

UNIVERSIDADE ESTADUAL DO CENTRO-OESTE, UNICENTRO

Campus de Irati, Paraná

**MODELAGEM EM NÍVEL DE POVOAMENTO PARA
Eucalyptus sp. COM ESTRATIFICAÇÃO EM CLASSES
DE PRECIPITAÇÃO PLUVIOMÉTRICA**

DISSERTAÇÃO DE MESTRADO

RODRIGO OTÁVIO VEIGA DE MIRANDA

IRATI-PR

2012

RODRIGO OTÁVIO VEIGA DE MIRANDA

**MODELAGEM EM NÍVEL DE POVOAMENTO PARA *Eucalyptus* sp. COM
ESTRATIFICAÇÃO EM CLASSES DE PRECIPITAÇÃO PLUVIOMÉTRICA**

Dissertação apresentada à Universidade Estadual do Centro-Oeste, como parte das exigências do Programa de Pós-Graduação em Ciências Florestais, área de concentração em Manejo Florestal, para a obtenção do título de Mestre.

Prof.^ª Dr.^ª Andrea Nogueira Dias

Orientadora

Prof. Dr. Afonso Figueiredo Filho

Coorientador

IRATI-PR

2012

Catálogo na Fonte
Biblioteca da UNICENTRO

M672m MIRANDA, Rodrigo Otávio Veiga de.
Modelagem em nível de povoamento para *Eucalyptus* sp. com
estratificação em classe de precipitação pluviométrica / Rodrigo
Otávio Veiga de Miranda. – Irati, PR : UNICENTRO, 2012.

78f.
ISBN

Dissertação (Mestrado) - Universidade Estadual do Centro-
Oeste, PR. Programa de Pós-Graduação em Ciências Florestais,
área de concentração em Manejo Florestal.
Orientador: Prof^a. Dr^a. Andrea Nogueira Dias
Coorientador: Prof. Dr. Afonso Figueiredo Filho

1. Engenharia Florestal – dissertação. 2. Eucalipto – produção.
3. Meteorologia – pluvial. I. Dias, Andrea Nogueira. II. Figueiredo
Filho, Afonso. III. Título.

CDD 20^a: 583.42



Universidade Estadual do Centro-Oeste

Reconhecida pelo Decreto Estadual nº 3.444, de 8 de agosto de 1997

PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO *STRICTO SENSU* EM CIÊNCIAS FLORESTAIS

PARECER

Defesa Nº 30

A Banca Examinadora instituída pelo Colegiado do Programa de Pós-Graduação *Stricto Sensu* em Ciências Florestais, do Setor de Ciências Agrárias e Ambientais, da Universidade Estadual do Centro-Oeste, Câmpus de Irati, após arguir o mestrando **Rodrigo Otávio Veiga de Miranda** em relação ao seu trabalho de dissertação intitulado "Modelagem em nível de povoamento para *Eucalyptus* sp. com estratificação em classes de precipitação pluviométrica", é de parecer favorável à APROVAÇÃO do estudante, habilitando-o ao título de **Mestre em Ciências Florestais**, Área de Concentração em Manejo Sustentável de Recursos Florestais.

Irati-PR, 14 de fevereiro de 2012.

Dr. Gilciano Saraiva Nogueira

Universidade Federal dos Vales do Jequitinhonha e Mucuri
Primeiro Examinador

Dr.ª Maria Augusta Doetzer Rosot

Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária
Segunda Examinadora

Dr.ª Andrea Nogueira Dias

Universidade Estadual do Centro-Oeste
Orientadora e Presidente da Banca Examinadora

Home Page: <http://www.unicentro.br>

A toda minha família, em especial à minha Mãe e ao meu Pai (*in memoriam*).

DEDICO

AGRADECIMENTOS

A Deus, fonte inesgotável de sabedoria, pelo dom da vida e pela força e luz que me ilumina, e por atender aos meus pedidos, especialmente nos momentos difíceis.

À Mãe de Jesus, admirável e intercessora ao seu Filho às nossas necessidades.

À minha Mãe, pelo imenso incentivo e por não medir esforços em ajudar-me em mais uma caminhada.

À Universidade Estadual do Centro-Oeste, pela oportunidade.

À Fundação Araucária e à Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior (Capes), pela concessão de bolsa de estudos.

À Prof.^a Dr.^a. Andrea Nogueira Dias, por compartilhar conhecimento tanto nas aulas como na orientação deste trabalho.

Ao Prof. Dr. Afonso Figueiredo Filho, exemplo de profissional, pela coorientação e várias sugestões neste trabalho.

Aos demais professores e à secretária do Programa de Pós Graduação em Ciências Florestais da UNICENTRO.

À minha família, alicerce da vida, pelos constantes incentivos no decorrer desta caminhada e por entender meus momentos de ausência.

Aos meus amigos, onde quer que estejam, pelos imensos incentivos; e a Jovane, sempre prestativo em ajudar.

À minha namorada Karina, pela paciência, compreensão e incentivo nos momentos difíceis.

Aos professores Gilciano Saraiva Nogueira, Maria Augusta Doetzer Rossot, Mário Umberto Menon e Sebastião do Amaral Machado, pelas grandes contribuições neste trabalho.

Ao professor Henrique Andrade (UFRGS) e Hélio Guilherme, pela ajuda no *software* Gretl. E ao professor Arthur Machado e Gabriel Fonseca, pela ajuda e contribuições no teste não paramétrico de análise de covariância.

Aos colegas do mestrado, sobretudo Neumar Wolff II, Gustavo Pöttker, Felipe Sanches, Mailson Roik, Marilu Ramos, Pedro Britto, Cilmar Dalmaso, Qohélet Veres, Felipe Oliveira, Juliana Mauloni, Ângelo Ebling, Aurélio Rodrigues, Fabiane Retslaff e João Felde.

Enfim, a todas as pessoas que contribuíram de alguma forma em mais uma conquista em minha vida.

SUMÁRIO

RESUMO	i
ABSTRACT	ii
1. INTRODUÇÃO	1
2. OBJETIVOS	3
2.1. Geral	3
2.2. Específicos	3
3. REFERENCIAL TEÓRICO	4
3.1. O gênero <i>Eucalyptus</i>	4
3.2. Modelos hipsométricos	5
3.3. Volumetria e modelos volumétricos	6
3.4. Determinação da capacidade produtiva	8
3.5. Variáveis ambientais na determinação da capacidade produtiva	9
3.6. Comparação de curvas de regressão	10
3.7. Crescimento e produção	12
3.8. Modelos de crescimento e produção	13
3.8.1. Modelos em nível de povoamento	15
3.8.2. Modelos de distribuição diamétrica	17
3.8.3. Modelos de árvores individuais	19
4. MATERIAIS E MÉTODOS	21
4.1. Origem e detalhamento dos dados	21
4.2. Modelos hipsométricos	22
4.3. Modelos volumétricos	22
4.4. Determinação da capacidade produtiva	24
4.5. Validação das classes de precipitação	25
4.6. Modelagem do crescimento e da produção	27
4.7. Estatísticas de avaliação dos ajustes	29
5. RESULTADOS E DISCUSSÃO	31
5.1. Equação hipsométrica	31
5.2. Equação volumétrica	32
5.3. Determinação da capacidade produtiva	38
5.4. Validação das classes de precipitação	44
5.5. Modelagem do crescimento e da produção	49
6. CONCLUSÕES E RECOMENDAÇÕES	67
7. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	68

LISTA DE TABELAS

Tabela 1.	Resumo do numero de parcelas/árvores utilizadas em cada etapa do processo de modelagem	21
Tabela 2.	Modelos testados para estimar altura total (m)	22
Tabela 3.	Número de árvores cubadas por classe diamétrica e hipsométrica	23
Tabela 4.	Modelos testados para estimar volume individual das árvores (m ³)	23
Tabela 5.	Número de árvores cubadas por classe de DAP	23
Tabela 6.	Modelos testados para construção de curvas de índices de sítio	25
Tabela 7.	Modelos testados para estimar área basal inicial (m ² /ha)	28
Tabela 8.	Estimativas dos parâmetros dos modelos testados para estimar altura total e respectivas estatísticas de avaliação	31
Tabela 9.	Estimativas dos parâmetros dos modelos volumétricos testados e respectivas estatísticas de avaliação	32
Tabela 10.	Estimativas dos coeficientes e estatísticas de avaliação para estimativa do volume individual da árvore, para cada grupo de classe diamétrica	34
Tabela 11.	Coefficientes e estatísticas de avaliação para os modelos testados para estimar altura dominante em função da idade	38
Tabela 12.	Intervalo em mm e número de parcelas nas classes de precipitação consideradas	40
Tabela 13.	Coefficientes e estatísticas de avaliação para os modelos testados para estimar altura dominante, por classe de precipitação	41
Tabela 14.	Resultado do teste estatístico de Dette e Neumeyer (2001) (T _N) e respectivos <i>p-valores</i> nas diferentes situações	45
Tabela 15.	Limites de altura dominante aos dados sem estratificação, para as classes de sítios I, II e III	47
Tabela 16.	Tabela de limites de altura dominante para os sítios I, II e III, em cada classe de precipitação (PPT)	49
Tabela 17.	Estimativas dos parâmetros e estatísticas de avaliação para os modelos de área basal inicial para a área sem estratificação, por sítio	50
Tabela 18.	Estimativas dos parâmetros e estatísticas de avaliação para os modelos de área basal inicial, por classe de precipitação e por sítio	51
Tabela 19.	Estimativa dos parâmetros do modelo de Clutter e as respectivas estatísticas de avaliação por classe de precipitação	54
Tabela 20.	Produção (m ³ /ha.mês) para três índices de sítio para povoamentos clonais de <i>E. urophylla</i> e <i>E. grandis</i> , situados na região Nordeste do Estado da Bahia, para os dados sem estratificação	57
Tabela 21.	Produção (m ³ /ha.mês) para três índices de sítio e classe de precipitação 01, para povoamentos clonais de <i>E. urophylla</i> e <i>E. grandis</i> , situados na região Nordeste do Estado da Bahia	59
Tabela 22.	Produção (m ³ /ha.mês) para três índices de sítio e classe de precipitação 02, para povoamentos clonais de <i>E. urophylla</i> e <i>E. grandis</i> , situados na região Nordeste do Estado da Bahia	60
Tabela 23.	Produção (m ³ /ha.mês) para três índices de sítio e classe de precipitação 03, para povoamentos clonais de <i>E. urophylla</i> e <i>E. grandis</i> , situados na região Nordeste do Estado da Bahia	61

Tabela 24. Produção (m ³ /ha.mês) para três índices de sítio e classe de precipitação 04, para povoamentos clonais de <i>E. urophylla</i> e <i>E. grandis</i> , situados na região Nordeste do Estado da Bahia	62
Tabela 25. Idade técnica de corte e produção por hectare por classe de sítio, para a área sem estratificação	63
Tabela 26. Idade técnica de corte e produção por hectare para diferentes classes de precipitação e de índices de sítio	63

