



PAULA CAROLINA GOMIDES VITOR

**MODELAGEM DO CRESCIMENTO E
PRODUÇÃO EM POVOAMENTOS
DESBASTADOS DE *Eucalyptus grandis*.**

LAVRAS-MG

2016

PAULA CAROLINA GOMIDES VITOR

**MODELAGEM DO CRESCIMENTO E PRODUÇÃO EM
POVOAMENTOS DESBASTADOS DE *Eucalyptus grandis***

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

Orientador:

Prof. Dr. José Roberto Soares Scolforo

LAVRAS-MG

2016

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

Vitor, Paula Carolina Gomides.

Modelagem do Crescimento e Produção em Povoamentos
Desbastados de *Eucalyptus grandis*. / Paula Carolina Gomides

Vitor. – Lavras : UFLA, 2016.

123 p.

Dissertação (mestrado acadêmico)–Universidade Federal de
Lavras, 2016.

Orientador(a): José Roberto Soares Scolforo.

Bibliografia.

1. Eucalipto desbastado. 2. Múltiplos produtos. 3. Variações
climáticas. I. Universidade Federal de Lavras. II. Título.

PAULA CAROLINA GOMIDES VITOR

**MODELAGEM DO CRESCIMENTO E PRODUÇÃO EM
POVOAMENTOS DESBASTADOS DE *Eucalyptus grandis***

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

APROVADA em 15 de abril de 2016.

Dra. Ivonise Silva Andrade

Inventar GMB Consultoria

Dr. Antônio Donizette de Oliveira

UFLA

Prof. Dr. José Roberto Soares Scolforo
Orientador

LAVRAS-MG

2016

A Deus, por ser a base da minha vida.
A minha Tia Marina, que está junto Dele.

DEDICO

AGRADECIMENTOS

Agradeço primeiramente a Deus por sempre guiar os meus passos e abençoar a minha vida.

Aos meus pais, Paulo e Eliana, pela oportunidade oferecida, confiança e ensinamentos. Vocês são a expressão do amor para mim.

A meu irmão Pedro Paulo, por ser o meu grande amigo e companheiro de vida.

Ao Henrique, pela imensa colaboração dada neste trabalho e por tantas outras. Também por compartilhar esta longa caminhada comigo, serei sempre grata.

A minha família, por todos os bons momentos vividos quando estamos juntos, especialmente aos meus avós Marinho, Ilza e Laura.

Ao Professor José Roberto Soares Scolforo, por todos os anos de orientação, e pelo enorme ensinamento partilhado.

A todos os meus amigos, especialmente aos companheiros de LEMAF, pelos muitos anos de convivência, ajudas e bons momentos vividos.

A todos os Professores da Universidade Federal de Lavras que contribuíram para o meu crescimento pessoal e profissional.

Ao programa de Pós-Graduação em Engenharia Florestal da Universidade Federal de Lavras e a CAPES pela concessão de bolsa de estudos. Também ao Laboratório de Estudos e Projetos em Manejo Florestal (LEMAF) pelo enriquecimento profissional.

Muito obrigada!

“A inconformidade nos coloca na busca”

RESUMO

O objetivo deste estudo foi de desenvolver um sistema de modelos de crescimento e produção para povoamentos de *Eucalyptus spp.*; e de avaliar o comportamento de seu crescimento em cenários com redução ou acréscimo de 10% da precipitação. As funções de distribuição de probabilidade Weibull 2 e 3 parâmetros e Johnson S_B foram avaliadas por diferentes métodos. Foi analisada a correlação entre os parâmetros ajustados com a idade. O comportamento do crescimento em altura dominante foi aferido para verificar se haveriam mudanças entre os povoamentos desbastados e não desbastados. As variáveis do povoamento altura dominante e área basal foram projetadas e, simultaneamente, preditas e projetadas, respectivamente. Foram montadas equações para árvore individual, as quais foram ajustadas em função das variáveis a nível do povoamento, a fim de se reduzir a propagação de erros. O programa R foi utilizado para ajustar todos os modelos propostos e, conseqüentemente, todos os modelos ajustados foram avaliados pelo seu parâmetro de significância (Teste F) e gráficos de linha 1:1 dos valores preditos em relação aos valores observados. O sistema de prognose foi feito de duas maneiras, primeiro usando todo o conjunto de dados e, posteriormente, um segundo conjunto de dados que foi restrito até a idade de 7,5 anos. Um aumento ou decréscimo em 10% da precipitação foi avaliado através da atualização da função de índice de sítio. O método dos Momentos foi o mais preciso para descrever a distribuição de diâmetros para cada idade em povoamentos de eucalipto para as funções Johnson S_B e Weibull 2 parâmetros. Quando observada a correlação dos parâmetros de cada fdp com a idade, observou-se que os parâmetros de forma para povoamentos desbastados não foram correlacionados com a idade, diferentemente de povoamentos não-desbastados. Assim, o efeito do desbaste foi contabilizado na predição e projeção da área basal. Este resultado enfatizou a necessidade da aplicação do método de Recuperação de Parâmetros, a fim de se avaliar as diferenças e captar o correto padrão para povoamentos desbastados e não desbastados no futuro. A altura dominante não foi influenciada pela intensidade de desbaste. Portanto, o modelo de Chapman-Richards foi usado tanto em povoamentos desbastados quanto em não desbastados. Todas as equações ajustadas apresentaram uma boa precisão, seja usando a base de dados total ou a precoce. O sistema de prognose usando a base de dados total e/ou a base de dados precoce foi avaliado usando-se a Recuperação de Parâmetros para as fdps Weibull e Johnson S_B , sendo que análises estatísticas e de precisão gráfica mostraram resultados apropriados. Finalmente, o aumento ou decréscimo do regime de precipitação foram observados concluindo-se que o padrão de crescimento desta espécie é estritamente afetado pela água.

Palavras-chave: Eucalipto desbastado. Múltiplos produtos. Variações climáticas.

ABSTRACT

The aim of the study was to develop a system of growth and yield models for thinned stands of *Eucalyptus* spp.; and to assess the behavior of the growth in scenarios with 10% decrease or increase in rainfall. The probability distribution functions Weibull 2 and 3 parameters and Johnson S_B for different methods were fitted. Correlation between the fitted parameters with age was evaluated. Dominant height growth behavior was evaluated to check if thinned stand changes its growth when compared to a non-thinned stands. The stand variables dominant height and basal area were projected and simultaneously predicted and projected, respectively. Individual tree equations were fitted, which were fitted as functions of stand level variables in order to decrease the error propagation. R software was used to fit all the proposed models and consequently all the fitted models were evaluated by their parameters significance (F-test) and graphs of predicted values in relation to the observed values around the 1:1 line. Thus, the prognosis system was made by two ways, first one using the full data set, and for the second one the dataset was restricted at age 7.5. Increase and decrease in 20% of rainfall were assessed by updating the site index function. Method of moments was the most precise to describe the diameter distribution for every age in eucalyptus stands for Johnson S_B and Weibull 2 parameters pdfs. When observed for each pdf the correlation for their fitted parameters with age, we noticed that shape parameters for a thinned stand were no longer correlated with age, differently of non-thinned stands. Thus, thinning effect was accounted in the basal area prediction and projection modeling. This result emphasized the necessity of applying the Parameter Recovery method in order to assess differences and capture the right pattern for thinned and non-thinned stands in the future. Dominant height was not influenced by thinning intensity. Therefore the fitted Chapman-Richards model did not account for a stand being thinned or not. All the fitted equations behaved with good precision, no matter using full or precocious dataset. The prognosis system using full and/or precocious date set was evaluated for when using Parameter Recovery method for S_b and Weibull pdfs, and by then, graphical analysis and precision statistics showed appropriated results. Finally, the increase or decrease in rainfall regime were observed for eucalyptus stand yields and we may notice how important is to observe this effect, since the growth pattern is strictly affected by water.

Keywords: Thinned Stand. Multiple products. Climatic variations.

LISTA DE ILUSTRAÇÕES

Figura 1	Distribuição dos resíduos, em metros, em função da Hdom estimada pelo modelo de Chpaman-Richards, para a base de dados total.	79
Figura 2	Hdom estimada em relação à Hdom observada para a base de dados total.	80
Figura 3	Distribuição dos resíduos, em metros, em função da Hdom estimada pelo modelo de Chpaman-Richards, para a base de dados precoce.	82
Figura 4	Hdom estimada em relação a Hdom observada para a base de dados precoce.	83
Figura 5	Projeção da Hdom estimada em relação a Hdom observada para a base de dados total.	91
Figura 6	Projeção da Hdom estimada em relação a Hdom observada para a base de dados precoce.	92
Figura 7	Projeção de G estimada em relação a G observada para a base de dados total.	93
Figura 8	Projeção de G estimada em relação a G observada para a base de dados precoce.	94
Figura 9	Projeção de Dmín estimado em relação a Dmín observado para a base de dados total.	95
Figura 10	Projeção de Dmín estimado em relação a Dmín observado para a base de dados total.	95
Figura 11	Projeção de Dmáx estimado em relação a Dmáx observado para a base de dados total.	96
Figura 12	Projeção de Dmáx estimado em relação a Dmáx observado para a base de dados precoce.	96
Figura 13	Projeção da variância estimado em relação a variância observado para a base de dados total.	97
Figura 14	Projeção da variância estimado em relação a variância observado para a base de dados precoce.	98
Figura 15	Projeção do desvio padrão estimado em relação ao desvio padrão observado para a base de dados total.	98
Figura 16	Projeção do desvio padrão estimado em relação ao desvio padrão observado para a base de dados precoce.	99
Figura 17	Projeção do volume estimado em relação ao volume observado para a base de dados total considerando a função de Johnson S_B .	101
Figura 18	Projeção do volume estimado em relação ao volume observado para a base de dados precoce considerando a função de Johnson S_B .	101
Figura 19	Projeção do volume estimado em relação ao volume observado para a base de dados total considerando a função Weibull 2 parâmetros.	102

Figura 20 Projeção do volume estimado em relação ao volume observado para a base de dados precoce considerando a função Weibull 2 parâmetros..... 102

LISTA DE TABELAS

Tabela 1	Caracterização dos Tratamentos (Trat.) referentes a cada um dos quatro Experimentos (Exp.), sendo o 1º e 2º desbastes em anos.	29
Tabela 2	Valores médios anuais das variáveis climáticas analisadas.	32
Tabela 3	Número de parcelas que foram aceitas pelo teste KS a 0,05% de probabilidade, % de aceite das mesmas (%Aceite) e análise de erro (%Erro).	58
Tabela 4	Número de parcelas que foram aceitas pelo teste KS a 0,05% de probabilidade, % de aceite das mesmas (%Aceite) e análise de erro (%Erro) para cada tratamento avaliado.	59
Tabela 5	Correlação entre os parâmetros da distribuição de Johnson S_B com a idade, onde Par. (Parâmetros da distribuição) e Prob (Probabilidade).	67
Tabela 6	Correlação entre os parâmetros da distribuição Weibull 2 parâmetros com a idade, onde Par. (Parâmetros da distribuição) e Prob (Probabilidade).	68
Tabela 7	Correlação entre os parâmetros da distribuição de Johnson S_B com a idade, onde Par. (Parâmetros da distribuição) e Prob (Probabilidade), considerando os dados que não sofreram desbaste.	69
Tabela 8	Correlação entre os parâmetros da distribuição Weibull 2 parâmetros com a idade, onde Par. (Parâmetros da distribuição) e Prob (Probabilidade), considerando os dados que não sofreram desbaste.	69
Tabela 9	Correlação entre os parâmetros da distribuição de Johnson S_B com a idade, onde Par. (Parâmetros da distribuição) e Prob (Probabilidade), considerando os dados que sofreram um desbaste.	70
Tabela 10	Correlação entre os parâmetros da distribuição Weibull 2 parâmetros com a idade, onde Par. (Parâmetros da distribuição) e Prob (Probabilidade), considerando os dados que sofreram um desbaste.	70
Tabela 11	Correlação entre os parâmetros da distribuição de Johnson S_B com a idade, onde Par. (Parâmetros da distribuição) e Prob (Probabilidade), considerando os dados que sofreram dois desbastes.	70
Tabela 12	Correlação entre os parâmetros da distribuição Weibull 2 parâmetros com a idade, onde Par. (Parâmetros da distribuição) e Prob (Probabilidade), considerando os dados que sofreram dois desbastes.	71
Tabela 13	Análise de variância para idade de 9 anos, em que Trat. (Tratamentos), GL (Graus de Liberdade), SQ (Soma de Quadrados), QM (Quadrado Médio) e CV% (Coeficiente de Variação, em por cento).	73

Tabela 14	Análise de variância para idade de 10 anos, em que Trat, (Tratamentos), GL (Graus de Liberdade), SQ (Soma de Quadrados), QM (Quadrado Médio) e CV% (Coeficiente de Variação, em por cento).	73
Tabela 15	Análise de variância para idade de 11 anos, em que Trat, (Tratamentos), GL (Graus de Liberdade), SQ (Soma de Quadrados), QM (Quadrado Médio) e CV% (Coeficiente de Variação, em por cento).	74
Tabela 16	Análise de variância para idade de 12 anos, em que Trat, (Tratamentos), GL (Graus de Liberdade), SQ (Soma de Quadrados), QM (Quadrado Médio) e CV% (Coeficiente de Variação, em por cento).	74
Tabela 17	Análise de variância para idade de 13,5 anos, em que Trat, (Tratamentos), GL (Graus de Liberdade), SQ (Soma de Quadrados), QM (Quadrado Médio) e CV% (Coeficiente de Variação, em por cento).	75
Tabela 18	Análise de variância para idade de 15 anos, em que Trat, (Tratamentos), GL (Graus de Liberdade), SQ (Soma de Quadrados), QM (Quadrado Médio) e CV% (Coeficiente de Variação, em por cento).	75
Tabela 19	Teste de Tukey aplicado a idade de 15 anos para comparação da média das Hdom entre seus tratamentos.	76
Tabela 20	Produção média de cada experimento ao longo das idades de 9, 10, 11, 12, 13.5 e 15 anos para cada experimento	77
Tabela 21	Análise de variância da Hdom para base de dados total, em que GL (Graus de Liberdade), SQ (Soma de Quadrados), QM (Quadrado Médio).....	79
Tabela 22	Estimativa dos parâmetros da Hdom para base de dados total, onde Erro Padrão (Erro Padrão aproximado) e Lim. Aproximação (Limite de Aproximação, com 95% de confiabilidade).....	79
Tabela 23	Análise de variância da Hdom para base de dados estratificada, em que GL (Graus de Liberdade), SQ (Soma de Quadrados), QM (Quadrado Médio).....	81
Tabela 24	Estimativa dos parâmetros da Hdom para base de dados total, onde Erro Padrão (Erro Padrão aproximado) e Lim. Aproximação (Limite de Aproximação, com 95% de confiabilidade).....	81
Tabela 25	Análise de variância da G para base de dados total, em que GL (Graus de Liberdade), SQ (Soma de Quadrados), QM (Quadrado Médio).....	84
Tabela 26	Estimativa dos parâmetros da G para base de dados total.	84

Tabela 27	Análise de variância da G para base de dados estratificada, em que GL (Graus de Liberdade), SQ (Soma de Quadrados), QM (Quadrado Médio).....	85
Tabela 28	Estimativa dos parâmetros da G para base de dados estratificada.....	85
Tabela 29	Análise de variância do Dmín para base de dados total, em que GL (Graus de Liberdade), SQ (Soma de Quadrados), QM (Quadrado Médio).....	86
Tabela 30	Análise de variância do Dmín para base de dados estratificada, em que GL (Graus de Liberdade), SQ (Soma de Quadrados), QM (Quadrado Médio).....	87
Tabela 31	Análise de variância do Dmáx para base de dados total, em que GL (Graus de Liberdade), SQ (Soma de Quadrados), QM (Quadrado Médio).....	87
Tabela 32	Análise de variância do Dmáx para base de dados estratificada, em que GL (Graus de Liberdade), SQ (Soma de Quadrados), QM (Quadrado Médio).....	87
Tabela 33	Análise de variância do ln(Dg-Dméd) para base de dados total, em que GL (Graus de Liberdade), SQ (Soma de Quadrados), QM (Quadrado Médio).....	88
Tabela 34	Análise de variância do ln(Dg-Dméd) para base de dados estratificada, em que GL (Graus de Liberdade), SQ (Soma de Quadrados), QM (Quadrado Médio).....	88
Tabela 35	Estimativa dos parâmetros da H genérica para base de dados total.	89
Tabela 36	Estimativa dos parâmetros da H genérica para base de dados estratificada.....	89
Tabela 37	Estimativa dos parâmetros do volume para base de dados total.....	90
Tabela 38	Estimativa dos parâmetros do volume para base de dados estratificada.....	90
Tabela 39	Avaliação estatística dos modelos de Johnson S _B pela base de dados total (1) e pela base de dados precoce (2) e da função Weibull 2 parâmetros pela base de dados total (3) e pela base de dados precoce (4).....	103
Tabela 40	Correlação entre as variáveis climáticas testadas e a Hdom, em que PPT (valor de precipitação anual médio) e Tmín (temperatura mínima).....	105
Tabela 41	Estimativa dos parâmetros do sítio com adição da variável ambiental PPT (Precipitação anual média).....	105
Tabela 42	Avaliação do volume (m ³) considerando os três cenários climáticos gerados pela atualização de sítio.....	106
Tabela 43	Impacto percentual gerado pela redução ou adição de 10% na precipitação média anual.	107

SUMÁRIO

1. INTRODUÇÃO	16
2. OBJETIVOS	17
2.1 Objetivos Específicos	17
3. REFERENCIAL TEÓRICO	18
3.1 Modelos	18
3.2 Modelos de Crescimento e Produção.....	19
3.3 Modelos por Classes Diamétricas.....	20
3.3.1 Modelos de Classe Diamétrica para Áreas Desbastadas.....	22
3.3.2 Testes para avaliação do ajuste das Distribuições	23
3.4 Variáveis Climáticas na Modelagem Florestal	24
4. MATERIAL E MÉTODOS	26
4.1 Base de Dados.....	26
4.1.1 Descrição fisiográfica e sócio-econômica da área de estudo	26
4.1.2 Descrição da Base de Dados	28
4.2 Densidade de probabilidade aplicada à descrição do Eucalipto	32
4.2.1 A função Weibull.....	33
4.2.2 A função Johnson S_B	37
4.3 Seleção do Método de ajuste e da distribuição mais precisa	42
4.4 Correlação de parâmetros em função da idade	43
4.5 Avaliação do efeito do desbaste sob o desenvolvimento da Altura Dominante.....	44
4.6 Prognose da produção	45
4.6.1 Equações de Povoamento	46
4.7 Equações para Árvore Individual.....	50
4.7.1 Diâmetro mínimo	51
4.7.2 Diâmetro máximo	51
4.7.3 Variância dos diâmetros.....	52
4.7.4 Altura genérica e Volume	53

4.8	Apuração dos modelos para o sistema de prognose.....	54
4.9	Impacto Sofrido por Povoamentos desbastados ou não em decorrência de Variações Climáticas.....	56
5.	RESULTADOS E DISCUSSÃO.....	57
5.1	Definição da melhor distribuição e método de ajuste.....	57
5.2	Correlação dos parâmetros em função da idade.....	67
5.2.1	Ajustes considerando a base de dados total.....	67
5.2.2	Ajustes considerando a base de dados estratificada.....	68
5.3	Avaliação do efeito do desbaste sobre o desenvolvimento da Altura Dominante (Hdom).....	72
5.4	Prognose da produção.....	78
5.4.1	Modelos de Povoamento.....	78
5.4.2	Modelos de Árvore Individual.....	86
5.4.3	Modelos de Altura Genérica e Volume Estimado.....	89
5.5	Apuração dos modelos para o sistema de prognose.....	90
5.5.1	Altura Dominante.....	91
5.5.2	Área Basal.....	93
5.5.3	Diâmetro mínimo e Diâmetro máximo.....	94
5.5.4	Variância do Diâmetro.....	97
5.5.5	Estatísticas do Sistema Total.....	100
5.6	Impacto na produtividade sofrido pela variação climática.....	104
6.	CONCLUSÃO.....	109
	REFERÊNCIAS.....	111

1. INTRODUÇÃO

A projeção da área de florestas plantadas para a América Latina até a ano de 2020 é de 12 milhões de ha (FERRAZ-FILHO, 2009). Atualmente, só o Brasil dispõe de 7,7 milhões desta parcela, a qual abrange 1% das áreas produtivas do país, sendo, majoritariamente, compostas pelos gêneros *Eucalyptus* e *Pinus*, os quais ocupam 71,9% e 20,6%, respectivamente, do total desta área (PAINEL FLORESTAL, 2015). O setor florestal atingiu um PIB de 60,62 bilhões de reais no ano de 2014, o que representou uma participação de 1,1% no PIB nacional e 5,5% no PIB industrial (CIRILLO, 2015).

Ressalta-se que a maior parte da produção florestal brasileira é voltada para o segmento de celulose e papel (INDÚSTRIA BRASILEIRA DE ÁRVORES, 2015). Todavia, as empresas florestais estão continuamente observando as tendências do mercado consumidor, o qual sofre mudanças constantes. Desta forma, para que a empresa florestal não seja dependente das oscilações do mercado em seguimentos isolados, é fundamental que se aplique o conceito de florestas de usos múltiplos, em que se visa produzir não somente celulose, mas também madeira para produtos serrados, faqueados, laminados, chapas, energia, dentre outros fins (ACERBI JÚNIOR et al., 1999).

A fim de que as necessidades do mercado sejam atendidas em médio e em longo prazo, as empresas florestais necessitam monitorar, periodicamente, seus povoamentos. Para tanto, é imprescindível que um sistema de predição presente e futura da produção seja empregado, pois ele irá permitir que sejam definidas, com antecedência, as estratégias de manejo a serem adotadas para o povoamento florestal (SCOLFORO; THIERSCHI, 1998). Este sistema deve ser lastreado em função da idade, do sítio e da densidade inicial, para que seu planejamento seja realizado de forma adequada.

Normalmente, os plantios manejados para obtenção de produtos madeireiros são caracterizados por sofrerem intervenções silviculturais, como o desbaste e a desrrama, ao longo da vida do povoamento. No entanto, a aplicação destes procedimentos torna o custo da floresta mais caro. A justificativa econômica, para adotar este tipo de manejo, pode ser fundamentada na avaliação do crescimento e produção baseada na informação de distribuição de diâmetros da floresta (SCOLFORO et al., 2003).

Com o propósito de se buscar informações, ainda, mais precisas sobre o estoque do crescimento anual do povoamento, podem-se considerar suas variações climáticas interanuais sofridas. Povoamentos de eucalipto, por exemplo, são drasticamente afetados por estas mudanças (STAPE; BINKLEY; RYAN, 2004; ALMEIDA et al., 2004). A variável climática pode ser incorporada ao modelo de sítio, como já testado por Ferraz-Filho et al. (2011) e Castro Neto (2015). Por meio deste método, é possível gerar cenários considerando a variação climática, fato que, novamente, contribui para as informações da tomada de decisão no planejamento florestal.

2. OBJETIVOS

O objetivo deste estudo foi de desenvolver um sistema integrado de modelagem do crescimento e da produção presente e futura em povoamentos desbastados de *Eucalyptus grandis*. Adicionalmente, avaliou-se o impacto sofrido neste sistema de prognose por meio de possíveis variações climáticas interanuais.

2.1 Objetivos Específicos

- Verificar qual distribuição, Weibull 2 e 3 parâmetros e Johnson S_B , melhor representou os povoamentos desbastados de *Eucalyptus grandis*, testando vários métodos de estimativa dos parâmetros;
- Avaliar as chances de sucesso das distribuições selecionadas em estudos de crescimento e produção, analisando a correlação entre os parâmetros estimados pelo método de ajuste proposto com relação à idade;
- Verificar se a altura dominante é influenciada pelo desbaste ou não;
- Estabelecer um sistema de previsão do crescimento e produção em área basal e altura dominante ao nível do povoamento;
- Derivar dos atributos do povoamento as distribuições diamétricas, de modo que haja compatibilidade entre o modelo por classe diamétrica e o modelo de povoamento;
- Validar o sistema de prognose, para que não haja perda de informações para modelagem, através da base de dados total e da base de dados precoce;
- Verificar o quanto as variações climáticas, na região de interesse podem afetar a produtividade final dos povoamentos avaliados, tanto desbastados quanto não desbastados.

3. REFERENCIAL TEÓRICO

3.1 Modelos

Modelos são idealizações da realidade. Segundo Schneider et al. (2008), a modelagem é um procedimento estatístico, englobando duas ou mais variáveis correlacionadas, visando ajustar uma equação. Pelo intermédio do uso de modelos, podem-se fazer inferências sobre a estrutura e a produtividade futura

de uma floresta usando dados do passado, sendo este o motivo para contínuos estudos a respeito deste tema (ABREU, 2000).

O progresso da tecnologia vem aumentando o poder de processamento dos modelos com qualidade, otimizando o tempo de trabalho e reduzindo gastos devido a sua aplicação (CHAVES et al., 2011), isto porque, se as previsões fossem feitas, naturalmente, seriam extremamente complexas, impossibilitando sua realização por questões práticas ou técnicas (MOSCOVICH, 2004).

Um modelo de crescimento é uma abstração da dinâmica natural de SCOLFo crescimento, mas também outras alterações na composição do povoamento florestal. Já os termos “crescimento e produção” são muito abrangentes e podem se referir desde processos de inventário à silvicultura quantitativa (CURTIS;HYINK, 1984).

3.2 Modelos de Crescimento e Produção

Um modelo de crescimento e produção é um sistema que fornece uma descrição quantitativa do desenvolvimento de um talhão para um determinado período de tempo, dependendo das condições e tratamentos aos quais é submetido (FERRAZ FILHO, 2009). Analisando-se o crescimento e a produção, os quais levam ao rendimento da floresta, juntamente com a análise de investimentos feita pelo gestor florestal, pode-se definir a rotação econômica ótima por sítio, avaliar quais produtos podem ser gerados e se existem excedentes ou sobras deles, além de influenciar na tomada de decisão sobre compra de novas terras (SCOLFORO et al., 2003).

Os primeiros estudos de crescimento e produção de uma floresta datam do século XVIII e, ainda, são um tema recorrente, pois a atividade florestal vem tornando-se um negócio economicamente viável e competitivo no cenário mundial (SCOLFORO, 2006). Assim, os estudos referentes a este tema também

têm apresentado evoluções significativas, a fim de se encontrar uma descrição mais completa e precisa da produção florestal, buscando um conhecimento não somente do estoque presente, mas também expectativas para futuras produções.

Duas grandes vertentes, com diferentes objetivos e técnicas de modelagem, vêm sendo estudadas para sua aplicabilidade, sendo elas: modelos baseados em processos (mecanicistas) e os modelos biométricos (descritivos ou empíricos). Enquanto os modelos baseados em processo dão respostas mais gerais, com previsões em situações fora do banco de dados utilizado para parametrização do modelo, os modelos empíricos são mais objetivos, porém são restritivos à base de dados a qual os originou (BURKHART, 1997; REED, 1997).

