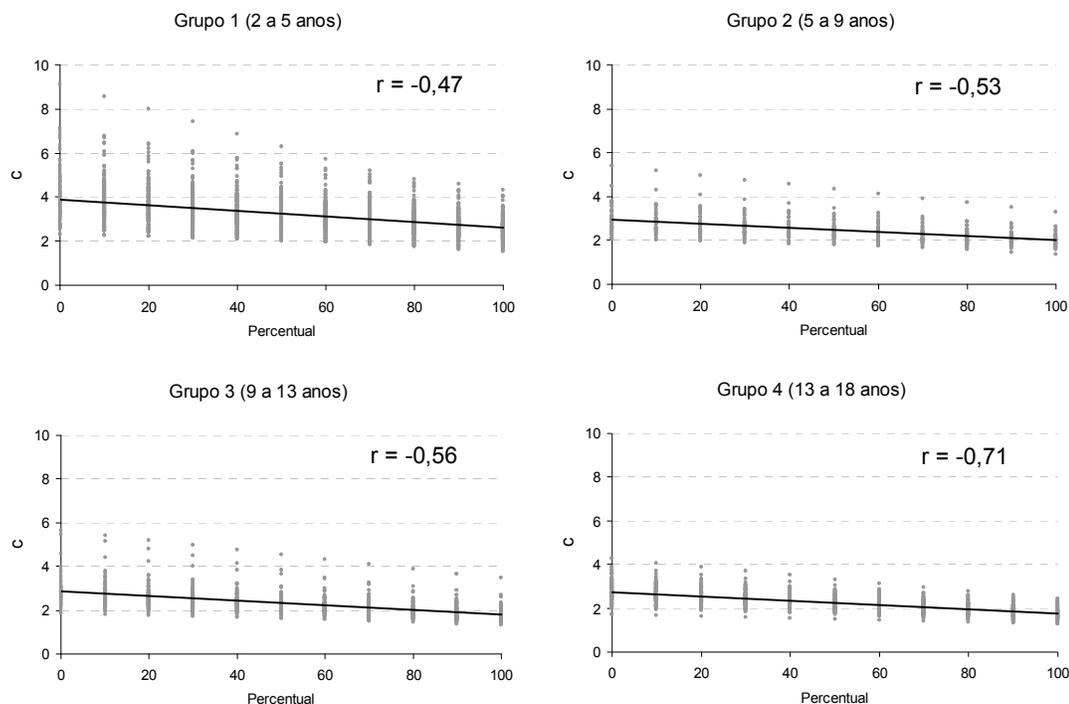


FIGURA 4.7 – VARIÇÃO DO PARÂMETRO DE FORMA EM FUNÇÃO DO PERCENTUAL DO DIÂMETRO MÍNIMO APLICADO.

4.5 CONCLUSÕES

A técnica aplicada para definição do tamanho das classes de diâmetro identificou como melhores amplitudes as de 3, 4, 5 e 6 cm, respectivamente para os Grupos 1 (2 a 5 anos), 2 (5 a 9 anos), 3 (9 a 13 anos) e 4 (13 a 18 anos).

O Método da Bisseção mostra bom desempenho para a estimativa do parâmetro de forma, pelo Método dos Momentos.

Para a técnica do percentual do diâmetro mínimo, os percentuais de melhor resultado são 0% para os Grupos 1 e 2, 60% para o Grupo 3 e 90% para o Grupo 4.

A influência do diâmetro mínimo na qualidade do ajuste da distribuição é maior com o aumento da idade.

Os valores de erro padrão médio encontrados por grupo são elevados e os valores de aderência para todos os percentuais em todos os grupos são baixos.

Aspectos silviculturais e o material genético seminal contribuíram para a irregularidade dos histogramas de frequência diamétrica, ocasionando estes efeitos.

5 PREDIÇÃO DO PARÂMETRO DE LOCAÇÃO DA DISTRIBUIÇÃO DE WEIBULL POR REGRESSÃO: RELAÇÃO COM OS ATRIBUTOS DO POVOAMENTO

5.1 INTRODUÇÃO

A análise de regressão é uma ferramenta essencial em estudos onde relações quantitativas devem ser desenvolvidas, permitindo reunir os efeitos aditivos de diversas variáveis independentes para potencializar as estimativas, sendo que modelos lineares geralmente são preferidos devido à simplicidade de ajuste e manipulação. Mas com o desenvolvimento dos *hardwares* e, em seqüência, dos *softwares*, surgiu a disponibilidade no mercado de um sem fim de pacotes estatísticos que têm implementados os mais diversos métodos de análise. Isto quebrou uma barreira importante na pesquisa florestal, possibilitando a evolução e o emprego de técnicas matemáticas e estatísticas antes pouco conhecidas ou por demais trabalhosas de serem implementadas. Assim, os modelos não-lineares passaram a difundir-se no meio florestal de maneira tão comum quanto os lineares, sendo que hoje o uso de qualquer que seja baseia-se apenas na intuição do pesquisador.

O uso dos percentuais do diâmetro mínimo na estimativa do parâmetro de locação da distribuição de Weibull fundamentava-se implicitamente numa simples relação linear. Generalizando-se esta idéia, pode-se expandí-la para as outras variáveis do povoamento, de maneira a atingir duas metas: (1) fortalecer as estimativas, reduzindo seu erro e (2) eliminar a subjetividade da escolha dos percentuais, utilizando-se para tal, da análise de regressão.

Ao mesclar a recuperação dos parâmetros b e c pelo Método dos Momentos com a predição do parâmetro a por meio de relações funcionais, obtém-se um método híbrido de ajuste da Weibull, cuja flexibilidade na estimativa do parâmetro de locação é muito maior que aquela apresentada pelos percentuais do diâmetro mínimo, o que, em tese, poderia garantir estimativas melhores. O ajuste da distribuição também se torna dinâmico no tempo, quer se inclua ou não a variável idade na modelagem, pois a mudança nos atributos do povoamento também ocorre devido ao efeito cronológico.

Dessa forma, a aplicação da modelagem estatística ao parâmetro de locação da distribuição de Weibull em vez de percentuais do diâmetro mínimo amostral

passaria a ser um passo à frente na simulação da estrutura diamétrica de povoamentos a partir desta distribuição.

5.2 OBJETIVO

O objetivo deste capítulo é utilizar os atributos do povoamento para estimativa do parâmetro de locação da distribuição de Weibull, por meio da análise de regressão.

5.3 MATERIAIS E MÉTODOS

5.3.1 Dados utilizados

Foram utilizados dois conjuntos de dados neste capítulo, com o intuito de evitar a influência dos dados de ajuste dos modelos sobre os dados de aplicação.

O primeiro conjunto corresponde aos dados de aplicação da técnica de estimativa do parâmetro a via análise de regressão, sendo estes os mesmos dados de aplicação dos outros Capítulos, composto por 399 parcelas.

O segundo conjunto consiste de 213 parcelas de Inventário Florestal Contínuo (IFC) em plantios seminais de *Eucalyptus grandis* não desbastados, com área variando de 500 a 750 m². Este conjunto foi utilizado somente para o ajuste dos modelos estimadores do parâmetro de locação da distribuição de Weibull e é independente do primeiro conjunto. Os dados referentes a estas parcelas também foram cedidos pela empresa Klabin SA – Unidade Florestal de Monte Alegre, sediada em Telêmaco Borba, PR.

A amplitude etária e biométrica deste conjunto de ajuste dos modelos é bastante próxima da amplitude dos dados de avaliação, como visto na Tabela 5.1. Estes dados, então, foram utilizados para ajuste dos modelos estimadores do parâmetro a da distribuição de Weibull.

TABELA 5.1 – AMPLITUDE DAS VARIÁVEIS DO SEGUNDO CONJUNTO DE DADOS.

Variável	Mínimo	Médio	Máximo
Idade	2,6	8,4	17,1
D _{min}	1,3	5,3	11,5
D _{med}	9,9	17,2	25,0
D _g	10,3	18,2	26,9
D _{max}	15,6	30,7	53,5
S _{DAP}	2,2	6,1	11,3
H _{min}	1,5	8,4	20,7
H _{med}	9,9	23,6	36,0
H _{max}	12,8	34,7	55,1
G/ha	9,5	33,5	61,1
N/ha	736	1238	2096

Idade – idade do povoamento (anos); D_{min}, D_{med}, D_g, D_{max} – diâmetros mínimo, médio, quadrático e máximo (cm); S_{DAP} – desvio padrão dos diâmetros (cm); H_{min}, H_{med}, H_{max} – alturas mínima, média e máxima (m); G/ha – área basal (m²/ha); N/ha – número de árvores por hectare.

5.3.2 Estimativa dos parâmetros da Weibull

Primeiramente, foi necessária a estimativa dos parâmetros da Weibull para cada talhão do banco de dados utilizado na análise de regressão, visando obter uma estimativa do parâmetro a que servisse como variável dependente a ser associada aos atributos destes talhões. Para tal, o parâmetro a deveria ser estimado de modo simultâneo aos parâmetros b e c , sendo que o Método dos Momentos do modo como descrito no item 4.3.3 não poderia ser empregado, pois exige que o parâmetro a seja conhecido de início. Assim, foi necessário o uso de outro método de obtenção dos parâmetros desta distribuição.

Foi então empregada uma variação do Método dos Momentos, utilizada também por Prado *et al.* (1993) e Scolforo (1995), citados por Arce (2004). O método estima simultaneamente os parâmetros a , b e c , de maneira muito semelhante ao método aplicado neste estudo.

Inicialmente, é estimado o parâmetro c através de técnica iterativa, resolvendo para c a relação funcional [1]. A técnica iterativa utilizada foi o Método da Bisseção.

$$d_g^2 = \bar{d}^2 + (\bar{d} - d_{\min})^2 \cdot \frac{\left[\frac{\Gamma\left(1 + \frac{2}{c}\right)}{\Gamma\left(1 + \frac{1}{c}\right)^2} \right] - 1}{\left[1 - \left(\frac{1}{n}\right)^{\left(1 + \frac{1}{c}\right)} \right]^2} \quad [1]$$

Onde: d_g : diâmetro quadrático médio;
 \bar{d} : diâmetro médio aritmético;
 d_{\min} : diâmetro mínimo;
 Γ : função gama;
 n : número de árvores por hectare;

Encontrada uma estimativa para o parâmetro c , as estimativas dos parâmetros b e a podem ser facilmente realizadas pelas relações [2] e [3], respectivamente.

$$b = \left[\frac{\bar{d} - d_{\min}}{\Gamma\left(1 + \frac{1}{c}\right)} \right] \cdot \left[1 - \frac{1}{n^{\left(1 + \frac{1}{c}\right)}} \right] \quad [2]$$

$$a = \frac{\bar{d} - (d_g - d_{\min})}{\left[1 - \frac{1}{n^{\left(1 + \frac{1}{c}\right)}} \right]} \quad [3]$$

De posse dos parâmetros estimados para a distribuição de Weibull, principalmente do parâmetro a , procedeu-se à junção destes aos atributos do povoamento, formando o banco de dados utilizado na análise de regressão.

5.3.3 Análise exploratória dos dados

Antes de se proceder qualquer análise, procedimentos estatísticos descritivos foram aplicados, com o objetivo de conhecer as características do banco de dados utilizado.

Iniciou-se pela montagem de gráficos de dispersão (*scatterplots*) entre as estimativas do parâmetro a e as diferentes variáveis do povoamento. Baseando-se na análise visual destes *scatterplots*, formularam-se diferentes transformações e combinações entre os atributos do povoamento, buscando-se evitar esforços desnecessários aplicados no teste de variáveis não promissoras.

Posteriormente, já definidas as variáveis e transformações a serem utilizadas, procedeu-se a construção da matriz de correlação entre as variáveis independentes e a estimativa do parâmetro a da Weibull, na forma pura e logaritmizada. Esta etapa permitiu a filtragem das variáveis independentes realmente influentes das variáveis pouco importantes neste processo.

5.3.4 Equação de sítio utilizada

A equação de sítio utilizada para estimativa da capacidade produtiva das parcelas do conjunto de dados é baseada no modelo de Chapman-Richards, aplicada em plantios seminais de *Eucalyptus grandis* da empresa. No momento do ajuste, este modelo apresentou coeficiente de determinação ajustado (R^2_{aj}) de 0,9354 e erro padrão da estimativa ($Sy_x\%$) de 8,87%. A distribuição dos resíduos de estimativa foi satisfatória (Figura 5.1).

$$S = H_{dom} \left[\frac{(1 - e^{-0,08757378 I_{ref}})}{(1 - e^{-0,08757378 I})} \right]^{0,76863741} \quad [4]$$

Onde: S : índice de sítio;
 I : idade atual (anos);
 I_{ref} : idade de referência (7 anos);
 H_{dom} : altura dominante na idade atual (m).

A idade de referência adotada para o cálculo do sítio foi de 7 anos, por situar-se próxima à idade de rotação mais freqüente praticada na empresa.

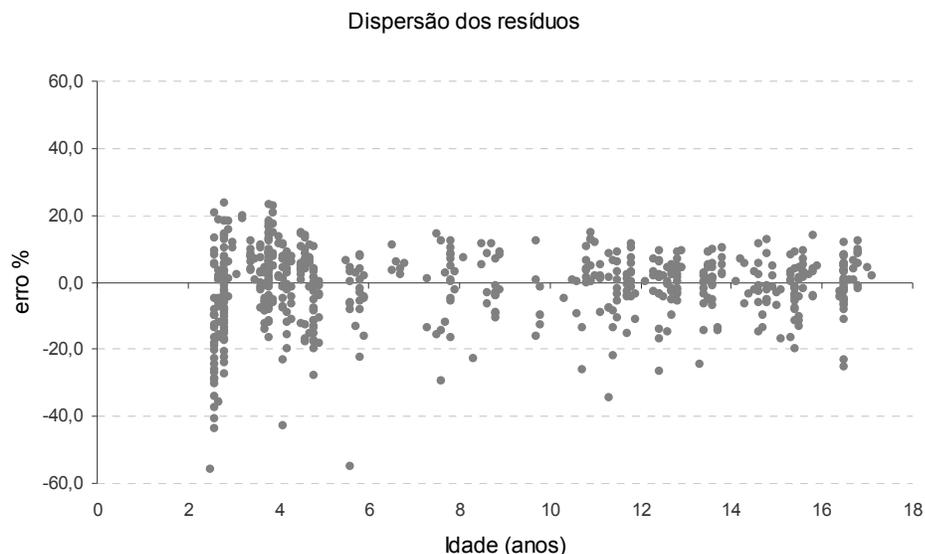


FIGURA 5.1 – DISPERSÃO DOS RESÍDUOS DO MODELO DE SÍTIO UTILIZADO.

5.3.5 Relação hipsométrica

Devido a razões operacionais e de custo, a mensuração da variável altura total em cada parcela é realizada mediante a sub-amostragem das 10 primeiras árvores e de suas árvores dominantes. Este procedimento de campo exigiu a montagem de equações hipsométricas genéricas estimadoras das alturas totais faltantes. Os modelos testados para tais relações encontram-se na Tabela 5.2.

Os dados utilizados nesta abordagem consistiam de 9.026 pares de valores de diâmetro e altura, associados às demais variáveis independentes necessárias para a representação da idade, densidade ou capacidade produtiva.

Foram testados 11 modelos hipsométricos genéricos, sendo 9 deles lineares e 2 não-lineares. Os modelos foram ajustados utilizando-se as rotinas *Proc Reg* (lineares) e *Proc Nlin* (não-lineares). A seleção do melhor modelo seguiu os critérios: (1) gráfico de resíduos, (2) erro padrão da estimativa e (3) coeficiente de determinação ajustado.

TABELA 5.2 – MODELOS HIPSSOMÉTRICOS GENÉRICOS TESTADOS PARA ESTIMATIVA DAS ALTURAS TOTAIS NÃO MEDIDAS DOS CONJUNTOS DE DADOS.