LISTA DE FIGURAS

Figura 1.	Dispersão dos resíduos para estimativa de altura total	32
Figura 2.	Distribuição de resíduos para estimativa do volume individual	33
Figura 3.	Distribuição de resíduos para o grupo 01	35
Figura 4.	Distribuição de resíduos para o grupo 02	35
Figura 5.	Distribuição de resíduos para o grupo 03	36
Figura 6.	Comportamento das estimativas volumétricas por árvore obtidas com os dados sem e com estratificação por classe de DAP	37
Figura 7.	Distribuição de resíduos das funções $h_{dom} = f(I)$	39
Figura 8.	Número de parcelas por precipitação média (mm) e por classe de precipitação	40
Figura 9.	Distribuição de resíduos das funções $h_{dom} = f(I)$ ajustadas para a classe de precipitação 01	41
Figura 10.	Distribuição de resíduos das funções $h_{dom} = f(I)$ ajustadas para a classe de precipitação 02	42
Figura 11.	Distribuição de resíduos das funções $h_{dom} = f(I)$ ajustadas para a classe de precipitação 03	43
Figura 12.	Distribuição de resíduos das funções $h_{dom} = f(I)$ ajustadas para a classe de precipitação 04	43
Figura 13.	Crescimento médio em altura dominante para as quatro classes de precipitação – PPT01, PPT02, PPT03 e PPT04: classe de precipitação 01, 02, 03 e 04, respectivamente	45
Figura 14.	Curvas de índice de sítio para povoamentos clonais de eucalipto, com idade-índice de 60 meses, construídas pelo método da curva-guia, para os dados sem estratificação em classes de precipitação	47
Figura 15.	Curvas de índice de sítio por classe de precipitação, para povoamentos clonais de eucalipto, com idade-índice de 60 meses, construídas pelo método da curva-guia	48
Figura 16.	Dispersão dos resíduos para as equações do modelo de Clutter para a área sem estratificação	54
Figura 17.	Dispersão dos resíduos para a equação de volume (m^3/ha) do modelo de Clutter para as quatro classes de precipitação	55
Figura 18.	Dispersão dos resíduos para a equação de área basal (m^2/ha) do modelo de Clutter para as quatro classes de precipitação	56
Figura 19.	Curvas de incremento médio e corrente mensal e curvas de produção para os dados sem estratificação, considerando os índices de sítio 32,5, 25,0 e 17,5 m	64
Figura 20.	Curvas de incremento médio e corrente mensal e curvas de produção para diferentes índices de sítio – (a) e (b): classe de PPT 01 e 02, respectivamente	64
Figura 21.	Curvas de incremento médio e corrente mensal e curvas de produção para diferentes índices de sítio – (a) e (b): classe de PPT 03 e 04, respectivamente	65

RESUMO

Rodrigo Otávio Veiga de Miranda. Modelagem em nível de povoamento para *Eucalyptus* sp. com estratificação em classes de precipitação pluviométrica.

O objetivo desta pesquisa foi realizar a modelagem do crescimento e da produção para povoamentos de *Eucalyptus* sp., considerando áreas estratificadas por classes de precipitação pluviométrica. Os dados provem de plantios clonais de *Eucalyptus grandis* e *Eucalyptus urophylla*, obtidos de uma rede de parcelas permanentes de um inventário florestal contínuo, com idades variando de 15 a 84 meses, localizados na região Nordeste do Estado da Bahia. Foram ajustados modelos hipsométricos e volumétricos, sendo estes últimos ajustados da maneira tradicional e também por classe de diâmetro, aplicando-se o teste F (Graybill, 1976) para detectar possíveis diferenças estatísticas entre as estimativas obtidas por estas duas alternativas. Foram testados modelos para estimar altura dominante em função da idade, utilizando-se os dados sem estratificação (tradicional) e estratificados por classes de precipitação. Para analisar a possibilidade de diferenças estatísticas entre as estimativas de altura dominante em cada uma destas classes, foi empregado o teste de Dette e Neumeyer (2001). Para o processo de modelagem do crescimento e da produção, empregou-se o modelo de Clutter (1963). A área basal inicial foi baseada na média aritmética em cada sítio especificado, nas duas alternativas empregadas. Para averiguar possíveis diferenças estatísticas das estimativas de produção do ajuste sem e com estratificação por classe de precipitação, em relação aos respectivos valores observados, foram selecionadas 120 parcelas e aplicado o teste F (Graybill, 1976). Os resultados demonstraram que não ocorreram diferenças estatísticas entre as estimativas de volume individual obtidas da maneira tradicional e por classe de diâmetro com os respectivos valores observados. A partir do teste de Dette e Neumeyer (2001), as classes de precipitação foram validadas, indicando haver diferença estatística entre as estimativas de altura dominante. Em termos de projeção da produção, não ocorreram diferenças estatísticas entre as duas alternativas em relação aos valores observados, com leve superioridade dos dados sem estratificação por classes de precipitação.

Palavras-Chave: Crescimento, produção, precipitação, análise de covariância não paramétrica.

ABSTRACT

Rodrigo Otávio Veiga de Miranda. Whole-stand modeling for *Eucalyptus* sp. stratified by pluviometric precipitation classes.

The objective of this study was to perform the modeling of growth and yield for *Eucalyptus* sp. stand, considering areas stratified by pluviometric precipitation classes. The data used were obtained from *Eucalyptus grandis* and *Eucalyptus urophylla* clonal plantations from permanent plots of a continuous forest inventory, with ages from 15 to 84 months, located in the northeastern of Bahia State, Brazil. Initially, it was fitted hypsometric and volumetric models, where the latter one fitted by the traditional way and also stratified by diameter classes, and subject to the F test (Graybill, 1976) to detect possible statistical differences between the estimates. Then, models were tested to estimate dominant height as a function of age, using the data without stratification (traditional) and stratified by precipitation classes. To examine the possibility of statistical differences between the estimates of dominant height in each class, it was used the Dette and Neumeyer (2001) test. For the growth and yield modeling process, it was used the Clutter (1963) model. Then, the initial basal area was based on its arithmetic mean at each site specified, both for the adjustment without stratification (traditional method) and for the stratified area by precipitation. In order to investigate possible statistical differences of the estimates of yield between stratified and non stratified data with their respective observed values, 120 plots were selected and subject to the F test (Graybill, 1976). The results showed that there were no statistical differences between the individual volume estimates by the traditional method and stratified by diameter classes with their respective observed values. The Dette and Neumeyer (2001) test showed statistical difference between the estimates of dominant height in the different classes of precipitation. However, in terms of projection of yield, there were no statistical differences between the two studied alternatives, where both provided estimates close to the observed values, with slight superiority of the non stratified data by precipitation classes.

Keywords: Growth, yield, precipitation, nonparametric analysis of covariance.

1. INTRODUÇÃO

Diante da pressão exercida sobre as florestas nativas, os plantios florestais apresentam importância fundamental na minimização deste problema. Nos dias atuais, várias espécies são cultivadas para diferentes propósitos, conseguindo atender à demanda de diversos produtos florestais, que antes eram obtidos somente a partir de madeira proveniente de florestas nativas.

Dentre as espécies cultivadas, o *Eucalyptus* spp. possui papel essencial, sendo o gênero mais plantado no mundo. No Brasil, a maior parte da área destinada aos povoamentos florestais é ocupada com espécies de *Eucalyptus* sp. cultivadas para diferentes finalidades, abrangendo vários setores na economia e contribuindo de forma ativa no produto interno bruto (PIB) do país.

Além do fato de o eucalipto ser uma espécie que se adapta a diversas condições e ser de rápido crescimento, torna-se necessária a utilização de instrumentos que auxiliem o manejador florestal na condução do povoamento florestal. Uma destas ferramentas é a utilização de modelos estatísticos que permitem obter estimativas para diversas variáveis da floresta, possuindo grande importância na modelagem do crescimento e produção florestal.

A modelagem vem se constituindo em ferramenta de grande valia, sobretudo por proporcionar a verificação do comportamento do povoamento diante de várias prescrições. Nas últimas décadas, cada vez mais, as decisões atinentes ao planejamento florestal são tomadas com base em modelos estatísticos devido, principalmente, à evolução da área computacional.

Os modelos utilizados na área florestal podem ser classificados em três categorias principais: modelos em nível de povoamento (ou modelos de povoamento total ou modelos globais), de distribuição diamétrica e de árvores individuais. Os primeiros baseiam-se na utilização de variáveis em nível de povoamento (área basal, idade, índice de sítio, etc.) gerando, com isso, estimativas referentes a uma determinada área. Os modelos de distribuição diamétrica geram estimativas do número de árvores e da produção por classe diamétrica, tanto na idade atual quanto em idades futuras. Finalmente, os modelos de árvores individuais utilizam informações da árvore individual como unidade básica para predição (CLUTTER et al., 1983). Dentre os tipos de modelos citados, os modelos em nível de povoamento são bastante empregados pelas empresas florestais que cultivam o eucalipto, destacando-se o

modelo de Clutter (1963).

Uma das etapas fundamentais na modelagem do crescimento e produção florestal é a determinação da capacidade produtiva. A capacidade produtiva se refere à capacidade para produção de madeira ou outro produto de determinado lugar, para uma espécie ou clone em particular, podendo ser determinada por métodos diretos e indiretos (CAMPOS e LEITE, 2009).

A determinação da capacidade produtiva por métodos indiretos é baseada em características das espécies, solo e condições climáticas da área. Já o método direto é realizado a partir de informações sobre a produtividade de espécies que já tenham sido introduzidas no local ou mesmo pelo crescimento médio da altura dominante em função da idade, definindo índice de sítio.

Conforme Campos e Leite (2009), índice de sítio é a definição mais adotada no setor florestal, tendo como uma das vantagens a classificação ser feita por uma expressão numérica. Além da altura dominante, há situações que se torna interessante o uso de variáveis relacionadas à espécie, atributos do solo, características do clima, entre outras variáveis ambientais na determinação das áreas com crescimento homogêneo (estratos).

Uma das variáveis ambientais importantes para a determinação destes estratos é a precipitação devido, principalmente, à relação positiva entre o índice de sítio e, com isso, possuindo grande correlação com a produtividade da floresta ou povoamento.

Tão importante quanto identificar os sítios homogêneos, é analisar sua influência na produção do povoamento. Para isso, uma alternativa é o emprego de algum teste estatístico para verificar se existem diferenças entre as estimativas geradas em cada uma das classes de sítio determinadas.