Existem três abordagens de modelos biométricos: modelo para povoamento, modelo por classe diamétrica e modelo para árvores individuais. Os modelos de povoamento compreendem equações que estimam o volume por unidade de área, e também são conhecidos como sistemas de predição explícitos; já os modelos por classe diamétrica requerem informações sobre a produção e a estrutura do povoamento, e também são chamados de modelos implícitos (DIAS et al., 2005). Por fim, o modelo que utiliza a árvore como unidade básica para predição é conhecido como o modelo de árvores individuais (CLUTTER, 1983).

3.3 Modelos por Classes Diamétricas

Segundo Loetsch, Zöhrer e Haller (1973), a distribuição de diâmetro aponta o estoque de crescimento e, como consequência, podem-se tirar conclusões sobre a estrutura da floresta. Assim, a prognose por classe diamétrica torna-se uma ferramenta de apoio ao planejamento florestal, pois permite compreender diferentes práticas de manejo através do incremento de volume por classe de diâmetro em diversos períodos (CORTE; SANQUETTA; BERNI,

2004), possibilitando uma avaliação mais profunda dos produtos que estão sendo retirados da floresta e, inclusive, de novas alternativas de uso que podem lhe serem dadas (SILVA, 1999).

Através da distribuição de diâmetro, é possível estimar o número de árvores por hectare por classe de diâmetro e, também, determinar a altura média das classes (CLUTTER et al., 1983). Com estas informações pode-se calcular o volume por classe diamétrica, além da produção, que nada mais é do que a soma dos volumes das classes diamétricas de interesse. Além disso, também é possível analisar a taxa de mortalidade, sendo possível explorar todas estas características simultaneamente (ABREU, 2000).

Existem diversas funções de densidade de probabilidade, como Weibull, S_B de Johnson, Gamma, Beta, Log-normal e Normal. É importante averiguar qual função deve ser usada para representar as distribuições da melhor maneira possível para os diversos tipos de florestas, tanto nativas quanto plantadas (MACHADO; MELO; BARROS, 2000).

A distribuição diamétrica pode ser descrita por distribuições matemáticas conhecidas como Função de Densidade de Probabilidade (fdp), pelas quais é possível obter a probabilidade de as árvores ocorrerem dentro de um intervalo ou classe de diâmetro, com um limite superior e inferior delimitados (SCOLFORO, 2006). Segundo o mesmo autor, associada a cada função de densidade de probabilidade, há uma função de distribuição acumulada ($F(x)$), que é a integral da fdp, e pela qual é calculada a probabilidade das árvores estarem contidas ou não em determinado intervalo.

É necessário estimar os parâmetros da fdp usada para se encontrar a probabilidade de árvores ocorrerem entre dois diâmetros quaisquer. Existem duas formas de se estimar os parâmetros de uma função, a Predição de Parâmetros e Recuperação de Parâmetros, em que os parâmetros são preditos por meio de uma função de regressão, baseada em atributos do povoamento (idade,

área basal e sítio, por exemplo) e os atributos do povoamento são projetados, previamente, para, em seguida, utilizando-se equações de regressão, encontrar-se o real valor dos parâmetros da fdp no futuro, respectivamente (POUDEL; CAO, 2013).

No entanto, Bennett e Clutter (1968) demonstraram que havia diferença entre o método de Predição e o de Projeção dos parâmetros, fato corroborado por Burkhart (1971). No trabalho deste último, provou-se que houve diferença de altura, usando os dados de idade, sítio, número de árvores por acre e DAP, em um povoamento de *Pinus* pelos referidos métodos, o que indicou um viés na equação a qual usava o método da Predição, visto que a mesma superestimava a altura em sítios melhores e subestimava nos piores sítios.

Este fato, também, foi confirmado por Scolforo et al. (2003), os quais foram avaliaram cinco diferentes métodos, para testar a distribuição S_B , sendo eles: Máxima Verossimilhança, Momentos, Knoebel-Burkhart, Moda e Regressão Linear, analisando-se a influência de espaçamento e idade. Todos estes métodos apresentaram, ao menos, um parâmetro correlacionado com a idade, independente do espaçamento avaliado, fato que prova, novamente, que a Predição de parâmetros pode afetar o cálculo da prognose.

Ferraz-Filho (2009), também, usou a recuperação de parâmetros, em um sistema de prognose, para função de probabilidade Weibull, pelo método de momentos estatísticos, em dados de *Pinus taeda* sujeitos a regimes de desbaste e poda. Portanto, o uso da projeção das variáveis dendométricas mostra-se superior ao de Predição dos Parâmetros, podendo-se, assim, recuperar os parâmetros da fdp no futuro, ato engajado à fundamentação biológica.

3.3.1 Modelos de Classe Diamétrica para Áreas Desbastadas

O desbaste consiste em uma prática silvicultural usada para manipular o estoque de crescimento das árvores visando a seu maior desenvolvimento, visto que a taxa de crescimento individual depende do espaço disposto para seu crescimento (PIENNAR; SHIVER, 1984). O objetivo principal de aplicar-se desbaste em povoamentos é agregar valor ao produto final, produzindo madeira para fins estruturais e de serraria, principalmente. Com o propósito de ampliar o desenvolvimento dos plantios florestais, no Brasil, em um horizonte de planejamento de dez anos, a fim de reduzir a pressão sobre as florestas nativas, além de visar mitigar os efeitos das mudanças climáticas, dentre outros objetivos, foi instaurado um decreto de Nº 8.375, em 11 de dezembro de 2014, no qual se define a Política Agrícola para Florestas Plantadas (BRASIL, 2014). Portanto, a projeção de plantios de florestas plantadas continua otimista, para os próximos anos no país, no entanto com uma perspectiva voltada para múltiplos produtos.

Todavia, desde a introdução do gênero *Eucalyptus* no Brasil ele vem sendo usado, para fins energéticos e produção de celulose, e suas características de plantio diferem, significativamente, daquelas voltadas para produção de madeira sólida. Estudos como o de Ferraz-Filho (2013), o qual avaliou diferentes regimes silviculturais de poda e desbaste em talhões de *Eucalyptus*, visando à produção de madeira sólida, são precursores e apresentam resultados que servem de estímulo para trabalhos e aplicação futuros.

3.3.2 Testes para avaliação do ajuste das Distribuições

Para escolher a função probabilística que melhor se aderiu aos dados deve-se utilizar um teste de hipóteses. Estes testes são necessários para aumentar a credibilidade e confiança sobre a distribuição escolhida (YANG et al., 2004). Entre os testes mais comuns para fazer esta avaliação estão o Kolmogorov-

Smirnov- KS, Andreson Darlin-AD e Qui-Quadrado. Estes testes são utilizados com a finalidade de comparar as probabilidades empíricas da variável estudada com suas probabilidades teóricas, estas últimas estimadas através da função de distribuição aplicada pelo teste (CARGNELUTTI FILHO; MATZENAUER; TRINDADE, 2004).

O teste Kolmogorov-Smirnov foi proposto por Kolmogorov, no ano de 1933 e trabalha com a diferença máxima entre a distribuição empírica e a hipotética, a qual é comparada a um valor tabelado. Portanto, sendo $D = \max [F(x) - S(x)]$, $S(x)$ é o valor da função de distribuição da frequência acumulativa observada e $F(x)$ é o valor da distribuição de frequência acumulativa teórica.

Este teste é largamente utilizado em razão de sua grande eficiência, pois é sensível a qualquer diferença do valor central e da dispersão (LEBART; FÉNELON, 1985; BARRA et al., 2003). Normalmente é aplicado para determinar a qualidade do ajuste advindo de distribuições teóricas do conjunto de dados (CAO, 2004). É comumente utilizado na área florestal para determinar a distribuição diamétrica, descrevendo satisfatoriamente a estrutura do povoamento (TABAI, 1999).

3.4 Variáveis Climáticas na Modelagem Florestal

A incorporação de variáveis climáticas em modelos biométricos tradicionais tem gerado bons resultados. Isto porque a adição delas permite a previsão da produção em áreas que ainda não foram povoadas através da essência florestal de interesse (TEMPS, 2005). Além disso, segundo o mesmo autor, podem auxiliar na atualização das informações de dados do inventário florestal, o que leva a uma economia de recursos em novos levantamentos florestais, ademais, podem ser usadas para se fazer análises de risco pela simulação de diferentes cenários. Alguns estudos vêm fazendo o uso de

variáveis ambientais, incorporando-as, principalmente, na estimativa do índice de sítio e em estimativas de produção.

Hunter e Gibson (1984) observaram uma relação significativa entre variáveis climáticas e edáficas com o crescimento de plantios de *Pinus radiata* na Nova Zelândia. O índice de sítio foi afetado, principalmente, pela precipitação e fertilidade do solo.

Carter e Klinka (1990) usaram o déficit de água e concentração de nitrogênio mineralizável no solo relacionados com índice de sítio em povoamentos de *Douglas_Fir* no Canadá. O modelo de regressão linear múltipla apresentou estatísticas aceitáveis (com um erro de 3,1m na altura dominante e $R^2= 67\%$).

Já Maestri (2003), criou um sistema de prognose adicionando variáveis ambientais no modelo de Richards. Assim, o modelo modificado alterou a estimativa da altura dominante e, conseqüentemente, do índice de sítio, inferindo-os de forma mais precisa e flexível. Por meio deste trabalho, o referido autor concluiu que o índice de sítio não se mostra estável ao longo do ciclo de vida dos povoamentos de *Eucalyptus grandis*, demonstrando que as variáveis ambientais advindas de variações climáticas tendem a apresentar mudanças significativas no modelo.

Ferraz-Filho et al. (2011) estudaram o comportamento de variáveis climáticas inseridas no modelo de Chapman-Richards a fim de estimar a altura dominante, pois ela é fundamental no modelo de prognose. O estudo foi conduzido em plantios clonais de eucaliptos localizados nos estados do Espírito Santo e da Bahia. As variáveis ambientais precipitação média mensal e radiação solar foram selecionadas pelo método de Beckward, representando uma melhoria de 19,8% na precisão, para projeção da altura dominante, quando comparada com o modelo tradicional.

Scolforo et al. (2013) testaram a inserção de variáveis climáticas como co-variáveis em um modelo de altura dominante em *Eucalyptus grandis*, localizados no Espírito Santo e na Bahia, para idades entre 1 a 12 anos. Usou-se o modelo de Chapman-Richards, para representar a altura dominante em função da idade, sendo as variáveis ambientais inseridas na assíntota do modelo. As variáveis média mensal de precipitação e de temperatura representaram uma redução de 33% no erro padrão da estimativa do modelo.

Sanquetta et al. (2014) buscaram correlacionar os parâmetros da distribuição Weibull 2 parâmetros, com variáveis ambientais climáticas e de solo, para povoamentos de Acácia Negra localizados no Rio Grande do Sul. Os parâmetros foram correlacionados com a idade e com a precipitação acumulada, provando que a pluviosidade influencia a distribuição de diâmetro, visto que as relações entre os parâmetros da função com precipitação podem ser usadas em simulações para detectar tendências de crescimento diamétrico em diferentes regimes de chuvas.

4. MATERIAL E MÉTODOS

4.1 Base de Dados

4.1.1 Descrição fisiográfica e sócio-econômica da área de estudo

As áreas de estudo estão localizadas nos estados do Espírito Santo e Bahia, entre as coordenadas 17°15'S a 20°15'S de latitude e 39°05'W a 40°20'W de longitude. O primeiro estado citado contempla uma área de 46.096,925 Km² do território brasileiro e sua população é de 3.929.911 habitantes, com densidade demográfica de 76,25 habitantes/Km², enquanto o segundo tem área de 564.733,081 Km², população de 15.203.934 e densidade demográfica de 24,82

habitantes/Km², de acordo com dados do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (2015).

O Espírito Santo conta com vegetação litorânea, encontrada no relevo da baixada litorânea e floresta tropical, constituindo, principalmente, as serras de interior. Seu cume é conhecido como Pico das Bandeiras, tendo 2891,9 metros e está localizado na Serra do Caparaó; enquanto isso, o Bahia apresenta uma diversa vegetação, contando com mangues ao litoral, floresta tropical, caatinga (semi-árido) e cerrado. Seu relevo é classificado por planícies litorâneas, depressões (regiões norte e oeste) e planície na região central, tendo como ponto mais alto o Pico do Barbado, com 2033 metros de altitude, localizado entre os municípios de Rio Pires e Abaíra.

Apesar de apresentar um forte gradiente de precipitação, a classificação climática da área de estudo compreendida entre ambos os estados mostra-se semelhante. Segundo Alvares et al. (2013), o estado do Espírito Santo é classificado entre Aw e Am, sendo Aw caracterizado por um clima tropical, com precipitações superiores a 1500 mm e Am um clima tropical com precipitações inferiores a 250 mm. Ainda, segundo os mesmos autores, o estado da Bahia, além de ser conceituado como Aw, ainda, enquadra-se em BSh, referente a um clima árido com temperatura média do ar superior a 18° C.

Quanto ao PIB (Produto Interno Bruto), o estado do Espírito Santo ocupa a 12^a posição no ranking nacional, e o da Bahia a 7^a, com valores de R\$ 117.043.000 e R\$ 204.265.000, respectivamente. A economia do Espírito Santo é bastante diversificada e envolve cadeias produtivas de petróleo e gás, siderurgia e mineração, celulose e rochas ornamentais. Já o estado da Bahia tem atuação na agropecuária, mineração, turismo e atividades industriais, sendo sede de grandes empresas florestais, fazendo-o retentor de 36% do PIB do Nordeste.

4.1 2 Descrição da Base de Dados

Um sistema de Manejo Intensivo é caracterizado por buscar uma produção de madeira de alta qualidade, em um curto espaço de tempo, via aplicações de desbastes na área, além do preparo do solo, adubação e capina, dentre outras práticas silviculturais (FERRAZ -FILHO et al. 2015). No Brasil, estudos de desbaste começaram a ser feitos com maior intensidade a partir da década de 90, podendo-se citar: Scolforo, 1990; Stape e Matini, 1991; Scolforo, Machado e Hosokawa, 1992; Acerbi Júnior et al., 1999; Scolforo et al. 2001; Nogueira et al., 2005; Schneider et al., 2008; Retslaff et al., 2012; Ferraz -Filho et al., 2015, dentre outros. Estes estudos seguiram uma tendência mundial já observada em países como Japão, Estados Unidos, Canadá e Suécia (SCOLFORO et al., 2001).

No entanto, a prática de desbaste é, maioritariamente, aplicada em povoamentos de *Pinus sp* no sul e sudeste do Brasil (SCOLFORO, 1993), sendo necessários maiores estudos sobre sua prática para o gênero *Eucalyptus*, principalmente, em virtude da grande extensão de áreas plantadas as quais este gênero abrange. Esta prática poderá agregar significativa renda ao investimento florestal, sendo uma alternativa viável a ser adotada pelas empresas florestais que visam diversificar sua produção. Portanto, neste estudo foram, avaliados quatro experimentos (A, B, C e D) de desbaste, aplicados em *Eucalyptus grandis*, localizados ao norte do estado do Espírito Santo e ao sul do estado da Bahia.

As operações silviculturais executadas antes, durante e depois do plantio foram as mesmas para todos os experimentos, sendo todos eles plantados no ano de 1999. No pré-plantio, foram feitos o controle de plantas daninhas com glifosato (1 ano antes do plantio foram realizadas duas aplicações) e subsolagem de 40 a 60 cm de profundidade. A fertilização feita, durante o plantio, foi de 56

kg/ha de fósforo, aplicados durante a subsolagem, 29 kg/ha de fósforo, 11 kg/ha de potássio, 2 t/ha de calcário dolomítico e 14 kg/ha de nitrogênio. Já para pós fertilização foram aplicados 100 kg/ha de potássio há um ano e seis meses e 20 e 50 kg/ha de nitrogênio e potássio, respectivamente, na idade de dois anos e nove meses. Também foram realizadas aplicações de glifosato para combater a mato competição nas idades de 3, 6 e 8 anos.

Em todos os experimentos foram realizados, em diferentes idades, nenhum desbaste (testemunhas), um ou dois desbastes. Os experimentos A, B e D foram classificados em doze diferentes tratamentos, sendo o espaçamento inicial para todos eles de 3,0 x 3,0 m. Já o experimento C foi dividido em 10 tratamentos e seu espaçamento inicial foi de 6,0 x 2,5 m. A descrição dos tratamentos, para cada experimento, encontra-se na Tabela 1. É possível perceber que os tratamentos diferem pela idade em que ocorreram os desbastes em cada um deles (1º e 2º desbaste), além do número de árvores por ha encontradas após os desbastes.

Todos os tratamentos consistem em duas repetições dentro de cada experimento. Esta repetição compreende duas parcelas idênticas, instaladas de forma contínua, em todos os tratamentos.

Tabela 1 Caracterização dos diferentes Tratamentos (Trat.), referentes a cada um dos quatro Experimentos (Exp.), sendo a idade do 1º e 2º desbastes em anos (continua)

Exp.	Trat.	Árv/ha inicial	Idade 1º desbaste	Árv/ha pós 1º desbaste	Idade 2º desbaste	Árv/ha pós 2º desbaste
	1	1111	-	-	-	-
	2	1111	3,5	600	6,4	300
A	3	1111	3,5	300	-	-
	4	1111	3,5	150	-	-
	5	1111	3,5	600	6,4	150
	6	1111	5	450	-	-

Tabela 1 Continuação

Exp.	Trat.	Árv/ha inicial	Idade 1º desbaste	Árv/ha pós 1º desbaste	Idade 2º desbaste	Árv/ha pós 2º desbaste
A	7	1111	5	450	7	250
	8	1111	2,5	600	5,5	300
	9	1111	2,5	600	5,5	150
	10	1111	2,5	300	-	-
	11	1111	2,5	150	-	-
	12	1111	-	-	-	-
B	1	1111	-	-	-	-
	2	1111	3,5	600	6,3	300
	3	1111	3,5	300	-	-
	4	1111	3,5	150	-	-
	5	1111	3,5	600	6,3	150
	6	1111	5	450	-	-
	7	1111	5	450	7	250
	8	1111	2,5	600	5,5	300
	9	1111	2,5	600	5,5	150
	10	1111	2,5	300	-	-
	11	1111	2,5	150	-	-
	12	1111	-	-	-	-
C	1	667	-	-	-	-
	2	667	3,5	300	-	-
	3	667	3,5	400	6,2	250
	4	667	3,5	150	-	-
	5	667	5	250	7	150
	6	667	5	250	-	-
	7	667	2,5	400	5,5	250
	8	667	2,5	400	5,5	150
	9	667	2,5	300	-	-
	10	667	2,5	150	-	-
D	1	1111	-	-	-	-
	2	1111	3,1	600	6,1	300
	3	1111	3,1	300	-	-

Tabela 1 Conclusão

Exp.	Trat.	Árv/ha inicial	Idade 1° desbaste	Árv/ha pós 1° desbaste	Idade 2° desbaste	Árv/ha pós 2° desbaste
	4	1111	3,1	150	-	-
	5	1111	3,1	600	6,1	150
	6	1111	4,6	450	-	-
	7	1111	4,6	450	6,6	250
D	8	1111	2,1	600	5,1	300
	9	1111	2,1	600	5,1	150
	10	1111	-	-	-	-
	11	1111	3,5	600	6,4	300
	12	1111				

O número de parcelas varia dentro de cada experimento; A e B têm 48 parcelas e C e D têm 40 e 52, respectivamente. O tamanho das mesmas também é variável, pois ele depende do número de árvores remanescentes. Sendo assim, parcelas que sofreram desbastes mais intensos têm áreas maiores. Todas estas parcelas tiveram o DAP (Diâmetro medido a 1,3 metros acima do solo) e a Altura Total (Ht) de todos os indivíduos mensurados desde o ano de 2001 até 2014. Além da Ht, a Altura Dominante (Hdom), a qual foi definida, de acordo com o conceito de ASSMANN (1970), em que foram usadas as 100 árvores mais grossas por hectare, também foi calculada para todas as parcelas e anos de medição.

Os dados meteorológicos, utilizados neste estudo, foram obtidos por 31 estações climatológicas distribuídas, homogeneamente, ao longo da área estudada, as quais captavam valores diários de temperatura, radiação solar, precipitação e umidade relativa (Tabela 2). Analisando a Tabela 2, é possível perceber um gradiente acentuado na variação da precipitação.

Tabela 2 Valores médios anuais das variáveis climáticas analisadas

Variável	Unidade	Maior	Médio	Menor	Desvio
Dias de Chuva	dias.ano ⁻¹	233,00	157,01	78,00	29,74
Precipitação	mm.ano ⁻¹	2467,35	1267,82	512,12	346,50
Temperatura	°C	26,49	23,71	20,84	1,00
Radiação Solar	MJ.m ⁻²	20,63	17,62	15,21	0,86
Umidade Relativa	%	94,87	81,18	71,90	4,81

A correta modelagem de um sistema de crescimento sobre o efeito de variáveis climáticas deve ser realizada relacionando-se, adequadamente, as medições do inventário com a coleta destas variáveis ao longo do tempo (SCOLFORO et al., 2013). Assim, em termos espaciais, as variáveis climáticas foram interpoladas para cada parcela do inventário florestal, pelo método Inverso Quadrado da Distância (IQD). Com isso, buscou-se que as mesmas fossem associadas às estações meteorológicas mais próximas a elas. Já em termos temporais, as variáveis climáticas foram correspondentes ao intervalo entre a primeira e a segunda medição do inventário florestal da mesma parcela e, assim, sucessivamente, até a última medição.

4.2 Densidade de probabilidade aplicada à descrição do Eucalipto

As distribuições diamétricas testadas foram: Weibull 2 e 3 parâmetros e Johnson S_B. Foram escolhidas em virtude de sua larga utilização na literatura e o ajuste de seus parâmetros foi realizado pelo programa R versão 3.2.2 (R CORE TEAM, 2015). Recentemente, diversos pesquisadores apontaram a distribuição Weibull como sendo a mais adequada para estimar as distribuições de diâmetro (MALTAMO et al., 2000; CAO, 2004; ARCE, 2005; MERGANIC; STERBA, 2006; PALAHÍ et al., 2007; SCHNEIDER et al., 2008; POUDEL; CAO, 2013; CARRETERO; ÁLVARES, 2013; SANQUETTA et al., 2014; RIBEIRO et al., 2014; OGANA et al., 2015; DIAMANTOPOULOU et al., 2015; FERRAZ -

FILHO et al., 2015). No entanto, a distribuição Johnson S_B , também, apresenta satisfatória performance se comparada com outras funções de distribuições de probabilidade (HAFLEY; SCHREUDER, 1977; HAFLEY; BUFORD, 1985; ZHOU; MCTAGUE, 1996; SCOLFORO ; THIERSCHI, 1998; SCOLFORO et al., 2003; ZHANG; PACKARD; LIU, 2003; RENNOLLS; WANG, 2005; SILVA et al., 2009; BARRA et al., 2011; LIMA; BATISTA; PRADO, 2015).

As distribuições foram ajustadas, para todas as parcelas e para todos os anos (2001-2015), em cada um dos quatro experimentos. O objetivo deste tópico foi identificar se essas funções de densidade probabilística funcionam adequadamente para descrever povoamentos desbastados de eucalipto e, também, para definir a distribuição e o método de ajuste mais adequado para descrever esse tipo de povoamento. Determinando-se isto corretamente, pode-se pensar na criação um sistema de predição presente e futura do crescimento por classe diamétrica, a fim de permitir o planejamento da produção florestal, tendo como escopo os múltiplos produtos madeireiros gerados.

4.2.1 A função Weibull

A função Weibull é bastante flexível e pode descrever uma ampla gama de distribuições como J-invertido, ajustando-se bem a dados de floresta nativa, distribuições unimodais simétricas à direita ou à esquerda, caso mais característico de florestas equiâneas (BAILEY; DELL, 1973). Esta flexibilidade favorece a sua utilização em detrimento as demais distribuições, além disso, o ajuste para a estimativa de seus parâmetros é, relativamente, simples (CARRETERO; ÁLVAREZ, 2013).

A função de probabilidade pode ser apresentada com dois os três parâmetros, e o parâmetro de locação (“a”) não está presente na primeira opção. O parâmetro de locação está associado ao diâmetro mínimo, portanto, o mesmo

representa a posição em que terá início a distribuição ao longo do eixo x. Ele pode não ser utilizado por facilitar a projeção dos parâmetros de forma (“c”) e escala (“b”), no entanto, quando presente, é capaz de aumentar a precisão da distribuição (BINOTI et al., 2010).

Portanto, é necessário testar ambos os ajustes, com presença e ausência do parâmetro de locação, para inferir qual apresentará melhores resultados.

A função Weibull 2 parâmetros é dada pela seguinte formulação:

$$F(x) = \left(\frac{c}{b}\right) \left(\frac{x}{b}\right)^{c-1} \exp\left[-\left(\frac{x}{b}\right)^c\right] \quad (1)$$

$$x \geq 0, b > 0 \text{ e } c > 0$$

Já a função Weibull 3 parâmetros é representada por:

$$F(x) = \left(\frac{c}{b}\right) \left(\frac{x-a}{b}\right)^{c-1} \exp\left[-\left(\frac{x-a}{b}\right)^c\right] \quad (2)$$

$$a \leq x < \infty, a \geq 0, b > 0 \text{ e } c > 0$$

em que:

a=parâmetro de locação;

b= parâmetro de escala;

c= parâmetro de forma;

x= variável de interesse (diâmetro)

O parâmetro de escala (“b”) varia, de acordo com a localização da curva de probabilidade e o parâmetro de forma (“c”) é adimensional, mas se “c” for constante, um aumento em “b” achatará a curva de distribuição (MERGANIC; STERBA, 2006). Segundo Scolforo (2006), se $c < 1$, a distribuição terá forma decrescente, ou seja, de J-invertido; $c = 1$ adota forma exponencial; $c = 2$ tem-se a distribuição Ray Leight, que é uma forma especial da distribuição qui-quadrado;

para c aproximadamente igual a 3,6 a forma da distribuição é normal; $1 < c < 3,6$ a forma da distribuição será normal com assimetria positiva e, por fim, $c > 3,6$ terá forma normal com assimetria negativa.

Os seguintes métodos foram testados para o ajuste dos parâmetros da função Weibull:

a) Método da Máxima Verossimilhança

O método da Máxima Verossimilhança foi detalhado por Cohen (1965) e tem como objetivo achar o mais provável valor do parâmetro, para descrever a base de dados utilizada, sendo o cálculo do parâmetro de forma (“ c ”) desenvolvido por meio de processo iterativo (MALTAMO; PUUMALAINEN; PÄIVINEN, 1995).

A estimativa do parâmetro de locação (“ a ”) independe do sistema, e está associada a um diâmetro mínimo, sendo fixada uma série de possíveis valores de “ a ”, que podem variar de zero ao menor diâmetro da floresta. Os valores de “ a ” testados foram 0%, 10%, 20%, 30%, 40%, 50%, 60%, 70%, 80%, 90% e 100% do diâmetro mínimo. Para cada valor proposto de “ a ”, existe um valor correspondente de “ b ” e “ c ”.