Modelo	Relação funcional
M01	$\ln h = \beta_0 + \beta_1 \frac{1}{dap} + \beta_2 \frac{1}{l} + \beta_3 \frac{1}{dap l}$
M02	$h = \frac{dap^2}{\beta_0 + \beta_1 dap + \beta_2 dap^2 + \beta_3 dap l}$
M03	$h = \beta_0 + \beta_1 dap + \beta_2 dap^2 + \beta_3 H_{dom}$
M04	$h = \beta_0 + \beta_1 dap + \beta_2 H_{dom} + \beta_3 l + \beta_4 dap^2 + \beta_5 l^2$
M05	$\ln h = \beta_0 + \beta_1 \ln H_{dom} + \beta_2 \ln \left(\frac{d_g}{dap} \right) + \beta_3 \frac{1}{dap l} + \beta_4 \frac{1}{dap}$
M06	$\ln h = \beta_0 + \beta_1 H_{dom} + \beta_2 \frac{1}{dap} + \beta_3 \ln \left(\frac{N}{dap l} \right) + \beta_4 \frac{1}{dap l}$
M07	$\ln h = \beta_0 + \beta_1 H_{dom} + \beta_2 N + \beta_3 \frac{1}{l} + \beta_4 \frac{1}{dap}$
M08	$\ln h = \beta_0 + \beta_1 \ln H_{dom} + \beta_2 \frac{1}{l} + \beta_3 \ln(N dap) + \beta_4 \frac{1}{dap l}$
M09	$h = \beta_0 + \beta_1 dap + \beta_2 dap^2 + \beta_3 dap H_{dom}$
M10	$h = H_{dom} e^{\beta_1 \left(\frac{1}{dap} - \frac{1}{D_{dom}} \right)}$
M11	$h = H_{dom} \left(1 + \beta_1 e^{\beta_2 H_{dom}} \right) \left(1 - e^{-\beta_3 \frac{dap}{H_{dom}}} \right)$

Fonte: M01-M05 – Barros *et al.* (2002); M06-M09 – Bartoszeck *et al.* (2002); M10-M11 – Tomé *et al.* (2007).

5.3.6 Modelos testados para estimativa do parâmetro de locação

Como o parâmetro de locação da Weibull relaciona-se com o diâmetro mínimo do povoamento, modelos da literatura florestal utilizados para estimar este diâmetro foram testados, modificando-se apenas a variável dependente, que agora passa a figurar como o parâmetro a da distribuição (Tabela 5.3).

TABELA 5.3 – MODELOS TESTADOS PARA ESTIMATIVA DO PARÂMETRO DE LOCAÇÃO.

Modelo	Relação funcional
Log01	$a = \beta_1 d_{\min}$
Log02	$a = \beta_0 + \beta_1 d_{\min}$
Log03	$a = \beta_0 + \beta_1 d_{\min} + \beta_2 d_{\min}^2$
Log04	$\ln a = \beta_0 + \beta_1 \ln d_{\min}$
Lit01	$\ln a = \beta_0 + \beta_1 \sqrt{d_g} + \beta_2 \frac{1}{\sqrt{N}} + \beta_3 \frac{1}{I H_{dom}}$
Lit02	$a = \beta_0 + \beta_1 \bar{d} + \beta_2 H_{dom} + \beta_3 \sqrt{s^2} + \beta_4 \ln G + \beta_5 I$
Lit03	$\ln a = \beta_0 + \beta_1 \frac{1}{I} + \beta_2 \ln H_{dom} + \beta_3 \ln G + \beta_4 \ln N$
Lit04	$a = \beta_0 + \beta_1 \ln I + \beta_2 \ln H_{dom} + \beta_3 \ln N$
Lit05	$\ln a = \beta_0 + \beta_1 \sqrt{\frac{10.000}{N}} \frac{1}{H_{dom}} + \beta_2 \ln N + \beta_3 \ln H_{dom} + \beta_4 \frac{1}{I}$
Lit06	$a = \beta_0 + \beta_1 \bar{d} H_{dom}$
Lit07	$\ln a = \beta_0 + \beta_1 \sqrt{\frac{G 40.000}{\pi N}} + \beta_2 \frac{1}{\sqrt{N}} + \beta_3 \frac{1}{I H_{dom}}$
Lit08	$\ln a = \beta_0 + \beta_1 H_{dom} + \beta_2 N$
Lit09	$\ln a = \beta_0 + \beta_1 I + \beta_2 \frac{H_{dom}}{I} + \beta_3 N$
Lit10	$a = \beta_0 + \beta_1 H_{dom} + \beta_2 \frac{H_{dom}}{I}$
Lit11	$a = \beta_0 + \beta_1 H_{dom} + \beta_2 I N + \beta_3 \frac{H_{dom}}{N} + \beta_4 d_g I$
Lit12	$a = \beta_0 + \beta_1 \ln I + \beta_2 \frac{1}{H_{dom}} + \beta_3 \ln N$
Lit13	$a = \beta_0 + \beta_1 I + \beta_2 H_{dom} + \beta_3 \frac{1}{N}$
Lit14	$a = \beta_0 + \beta_1 H_{dom} + \beta_2 \frac{H_{dom}}{N}$
Lit15	$a = \beta_0 + \beta_1 d_{\min} + \beta_2 \bar{d} + \beta_3 H_{dom} + \beta_4 I$
Stw01	A definir
Stw02	A definir

Esta premissa inicial de alteração na variável dependente baseia-se na hipótese de que um modelo capaz de simular o diâmetro mínimo do povoamento também seria capaz de simular as frações deste diâmetro com resultados semelhantes. Assim, foi testada uma gama de modelos de predição tanto lineares quanto não-lineares, apresentados na Tabela 5.3.

Os modelos do grupo *Log* correspondem a modelos lógicos, baseados na simples relação linear entre o parâmetro a e o diâmetro mínimo amostral, tal qual a técnica dos percentuais do diâmetro mínimo, embora mais flexibilizada. Os modelos do grupo *Lit* são compostos pelos modelos citados em literatura para estimativa do diâmetro mínimo do povoamento.

Outra abordagem na modelagem do parâmetro a foi a montagem de relações lineares com as variáveis independentes definidas a partir da análise exploratória, utilizando-se da técnica de seleção de variáveis *stepwise*. A implementação desta técnica de modelagem foi feita por meio do pacote *SAS 9.1*, por meio da rotina *Proc Reg*. Os modelos selecionados pelo processo *stepwise* foram denominados *Stw01* e *Stw02*, sendo um utilizando como variável dependente o parâmetro a e outro a sua versão logaritmizada, $\ln a$.

5.3.7 Critérios de seleção do melhor modelo

Os critérios adotados para a seleção dos melhores modelos foram os usualmente utilizados na área florestal, sendo eles, em ordem de observância adotada: (1) gráfico de resíduos, (2) erro padrão da estimativa, (3) coeficiente de determinação ajustado e (4) simplicidade do modelo.

5.3.8 Aplicação do modelo selecionado

Selecionado o melhor modelo, este foi aplicado aos dados dos talhões para estimativa do parâmetro de locação da Weibull. A metodologia seguida para recuperação dos parâmetros b e c foi a mesma apresentada no item 4.3.3, pelo Método dos Momentos. A única variação neste caso foi a forma de estimativa do parâmetro a , via regressão ao invés de via percentual do diâmetro mínimo.

Os critérios de avaliação da qualidade do ajuste da distribuição de Weibull foram o teste de aderência de Kolmogorov-Smirnov e o erro padrão da estimativa, da mesma forma como descritos no item 4.3.3.

5.4 RESULTADOS E DISCUSSÃO

5.4.1 Análise exploratória dos dados

A matriz de correlação entre as variáveis dependentes a e $\ln a$ e as demais variáveis do conjunto de dados revelou a presença de associações fracas a moderadas de maneira geral, com algumas exceções (Tabela 5.4).

TABELA 5.4 – MATRIZ DE CORRELAÇÃO DAS VARIÁVEIS DEPENDENTES COM AS PRINCIPAIS VARIÁVEIS INDEPENDENTES PRESENTES NO CONJUNTO DE DADOS.

Variável	Variável dependente	
	a	$\ln a$
a	1,00	-
$\ln a$	0,94	1,00
idade	0,47	0,47
sítio	-0,05	0,00
dmin	0,96	0,92
dmed	0,64	0,63
dg	0,58	0,58
ddom	0,43	0,44
dmax	0,41	0,42
sd	0,19	0,21
hmin	0,86	0,83
hmed	0,53	0,54
hdom	0,44	0,45
hmax	0,43	0,44
sh	0,13	0,15
G/ha	0,51	0,52
N/ha	-0,26	-0,21

A melhor correlação observada entre o parâmetro de locação ou mesmo sua forma logaritimizada foi com o diâmetro mínimo amostrado (0,96 e 0,92, respectivamente), evidenciando o quão próxima está a relação entre estas variáveis. O gráfico de dispersão entre estas variáveis (Figura 5.2) mostrou a forte tendência linear entre elas, indicando que o método de estimativa do parâmetro de locação aplicado neste capítulo (PRADO *et al.*, 1993, citado por ARCE, 2004) baseado no Método dos Momentos conserva o conceito de linearidade enraizado na estimativa deste parâmetro através dos percentuais do diâmetro mínimo. Desta forma, o diâmetro mínimo configurou como um excelente candidato em relações estimadoras do parâmetro de locação.

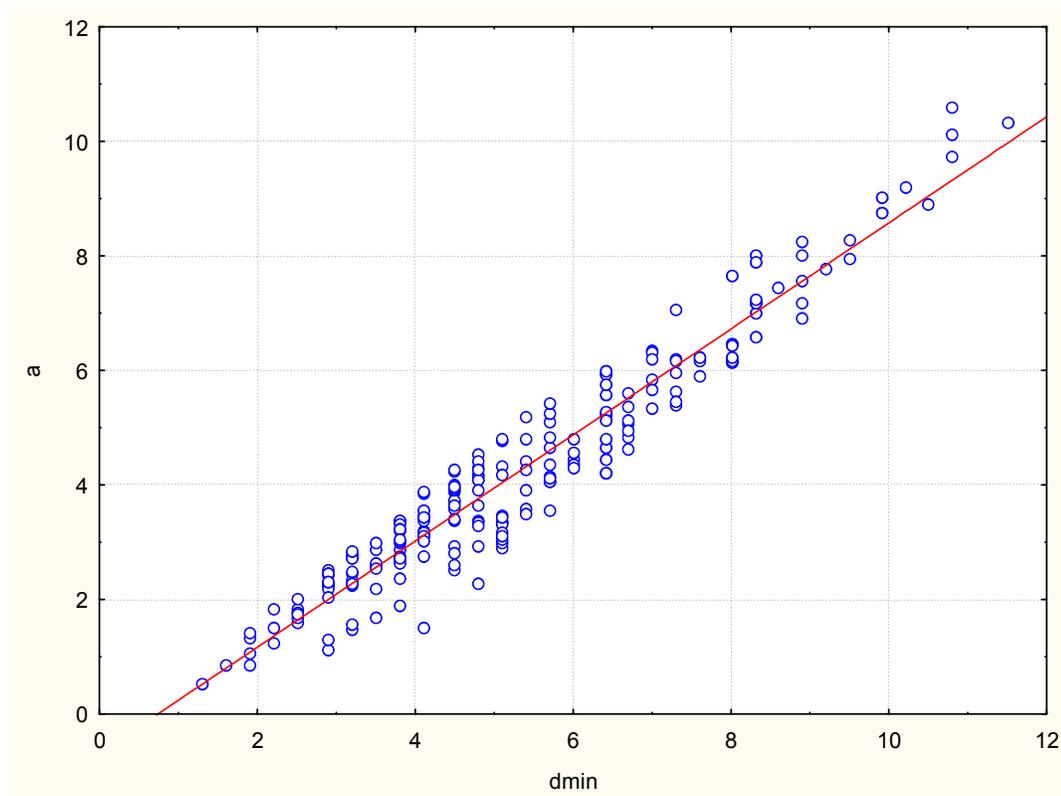


FIGURA 5.2 – SCATTERPLOT ENTRE O PARÂMETRO DE LOCAÇÃO E O DIÂMETRO MÍNIMO AMOSTRADO.

Correlações moderadas foram identificadas entre o parâmetro de locação e as variáveis diâmetro médio (0,64 e 0,63), diâmetro quadrático (0,58), altura média (0,53 e 0,54) e área basal (0,51 e 0,52). Estas variáveis descritoras, de fácil obtenção, também configuraram como adequadas em relações lineares estimadoras

do parâmetro a . Isto sugere que a evolução cronológica das principais variáveis médias do povoamento acompanha positivamente a evolução do parâmetro de locação, apesar da correlação com a variável idade ter-se mostrado moderada (0,47). Possivelmente esta correlação reduzida com a idade deveu-se parte às diferentes densidades de plantio presentes no conjunto de dados e parte às diferentes capacidades produtivas encontradas. Visto que as variáveis médias citadas incorporam em si os efeitos da densidade e do sítio, elas tenderiam a tornar-se melhores correlacionadas com o parâmetro de locação do que a própria idade do povoamento. A dispersão dos valores de a em função da idade (Figura 5.3) ilustra a fraca tendência existente entre estas duas variáveis.

A Figura 5.3, conhecida como representação de draftsman, sintetiza a relação entre algumas das principais variáveis utilizadas. Onde variáveis diferentes se encontram é apresentado o diagrama de dispersão de seus pares de valores. Onde a variável se encontra com ela mesma, um histograma de freqüências é mostrado. Em cada coluna a variável (identificada pelo histograma de freqüências) encontra-se no eixo das abscissas. Em cada linha esta mesma variável encontra-se no eixo das ordenadas. Destaque pode ser dado à primeira linha, que relaciona o parâmetro de locação (a), no eixo das ordenadas, às demais variáveis, no eixo das abscissas.

Para o conjunto de dados em estudo, o parâmetro de locação não apresentou nenhuma correlação com a variável sítio, de -0,05 e 0,00 (Tabela 5.4). Entretanto, a variável altura dominante apresentou correlação moderada, de 0,44 e 0,45, como evidenciado no gráfico de dispersão destas variáveis. Esta constatação pode ter se originado do fato da variável altura dominante ter seu valor alterado em função da idade, assim como o parâmetro de locação, o que não acontece com a variável sítio. O sítio é representado numa única idade, a idade índice, reunindo povoamentos que, embora no mesmo sítio, possuem idades diferentes e conseqüentemente parâmetros de locação diferentes, eliminando a correlação.

A correlação baixa entre o desvio padrão dos diâmetros (0,19 e 0,21) e das alturas (0,13 e 0,15) e o parâmetro a indica que este último não se relaciona com a variabilidade na estrutura do povoamento. Isto possui aceitação lógica, já que o parâmetro de locação da Weibull reflete o início da distribuição, independente dos parâmetros de escala e forma, que afetariam de maneira mais significativa a

variabilidade. A correlação bastante fraca encontrada com o desvio padrão dos diâmetros surge também no gráfico de dispersão.

Ocorreram também correlações baixas e negativas com a variável número de árvores por hectare (-0,26 e -0,21), indicando que a densidade de plantio influencia pouco o parâmetro de locação no caso estudado, sendo que permanece, mesmo que fracamente, a tendência lógica de que um maior número de árvores por hectare acarreta em valores menores para o diâmetro mínimo e, conseqüentemente, para este parâmetro, já que são fortemente correlacionados.