Diante do exposto, torna-se evidente a importância do tema para o planejamento florestal, principalmente no estudo da modelagem do crescimento e da produção para plantios clonais de eucalipto, a partir de áreas estratificadas considerando-se a variável precipitação pluviométrica.

2. OBJETIVOS

2.1. Geral

Modelar o crescimento e a produção em povoamentos de *Eucalyptus* sp. considerando áreas estratificadas por classes de precipitação pluviométrica.

2.2. Específicos

- Ajustar modelos hipsométricos;
- Ajustar modelos volumétricos da maneira tradicional e por classe de diâmetro;
- Ajustar modelos de altura dominante em função da idade, considerando-se os dados sem estratificação e estratificados por classes de precipitação;
- Construir curvas de índices de sítio e tabela de limites de altura dominante a partir dos dados sem estratificação e estratificados por classes de precipitação;
- Ajustar um modelo global de crescimento e produção para os dados sem estratificação e estratificados por classes de precipitação;
- Construir tabelas de produção para os dados sem estratificação e para os estratificados por classes de precipitação.

3. REFERENCIAL TEÓRICO

3.1. O gênero *Eucalyptus*

O eucalipto (*Eucalyptus* spp.) ocorre naturalmente na Austrália, Indonésia e ilhas próximas, tais como Flores, Alor e Wetar. O gênero *Eucalyptus* pertence à família das Mirtáceas, com cerca de 600 espécies e subespécies, apresentando uma ampla plasticidade e dispersão mundial, crescendo de maneira satisfatória em diferentes situações edafoclimáticas, extrapolando àquelas das regiões de origem. O uso do eucalipto na indústria mundial é baseado, principalmente, em duas espécies: *E. globulus*, *E. grandis* e seus híbridos com *E. urophylla* (COTTERILL e BROLIN, 1997). Apresenta grande importância no setor florestal mundial, devido à sua alta variabilidade genética e adaptabilidade a diferentes regiões (ELDRIDGE et al., 1993).

A introdução do eucalipto no Brasil se deve a Frederico de Albuquerque, ocorrendo no Rio Grande do Sul, em 1868. Já o primeiro cientista brasileiro a se interessar pelo seu estudo e cultivo foi Edmundo Navarro de Andrade, que trabalhou na Companhia Paulista de Estradas de Ferro, sendo o objetivo principal usar esta espécie para alimentar as caldeiras das locomotivas e produzir dormentes, moirões e postes. Navarro de Andrade também introduziu, no Horto Florestal de Rio Claro (SP), todas as espécies de eucalipto hoje cultivadas no país (ARACRUZ, 2008).

De 1909 a 1966, foram plantados cerca de 470.000 hectares de eucalipto em todo o Brasil. A partir de 1966, quando passou a vigorar a Lei 5.106 dos incentivos fiscais ao reflorestamento, até o ano de 1986, foram plantados 3,2 milhões de hectares. Os incentivos foram abolidos em 1987; no entanto, a tecnologia desenvolvida neste período encontra-se fortalecida e completamente absorvida pelas indústrias florestais (PEREIRA et al., 2000).

Atualmente, o Brasil possui pouco mais de 6,5 milhões de hectares de florestas plantadas com pinus e eucalipto; deste total, 73% são representados pelo eucalipto (ABRAF, 2011). De acordo com Ladeira (2002), tais florestas possuem grande importância para a economia do país que, além do fator geração de empregos, contribui de forma considerável no produto interno bruto (PIB).

Com a finalidade de diluir os riscos e a vulnerabilidade de um único segmento de negócio, as empresas florestais, além de investir em tecnologias para produção de florestas

energéticas de eucalipto, têm direcionado suas atividades também para diversificar a produção e produtos oriundos dos reflorestamentos (SOARES, 2002).

Do eucalipto podem ser aproveitadas as folhas para extração de óleos essenciais empregados em produtos de limpeza e alimentícios, em perfumes e medicamentos. As cascas oferecem tanino a ser usado, por exemplo, no curtimento do couro. O tronco fornece madeira para sarrafos, lambris, ripas, vigas, postes, varas, esteios para minas, mastros para barco, tábuas para embalagens e móveis. Sua fibra é utilizada como matéria-prima para a fabricação de papel e celulose (LOPES e ARAÚJO, 2007).

Além dos usos tradicionais como lenha, estacas, moirões, dormentes, carvão vegetal, celulose e papel, chapas de fibras e de partículas, há uma forte tendência em utilizar a madeira do eucalipto, também, para usos mais nobres como fabricação de casas, móveis e estruturas, especialmente nas regiões Sudeste e Sul, carentes de florestas naturais (PEREIRA et al., 2000). No Estado da Bahia, os plantios de eucalipto abrangem cerca de 13% da área total plantada com este gênero no país sendo que, em sua grande maioria, estes plantios são destinados à produção de celulose (ABRAF, 2011).

3.2. Modelos hipsométricos

Na prática de coleta de dados de inventário florestal, a partir de uma rede de parcelas, geralmente é medido o diâmetro à altura do peito (DAP) de todas as árvores. Contudo, na maioria das vezes, apenas a altura total de algumas árvores (h) são obtidas nestas parcelas. Neste caso, uma equação é utilizada para estimar a altura das demais árvores (LEITE e ANDRADE, 2003). Em alguns casos, equações hipsométricas são obtidas individualmente por parcela, ao correlacionar h com o DAP, conforme alguns exemplos de modelos estatísticos apresentados em Husch, Milner e Beers (1972), Avery e Burkhart (1983), Guimarães (1994) e Huang, Price e Titus (2000). Em outros, equações são ajustadas por estrato ou, em alguns casos, uma única equação é obtida para todas as parcelas do inventário.

Tais equações são baseadas na relação hipsométrica que, de acordo com Barros et al. (2002), representa a relação entre o diâmetro e a altura das árvores, e com esta relação é possível estimar a variável altura a partir da medição do diâmetro. No entanto, conforme os mesmos autores, o uso indiscriminado desta relação pode levar a erros consideráveis, uma vez que vários fatores podem influenciá-la, tais como: posição sociológica, sítio, idade, densidade

e práticas silviculturais em geral.

A relação diâmetro-altura é de grande interesse nas atividades de inventário florestal visto que o custo de medição de altura é alto e sua obtenção tende a tornar os inventários florestais mais lentos e custosos. Ainda, conforme Carvalho (2010), é preciso sempre escolher modelos que retratem a realidade dos dados, por se tratar de estimativas.

A grande dificuldade da escolha do melhor modelo para representar a relação hipsométrica deve-se à não linearidade da relação entre as variáveis envolvidas e às restrições impostas aos parâmetros dos modelos, por razões biológicas (BARTOSZECK et al., 2004; SOARES et al., 2004).

De acordo com Trorey (1932), citado por Machado et al. (1994), a listagem de modelos estatísticos para ajustar a curva de altura sobre diâmetro tem crescido constantemente. Em sua grande maioria, os modelos usados são ditos empíricos, expressando apenas uma relação matemática racional entre as variáveis envolvidas.

3.3. Volumetria e modelos volumétricos

A exploração florestal só pode ser bem planejada, vistoriada e fiscalizada com base em um sistema eficiente de quantificação do volume de madeira. Desta forma, pesquisas para melhorar a acuracidade e precisão das estimativas volumétricas podem tornar mais eficiente o planejamento da produção, a realização das vistorias e a aplicação de multas em caso de irregularidades decorrentes da exploração (LEITE, 2008).

Machado e Figueiredo Filho (2003) afirmaram que o volume sólido de uma árvore pode ser determinado: a) analiticamente com a cubagem rigorosa (divisão do tronco em pequenas seções ou toras), que consiste na medição das variáveis diâmetro e comprimento de seções, ao longo do tronco, assumindo alguns pressupostos sobre a forma; b) graficamente, em função de informações das variáveis diâmetro e altura da árvore, tomadas ao longo do fuste; c) pelo deslocamento de água (método do xilômetro); d) e a partir do peso da árvore.

Leite e Andrade (2002) propuseram outra metodologia para determinação do volume das árvores, denominado de método geométrico ou da altura relativa, pelo afiletamento dos troncos das árvores, baseando-se em três coeficientes angulares ao longo do fuste. Tal método foi desenvolvido e testado em povoamentos de *Pinus* e *Eucalyptus* e, mais recentemente, na estimativa do volume comercial de *Anadenanthera colubrina* (CARVALHO, 2010).

Há, ainda, outros métodos de cubagem de toras, porém, menos usados. Como exemplos, têm-se o método da FAO; método Pressler; método Grosenbaugh; método seccional padrão; método com afilamento constante (*taper-step*); método de amostragem centróide; sobreposição de seções de Bailey; fórmula de Hossfeld (MACHADO e FIGUEIREDO FILHO, 2003); e método Frankon (IBAMA, 2002).

Além dos métodos de determinação do volume mencionados anteriormente e, de acordo com Soares, Paula Neto e Souza (2006), uma forma de obter a estimativa do volume do fuste se dá com o uso de fatores de forma, quociente de forma e de equações de volume. Segundo os mesmos autores, o fator de forma representa a relação do volume real da árvore em relação ao volume do cilindro de mesmo DAP e mesma *h*. Já o quociente de forma é o quociente entre o diâmetro em determinada altura do fuste e o DAP. Finalmente, conforme Higuchi (1992), a equação de volume baseia-se em um modelo volumétrico.

Equações de volume são usadas para confecção de tabelas de volume (SCHNEIDER, 1993), elaboradas por espécie ou grupos de espécies. As equações de volume estimam o volume por árvore em função ou do diâmetro, ou do diâmetro e altura, ou ainda do diâmetro, altura e forma do tronco da árvore (fator de forma), resultando assim em, respectivamente, três tipos básicos de tabelas: local ou simples entrada, regional ou dupla entrada, e tabela formal (SILVA, 1989; SCHNEIDER, 1993). Em geral, conforme Higuchi (1992), as equações mais utilizadas são de dupla entrada, tendo como variáveis independentes o DAP e a altura da árvore (total ou comercial).

A estimativa do volume das árvores em povoamentos florestais é atividade corriqueira na área da biometria, inventário, economia e manejo florestal (SCOLFORO, 2005). Conforme Veiga (1984), as equações para determinação do volume sólido de essências florestais são de uso geral e indispensável na silvicultura. Para eucalipto e pinus, o ideal é que sejam utilizadas equações específicas por espécie, espaçamento, idade e por regime de corte, embora muitas vezes seja usada uma única equação para toda uma população (CAMPOS e LEITE, 2009).

No Brasil, o modelo volumétrico mais difundido no setor florestal é o modelo de Schumacher e Hall (1933), talvez por suas propriedades estatísticas, uma vez que resulta quase sempre em estimativas não tendenciosas (CAMPOS e LEITE, 2009).