Em que:

$$b = \left(\frac{\sum x_i^c}{n} \right)^{\frac{1}{c}} \quad (3)$$

$$c = n \left[\frac{1}{b^c} \sum x_i^c \ln(x_i) - \sum \ln(x_i) \right] \quad (4)$$

b) Método dos Percentis

O método de Percentis, para distribuição Weibull, foi apresentado por Dubey (1967), o qual estimou os parâmetros desta distribuição, testando diversos percentis, dentre eles 17% e 97%, e mostrou que eles apresentaram bons resultados, para estimativa do parâmetro “c” sem o conhecimento prévio do parâmetro “b”, concluindo, em seu estudo, que este método foi 66% mais eficiente do que o da Máxima Verossimilhança. No presente estudo, os pares de percentis 25%- 85% e 35%- 95% foram testados. Já para o parâmetro “a”, testou-se 0%, 10%, 20%, 30%, 40%, 50%, 60%, 70%, 80%, 90% e 100% do diâmetro mínimo.

Os parâmetros “b” e “c” são obtidos por:

$$b = \frac{x_{p_1} - a}{(-\ln(1-p_1))^{\frac{1}{c}}} \quad (5)$$

$$c = \frac{\ln[-\ln(1-p_1)] / -\ln(1-p_2)}{\ln[(x_{p_1} - a) / (x_{p_2} - a)]} \quad (6)$$

Em que x_{p_1} e x_{p_2} são os valores dos diâmetros no percentil avaliado; p_1 e p_2 correspondem ao percentil p1 e p2, respectivamente.

c) Método dos Momentos

O método dos momentos foi introduzido pelos trabalhos de Frazier, (1981), Burk e Newberry, (1984) e Shifley e Lentz, (1985), os quais apresentam exemplos que lidam com o algoritmo utilizado para calcular os parâmetros da distribuição Weibull. Este método realiza o cálculo dos parâmetros usando a média e a variância do conjunto de dados, e permite que as estimativas obtidas entre o modelo de povoamento e o modelo por classe diamétrica sejam compatíveis (FERRAZ -FILHO, 2009). Assim, o primeiro momento $E(x)$ é

estimado pela média aritmética dos diâmetros e o segundo momento $E(x^2)$ é estimado por $(\sum x^2/N) = \bar{x}^2$, que representa o diâmetro médio quadrático (SCOLFORO et al., 2001).

O primeiro parâmetro a ser estimado é o parâmetro de forma (“c”), calculado por meio do coeficiente de variação da função, fazendo-se o uso da distribuição de Gamma, a qual pode se ajustar a diferentes tipos de curvas, passando por diversos graus de assimetria (SCOLFORO, 2006). O ajuste de “c” é feito por meio do método iterativo. Em que:

$$CV = \frac{SDAP}{\bar{D}} = \frac{[\Gamma(1+\frac{2}{c}) - \Gamma^2(1+\frac{1}{c})]^{\frac{1}{2}}}{\Gamma(1+\frac{1}{c})} \quad (7)$$

De posse do parâmetro “c”, o parâmetro de escala (“b”) pode ser facilmente, estimado pela seguinte equação:

$$\bar{D} = a + b \Gamma\left(1 + \frac{1}{c}\right) \quad (8)$$

Para o método dos momentos, foram testados os seguintes valores de “a”: 0%, 10%, 20%, 30%, 40%, 50%, 60%, 70%, 80%, 90% e 100% do diâmetro mínimo, sendo este parâmetro encontrado, independentemente, dos demais.

4.2.2 A função Johnson S_B

A distribuição S_B foi introduzida por Johnson (1949), mas apresentada na área florestal por Hafley e Schreuder (1977), os quais afirmaram que esta distribuição era claramente mais flexível do que as distribuições Weibull, Log-normal e Gamma estudando uma população de *Pinus elliottii*. Este fato pode estar relacionado à maior quantidade de parâmetros apresentados por ela, sendo

ε : Parâmetro de locação, λ : Parâmetro de escala e δ e γ : parâmetros de forma, em que δ representa a curtose e γ a assimetria, o que permite que a mesma seja mais bem descrita que as demais distribuições. Isto demonstra que quanto mais informações, a respeito do povoamento são utilizadas, melhor será sua representação dos diâmetros.

Os métodos já consagrados na literatura e mais frequentemente usados para a estimativa dos parâmetros da distribuição Johnson S_B são: Máxima Verossimilhança, Knoebel e Burkhart, Regressão Linear, Momentos e Moda (SCOLFORO et al., 2003; ZHANG; PACKARD; LIU, 2003; BARRA et al., 2011; GORGOSO-VARELA; ROJO-ALBORECA, 2014).

A função Johnson S_B pode ser representada por:

$$f(d) = \left(\frac{\delta}{\sqrt{2\pi}} \right) \frac{\lambda}{(\varepsilon + \lambda - d)(d - \varepsilon)} \text{EXP} \left[-\frac{1}{2} \left[\gamma + \delta \ln \left(\frac{d - \varepsilon}{(\varepsilon + \lambda - d)} \right) \right]^2 \right] \quad (9)$$

Para:

$$\varepsilon < d < \varepsilon + \lambda; -\infty < \varepsilon < +\infty; \lambda > 0; -\infty < \gamma < +\infty \text{ e } \delta > 0$$

Em que:

ε : Parâmetro de locação

λ : Parâmetro de escala

δ e γ : determinam a forma da distribuição;

Os parâmetros de locação (ε) e de escala (λ) estão relacionados ao diâmetro mínimo e ao diâmetro máximo do povoamento, respectivamente. Portanto, seus valores podem se alterar com a mudança de idade do povoamento, assim as prognoses baseadas nesses parâmetros devem ser feitas em curto ou médio prazo, para não acarretarem em erros futuros (SCOLFORO; THIERSCHI, 1998). Por outro lado, os parâmetros δ e γ estão relacionados à

forma da distribuição, pois, quando δ aumenta, implica grande aumento da forma (curtose). Já aumentos no valor absoluto de γ implica mais assimetria. Porém, de uma forma geral, estes parâmetros não apresentam tendências com o passar do tempo (ARCE, 2005).

As estimativas dos parâmetros para esta função de densidade de probabilidade foram feitas por diversos métodos, sendo eles:

a) Método da Máxima verossimilhança

O método da Máxima Verossimilhança foi proposto por Johnson, 1949 e pode ser aplicado quando são conhecidos os parâmetros de locação (ϵ) e escala (λ), sendo ϵ relacionado ao diâmetro mínimo da floresta e λ ao diâmetro máximo, pois a resolução dos parâmetros de forma (δ e γ) depende deles. Para tanto, adotou-se ϵ como: $d_{\min}-1,3$; 10%, 20%, 30%, 40%, 50%, 60%, 70%, 80% e 90% do diâmetro mínimo e λ como o d_{\max} de cada parcela avaliada.

Sendo:

$$f_i = \ln\left(\frac{d_i - \epsilon}{\epsilon + \lambda - d_i}\right) \text{ e } \bar{f} = \frac{\sum f_i}{n} \quad (10)$$

Então,

$$\gamma = \frac{-\bar{f}}{sf} \text{ e } \delta = \frac{1}{sf} \quad (11) \text{ e } (12)$$

Em que:

\bar{f} = média aritmética da variável f_i ;

sf = desvio padrão da variável f_i ;

n = número de árvores na parcela;

d_i = diâmetro referente a cada posição;

b) Método dos momentos

O método dos Momentos (JOHNSON; KITCHEN, 1971) calcula os parâmetros de forma da função Johnson S_B como sendo relacionados ao desvio padrão e à média do povoamento avaliado. Nele, adotou-se ε como: dmín-1,3, 10%, 20%, 30%, 40%, 50%, 60%, 70%, 80% e 90% do diâmetro mínimo e λ como o dmáx de cada parcela avaliada, sendo:

$$\mu = \frac{\bar{d} - \varepsilon}{\lambda} \text{ e } Sd(x) = \frac{\sigma}{\lambda}$$

Os valores de δ e γ foram obtidos por meio das seguintes fórmulas:

$$\delta = \frac{\mu(1-\mu)}{Sd(x)} + \frac{Sd(x)}{4} \left[\frac{1}{\mu(1-\mu)} - 8 \right] \quad (13)$$

$$\gamma = \delta \ln \left(\frac{1-\mu}{\mu} \right) + \left(\frac{0,5-\mu}{\delta} \right) \quad (14)$$

Em que:

\bar{d} = média aritmética dos diâmetros das parcelas;

σ = desvio padrão dos diâmetros das parcelas;

c) Método de Knoebel- Burkhardt

Este método foi desenvolvido por Knoebel-Burkhardt (1991), e a obtenção dos parâmetros de assimetria e curtose foi baseada nos diâmetros com percentis 50% e 95%, e na normal padronizada. Além disso, eles estipularam critérios para obtenção dos parâmetros que explanam a locação e escala (SCOLFORO; THIERSCHI, 1998).

Portanto, sabendo-se que:

$$\varepsilon = D_{\min} - 1,3 \quad (15)$$

$$\lambda = D_{\max} - \varepsilon + 3,8 \quad (16)$$

Então, podem-se calcular os parâmetros de forma pelas seguintes formulações:

$$\gamma = -\delta \ln \left(\frac{D_{50} - \varepsilon}{\varepsilon + \lambda - D_{50}} \right) \quad (17)$$

$$\delta = \frac{Z_{95}}{\ln \left(\frac{D_{95} - \varepsilon}{\varepsilon + \lambda - D_{95}} \right) - \ln \left(\frac{D_{50} - \varepsilon}{\varepsilon + \lambda - D_{50}} \right)} \quad (18)$$

Em que:

Z_{95} = valor padrão correspondente ao percentil acumulativo de 95%;

D_{\min} = diâmetro mínimo;

D_{\max} = diâmetro máximo;

D_{50} = diâmetro na posição 50% do conjunto de dados;

D_{95} = diâmetro na posição 95% do conjunto de dados;

d) Método da Regressão Linear

O método da Regressão Linear foi desenvolvido por Zhou e McTague (1996), os quais testaram os métodos de Knoebel-Burkhart, Moda, Máxima Verossimilhança, Momentos e o método desenvolvido por eles em amostras de *Pinus ponderosa* e florestas mistas de coníferas, sendo o método da regressão o melhor aplicado para encontrar a estimativa dos parâmetros de forma da distribuição. Neste método, as estimativas de γ e δ são realizadas como a fórmula de “a” e “b” para a regressão linear simples.

O número de percentis utilizados no método pode ser qualquer inteiro menor ou igual ao tamanho da amostra. Não é recomendado o uso de todos os percentis, correspondente a todos os dados, pois estes podem conter outliers, os

quais podem alterar a forma da regressão linear (SCOLFORO, 2006). Os percentis utilizados foram: 01, 0,2, 0,3, 0,4, 0,5, 0,6, 0,7, 0,8 e 0,9, portanto “n” foi igual a 9. Posteriormente, devem-se encontrar os valores correspondentes aos 9 percentis observados e os valores de f_i correspondentes a eles por meio da seguinte formulação:

$$f_i = \ln \left(\frac{x - \mathcal{E}}{\lambda - \mathcal{E} - x} \right) \quad (19)$$

Em que:

x = valor do diâmetro correspondente a cada percentil;

$$\mathcal{E} = D_{\min} - 1,3$$

$$\lambda = D_{\max} - \mathcal{E} + 3,8$$

O próximo passo consiste em encontrar os valores de Z correspondentes aos 9 percentis acumulados, e, então, os valores de Z e de f_i serão utilizados para encontrar as estimativas dos parâmetros de forma, sendo:

$$\gamma = \bar{Z} + \delta \bar{f} \quad (20)$$

$$\delta = \frac{\sum f_i z_i - \frac{\sum f_i \sum z_i}{n}}{\sum f_i^2 - \frac{(\sum f_i)^2}{n}} \quad (21)$$

4.3 Seleção do Método de ajuste e da distribuição mais precisa

Para identificar qual distribuição probabilística foi mais precisa, aplicou-se o teste de aderência Kolmogorov-Smirnov (KS) a 5% de probabilidade. Este teste é largamente utilizado, podendo-se citar os autores Scolforo et al. (2003), Schneider et al. (2008), Cao (2004) e Gorgoso-Varela e Rojo-Alboreca (2014)

dentre outros diversos exemplos. Este teste é sensível a várias características dos dados aos quais está sendo aplicado, o que garante uma vantagem em seu uso (WILCOX, 2005), além de tratar os dados individualmente, evitando que informações sejam perdidas.

O teste foi aplicado em todas as parcelas avaliadas nos quatro experimentos, a fim de se testar a hipótese de aderência. Desta maneira, a distribuição que apresentou estimativas de frequência teórica mais próximas à frequência observada foi escolhida. Posteriormente a base de dados foi estratificada por tratamentos (sendo o tratamento 1 e 12 testemunhas, portanto, ambos foram avaliados de maneira conjunta) e o teste KS foi realizado novamente, para determinar se a escolha da melhor distribuição, realizada pela base de dados completa, se manteria consistente

Por meio do teste KS, também foram calculados os erros em porcentagem apresentados por cada distribuição testada. Este processo foi realizado tirando-se a média dos valores de KS observado, para todas as parcelas, por método de ajuste, sendo considerado que as melhores distribuições apresentaram os menores valores desta média.

4.4 Correlação de parâmetros em função da idade

Após a seleção do melhor método de ajuste, tanto para distribuição Weibull quanto Johnson S_B , avaliou-se o comportamento dos parâmetros das mesmas com relação à idade. Foi realizada uma análise com todos os dados e a com base na estratificação da base de dados da seguinte maneira: para dados em que não houve desbaste, quando houve apenas um desbaste e quando houve dois desbastes. A correlação entre os parâmetros da função com a idade está intimamente ligada a maiores chances de sucesso na aplicação da mesma em

estudos de crescimento e produção, o que ressalta sua importância (SCOLFORO et al., 2003).

4.5 Avaliação do efeito do desbaste sob o desenvolvimento da Altura Dominante

O índice de sítio pode ser definido como a altura das árvores dominante ou dominantes e codominantes em uma determinada idade de referência, sendo este método prático e consistente para se determinar o potencial produtivo de uma determinada área. O uso das alturas dominantes na determinação da qualidade dos sítios está relacionado ao fato de que elas são pouco afetadas pela densidade do povoamento, sendo assim, também pressupõe-se que não são afetadas por procedimentos de desbaste (CLUTTER et al., 1983; SCOLFORO, 2006).

No entanto, MarcFarlane, Green e Burkhart (2000) comprovaram que a altura dominante foi afetada pela densidade do plantio para as sete mais altas árvores em uma população de *Pinus taeda* L., em um total de 184, plantadas em nove diferentes densidades e em diferentes locais, provando que houve uma forte correlação negativa e altamente significativa entre a altura dominante e a densidade de plantio aos 14 e 16 anos de idade. Logo, os índices de sítio utilizados na prognose do rendimento apresentarão valores diferentes do esperado. Portanto, este tópico teve a intenção de avaliar se a altura dominante é influenciada pelo desbaste, pois caso isto aconteça, será necessário que as funções de sítio considerem também as intensidades de desbaste em seu desenvolvimento.

Para tanto, foram considerados os experimentos A,B e D, utilizando apenas os tratamentos comuns entre eles, os quais foram: T1, T2, T3, T4, T5, T6, T7, T8 e T9. O experimento C não foi considerado pois ele é diferente dos

demais. Como existiam poucas repetições, não foi possível analisar cada experimento de forma separada. Então, optou-se por se fazer uma análise por Delineamento em Blocos Casualizados (DBC), sendo cada experimento considerado como um bloco. Uma vez que cada experimento se encontra em um talhão próprio, considerou-se a hipótese nula de que o sítio, em cada um desses talhões, é igual.

No entanto, caso o desbaste afete a altura dominante das plantas, o povoamento, que sofreu desbastes intensos, não poderá continuar sendo representado pelo sítio de um povoamento que não sofreu esta interferência silvicultural. Isto posto, caso não haja um impacto significativo, poderão ser definidos estratos mais produtivos independente do povoamento estar desbastado e de sua intensidade de desbaste. Como o último desbaste na área ocorreu aos 7 anos, para captar com precisão o seu efeito foram analisadas por meio do DBC, as medições a partir dos 9 anos de idade (9, 10, 11, 12, 13.5 e 15 anos), podendo-se, assim, avaliar no decorrer do tempo se houve uma resposta significativa ou não referente ao efeito dos desbastes.

O modelo estatístico do Delineamento em Blocos Casualizados pode ser representado por:

$$Y_{ij} = m + b_j + t_i + e_{ij} \quad (22)$$

Em que: Y_{ij} representa a observação do i -ésimo tratamento no j -ésimo bloco; m é a média geral do experimento; b_j representa o efeito do j -ésimo bloco; t_i representa o efeito do i -ésimo tratamento; e e_{ij} é o erro experimental associado à observação Y_{ij} .

4.6 Prognose da produção

Informações fornecidas por modelos de crescimento e produção são essenciais para os manejadores florestais tomarem decisões a respeito de como manejar suas florestas adequadamente (CAO, 2014). A prognose da produção englobou tanto equações voltadas para o povoamento (H_{dom} e G), quanto equações de árvore individual ($D_{mín}$, $D_{máx}$, $D_g - D_{méd}$, Altura Genérica e Volume), as quais foram lastreadas nas variáveis do povoamento. Primeiramente, foram ajustadas as equações do povoamento e, posteriormente, as equações da árvore individual, a fim de se evitar a propagação de erros, uma vez que os dados foram assim avaliados em macro escala.

Como as variáveis aqui estudadas determinaram os parâmetros estimados das distribuições, também, são correlacionados a modelos que permitem que a prognose seja efetuada com base nos atributos do povoamento. Desta forma, os cálculos da prognose do povoamento e do modelo de distribuição diamétrica estarão “amarrados”, mesmo quando os atributos do povoamento forem prognosticados e/ou projetados para o futuro, podendo-se, desta maneira, descrever potenciais múltiplos produtos oriundos da floresta em questão. Este método é conhecido como Recuperação de Parâmetros.

O ajuste dos modelos foi feito no programa R (R DEVELOPMENT CORE TEAM, 2015) e a verificação de seu bom desempenho se deu pela avaliação da significância de seus parâmetros, da análise do gráfico de resíduos 1:1 e da observância de seu erro.

4.6.1 Equações de Povoamento

4.6.1.1 Projeção da Altura Dominante (H_{dom})

O primeiro passo para realização da prognose é a projeção adequada da variável Altura Dominante (H_{dom}), pois, por meio dela, para quando definida

uma idade de referência, tem-se o Índice de Sítio. Este índice proporciona a estratificação do povoamento florestal, podendo-se assim separar a área em diferentes classes de produtividade (FERRAZ-FILHO, 2009). Para estimativa da H_{dom} foi utilizado o método da Diferença Algébrica (ADA), proposto por Bailey e Clutter (1974). Este método produz curvas de sítio anamórficas ou polimórficas, independente da escolha da idade de referência.

Para tanto, foi ajustada equação de Chapman-Richards polimórfica com comum assíntota:

$$Hd_2 = \beta_0 * \frac{Hd_1 \frac{\ln(1 - \exp(\beta_1 * I_2))}{\ln(1 - \exp(\beta_1 * I_1))}}{\beta_0} + e_i \quad (23)$$

Em que:

Hd_1 e Hd_2 = Alturas dominantes na idade 1 (I_1) e idade 2 (I_2), respectivamente

I_1 e I_2 = Idades de medição inicial e final, respectivamente

β 's = Coeficientes do modelo

e_i = erro de estimativa

Cieszewski (2003) cita várias vantagens para o uso deste método, tais como: são modelos que apresentam a base-idade invariante, definem modelos de crescimento em altura e índice de sítio, como casos especiais da mesma equação, além disso, apresentam propriedade invariante ou imutável. Isto porque o número de pontos, em uma curva de sítio específica, pode ser usado para fazer previsões para uma dada idade, e a altura predita sempre será a mesma para esta determinada idade.

Apesar da popularidade do método de Diferença Algébrica Generalizada (GADA), apresentado por Cieszewski e Bailey (2000), pois esta apresenta curvas polimórficas com múltiplas assíntotas, a formulação de ADA foi preferida. Isto porque Castro Neto (2015) definiu o modelo aqui utilizado como

ideal para se projetar H_{dom} em plantios de Eucalipto para as regiões da Bahia e do Espírito Santo. O ajuste do modelo foi feito no programa R, utilizando o pacote `nls` da versão 3.2.2 (R DEVELOPMENT CORE TEAM, 2015).

4.6.1.2 Predição e Projeção simultânea da Área Basal

Povoamentos de *Eucalyptus* conduzidos por regimes de desbastes, a fim de se obter como produto final a madeira para serraria, são conduzidos em países como Austrália, EUA, Costa Rica, África do Sul e Zimbábue (STAPE; MARTINI, 1991). No entanto, no Brasil, o desbaste ainda não é largamente utilizado para esta espécie, apesar dos potenciais de crescimentos apresentados por ela. Portanto, neste trabalho, adotou-se para o conjunto de dados avaliados o método proposto por Pienaar e Shiver (1986), os quais propuseram equações de predição e de projeção da área basal que podem ser usadas tanto em povoamentos desbastados, como em povoamentos não desbastados sobre uma ampla faixa de idade, qualidade de sítio, densidade e diferentes intensidades de desbaste.

A forma básica da equação de produção de densidade variável de Schumacher é:

$$\ln Y = \beta_0 + \beta_1 (1/I) + \beta_2 f(S) + \beta_3 g(D) \quad (24)$$

Em que:

Y = produção por unidade de área;

I = Idade do povoamento;

f(S) = alguma função da qualidade de sítio;

g(D) = alguma função da densidade do povoamento;

β_i = parâmetros a serem estimados;

Com o objetivo de se encontrar a produção em volume dos povoamentos desbastados buscou-se desenvolver uma equação de área basal que mostrasse os efeitos da intensidade dos desbastes. Para tanto, foi utilizada o modelo abaixo. No entanto, ele não funcionava bem para povoamentos desbastados. Assim, quando dados de populações que haviam sofrido desbaste eram aplicados a ele, ocorria um aumento do erro.

$$\ln G = \beta_0 + \beta_1 \frac{1}{I} + \beta_2 \ln N + \beta_3 \ln Hd + \beta_4 \frac{\ln N}{I} + \beta_5 \frac{\ln H}{I} \quad (25)$$

Em que:

G= área basal por unidade de área;

I= idade do plantio;

N= número de árvores por ha;

Hd= altura média das árvores dominantes;

β_i 's = coeficientes a serem estimados;

Para corrigir a precisão da predição da produção foi adicionado um novo termo à equação da densidade. Este termo final da equação permite, para determinado povoamento, que sejam simuladas taxas de porcentagem de retirada de indivíduos, o quanto isto irá resultar em remoção da área basal e, por conseguinte, no crescimento que irá ocorrer a partir deste momento.

Em que:

$$\ln G = \beta_0 + \beta_1 \frac{1}{I} + \beta_2 \ln N + \beta_3 \ln Hd + \beta_4 \frac{\ln N}{I} + \beta_5 \frac{\ln H}{I} + \beta_6 \frac{N_t I_t}{I N_a} \quad (26)$$

Em que:

N_t = número de árvores removidas no último desbaste;

N_a = número de árvores que permaneceram após o último desbaste;

I_t = idade do último desbaste;

Este novo termo para o desbaste tem sido usado em diversos estudos, e foi modificado por Pienaar e Rheney (1993), cujo o termo N_a foi substituído por N_b , que representa o número de árvores sobreviventes por ha antes do desbaste no tempo I_t . Quando $\beta_0 < 0$, o termo de desbaste $(N_t I_t)/(N_a I)$ pode predizer que um povoamento desbastado tem uma menor área basal que um povoamento vizinho não desbastado com mesma idade e número de árvores por ha. Quando é aplicado um desbaste ou o desbaste ocorre no início da rotação, a diferença entre um povoamento desbastado e um não desbastado será menor que se o desbaste fosse pesado ou conduzido depois da rotação.

Os parâmetros da equação podem ser simultaneamente estimados com a projeção compatível correspondente mostrada abaixo:

$$\ln G_2 = \ln G_1 + \beta_1 \left(\frac{1}{I_2} - \frac{1}{I_1} \right) + \beta_2 (\ln N_2 - \ln N_1) + \beta_3 (\ln Hd_2 - \ln Hd_1) + \beta_4 \left(\frac{\ln N_2}{I_2} - \frac{\ln N_1}{I_1} \right) + \beta_5 \left(\frac{\ln Hd_2}{I_2} - \frac{\ln Hd_1}{I_1} \right) + \beta_6 \left(\frac{N_t I_t}{N_a I_2} - \frac{N_t I_t}{N_a I_1} \right) \quad (27)$$

Em que $I_t \neq I_1$

A equação de projeção é derivada isolando-se o parâmetro β_0 e as seguintes condições foram impostas: quando $I=I_1$, então $Hd=Hd_1$, $N=N_1$ e $G=G_1$.

4.7 Equações para Árvore Individual

4.7.1 Diâmetro mínimo

O diâmetro mínimo foi estimado, pois está ligado ao parâmetro de locação, tanto da distribuição Weibull (a), quanto da distribuição de Johnson S_B (\mathcal{E}). O modelo testado para equação do diâmetro mínimo encontra-se abaixo.

Burkhardt e Sprinz (1984)

$$\ln(D_{\min}) = \beta_0 + \beta_1 I + \beta_2 (Hd/I) + \beta_3 (N) \quad (28)$$

Em que:

D_{\min} = menor diâmetro da unidade de amostra; N = número de árvores por ha; Hd = altura média das árvores dominantes; β_i 's = coeficientes de regressão a serem estimados; I = idade; \ln = logaritmo natural.

4.7.2 Diâmetro máximo

Já o diâmetro máximo representa o parâmetro de escala na distribuição de Johnson S_B , assim, ele precisa ser estimado para que possa se realizar a prognose. O modelo escolhido para estimativa do diâmetro máximo encontra-se em Abreu (2000) e Scolforo (2006), sendo:

$$\ln(D_{\max}) = \beta_0 + \beta_1 \ln(Hd) + \beta_2 \ln(I) + \beta_3 \ln(N) + \beta_4 \ln(G) \quad (29)$$

Em que:

D_{\max} = diâmetro máximo da unidade de amostra; G = área basal (m^2) por ha; N = número de árvores por ha; Hd = altura média das árvores dominantes; β_i 's = coeficientes de regressão a serem estimados; I = idade; \ln = logaritmo natural

4.7.3 Variância dos diâmetros

Caso se pretenda obter os parâmetros das distribuições de diâmetro Weibull ou Johnson S_B pelo método dos momentos estatísticos, é necessário fazer-se o uso de um modelo de variância dos diâmetros, uma vez que está relacionado ao parâmetro de forma de ambas as distribuições. Além disso, este modelo também é necessário para obtenção do Dg e do diâmetro médio.