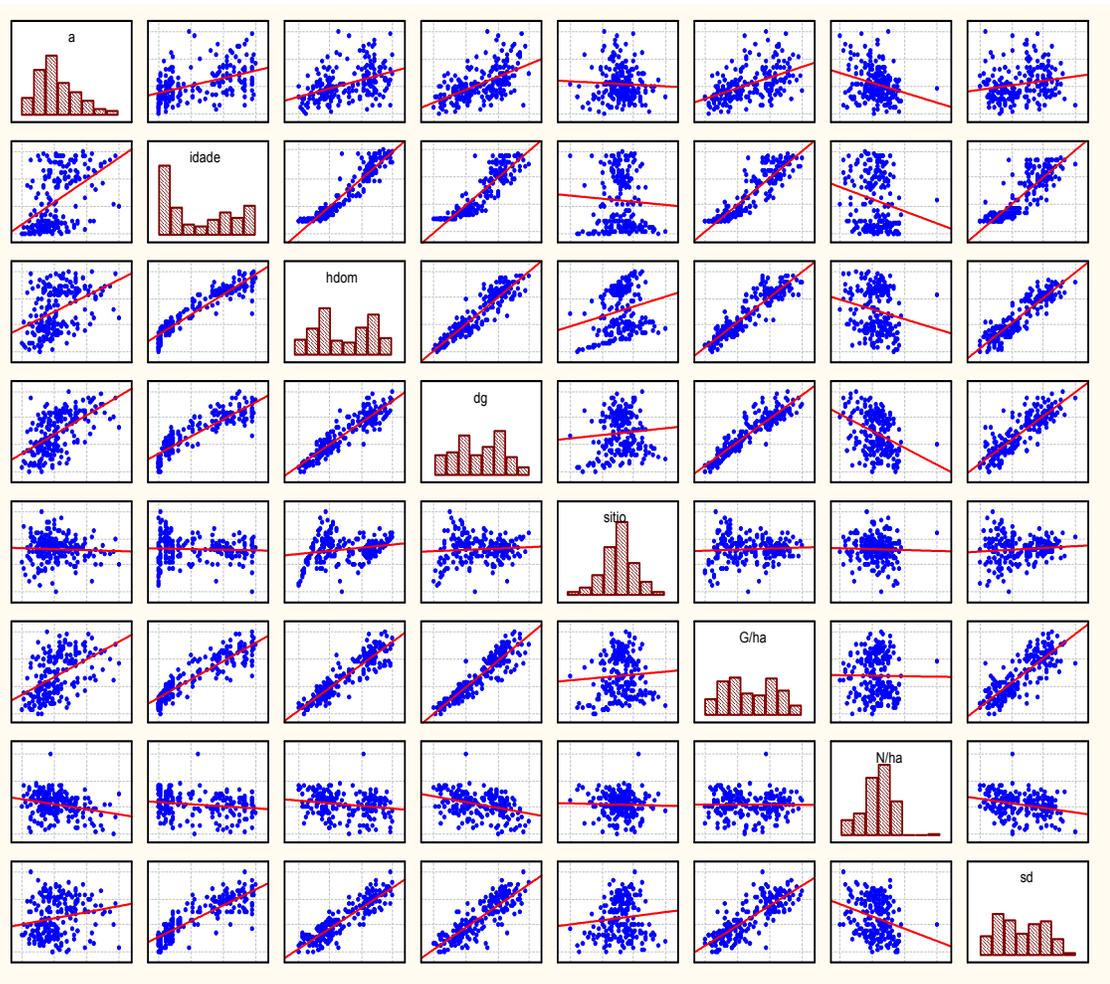


FIGURA 5.3 – REPRESENTAÇÃO DE DRAFTSMAN PARA O PARÂMETRO DE LOCAÇÃO CALCULADO E ALGUMAS VARIÁVEIS INDEPENDENTES: IDADE, DIÂMETRO MÍNIMO, ALTURA DOMINANTE, DIÂMETRO QUADRÁTICO, SÍTIO, ÁREA BASAL, NÚMERO DE ÁRVORES E DESVIO PADRÃO DOS DIÂMETROS.

5.4.2 Relação hipsométrica

A existência de grande diversidade no conjunto de dados impossibilitou o ajuste de um único modelo que representasse toda a amplitude de variação de densidades, idades e sítios. Todos os modelos ajustados para o conjunto total de dados total apresentaram sérias tendências na estimativa da altura total.

Na tentativa de se remover as tendências observadas, foram testadas diferentes formas de segregação do conjunto inicial de dados, sendo que a mais eficiente foi a segregação baseada na variável idade, originando dois subconjuntos:

1. Parcelas com idade menor que 8 anos;
2. Parcelas com idade maior ou igual a 8 anos.

Cada subconjunto foi então tratado independentemente no ajuste dos 11 modelos hipsométricos. Os coeficientes obtidos para os modelos ajustados foram reunidos nas Tabelas 5.5 e 5.6.

TABELA 5.5 – COEFICIENTES DOS MODELOS HIPSONÉTRICOS AJUSTADOS PARA O SUBCONJUNTO DE DADOS MENOR QUE 8 ANOS.

Modelo	Idade < 8 anos					
	b0	b1	b2	b3	b4	b5
M01	4,02743	-8,16722	-2,27933	5,29926	-	-
M02	1,94192	0,57541	0,02586	-0,07151	-	-
M03	-9,68553	1,41470	-0,02080	0,54963	-	-
M04	-8,43958	1,40425	0,63102	-1,07867	-0,02029	0,07155
M05	0,54793	0,85382	-0,30042	1,60941	-4,27841	-
M06	2,76394	0,03100	-7,02060	-0,02615	2,31582	-
M07	2,67770	0,03016	0,00005	-0,07416	-6,67696	-
M08	-2,15412	0,73982	1,14784	0,28054	-13,98289	-
M09	-0,07099	1,06183	-0,03852	0,03649	-	-
M10	-	-7,84157	-	-	-	-
M11	-	0,11116	0,02279	-1,99165	-	-

TABELA 5.6 – COEFICIENTES DOS MODELOS HIPNOMÉTRICOS AJUSTADOS PARA O SUBCONJUNTO DE DADOS MAIOR OU IGUAL A 8 ANOS.

Modelo	Idade ≥ 8 anos					
	b0	b1	b2	b3	b4	b5
M01	4,56554	-18,77115	-6,39992	86,25197	.	.
M02	1,75294	0,48553	0,01341	-0,01408	.	.
M03	-18,60872	1,90247	-0,01927	0,43853	.	.
M04	-10,41430	1,90418	0,47933	-1,44624	-0,01928	0,05070
M05	0,93693	0,73251	-0,43297	17,71808	-6,29527	.
M06	3,50965	0,01435	-14,30872	-0,13149	59,42497	.
M07	3,25838	0,01526	0,00004	1,11907	-11,81141	.
M08	-2,13902	0,59925	4,63316	0,32332	-78,06517	.
M09	-1,25565	1,22985	-0,02317	0,01954	.	.
M10	.	-14,31571
M11	.	0,22710	0,00990	-1,63066	.	.

As estatísticas de ajuste e precisão para os modelos ajustados em ambos os subconjuntos de dados foram reunidas na Tabela 5.7.

TABELA 5.7 – ÍNDICES DE AJUSTE E PRECISÃO PARA OS MODELOS HIPNOMÉTRICOS AJUSTADOS PARA CADA SUBCONJUNTO DE DADOS.

Modelo	Idade < 8 anos			Idade ≥ 8 anos		
	R ² aj	Syx	Syx%	R ² aj	Syx	Syx%
M01	0,9858	2,558	12,43	0,9893	3,778	10,82
M02	0,9836	2,754	13,38	0,9906	3,543	10,14
M03	0,9910	2,039	9,91	0,9927	3,107	8,90
M04	0,9911	2,022	9,82	0,9928	3,089	8,84
M05	0,9932	1,770	8,60	0,9929	3,081	8,82
M06	0,9916	1,969	9,56	0,9919	3,290	9,42
M07	0,9918	1,941	9,43	0,9915	3,358	9,62
M08	0,9911	2,031	9,87	0,9890	3,818	10,93
M09	0,9934	1,740	8,45	0,9937	2,903	8,31
M10	0,9935	1,725	8,38	0,9935	2,942	8,42
M11	0,9935	1,738	8,44	0,9932	3,016	8,64

Os coeficientes de determinação ajustados (R^2_{aj}) variaram pouco entre os modelos testados, para ambos os subconjuntos, mostrando que todos os modelos são eficientes ao representar a variabilidade de cada conjunto de dados por meio de suas estimativas.

Os valores encontrados para o coeficiente de determinação ajustado foram muito elevados, possivelmente pela inclusão das variáveis mais influentes na relação hipsométrica: altura dominante, idade, alguma medida de densidade e o próprio diâmetro.

Os erros padrão dos modelos foram semelhantes entre os dois subconjuntos de dados, destacando os modelos M05, M09, M10 e M11, que apresentaram os valores mais baixos em ambos os casos.

A análise dos resíduos de estimativa destes quatro modelos para os dois subconjuntos de dados (ver Apêndices) indicou que:

- a. O modelo M11 apresentou tendências a superestimar as menores alturas, em ambos os casos;
- b. O modelo M10 apresentou tendências a subestimar tanto as alturas menores quanto as maiores, em ambos os casos;
- c. O modelo M09 subestimou as menores alturas para o subconjunto menor que 8 anos e subestimou as alturas maiores para o conjunto maior ou igual a 8 anos;
- d. O modelo M05 apresentou boas estimativas ao longo de toda a linha de regressão em ambos os casos, apresentando somente uma pequena tendência de superestimar as alturas das menores árvores no subconjunto maior ou igual a 8 anos (Figura 5.4).

Dadas estas considerações, o modelo selecionado e tido como o de melhor desempenho foi o modelo M05 tanto para o subconjunto menor que 8 anos quanto para o maior ou igual a 8 anos. A pequena tendência observada para as menores alturas do subconjunto mais velho não invalida seu uso, já que árvores de pequenas alturas ocorrem em menores frequências nos povoamentos estudados com idade acima desta.

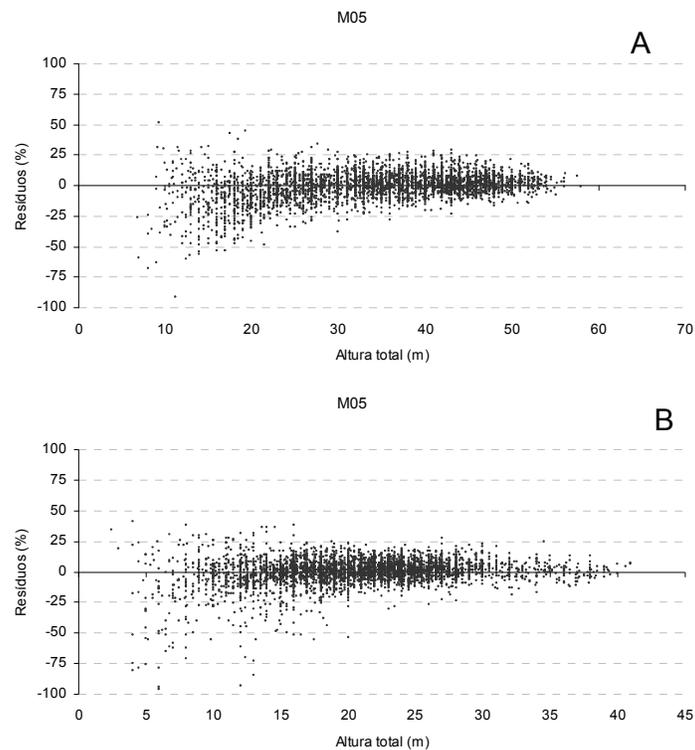


FIGURA 5.4 – DISTRIBUIÇÃO DE RESÍDUOS PARA O MODELO SELECIONADO (M05), SENDO (A) PARA O SUBCONJUNTO MENOR QUE 8 ANOS E (B) PARA O MAIOR OU IGUAL A 8 ANOS.

O modelo M05 tem a peculiaridade de reunir os principais fatores influentes na relação hipsométrica. Além do diâmetro à altura do peito, ele possui a variável idade representando a variação cronológica, a variável altura dominante representando a escala da curva e a variável densidade, medida por uma expressão logaritmizada que inclui o diâmetro médio quadrático do povoamento. Os dois modelos selecionados para os dois subconjuntos de dados foram então aplicados às árvores que não tiveram sua altura medida.

5.4.3 Modelos ajustados

Os coeficientes para cada um dos 21 modelos ajustados para estimativa do parâmetro de locação da distribuição de Weibull são apresentados na Tabela 5.8, reunidos de acordo com o grupo a que pertencem.

TABELA 5.8 – COEFICIENTES DOS MODELOS AJUSTADOS PARA ESTIMATIVA DO PARÂMETRO DE LOCAÇÃO.

Modelo	b0	b1	b2	b3	b4	b5	b6
Log01	-	0,81425	-	-	-	-	-
Log02	-0,69565	0,92802	-	-	-	-	-
Log03	-0,00080	0,65743	0,02275	-	-	-	-
Log04	-0,67555	1,25275	-	-	-	-	-
Lit01	-2,61982	0,92767	-5,67626	20,12456	-	-	-
Lit02	0,46646	0,67334	0,03604	-1,01399	-1,16728	0,14091	-
Lit03	5,42946	2,62754	-0,43830	1,61874	-1,21471	-	-
Lit04	18,57918	1,64212	-0,48969	-2,23246	-	-	-
Lit05	7,92216	-6,61145	-0,71962	-0,21324	-0,59922	-	-
Lit06	2,11876	0,00350	-	-	-	-	-
Lit07	-0,40465	0,09776	-6,40809	13,04944	-	-	-
Lit08	1,12086	0,02031	-0,00038	-	-	-	-
Lit09	0,88914	0,06617	0,07216	-0,00038	-	-	-
Lit10	4,00160	0,04851	-0,29608	-	-	-	-
Lit11	4,15883	0,03498	-0,00034	-82,31784	0,02691	-	-
Lit12	17,59667	1,25807	-5,95237	-2,19585	-	-	-
Lit13	0,83639	0,23055	-0,02385	2662,85942	-	-	-
Lit14	1,79645	0,00973	76,56973	-	-	-	-
Lit15	-0,11699	1,10906	0,00691	-0,04429	-	-	-
Stw01	-9,54927	6,85311	-0,00609	-0,25917	0,00518	-6,76763	1,06881
Stw02	-0,17689	1,12003	-0,00132	-0,04010	-	-	-

Os modelos construídos por meio da técnica *stepwise* para estimativa do parâmetro de locação, *Stw01* e *Stw02*, foram:

Stw01:

$$\ln a = \beta_0 + \beta_1 d_{\min} + \beta_2 H_{dom} + \beta_3 d_{\min}^2 + \beta_4 d_{\min}^3 + \beta_5 \ln^2 d_{\min} + \beta_6 \frac{1}{l} \quad [5]$$

Stw02:

$$a = \beta_0 + \beta_1 d_{\min} + \beta_2 d_g l + \beta_3 H_{dom} \quad [6]$$

Nestes modelos foi evidente a seleção das variáveis diâmetro mínimo (além de suas transformações) e altura dominante. A variável idade também aparece nos dois modelos. O modelo *Stw01* retém grandemente a influência do diâmetro mínimo amostrado nas estimativas do parâmetro de locação. Já o modelo *Stw02* parece distribuir melhor a importância de cada variável nesta estimativa.

As estatísticas de ajuste e precisão dos modelos testados apresentaram peculiaridades entre eles (Tabela 5.9). Foram observadas variações tanto no coeficiente de determinação quanto no erro padrão da estimativa (este já recalculado para a variável dependente *a*).

TABELA 5.9 – ESTATÍSTICAS DE AJUSTE E PRECISÃO PARA OS MODELOS AJUSTADOS.

Modelo	R²aj	Syx	Syx%
Log01	0,8763	0,968	23,00
Log02	0,9469	0,634	15,07
Log03	0,8834	0,940	22,33
Log04	0,8618	1,023	24,31
Lit01	0,8529	1,056	25,08
Lit02	0,8660	1,007	23,94
Lit03	0,8746	0,975	23,16
Lit04	0,8473	1,075	25,55
Lit05	0,8522	1,058	25,14
Lit06	0,8525	1,057	25,12
Lit07	0,8729	0,981	23,32
Lit08	0,8617	1,024	24,32
Lit09	0,8619	1,023	24,30
Lit10	0,8566	1,042	24,76
Lit11	0,9970	0,151	3,60
Lit12	0,9844	0,344	8,18
Lit13	0,9874	0,310	7,35
Lit14	0,9881	0,301	7,15
Lit15	0,9872	0,311	7,40
Stw01	0,9949	0,197	4,68
Stw02	0,9970	0,150	3,57

A análise gráfica dos resíduos da regressão para cada modelo também demonstrou a presença de diferenças entre eles, seja na dispersão dos erros de estimativa, seja na existência de tendências ao longo da amplitude de variação do parâmetro de locação (Figura 5.5).