São extensos os trabalhos onde se utilizam modelos volumétricos, podendo-se citar o de Oliveira et al. (2009a), onde foi ajustado o modelo de Schumacher e Hall (1933) para a estimativa do volume total com casca de *Eucalyptus* sp. Utilizando este mesmo modelo,

Gorgens et al. (2009) compararam a estimativa volumétrica dada por este modelo com a fornecida por redes neurais artificiais. Dias (2000) ajustou o modelo volumétrico múltiplo proposto por Leite, Guimarães e Campos (1995) a árvores de híbridos de *E. urophylla* e *E. grandis*, em plantios submetidos a desbaste. Leite e Andrade (2003) ajustaram os modelos de Schumacher e Hall (1933) e o modelo de Brenac aos dados de híbridos de *E. urophylla* e *E. grandis*, demonstrando a importância da variável altura dominante e altura total em equações hipsométricas e volumétricas.

3.4. Determinação da capacidade produtiva

Capacidade produtiva do lugar se refere à capacidade para produção de madeira ou outro produto de determinado lugar, para uma espécie ou clone em particular (CAMPOS e LEITE, 2009). O espaço geográfico considerado homogêneo em relação às características físicas e biológicas é denominado “sítio” (SKOVSGAARD e VANCLAY, 2008). Além de seu próprio conceito, estes autores definem a qualidade do sítio como sendo a combinação de fatores biológicos e físicos que caracterizam descritivamente um sítio, e a produtividade como a estimativa quantitativa do potencial de um sítio para produção de biomassa, isto é, capacidade de um local para produzir madeira.

Segundo Scolforo (1993), a qualidade de um sítio florestal pode ser avaliada por métodos diretos e indiretos. A classificação indireta é feita por atributos que caracterizam o local, como: uso de plantas indicadoras, fatores edáficos, topográficos e climáticos e relações interespecíficas. Fatores relacionados aos métodos diretos podem envolver o registro histórico do uso da terra, do volume e área basal do povoamento e o crescimento periódico em altura.

Em termos de produtividade, esta é quantificada por índices ou classes de sítios, que expressam a produtividade local em termos quantitativos, representando a altura dominante média do povoamento em uma idade específica (idade-índice). Como os fatores ambientais são refletidos de modo interativo no crescimento em altura, a classificação por índices de sítio representa, assim, um método prático e consistente na determinação do potencial produtivo de determinada área (CAMPOS e LEITE, 2009).

Em geral, a classificação da capacidade produtiva no Brasil é baseada na relação da altura dominante e idade. Conforme Assmann, citado por Bila (2010), o conceito de altura dominante se refere à média das alturas das 100 maiores árvores em DAP por hectare, sendo

esta a definição mais usual no meio florestal.

O modelo de sítio é tido como a chave para todo sistema de prognose, tendo em vista que é por meio desse modelo que se poderão separar as áreas em diferentes classes de produtividade e, conseqüentemente, diferentes comportamentos e tendências de crescimento (FERRAZ FILHO, 2009).

3.5. Variáveis ambientais na determinação da capacidade produtiva

As estimativas de produção volumétrica (ou outra variável) são realizadas por classe de produtividade, as quais, geralmente, são baseadas no crescimento em altura dominante, a partir da definição de índice de sítio. Porém, em várias situações, são consideradas, ainda, variáveis relacionadas à espécie, atributos do solo, características do clima, entre outras variáveis ambientais.

Maestri (2003) afirmou que, nos casos em que se considera a inclusão de variáveis ambientais nas formulações de modelos empíricos, deve-se levar em consideração a estimativa do índice de sítio a partir destas variáveis e da produção esperada a partir de variáveis ambientais e do povoamento.

Alguns trabalhos relacionados à inclusão de variáveis ambientais em modelos de incremento e produção são: o de Maestri (2003), que utilizou técnicas de estatística multivariada e análise de regressão múltipla, pelo procedimento *Backward*, para seleção das variáveis ambientais a serem correlacionadas com o crescimento em altura dominante; o de Temps (2005), que incorporou a variável precipitação média e suas transformações no modelo de Richards de incremento corrente em altura dominante; o de Souza et al. (2006), que estudaram o efeito da precipitação no incremento periódico mensal em volume para povoamentos de eucalipto, situados em regiões da Bacia do Rio Doce, Minas Gerais; o de Koehler (2009) que, trabalhando num povoamento jovem de *Araucaria angustifolia* (Bert.) KTZE., verificou a correlação das propriedades físicas e químicas do solo com o incremento médio e corrente da espécie, usando o índice de correlação de Pearson; o de Ferreira (2009), que avaliou a correlação de variáveis meteorológicas e edáficas da área do estudo nos modelos de incremento.

Ainda, Hunter e Gibson (1984), utilizando a técnica de análise de componentes principais na seleção de variáveis edáficas e climáticas com relação significativa com o

crescimento de *Pinus radiata*, na Nova Zelândia, observaram relação positiva entre o índice de sítio e a precipitação e outras variáveis relacionadas ao solo. A mesma relação positiva entre o índice de sítio e fatores ambientais foi observada por Corona, Scotti e Tarchiani (1998), os quais utilizaram dados de Douglas-Fir, na província de Firenze, Itália.

3.6. Comparação de curvas de regressão

A estratificação de uma floresta ou povoamento florestal refere-se à distinção de áreas ou grupos com características semelhantes, baseada em uma ou mais variáveis e critérios predeterminados. A identificação dessas áreas homogêneas, usualmente denominadas estratos, é tarefa rotineira no setor florestal. O ideal é que tanto a coleta de dados quanto o ajuste de modelos sejam realizados individualmente em cada um destes estratos, a fim de reduzir a amplitude de variação do parâmetro avaliado dentro de cada um.

No entanto, uma dúvida que ocorre constantemente é saber se, realmente, há necessidade em ajustar um modelo por estrato ou se é possível agrupar dois ou mais grupos e ajustar um único modelo. Procedimentos utilizados para se determinar se existe ou não semelhança entre equações de dois ou mais grupos são conhecidos como testes de identidade de modelos. Vários autores apresentaram métodos para testar a hipótese de igualdade de modelos lineares como, por exemplo, Fresse (1972), Graybill (1976), Steel e Torrie (1980), Regazzi (1996; 1999). Já para modelos não lineares, alguns trabalhos relevantes são o de Regazzi (2003), Regazzi e Silva (2004) e o de Maia et al. (2009).

Alguns destes testes propostos baseiam-se na análise de covariância, que utiliza conjuntamente os conceitos de análise de variância e regressão e está relacionada a duas ou mais variáveis medidas, chamadas de variáveis independentes, sobre as quais não se exerceu um controle exato (STEEL e TORRIE, 1960, citado por TONINI, 2003).

Contudo, estes testes baseiam-se na estatística paramétrica. Recentemente, diversos autores têm proposto e/ou utilizado testes de identidade de modelos no contexto da estatística não paramétrica. Estes testes apresentam maior aplicabilidade já que, em muitos casos, não necessitam de certas pressuposições como, por exemplo, o número de observações entre as amostras independentes serem iguais, erros identicamente e independentemente distribuídos, com média zero e variância constante, o modelo deve ser linear, entre outras.

Hall e Hart (1990) fizeram as primeiras considerações sobre o problema, num estudo

de análise de covariância, desenvolvendo um teste denominado de *bootstrap* para a comparação de curvas de regressão. No entanto, o teste considerou o número de observações iguais entre as amostras independentes.

Dette e Neumeyer (2001) discutiram três métodos para testar a igualdade entre n curvas de regressão de amostras independentes, usando estimadores não paramétricos da função de regressão. O primeiro teste foi baseado na combinação linear de estimadores de variância; o segundo em uma estatística tipo ANOVA; e o último comparou a diferença entre as estimativas das funções de regressões individuais por meio da distância L^2 . De acordo com Fonseca (2009), os três métodos não possuem boa aplicabilidade quando se tem dependência da variância com a variável independente e variâncias diferentes entre os grupos, já que não incorporam função de variância nos modelos.

Neumeyer e Dette (2003) propuseram um método baseado na diferença entre dois processos empíricos relacionados aos resíduos de ambas as amostras, obtidos sob a hipótese de igualdade de curvas, onde os resíduos são obtidos a partir de uma estimativa não paramétrica da função de regressão conjunta da amostra total.

Scholz, Neumeyer e Munk (2004) elaboraram um teste fundamentando-se na proposta de Dette e Neumeyer (2001), em comparar várias curvas em modelos de regressão não paramétricos, quando o desvio é não homogêneo. Melhores resultados foram obtidos quando os resíduos foram heterogêneos e heterocedásticos, inclusive obtendo resultados superiores ao teste discutido por Dette e Neumeyer (2001).

Munk, Neumeyer e Scholz (2007) propuseram um procedimento para verificar a igualdade de curvas em modelos de regressão não paramétricos quando o desvio era não homogêneo e heterocedástico. O teste foi baseado na comparação de um estimador de mínimos quadrados ponderados sob a hipótese de igualdade entre curvas de regressão, com um estimador não paramétrico. Foram utilizados estimadores *kernel* das funções de regressão, assim como o procedimento *bootstrap*. O teste se mostrou mais poderoso que aquele proposto por Dette e Neumeyer (2001).

Já Wang e Ye (2010) discutiram a respeito da comparação de curvas e superfícies de regressão baseada num modelo geral que não requer suposições como normalidade dos erros ou homocedasticidade. Ainda, realizaram uma generalização do teste proposto por Dette e Neumeyer (2001) baseado na distância L^2 e utilizaram o procedimento *bootstrap* para estimar o valor crítico do teste.

3.7. Crescimento e produção

O processo mais importante em um povoamento florestal é seu crescimento em sua totalidade ou das árvores que o constitui. O crescimento é o alongamento e engrossamento das raízes, tronco e galhos, causando mudanças na árvore, influenciando o peso, volume e sua forma. O crescimento linear de todas as partes da árvore é ocasionado pela atividade do meristema primário, e o crescimento em diâmetro é devido ao meristema secundário ou câmbio (RETSLAFF, 2010). Em outras palavras, o crescimento é um processo caracterizado por mudanças na forma e no tamanho do tronco, com a adição contínua de novas camadas de lenho ao longo de todo o material lenhoso existente (CAMPOS e LEITE, 2009).

O crescimento é afetado pelo estágio de desenvolvimento de um povoamento que está sempre condicionado à idade, qualidade do sítio, espécie, densidade e à unidade de medição em que é expresso (TONINI, 2003). Enquanto o crescimento se refere ao acréscimo na altura, diâmetro, área basal, volume ou no valor de um sistema orgânico (árvores individuais ou povoamentos), a produção é relacionada ao tamanho final após um período definido de observação (SPATHELF e NUTTO, 2000).