Como foram apresentados os modelos de predição e projeção simultânea da área basal e de posse do número de indivíduos vivos do povoamento, é possível encontrar o Dg populacional para qualquer idade testada (Dg_2) por meio da seguinte equação:

$$Dg_2 = \sqrt{\frac{G_2}{0,0000785398 * N_2}} \quad (30)$$

Para assegurar que o diâmetro médio de uma população sempre seja inferior ao Dg , o seguinte modelo foi ajustado (BURK; BURKHART, 1984):

$$\ln(Dg - \bar{D}) = \beta_0 + \beta_1 \ln(Hd) + \beta_2 Hd^{-1} + \beta_3 \ln(G) + \beta_4 G^{-1} \quad (31)$$

Em que:

$\ln(Dg - \bar{D})$ = logaritmo natural de $Dg - \bar{D}$; Dg = diâmetro médio quadrático (cm); \bar{D} = média aritmética dos diâmetros (cm); G = área basal (m^2).

Por intermédio das estimativas do diâmetro médio e do diâmetro médio quadrático pode-se encontrar, de forma indireta, a variância dos diâmetros da população:

$$S^2_d = (D_g^2 - \overline{DAP^2}) \quad (32)$$

Por fim, extraindo-se a raiz quadrada da variância dos diâmetros populacional é possível encontrar o valor do desvio padrão.

4.7.4 Altura genérica e Volume

Os modelos de altura genérica não modelam apenas a relação hipsométrica em si, mas também as variáveis que a afetam, como Idade, Sítio (Hdom) e densidade, por exemplo. A altura genérica deve ser usada, pois irá estimar as diferentes alturas advindas dos diferentes diâmetros para cada classe de diamétrica. Neste estudo, seu ajuste foi feito pela seguinte equação (SCOLFORO, 2006):

$$\ln(H) = \beta_0 + \beta_1 \cdot \ln(Hd) + \beta_2 \cdot \ln\left(\frac{D_g}{CLD}\right) + \beta_3 \cdot \ln\left(\frac{1}{I \cdot CLD}\right) + \beta_4 \left(\frac{1}{CLD}\right) \quad (33)$$

Em que:

H= Média aritmética das alturas;

Hd= Altura média das árvores dominantes e codominantes (aplicando-se o conceito de Assmann);

CLD= valor central da classe diamétrica;

I= Idade;

Dg= diâmetro médio quadrático;

β_i 's = coeficientes de regressão a serem estimados

Já a equação de volume foi ajustada pelo modelo de Schumacher (1939), a qual considera:

$$\ln (V)=\beta_0+\beta_1 \cdot \ln (\text{DAP})+\beta_2 \cdot \ln (H) \quad (34)$$

Em que:

V= volume (m³);

DAP= diâmetro a 1,3 metros do solo;

H= altura total da árvore;

β_i 's = coeficientes de regressão a serem estimados.

A Altura genérica e o Volume foram ajustados por propiciarem a obtenção do volume por classe de diâmetro obtido em cada parcela e, conseqüentemente, por forma indireta, o volume total do povoamento.

4.8 Apuração dos modelos para o sistema de prognose

As equações ajustadas foram utilizadas para a recuperação dos parâmetros com base em cada método selecionado, tanto para a melhor distribuição Weibull quanto para Johnson S_B. O objetivo de se fazer a prognose desta maneira é o de predizer o potencial de múltiplos produtos para florestas de *Eucalyptus* desbastadas. No entanto, não é possível fazer-se apenas uma análise da qualidade do ajuste, pois ela pode não traduzir a qualidade da predição.

Portanto, as equações foram ajustadas até a idade de referência de 15 anos, por toda a base de dados e, também, a partir de uma base de dados definida como precoce. Enquanto na base de dados total as equações foram ajustadas de 1 a 15 anos, na base de dados precoce esse ajuste foi feito de 1 até os 7,5 anos. Foram gerados, então, gráficos em torno da reta 1:1 para ambas as bases de dados, a fim de verificar se os ajustes funcionaram bem quando aplicados até a idade de referência.

Com os dados de Altura Dominante e Área Basal no futuro, foi possível recuperar as equações para Árvore Individual. Logo, aplicando-se as equações de altura genérica e volume, foi possível encontrar o volume total estimado. Como a informação do volume observado de cada parcela é conhecida, foi feita uma comparação para avaliar a precisão da prognose. É necessário salientar que todas as predições e projeções foram feitas até a idade de 15 anos, a partir de uma idade de 5 anos, para que fosse avaliado um horizonte mais longo.

Por fim, para se avaliar o sistema como um todo, considerando a base de dados total e a base precoce, foram calculadas as estatísticas do Erro Médio Absoluto (MAE, %), o qual representa uma medida do erro médio, Erro Médio (T, %), que indica uma possível tendência no ajuste e o índice de Willmott (D), o qual reduz o efeito de outliers e, quanto mais alto seu valor, melhor e mais eficiente será o modelo ajustado (ANGULO-MARTINEZ; BEGUERIA, 2009), em que:

$$MAE (\%) = \left(\frac{\sum_{i=1}^n \left(\frac{|y_i - \hat{y}_i|}{y_i} \right)}{n} \right) 100 \quad (35)$$

$$T (\%) = \left(\frac{\sum_{i=1}^n \left(\frac{y_i - \hat{y}_i}{y_i} \right)}{n} \right) 100 \quad (36)$$

$$D = 1 - \frac{\sum_{i=1}^n (y_i - \hat{y}_i)^2}{\sum_{i=1}^n (|y_i - \bar{y}| + |\hat{y}_i - \bar{y}|)^2} \quad (37)$$

Em que:

n é o número de observações, y_i é o volume observado, \hat{y}_i é o volume estimado e \bar{y} é a média dos volumes observados.

A base precoce foi utilizada como forma de validar o método proposto. Esta forma de validação é correta, uma vez que a base de dados é pequena. A ideia de se aplicar a base precoce parte de se observar, por exemplo, se a empresa florestal pode, com base na replicação de seus experimentos em sítios menos produtivos, usar o modelo testado para generalizar a análise e verificar, para todos os talhões, quais têm potencial de serem conduzidos por desbaste.

4.9 Impacto Sofrido por Povoamentos desbastados ou não em decorrência de Variações Climáticas

O objetivo deste tópico foi verificar o quanto as variações climáticas, na região de interesse, podem afetar a produtividade final dos povoamentos avaliados, tanto desbastados quanto não desbastados, e qual deles seria mais afetado por estas alterações do clima. Isto porque, a capacidade do crescimento das espécies florestais está intimamente relacionada com as variações climáticas ocorridas ao longo do tempo (WATT et al., 2014).

Para tanto, avaliou-se a correlação entre as variáveis precipitação média anual, dias de chuvas e temperatura mínima, com a altura dominante. Desta forma, foi realizado um ajuste de uma função de sítio condicionada à variável climática que se mostrou mais significativa. Posteriormente, três cenários climáticos foram criados pela atualização de sítio na idade de referência adotada (15 anos). Assim, o sistema de prognose e, por consequência, o volume final e a distribuição diamétrica entre classes, também foram completamente atualizados.

Castro Neto (2015) avaliando a mesma área de estudo concluiu que a precipitação anual foi a variável ambiental de maior impacto sobre o desenvolvimento da altura dominante, todavia as variáveis dias de chuva e temperatura mínima também impactaram o modelo. Porém, segundo o mesmo autor, se comparada às demais variáveis analisadas, a precipitação anual foi que

apresentou um maior gradiente de variação entre os estados do ES e BA, além disso, há indícios de que apenas o seu uso é adequado quando analisada a influência à altura dominante, além de simplificar a interpretação dos resultados.

5. RESULTADOS E DISCUSSÃO

5.1 Definição da melhor distribuição e método de ajuste

Como foram testados diversos valores para o parâmetro de locação das distribuições avaliadas, o qual é relacionado ao diâmetro mínimo, o primeiro passo consistiu em avaliar qual deles apresentava melhor desempenho no teste de Kolmogorov-Smirnov (KS), para ambas as distribuições, em todos os métodos de ajustes da distribuição Weibull e nos métodos de ajuste de Máxima verossimilhança e Momentos na distribuição S_B . Portanto, a composição da tabela com os dados finais do desempenho de cada distribuição considerou o parâmetro de locação apenas como sendo 20% do diâmetro mínimo para os referidos métodos de ajuste.

Para a tomada de decisão sobre qual distribuição deveria ser utilizada aplicou-se o teste de Kolmogorov-Smirnov ($\alpha=0,05\%$), em todas as parcelas avaliadas, nas diferentes idades de medição. A Tabela 3 apresenta a similaridade entre a frequência observada e a frequência estimada para as distribuições Weibull e S_B pelos diferentes métodos de ajustes avaliados e sua porcentagem de aceite. A porcentagem do erro, por sua vez, foi calculada pela média dos valores de KS observado, como já explicitado nos métodos.

Tabela 3 Número de parcelas que foram aceitas pelo teste KS a 0,05% de probabilidade, % de aceite das mesmas (%Aceite) e análise de erro (%Erro)

Distribuição	Método de ajuste	n ⁿ	% Aceite	% Erro
S_B	Máxima verossimilhança	1218	99,8	8,5%
	Momentos	1218	99,8	8,3%
	Knoebel-Burkhart	1134	93,0	13,7%
	Regressão	1207	98,9	10,4%
Weibull 2 p	Máxima verossimilhança	1214	99,5	8,8%
	Momentos	1210	99,2	9,2%
	Percentil 1	1210	99,2	9,3%
	Percentil 2	1211	99,3	10,4%
Weibull 3 p	Máxima verossimilhança	1214	99,5	10,3%
	Momentos	1211	99,3	11,0%
	Percentil 1	1210	99,2	9,3%
	Percentil 2	1211	99,3	10,4%

ⁿ Número de mensurações em que a frequência estimada foi similar a frequência observada para um total de 1220 parcelas.

Por intermédio deste teste, é possível verificar que a distribuição que apresentou melhores ajustes foi a S_B , tanto para o método de Momentos quanto para Máxima Verossimilhança, pois, além deles apresentarem uma elevada porcentagem de aceite, também tiveram as menores porcentagens de erro. Os métodos de ajuste de Knoebel-Burkhart e da Regressão abrangeram piores porcentagens de aceite, assim como de erro. Isto pode ser explicado em virtude da restrição sofrida na formulação por eles, no cálculo do parâmetro de locação (ϵ) e de escala (λ), ligados ao diâmetro mínimo e ao diâmetro máximo, respectivamente.

No entanto, todos os métodos de ajuste, tanto para a distribuição S_B quanto para a distribuição Weibull, mostraram uma elevada similaridade entre a frequência observada e a frequência teórica, provando que as diferentes distribuições pelos distintos métodos de ajuste podem ser aplicadas. Este fato

pode estar relacionado à grande homogeneidade existente entre os plantios nas empresas florestais, principalmente em razão do melhoramento dos clones, realidade que vem dificultando a distinção de classes de diâmetros dentro do povoamento.

A fim de se comprovar se as distribuições escolhidas mudavam de acordo com a variação dos tratamentos, foi aplicado o teste de KS em separado para cada um deles e os resultados podem ser vistos na Tabela 4. Ressalta-se que os tratamentos 1 e 12 foram avaliados em conjunto, pois ambos são testemunhas.

Tabela 4 Número de parcelas que foram aceitas pelo teste KS a 0,05% de probabilidade, % de seu aceite (%Aceite) e análise de erro (%Erro) para cada tratamento avaliado (continua)

Tratamento Testemunha (1-12)				
Distribuição	Método de ajuste	n^a	% Aceite	% Erro
Sb	Máxima verossimilhança	224	100,00%	7,97%
	Momentos	224	100,00%	7,55%
	Knoebel-Burkhart	184	82,14%	15,51%
	Regressão	219	97,77%	10,96%
Weibull 2 p	Máxima verossimilhança	223	99,55%	8,48%
	Momentos	221	98,66%	8,88%
	Percentil 1	218	97,32%	9,48%
	Percentil 2	217	96,88%	10,63%
Weibull 3 p	Máxima verossimilhança	223	99,55%	9,49%
	Momentos	222	99,11%	9,47%
	Percentil 1	218	97,32%	9,60%
	Percentil 2	217	96,88%	10,78%
Tratamento 2				
Distribuição	Método de ajuste	n^a	% Aceite	% Erro
Sb	Máxima verossimilhança	96	100,00%	8,12%
	Momentos	96	100,00%	8,21%
	Knoebel-Burkhart	90	93,75%	12,68%
	Regressão	95	98,96%	10,24%

Tabela 4 Continuação

Tratamento 2				
Distribuição	Método de ajuste	n^a	% Aceite	% Erro
Weibull 2 p	Máxima verossimilhança	96	100,00%	8,33%
	Momentos	96	100,00%	8,91%
	Percentil 1	95	98,96%	9,30%
	Percentil 2	96	100,00%	9,70%
Weibull 3 p	Máxima verossimilhança	96	100,00%	9,80%
	Momentos	95	98,96%	11,16%
	Percentil 1	95	98,96%	9,30%
	Percentil 2	96	100,00%	9,71%
Tratamento 3				
Distribuição	Método de ajuste	n^a	% Aceite	% Erro
Sb	Máxima verossimilhança	96	100,00%	8,06%
	Momentos	96	100,00%	8,02%
	Knoebel-Burkhardt	91	94,79%	13,46%
	Regressão	96	100,00%	11,35%
Weibull 2 p	Máxima verossimilhança	96	100,00%	7,92%
	Momentos	96	100,00%	8,32%
	Percentil 1	96	100,00%	8,81%
	Percentil 2	96	100,00%	10,25%
Weibull 3 p	Máxima verossimilhança	96	100,00%	9,58%
	Momentos	96	100,00%	9,81%
	Percentil 1	96	100,00%	8,82%
	Percentil 2	96	100,00%	10,27%
Tratamento 4				
Distribuição	Método de ajuste	n^a	% Aceite	% Erro
Sb	Máxima verossimilhança	96	100,00%	8,71%
	Momentos	96	100,00%	8,75%
	Knoebel-Burkhardt	94	97,92%	13,43%
	Regressão	96	100,00%	10,35%
Weibull 2 p	Máxima verossimilhança	96	100,00%	9,14%
	Momentos	96	100,00%	9,44%

Tabela 4 Continuação

Tratamento 4				
Distribuição	Método de ajuste	n^a	% Aceite	% Erro
Weibull 2 p	Percentil 1	96	100,00%	9,83%
	Percentil 2	96	100,00%	10,48%
Weibull 3 p	Máxima verossimilhança	96	100,00%	10,28%
	Momentos	96	100,00%	11,30%
	Percentil 1	96	100,00%	9,78%
	Percentil 2	96	100,00%	10,45%
Tratamento 5				
Distribuição	Método de ajuste	n^a	% Aceite	% Erro
Sb	Máxima verossimilhança	92	100,00%	8,49%
	Momentos	91	98,91%	8,39%
	Knoebel-Burkhart	84	91,30%	13,43%
	Regressão	92	100,00%	9,28%
Weibull 2 p	Máxima verossimilhança	92	100,00%	8,70%
	Momentos	91	98,91%	9,25%
	Percentil 1	92	100,00%	9,14%
	Percentil 2	92	100,00%	9,76%
Weibull 3 p	Máxima verossimilhança	92	100,00%	10,28%
	Momentos	92	100,00%	11,24%
	Percentil 1	92	100,00%	9,13%
	Percentil 2	92	100,00%	9,72%
Tratamento 6				
Distribuição	Método de ajuste	n^a	% Aceite	% Erro
Sb	Máxima verossimilhança	80	100,00%	7,69%
	Momentos	80	100,00%	7,48%
	Knoebel-Burkhart	77	96,25%	11,48%
	Regressão	78	97,50%	8,58%
Weibull 2 p	Máxima verossimilhança	80	100,00%	8,26%
	Momentos	79	98,75%	8,49%
	Percentil 1	79	98,75%	7,91%
	Percentil 2	80	100,00%	10,01%

Tabela 4 Continuação

Tratamento 6				
Distribuição	Método de ajuste	n^a	% Aceite	% Erro
Weibull 3 p	Máxima verossimilhança	80	100,00%	9,79%
	Momentos	79	98,75%	10,66%
	Percentil 1	79	98,75%	7,87%
	Percentil 2	80	100,00%	9,94%
Tratamento 7				
Distribuição	Método de ajuste	n^a	% Aceite	% Erro
Sb	Máxima verossimilhança	88	100,00%	8,84%
	Momentos	88	100,00%	8,70%
	Knoebel-Burkhart	83	94,32%	14,57%
	Regressão	87	98,86%	10,45%
Weibull 2 p	Máxima verossimilhança	87	98,86%	9,29%
	Momentos	87	98,86%	11,84%
	Percentil 1	88	100,00%	10,22%
	Percentil 2	87	98,86%	10,82%
Weibull 3 p	Máxima verossimilhança	88	100,00%	11,12%
	Momentos	87	98,86%	11,84%
	Percentil 1	88	100,00%	10,21%
	Percentil 2	87	98,86%	10,82%
Tratamento 8				
Distribuição	Método de ajuste	n^a	% Aceite	% Erro
Sb	Máxima verossimilhança	110	98,21%	8,51%
	Momentos	110	98,21%	8,39%
	Knoebel-Burkhart	110	98,21%	12,10%
	Regressão	108	96,43%	9,48%
Weibull 2 p	Máxima verossimilhança	110	98,21%	8,86%
	Momentos	110	98,21%	9,32%
	Percentil 1	111	99,11%	9,18%
	Percentil 2	111	99,11%	10,03%
Weibull 3 p	Máxima verossimilhança	110	98,21%	10,30%
	Momentos	110	98,21%	11,30%

Tabela 4 Continuação

Tratamento 8				
Distribuição	Método de ajuste	n^a	% Aceite	% Erro
Weibull 3 p	Percentil 1	111	99,11%	9,16%
	Percentil 2	111	99,11%	10,00%
Tratamento 9				
Distribuição	Método de ajuste	n^a	% Aceite	% Erro
Sb	Máxima verossimilhança	112	100,00%	8,26%
	Momentos	111	99,11%	8,13%
	Knoebel-Burkhart	105	93,75%	14,14%
	Regressão	112	100,00%	10,27%
Weibull 2 p	Máxima verossimilhança	111	99,11%	8,38%
	Momentos	112	100,00%	8,73%
	Percentil 1	111	99,11%	8,65%
	Percentil 2	112	100,00%	10,13%
Weibull 3 p	Máxima verossimilhança	110	98,21%	10,38%
	Momentos	111	99,11%	10,68%
	Percentil 1	111	99,11%	8,66%
	Percentil 2	112	100,00%	10,14%
Tratamento 10				
Distribuição	Método de ajuste	n^a	% Aceite	% Erro
Sb	Máxima verossimilhança	112	100,00%	8,71%
	Momentos	112	100,00%	8,75%
	Knoebel-Burkhart	110	98,21%	13,13%
	Regressão	112	100,00%	10,24%
Weibull 2 p	Máxima verossimilhança	112	100,00%	8,89%
	Momentos	112	100,00%	11,88%
	Percentil 1	112	100,00%	10,08%
	Percentil 2	112	100,00%	8,89%
Weibull 3 p	Máxima verossimilhança	112	100,00%	10,72%
	Momentos	112	100,00%	11,88%
	Percentil 1	112	100,00%	10,04%
	Percentil 2	112	100,00%	10,54%

Tabela 4 Conclusão

Tratamento 11				
Distribuição	Método de ajuste	n^a	% Aceite	% Erro
Sb	Máxima verossimilhança	112	100,00%	10,02%
	Momentos	112	100,00%	9,85%
	Knoebel-Burkhart	106	94,64%	14,58%
	Regressão	112	100,00%	12,09%
Weibull 2 p	Máxima verossimilhança	111	99,11%	10,38%
	Momentos	110	98,21%	10,68%
	Percentil 1	112	100,00%	9,74%
	Percentil 2	112	100,00%	11,55%
Weibull 3 p	Máxima verossimilhança	111	99,11%	11,75%
	Momentos	111	99,11%	12,76%
	Percentil 1	112	100,00%	9,72%
	Percentil 2	112	100,00%	11,51%

^a Número de mensurações em que a frequência estimada foi similar a frequência observada para um total de 224 parcelas (Testemunha); 96 parcelas T2; 96 parcelas T3; 96 parcelas T4; 92 parcelas T5; 80 parcelas T6; 80 parcelas T6; 88 parcelas T7; 112 parcelas T8; 112 parcelas T8; 112 parcelas T9; 112 parcelas T10; 112 parcelas T11.

Os tratamentos 1 e 12 (testemunhas), 5, 6, 7 e 9 apresentaram como melhor distribuição a S_B pelo método de ajuste Momentos, enquanto os tratamentos 2, 4, 6, 8 e 10 tiveram melhores resultados pelo método da Máxima Verossimilhança, pela mesma distribuição. Já os tratamentos 3 e 11 mostraram serem superiores à distribuição Weibull, sendo o primeiro pelo método de ajuste da Máxima Verossimilhança e o segundo pelo método Percentil 1.

Os resultados encontrados confirmam a superioridade dos ajustes de Momentos e Máxima Verossimilhança pela distribuição S_B . Ainda para esta distribuição, o método da Regressão apresentou resultados superiores ao método de Knoebel-Burkhart, o qual retratou um pior desempenho dentre todos os métodos e distribuições testadas, com menor porcentagem de aceite e maiores erros. Respostas similares foram encontrados por Scolforo et al. (2003),

avaliando a espécie *Pinus taeda*. Os referidos autores testaram os métodos de Máxima Verossimilhança, Momentos, Knoebel-Burkhart, Moda e Regressão em diferentes idades e tratamentos para distribuição Johnson S_B e concluíram que aqueles que melhores se ajustaram foram os dois primeiros.

Já Gorgoso-Varela e Rojo-Alboreca (2014) compararam as distribuições Weibull 3 parâmetros e Johnson S_B por diferentes métodos de ajuste, para as espécies de *Quercus robur* e *Betula pubescens* em populações no noroeste da Espanha, concluindo que distribuição de Johnson S_B apresentou melhores resultados estatísticos para ambas as espécies. Os referidos autores acreditam que este melhor desempenho é pelo fato de esta distribuição apresentar quatro parâmetros, o que a torna mais completa.

No entanto, é possível perceber que a diferença entre os resultados das distribuições analisadas pelos diferentes métodos de ajustes é pequena. Zhang, Packard e Liu (2003) empregaram as distribuições Weibull 3 parâmetros por meio dos métodos de ajuste de Máxima Verossimilhança, Momentos e Percentis e Johnson S_B pelos métodos de Máxima Verossimilhança, Knoebel-Burkhart, Moda e Regressão Linear em florestas naturais de red spruce (*Picea rubens* Sarg.), localizadas no nordeste da América do Norte, concluindo que o melhor método de ajuste tanto para Weibull quanto para S_B foi o da Máxima Verossimilhança.

Todavia, eles averiguaram que, no geral, ambas as distribuições são igualmente adequadas para modelar a floresta avaliada, além de ressaltarem que o desempenho das distribuições depende da exatidão dos métodos usados para estimativa dos seus parâmetros, corroborando com os resultados encontrados no presente estudo.

Assim, a distribuição Weibull, tanto com dois quanto com três parâmetros, também pode ser utilizada para representar os povoamentos desbastados de *Eucalyptus grandis*. Esta distribuição vem sendo largamente

empregada por diversos autores, como Ogana et al. (2015), os quais compararam as distribuições de Beta, Gamma e Weibull 2 e 3 parâmetros na Reserva Florestal Oluwa, inferindo que esta última foi superior as demais, sendo mais consistente em todas as classes de diâmetros observadas. Os referidos autores acreditam que o melhor desempenho desta função se deve à sua flexibilidade, mas também pelo efeito causado pelo uso de três parâmetros em detrimento de dois.

Ribeiro et al. (2014), estudando um plantio experimental de Candeia (*Eremanthus erythropappus* (DC.) MacLeish), também concluíram que a distribuição Weibull 3 parâmetros foi superior às funções de Gamma, Normal, Log-normal e Weibull 2 parâmetros. Por outro lado, Sanqueta et al. (2014), os quais testaram as distribuições Gamma, Log Normal, Normal, e Weibull 2 e 3 parâmetros para dados de Acácia Negra, concluíram que a distribuição Weibull 2 parâmetros obteve melhor ajuste. Resultados satisfatórios também foram encontrados por Arce (2005), o qual apontou melhores ajustes também para esta distribuição, avaliando a espécie *Populus deltoides* Marsh, em detrimento das distribuições de Gama, Beta, S_B e Weibull 3 parâmetros.

No presente estudo, as distribuições Weibull tanto com 2 quanto com 3 parâmetros apresentaram porcentagens de aceite semelhantes, porém, ocorreu uma menor porcentagem de erro quando usados apenas 2 parâmetros. Segundo Diamantopoulou et al. (2015), a distribuição Weibull 2 parâmetros é de simples utilização e muito acurada. Portanto, optou-se pelo seu uso para realização da prognose da produção, além da função de Johnson S_B . O procedimento de ajuste, usado para ambas as distribuições, foi o de Momentos, no qual a estimativa dos parâmetros é relacionada ao desvio padrão e à média dos diâmetros. Fazendo-se o uso deste método, foi possível compatibilizar a prognose do modelo por classe diamétrica com o modelo do povoamento.

5.2 Correlação dos parâmetros em função da idade

A correlação entre os parâmetros das funções Weibull 2 parâmetros e Johnson S_B com a idade foi testada para base a de dados total. Posteriormente a base de dados foi estratificada da seguinte maneira: para as áreas em que não houve desbaste, para quando houve um desbaste e para quando houve dois desbastes.

5.2.1 Ajustes considerando a base de dados total

As correlações entre os parâmetros da distribuição de Johnson S_B e Weibull 2 parâmetros com a idade podem ser vistas nas Tabelas 5 e 6, respectivamente.

Tabela 5 Correlação entre os parâmetros da distribuição de Johnson S_B com a idade, em que Par. (Parâmetros da distribuição) e Prob (Probabilidade)

Par.	Par. Estimados	Estimativa	Erro padrão	t-valor	Prob.
ϵ	Intercepto	0,4586	0,0600	7,5840	1.62e-13 ***
	Idade	0,1959	0,0082	23,8520	2e-16 ***
λ	Intercepto	13,2142	0,3825	34,5500	2e-16 ***
	Idade	1,9974	0,0519	38,4400	2e-16 ***
γ	Intercepto	-2,4529	0,1516	-16,1800	2e-16 ***
	Idade	-0,1283	0,0205	-6,2350	9.58e-10 ***
δ	Intercepto	1,7446	0,0795	21,9666	2e-16 ***
	Idade	0,0719	0,0108	6,6590	7.23e-11 ***

Em que os códigos de significância: 0 ‘***’, 0,001 ‘**’, 0,01 ‘*’ 0,05 ‘’

Tabela 6 Correlação entre os parâmetros da distribuição Weibull 2 parâmetros com a idade, em que Par. (Parâmetros da distribuição) e Prob (Probabilidade)

Par.	Par. Estimados	Estimativa	Erro padrão	t-valor	Prob.
b	Intercepto	11,2860	0,4133	27,3000	2e-16 ***
	Idade	1,8787	0,0561	33,4600	2e-16 ***
c	Intercepto	11,0342	0,8156	13,5300	2e-16 ***
	Idade	0,7206	0,1108	6,5050	1,88e-10 ***

Em que os códigos de significância: 0 ‘***’, 0,001 ‘**’, 0,01 ‘*’ 0,05 ‘’

Os resultados mostram que todos os parâmetros, para ambas as distribuições testadas, foram correlacionados com a idade. Este fato apresenta um indicativo de que a prognose será aplicada com sucesso tanto para Weibull quanto para Johnson S_B e confirma a eficiência das mesmas, pois já haviam sido demonstradas pelo teste KS a 95% de probabilidade.