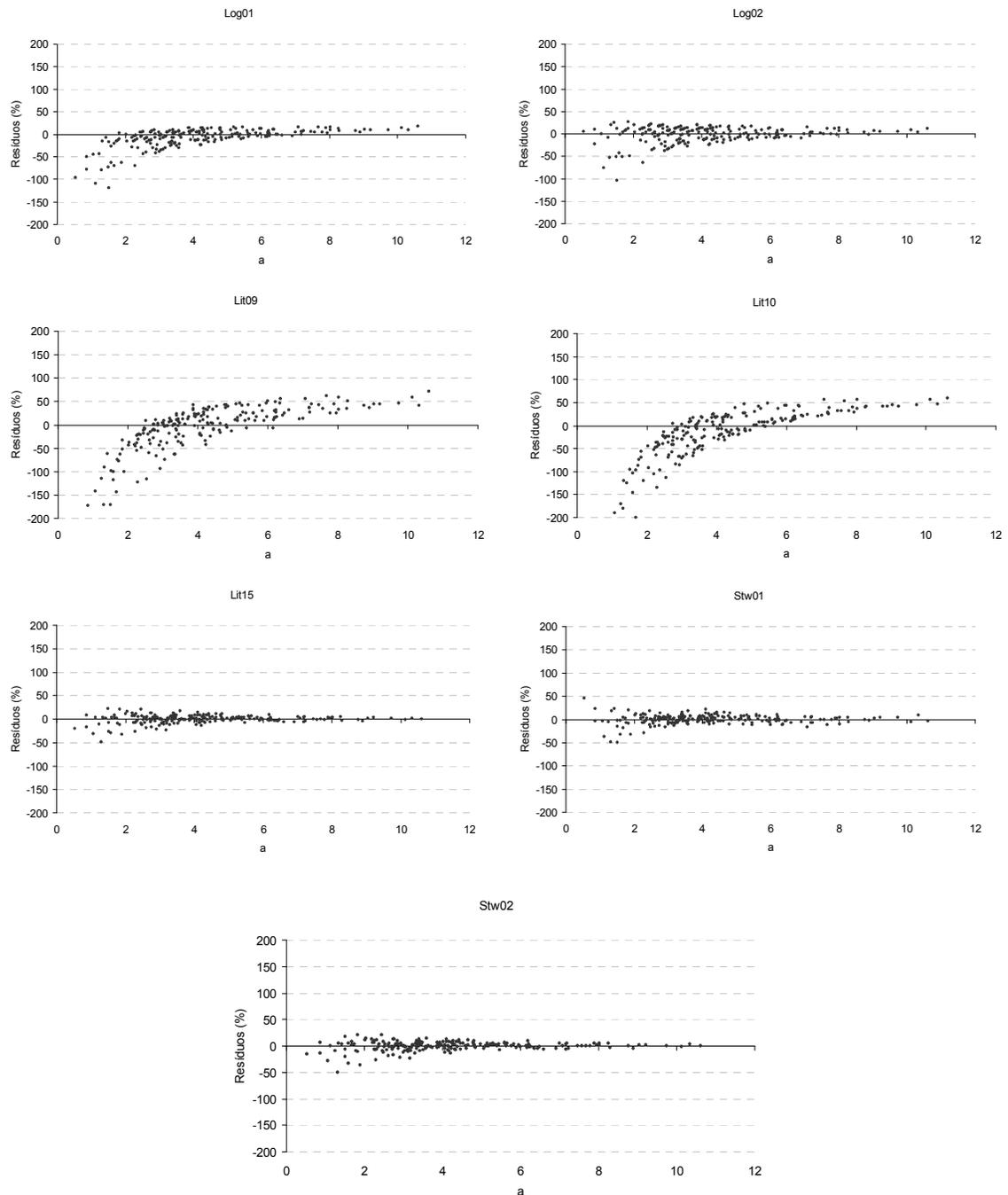


FIGURA 5.5 – ANÁLISE GRÁFICA DOS RESÍDUOS DE REGRESSÃO PARA ALGUNS MODELOS AJUSTADOS (RELAÇÃO COMPLETA NO APÊNDICE).

O grupo dos modelos *Log*, baseados na relação lógica esperada entre o diâmetro mínimo e o parâmetro de locação, teve destaque para o modelo *Log02*, o qual apresentou o menor erro padrão da estimativa e o maior coeficiente de determinação ajustado dentre os quatro modelos formadores deste grupo.

O modelo *Log01* representa em suma a técnica dos percentuais do diâmetro mínimo flexibilizada. Por não apresentar intercepto, o valor do coeficiente angular deste modelo (0,81425) é o próprio valor do percentual do diâmetro mínimo que minimiza a soma de quadrados dos desvios para a estimativa do parâmetro de locação, no conjunto de dados de ajuste. Entretanto este modelo configura como o segundo pior modelo do grupo, se consideradas as estatísticas de ajuste e precisão. Existem também graves problemas de tendência nas estimativas, onde o modelo superestima os menores valores do parâmetro de locação, passando a subestimar os maiores.

Os problemas de tendência observados no modelo *Log01* praticamente desaparecem ao ser incluído nele um valor de intercepto, representado neste trabalho como o modelo *Log02*. Este comportamento demonstra que o uso de um único percentual do diâmetro mínimo por meio de um único modelo linear poderia não ser a solução mais correta.

Os modelos *Log03* e *Log04*, o primeiro parabólico e o segundo geométrico, apresentaram altos erros padrão da estimativa e/ou tendências de estimativa, não representando melhor que o modelo *Log02* a relação entre diâmetro mínimo e parâmetro de locação.

O grupo dos modelos de literatura (*Lit*) reúne a maior parte dos modelos testados. Neste grupo ocorreu a formação de dois subgrupos de modelos. O primeiro composto pelos modelos *Lit01*, *Lit02*, *Lit03*, *Lit04*, *Lit05*, *Lit06*, *Lit07*, *Lit08*, *Lit09* e *Lit10* apresenta coeficientes de determinação variando entre 0,84 e 0,88 e erros padrão da estimativa acima de 23%. O segundo corresponde aos modelos *Lit11*, *Lit12*, *Lit13*, *Lit14* e *Lit15* e apresenta coeficientes de determinação acima de 0,98 e erros padrão da estimativa em torno de três vezes menores que para o subgrupo anterior. Não há clara explicação para esta segregação, já que praticamente as mesmas variáveis estão envolvidas nos dois subgrupos. Com exceção do modelo *Lit15*, todos os modelos deste grupo apresentaram as mesmas graves tendências de estimativa, superestimando os menores valores do parâmetro

de locação e subestimando os maiores. O melhor modelo deste grupo foi o *Lit15*, que não apresentou tendências na análise gráfica, embora os valores de coeficiente de determinação e erro padrão não tenham sido os melhores.

Os modelos gerados pelo processo *stepwise* (*Stw*) tiveram um desempenho muito superior aos demais, sendo ambos livres de tendências apontadas pela análise gráfica. Entre os dois, o de maior destaque foi o modelo *Stw02*, com um coeficiente de determinação de 0,9970 e um erro padrão de 3,57%.

Confrontando-se os melhores modelos em cada grupo (*Log02*, *Lit15* e *Stw02*), sobressai-se o modelo *Stw02*. Este modelo foi o de melhor desempenho dentre os ajustados para a estimativa do parâmetro de locação da distribuição de Weibull em plantios seminais de *Eucalyptus grandis* não sujeitos a desbastes. Foi realizada, então, sua aplicação para a estimativa do parâmetro de locação da distribuição, a qual teve seus demais parâmetros de escala e forma recuperados pelo do algoritmo implementado utilizando o Método dos Momentos.

5.4.4 Aderência das distribuições

O teste de Kolmogorov-Smirnov indicou um percentual de distribuições aderentes para os Grupos 1 e 2 de 4,0% e 4,7%, respectivamente, considerando-se um nível de significância de 5% (Figura 5.6). Nestes dois grupos, a estimativa do parâmetro de locação via regressão não se mostrou satisfatória, já que a distribuição de Weibull praticamente não se aderiu às parcelas contidas neles.

A aderência da distribuição ao Grupo 3 foi significativamente maior, embora o percentual de parcelas aderentes permaneça baixo. Neste grupo somente 28,0% das parcelas foram aderentes, ao nível de 5% de significância. O Grupo 4 foi o de melhor resultado no teste de Kolmogorov-Smirnov. Nele, 41,5% das parcelas foram aderentes à distribuição de Weibull, também ao nível de 5%.

Este comportamento, demonstrado ao se utilizar regressão na estimativa do parâmetro de locação, seguiu a mesma tendência apresentada pelos melhores percentuais do diâmetro mínimo, onde o percentual de parcelas aderentes nas idades mais jovens é muito baixo, mas sobe à medida que as idades mais avançadas se aproximam. Mesmo com as baixas aderências observadas, com o aumento da idade do povoamento, a importância do uso de um parâmetro de locação não nulo na modelagem com a distribuição de Weibull ficou evidente.

Houve grande diferença na proporção de parcelas aderentes (aproximadamente 20%) para os Grupos 3 e 4, considerando-se os níveis de significância de 5% e 1% para o teste de Kolmogorov-Smirnov. Isso mostra que o nível de erro tipo I escolhido para o teste influenciou significativamente os resultados alcançados, em valor absoluto para a proporção de parcelas aderentes.

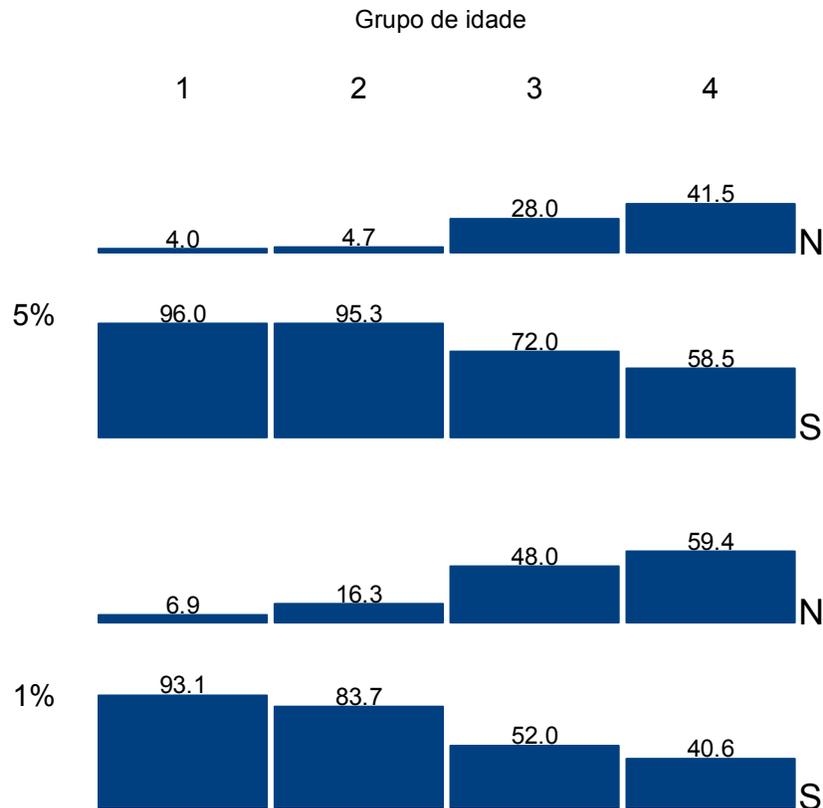


FIGURA 5.6 – PERCENTUAL DE PARCELAS ADERENTES E NÃO ADERENTES À DISTRIBUIÇÃO POR GRUPO DE IDADE, DE ACORDO COM O TESTE DE KOLMOGOROV-SMIRNOV, POR NÍVEL DE SIGNIFICÂNCIA (N - NÃO SIGNIFICATIVO; S - SIGNIFICATIVO) PARA A TÉCNICA DA REGRESSÃO.

5.4.5 Erro padrão da estimativa

O erro padrão da estimativa do número de árvores em cada classe de diâmetro obteve um comportamento muito semelhante ao do observado para o erro padrão médio dos percentuais do diâmetro mínimo, onde o valor de erro diminui com o aumento da idade.

No Grupo 1 o valor do erro padrão foi quase o dobro do observado para o Grupo 4 (Tabela 5.10), ocorrendo, entre estes dois extremos, uma redução gradativa do erro padrão.

O erro padrão médio é um bom descritor da escala do erro cometido por grupo. Entretanto, a variação existente no erro cometido nas diferentes parcelas dentro dos grupos não foi a mesma em todos eles (Figura 5.7).

TABELA 5.10 – ERRO PADRÃO DA ESTIMATIVA MÉDIO EM PERCENTAGEM PARA CADA GRUPO DE IDADE PARA A TÉCNICA DA REGRESSÃO.

Grupo	Syx% médio
1	60,0
2	46,0
3	38,7
4	33,4

O Grupo 1, com erro médio de 60,0%, teve a maior amplitude de variação no histograma de classes de erro padrão. Ocorreram baixas freqüências nos extremos, com maior concentração de parcelas entre 30% e 90%. Esta alta concentração em valores altos de erro pode ter tido origem no arranque diferenciado entre plantas advindas dos plantios seminais, refletido em variabilidade diamétrica, ou mesmo de replantios tardios, originando picos ou lacunas de freqüência, muito mais pronunciadas em plantios com idades jovens (2 a 5 anos).

O Grupo 2 apresentou uma distribuição mais concentrada do erro padrão entre suas parcelas, com média de 46,0%. A maior concentração de freqüência localizou-se entre 20% e 60%.

Para o Grupo 3, a distribuição dos erros padrão foi semelhante ao Grupo 2, embora neste caso tenha ocorrido um pico de concentração de parcelas na classe de erro de 20% a 30%, o que contribuiu para a redução no valo de erro médio neste grupo, agora de 38,7%.

O Grupo 4, que teve o menor erro médio observado (33,4%), apresentou maior concentração de parcelas entre as classes de erro de 10% a 50%.

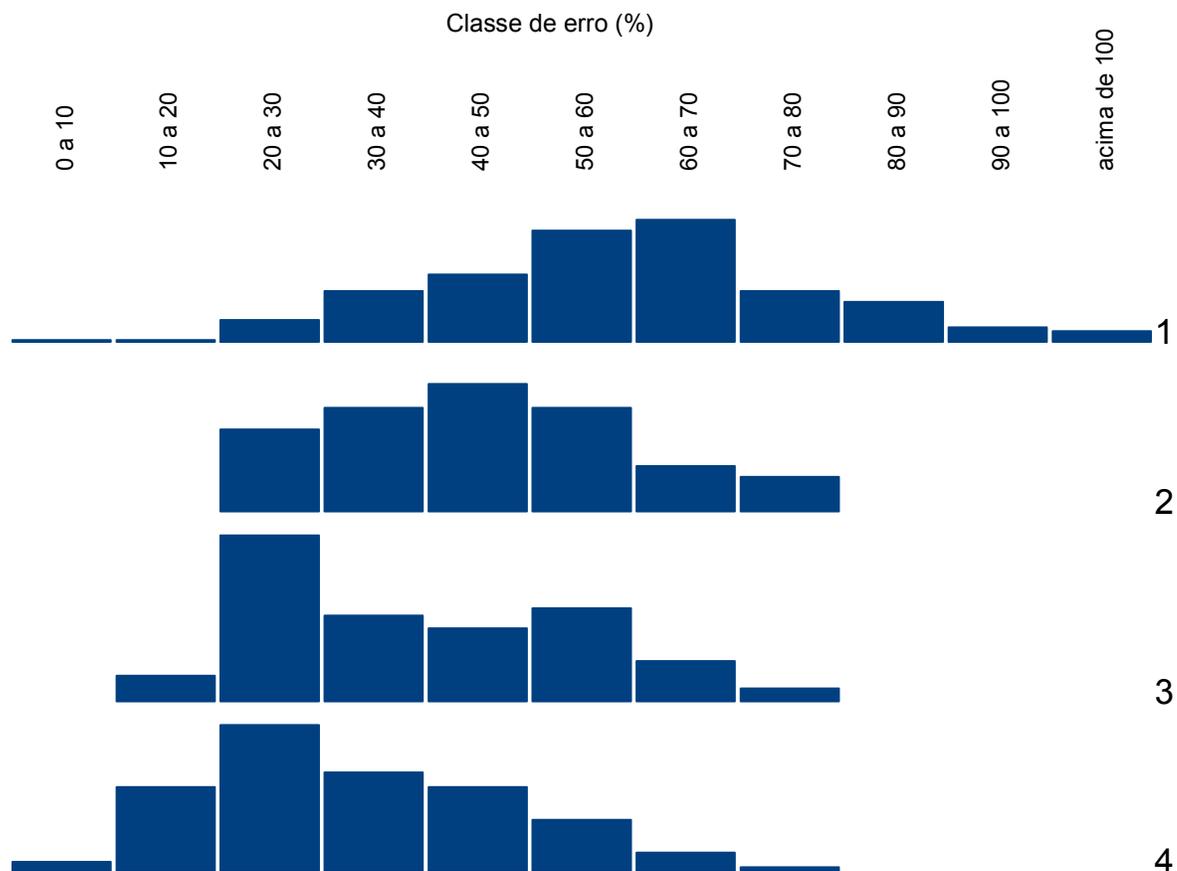


FIGURA 5.7 – DISTRIBUIÇÃO RELATIVA DOS VALORES DE ERRO PADRÃO DA ESTIMATIVA EM PORCENTAGEM EM CLASSES DE ERRO, DENTRO DE CADA GRUPO DE IDADE (O NÚMERO DO GRUPO É INDICADO À DIREITA DO GRÁFICO) PARA A TÉCNICA DA REGRESSÃO.