Campos e Leite (2009) definiram produção como a quantidade total de volume, ou outra variável, acumulada num determinado período de tempo. Sendo assim e, podendo a produção de um povoamento ser expressa por uma equação de produção, o crescimento pode ser obtido ao se derivar esta equação. Tal crescimento é definido como incremento corrente, correspondendo ao aumento da produção em determinado período sendo, normalmente, considerado o período de um ano (DAVIS e JOHNSON, 1987) embora, para florestas de rápido crescimento, como o eucalipto, considera-se este período expresso em meses.

Até o início da década de 60, as pesquisas sobre crescimento e produção foram desenvolvidas sem se observar a compatibilidade entre eles, já que os modelos de crescimento eram desenvolvidos de forma independente aos modelos de produção (SCOLFORO, 1990). Segundo o mesmo autor, foram estudos independentes, mas simultâneos, de Buckman (1962) e de Clutter (1963) que primeiro atentaram para tal incompatibilidade, que foi resolvida com uso de cálculo diferencial e integral.

Assim e, matematicamente, a função do crescimento é obtida ao se derivar a função de produção, e a integral da função de crescimento fornece a função de produção (CAMPOS e LEITE, 2009). Ainda de acordo com os mesmos autores, a segunda derivada da função de

produção denota a tendência de como a taxa de incremento corrente está modificando com uma mudança unitária da idade, denominada de aceleração.

Os termos mais usuais em relação ao crescimento florestal são: incremento corrente anual (ICA), incremento médio anual (IMA), incremento periódico (IP) e incremento periódico anual (IPA) (CAMPOS e LEITE, 2009). Com isso, a curva de ICA é obtida por meio da derivada da função de produção e a curva de IMA resulta da divisão da curva de produção pela idade. Igualando-se as duas funções (ICA e IMA), obtém-se a idade técnica de corte (ITC) para o povoamento (RETSLAFF, 2010).

O ponto de interseção entre as curvas de ICA e IMA, ponto onde o IMA é máximo, representa o momento de maior produção em volume, sendo a idade ideal para realizar o corte raso, denominada de idade técnica de corte. Essa idade tem sido popularmente utilizada pela sua simplicidade de determinação e pela lógica afirmação de que proporciona a máxima produção volumétrica por unidade de tempo (NAUTIYAL, 1988, citado por SILVA e RIBEIRO, 2006). Campos e Leite (2009) afirmaram que esta não corresponde à época ideal de rotação baseando-se em considerações econômicas já que, para este tipo de rotação, outros fatores são importantes, como o valor da produção e a taxa de juros.

3.8. Modelos de crescimento e produção

Um modelo de crescimento e produção de povoamentos florestais é uma abstração da dinâmica de um povoamento florestal, podendo englobar o crescimento do povoamento ou das árvores que o constituem, a mortalidade e quaisquer outras alterações na composição e estrutura do povoamento (FREIRE, 2002).

As alterações dimensionais de um organismo ou de uma população com a idade são descritas por equações de crescimento. O crescimento biológico, consequência de processos numerosos e extraordinariamente complexos, aparece notavelmente simples, particularmente para as árvores (ZEIDE, 1993). Os primeiros esforços para quantificar o fornecimento de material lenhoso foram por meio de tabelas de produção, inicialmente desenvolvidas na Alemanha no final do século XVIII, em que o volume por unidade de área era obtido em função do sítio e da idade, para povoamentos completamente estocados (normais), até que no final da década de 1930, McKainey et al. (1937) introduziram a técnica de regressão múltipla no meio florestal e, desde então, a densidade do povoamento passou a ser considerada como

uma variável independente (FREIRE, 2002; SCOLFORO, 1992, citado por FELDE, 2010; CAMPOS e LEITE, 2009). Posteriormente, as tabelas de produção cederam posição aos modelos de crescimento e produção compatíveis, vistos hoje em dia como simuladores do crescimento florestal. Estes começaram na década de 70 quando a utilização dos computadores permitiu aos modeladores de crescimento e produção a simulação do crescimento das árvores e suas interações (FREIRE, 2002). O mesmo autor afirma que os modelos utilizados atualmente são provenientes de técnicas de modelagem desenvolvidas na escola americana, tendo como base equações de regressão, inicialmente para a estimativa da produção em função da idade e de outras características do povoamento e, numa segunda fase, para a estimativa do crescimento, obtendo-se a função de produção por integração.

Um dos passos mais importantes na elaboração de modelos de produção é a seleção de funções para a modelagem do crescimento e produção das árvores e do povoamento. As funções de crescimento podem ser agrupadas em: a) empíricas (modelos empíricos), quando se estabelece uma relação puramente artificial entre a variável dependente e as variáveis independentes através de uma fórmula matemática, sem se identificar as causas ou se explicar o processo de crescimento; b) e em analíticas ou funcionais (modelos funcionais ou de base biológica), quando são derivadas diretamente a partir de proposições lógicas sobre as relações entre as variáveis, apresentando uma hipótese subjacente, associada ao fenômeno descrito pela variável resposta em questão (FREIRE, 2002).

As equações empíricas são úteis para interpolação, mas não são de confiança quando usadas para extrapolar. No entanto, as equações empíricas podem ser formuladas para proporcionar previsões biologicamente realistas abrangendo um grande leque de valores (VANCLAY, 1994). Nestes, as estimativas por unidade de área são obtidas de variáveis do povoamento como índice de sítio, idade, diâmetro quadrático, número de árvores e área basal por hectare (CLUTTER et al., 1983; DAVIS e JOHNSON, 1987). As funções analíticas e funcionais, ou modelos de base biológica, são amplamente utilizadas para descrever a evolução do crescimento de organismos em função do tempo (WEBER, 2007).

Os modelos de crescimento e produção permitem prescrever regimes de manejo adequados para cada espécie, em cada sítio, o planejamento da colheita e, ainda, viabilizar a adoção de um plano de suprimento, a partir da prognose da produção (ABREU et al., 2002).

Tão importante como definir o modelo mais adequado em cada situação particular, é conhecer as características dos dados necessários para sua construção, bem como o modo de

realizar a amostragem e sua conseqüente eficiência (CAMPOS e LEITE, 2009). Os mesmos autores citam, ainda, que são quatro as fontes de dados para a modelagem do crescimento e produção, sendo: parcelas permanentes, parcelas temporárias, delineamentos experimentais e análise parcial do tronco. No Brasil, as bases de dados utilizadas em estudos de crescimento e produção têm sido obtidas de parcelas permanentes, provenientes de inventário florestal contínuo, que têm sido conduzidos por meio de amostragem aleatória, com intensidade média de uma parcela para cada 10 ha, aproximadamente (BEZERRA, 2009).

Uma grande variedade de modelos de crescimento e produção é encontrada na literatura, variando desde simples equações que expressam a produção por unidade de área em função da idade, sítio e densidade do povoamento, até complexos sistemas de equações que simulam o crescimento individual das árvores de um povoamento, em função de suas próprias características e de árvores vizinhas, e da distância entre estas (CLUTTER et al., 1983).

Davis e Johnson (1987) classificaram os modelos de crescimento e produção em: modelos em nível de povoamento, modelos por classe diamétrica e modelos de árvores individuais. Para os primeiros, as variáveis mais comuns são a idade, o sítio e uma medida qualquer de densidade. Para os modelos por classe diamétrica, devem-se agregar variáveis como, por exemplo, o diâmetro mínimo, diâmetro máximo e o diâmetro médio quadrático. Já para os modelos para árvores individuais, além das variáveis listadas, tornam-se fundamentais os índices que expressam a competição entre as árvores (CLUTTER et al., 1983).

3.8.1. Modelos em nível de povoamento

Modelos de crescimento e produção em nível de povoamento, às vezes denominados modelos do tipo povoamento total ou modelos globais, não explicam diretamente a variação do tamanho das árvores dentro do povoamento (CAMPOS e LEITE, 2009). Nestes modelos, a variável de interesse, seja volume, biomassa, peso da matéria seca, entre outras, é obtida tendo como base informações relacionadas ao povoamento em geral, como: idade, sítio e uma medida de densidade como, por exemplo, mortalidade e área basal (CARVALHO, 2010).

Campos e Leite (2009) afirmaram que estes modelos têm como melhor representantes os modelos de densidade variável, além das Tabelas de Produção Empírica e Normal. Os mesmos autores descrevem que estas últimas são as mais antigas e se aplicavam a povoamentos completamente estocados, sendo $V = f(I)$.

De acordo com Gorgens et al. (2007) estes modelos são os mais empregados no gerenciamento florestal no Brasil, sendo desejável que apresentem três características básicas: compatibilidade, consistência e flexibilidade. A compatibilidade é atendida quando a integral da equação de crescimento fornece a equação de produção e sua derivada resulta na equação de crescimento. O modelo é consistente quando as estimativas podem ser obtidas projetando-se a área basal ano a ano, ou diretamente de um para qualquer outro ano, com intervalos irregulares e, ainda, porque ao estimar a produção para uma mesma idade resultam em valores idênticos àqueles observados (TREVIZOL, 1985, citado por SANTANA et al., 2005). Finalmente, a flexibilidade é dada quando o modelo permite estimar adequadamente a variável de interesse após aplicação de uma prescrição (DAVIS, 1996, citado por GORGENS et al., 2007).

Dias et al. (2005) afirmaram que, no Brasil, é comum o uso de modelos em nível de povoamento, em que a produção em volume e área basal é projetada com base nas características do povoamento como idade, área basal e índice de sítio.

Muitos modelos têm sido utilizados para estimar o crescimento e a produção, dentre os quais podem-se citar o de Furnival e Wilson (1971), Schumacher (1939), Buckman (1962), Clutter (1963), sendo este último o mais difundido nas empresas florestais (CAMPOS e LEITE, 2009; VANCLAY, 1994). Ainda, de acordo com Oliveira et al. (2009b), diversos autores, trabalhando principalmente com plantios seminais de eucalipto, elaboraram modelos do tipo povoamento total como, por exemplo, Campos et al. (1986), Campos et al. (1988), Pece De Rios (1993) e Rosas (1994). No Brasil, a modelagem do crescimento e da produção tem sido realizada a partir do modelo de Clutter, para diferentes espécies, clones e regiões, gerando estimativas precisas e livres de tendência (CAMPOS e LEITE, 2009; CRUZ, 2005).

Trabalhos em que foram utilizados modelos de crescimento e produção são o de Dias (2000), que modelou a produção e o crescimento de povoamentos de clones de *Eucalyptus* sp. submetidos a diferentes intensidades de desbaste, a partir do modelo de Clutter; o de Santana et al. (2005), que ajustaram o sistema de equações simultâneas de Clutter a dados de *E. grandis* [Hill ex Maiden], não desbastados e conduzidos para produção de celulose, situados na região de Bofete, Estado de São Paulo; o de Dias (2005), que empregou o modelo de Clutter para estimar a produção volumétrica de povoamentos de eucalipto parcialmente submetidos a desbastes.