5.2.2 Ajustes considerando a base de dados estratificada

O objetivo de se estratificar os dados foi de avaliar se haveria uma não correlação entre os parâmetros das distribuições com relação à idade, após o procedimento de desbaste, o que poderia colocar em perigo a prognose aplicada em povoamentos desbastados. Isto porque, quando o ajuste é realizado de forma geral, ou seja, contemplando todos os dados, os tratamentos não desbastados apresentam um maior peso, indicando um bom funcionamento do modelo.

A Tabela 7 apresenta a correlação dos parâmetros com a idade para distribuição de Johnson S_B sem considerar os dados de desbaste, enquanto a Tabela 8 representa a distribuição Weibull 2 parâmetros.

Tabela 7 Correlação entre os parâmetros da distribuição de Johnson S_B com a idade, em que Par. (Parâmetros da distribuição) e Prob (Probabilidade), considerando os dados que não sofreram desbaste

Par.	Par. Estimados	Estimativa	Erro padrão	t-valor	Prob.
ε	Intercepto	0,5973	0,0434	13,7840	2e-16 ***
	Idade	0,0490	0,0083	5,8780	2,9e-08 ***
λ	Intercepto	14,0514	0,4324	32,4900	2e-16 ***
	Idade	1,4131	0,0830	17,0100	2e-16 ***
γ	Intercepto	-2,5601	0,0941	-27,1800	2e-16 ***
	Idade	0,1466	0,0180	8,1050	2.37e-13 ***
δ	Intercepto	1,6671	0,0663	23,1350	2e-16 ***
	Idade	-0,0413	0,0127	-3,2420	0,0014**

Onde os códigos de significância: 0 ‘***’, 0,001 ‘**’, 0,01 ‘*’ 0,05 ‘’

Tabela 8 Correlação entre os parâmetros da distribuição Weibull 2 parâmetros com a idade, em que Par. (Parâmetros da distribuição) e Prob (Probabilidade), considerando os dados que não sofreram desbaste

Par.	Par. Estimados	Estimativa	Erro padrão	t-valor	Prob.
b	Intercepto	14,0514	0,4324	32,4900	2e-16 ***
	Idade	1,4131	0,0830	17,0100	2e-16 ***
c	Intercepto	-2,5601	0,0941	-27,1800	2e-16 ***
	Idade	0,1466	0,0180	8,1050	2,37e-13 ***

Em que os códigos de significância: 0 ‘***’, 0,001 ‘**’, 0,01 ‘*’ 0,05 ‘’

Assim como esperado, analisando-se os dados sem desbaste todos os parâmetros, de ambas as distribuições, apresentaram significância com relação à idade. Assim, para povoamentos não desbastados de *Eucalyptus grandis*, ambas as distribuições escolhidas são indicadas para prognose.

As correlações entre os parâmetros da distribuição de Johnson S_B e Weibull 2 parâmetros com a idade podem ser vistas nas Tabelas 9 e 10, respectivamente, para os dados considerando apenas um desbaste, e, nas Tabelas 11 e 12, para os dados considerando os desbastes.

Tabela 9 Correlação entre os parâmetros da distribuição de Johnson S_B com a idade, em que Par. (Parâmetros da distribuição) e Prob (Probabilidade), considerando os dados que sofreram um desbaste

Par.	Par. Estimados	Estimativa	Erro padrão	t-valor	Prob.
ε	Intercepto	1,0049	0,0753	13,3400	2e-16 ***
	Idade	0,1430	0,0102	13,9400	2e-16 ***
λ	Intercepto	14,5466	0,6124	23,7500	2e-16 ***
	Idade	1,9355	0,0834	23,2000	2e-16 ***
γ	Intercepto	-3,8392	0,2098	-18,2960	2e-16 ***
	Idade	0,0323	0,0285	1,1330	0,259
δ	Intercepto	2,5416	0,1094	23,2300	2e-16 ***
	Idade	-0,0211	0,0149	-1,4200	0,157

Em que os códigos de significância: 0 ‘****’, 0,001 ‘***’, 0,01 ‘**’ 0,05 ‘*

Tabela 10 Correlação entre os parâmetros da distribuição Weibull 2 parâmetros com a idade, em que Par. (Parâmetros da distribuição) e Prob (Probabilidade), considerando os dados que sofreram um desbaste

Par.	Par. Estimados	Estimativa	Erro padrão	t-valor	Prob.
b	Intercepto	13,0931	0,6277	20,8600	2e-16 ***
	Idade	1,7737	0,0855	20,7400	2e-16 ***
c	Intercepto	18,6613	1,1575	16,1220	2e-16 ***
	Idade	-0,1790	0,1577	-1,1350	0,257

Em que os códigos de significância: 0 ‘****’, 0,001 ‘***’, 0,01 ‘**’ 0,05 ‘*

Tabela 11 Correlação entre os parâmetros da distribuição de Johnson S_B com a idade, em que Par. (Parâmetros da distribuição) e Prob (Probabilidade), considerando os dados que sofreram dois desbastes (continua)

Par.	Par. Estimados	Estimativa	Erro padrão	t-valor	Prob.
ε	Intercepto	1,2091	0,1565	7,7240	2,85e-12 ***
	Idade	0,1402	0,0170	8,2270	1,87e-13 ***
λ	Intercepto	15,0229	1,4134	10,6300	2e-16 ***
	Idade	1,8366	0,1539	11,9300	2e-16 ***

Tabela 11 Conclusão

Par.	Par. Estimados	Estimativa	Erro padrão	t-valor	Prob.
γ	Intercepto	-4,6414	0,5030	-9,2260	7,43e-16 ***
	Idade	0,0359	0,0547	0,5950	0,553
δ	Intercepto	2,9850	0,2583	11,5560	2e-16 ***
	Idade	-0,0250	0,0281	-0,8890	0,376

Em que os códigos de significância: 0 ‘***’, 0,001 ‘**’, 0,01 ‘*’ 0,05 ‘’

Tabela 12 Correlação entre os parâmetros da distribuição Weibull 2 parâmetros com a idade, em que Par. (Parâmetros da distribuição) e Prob (Probabilidade), considerando os dados que sofreram dois desbastes

Par.	Par. Estimados	Estimativa	Erro padrão	t-valor	Prob.
b	Intercepto	13,8580	1,3785	10,0500	2e-16 ***
	Idade	1,6931	0,1501	11,2800	2e-16 ***
c	Intercepto	23,0031	2,8258	8,1400	3,01-13 ***
	Idade	-0,1763	0,3077	-0,5730	0,568

Em que os códigos de significância: 0 ‘***’, 0,001 ‘**’, 0,01 ‘*’ 0,05 ‘’

Pode-se observar, analisando os dados tanto com um quanto com dois desbastes, que o parâmetro de forma da distribuição de Johnson S_B (γ e δ) e Weibull (“c”) deixa de se correlacionar com a idade. Isto acontece, pois, esse parâmetro é impactado pelas diferentes idades em que os desbastes ocorreram e, também, pelas intensidades com que foram aplicados, o que gera um confundimento, o qual acarreta em uma mudança na forma de crescimento da floresta.

Dias et al. (2005) aplicaram a função de Clutter em povoamentos desbastados de Eucalipto, concluindo que foi eficiente para prever a sua produção atual e futura. No entanto, o presente estudo prova que o uso desta função acarretará em sérios erros na prognose. Este fato evidencia a importância de uma análise específica dos dados, além de, também, ressaltar a necessidade

de incluir o efeito das diferentes intensidades e idades de desbaste na equação da área basal, sendo esta uma forma de se eliminar este confundimento.

Outro ponto importante a ser ressaltado é que fica provado, com o presente, estudo que os parâmetros de forma das distribuições Weibull e Johnson S_B são muito sensíveis a alterações sofridas no povoamento. Portanto, eles devem ser recuperados indiretamente no futuro, com o método conhecido como Recuperação de Parâmetros, o qual foi usado neste trabalho. Este método é indicado pois o ajuste da área basal irá considerar as idades e intensidades de desbaste. Como esta é a variável que irá guiar todos os demais ajustes, é possível se ter equações para o $dmín$, $dmáx$, $varDAP$ e Dg fundamentados neste mesmo princípio.

Portanto, este é um indício que se deve trabalhar com a Recuperação de Parâmetros, em detrimento à Predição de Parâmetros, pois, neste último, os parâmetros da fdp são estimados para o futuro pela função de variáveis dendrométricas e da idade, o que também acarretará em erros na prognose. No entanto, este método ainda é usado por diversos autores, como Nogueira et al. (2005), Leite et al. (2006), Binoti et al. (2010), Sanqueta et al. (2014).

5.3 Avaliação do efeito do desbaste sobre o desenvolvimento da Altura Dominante (H_{dom})

MacFarlane, Green e Burkhart (2000) afirmaram que espécies de rápido crescimento são afetadas pela densidade do plantio. Como o *Eucalyptus grandis*, espécie avaliada no presente estudo, enquadra-se nesta categoria, decidiu-se por fazer esta avaliação previamente aos estudos de predição e projeção. Isto porque se a H_{dom} for influenciada pelo desbaste no decorrer do tempo, a função de sítio deverá considerar as intensidades de desbaste.

Para tanto, foi feita uma análise de Delineamento em Blocos Casualizados (DBC), sendo cada experimento (A, B e D) considerado como um bloco, os quais incluem todos os tratamentos. O DBC é considerado o tipo de delineamento mais importante (PIMENTEL GOMES, 2009), e leva em consideração os três princípios básicos da experimentação, que são a repetição, casualização e controle local (SCOLFORO et al, 2015).

Para verificar se houve uma resposta significativa do desbaste, no decorrer do tempo, foram avaliadas, por meio do DBC, as seguintes idades: 9; 10; 11; 12; 13,5 e 15 anos, representadas pelas Tabelas 13, 14, 15, 16, 17 e 18, respectivamente. Deve-se ressaltar que o último desbaste na área ocorreu aos 7 anos de idade.

Tabela 13 Análise de variância para idade de 9 anos, em que Trat, (Tratamentos), GL (Graus de Liberdade), SQ (Soma de Quadrados), QM (Quadrado Médio) e CV% (Coeficiente de Variação, em por cento)

	GL	SQ	QM	Fc	Pr>Fc
Bloco	2	760,13	380,06	484,12	0,00**
Trat.	8	12,61	1,58	2,01	0,06845
Resíduo	43	33,76	0,79		
Total	53	806,49			
CV%	2,65%				

**Significativo pelo teste F

Tabela 14 Análise de variância para idade de 10 anos, em que Trat, (Tratamentos), GL (Graus de Liberdade), SQ (Soma de Quadrados), QM (Quadrado Médio) e CV% (Coeficiente de Variação, em por cento) (continua)

	GL	SQ	QM	Fc	Pr>Fc
Bloco	2	744,73	372,37	528,71	0,00
Trat.	8	12,29	1,54	2,18	0,04810
Resíduo	43	30,28	0,70		

Tabela 14 Conclusão

	GL	SQ	QM	Fc	Pr>Fc
Total	53	787,30			
CV%	2,44%				

**Significativo pelo teste F

Tabela 15 Análise de variância para idade de 11 anos, em que Trat, (Tratamentos), GL (Graus de Liberdade), SQ (Soma de Quadrados), QM (Quadrado Médio) e CV% (Coeficiente de Variação, em por cento)

	GL	SQ	QM	Fc	Pr>Fc
Bloco	2	576,50	288,25	413,71	0,00**
Trat.	8	7,53	0,94	1,35	0,24545
Resíduo	43	29,96	0,70		
Total	53	613,98			
CV%	2,31%				

**Significativo pelo teste F

Tabela 16 Análise de variância para idade de 12 anos, em que Trat, (Tratamentos), GL (Graus de Liberdade), SQ (Soma de Quadrados), QM (Quadrado Médio) e CV% (Coeficiente de Variação, em por cento)

	GL	SQ	QM	Fc	Pr>Fc
Bloco	2	536,87	268,43	452,03	0,00**
Trat.	8	8,08	1,01	1,70	0,12581
Resíduo	43	25,54	0,59		
Total	53	570,48			
CV%	2,10%				

**Significativo pelo teste F

Tabela 17 Análise de variância para idade de 13,5 anos, em que Trat, (Tratamentos), GL (Graus de Liberdade), SQ (Soma de Quadrados), QM (Quadrado Médio) e CV% (Coeficiente de Variação, em por cento)

	GL	SQ	QM	Fc	Pr>Fc
Bloco	2	335,30	167,65	243,28	0,00**
Trat.	8	6,73	0,84	1,22	0,30998
Resíduo	43	29,63	0,69		
Total	53	371,66			
CV%	2,11%				

**Significativo pelo teste F

Tabela 18 Análise de variância para idade de 15 anos, em que Trat, (Tratamentos), GL (Graus de Liberdade), SQ (Soma de Quadrados), QM (Quadrado Médio) e CV% (Coeficiente de Variação, em por cento)

	GL	SQ	QM	Fc	Pr>Fc
Bloco	2	337,96	168,98	568,69	0,00**
Trat.	8	13,26	1,66	5,58	0,0000**
Resíduo	43	12,78	0,30		
Total	53	364,00			
CV%	2,11%				

**Significativo pelo teste F.

De acordo com a análise de variância, é possível perceber que, em todas as idades consideradas, os blocos (experimentos) apresentaram resultados significativos. Isto é um indicativo de que realmente os locais avaliados são distintos e, desta forma, pode-se considerar cada um deles como um bloco. Com relação aos tratamentos, do ano 9 ao ano 13,5, eles não são diferentes estatisticamente. Isto significa que a altura dominante manteve um crescimento normal, não sendo influenciada pelo desbaste, apesar da espécie avaliada ser considerada de rápido crescimento.

Portanto, se houver a necessidade de se comparar povoamentos desbastados e não desbastados, em diferentes locais, é possível usar-se o sítio para confrontar seus potenciais produtivos. Entretanto, na última idade avaliada (15 anos), houve um impacto significativo nos tratamentos, indicando que o desbaste alterou a Hdom. Assim, aplicou-se o teste de Tukey, que é um teste de comparação de médias considerado como rigoroso, porém de fácil aplicação, para avaliar quais foram os melhores e os piores tratamentos (Tabela 19).

Tabela 19 Teste de Tukey aplicado à idade de 15 anos para comparação da média das Hdom entre seus tratamentos

Tratamentos	Médias	Grupo
T4	39,38	a
T8	39,22	a
T3	39,02	a
T9	38,88	a
T7	38,84	a
T2	38,66	a
T6	38,57	ab
T5	38,52	ab
T1	37,57	b

Analisando-se a Tabela 19, verifica-se que o T1, o qual representa as testemunhas, chegou a um estágio conhecido como capacidade máxima de suporte, ou seja, a seu potencial máximo de armazenagem. Isto mostra que, para a testemunha, não existe mais espaço disponível para o crescimento das plantas, chegando-se a um estágio de estacionariedade. Já para os demais tratamentos, os quais sofreram desbaste, ainda há espaço para o crescimento tanto em diâmetro como em altura.

Porém, como a diferença significativa entre os tratamentos ocorreu apenas aos 15 anos de idade, foi definido que a Hdom não é influenciada pelo desbaste. Este resultado foi baseado no fato de que, comumente, a rotação de um

povoamento de eucalipto, voltada para madeira serrada, celulose, energia e carvão não ultrapassa esta idade.

A tabela 20 representa a produção média de cada experimento ao longo das medições analisadas neste tópico. Ressalta-se que quanto maior a média de Hdom, maior a média volumétrica encontrada. Isto prova a eficiência da variável Hdom em estratificar o potencial produtivo do povoamento.

Tabela 20 Produção média de cada experimento ao longo das idades de 9, 10, 11, 12, 13,5 e 15 anos para cada experimento

Experimento	Idade (anos)	Volume (m³)	Hdom (m)
A	9	183.06	28.80
A	10	208.43	30.52
A	11	234.54	32.67
A	12	249.72	33.48
A	13.5	286.73	36.78
A	15	299.71	36.74
B	9	325.27	37.98
B	10	356.96	39.43
B	11	391.57	40.49
B	12	424.85	40.99
B	13.5	442.53	42.70
B	15	495.08	42.26
D	9	213.25	33.36
D	10	225.68	33.44
D	11	247.20	35.13
D	12	258.81	35.66
D	13.5	296.69	38.44
D	15	310.89	37.20

5.4 Prognose da produção

Como a base de dados avaliada é pequena, uma forma de se apurar os modelos para validação da prognose foi considerar os ajustes feitos para ela com a base de dados total, fazendo-se as projeções de 1 a 15 anos, e com a chamada base de dados precoce, na qual as projeções variaram de 1 a 7,5 anos. Assim, o desempenho de todos os modelos foi avaliado segundo esta estratificação.

5.4.1 Modelos de Povoamento

Os modelos de povoamento considerados foram o da Altura Dominante (Hdom) e da Área Basal (G).

5.4.1.1 Projeção da Hdom

Como foi verificado que a altura dominante não é influenciada pelo desbaste, o ajuste do modelo de Chapman-Richard pelo método da Diferença Algébrica foi realizado.

1) Ajuste para a base de dados total

Para se analisar a significância do modelo, foi realizada uma análise de variância (Tabela 21) e, posteriormente, avaliou-se a estimativa de seus parâmetros (Tabela 22). Também foram plotados os gráficos de distribuição do resíduo para a variável avaliada (Figura 1) e o gráfico de 1:1, comparando a altura observada com a altura estimada (Figura 2).

Tabela 21 Análise de variância da Hdom para base de dados total, em que GL (Graus de Liberdade), SQ (Soma de Quadrados), QM (Quadrado Médio)

	GL	SQ	QM	Fc	Pr>Fc
Modelo	2	1299147	649873	404394	<0.0001**
Erro	1086	1745,2	1,607		
Total	1088	1301492			

**Significativo pelo teste F.

Tabela 22 Estimativa dos parâmetros da Hdom para base de dados total, em que Erro Padrão (Erro Padrão aproximado) e Lim. Aproximação (Limite de Aproximação, com 95% de confiabilidade)

Parâmetro	Estimativa	Erro Padrão	Lim. Aproximação (95% confiança)	
a	46,705	0,957	35,150	39,691
b	-0,104	0,009	-0,280	-0,162

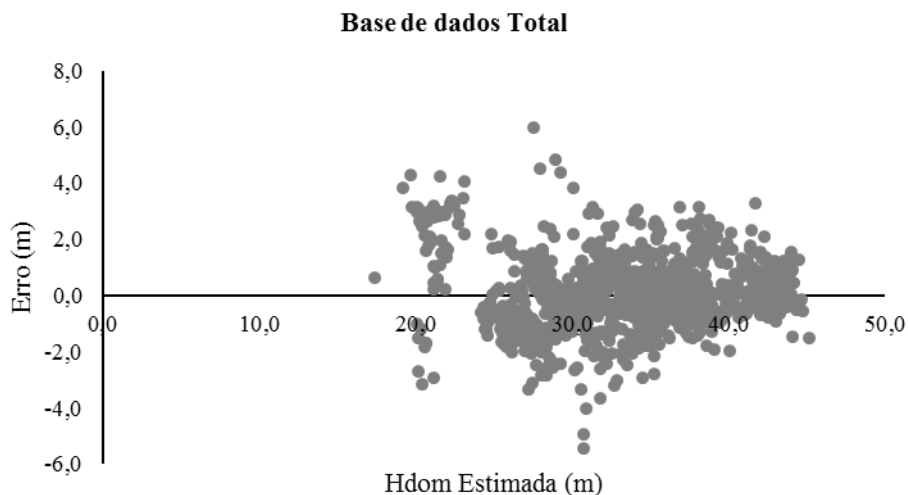


Figura 1 Distribuição dos resíduos, em metros, em função da Hdom estimada pelo modelo de Chpaman-Richards, para a base de dados total

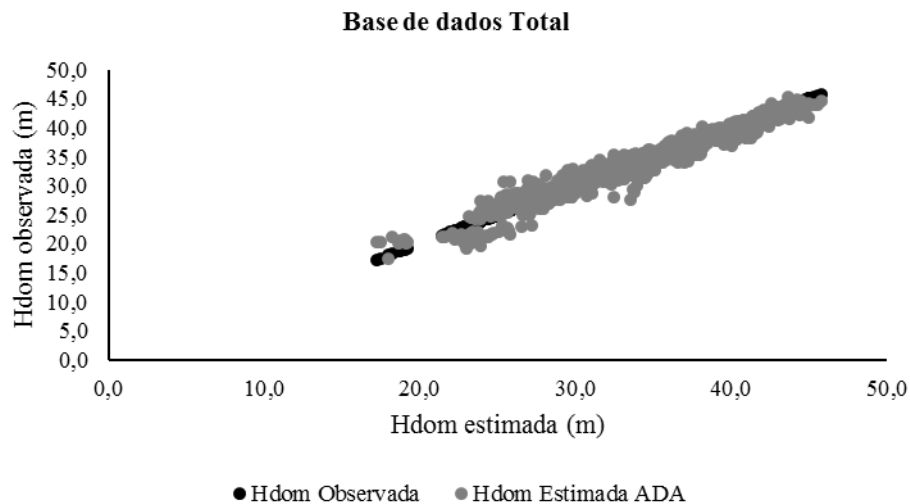


Figura 2 Hdom estimada em relação à Hdom observada para a base de dados total

Avaliando-se estes dados, é possível perceber que o modelo foi significativo pela análise de variância (ANOVA), além de apresentar um baixo erro, o que indica uma boa precisão para o mesmo. Depois de confirmada a sua significância, foi realizada uma análise para estimativa de seus parâmetros. Por ela é possível perceber que este modelo permite uma variação da altura dominante, a qual está relacionada com sua assíntota, entre 44,83 metros até 48,59 metros, o que é coerente com as alturas reais observadas e atingidas em idades mais avançadas do povoamento.

Ademais, o gráfico de distribuição de resíduos gerou bons resultados, juntamente com o gráfico de projeção 1:1, o qual demonstrou uma elevada precisão para as alturas estimadas em relação às alturas observadas. Portanto, o modelo de Hdom apresentou resultados satisfatórios, o que justifica sua utilização.

2) Ajuste para base de dados precoce

As Tabelas 23 e 24 representam a ANOVA para o modelo de altura dominante considerando a base de dados precoce e a estimativa de seus parâmetros, respectivamente.

Tabela 23 Análise de variância da Hdom para base de dados precoce, em que GL (Graus de Liberdade), SQ (Soma de Quadrados), QM (Quadrado Médio)

	GL	SQ	QM	Fc	Pr>Fc
Modelo	2	344356	172178	66804,8	<0.0001**
Erro	420	1082,5	2,5773		
Total	422	345439			

**Significativo pelo teste F.

Tabela 24 Estimativa dos parâmetros da Hdom para base de dados total, em que Erro Padrão (Erro Padrão aproximado) e Lim. Aproximação (Limite de Aproximação, com 95% de confiabilidade)

Parâmetro	Estimativa	Erro	Aproximação	
		Padrão	(95% confiança)	
a	37,420	1,155	35,150	36,691
b	-0,221	0,030	-0,280	-0,162

Avaliando-se a Tabela 23, é possível verificar que o modelo é significativo, assim seus parâmetros são avaliados na Tabela 24. No entanto, deve-se observar que o valor assintótico é de 37,42. O valor assintótico representa o valor máximo que a Hdom atinge, não sendo possível estimar nenhuma árvore com altura dominante superior a este valor. Porém, quando se avalia a base de dados completa, é possível perceber que as alturas dominantes ultrapassam este valor na idade de 15 anos.

Logo, este é um risco de se utilizar a base de dados precoce, pois a altura dominante é usada no modelo de área basal, o qual será “ligado” aos modelos de árvore individual, o que pode gerar um acúmulo de erros em todo o sistema avaliado. Sendo assim, as alturas dominantes apresentadas pela base de dados precoce sempre serão subestimadas, principalmente para idades maiores. Contudo, este ajuste foi considerado no presente estudo pois consegue captar a tendência de crescimento das árvores. Além disso, seu gráfico de resíduos (Figura 3) e o gráfico da altura dominante observada em relação à altura dominante estimada (Figura 4), ou 1:1, apresentaram resultados satisfatórios.

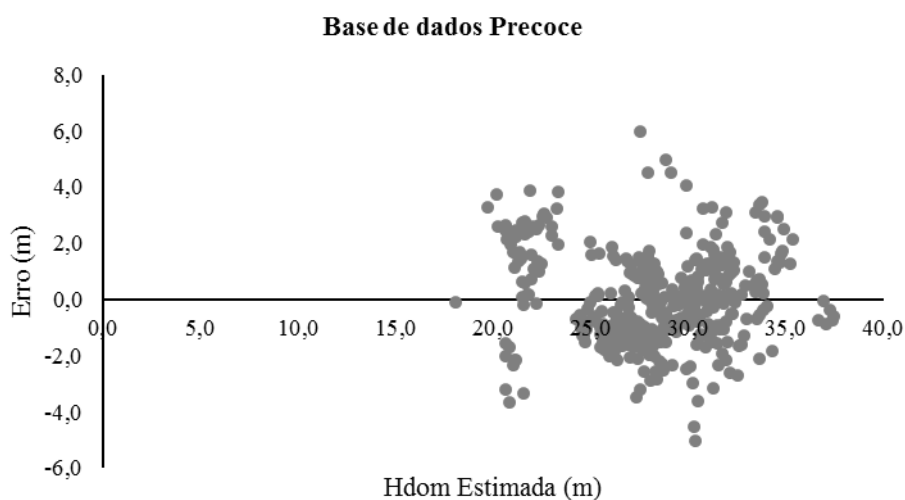


Figura 3 Distribuição dos resíduos, em metros, em função da Hdom estimada pelo modelo de Chapaman-Richards, para a base de dados precoce

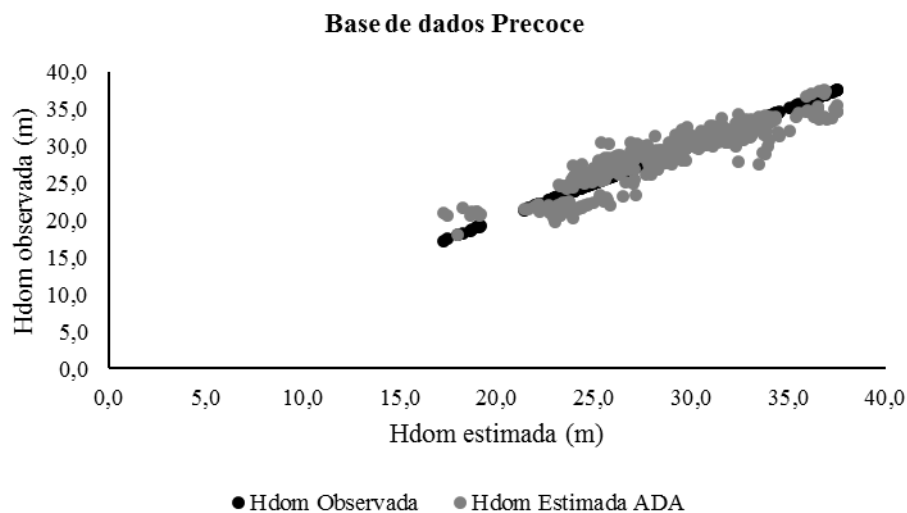


Figura 4 Hdom estimada em relação à Hdom observada para a base de dados precoce

5.4.1.2 Projeção e Predição Simultânea da Área Basal

O modelo de projeção e predição simultânea da área basal, considerando as intensidades de desbaste em diferentes idades, foi proposto por Pienaar e Shiver (1986) e modificado por Pienaar e Rheney (1993), os quais adicionaram um novo parâmetro à equação (β_6), que representa o número de árvores retiradas no desbaste pelo número de árvores remanescentes no povoamento.