5.5 CONCLUSÕES

A análise exploratória de dados realizada previamente à análise de regressão identificou diversas variáveis do povoamento como promissoras em modelos estimadores do parâmetro de locação, principalmente os diâmetros mínimo, médio e quadrático, as alturas mínima e média e a área basal.

Dentre todos os modelos testados, o de melhor resultado é o modelo *Stw02*, montado pela técnica *stepwise*, incluindo as variáveis: diâmetro mínimo, diâmetro quadrático médio, idade e altura dominante.

O percentual de parcelas aderentes observadas para os grupos de idade é muito baixo, a exemplo da técnica dos percentuais do diâmetro mínimo. Os valores de erro padrão da estimativa por grupo também seguem a mesma tendência

observada para a técnica dos percentuais do diâmetro mínimo, com maior valor de erro para o Grupo 1 (2 a 5 anos), decrescendo em direção ao Grupo 4 (13 a 18 anos).

6 ESTIMATIVA DO PARÂMETRO DE LOCAÇÃO DA DISTRIBUIÇÃO DE WEIBULL POR PROCESSO ITERATIVO: COMPATIBILIZAÇÃO COM A ÁREA BASAL DO POVOAMENTO

6.1 INTRODUÇÃO

O uso da análise de regressão para estimativa do parâmetro a da Weibull é uma maneira de se flexibilizar a técnica dos percentuais do diâmetro mínimo, incluindo-se diferentes atributos do povoamento na composição desta estimativa. Entretanto, quando se deseja projetar ou mesmo prever a distribuição diamétrica no tempo, que é um dos grandes objetivos ao se modelar a estrutura dos povoamentos, é necessária também a predição ou projeção dos vários atributos envolvidos na equação matemática desenvolvida. Por isso, modelos para todos estes atributos precisam ser construídos paralelamente, o que nem sempre é prontamente possível, devido a deficiências nos dados disponíveis ou necessidade de maior tempo envolvido em pesquisas sobre tais modelos.

Outra abordagem, que contorna estas restrições, é a utilização da técnica da compatibilização entre a área basal estimada para o povoamento e a estimada pela distribuição de Weibull. É feita a simplificação do número de modelos para apenas um, o modelo de área basal dito global, pois retorna a área basal do povoamento, a qual é comparada com sucessivas estimativas geradas pela Weibull, até que estas estimativas convirjam para um valor semelhante. Esta técnica evita erros advindos da estimativa das variáveis envolvidas na equação, fazendo com que estes erros se resumam unicamente ao erro de estimativa da área basal do povoamento.

6.2 OBJETIVO

O objetivo deste capítulo é realizar a estimativa do parâmetro de locação da distribuição de Weibull por técnicas iterativas, envolvendo o conceito de compatibilização com a área basal do povoamento.

6.3 MATERIAIS E MÉTODOS

6.3.1 Área basal do povoamento

A princípio, a estimativa do parâmetro a por meio desta técnica era feita comparando-se as sucessivas estimativas da Weibull com a estimativa do modelo global de área basal. Entretanto, um enfoque diferenciado foi dado neste estudo, onde se utilizou não a estimativa da área basal do povoamento por meio de uma equação, e sim a área basal observada no inventário, considerada como a mais próxima da realidade. Esta alteração na estrutura da técnica não invalida a lógica de sua operação e fornece a vantagem da não inclusão de mais uma fonte de erro na estimativa do parâmetro a , possibilitando a avaliação dos erros puramente inerentes à técnica.

Assim, a área basal do povoamento foi calculada da maneira usualmente aplicada em amostragens pelo método da área fixa:

$$G = \frac{\pi}{40.000} F \sum_{i=1}^n d a p_i^2 \quad [1]$$

Onde: G : área basal do povoamento (m²/ha);
 F : fator de proporcionalidade para a área de um hectare;
 $d a p_i$: diâmetro à altura do peito (cm);
 n : número de diâmetros na parcela.

6.3.2 Estimativa do parâmetro a

A estimativa do parâmetro a por meio da compatibilização com a área basal do povoamento está intrinsecamente atrelada ao conceito de iteração, de modo que, a exemplo do que foi feito para o parâmetro c , também foi implementado o método da bisseção para o cálculo da estimativa do parâmetro a . Mas neste caso, dois pontos devem ser levantados.

Primeiro, como todos os métodos numéricos iterativos, o método da bisseção precisa de uma estimativa inicial do parâmetro a , a partir da qual as

sucessivas iterações vão aperfeiçoando esta primitiva solução inicial até que o resultado com a precisão desejada seja alcançado.

Segundo, a forma assumida pela distribuição também precisa ser conhecida, ou seja, precisam ser pré-determinadas as estimativas dos parâmetros b e c da Weibull antes de se proceder ao método da bisseção aplicado ao parâmetro de localização. Como a estimativa de b e c pelo método dos momentos necessita da estimativa prévia do parâmetro a , isto impinge certa recursividade no uso desta técnica.

Para evitar subjetividades ou arbitrariedades na determinação desta estimativa inicial de a , que poderia influenciar o resultado final obtido, optou-se pelo uso da equação estimadora de a , selecionada no item 5.4.3. Esta estimativa inicial serviria, então, para determinação da forma da curva (estimativa dos parâmetros b e c) e como ponto de partida para o método da bisseção. Considere $\alpha \in R$ o valor estimado do parâmetro a , contido no intervalo $[a_1, a_2]$, tal que $f(\alpha; b; c; i; N) = G$, sendo $f(a; b; c; i; N)$ a função de cálculo da área basal utilizando a distribuição de Weibull. O pseudo-código da implementação do método da bisseção aplicado ao parâmetro a é:

Passo 1: Defina a ;

Passo 2: Calcule b e c pelo Método da Bisseção;

Passo 3: Defina φ , $[a_1, a_2]$, i e N ;

Passo 4: Calcule $Gt = f(a; b; c; i; N; \varphi)$, aproximando $[a_1, a_2]$ de α ;

Passo 5: Calcule $Gt = f(a; b; c; i; N; \varphi)$;

Passo 6: Se $Gt < G$, faça $a \leftarrow a + [a_{k1}, a_{k2}]$;

Se $Gt > G$, faça $a \leftarrow a - [a_{k1}, a_{k2}]$;

Se $Gt = G$, faça $a \leftarrow a$ e vá para o Passo 8;

Passo 7: Faça $[a_{k1}, a_{k2}] \leftarrow [a_{k1}, a_{k2}] / 2$ e retorne ao Passo 5;

Passo 8: Fim do processo.

Onde: φ : precisão estabelecida (no caso, a sexta casa decimal);

i : intervalo de classe de diâmetro;

N : número de árvores por hectare;

$[a_1, a_2]$: amplitude para o intervalo inicial;

- $[a_{k1}, a_{k2}]$: amplitude reduzida a cada iteração;
- G : área basal real ou estimada pelo modelo global;
- Gt : variável temporária para a área basal aproximada.

A implementação do Método da Bisseção voltado à estimativa do parâmetro a foi feita na linguagem *Visual Basic for Applications (VBA)*, nativa do objeto *MS Excel*.

6.3.3 Avaliação do ajuste

A qualidade do ajuste da distribuição de Weibull aos dados observados foi feita com o teste de Kolmogorov-Smirnov e do erro padrão da estimativa do número de árvores por classe de diâmetro, da mesma forma como descrito no item 4.3.7.

6.4 RESULTADOS E DISCUSSÃO

6.4.1 O Método da Bisseção

O Método da Bisseção novamente teve bom desempenho aplicado, desta vez, à estimativa do parâmetro de locação da distribuição de Weibull, iterando-se seu valor para maior ou para menor até que o nível de precisão requerido, de seis casas decimais, fosse atingido.

Ocorreu a convergência do método para todas as parcelas. A boa convergência para um bom nível de precisão, a fácil programação e a simplicidade no uso fizeram do Método da Bisseção uma escolha eficaz na estimativa do parâmetro de locação da distribuição de Weibull, com parâmetros recuperados pelo Método dos Momentos.

6.4.2 Aderência das distribuições

A aderência das distribuições às parcelas manteve-se baixa, seguindo o que foi exposto nos Capítulos anteriores. Os Grupos 1 e 2 tiveram as mais baixas proporções de parcelas aderentes, de 5,1% e 9,3%, respectivamente, para um nível de erro de 5% para o teste (Figura 6.1). Embora a técnica de estimativa do

parâmetro de locação tenha mudado, sendo desta vez a compatibilização com a área basal, as proporções de aderências observadas nestes dois grupos foram levemente superiores àquelas observadas na estimativa do parâmetro de locação por regressão. À exemplo do que ocorreu para os percentuais do diâmetro mínimo e para as equações de regressão, a irregularidade dos histogramas de freqüências observadas pode ter causado este resultado ruim para a proporção de parcelas aderentes pelo teste de Kolmogorov-Smirnov.

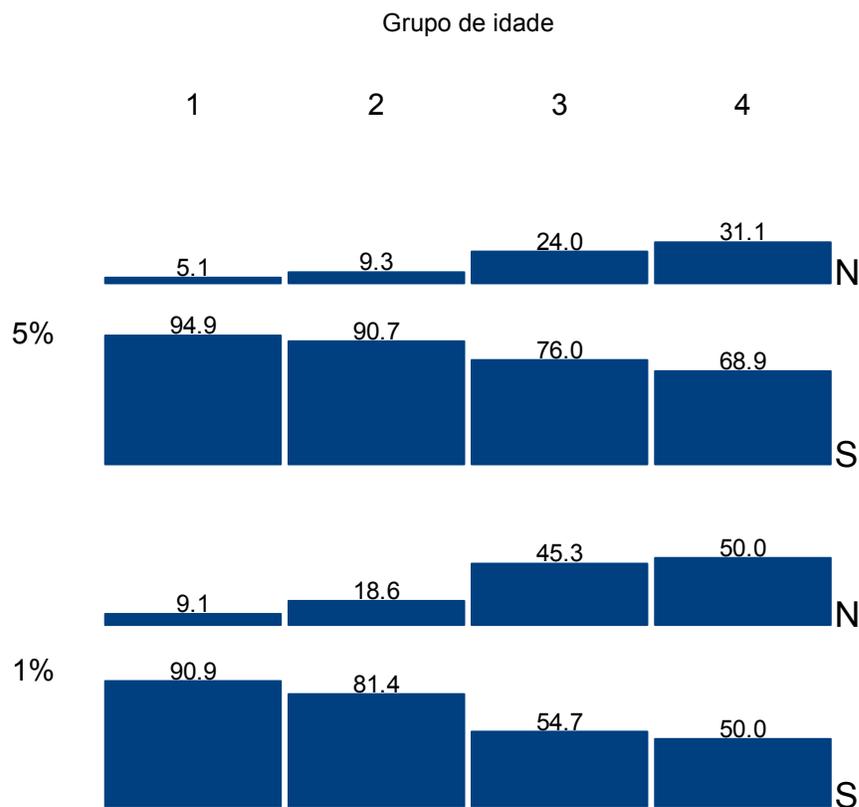


FIGURA 6.1 – PERCENTUAL DE PARCELAS ADERENTES E NÃO ADERENTES À DISTRIBUIÇÃO POR GRUPO DE IDADE, DE ACORDO COM O TESTE DE KOLMOGOROV-SMIRNOV, POR NÍVEL DE SIGNIFICÂNCIA (N - NÃO SIGNIFICATIVO; S - SIGNIFICATIVO) PARA A TÉCNICA DA COMPATIBILIZAÇÃO.

Os Grupos 3 e 4 tiveram uma proporção maior de parcelas aderentes em relação aos anteriores, embora os valores observados também sejam bem baixos, de 24,0% e 31,1%, respectivamente.

O comportamento da proporção de aderência por grupo foi o mesmo observado com o uso das técnicas de percentuais do diâmetro mínimo e regressão para estimativa do parâmetro de locação da distribuição de Weibull, indicando que a

técnica de estimativa do parâmetro a não foi a causa para os baixos valores encontrados.

6.4.3 Erro padrão da estimativa

O erro padrão da estimativa médio para cada grupo de idade seguiu o mesmo padrão identificado nas técnicas anteriores. Houve a tendência de que quanto maior a idade, menor o erro padrão médio cometido (Tabela 6.1).

O Grupo 1 foi o de maior erro padrão médio, com um valor de 55,8%. O Grupo 2 teve um erro médio menor, de 44,1%, porém também bastante alto. Nestes grupos, ficam refletidos no erro padrão os baixos valores encontrados para as aderências das distribuições. Erros médios menores foram observados nos Grupos 3 e 4, de 39,2% e 36,2%, respectivamente.

TABELA 6.1 – ERRO PADRÃO DA ESTIMATIVA MÉDIO EM PORCENTAGEM PARA CADA GRUPO DE IDADE PARA A TÉCNICA DA COMPATIBILIZAÇÃO.

Grupo	Syx% médio
1	55,8
2	44,1
3	39,2
4	36,2

A variação do erro padrão ao redor da média foi grande para o Grupo 1 (Figura 6.2). Houve elevada concentração de parcelas entre as classes de erro de 30% a 70%.

Como para a técnica de estimativa do parâmetro de locação via regressão, no caso da compatibilização com a área basal, esta amplitude de variação no histograma de erros padrão reduziu-se levemente com o aumento da idade e deslocou-se para a esquerda, para próximo dos menores erros. Os Grupos 2 e 3 apresentaram distribuições de erros mais compactas que o Grupo 1, com maior concentração de parcelas entre as classes de erro de 20% a 60%.

O Grupo 4, que mostrou a maior proporção de parcelas aderentes, foi o único grupo a ter valores de erro padrão na classe entre 0% e 10%.