Outros trabalhos são o de Cruz (2005) que, a partir do modelo de Clutter, estimou o

crescimento e a produção de povoamentos jovens de teca na região de Tangará da Serra, Mato Grosso, assim como propôs um modelo para projetar o crescimento em altura dominante, área basal e volume do povoamento; o de Demolinari (2006), que utilizou o modelo de Clutter a dados de povoamentos não desbastados de híbridos de *E. urophylla* e *E. grandis*, situados na cidade de Monte Dourado, Pará, para avaliar o crescimento com e sem casca do volume por hectare; o de Silva et al. (2006), que realizaram a predição do crescimento e da produção para povoamentos de *E. urophylla* e *E. cloeziana* situados na região Norte de Minas Gerais, a partir do modelo de Buckman modificado; o de Gorgens et al. (2007), que apresentaram uma modificação no modelo de Clutter, para avaliar tendências de crescimento de povoamentos desbastados de clones de *Eucalyptus* sp.; o de Novaes (2009), que ajustou o modelo de Clutter a partir de dados de análise do tronco para povoamento de teca.

Ainda, modelos de crescimento e produção foram utilizados nos trabalhos de Oliveira et al. (2009b) que, realizando a modelagem volumétrica de clones de eucalipto da região Nordeste da Bahia, avaliaram o modelo de Clutter em sua forma original e com transformação da expressão da área basal, além de utilizarem modelos sigmoidais logísticos, Gompertz, MMF, Chapman-Richards, Weibull, e o modelo proposto por Campos e Leite (2006) para estimativas volumétricas; o de Nascimento (2010), que efetuou a prognose da produção volumétrica para diferentes alternativas de manejo, onde foi avaliado o desempenho da meta-heurística enxame de partículas em problemas de planejamento florestal com restrições de integridade das unidades de gestão.

3.8.2. Modelos de distribuição diamétrica

As distribuições de diâmetro representam uma ferramenta simples e poderosa na caracterização da estrutura de uma floresta (ARCE, 2004). Segundo este autor, o diâmetro se correlaciona muito bem com outras variáveis importantes como altura, volume, valor, custo de conversão e tipificação de produtos. Conforme Loetsch, Zöhrer e Haller (1973), a distribuição diamétrica representa um indicador da estrutura do estoque do crescimento, permitindo elaborar conclusões a respeito da estrutura da floresta.

Os modelos de distribuição diamétrica relacionam alterações das variáveis características dos povoamentos para estimar e, ou avaliar as alterações ocorridas ao longo do tempo (SOARES et al., 2007). Ainda, de acordo com a autora, as características mensuradas

são empregadas como variáveis independentes nos modelos utilizados para prever o estoque de crescimento e a produção do povoamento.

Os modelos de distribuição de diâmetro fornecem informações detalhadas do povoamento em relação às classes de diâmetro, permitindo estimar a provável distribuição dos diâmetros e descrevendo a estrutura do povoamento, o que facilita o planejamento da produção da floresta (BARRA et al., 2004).

Existem diferentes modelos de distribuição diamétrica, dependendo dos dados disponíveis e das informações requeridas (CORTE, SANQUETTA e BERNI, 2004). Há três principais modelos não espaciais disponíveis para a predição por classe do povoamento, que são: funções probabilísticas, matrizes de transição e processos de difusão (SANQUETTA, 1996).

A principal característica de um modelo de distribuição diamétrica é o emprego de uma função densidade de probabilidade (*fdp*) que define a probabilidade associada com cada valor da variável em estudo (CAMPOS e LEITE, 2009). Maltamo, Puumalainen e Päivinen (1995) afirmaram que diversas funções probabilísticas como a Normal, Gama, SB de Johnson, Beta e Weibull têm sido utilizadas para descrever as distribuições diamétricas das florestas.

A função Weibull foi descrita originalmente por Weibull em 1951 (LEITE et al., 2010) e utilizada no setor florestal por Bailey e Dell (1973), sendo introduzida como um modelo aplicado às distribuições diamétricas e, desde então, largamente utilizada no setor florestal. A função Weibull é utilizada com frequência devido à sua flexibilidade, permitindo moldar diferentes tendências de distribuição, desde uma exponencial até uma normal (BAILEY e DELL, 1973; CAMPOS e LEITE, 2009). Segundo estes autores, outras propriedades favoráveis são a facilidade de ajustamento e a de correlacionar seus parâmetros com atributos do povoamento. Além disso, possui a vantagem de existir na forma fechada, não havendo necessidade de se fazer integração numérica na estimativa do número de árvores existente em determinada classe diamétrica (KNOEBELL et al., 1968, citado por SCOLFORO, 1990).

Alguns dos métodos tradicionalmente empregados para a estimativa dos parâmetros da função Weibull são: o método dos momentos, o método da máxima verossimilhança, o método dos percentis e o método da aproximação linear (ARCE, 2004). Segundo Dubey, 1967; Bailey e Dell, 1973; Loetsch, Zöhrer e Haller, 1973; Rennolls, Geary e Rollinson,

1985; van Deusen, 1986; Holte, 1993; Maltamo, Puumalainen e Päivinen, 1995; Scolforo, 1995, citados por Arce (2004), o uso de um ou outro método vai depender da *fdp* utilizada, pois pesquisas na área conduzem a métodos específicos para cada uma.

Existem diferentes métodos de se ajustar a distribuição Weibull, onde três são mais usualmente empregados: o método da máxima verossimilhança, método dos momentos e o método dos percentis (SANTANA, 2008) sendo que, conforme Santos (2008), o primeiro geralmente fornece estimativas mais precisas e confiáveis para os parâmetros da Weibull.

Considerando a função Weibull, a projeção da distribuição diamétrica para uma idade futura é obtida a partir da distribuição inicial observada. Desta forma, devem-se obter equações de regressão para estimar os parâmetros da função em uma segunda ocasião, utilizando como variáveis independentes características do povoamento e seus próprios parâmetros estimados em uma primeira ocasião (CAMPOS e LEITE, 2009).

3.8.3. Modelos de árvores individuais

Modelos de árvores individuais são sistemas de equações e procedimentos utilizados para estimar crescimento e produção de povoamentos, utilizando as árvores como unidades de modelagem, ao invés da parcela. Este tipo de modelo gera resultados detalhados da estrutura horizontal e vertical, podendo ser utilizado para simular tratamentos silviculturais como o desbaste e a desrama artificial (CAMPOS e LEITE, 2009).

Vanclay (1994) afirmou que os modelos para árvore individual simulam cada indivíduo com relação ao estabelecimento, crescimento e mortalidade, e a soma das estimativas de cada árvore resulta na produção do povoamento. Daniels, Burkhart e Clason (1986) relataram que modelos de crescimento baseados na árvore individual são mais complexos e de difícil construção quando comparados aos modelos ao nível de povoamento ou modelos de classe de tamanho, pois são constituídos por vários submodelos que estimam o crescimento em diâmetro, crescimento em altura, crescimento em volume e concorrência entre as árvores. Além disso, muitos modelos apresentam variáveis de difícil medição e avaliação, como variáveis relacionadas às medições das copas das árvores.

Conforme Vanclay (1994), para a modelagem no âmbito de árvore individual, o crescimento dimensional pode ser estimado a uma idade futura a partir de um valor da variável na idade atual e de variáveis como o índice de competição, idade, índice de sítio,

dentre outras.

Em função do tipo de índice de competição utilizado, os modelos de crescimento para árvores individuais são divididos em dois principais grupos: os modelos espaciais, chamados de modelos dependentes de distância, nos quais são necessárias informações sobre a localização das árvores na floresta e os não espaciais, chamados de modelos independentes de distância (PORTÉ e BARTELINK, 2002; VANCLAY, 1994). Estes mesmos autores afirmam que os modelos não espaciais são mais simples e exigem menor levantamento de dados, pois não utilizam dados espaciais de localização, informação que, comumente, não está presente nos inventários florestais contínuos.

Já os modelos dependentes da distância, que geralmente são desenvolvidos para descrever o efeito da competição sobre o crescimento de uma única árvore, normalmente requerem um par de coordenadas XY que especifica a localização da árvore dentro da área (PENG, 2000).

A mortalidade é a variável mais difícil de ser estimada nos modelos de crescimento e produção florestal (YANG, TITUS e HUANG, 2003), quando se trata daquela causada não por fatores catastróficos, mas, sim, devida à competição, fatores genéticos e senescência (CAMPOS e LEITE, 2009). A probabilidade de mortalidade é normalmente modelada em função de algum índice de competição (HASENAUER, MERKL e WEINGARTNER, 2001), e variáveis dimensionais e de povoamento (BUCHMAN, PEDERSON e WALTERS, 1983).

Um modelo utilizado para estimar sobrevivência futura, a partir de dados de inventário florestal contínuo, foi publicado por Pienaar e Schiver (1981), descrito em Campos e Leite (2009). Outro modelo bastante empregado é o modelo proposto por West (1981), citado em Castro (2011), que tem sido muito eficiente para estimar a sobrevivência (mortalidade).

No Brasil não é comum a utilização de regimes de manejo baseados na árvore individual, principalmente em plantios comerciais. No entanto, esta é uma prática bastante utilizada em países europeus, onde se originaram os estudos da relação entre as copas das árvores e a eficiência em incremento diamétrico (WEBER, 2007).

4. MATERIAIS E MÉTODOS

4.1. Origem e detalhamento dos dados

Os dados utilizados foram obtidos de uma rede de parcelas permanentes provenientes de um inventário florestal contínuo (IFC), estabelecida em plantios de híbridos de *Eucalyptus grandis* e *Eucalyptus urophylla*, com área útil por planta de 9 m², localizados na região Nordeste do Estado da Bahia.

As parcelas são circulares, com raio de 12,25 m (471,44 m²). Em cada parcela, foram medidos os diâmetros à altura do peito (DAP) com casca de todas as árvores da parcela, a altura total (h) das 15 primeiras árvores e altura total das cinco árvores com altura dominante (h_{dom}), conforme a metodologia proposta por Assmann (1961), descrita em Bila (2010).

As informações de inventário empregadas neste trabalho são baseadas em 14.411 parcelas, com idades variando de 15 a 84 meses, medidas nos anos de 2007 a 2010. Especificamente para o processo da modelagem do crescimento e da produção, foram empregadas 1.119 parcelas, com idades de 27 a 78 meses, medidas no mesmo período. A intensidade de amostragem foi de, aproximadamente, uma parcela a cada 12,5 hectares.