1) Base de dados total

A análise de variância da base de dados total (Tabela 24) mostra que o modelo foi significativo e que seu erro foi baixo, indicando como boa sua precisão. A Tabela 25 apresenta a significância de todos os seus parâmetros. É importante salientar que o parâmetro β_0 é igual 0, pois, para se fazer a equação simultânea de predição e projeção foi necessário isolá-lo.

Tabela 25 Análise de variância da G para base de dados total, em que GL (Graus de Liberdade), SQ (Soma de Quadrados), QM (Quadrado Médio)

	GL	SQ	QM	Fc	Pr>Fc
Modelo	6	22,9842	3,8307	1057,28	<0.0001**
Erro	1058	3,8333	0,0036		
Total	1064	26,8176			

**Significativo pelo teste F.

Tabela 26 Estimativa dos parâmetros da G para base de dados total

Variável	Parâmetro estimado	Erro Padrão	t valor	Pr>t
β_0	0,00			
β_1	-12,08	1,22	-9,85	<0.0001
β_2	0,31	0,03	9,25	<0.0001
β_3	0,46	0,05	10,20	<0.0001
β_4	1,60	0,17	9,33	<0.0001
β_5	-0,24	0,16	-1,55	0,1221
β_6	-0,10	0,02	-4,04	<0.0001

2) Base de dados precoce

A análise de variância da base de dados precoce (Tabela 27) também apontou que o modelo foi significativo e apresentou baixo erro, podendo igualmente ser considerado um modelo preciso. A Tabela 28 apresenta a significância de todos os seus parâmetros.

Tabela 27 Análise de variância da G para base de dados precoce, em que GL (Graus de Liberdade), SQ (Soma de Quadrados), QM (Quadrado Médio)

	GL	SQ	QM	Fc	Pr>Fc
Modelo	6	21,1331	3,5221	413,64	<0.0001**
Erro	403	3,4316	0,0085		
Total	409	24,5646			

**Significativo pelo teste F.

Tabela 28 Estimativa dos parâmetros da G para base de dados precoce

Variável	Parâmetro estimado	Erro Padrão	t valor	Pr>t
β_0	0,00			
β_1	-13,71	1,97	-6,96	<0.0001
β_2	0,33	0,05	6,44	<0.0001
β_3	0,36	0,09	4,06	<0.0001
β_4	1,62	0,26	6,15	<0.0001
β_5	0,31	0,28	1,09	0,2764
β_6	-0,10	0,04	-2,52	0,0121

Deve-se ressaltar, neste ponto, que não foram feitos ajustes similares para mortalidade pois os experimentos estudados foram alocados em excelentes sítios, o que culminou em ausência de mortalidade. As informações de medição disponibilizadas são de dados com base no início da medição, ou seja, para idade de 2,42 anos. Portanto, não foi possível modelar a mortalidade inicial que pode ter ocorrido. Todavia, a função N foi considerada mesmo assim na modelagem da área basal, pois esta mortalidade preliminar diferenciada impactou o estoque inicial captado no povoamento.

5.4.2 Modelos de Árvore Individual

Os modelos de árvore individual avaliados foram de Diâmetro Mínimo (Dmín), Diâmetro Máximo (Dmáx) e de Variância dos diâmetros (em que: $\ln(Dg-Dméd)$). Estes modelos foram estimados usando-se a área basal, a altura dominante e a mortalidade do povoamento. Sendo assim, foi possível fazer a compatibilidade entre os modelos de povoamento com os modelos de árvore individual, e, conseqüentemente, com os modelos de classe diamétrica.

Todos os ajustes apresentados, para a base de dados total e para a base de dados precoce, foram significativos e seus parâmetros apresentaram um baixo erro. Sendo assim, todos os modelos testados foram considerados representativos e são indicados para povoamentos desbastados de *Eucalyptus grandis*.

As Tabelas 29 e 30 representam a análise de variância para o modelo de Diâmetro Mínimo, representado para idade total e para idade precoce, respectivamente. O Coeficiente de Determinação Ajustado ($R^2_{ajus.}$) foi 99,53% para base de dados total e 99,24% para base de dados precoce, o que novamente confirma a precisão do ajuste do diâmetro mínimo.

Tabela 29 Análise de variância do Dmín para base de dados total, em que GL (Graus de Liberdade), SQ (Soma de Quadrados), QM (Quadrado Médio)

	GL	SQ	QM	Fc	Pr>Fc
Modelo	3	10940	3646,51	90496,6	<0.0001**
Erro	1281	51,6172	0,04029		
Total	1284	10991			

**Significativo pelo teste F.

Tabela 30 Análise de variância do D_{mín} para base de dados precoce, em que GL (Graus de Liberdade), SQ (Soma de Quadrados), QM (Quadrado Médio)

	GL	SQ	QM	Fc	Pr>Fc
Modelo	3	4323,2678	1441,0892	27008,3	<0.0001**
Erro	615	32,8147	0,0533		
Total	618	4356,0825			

**Significativo pelo teste F.

As Tabelas 31 e 32 representam a análise de variância para o modelo de Diâmetro Máximo, representado para idade total e para idade precoce, respectivamente. O Coeficiente de Determinação Ajustado ($R^2_{ajus.}$) foi 99,99% para ambas as bases de dado avaliadas, demonstrando que a precisão do modelo de Diâmetro máximo foi excelente.

Tabela 31 Análise de variância do D_{máx} para base de dados total, em que GL (Graus de Liberdade), SQ (Soma de Quadrados), QM (Quadrado Médio)

	GL	SQ	QM	Fc	Pr>Fc
Modelo	5	14382	2876,4463	1957731	<0.0001**
Erro	1279	1,8792	0,0014		
Total	1284	14384			

**Significativo pelo teste F.

Tabela 32 Análise de variância do D_{máx} para base de dados precoce, em que GL (Graus de Liberdade), SQ (Soma de Quadrados), QM (Quadrado Médio)

	GL	SQ	QM	Fc	Pr>Fc
Modelo	5	6025,2469	1205,0494	893097	<0.0001**
Erro	613	0,8271	0,0014		
Total	618	6026,074			

**Significativo pelo teste F.

Já a variância dos diâmetros é calculada de forma indireta, sendo obtida pela equação de $\ln(Dg - Dméd)$, porque, com o valor de G do povoamento ajustado, é possível recuperar o Dg. Com o rearranjo desta fórmula pode-se encontrar o diâmetro médio, sendo a variância obtida pela subtração do Dg pelo Dméd, assim como já mostrado nos métodos do presente estudo.

A análise de variância para o modelo de $\ln(Dg - Dméd)$, representada para idade total e para idade precoce, encontra-se nas Tabelas 33 e 34, respectivamente. O Coeficiente de Determinação Ajustado ($R^2_{ajus.}$) para a base de dados total, foi de 94,54% e, para base precoce de 96,06%.

Tabela 33 Análise de variância do $\ln(Dg - Dméd)$ para base de dados total, em que GL (Graus de Liberdade), SQ (Soma de Quadrados), QM (Quadrado Médio)

	GL	SQ	QM	Fc	Pr>Fc
Modelo	5	8082,7088	1616,5418	4425,89	<0.0001**
Erro	1279	467,1506	0,3653		
Total	1284	8549,8595			

**Significativo pelo teste F.

Tabela 34 Análise de variância do $\ln(Dg - Dméd)$ para base de dados precoce, em que GL (Graus de Liberdade), SQ (Soma de Quadrados), QM (Quadrado Médio)

	GL	SQ	QM	Fc	Pr>Fc
Modelo	5	4440,1405	888,0281	3017,36	<0.0001**
Erro	613	180,4096	0,2943		
Total	618	4620,5502			

**Significativo pelo teste F.

5.4.3 Modelos de Altura Genérica e Volume Estimado

Estes modelos foram ajustados por propiciarem a obtenção do volume por classe de diâmetro, obtidos em cada parcela e, conseqüentemente, de forma indireta, o volume total do povoamento. Tanto para base de dados total quanto para base de dados precoce, ambos apresentaram estatísticas satisfatórias e todos os seus parâmetros foram significativos, além do erro padrão para qual apresentaram um baixo valor (Tabelas 35, 36, 37 e 38).

O R^2 ajust. foi de 92,4 % para a base de dados total e para base de dados precoce, nos modelos de altura genérica, e de 99,29 % e 98,49% para os dados de volume, considerando a base de dados total e a base de dados precoce, respectivamente.

Tabela 35 Estimativa dos parâmetros da altura genérica para base de dados total

Variável	Parâmetro estimado	Erro Padrão	t valor	Pr>t
β_0	1,327	0,009	136,00	2e-16 ***
β_1	0,520	0,003	167,93	2e-16 ***
β_2	-0,225	0,003	-59,74	2e-16 ***
β_3	-0,088	0,003	-63,03	2e-16 ***
β_4	-3,435	0,040	-74,18	2e-16 ***

Onde os códigos de significância: 0 ‘***’, 0,001 ‘**’, 0,01 ‘*’ 0,05 ‘’

Tabela 36 Estimativa dos parâmetros da altura genérica para base de dados precoce (continua)

Variável	Parâmetro estimado	Erro Padrão	t valor	Pr>t
β_0	1,327	0,009	136,00	2e-16 **
β_1	0,520	0,003	167,93	2e-16 **

Tabela 36 Conclusão

Variável	Parâmetro estimado	Erro Padrão	t valor	Pr>t
β_2	-0,225	0,003	-59,74	2e-16 **
β_3	-0,088	0,003	-63,03	2e-16 **
β_4	-3,435	0,040	-74,18	2e-16 **

Onde os códigos de significância: 0 ‘****’, 0,001 ‘***’, 0,01 ‘**’ 0,05 ‘’

Tabela 37 Estimativa dos parâmetros do volume para base de dados total

Variável	Parâmetro estimado	Erro Padrão	t valor	Pr>t
β_0	-10,363	0,003	-2723,80	2e-16 ***
β_1	1,859	0,001	961,60	2e-16 ***
β_2	1,143	0,002	466,60	2e-16 ***

Onde os códigos de significância: 0 ‘****’, 0,001 ‘***’, 0,01 ‘**’ 0,05 ‘’

Tabela 38 Estimativa dos parâmetros do volume para base de dados precoce

Variável	Parâmetro estimado	Erro Padrão	t valor	Pr>t
β_0	-10,673	0,006	-1580,10	2e-16 ***
β_1	1,991	0,003	564,40	2e-16 ***
β_2	1,125	0,004	263,90	2e-16 ***

Onde os códigos de significância: 0 ‘****’, 0,001 ‘***’, 0,01 ‘**’ 0,05 ‘’

5.5 Apuração dos modelos para o sistema de prognose

Nesta parte do trabalho, visou-se avaliar todos os modelos testados, advindos da base de dados completa e da base de dados precoce, já projetados para a idade de 15 anos. A avaliação foi feita pela análise dos gráficos de 1:1. Vale ressaltar que a idade inicial adotada para projeção foi de 5 anos.

5.5.1 Altura Dominante

Os gráficos de 1:1 para a base de dados total e para base de dados precoce são representados pelas Figuras 1 e 2, respectivamente.

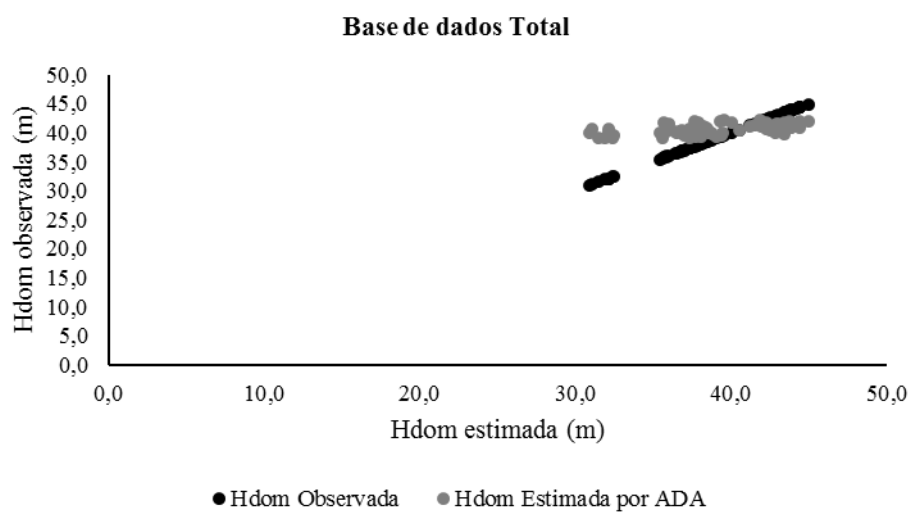


Figura 5 Projeção da Hdom estimada em relação à Hdom observada para a base de dados total

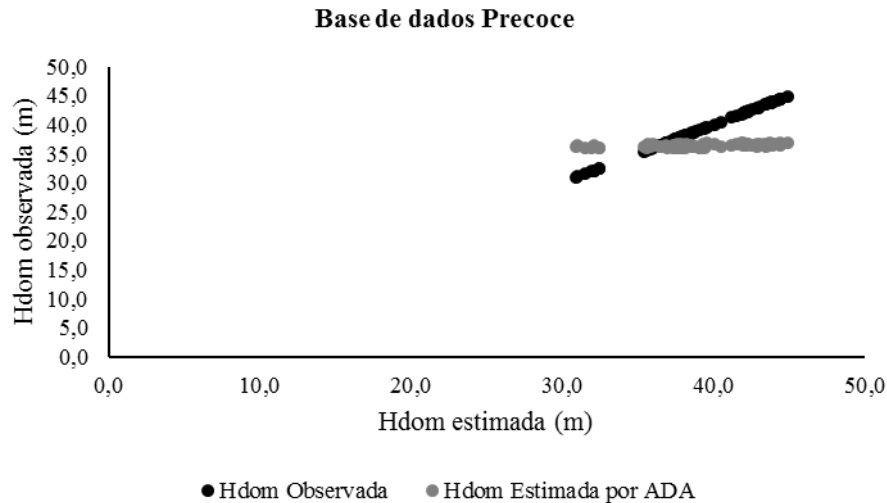


Figura 6 Projeção da Hdom estimada em relação à Hdom observada para a base de dados precoce

Avaliando-se os gráficos percebe-se que existe uma “flat line” entre os valores projetados e os valores observados. O resultado, avaliando-se ambas as bases de dados, comprova que houve uma falta de representatividade delas, uma vez que são pequenas, pois foram considerados apenas 3 experimentos, e dentro deles o sítio foi classificado como sendo o mesmo. Por conseguinte, a variação dentro de cada um desses sítios é apenas ruído (fato provado quando considerou-se que a Hdom independe do desbaste).

Avaliando-se apenas a base de dados precoce, é possível perceber que a resposta do modelo foi ainda pior. Neste ponto, fica claro que o parâmetro assintótico está “travando” o ajuste da Hdom estabelecida por ele, o que faz o modelo gerar péssimas estimativas. Novamente, acredita-se que a adição do índice de densidade melhorará esta situação.

5.5.2 Área Basal

As Figuras 7 e 8 representam a projeção do modelo de área basal para a base de dados total e para a base de dados precoce.

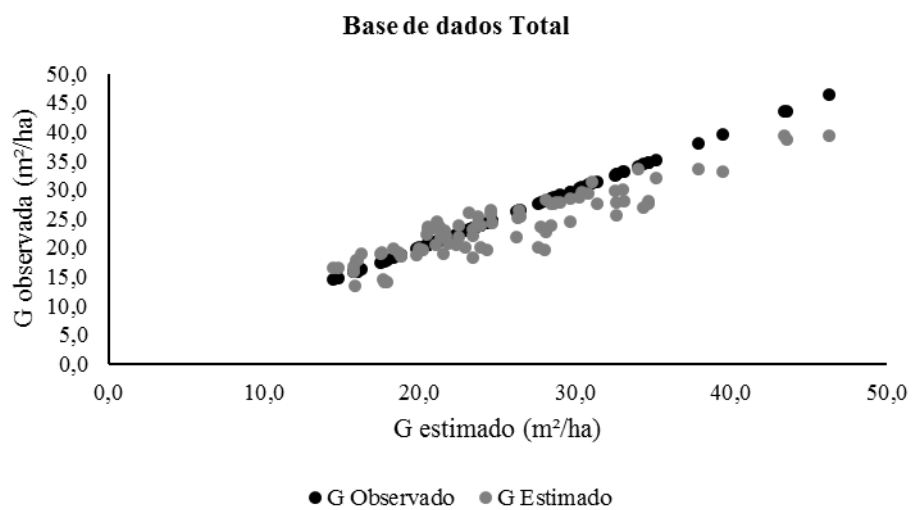


Figura 7 Projeção de G estimada em relação à G observada para a base de dados total

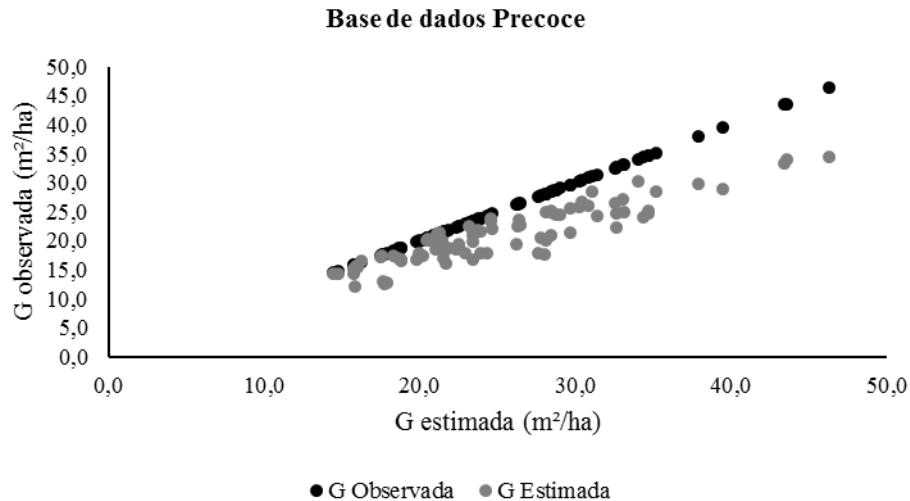


Figura 8 Projeção de G estimada em relação à G observada para a base de dados precoce

Ambos os modelos apresentaram boa precisão, no entanto, para a base de dados precoce ocorreu uma subestimativa, causada pela Hdom. Como na base precoce os dados foram avaliados até 7,5 anos, a partir disto eles foram projetados para quase o dobro desta idade (15 anos). Portanto, esta subestimativa é comum e aceitável, uma vez que o modelo conseguiu captar muito bem a tendência do desenvolvimento do povoamento.

5.5.3 Diâmetro mínimo e Diâmetro máximo

As estimativas de $D_{mín}$ (Figuras 9 e 10) e $D_{máx}$ (Figuras 11 e 12) foram apresentadas juntas, pois elas seguem uma mesma tendência quando projetadas para idade de 15 anos, apresentando boas estimativas, seja para base de dados precoce ou para base de dados total de ambos os modelos.

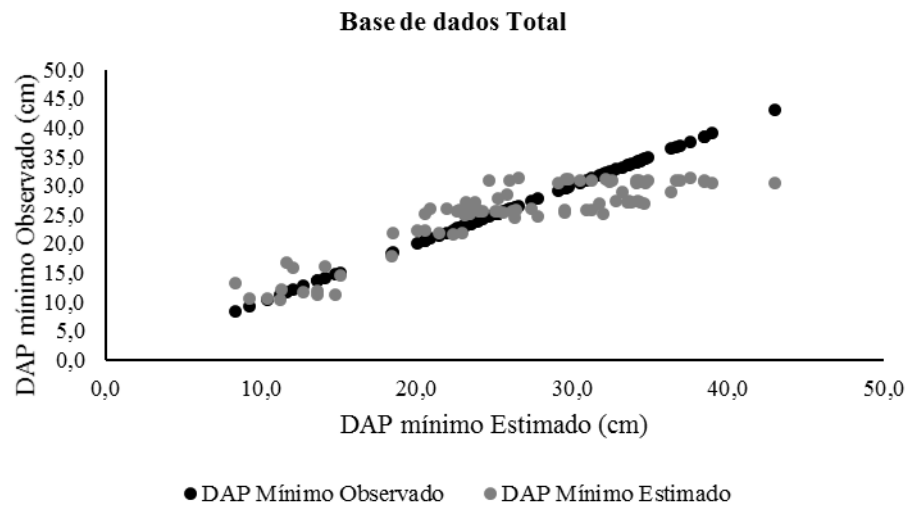


Figura 9 Projeção de Dmín estimado em relação à Dmín observado para a base de dados total

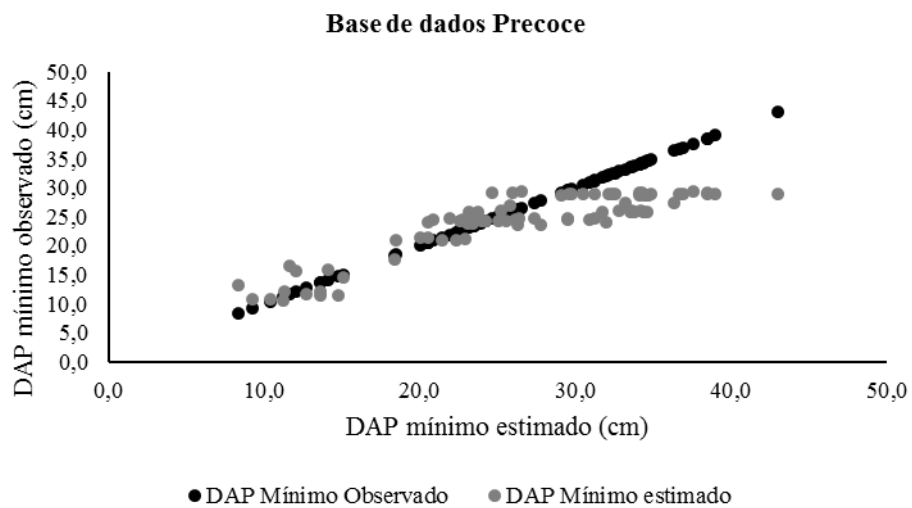


Figura 10 Projeção de Dmín estimado em relação à Dmín observado para a base de dados precoce

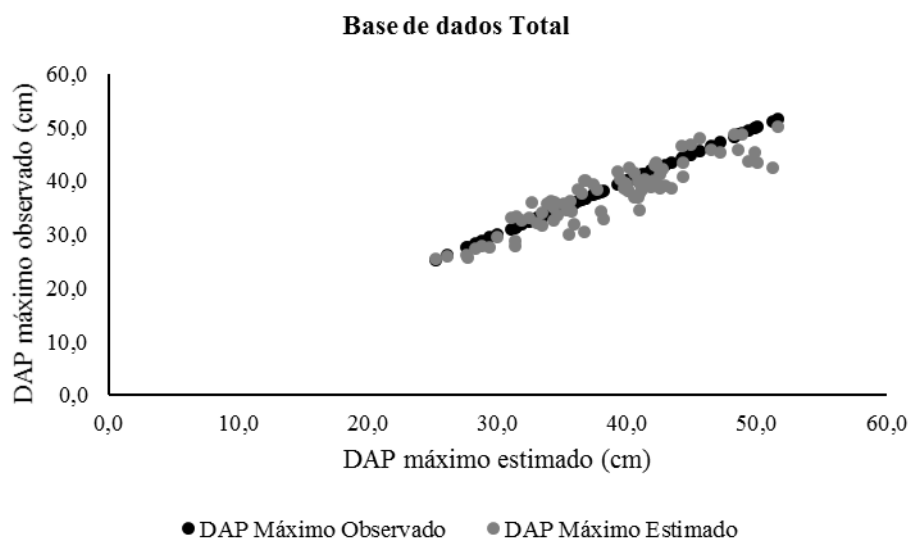


Figura 11 Projeção de Dmáx estimado em relação à Dmáx observado para a base de dados total.

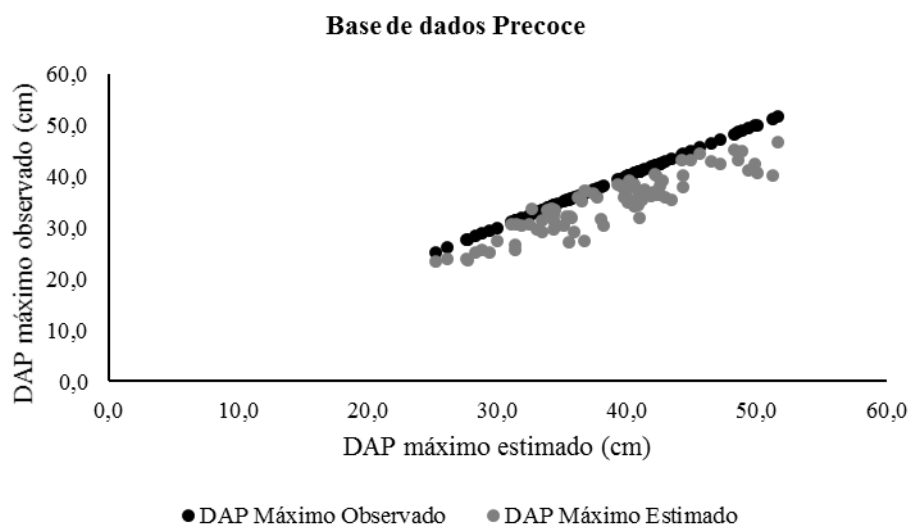


Figura 12 Projeção de Dmáx estimado em relação à Dmáx observado para a base de dados precoce

Observa-se que existe uma subestimativa, para a base precoce, tanto no modelo de $D_{mín}$ quanto no modelo de $D_{máx}$. Novamente, esta subestimativa foi causada pela H_{dom} e por G , as quais apresentaram esta mesma tendência. Por consequência, está havendo uma acumulação do erro à medida que os ajustes vão sendo realizados, uma vez que estão todos interligados.

5.5.4 Variância do Diâmetro

Como já explanado anteriormente, o modelo de variância do diâmetro foi ajustado por $\ln(D_g - D_{méd})$, para que fossem recuperadas de forma indireta a variância e o desvio padrão, usado pela função Weibull 2 parâmetros e Johnson S_B , respectivamente, por meio do método de ajuste dos Momentos. As Figuras 13 e 14 representam o gráfico 1:1 entre a variância observada e a variância estimada e as Figuras 15 e 16 representam este mesmo tipo de gráfico, porém comparando o desvio padrão estimado com o observado.