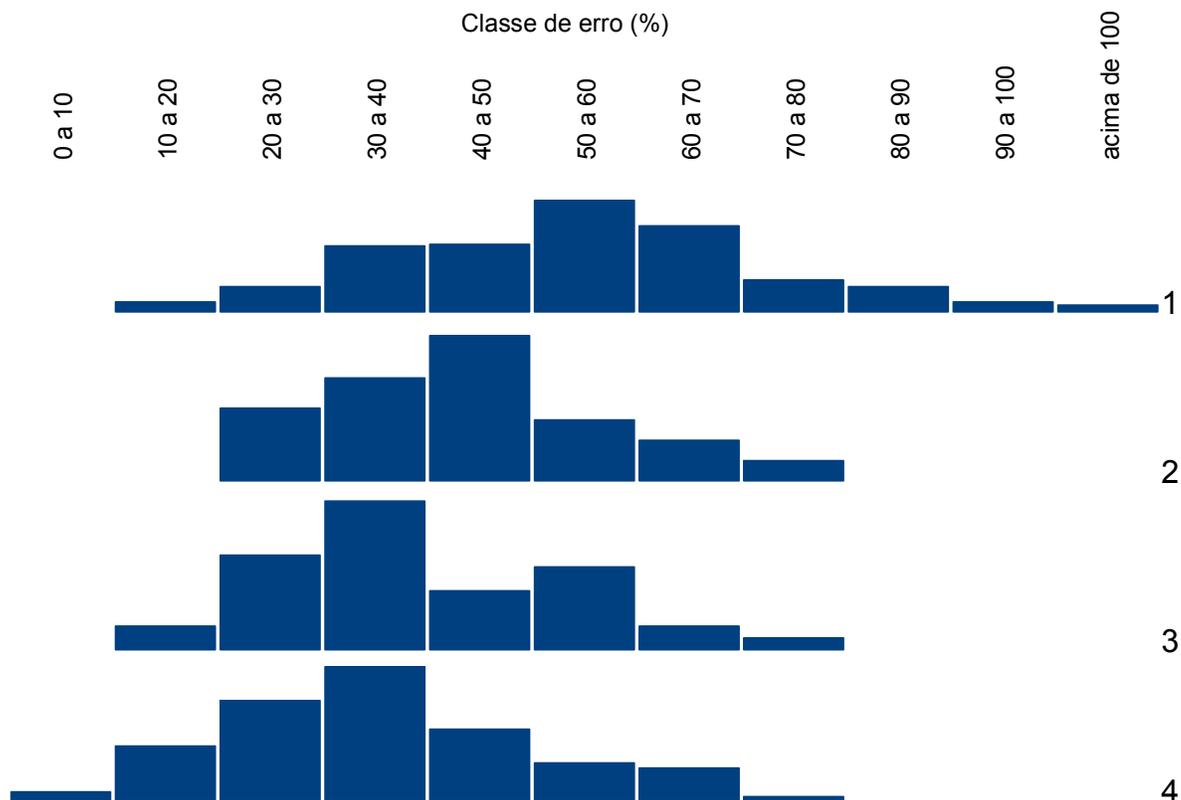


FIGURA 6.2 – DISTRIBUIÇÃO RELATIVA DOS VALORES DE ERRO PADRÃO DA ESTIMATIVA EM PORCENTAGEM EM CLASSES DE ERRO, DENTRO DE CADA GRUPO DE IDADE (O NÚMERO DO GRUPO É INDICADO À DIREITA DO GRÁFICO) PARA A TÉCNICA DA COMPATIBILIZAÇÃO.

6.5 CONCLUSÕES

O algoritmo implementado com o Método da Bisseção para estimativa do parâmetro de locação por meio da compatibilização com a área basal do povoamento mostra-se de bom desempenho, convergindo em todos os casos, para o nível de precisão estabelecido.

A proporção de parcelas aderentes é muito pequena por esta técnica. Com o aumento da idade, também ocorre o aumento da proporção de parcelas aderentes.

Ocorre o mesmo padrão observado para as outras duas técnicas com relação ao erro padrão da estimativa, com seu valor reduzindo das menores para as maiores idades, embora tenha se mantido alto em todos os grupos.

7 UMA SÍNTESE DOS MÉTODOS PROPOSTOS: ANÁLISE DO MELHOR CRITÉRIO PARA APLICAÇÃO EM SIMULAÇÃO FLORESTAL

7.1 INTRODUÇÃO

O uso do Método dos Momentos conforme descrito necessita de uma estimativa prévia do parâmetro de locação para que os demais parâmetros, de forma e de escala, sejam recuperados. As diferentes técnicas aplicadas para tal fornecem diferentes estimativas, diferentes valores para o início da distribuição de Weibull na amplitude dos dados observados, o que pode resultar em estimativas de variado grau de exatidão em cada classe de diâmetro considerada.

Cada povoamento florestal possui condições únicas que podem influenciar os resultados das técnicas empregadas para a estimativa do parâmetro de locação, de maneira que nenhuma destas pode ser considerada de forma absoluta como sendo a melhor ou a mais exata.

Visando a definição da melhor técnica para uma mesma situação de povoamento, faz-se necessária uma comparação entre elas. A repetição do teste destas técnicas em diversos povoamentos de condições similares torna as conclusões mais fortes ou ao menos permite ter-se uma idéia da variação que pode ser encontrada em seu uso.

Assim, o confronto das técnicas (1) percentuais do diâmetro mínimo, (2) regressão e (3) compatibilização com a área basal, todas aplicadas sobre os mesmos povoamentos, pode fornecer indícios de seu comportamento e permitir inferências com maior segurança.

7.2 OBJETIVO

Sintetizar e comparar três técnicas de estimativa do parâmetro de locação da distribuição de Weibull, definindo quais apresentam os melhores resultados nas estimativas da distribuição como um todo e por grupo de idade, sendo elas:

1. Percentuais do diâmetro mínimo;
2. Regressão;
3. Compatibilização com a área basal.

7.3 MATERIAIS E MÉTODOS

7.3.1 Dados utilizados

Os dados utilizados correspondem a 399 parcelas medidas em povoamentos seminais de *Eucalyptus grandis* não sujeitos a desbastes, os mesmos utilizados em cada um dos Capítulos anteriores. A utilização de um mesmo conjunto de dados teve a vantagem de permitir se isolar o efeito da técnica, sem a influência da variação extra advinda de amostras independentes.

7.3.2 Qualidade do ajuste

A avaliação da qualidade de ajuste da Weibull às freqüências observadas foi feita por meio do teste de aderência de Kolmogorov-Smirnov e do erro padrão da estimativa. O teste de Kolmogorov-Smirnov compara a freqüência acumulada estimada com a freqüência acumulada observada, sendo que a diferença entre as duas distribuições corresponde a um valor de D de Kolmogorov-Smirnov. O objetivo do teste é encontrar a maior divergência existente, correspondente ao máximo valor de D :

$$D_{\max} = \text{SUP} |F(x) - S(x)| \quad [1]$$

Onde: D_{\max} : maior diferença entre as distribuições;
 $F(x)$: freqüência acumulada estimada;
 $S(x)$: freqüência acumulada observada.

O erro padrão da estimativa representa o erro médio que se comete quando se usa a distribuição ajustada para estimar o número de árvores em determinada classe de diâmetro. A forma de cálculo desta estatística é dada por:

$$S_{yx} = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n \{[S(h_i) - S(l_i)] - [F(h_i) - F(l_i)]\}^2}{n - p}} \quad [2]$$

Onde: S_{yx} : erro padrão da estimativa do número de árvores na classe;
 $[F(h_i) - F(l_i)]$: freqüência estimada para a classe;
 $[S(h_i) - S(l_i)]$: freqüência observada para a classe;
 h_i : limite superior da classe;
 l_i : limite inferior da classe;
 n : número de classes de diâmetro;
 p : número de parâmetros estimados da Weibull.

O agrupamento dos diâmetros por parcela em classes para o cálculo das freqüências observadas e estimadas seguiu os mesmos critérios do item 4.3.7. Foram definidos quatro grupos de idade, dentro dos quais foram calculados os tamanhos de classe médios correspondentes a cada um.

A determinação da melhor técnica para cada situação foi feita por meio de um *ranking* onde foram atribuídas notas para cada técnica em cada parcela. As duas estatísticas utilizadas, o erro padrão da estimativa do número de árvores e o teste de Kolmogorov-Smirnov receberam pesos idênticos, de 50% cada, formando uma nota média por técnica que estabelece a mesma importância entre o erro que se comete ao estimar o número de árvores em cada classe e a aderência geral da distribuição.

As notas aplicadas variaram desde 1 para a técnica de melhor resultado na estatística em questão até 3 para a de pior resultado. Em caso de empate, a mesma nota era atribuída às técnicas empatadas e a próxima técnica na seqüência recebeu o próximo peso disponível. Assim, o menor somatório final das notas médias por grupo indicou qual técnica teve o melhor desempenho na distribuição de Weibull para simulação da estrutura dos povoamentos.

7.4 RESULTADOS E DISCUSSÃO

7.4.1 Aderência das distribuições

Devido ao tamanho dos grupos formados ser bastante variável, houve a necessidade de se relativizar os escores totais, advindos do somatório das notas atribuídas, em cada técnica em cada grupo. Dessa forma, com os escores relativos dentro de cada grupo somando 100%, pôde-se realizar a comparação entre as três técnicas.

Pelo teste de Kolmogorov-Smirnov, a aderência da distribuição de Weibull mostrou um padrão sob o efeito das diferentes técnicas, característico por grupo (Figura 7.1). Nos dois primeiros grupos surgiu um padrão decrescente, partindo do maior escore para a técnica da regressão, passando pela técnica de compatibilização com a área basal, até chegar à técnica do percentual do diâmetro mínimo. As diferenças entre as técnicas dentro do Grupo 1 foram levemente mais expressivas que dentro do Grupo 2.

No Grupo 1 a técnica que rendeu o menor escore de aderência foi a da regressão, com um escore de 49,0 em um total de 100,0. A técnica da compatibilização com a área basal teve o segundo melhor escore no grupo, de 33,6. O melhor resultado em termos de aderência, para os plantios com idade entre 2 e 5 anos, foi o obtido pela técnica do percentual do diâmetro mínimo, com escore de 17,4. O escore desta técnica foi quase metade do apresentado pela técnica da compatibilização com a área basal e quase um terço do apresentado pela técnica da regressão, mostrando que a Weibull de dois parâmetros é superior em aderência neste grupo quando comparado a outras técnicas geradoras de parâmetros de locação não nulos, ou seja, da Weibull de três parâmetros.

Para o Grupo 2, a exemplo do Grupo 1, o pior escore de aderência foi o da técnica da regressão, seguido da compatibilização com a área basal do povoamento. A técnica de melhor aderência neste grupo foi a do percentual do diâmetro mínimo.

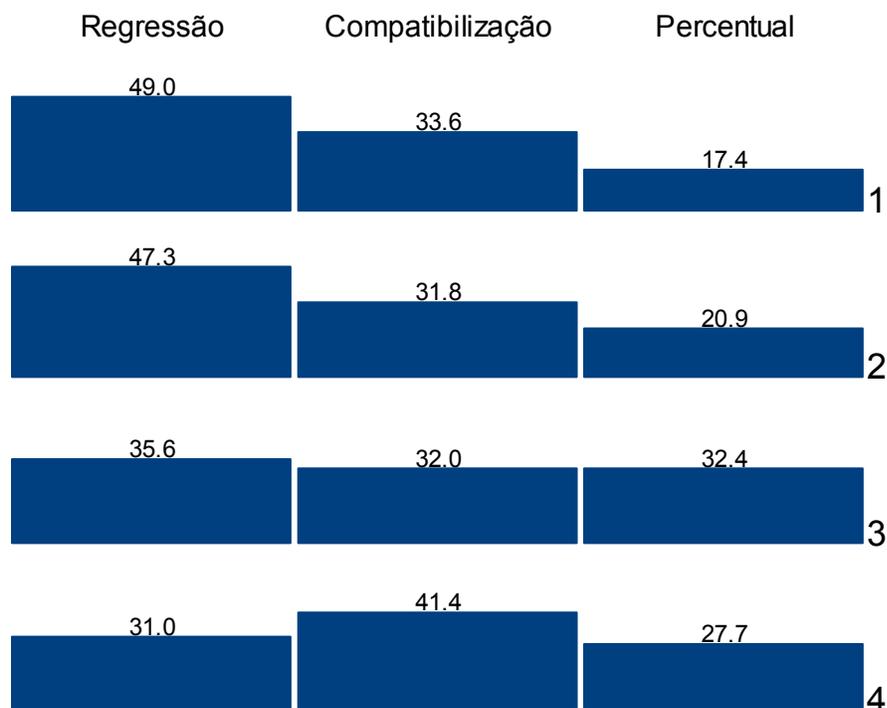


FIGURA 7.1 – ESCORES DE ADERÊNCIA OBTIDOS PARA CADA TÉCNICA APLICADA, POR GRUPO DE IDADE (O NÚMERO DO GRUPO É INDICADO À DIREITA DO GRÁFICO).

O Grupo 3 apresentou um padrão completamente distinto dos dois grupos anteriores. Ao invés da tendência decrescente de escores entre as técnicas, este grupo apresentou um nivelamento entre eles, com diferenças sutis. A técnica da regressão foi levemente inferior em aderência se comparada às outras duas, embora não possa ser considerada como sendo a pior em absoluto. O empate prático entre as técnicas da compatibilização com a área basal e do percentual do diâmetro mínimo indicam que, em termos de aderência pelo teste de Kolmogorov-Smirnov, a escolha entre ambas é indiferente.

O padrão apresentado pelos escores do Grupo 4 indicou um melhor resultado de aderência por parte da técnica dos percentuais do diâmetro mínimo, com um escore de 27,7. Em segundo lugar apareceu a técnica da regressão e em último a da compatibilização com a área basal.

Houve uma tendência de redução do escore da técnica da regressão, com o aumento da idade dos povoamentos, possivelmente devido à influência negativa de um parâmetro de locação não nulo nas idades mais jovens, a exemplo dos bons resultados obtidos pela Weibull de dois parâmetros (aqui representada na técnica do

percentual do diâmetro mínimo). As outras duas técnicas não apresentaram uma tendência definida, ora reduzindo, ora aumentando seus escores entre os diferentes grupos de idade.

7.4.2 Erro padrão da estimativa

Os escores finais para o erro padrão da estimativa também foram relativizados, devido à influência do tamanho desigual dos grupos de idade.

Os padrões apresentados para o erro padrão da estimativa do número de árvores por classe de diâmetro foram muito semelhantes aos observados para a aderência da distribuição (Figura 7.2).

Para os dois primeiros Grupos, a técnica que forneceu o menor erro de estimativa foi a do percentual do diâmetro mínimo, com um escore de 17,0 e 18,2, respectivamente para os Grupos 1 e 2, seguida da compatibilização com a área basal e por fim a da regressão.

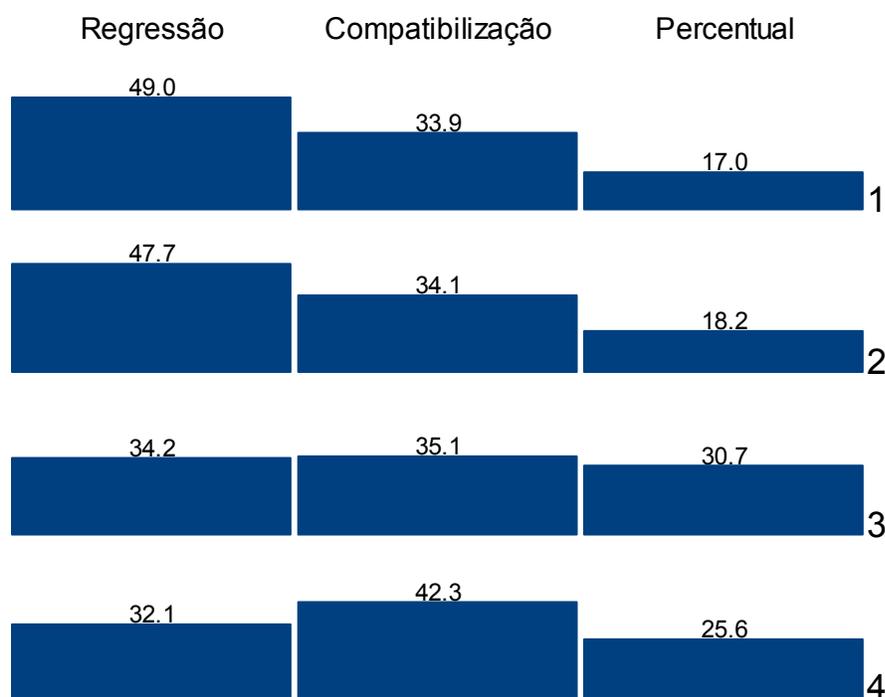


FIGURA 7.2 – ESCORES DO ERRO PADRÃO DA ESTIMATIVA EM PORCENTAGEM OBTIDOS PARA CADA TÉCNICA APLICADA, POR GRUPO DE IDADE (O NÚMERO DO GRUPO É INDICADO À DIREITA DO GRÁFICO).

Para o Grupo 3, a definição da melhor técnica foi um pouco melhor para o erro padrão do que para a aderência. Neste grupo, a técnica de menor erro foi a do percentual do diâmetro mínimo, com escore de 30,7. As técnicas da regressão e da compatibilização com a área basal vieram em seguida, nesta ordem, embora a diferença entre ambas seja muito pequena.