A precipitação considerada na pesquisa foi baseada nas isoietas anuais médias do Estado da Bahia (CPRM, 2006), com a escala da base cartográfica digital de 1:1.000.000. Os dados abrangeram áreas com precipitação variando de 700 a 1.700 mm, com amplitude de variação de 100 mm, totalizando 11 classes. Na Tabela 1 é apresentado um resumo com o número de parcelas/árvores utilizado em cada etapa do processo de modelagem do crescimento e da produção florestal.

Tabela 1. Resumo do numero de parcelas/árvores utilizadas em cada etapa do processo de modelagem

Etapa da Modelagem	Parcelas	Árvores
Equação hipsométrica	1.119	-
Equação volumétrica	-	2.088
Curvas de sítio	14.411	-
Modelagem do crescimento e produção	1.119	-

4.2. Modelos hipsométricos

Para ajuste dos modelos hipsométricos, empregaram-se dados de altura total das árvores distribuídas nas 1.119 parcelas, medidas em quatro ocasiões. Foram utilizados modelos hipsométricos onde a altura total foi estimada em função do diâmetro, em cm, da altura dominante, em m, do diâmetro quadrático, em cm, da idade, em meses, e do índice de sítio, em m.

Os modelos testados para estimar a altura estão apresentados na Tabela 2. Dentre os modelos utilizados, apenas o modelo 04 é, de fato, linear, em que a altura total se dá em função da idade (I), do diâmetro à altura do peito (DAP) e do índice de sítio (S). Os demais modelos se encontram na forma linearizada.

Tabela 2. Modelos testados para estimar altura total (m)

Autor / Fonte	Modelo	Nº. Modelo
Campos (1986)	$Ln(h) = \beta_0 + \beta_1 DAP^{-1} + \beta_2 Ln(h_{dom}) + \varepsilon_i$	(01)
Curtis (1967)	$Ln(h) = \beta_0 + \beta_1 DAP^{-1} + \beta_2 I^{-1} + \beta_3 (DAP I)^{-1} + \varepsilon_i$	(02)
Scolforo (1998)	$Ln(h) = \beta_0 + \beta_1 Ln(h_{dom}) + \beta_2 Ln\left(\frac{dg}{DAP}\right) + \beta_3 \left[\frac{1}{I DAP}\right] + \beta_4 \left(\frac{1}{DAP}\right) + \varepsilon_i$	(03)
Nogueira (2003)	$h = \beta_0 + \beta_1 I + \beta_2 DAP + \beta_3 S + \varepsilon_i$	(04)
Nogueira (2003)	$Ln(h) = \beta_0 + \beta_1 I + \beta_2 h_{dom} + \beta_3 DAP^{-1} + \varepsilon_i$	(05)
Nogueira (2003)	$Ln(h) = \beta_0 + \beta_1 S + \beta_2 DAP^{-1} + \beta_3 Ln(I) + \varepsilon_i$	(06)

Onde: DAP = diâmetro à altura do peito (cm); h = altura total (m); I = Idade do povoamento (meses); S = índice de sítio por parcela (m); Ln = Logaritmo neperiano; h_{dom} = altura dominante média da parcela (m); dg = diâmetro quadrático por parcela (cm); β_i = parâmetros a serem estimados; ε_i = erro aleatório.

4.3. Modelos volumétricos

Para o ajuste dos modelos volumétricos, foram utilizados dados de 2.088 árvores cubadas, abrangendo todas as classes diamétricas, hipsométricas e de idade. O número de árvores em cada uma das classes de altura e diâmetro está na Tabela 3. O método empregado para obtenção do volume real foi o método de Smalian.

Tabela 3. Número de árvores cubadas por classe diamétrica e hipsométrica

Centro da classe <i>h</i> (m)	Centro da classe - DAP (cm)														Total classe de <i>h</i>	
	06	08	10	12	14	16	18	20	22	24	26	28	30	32		34
08	3	1														4
10	31	9														40
12	58	67	4													129
14	16	107	54	11	2											190
16		60	94	62	29	11										256
18		8	67	74	61	25										235
20			15	84	56	58	17	1								231
22			1	37	48	52	31	7	4	3						183
24				5	40	44	51	17	13	2	1					173
26				1	22	34	40	26	5	6						134
28					2	18	36	34	23	9	4					126
30					1	7	21	16	26	30	12	2				115
32						2	14	16	27	16	7	3	3			88
34						1	5	8	13	14	14	10	4	1		70
36								3	10	9	8	4	7			41
38								1	3	10	14	15	6	5		54
40										2	2	3	5	2	2	16
42												3				3
Total classe de DAP	108	252	235	274	261	252	215	129	124	101	62	40	25	8	2	2.088

A partir dos dados de cubagem e, de posse dos volumes de cada árvore, foram testados seis modelos volumétricos (Tabela 4).

Tabela 4. Modelos testados para estimar volume individual das árvores (m³)

Autor / Fonte	Modelo	Nº. Modelo
Schumacher & Hall (1933)	$V = \beta_0 DAP^{\beta_1} h^{\beta_2} \varepsilon_i$	(07)
Spurr *	$V = \beta_0 + \beta_1 (DAP^2 h) + \varepsilon_i$	(08)
Stoate (1945)	$V = \beta_0 + \beta_1 DAP^2 + \beta_2 DAP^2 h + \beta_3 h + \varepsilon_i$	(09)
Näslund modificado *	$V = \beta_0 + \beta_1 DAP^2 + \beta_2 DAP^2 h + \beta_3 DAP h^2 + \beta_4 h^2 + \varepsilon_i$	(10)
Meyer (1940)	$V = \beta_0 + \beta_1 DAP + \beta_2 DAP^2 + \beta_3 DAP h + \beta_4 DAP^2 h + \beta_5 h + \varepsilon_i$	(11)
Meyer (1940) modificado	$V = \beta_0 + \beta_1 DAP + \beta_2 DAP^2 + \beta_3 DAP h + \beta_4 DAP^2 h + \varepsilon_i$	(12)

Em que: * = modelos descritos em Loetsch et al. (1973), citado por Schneider (1993); *V* = Volume por árvore (m³); *DAP* = diâmetro à altura do peito (cm); *h* = altura total (m); *Ln* = Logaritmo neperiano; βi = parâmetros a serem estimados; εi = erro aleatório.

Além da maneira tradicional e, como forma de averiguar a precisão das estimativas volumétricas, os ajustes foram realizados considerando-se o agrupamento das classes diamétricas em três grupos, definidos a partir da distribuição diamétrica das árvores cubadas. O número de árvores cubadas em cada grupo (ou classe de DAP) está na Tabela 5.

Tabela 5. Número de árvores cubadas por classe de DAP

Grupo	Classes de DAP (cm)	Número de Árvores Cubadas
01	5,0 - 11,9	869
02	12,0 - 17,9	986
03	≥ 18,0	233
	Total	2.088

Os modelos selecionados foram utilizados para se obter as estimativas do volume individual das árvores. Tais estimativas foram comparadas entre si a partir do teste F de Graybill (1976), considerando 5% de significância estatística. Além disso, foi utilizada a estatística média das diferenças percentuais (*MDP*) para determinação da diferença percentual média entre os valores observados de volumes individuais e os respectivos valores estimados, tanto para os dados sem estratificação quanto que para aqueles estratificados pelas classes de diâmetro. Esta estatística está descrita no item 4.7.

Conforme Leite e Oliveira (2002), o teste F modificado por Graybill (1976) realiza um teste de identidade entre dois vetores, isto é, faz a comparação de grupos de dados quantitativos, onde um é considerado como método padrão (Y_1) e o outro como o método alternativo (Y_j). De acordo com o teste, primeiramente é feita a análise do modelo linear $Y_j = \beta_0 + \beta_1 Y_1 + \varepsilon$. A similaridade entre as variáveis Y_1 e Y_j é verificada a partir do teste de hipótese, sendo $H_0 = \beta' = \begin{bmatrix} 0 \\ 1 \end{bmatrix}$ "versus" $H_a = \text{não } H_0$. Para testar a hipótese, aplicou-se a

fórmula, sob a hipótese de normalidade, $F(H_0) = \frac{(\beta - \theta)'(Y_1' Y_1)(\beta - \theta)}{2QMRes} \sim F_\alpha(2, n - 2 \text{ gl.})$. Em

que: $\beta = \begin{bmatrix} \hat{\beta}_0 \\ \hat{\beta}_1 \end{bmatrix}$; $\theta = \begin{bmatrix} 0 \\ 1 \end{bmatrix}$; $Y_1' Y_1 = \begin{bmatrix} n & \sum Y_1 \\ \sum Y_1 & \sum Y_1^2 \end{bmatrix}$; e $QMRes$ = quadrado médio do resíduo.

Desta forma, se $F(H_0) \geq F\alpha(2, n-2 \text{ gl.})$, a hipótese H_0 é rejeitada. Por outro lado, se $F(H_0) < F\alpha(2, n-2 \text{ gl.})$, a hipótese H_0 não é rejeitada, admitindo-se a identidade de entre dois métodos avaliados, ou seja, $Y_j = Y_1$, considerando o nível α de significância.

4.4. Determinação da capacidade produtiva

Para a classificação da capacidade produtiva, por meio de índices de sítio, foram utilizados 14.411 pares de valores de altura dominante e idade, correspondente às parcelas do inventário contínuo de 2007 a 2010, com idade variando de 15 a 84 meses.

Primeiramente, os modelos foram ajustados com os dados sem estratificação (maneira tradicional). Para examinar a qualidade dos ajustes dos modelos de altura dominante, os modelos foram ainda ajustados por classes de precipitação. O modelo de Schumacher (modelo 13) foi ajustado aos dados de cada uma das 11 classes de precipitação, sendo observados os valores de coeficiente de determinação ajustado (R^2_{ajust}) e erro padrão da estimativa relativo

($S_{yx}\%$). Em seguida, foram feitos agrupamentos entre classes próximas e ajustado o mesmo modelo, sendo observadas as mesmas estatísticas. E assim sucessivamente, sendo adotada a combinação de classes de precipitação que resultou nas melhores estatísticas de avaliação. A escolha do modelo (13) foi de maneira arbitrária dentre os modelos testados para estimar altura dominante em função da idade.

Desta forma, foram construídas as curvas de índices de sítio a partir do modelo mais adequado, em cada uma das classes de precipitação. Foi utilizado o método da curva-guia para construção das curvas de sítio, que gera curvas anamórficas. Os modelos avaliados podem ser visualizados na Tabela 6, sendo os modelos e autores apresentados conforme pesquisa de Martins et al. (2007).