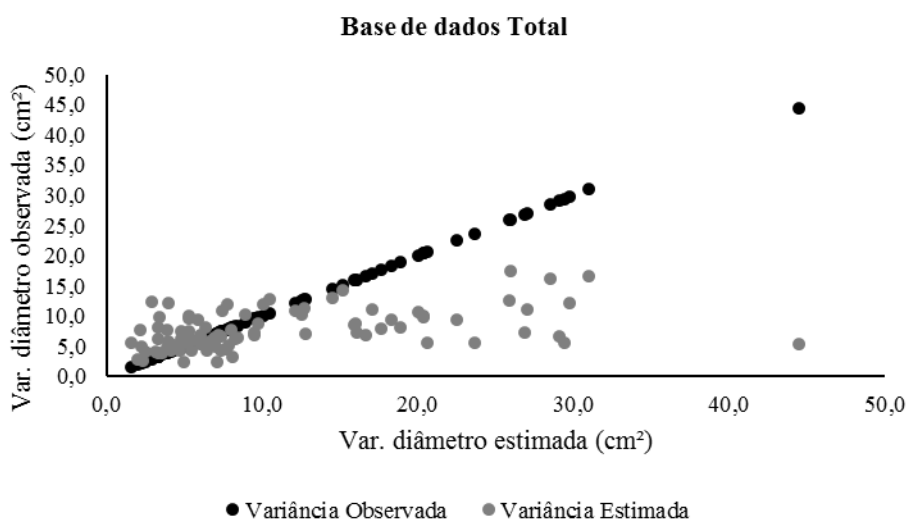


Figura 13 Projeção da variância estimada em relação à variância observada para a base de dados total

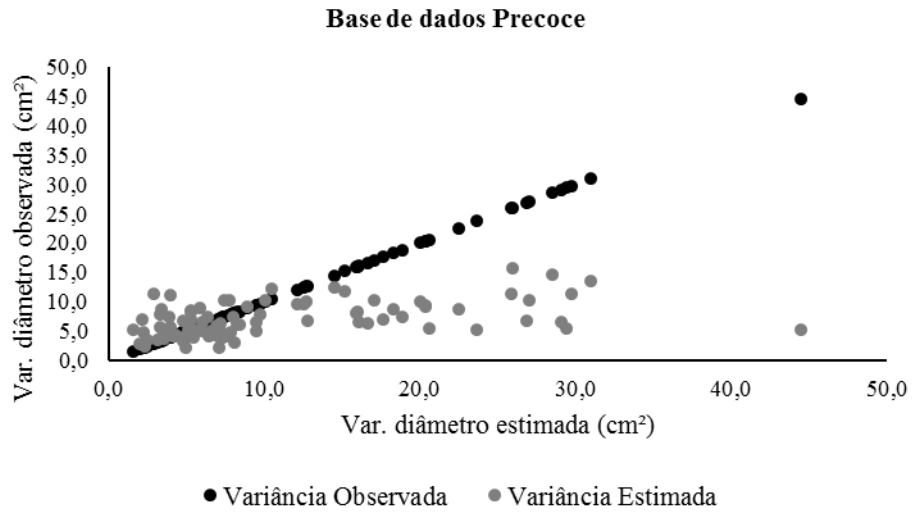


Figura 14 Projeção da variância estimada em relação à variância observada para a base de dados precoce

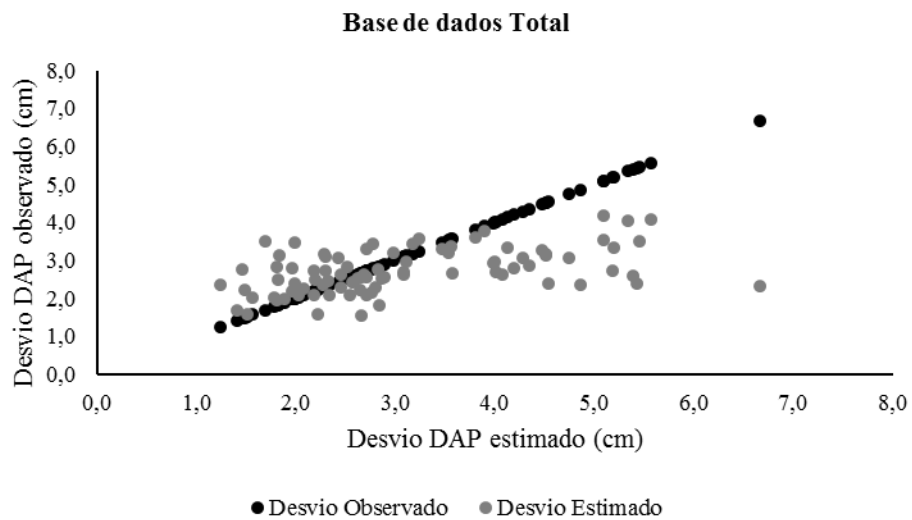


Figura 15 Projeção do desvio padrão estimado em relação ao desvio padrão observado para a base de dados total

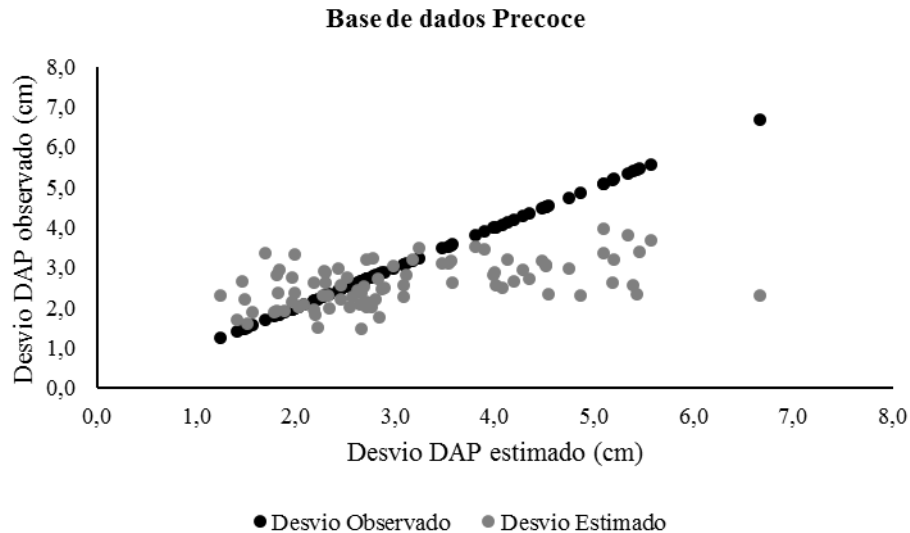


Figura 16 Projeção do desvio padrão estimado em relação ao desvio padrão observado para a base de dados precoce

Como com o passar do tempo, o povoamento ainda vai se diferenciando, ou seja, não ocorreu um padrão de estabilização, tornando-se difícil o ajuste da variância, e os seus gráficos não apresentam tão bons ajustes, gerando muitos erros. Já nos gráficos de desvio, ainda existem erros, mas eles são menores pois como o desvio é calculado pela raiz quadrada da variância, ocorre um achatamento dos dados e, conseqüentemente, isto acarreta em menores erros.

Este é um ponto chave para a escolha do ajuste da distribuição de Johnson S_B em detrimento da distribuição Weibull, apesar da semelhança em precisão alcançada por elas com o método de ajuste dos Momentos. Como a função Weibull usa a variância no cálculo de seus parâmetros, caso se considerem os sítios variados e amostras maiores em um plantio comercial, o erro em variância irá aumentar ainda mais, visto que se fosse usado o desvio haveria um maior controle nesta variação.

Além disso, esta função tem capacidade de detalhar de forma mais precisa o povoamento, uma vez que ela apresenta 4 parâmetros para descrevê-lo. Apesar da distribuição de Johnson S_B apresentar dois parâmetros adicionais se comparada à distribuição Weibull 2 parâmetros, seus ajustes funcionam com uma elevada precisão para a base de dados total e precoce, pois eles são relacionados ao $D_{máx}$ e ao $D_{mín}$.

5.5.5 Estatísticas do Sistema Total

Deve-se ressaltar que os ajustes de altura genérica e volume não foram avaliados de forma individualizada, pois o objetivo de ajustá-los foi o de encontrar o volume final por classe diamétrica. Portanto, o seu bom funcionamento poderá ser avaliado pelas estatísticas aplicadas ao sistema total.

Desta maneira, o último passo para se avaliar o sistema de prognose consiste em analisar o sistema com a base de dados total e a base de dados precoce usando as funções de Johnson S_B e Weibull 2 parâmetros. Estas distribuições tiveram todos os seus parâmetros baseados nas equações do povoamento, portanto, foi possível fazer a compatibilidade entre o modelo por classe de diâmetro e o modelo global.

As Figuras 17 e 18 apresentam o gráfico 1:1 comparando o volume estimado e o volume observado pela função de Johnson S_B e as Figuras 19 e 20 pela distribuição Weibull 2 parâmetros.

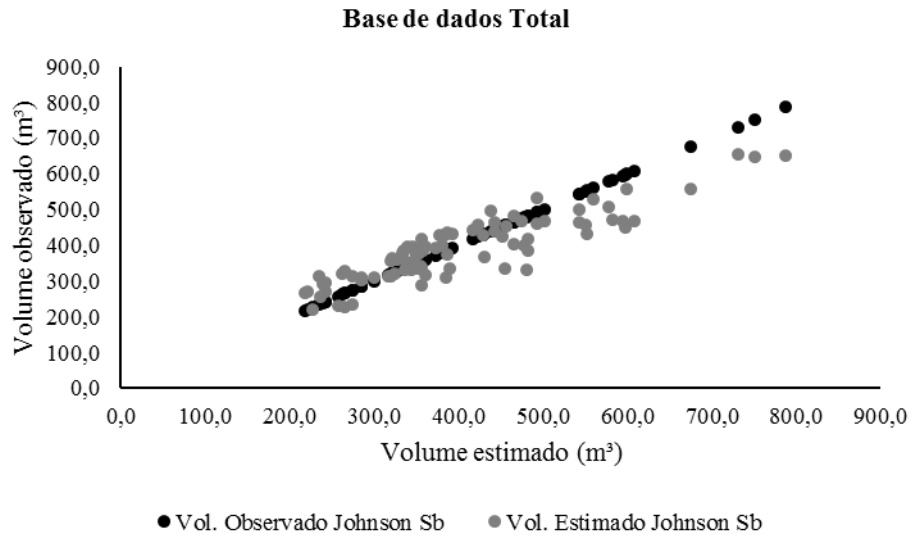


Figura 17 Projeção do volume estimado em relação ao volume observado para a base de dados total considerando a função de Johnson S_B

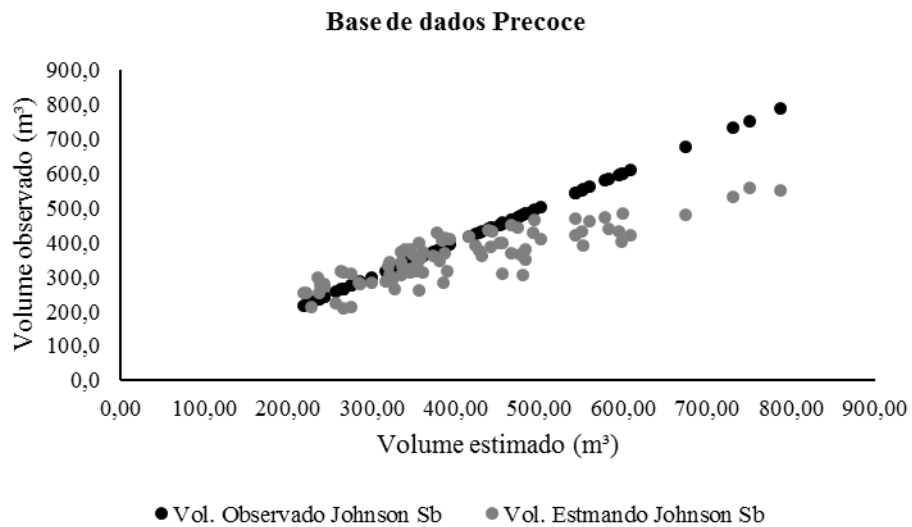


Figura 18 Projeção do volume estimado em relação ao volume observado para a base de dados precoce considerando a função de Johnson S_B

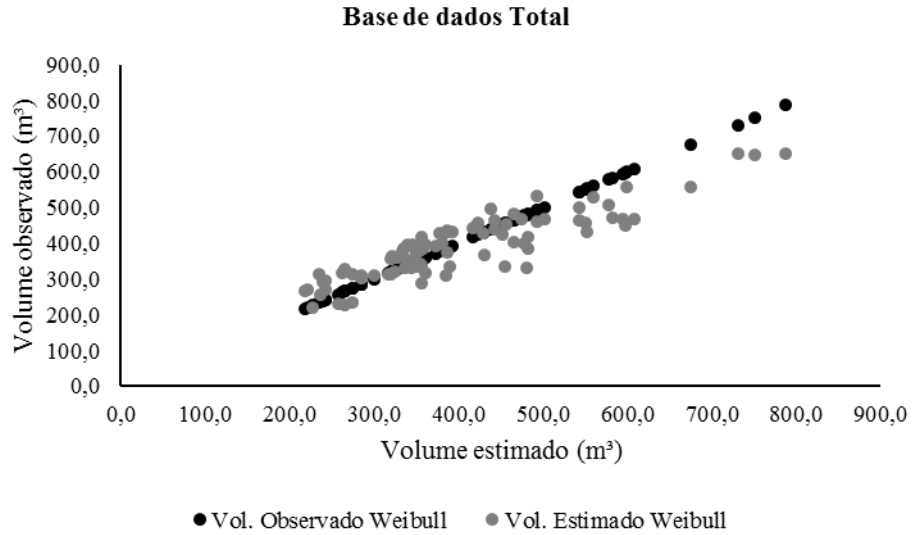


Figura 19 Projeção do volume estimado em relação ao volume observado para a base de dados total considerando a função de Weibull 2 parâmetros

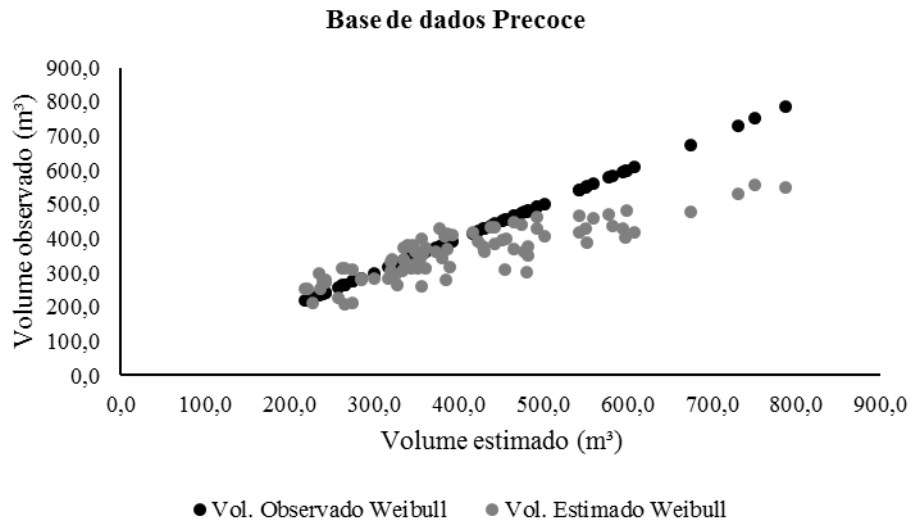


Figura 20 Projeção do volume estimado em relação ao volume observado para a base de dados precoce considerando a função Weibull 2 parâmetros

Pela análise dos gráficos, é possível perceber como o sistema teve um excelente desempenho quando retratado pela base de dados total para ambas as distribuições. Já quando avaliada a idade precoce, ocorre um acréscimo no erro, visto que o problema está novamente correlacionado com a assíntota “travada” da altura dominante aos 7,5 anos. Isto culmina em um erro acumulado para as demais variáveis que, conseqüentemente, respondem no volume final. Mesmo assim, a base de dados precoce pode ser usada em plantios tradicionais para celulose, buscando-se avaliar se neles existe potencial principalmente para madeira serrada, pois ela apresenta uma tendência de crescimento.

Por fim, foram calculadas as estatísticas MAE% (Erro Médio Absoluto), T% (Erro Médio) e D% (Índice de Willmott) comparando-se o volume observado com o volume total estimado pelo sistema (Tabela 39).

Tabela 39 Avaliação estatística dos modelos de Johnson S_B pela base de dados total (1) e pela base de dados precoce (2) e da função Weibull 2 parâmetros pela base de dados total (3) e pela base de dados precoce (4)

Estatística	1	2	3	4
MAE%	11,77	13,84	11,78	13,89
T%	0,41	7,88	0,45	7,97
D%	99,99	99,98	99,99	99,98

Os resultados explanados foram bons, para ambas as distribuições avaliadas, uma vez que os valores do erro médio encontrados não foram muito elevados (MAE%) e mostram-se semelhantes, apesar de a distribuição de Johnson S_B ter sido ligeiramente melhor. Nota-se que há um acréscimo nesta estatística quando considerada a base de dados precoce.

Já por meio da avaliação do valor de T%, pode-se concluir que as maiores tendências de ajuste estão relacionadas à distribuição Weibull 2

parâmetros, principalmente quando analisada a base de dados precoce, sendo o valor da distribuição de Johnson S_B bastante superior a ela. Como os melhores ajustes de T% consideram valores mais próximos de zero, este pode ser mais um indicativo de que a distribuição de Johnson deve ser utilizada em detrimento a Weibull, uma vez que ela consegue captar com maior precisão as variações que ocorrem ao longo do tempo em seus parâmetros.

Contudo, ambas as distribuições avaliadas apresentaram a mesma eficiência (D%), quando considerada a base de dados total e a base de dados precoce, o que justifica a aplicação das mesmas no sistema de prognose para *Eucalyptus grandis*. considerado no presente estudo.

5.6 Impacto na produtividade sofrido pela variação climática

Para avaliar o quanto as variações climáticas na região contemplada pelo presente estudo afetaram a produtividade final dos povoamentos, a variável climática precipitação foi acrescentada no modelo de sítio, fazendo assim a sua atualização. No entanto, existe uma restrição nos sítios amostrados, pois foram escolhidas áreas mais favoráveis para alocação dos experimentos de desbaste, não permitindo assim que fosse avaliada uma ampla variabilidade de dados.

Castro Neto (2015), avaliando o condicionamento da altura dominante a variações climáticas para a mesma área de estudo, averiguou que as variáveis precipitação anual, dias de chuva e temperatura mínima estavam impactando o modelo, concluindo posteriormente que a precipitação anual foi a variável que melhor o explicou.

Assim, novamente foram realizadas correlações entre estas variáveis e altura dominante para os experimentos avaliados (Tabela 40), a fim de se verificar se os resultados encontrados pelo referido autor manter-se-iam os mesmos.

Tabela 40 Correlação entre as variáveis climáticas testadas e a Hdom, em que PPT (valor de precipitação anual médio) e Tmín (temperatura mínima)

	Hdom	PPT	Tmín	Dias chuva
Hdom	1			
PPT	0,8907	1		
Tmín	-0,0346	-0,3742	1	
Dias chuva	0,6447	0,8189	0,6371	1

Observando-se a Tabela 40, é possível inferir que a temperatura mínima não impacta a altura dominante e que a precipitação anual, novamente, apresenta um maior efeito sob a capacidade produtiva do talhão. A distribuição de chuva em dias, também, mostra-se uma variável crítica na observação, porém, para as áreas avaliadas, esta variável seguiu uma tendência de relativa homogeneidade para os períodos chuvosos. Deste modo, em virtude da sua forte correlação com a precipitação, ela foi evitada, a fim de se impedir o acontecimento de multicolineariedade na regressão proposta.

Assim, o modelo de sítio foi ajustado por uma regressão linear simples em que: $S = \beta_0 + \beta_1 \text{PPT}$ (Tabela 41). Neste ajuste, o parâmetro PPT foi significativo e o R^2 ajust. foi de 73,78%.

Tabela 41 Estimativa dos parâmetros do sítio com adição da variável ambiental PPT (Precipitação anual média)

Variável	Parâmetro estimado	Erro Padrão	t valor	Pr>t
β_0	3,98	2,37	1,68	0,096
PTT	0,03	0,00	15,50	2e-16 ***

Em que os códigos de significância: 0 ‘***’, 0,001 ‘**’, 0,01 ‘*’ 0,05 ‘.’

É importante salientar que foi fixada a idade de referência como sendo 15 anos, portanto, a altura dominante passou a ser considerada como o sítio. Por consequência, percebe-se agora que locais com maior incidência de chuva apresentam maior capacidade produtiva madeireira. A idade de referência foi fixada aos 15 anos, pois objetivou-se avaliar o efeito final da influência da variável ambiental sob o modelo.

Isto porque, o comportamento do povoamento é conhecido até os 5 anos de idade, porém ele é incerto quando projetado para idades consideradas como mais avançadas. Desta forma, se for realizada uma análise por idade ou se a idade de referência for fixada, a resposta final será a mesma, sendo que o foco em se usar a idade de referência é o de se retratar o potencial da área.

Por fim, foram gerados três cenários climáticos pela atualização de sítio na idade de referência adotada (15 anos), sendo eles: um ajuste médio da média anual de precipitação, um acréscimo de 10% e um decréscimo de 10% sobre esta média. Os cenários foram gerados para cada tratamento e considerando a distribuição de Johnson S_B e Weibull 2 parâmetros (Tabela 41). A Tabela 42 representa o impacto, em porcentagem gerado pela redução ou adição de 10% sob a média anual de precipitação.

Tabela 42 Avaliação do volume (m^3) considerando os três cenários climáticos gerados pela atualização de sítio (continua)

Tratamento	Jonhson S_B			Weibull 2 P		
	-10%	Regular	10%	-10%	Regular	10%
Testemunha	451,32	505,9	556,15	448,69	505,23	558,06
2	351,72	387,8	433,37	351,14	387,67	434,05
3	353,84	395,89	435,97	353,19	395,79	436,56
4	284,38	316,22	349,97	284,15	316,18	350,27
5	297,86	328,99	367,06	297,53	328,9	367,49
6	334,01	369,3	411,89	333,43	369,22	412,61
7	314,96	350,57	388,06	314,44	350,45	388,44

Tabela 42 Conclusão

Tratamento	Jonhson SB			Weibull 2 P		
	-10%	Regular	10%	-10%	Regular	10%
8	356,89	397,73	439,84	356,15	397,57	440,42
9	319,31	349,61	392,89	318,86	349,46	393,64
10	367,99	403,82	453,02	367,47	403,65	453,7

Tabela 43 Impacto percentual gerado pela redução ou adição de 10% na precipitação média anual

Tratamento	Impacto			
	Jonhson SB		Weibull 2 P	
	-10%	10%	-10%	10%
Testemunha	11%	10%	11%	10%
2	9%	12%	9%	12%
3	11%	10%	11%	10%
4	10%	11%	10%	11%
5	9%	12%	10%	12%
6	10%	12%	10%	12%
7	10%	11%	10%	11%
8	10%	11%	10%	11%
9	9%	12%	9%	13%
10	9%	12%	9%	12%

Por meio da análise das Tabelas 41 e 42, é possível perceber que existe um impacto significativo em povoamentos de eucalipto, tanto se reduzindo a precipitação média anual quanto a aumentando. Este fato foi citado por Stape, Binkley e Ryan (2004), os quais indicaram que a produtividade das plantações tropicais de eucaliptos adubadas são fortemente afetadas pelo abastecimento de água, o qual influencia diretamente na eficiência de utilização dos recursos do povoamento.

Desta maneira, sítios bons serão melhorados em rendimento volumétrico, mesmo que não muito, com o acréscimo de pluviosidade. O oposto irá ocorrer quando a água é retirada do povoamento, pois com menos chuva, há

menos água infiltrando no solo, o que acarreta no menor desenvolvimento das árvores. Também é possível perceber que a resposta do eucalipto para ambos os cenários é direta, e se por um lado este fato é positivo, pois a espécie apresenta um rápido crescimento, por outro, pode ser negativo, pois ela é muito sensível a variações de clima.

Como já ressaltado anteriormente, a área de estudo não sofreu mortalidade, mesmo quando foram realizados desbastes. Isto porque os experimentos foram instalados em excelentes áreas propícias para o desenvolvimento do eucalipto. No entanto, caso ocorra a queda do regime pluviométrico, a mortalidade poderá ser alterada, pois pode ser que o impacto da redução de chuva seja maior em termos volumétricos do que os explicitados no presente estudo. Para fazer esta avaliação é necessária a instalação de novos experimentos.

Contudo, como não é possível analisar as alterações de mortalidade no presente estudo, a sobrevivência foi tratada como constante. Desta forma, constatou-se que os tratamentos desbastados foram impactados da mesma forma que os não desbastados (testemunhas). Este resultado foi encontrado pois, como foi comprovado anteriormente, a função de sítio não foi impactada pelo desbaste, o que mostra que o uso dela foi válido. A função de sítio assume que todos os tratamentos, dentro de cada experimento, terão o mesmo valor de sítio, e a variação ocorrerá entre os sítios.

Como o modelo de sítio acrescido da variável ambiental foi capaz de atualizar a capacidade de produção volumétrica, este tipo de metodologia pode ser empregado por empresas florestais para que elas possam fazer um planejamento mais adequado de seus empreendimentos para eucaliptocultura. A geração de cenários para possíveis variações climáticas contribui para este planejamento, sendo possível executá-lo pensando-se em múltiplos produtos madeireiros.

6. CONCLUSÃO

As distribuições diamétricas Weibull 2 parâmetros e Johnson S_B funcionaram muito bem para os povoamentos desbastados de *Eucalyptus grandis*, visto que os melhores métodos para a estimativa de seus parâmetros foram o da Máxima Verossimilhança e o dos Momentos. No entanto, o método dos Momentos foi adotado, pois por ele foi possível se fazer a compatibilidade entre o modelo de classe diamétrica e o modelo do povoamento, uma vez que se buscou desenvolver um sistema integrado de modelagem do crescimento e produção.

Quando ocorrem desbastes, os parâmetros de forma de ambas as distribuições deixam de ser correlacionados com a idade. Portanto, incluiu-se o efeito de desbaste na função de densidade. Além disso, a não correlação dos parâmetros com a idade também demonstrou que a forma correta de os recuperar no futuro foi fazendo-se o uso do método da Recuperação de Parâmetros, em detrimento da Predição de Parâmetros. Este método reestabeleceu a correlação entre os parâmetros com a idade.

Também foi verificado que a altura dominante não é influenciada pelo desbaste. No entanto, quando feita a validação do sistema de prognose, a altura dominante apresentou um problema em sua assíntota para base de dados precoce.

Para se estabelecer um sistema de crescimento e produção a nível de povoamento, foi adotado um modelo de área basal o qual considerou a intensidade dos desbastes. Juntamente com a função de altura, os modelos de povoamento foram usados na obtenção dos modelos de árvore individual. Este fato garantiu a compatibilidade entre modelos por classe diamétrica e modelos do povoamento, sem perda de informações.