O Grupo 4 teve como técnica de menor escore a do percentual do diâmetro mínimo, com escore de 25,6. Esta foi a técnica que forneceu o menor erro de estimativa geral neste grupo. A técnica da compatibilização com a área basal foi a de pior desempenho, com escore de 42,3, sendo a técnica da regressão a de nível intermediário (escore de 32,1).

A técnica da regressão teve melhora no desempenho, medido pelo erro, com o aumento da idade, marcado pela redução progressiva no escore desta técnica. O inverso foi observado para a técnica da compatibilização com a área basal, que mostrou sucessiva piora em seus resultados com o aumento da idade. A técnica do percentual do diâmetro mínimo, por sua vez, teve incremento de escore ao longo da idade, com exceção do último grupo, onde o escore se reduziu, mas configurou em todos os grupos como sendo a que forneceu os menores valores de erro padrão da estimativa.

7.4.3 *Ranking* das técnicas

A junção da estatística D_{max} do teste de Kolmogorov-Smirnov e do erro padrão da estimativa permitiu a elaboração de um *ranking* das técnicas testadas (Tabela 7.1) em cada grupo de idade.

Para o Grupo 1, o contraste entre as técnicas foi grande. O melhor resultado neste grupo foi obtido com o uso da técnica do percentual do diâmetro mínimo, com um escore de 17,24. A técnica da compatibilização da área basal foi a segunda colocada, com escore de 33,76, seguida pela da regressão, com 49,00.

O Grupo 2 apresentou um resultado quase idêntico ao Grupo 1. A técnica de melhor desempenho neste grupo também foi a do percentual do diâmetro mínimo, neste caso com escore de 19,57. O pior desempenho foi o observado para a técnica da regressão, com escore de 47,48. A técnica da compatibilização com a área basal ficou em um patamar intermediário, com escore de 32,95.

Nestes dois primeiros grupos, a técnica do percentual do diâmetro mínimo sobressaiu-se, sendo que o percentual utilizado (de melhor resultado no item 4.4.3) foi o de 0%. Visto que as duas outras técnicas forneceram estimativas não nulas para o parâmetro de locação, a Weibull de dois parâmetros configurou nestes grupos com superioridade sobre a de três parâmetros.

Assim como foi observado de forma individual para a aderência e para o erro padrão, ao se combinar os escores das duas estatísticas, a má definição entre as técnicas para o Grupo 3 se manteve. O melhor desempenho, embora pouco definido, também foi com a técnica do percentual do diâmetro mínimo, com escore de 31,56. A técnica da compatibilização da área basal ficou em segundo (escore de 33,56) e a da regressão em último lugar (escore de 34,89). Esta má definição trouxe certo grau de indiferença para as técnicas, embora a técnica do percentual do diâmetro mínimo tenha uma margem levemente melhor.

Para o Grupo 4 ocorreu uma segregação mais definida entre técnicas, ficando a técnica do percentual do diâmetro mínimo em primeiro lugar, com escore de 26,65, seguida das técnicas da regressão (escore de 31,53) e da compatibilização com a área basal (escore de 41,82). O percentual utilizado foi o de 90%, de melhor desempenho comprovado anteriormente.

No caso dos dois últimos grupos, ficou clara a predominância absoluta da Weibull de três parâmetros, visto que todas as técnicas utilizaram estimativas não nulas para seu parâmetro de locação.

TABELA 7.1 – ESCORES FINAIS OBTIDOS EM CADA TÉCNICA E EM CADA ESTATÍSTICA, DENTRO DE CADA GRUPO DE IDADE.

Técnica	Grupo 1			Grupo 2			Grupo 3			Grupo 4			Total Geral
	Syx%	Dmax	Total										
Percentual	17,05	17,43	17,24	18,22	20,93	19,57	30,67	32,44	31,56	25,63	27,67	26,65	23,75
Regressão	49,05	48,95	49,00	47,67	47,29	47,48	34,22	35,56	34,89	32,08	30,97	31,53	40,72
Compatibilização	33,90	33,62	33,76	34,11	31,78	32,95	35,11	32,00	33,56	42,30	41,35	41,82	35,52

7.5 CONCLUSÕES

Comparando-se as três técnicas testadas, a que apresenta os melhores resultados gerais é a técnica do percentual do diâmetro mínimo, seguida pela técnica da compatibilização com a área basal do povoamento e por fim a técnica da regressão. Esta ordem é observada em todos os grupos de idade, com boa definição nos Grupos 1, 2 e 4, respectivamente com idades de 2 a 5, 5 a 9 e 13 a 18 anos. O Grupo 3 (9 a 13 anos) apresenta má definição entre as técnicas.

Para os Grupos 1, 2 e 4 a técnica que fornece as melhores aderências é a do percentual do diâmetro mínimo. Para o Grupo 3, resultados muito semelhantes em aderência são alcançados com as técnicas da compatibilização com a área basal e do percentual do diâmetro mínimo. Para todos os grupos de idade, a técnica do percentual do diâmetro mínimo é a que fornece os menores valores de erro padrão da estimativa.

Devido à simplicidade e aos resultados demonstrados, a técnica do percentual do diâmetro mínimo é recomendada para uso em povoamentos seminais não desbastados de *Eucalyptus grandis* em todos os grupos de idade analisados.

A influência da idade na seleção do percentual a ser utilizado é significativa, tornando necessária a segregação do conjunto de dados analisado em grupos de idade mais homogêneos. Técnicas multivariadas parecem promissoras para executar esta segregação, incluindo também outras variáveis que não só o número de classes e o tamanho de classe.

8 REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ABREU, E.C.R.; SCOLFORO, J.R.S.; OLIVEIRA, A.D. de; MELLO, J.M. de; KANEGAE JR, H. Modelagem para prognose precoce do volume por classe diamétrica para *Eucalyptus grandis*. **Scientia Forestalis**, n. 61, p. 86-102, jun., 2002.

ACERBI JR, F.W.; SCOLFORO, J.R.S.; OLIVEIRA, A.D. de; MAESTRI, R. Modelo para prognose do crescimento e da produção e análise econômica de regimes de manejo para *Pinus taeda* L. **Revista Árvore**, v. 26, n. 6, p. 699-713, Viçosa, MG, 2002.

AL-FAWZAN, M.A. **Methods for estimating the parameters of the Weibull distribution**. King Abdulaziz City for Science and Technology, Saudi Arabia, 11 p., 2000.

ARCE, J.E. Obtenção de alturas parciais em árvores com funções de afilamento polinomiais de grau elevado através do método da bisseção. **Revista Ciências Exatas e Naturais**, v. 4, n. 1, jan-jun, 2002.

ARCE, J.E. Modelagem da estrutura de florestas clonais de *Populus deltoides* Marsh através de distribuições diamétricas probabilísticas. **Ciência Florestal**, v. 14, n. 1, p. 149-164, Santa Maria, 2004.

BAILEY, R.L.; DELL, J.R. Quantifying diameter distributions with the Weibull function. **Forest Science**, Bethesda, v. 19, n.2, p. 97-104, 1973.

BALDWIN JR, V.C.; PETERSON, K.D.; BURKHART, H.E.; AMATEIS, R.L.; DOUGHERTY, P.M. Equations for estimating loblolly pine branch and foliage weight and surface area distributions. **Canadian Journal of Forest Research**, v. 27, p. 918-927, Canada, 1997.

BARROS, D.A. de; MACHADO, S. do A.; ACERBI JR, 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**, n. 45, p. 3-28, Colombo, jul-dez, 2002.

BARTOSZECK, A.C. de P. e S.; MACHADO, S. do A.; FIGUEIREDO FILHO, A.; OLIVEIRA, E.B. de. Modelagem da relação hipsométrica para bracatingais da Região Metropolitana de Curitiba-PR. **Revista Floresta**, v. 32, n. 2, p. 189-204, Curitiba, 2002.

BLANCO JORGE, L.A.; ARRUDA VEIGA, A.R. de; PONTILHA, A. de A.S. A função Weibull no estudo de distribuições diamétricas em povoamento de *Pinus elliottii* na Estação Experimental de Itapeva. **IPEF**, n. 43/44, p. 54-60, jan-dez, 1990.

CAO, Q.V. Predicting parameters of a Weibull function for modeling diameter distribution. **Forest Science**, v. 50, n. 5, p. 682-685, 2004.

CAO Q.V.; BALDWIN Jr, V.C. A new algorithm for stand table projection models. **Forest Science**, v. 45, n. 4, nov., p. 506-511, 1999.

CAO, Q.V.; BALDWIN Jr, V.C. Projecting a stand table through time. Tenth Biennial Southern Silvicultural Research Conference, **Anais...**, fev, Shreveport, LA, 1999.

CAO, Q.V.; BURKHART, H.E.; LEMIN JR, R.C. **Diameter distributions and yields of thinned loblolly pine plantations**. Publication n. FWS-1-82, School of Forestry and Wildlife Resources, Virginia Polytechnic Institute and State University, Blacksburg, Virginia, 1982.

CAO, Q.V.; MCCARTY, S.M. New method for estimating parameters of Weibull functions to characterize future diameter distributions in forest stands. Proceedings of the 13th biennial southern silvicultural research conference. **Anais...** Gen. Tech. Rep. SRS-92, Ashville, NC: U.S. Department of Agriculture, Forest Service, Southern Research Station, 640 p., 2006.

CAMPOS, J.C.C; LEITE, H.G. **Mensuração Florestal: Perguntas e Respostas**. 1 ed., Viçosa, MG, 407p., 2002.

CORTE, A.P.D.; SANQUETTA, C.R.; BERNI, D.M. Modelos de simulação para classe diamétrica em *Populus* sp. **Revista Acadêmica: Ciências Agrárias e Ambientais**, v. 2, n. 3, p. 33-40, jul-set, Curitiba, PR, 2004.

CUNHA NETO, F.R. da; SCOLFORO, J.R.S.; CALEGARIO, N; OLIVEIRA, A.D. de; KANEGAE JR, H. Modelo para predição da produção por classe de diâmetro para *Eucalyptus grandis*. **Revista Cerne**, v. 1, n. 1, p. 108-122, 1994.

DOURADO NETO, D.; ASSIS, J.P. de; TIMM, L.C.; MANFRON, P.A.; SPAROVEK, G.; MARTIN, T.N. Ajuste de modelos de distribuição de probabilidade a séries históricas de precipitação pluvial diária em Piracicaba – SP. **Revista Brasileira de Agrometeorologia**, v. 13, n. 2, p. 273-283, 2005.

EISFELD, R. de L.; SANQUETTA, C.R.; ARCE, J.E.; MAESTRI, R.; WEBER, K.S. Modelagem do crescimento e da produção de *Pinus taeda* L. por meio de função probabilística. **Revista Floresta**, v. 35, n. 2, p. 317-328, mai-ago, Curitiba, PR, 2005.

FEDUCCIA, D.P.; DELL, T.R; MANN JR, WF; CAMPBELL, T.E.; POLMER, B.H. **Yields of unthinned loblolly pine plantations on cutover sites in the West Gulf region**. US Department of Agriculture, Forest Service, Research Paper SO-148, 1979.

FERREIRA, D.F. **Estatística básica**. Ed. UFLA, 664 p., Lavras, 2005.

GARY, H.L. The vertical distribution of needles and branchwood of thinned and unthinned 80-year-old logpole pine. **Northwest Science**, v. 52, n. 4, p. 303-309, 1978.

GILLESPIE, A.R.; ALLEN, H.L.; VOSE, J.M. Amount and vertical distribution of foliage of young loblolly pine trees as affected by canopy position and silvicultural treatment. **Canadian Journal of Forest Research**, v. 24, Canada, 1994.

GOVE, J.H. Moment and maximum likelihood estimators for Weibull distributions under length- and área-biased sampling. **Environmental and Ecological Statistics**, n. 10, p. 455-467, 2003.

KNOEBEL, B.R.; BURKHART, H.E.; BECK, D.E. A growth and yield model for thinned stands of yellow-poplar. Forest Science Monograph 27, 1986, **Supplement to Forest Science**, v. 32, n. 2, 1988.

LEDUC, D.J.; MATNEY, T.G.; BELLI, K.L.; BALDWIN Jr, V.C. **Predicting diameter distributions of longleaf pine plantations: a comparison between artificial neural networks and other accepted methodologies**. Research Paper SRS-25, Asheville, NC: US Department of Agriculture, Forest Service, Southern Research Station, 18 p, 2001.

LEITE, H.T.; NOGUEIRA, G.S.; CAMPOS, J.C.C.; TARIZAWA, F.H.; RODRIGUES, F.L. Um modelo de distribuição diamétrica para povoamentos de *Tectona grandis* submetidos a desbaste. **Revista Árvore**, v. 30, n. 1, p. 89-98, Viçosa, MG, 2006.

MACHADO, S. do A.; FIGUEIREDO FILHO, A. **Dendrometria**. Editado pelos autores, 1 ed., 309 p., Curitiba, 2003.

MACHADO, S. do A.; MELLO, J.M. de; BARROS, D.A. de. Comparação entre métodos para avaliação de volume total de madeira por unidade de área, para o pinheiro-do-paraná, na região sul do Brasil. **Revista Cerne**, v. 6, n. 2, p. 55-66, 2000.

MAESTRI, R. **Estimativa de produção presente e future de volume de Madeira e peso de casca para povoamentos de acácia-negra (*Acacia mearnsii* De Wild)**. Universidade Federal do Paraná, Dissertação de Mestrado, 102 p., Curitiba, 1992.

MCLAUGHLIN, M.P. "... the very game..." **A tutorial on Mathematical Modelling**. Disponível em: www.geocities.com/~mikemclaughlin. Acessado em: 10/03/08.

NOGUEIRA, G.S.; LEITE, H.G.; CAMPOS, J.C.C.; SOUZA, A.L. de; COUTO, L. Determinação da idade técnica de desbaste em plantações de eucalipto utilizando o método dos ingressos percentuais. **Scientia Forestalis**, n. 59, p. 51-59, jun, 2001.

OLIVEIRA, A.D. de; FERREIRA, T.C.; SCOLFORO, J.R.S.; MELLO, J.M. de; REZENDE, J.L.P. Avaliação econômica de plantios de *Eucalyptus grandis* para produção de celulose. **Revista Cerne**, Lavras, v. 14, n. 1, p. 82-91, jan-mar, 2008.

PÉLLICO NETTO, S. **Biometria: Teoria de probabilidades**. Apostila de aula., 278 p., UFPR, Curitiba, PR, 1993.

PRODAN, M.; PETERS, R.; COX, F. REAL, P. **Mensura Forestal**. San José, Costa Rica, IICA/GTZ, 586 p., 1997.

SCHREUDER, H.T.; SWANK, W.T. Coniferous stands characterized with the Weibull distribution. **Canadian Journal of Forest Research**, n. 4, p. 518-523, 1974.

SCOLFORO, J.R.S. **Sistema integrado para predição e análise presente e futura do crescimento e produção, com otimização de remuneração de capitais, para *Pinus caribaea* var. *hondurensis***. Curitiba, Universidade Federal do Paraná, Tese de Doutorado, 290 p., 1990.

SCOLFORO, J.R.S. **Modelagem do crescimento e da produção de florestas plantadas e nativas**. Ed. UFLA/FAEPE, 441 p., Lavras, 1998.

SCOLFORO, J.R.S. **Biometria Florestal: Modelos de crescimento e produção florestal**. UFLA/FAEPE, 393 p., Lavras, 2006.

SCOLFORO, J.R.S.; ACERBI Jr, F.W.; OLIVEIRA, A.D. de; MAESTRI, R. Simulação e avaliação econômica de regimes de desbastes e desrama para obter madeira de *Pinus taeda* livre de nós. **Ciência Florestal**, v. 11, n. 1, p. 121-139, Santa Maria, RS, 2001.

SCOLFORO, J.R.S.; MACHADO, S. do A. Um sistema de crescimento e produção com simulador de desbaste. **Scientia Forestalis**, n. 50, p. 51-64, dez, 1996.