O sistema de prognose foi validado pela separação da base de dados total e da base de dados precoce. Os modelos de uma forma geral apresentaram um bom desenvolvimento até a idade de referência de 15 anos. Ressaltou-se que a variância foi um modelo difícil de ser estimado e apresentou maiores erros do que quando aplicado o desvio padrão. Como a função de Johnson S_B tem seus parâmetros ajustados baseando-se neste último, ela foi preferida em detrimento à distribuição Weibull dois parâmetros, como forma de não se permitir a propagação de erros quando realizada a predição dos dados.

Pela avaliação do sistema total, inferiu-se que ambas as distribuições escolhidas apresentaram um excelente desempenho. As estatísticas de ajuste para elas também foram similares, porém a distribuição de Johnson S_B apresentou menores tendências de ajustem principalmente quando considerada a base de dados precoce.

Foram feitos cenários considerando a precipitação média anual na equação de sítio, o que impactou diretamente no crescimento final das árvores. Ressaltou-se que não houve impacto entre povoamentos desbastados e não desbastados, desta maneira, quando se fez um acréscimo ou redução de água, as respostas do eucalipto foram imediatas tanto para povoamentos desbastados quanto para não desbastados.

Apesar de a base de dados utilizada ter sido estratificada, é possível verificar o enorme potencial que a região de estudo, nos estados do Espírito Santo e da Bahia, apresenta para se pensar em um planejamento visando múltiplos produtos de madeira. A importância desta diversificação da produção não é somente econômica, mas também ambiental, uma vez que será possível se trabalhar com rotações mais longas, o que exigirá menos do solo. Agregado a isto, serão gerados diversos produtos, o que manterá a eficiência do planejamento, uma vez que não se dependerá de apenas uma frente de vendas.

Portanto, caso aconteça uma oscilação no mercado, não ocorrerão perdas tão drásticas para a empresa florestal.

REFERÊNCIAS

- ABREU, E. C. R. **Modelagem da prognose precoce do volume por classe diamétrica para Eucalyptus grandis**. 2000. 70 p. Dissertação (Mestrado em Produção Florestal)-Universidade Federal de Lavras, Lavras, 2000.
- ACERBI JÚNIOR, F. W. et al. Modelo para prognose do crescimento e da produção e análise econômica de regimes de manejo para *Pinus taeda* L. **Revista Árvore**, Viçosa, MG, v. 26, n. 6, p. 699-713, nov. 2002.
- ACERBI JÚNIOR, F. W. et al. Simulação e avaliação econômica de regimes de desbastes para *Pinus taeda* para obtenção de múltiplos produtos da madeira. **Revista Cerne**, Lavras, v. 5, n. 1, p. 81-102, 1999.
- ALMEIDA, A. C. et al. Needs and opportunities for using a process-based productivity model as a practical tool in Eucalyptus plantations. **Forest Ecology and Management**, Amsterdam, v. 193, n. 1, p. 167-177, May 2004.
- ALVARES, C. A. et al. Köppen's climate classification map for Brazil. **Meteorologische Zeitschrift**, Berlin, v. 22, n. 6, p. 711-728, Dec. 2013.
- ANGULO-MARTÍNEZ, M.; BEGUERÍA, S. Estimating rainfall erosivity from daily precipitation records: A comparison among methods using data from the Ebro Basin (NE Spain). **Journal of Hydrology**, Amsterdam, v. 379, n. 1-2, p. 111-121, 2009.
- ARCE, J. E. Modelagem da estrutura de florestas clonais de *Populus deltoides* Marsh. através de distribuições diamétricas probabilísticas. **Ciência Florestal**, Santa Maria, v. 14, n. 1, p. 149-164, 2004.
- ASSMANN, Ernst. **Principles of forest yield study**. Oxford: Pergamon, 1970.
- BAILEY, R. L.; CLUTTER, J. L. Base-age invariant polymorphic site curves. **Forest Science**, Bethesda, v. 20, n. 2, p. 155-159, May 1974.
- BAILEY, R.; DELL, T. Quantifying diameter distributions with the Weibull function. **Forest Science**, Bethesda, v. 19, n. 2, p. 97-104, May 1973.

BARRA, O. S. V. et al. Proposta Metodológica para o ajuste ótimo da distribuição diamétrica S_B de Johnson. **Revista Árvore**, Viçosa, MG, v. 35, n. 1, p. 151-156, fev. 2011.

BARRA, O. S. V. **Sistema de simulação de crescimento e produção de *Populus spp.*, no Chile (sistema salica)**. 2003. 127 f. Tese (Doutorado em Engenharia Florestal)-Universidade Federal de Santa Maria, Santa Maria.

BENNETT, F. A.; CLUTTER, J. L. **Multiple-product yield estimates for unthinned slash pine plantations pulpwood, sawtimber, gum**. Asheville: USDA, 1968.

BINOTI, D. H. B. et al. Uso da função Weibull de três parâmetros em um modelo de distribuição diamétrica para plantios de eucalipto submetidos a desbaste. **Revista Árvore**, Viçosa, MG, v. 34, n. 1, p. 147-156, jan./fev. 2010.

BRASIL. **Decreto nº 8375**, de 11 de dezembro de 2014. Define a Política Agrícola para Florestas Plantadas. Disponível em: <www.planalto.gov.br/ccivil_03/_Ato2011-2014?Decreto/D8375.htm>. Acesso em: 10 nov. 2015.

BURK, T. E.; BURKHART, H. E. **Diameter distributions and yields of natural stands of loblolly pine**. Blacksburg: Virginia Polytechnic Institute and State University, 1984.

BURK, T. E.; NEWBERRY, J. D. Notes: a simple algorithm for moment-based recovery of Weibull distribution parameters. **Forest Science**, Bethesda, v. 30, n. 2, p. 329-332, May 1984.

BURKHART, H. E. Development of empirical growth and yield models. In: AMARO, A.; TOMÉ, M. **Empirical and process based models for forest tree and stand growth simulation**. Lisboa: Edições Salamandra, 1997. p. 53-60.

BURKHART, H. E. Notes: slash pine plantation yield estimates based on diameter distribution: an evaluation. **Forest Science**, Bethesda, v. 17, n. 4, p. 452-453, Nov. 1971.

- BURKHART, H. E.; SPRINZ, P. T. Compatible cubic volume and basal area projection equations for thinned old-field loblolly pine plantations. **Forest Science**, Bethesda, v. 30, n. 1, p. 86-93, Feb. 1984.
- BURKHART, H. E.; STRUB, M. R. A model for simulation of planted loblolly pine stands. In: FRIES, J. (Ed.) **Growth models for tree and stand simulation**. Stockholm: Royal College of Forestry Stockholm, 1974.
- CAO, Q. V. Linking individual-tree and whole-stand models for forest growth and yield prediction. **Forest Ecosystems**, [Berlin], v. 1, n. 1, p. 1-8, Oct. 2014.
- CAO, Q. V. Predicting parameters of a Weibull function for modeling diameter distribution. **Forest Science**, Bethesda, v. 50, n. 5, p. 682-685, 2004.
- CARGNELUTTI-FILHO, A.; MATZENAUER, R.; TRINDADE, J. K. da. Ajustes de funções de distribuição de probabilidade à radiação solar global no Estado do Rio Grande do Sul. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v. 39, n. 12, p. 1157-1166, Dec. 2004.
- CARRETERO, A. C.; ÁLVAREZ, E. T. Modelling diameter distribution of *Quercus suber* L. stands in "Los Alcornocales" Natural Park (Cádiz-Málaga Spain) by using the two-parameter Weibull function. **Forest systems**, n. 1, p. 15-24, 2013.
- CARTER, R. E.; KLINKA, K. Relation between growing-season soil water-deficit, mineralizable soil nitrogen and site index of coastal Douglas Fir. **Forest Ecology and Management**, Amsterdam, v. 30, n. 1-4, p. 301-311, Feb. 1990.
- CASTRO NETO, F. de. **Uso de variáveis climáticas para classificação de sítios em povoamentos de eucalipto**. 2015. 135p. Dissertação (Mestrado em Engenharia Florestal)-Universidade Federal de Lavras, Lavras, 2015.
- CHAVES, S. de P. C. et al. Modelos não lineares generalizados aplicados na predição da área basal e volume de Eucalyptus clonal. **Cerne**, Lavras, v. 17, n. 4, p. 541-548, out./dez. 2011.
- CIESZEWSKI, C. J. Developing a well-behaved dynamic site equation using a modified Hossfeld IV function $Y_3 = (axm)/(c + xm - 1)$, a simplified mixed-

model and scant subalpine fir data. **Forest Science**, Bethesda, v. 49, n. 4, p. 539-554, Aug. 2003.

CIESZEWSKI, C. J.; BAILEY, L. Generalized algebraic difference approach: theory based derivation of dynamic site equations with polymorphism and variable asymptotes. **Forest Science**, Bethesda, v. 46, n. 1, p. 116-126, Jan. 2000.

CIRILLO, B. Lucro na Floresta. **Globo Rural**, São Paulo, n. 357, p. 31-37, jul. 2015.

CLUTTER J. L. et al. **Timber management**: a quantitative approach. New York: J. Wiley, 1983.

CLUTTER, J. L. et al. **Stand structure and yields of site-prepared loblolly pine plantations in the lower coastal plain of the Carolinas, Georgia, and north Florida**. Asheville: USDA, 1984.

CLUTTER, J. L.; BENNETT, F. A. **Diameter distributions in old-field slash pine plantations**. Georgia: Georgia Forest Research Council, 1965.

COHEN, A. C. Maximum likelihood estimation in the Weibull distribution based on complete and on censored samples. **Technometrics**, Washington, v. 7, n. 4, p. 579-588, Nov. 1965.

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**, Curitiba, v. 2, n. 3, p. 33-40, jul./set. 2004.

CURTIS, R. O.; HYINK, D. M. Data for growth and yield models. In: GROWTH AND YIELD AND OTHER MENSURATIONAL TRICKS: A REGIONAL TECHNICAL CONFERENCE, 1., 1984, Logan. **Proceedings...** Logan: USDA, 1984. p. 6-7.

DIAMANTOPOULOU, M. J. et al. Estimation of Weibull function parameters for modelling tree diameter distribution using least squares and artificial neural networks methods. **Biosystems Engineering**, London, v. 133, p. 33-45, May 2015.

DIAS, A. N. et al. Emprego de um modelo de crescimento e produção em povoamentos desbastados de eucalipto. **Revista Árvore**, Viçosa-MG, v. 29, n. 5, p. 731-739, set./out. 2005.

DUBEY, S. D. Some percentile estimators for Weibull parameters. **Technometrics**, Washington, v. 9, n. 1, p. 119-129, Feb. 1967.

FERRAZ FILHO, A. C. et al. Dominant height projection model with the addition of environmental variables. **Cerne**, Lavras, v. 17, n. 3, p. 427-433, jul./set. 2011.

FERRAZ FILHO, A. C. **Management of Eucalyptus plantations for solid wood production. 2013.** 127 p. Tese (Doutorado em Engenharia Florestal)- Universidade Federal de Lavras, Lavras, 2013.

FERRAZ FILHO, A. C. **Sistema de prognose do crescimento e produção para *Pinus taeda* L. sujeito a regimes de desbaste e podas.** 2009. 174 p. Dissertação (Mestrado em Engenharia Florestal)- Universidade Federal de Lavras, Lavras, 2009.

FERRAZ FILHO, A. C. et al. Modeling growth and yield of loblolly pinestands under intensive management. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v. 50, n. 8, p. 707-717, ago. 2015.

FINGER, C. A. G. **Distribuição de diâmetros em *Acacia mearnsii* de Wild, em diferentes povoamentos e idades.** 1979. 124 p. Dissertação (Mestrado em Engenharia Florestal)-Universidade Federal do Paraná, Curitiba, 1979.

FRAZIER, J. R. **Compatible whole-stand and diameter distribution models for loblolly pine plantations.** 1981. 125 p. Thesis (Ph.D. in Forest Science)- Virginia Polytech Institute and State University, Blackburg, 1981.

GORGOSO-VARELA, J. J.; ROJO-ALBORECA, A. Short Communication. A comparison of estimation methods for fitting Weibull and Johnson's S_B functions to pedunculate oak (*Quercus robur*) and birch (*Betula pubescens*) stands in northwest Spain. **Forest Systems**, [S.l.], v. 23, n. 3, p. 500-505, 2014.

HAFLEY, W. L.; BUFORD, M. A. A bivariate model for growth and yield prediction. **Forest Science**, Bethesda, v. 31, n. 1, p. 237-247, Mar. 1985.

HAFLEY, W. L.; SCHREUDER, H. T. Statistical distributions for fitting diameter and height data in even-aged stands. **Canadian Journal of Forest Research**, Ottawa, v. 7, n. 3, p. 481-487, 1977.

HUNTER, I. R.; GIBSON, A. R. Predicting *Pinus radiata* site index from environmental variables. **New Zealand Journal Forest Science**, Rotorua, v. 14, n. 1, p. 53-64, Dec. 1984.

INDÚSTRIA BRASILEIRA DE ÁRVORES. **Anuário estatístico da indústria brasileira de árvores**: ano base 2015. Brasília: IBA, 2015. Disponível em: <http://iba.org/images/shared/iba_2015.pdf>. Acesso em: 9 nov. 2015.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Base de dados Estados@**. Disponível em: <<http://www.ibge.gov.br/estadosat/>>. Acesso em: 10 out. 2015.

JOHNSON, N. L.; KITCHEN, J. O. Tables to facilitate fitting S_B curves II: both terminals known. **Biometrika**, London, v. 58, n. 3, p. 657-668, Dec. 1971.

JOHNSON, N. L. Systems of frequency curves generated by methods of translation. **Biometrika**, London, v. 36, n. 1-2, p. 149-176, June 1949.

KNOEBEL, B. R.; BURKHART, H. E. A bivariate distribution approach to modeling forest diameter distributions at two points in time. **Biometrics**, Washington, v. 47, n. 1, p. 241-253, Mar. 1991.

LEBART, L.; FÉNELON, J. P. M. **Tratamiento estadístico de datos**: métodos y programas. Barcelona: Marcombo, 1985.

LEITE, H. G. et al. Um modelo de distribuição diamétrica para povoamentos de *Tectona grandis* submetidos a desbaste. **Revista Árvore**, Viçosa, MG, v. 30, n. 1, p. 89-98, jan./fev. 2006.

LIMA, R. A. F. de; BATISTA, J. L. F.; PRADO, P. I. Modeling tree diameter distributions in natural forests: an evaluation of 10 statistical models. **Forest Science**, Bethesda, v. 61, n. 2, p. 320-327, Apr. 2015.

LOETSCH, F.; ZÖHRER, F.; HALLER, K. E. **Forest inventory**. München: BLV, 1973.

MACFARLANE, D. W.; GREEN, E. J.; BURKHART, H. E. Population density influences assessment and application of site index. **Canadian Journal of Forest Research**, Ottawa, v. 30, n. 9, p. 1472-1475, Sept. 2000.

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

MAESTRI, R. **Modelo de crescimento e produção para povoamentos clonais de *Eucalyptus grandis* considerando variáveis ambientais**. 2003. 143 p. Tese (Doutorado em Engenharia Florestal)-Universidade Federal do Paraná, Curitiba, 2003.

MALTAMO, M. et al. Comparison of percentile based prediction methods and the Weibull distribution in describing the diameter distribution of heterogeneous Scots pine stands. **Forest Ecology and Management**, Amsterdam, v. 133, n. 3, p. 263-274, Aug. 2000.

MALTAMO, M.; PUUMALAINEN, J.; PÄIVINEN, R. Comparison of beta and Weibull functions for modelling basal area diameter distribution in stands of *Pinus sylvestris* and *Picea abies*. scand. **Scandinavian Journal of Forest Research**, Stockholm, v. 10, n. 1, p. 284-295, Dec. 1995.

MERGANIČ, J.; STERBA, H. Characterisation of diameter distribution using the Weibull function: method of moments. **European Journal of Forest Research**, [Berlin], v. 125, n. 4, p. 427-439, Sept. 2006.

MOSCOVICH, F. A. **Modelos de crecimiento y producción forestal**. Montecarlo: Estación Experimental Agropecuaria, 2004. (Informe Técnico, 55).

NOGUEIRA, G. S. et al. Modelo de distribuição diamétrica para povoamentos de *Eucalyptus* sp. submetidos a desbaste. **Revista Árvore**, Viçosa, MG, v. 29, n. 4, p. 579-589, jul./ago. 2005.

OGANA, F. N.; OSHO, J. S. A.; GORGOSO-VARELA, J. J. Comparison of Beta, Gamma Weibull Distributions for Characterising Tree Diameter in Oluwa Forest Reserve, Ondo State, Nigeria. **Journal of Natural Sciences Research**, [S.l.], v. 5, n. 4, p. 28-36, 2015.

PAINEL FLORESTAL. **Website oficial da Panel Florestal**. 2015. Disponível em: <<http://www.painelflorestal.com.br>>. Acesso em: 9 nov. 2015.

PALAHÍ, M. et al. Comparison of beta, Johnson's S_B , Weibull and truncated Weibull functions for modeling the diameter distribution of forest stands in Catalonia (north-east of Spain). **European Journal of Forest Research**, [Berlin], v. 126, n. 4, p. 563-571, Oct. 2007.

PIENAAR, L. V.; RHENEY, J. W. Yield prediction for mechanically site-prepared slash pine plantations in the southeastern coastal plain. **Southern Journal of Applied Forestry**, Washington, v. 17, n. 4, p. 163-173, Nov. 1993.

PIENAAR, L. V.; SHIVER, B. D. An analysis and models of basal area growth in 45-year-old unthinned and thinned slash pine plantation plots. **Forest Science**, Bethesda, v. 30, n. 4, p. 933-942, Nov. 1984.

PIENAAR, L. V.; SHIVER, B. D. Basal area prediction and projection equations for pine plantations. **Forest Science**, Bethesda, v. 32, n. 3, p. 626-633, Aug. 1986.

PIMENTEL GOMES, F. **Curso de estatística experimental**. 15. ed. Piracicaba: Nobel/USP-ESALQ, 2009.

POUDEL, K. P.; CAO, Q. V. Evaluation of methods to predict Weibull parameters for characterizing diameter distributions. **Forest Science**, Bethesda, v. 59, n. 2, p. 243-252, Apr. 2013.

R CORE TEAM. **R**: a language and environment for statistical computing. Vienna: R Foundation for Statistical Computing, 2015. Disponível em <<http://www.R-project.org/>>. Acesso em: 10 dez. 2015.

REED, D. D. Ecophysiological models of forest growth: uses and limitations. In: AMARO, A.; TOMÉ, M. **Empirical and process based models for forest tree and stand growth simulation**. Lisboa: Edições Salamandra, 1997. p. 305-311.

REINEKE, L. H. Perfecting a stand-density index for even-aged forests. **Journal of Agricultural Research**, Washington, v. 46, n. 7, p. 627-638, 1933.

RENNOLLS, K.; WANG, M. A new parameterization of Johnson's S_B distribution with application to fitting forest tree diameter data. **Canadian Journal of Forest Research**, Ottawa, v. 35, n. 3, p. 575-579, Mar. 2005.

RETSLAFF, F. A. S. et al. A prognose do crescimento e da produção em classes de diâmetro para povoamentos desbastados de *Eucalyptus grandis* no Sul do Brasil. **Revista Árvore**, Viçosa, MG, v. 36, n. 4, p. 719-732, jul./ago. 2012.

RIBEIRO, A. et al. Estrutura da distribuição diamétrica em plantio experimental de candeia (*Eremanthus erythropappus* (DC.) MacLeish). **Ciência Florestal**, Santa Maria, v. 24, n. 4, p. 1055-1065, out./dez. 2014.

SANQUETTA, C. R. et al. A Model based on environmental factors for diameter distribution in Black Wattle in Brazil. **Plos One**, San Francisco, v. 9, n. 6, June 2014.

SCHNEIDER, P. R. et al. Estimativa dos parâmetros da função de densidade probabilística de weibull por regressão aninhada em povoamento desbastado de *Pinus taeda* L. **Ciência Florestal**, 18(3), 375-385. povoamento desbastado de *Pinus taeda* L. **Ciência Florestal**, Santa Maria, v. 18, n. 3, p. 375-385, 2008.

SCHUMACHER, F. X. A new growth curve and its application to timber yield studies. **Journal of Forestry**, v. 37, n. 10, p. 819-820, 1939.

SCOLFORO, H. F. et al. Autoregressive spatial analysis and individual tree modeling as strategies for the management of *Eremanthus*

erythropappus. **Journal of Forestry Research**, Cairo, v. 27, n. 3, p. 595-603, June 2015.

SCOLFORO, J. R. S. **Biometria florestal**: modelos de crescimento e produção florestal. Lavras: UFLA/FAEPE, 2006. (Textos Acadêmicos).

SCOLFORO, J. R. S. et al. Dominant height model for site classification of eucalyptus grandis incorporating climatic variables. **International Journal of Forestry Research**, Cairo, v. 2013, 2013.

SCOLFORO, J. R. S. et al. S_B distribution's accuracy to represent the diameter distribution of *Pinus taeda*, through five fitting methods. **Forest Ecology and Management**, Amsterdam, v. 175, n. 1-3, p. 489-496, Mar. 2003.

SCOLFORO, J. R. S. et al. Simulação e avaliação econômica de regimes de desbastes e desrama para obter madeira de *Pinus taeda* livre de nós. **Ciência Florestal**, Santa Maria, v. 11, n. 1, p. 121-139, 2001.

SCOLFORO, J. R. S. **Sistema integrado para predição e análise presente e futura do crescimento e produção, com otimização da remuneração de capitais para Pinus Caribea var. Hondurensis Barr et Golf**. 1990. 290 p. Tese (Doutorado em Engenharia Florestal)-Universidade Federal do Paraná, Curitiba, 1990.

SCOLFORO, J. R. S. Um modelo para simulação de desbastes seletivos. **Floresta**, Curitiba, v. 23, n. 1-2, p. 3-13, 1993.

SCOLFORO, J. R. S.; MACHADO, S. do; HOSOKAWA, R. T. Análise de um sistema de crescimento e produção compatível entre o modelo global do povoamento e o modelo por classe diamétrica. In: CONGRESSO FLORESTAL BRASILEIRO, 7.; CONGRESSO FLORESTAL PANAMERICANO, 1., 1993, Curitiba. **Anais...** [S.l.: s.n.], 1993. v. 2. p. 481-487.

SCOLFORO, J. R. S.; THIERSCHI, A. Estimativas e testes da distribuição de frequência diamétrica para *Eucalyptus camaldulensis*, através da distribuição S_B , por diferentes métodos de ajuste. **Scientia Forestalis**, Piracicaba, n. 54, p. 93-106, dez. 1998.

SHIFLEY, S.; LENTZ, E. Quick estimation of the three-parameter Weibull to describe tree size distributions. **Forest Ecology and Management**, Amsterdam, v. 13, n. 3-4, p. 195-203, Dec. 1985.

SILVA, V. S. M. et al. Prognose da produção de *Eucalyptus camaldulensis* Dehnh. pela aplicação da função de distribuição S_B de Johnson. **Revista Árvore**, Viçosa, MG, v. 33, n.5, set./out. 2009.

SILVA, V. S. M. **Produção de *Eucalyptus camaldulensis* Delnh. no estado de Mato Grosso**. 1999. 178 p. Tese (Doutorado em Engenharia Florestal)-Universidade Federal do Paraná, Curitiba, 1999.

SOARES, J. B. **Otimização do sortimento de produtos florestais a partir de funções de distribuição diamétrica e funções de forma**. 1993. 105 p. Dissertação (Mestrado em Ciência Florestal)-Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, 1993.

STAPE, J. L.; BINKLEY, D.; RYAN, M. G. Eucalyptus production and the supply, use and efficiency of use of water, light and nitrogen across a geographic gradient in Brazil. **Forest Ecology and Management**, Amsterdam, v. 193, n. 1-2, p. 17-31, May 2004.

STAPE, J. L.; MARTINI, E. L. Desbaste de *Eucalyptus*: opção de manejo para áreas com limitações ambientais ao corte raso. In: ENCONTRO TÉCNICO FLORESTAL, 5., 1991, Belo Horizonte. **Anais...** [S.l.: s.n], 1991. p. 30-50.

TABAI, F. C. V. **O estudo da acuracidade da distribuição S_B para representar a estrutura diamétrica de *Pinus taeda*, através de cinco métodos de ajuste**. 1999. 55 p. Dissertação (Mestrado em Engenharia Florestal)-Universidade Federal de Lavras, Lavras, 1999.

TEMPS, M. **Adição da precipitação pluviométrica na modelagem do crescimento e da produção florestal em povoamentos não desbastados de *Pinus taeda* L.** 2005. 135 p. Dissertação (Mestrado em Engenharia Florestal)-Universidade Federal do Paraná, Curitiba, 2005.

THIERSCH, A. **Eficiência das distribuições diamétricas para prognose da produção de *Eucalyptus camaldulensis***. 1997. 155 p. Dissertação (Mestrado em Engenharia Florestal)-Universidade Federal de Lavras, Lavras, 1997.

VALLEJOS, O. S. B. **Sistema de simulação de crescimento e produção de *Populus spp.*, no Chile (Sistema SALICA)**. 2003. 110 p. Tese (Doutorado em Engenharia Florestal)- Universidade Federal do Paraná, Curitiba, 2003.

VANCLAY, J. K. **Modeling forest growth and yield: applications to mixed tropical forrest**. Wallingford: CAB Internacional, 1994.

VANCLAY, J. K.; SKOVSGAARD, J. P. Evaluating forest growth models. **Ecological Modelling**, Amsterdam, v. 98, n. 1, p. 1-12, May 1997.

WATT, M. S. et al. Using seasonal measurements to inform ecophysiology: extracting cardinal growth temperatures for process-based growth models of five Eucalyptus species/crosses from simple field trials. **New Zealand Journal of Forestry Science**, Rotorua, v. 44, n. 9, p. 1-11, Dec. 2014.

WILCOX, R. **Kolmogorov–Smirnov test**. In: ENCYCLOPEDIA of biostatistics. 2005. Disponível em:
<<http://onlinelibrary.wiley.com/doi/10.1002/0470011815.b2a15064/pdf>>.
Acesso em: 9 nov. 2015.

YANG, Y.; MONSERUD, R. A.; HUANG, S. An evaluation of diagnostic tests and their roles in validating forest biometric models. **Canadian Journal of Forest Research**, Ottawa, v. 34, n. 3, p. 619-629, Mar. 2004.

ZHANG, L.; PACKARD, K. C.; LIU, C. A comparison of estimation methods for fitting Weibull and Johnson's S_B distributions to mixed spruce fir stands in northeastern North America. **Canadian Journal of Forest Research**, Ottawa, v. 33, n. 7, p. 1340-1347, July 2003.

ZHOU, B.; MCTAGUE, J. P. Comparison and evaluation of five methods of estimation of the Johnson system parameters. **Canadian Journal of Forest Research**, Ottawa, v. 26, n. 6, p. 928-935, 1996.