SILVA, B.B. da; ALVES, J.J.A.; CAVALCANTI, E.P.; DANTAS, R.T. Potencial eólico na direção predominante do vento no nordeste brasileiro. **Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental**, v. 6, n. 3, p. 431-439, Campina Grande, PB, 2002.

SOARES, T.S.; LEITE, H.G.; VALE, A.B. do; SOARES, C.P.B.; SILVA, G.F. da. Avaliação de um modelo de passo invariante na predição da estrutura de um povoamento de *Eucalyptus* sp. **Revista Árvore**, v. 31, n. 2, p. 275-283, Viçosa, MG, 2007.

TOMÉ, M.; RIBEIRO, F.; FAIAS, S. Relação hipsométrica geral para *Eucalyptus globulus* Labill. em Portugal. **Silva Lusitana**, v. 15, n. 1, p. 41-55, Lisboa, Portugal, 2007.

TRINCADO, G.V.; QUEZADA, R.P.; GADOW, K. von. A comparison of two stand table projection methods for young *Eucalyptus nitens* (Maiden) plantations in Chile. **Forest Ecology and Management**, n. 180, p. 443-451, 2003.

VALLEJOS, O.S.B. **Sistema de simulação de crescimento e produção de *Populus* spp., no Chile (Sistema SALICA)**. Tese de doutorado, 113 p., UFPR, 2003.

VALLEJOS, O.S.B.; SANQUETTA, C.R.; ARCE, J.E.; MACHADO, S. do A.; DALLA CORTE, A.P. Proposta metodológica para o ajuste ótimo da distribuição diamétrica Weibull 3P. **Revista Floresta**, v. 34, n. 3, p. 387-393, set-dez, Curitiba, PR, 2004.

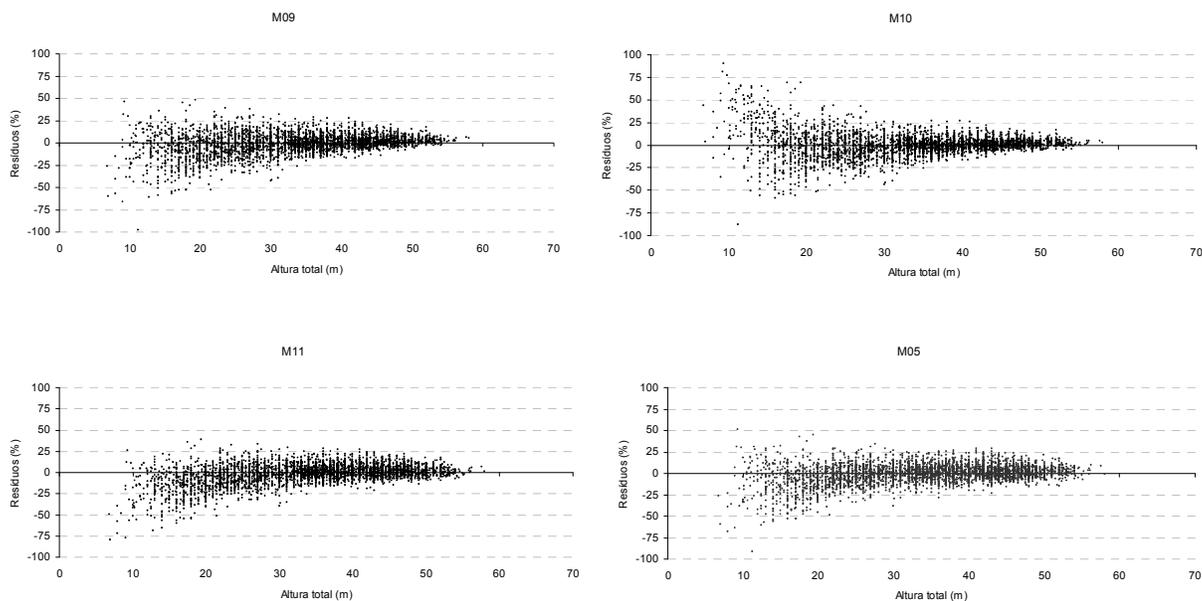
WEIBULL, W. A statistical distribution function of wide applicability. **Journal of Applied Mechanics**, Stockholm, Sweden, p. 293-297, September, 1951.

WEISE, D.R.; GLOVER, G.R. A simulation study of hardwood rootstock populations in young loblolly pine plantations. **Simulation**, p. 112-119, september, 1988.

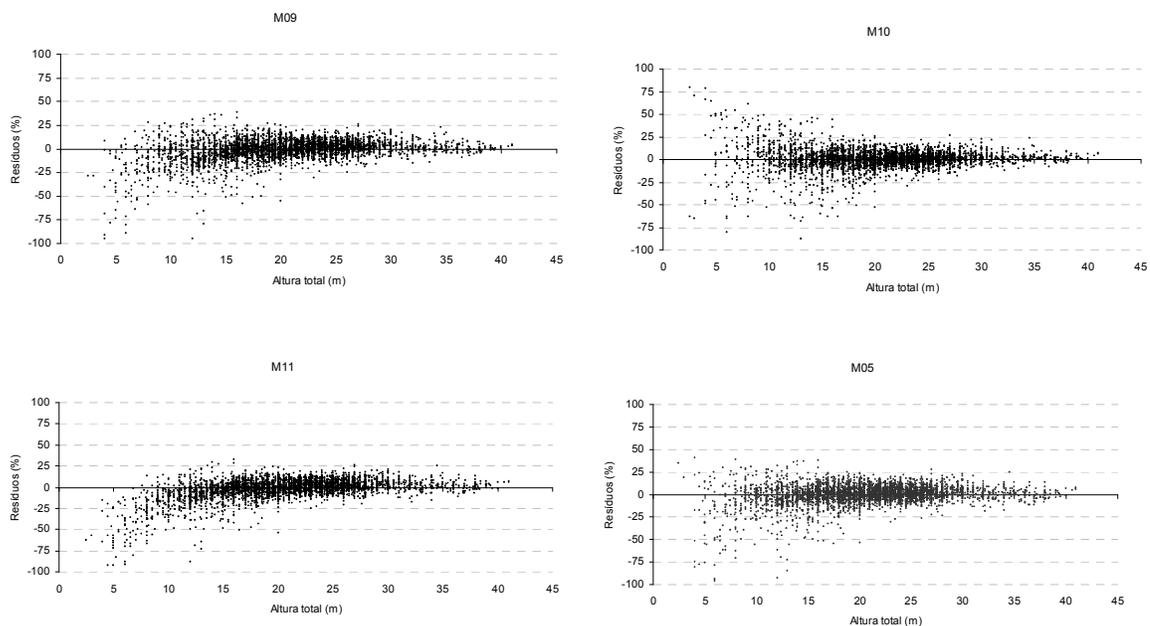
ZARNOCH, S.J.; DELL, T.R. An evaluation of percentile and maximum likelihood estimators of Weibull parameters. **Forest Science**, v. 31, n. 1, p. 260-268, 1985.

9 APÊNDICES

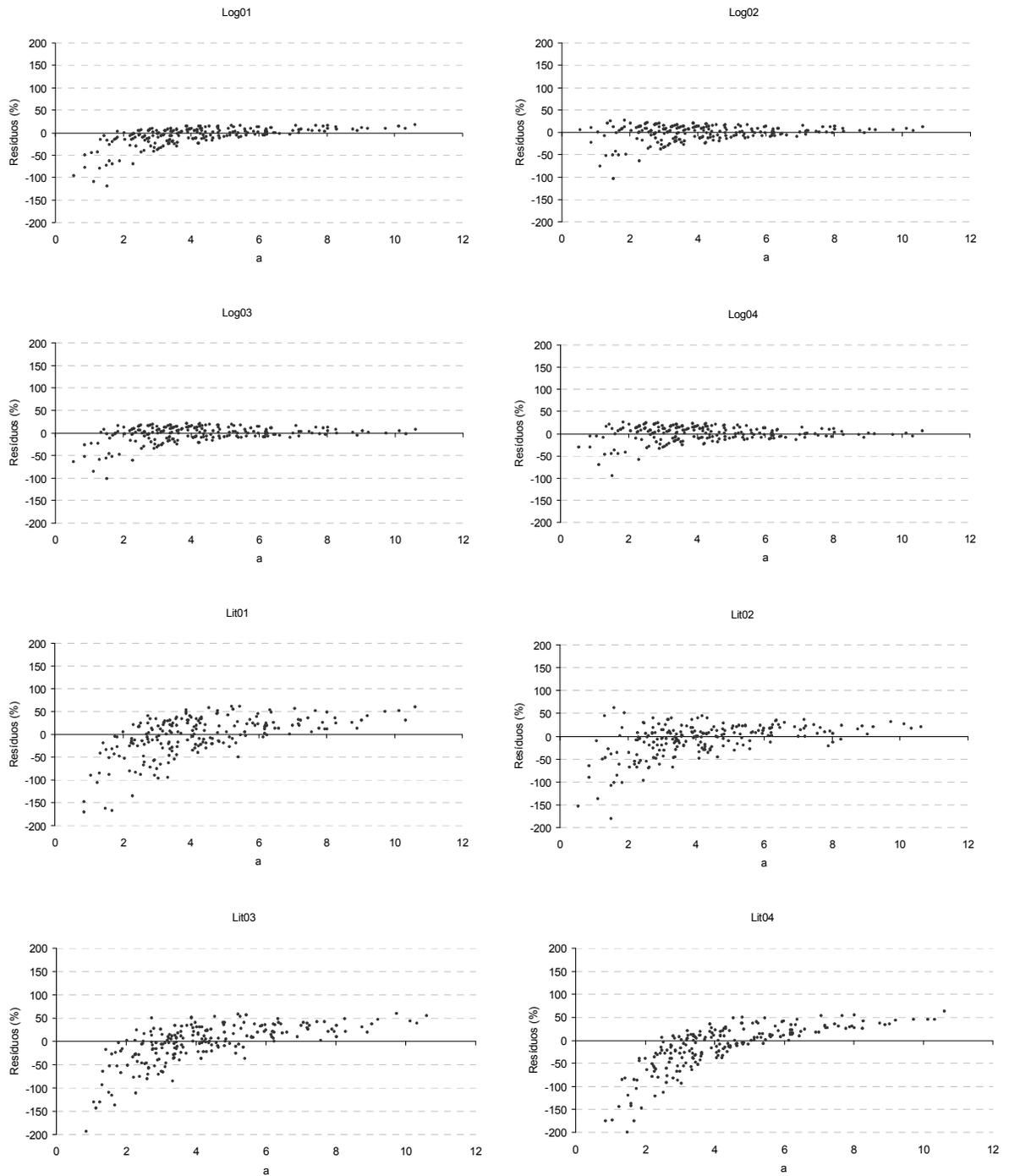
APÊNDICE 1 – DISPERSÃO DOS RESÍDUOS PARA OS MODELOS HIPSONÔMETRICOS AJUSTADOS PARA AS IDADES MAIORES OU IGUAIS A 8 ANOS.



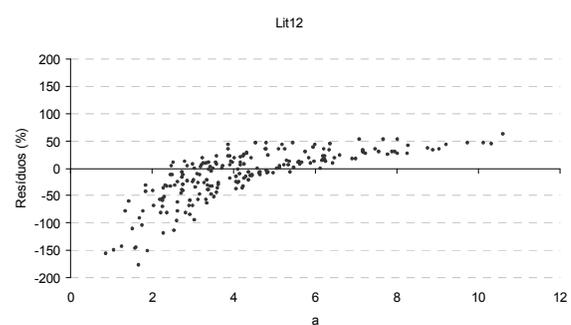
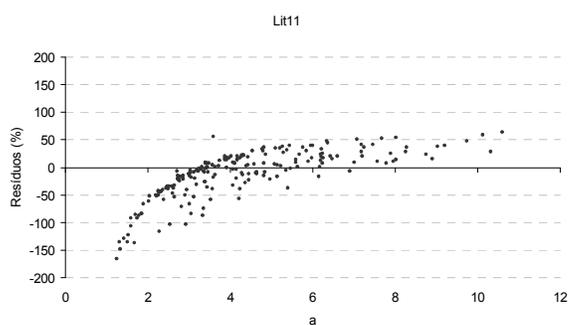
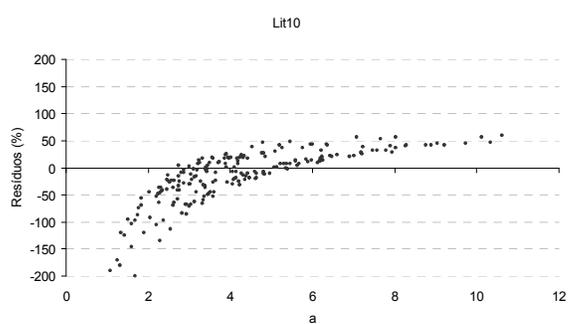
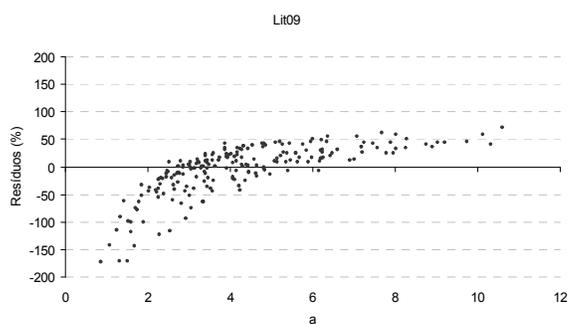
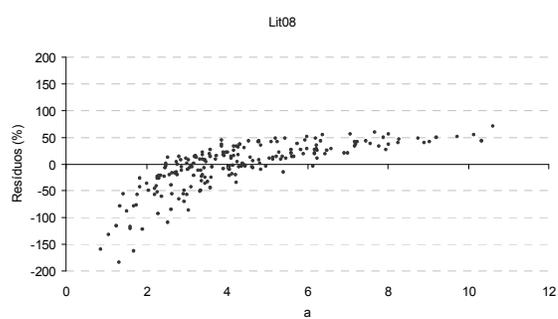
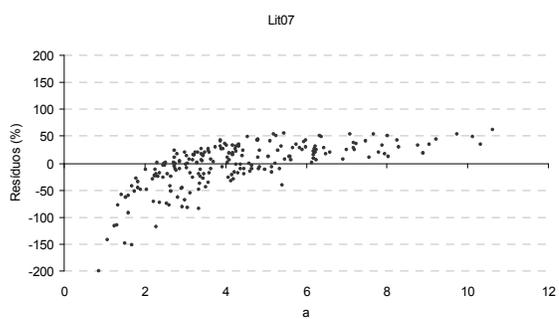
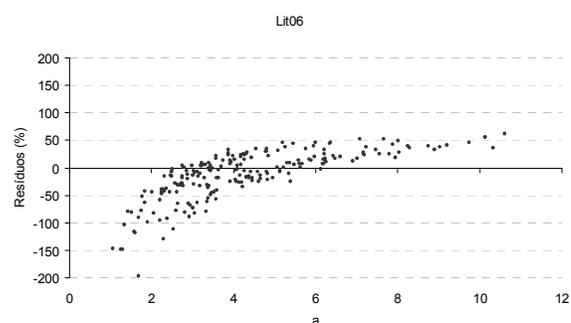
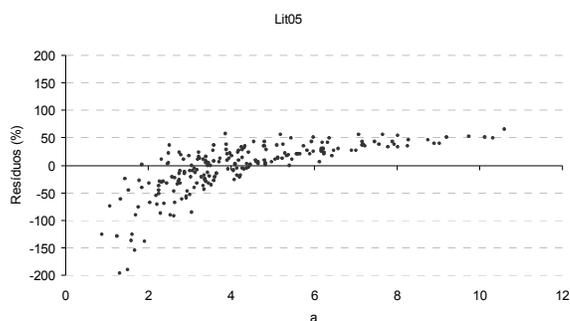
APÊNDICE 2 – DISPERSÃO DOS RESÍDUOS PARA OS MODELOS HIPSONÔMETRICOS AJUSTADOS PARA AS IDADES MENORES QUE 8 ANOS.



APÊNDICE 3 – DISPERSÃO DOS RESÍDUOS DOS MODELOS ESTIMADORES DO PARÂMETRO DE LOCAÇÃO.



Apêndice 3 – Cont.



Apêndice 3 – Cont.