Tabela 6. Modelos testados para construção de curvas de índices de sítio

Autor / Fonte	Modelo	Modelo Guia	Nº. Modelo
Schumacher	$h_{dom} = \beta_0 e^{\left(\frac{\beta_1}{I}\right)} \varepsilon_i$	$h_{dom} = S e^{\beta_1 \left(\frac{1}{I} - \frac{1}{I_i}\right)}$	(13)
Chapman - Richards	$h_{dom} = \beta_0 [1 - e^{(-\beta_1 I)}]^{\beta_2} \varepsilon_i$	$h_{dom} = S \left[\frac{1 - e^{(-\beta_1 I)}}{1 - e^{(-\beta_1 I_i)}} \right]^{\beta_2}$	(14)
Clutter - Jones	$h_{dom} = \beta_0 [1 + \beta_1 I^{\beta_2}]^{\beta_3} \varepsilon_i$	$h_{dom} = S \left[\frac{1 + \beta_1 I^{\beta_2}}{1 + \beta_1 I_i^{\beta_2}} \right]^{\beta_3}$	(15)
Mitscherlich	$h_{dom} = \beta_0 - \beta_1 \beta_2^I \varepsilon_i$	$h_{dom} = S - \beta_1 (\beta_2^I - \beta_2^{I_i})$	(16)

Sendo: h_{dom} = altura dominante média da parcela (m); I = Idade do povoamento (meses); I_i = idade-índice (meses); S = índice de sítio por parcela (m); e = base do logaritmo neperiano; β_i = parâmetros a serem estimados; ε_i = erro aleatório.

Por se tratar de dados de povoamentos de eucalipto, a idade-índice considerada foi de 60 meses. As curvas anamórficas foram geradas tanto para os dados sem estratificação quanto para aqueles estratificados por classes de precipitação, com amplitude variando de 2,5 a 4 m. Cada feixe de curvas foi agrupado em três classes de sítios (classe I, II e III).

4.5. Validação das classes de precipitação

Como descrito anteriormente, a determinação da capacidade produtiva foi realizada considerando o método tradicional (sem estratificação) e, também, a partir da definição de classes de precipitação. No entanto, o simples fato de se determinar classes distintas em

relação às estatísticas de avaliação não eliminou a possibilidade de um mesmo modelo ser utilizado em classes diferentes. Desta forma, tornou-se válido verificar esta questão, ou seja, se realmente era necessário ajustar um modelo para cada classe pré-determinada e, assim, justificar a estratificação por classes de precipitação.

Com isso, as estimativas de altura dominante geradas pelos modelos selecionados em cada uma das classes de precipitação foram comparadas. Esta comparação foi realizada a partir do método proposto por Dette e Neumeyer (2001) (T_N), na qual a estatística testa a igualdade de k curvas de regressão, baseada numa estatística semelhante à análise de variância (ANOVA) e inserido no contexto da estatística não paramétrica.

O procedimento é similar à análise de covariância baseada no método de Snedecor, descrita em Schneider, Schneider e Souza (2009), que testa a hipótese de não diferença de inclinação (coeficiente angular) e nos níveis (intercepto). Porém, esta análise de covariância apresenta a restrição de ser aplicada apenas para modelos lineares simples.

Uma das características do teste proposto por Dette e Neumeyer (2001) é não utilizar, necessariamente, os valores observados e, assim, executa o teste baseando-se, também, nos valores estimados (curva de regressão). A hipótese H_0 do teste representa a igualdade das curvas de regressão, ou seja, $f(1) = f(2) = \dots = f(k)$, onde k representa o número de grupos ou curvas de regressão.

Outro detalhe importante é que este teste não possui uma tabela de valores críticos. A estatística do teste é avaliada observando-se sua probabilidade de ser ou não significativa, a partir do p -valor. Para isso, o procedimento utiliza o processo de *bootstrap*, o qual realiza reamostragens a partir dos dados inseridos, sendo que cada reamostragem gera um intervalo de confiança para a variável de interesse. Partindo-se do pressuposto que a amostra é representativa da população foco e, considerando um número de reamostragens adequado, torna-se possível gerar a curva de valores críticos para a variável de interesse. O método ainda utiliza conceitos relacionados à função núcleo (*kernel*) e parâmetro de suavização (janela), os quais estão relacionados à escolha do melhor modelo e à sua sensibilidade para descrever a variação dos dados.

Esta estatística foi obtida com o uso do software R (R DEVELOPMENT CORE TEAM, 2011), versão 2.13.1, empregando-se o pacote fANCOVA (WANG, 2010).

4.6. Modelagem do crescimento e da produção

A base de dados empregada para o estudo do crescimento e da produção do povoamento se deu a partir das 1.119 parcelas. Estes dados foram agrupados conforme a definição das classes de índices de sítio (área sem estratificação) e das classes de sítio e para cada uma das classes de precipitação (área estratificada), sendo ajustado o modelo de crescimento e produção em cada uma. O modelo de crescimento e produção empregado foi desenvolvido por Clutter (1963), tendo como características principais ser do tipo povoamento total, de densidade variável, explícito e com características de compatibilidade e consistência. O modelo de Clutter está descrito a seguir (CLUTTER et al., 1983).

$$\begin{aligned} \ln(V_2) &= \beta_0 + \beta_1 \left(\frac{1}{I_2} \right) + \beta_2 S_1 + \beta_3 \ln(G_2) + \ln(\varepsilon_i) \\ \ln(G_2) &= \ln(G_1) \left(\frac{I_1}{I_2} \right) + \alpha_0 \left(1 - \frac{I_1}{I_2} \right) + \alpha_1 \left(1 - \frac{I_1}{I_2} \right) S_1 + \ln(\varepsilon_i) \end{aligned} \quad (17)$$

Em que: V_2 = volume da i -ésima unidade de manejo, em m^3/ha , na idade I_2 ; G_1 = área basal da i -ésima unidade de manejo, em m^2/ha , na idade I_1 ; G_2 = área basal da i -ésima unidade de manejo, em m^2/ha , na idade I_2 ; I_1 = idade atual do povoamento, em meses; I_2 = idade futura do povoamento, em meses; S_1 = índice de sítio da i -ésima unidade de manejo na idade I_1 ; ε_i = erro aleatório.

Este modelo foi ajustado de forma simultânea, tendo como variáveis endógenas o volume e área basal e, como variáveis exógenas, a idade e o índice de sítio, além dos três termos da equação de área basal. O sistema foi ajustado utilizando-se o *software* econométrico Gretl (COTTRELL e LUCCHETTI, 2011) versão 1.9.6, empregando-se o método dos mínimos quadrados em dois estágios.

Antes de gerar as estimativas a partir do modelo de Clutter, foi necessário estimar a área basal inicial (G_i) em cada sítio considerado. Desta forma, foram empregados dois procedimentos para obtenção desta variável, sendo o primeiro utilizando modelos para estimá-la, e o segundo considerando a área basal média das parcelas nas idades iniciais de medição, em cada um dos sítios. Os modelos testados estão apresentados na Tabela 7, sendo descritos em Santana et al. (2005).

Tabela 7. Modelos testados para estimar área basal inicial (m²/ha)

Autor / Fonte	Modelo	Nº. Modelo
Quadrático	$Gi = \beta_0 + \beta_1 S + \beta_2 S^2 + \varepsilon_i$	(18)
Linear	$Gi = \beta_0 + \beta_1 S^{-1} + \varepsilon_i$	(19)
Exponencial	$Ln(Gi) = \beta_0 + \beta_1 S^{-1} + \varepsilon_i$	(20)

Em que: Gi = área basal inicial, em m²/ha; S = índice de sítio por parcela (m); Ln = Logaritmo neperiano; β_i = parâmetros a serem estimados; ε_i = erro aleatório.

Todos os modelos testados para prever a área basal inicial incluíram o índice de sítio como variável independente, de modo que houvesse coerência entre as estimativas e os valores reais de área basal inicial do povoamento e compatibilidade com a capacidade produtiva do sítio.

A partir das estimativas de área basal nas idades iniciais, foram construídas as tabelas de produção, assim como as curvas de incremento médio mensal (IMM) e incremento corrente mensal (ICM), calculadas da seguinte maneira:

$$IMM = V_i / I_i \quad (21)$$

$$ICM = V_i - V_{i-1} \quad (22)$$

Onde V_i é o volume (m³/ha) em determinada idade I_i , em que i corresponde ao mês.

Já a idade técnica de corte (ITC) foi determinada ao igualar as expressões de IMM e ICM, ou mesmo no ponto onde o IMM foi máximo. A partir das tabelas e gráficos, foi observada a tendência das estimativas geradas e o comportamento da ITC com o aumento da capacidade produtiva.

Tão importante como definir as classes homogêneas em termos de produtividade é conhecer se estas influenciam na produção do povoamento. Desta forma, as estimativas de produção das duas situações (sem estratificação e estratificada por classes de precipitação) foram comparadas com os respectivos valores observados, a fim de verificar possíveis diferenças estatísticas.

Para isso, foram selecionadas 120 parcelas, sendo 30 escolhidas aleatoriamente em cada classe de precipitação, e aplicado o modelo de produção da respectiva classe e o modelo ajustado aos dados sem estratificação. A comparação se deu a partir do teste F de Graybill, adotando um nível de significância de 5%. Foi aplicada, também, a estatística média das diferenças percentuais (MDP) para a determinação da diferença percentual média entre os

valores observados de volume (m³/ha) com os estimados pelas duas situações (área não estratificada e estratificada por classes de precipitação). Tal estatística se encontra descrita no item 4.7.

4.7. Estatísticas de avaliação dos ajustes

No processo de modelagem, foram empregados modelos lineares e não lineares. Para a estimativa dos parâmetros para os primeiros foi utilizado o método dos mínimos quadrados ordinários e, para os modelos não lineares, foi empregado o algoritmo de *Levenberg-Marquadt*. As estatísticas utilizadas para avaliar o ajuste dos modelos foram o coeficiente de determinação ajustado (R^2_{ajust}) e erro padrão da estimativa relativo ($S_{yx}\%$), ambos recalculados para a variável de interesse, e análise gráfica da distribuição de resíduos ($Res\%$).

Nos modelos lineares que passaram pela origem (intercepto não significativo), o coeficiente de determinação empregado foi aquele descrito em Kvalseth (1985), citado por Silva et al. (2008), definido a seguir por R_b^2 . Gujarati e Porter (2011) denominam o R^2 para modelos lineares que passam pela origem de coeficiente de determinação bruto. O nível de significância α adotado na regressão foi de 5%, assim como que para a significância dos coeficientes (ou p -valor $\leq 0,05$).

$$R^2 = \frac{SQReg}{SQTot} = 1 - \frac{SQRes}{SQTot} \quad (23)$$

$$R_b^2 = 1 - SQRes / \sum_{i=1}^n Y_i^2 \quad (24)$$

$$R_{ajust}^2 = 1 - (1 - R^2) \left(\frac{n-1}{n-p} \right) \quad (25)$$

$$S_{yx}\% = 100 \sqrt{\left[\frac{\sum_{i=1}^n (Y_i - \hat{Y}_i)^2}{(n-p)} \right]} / \bar{Y} \quad (26)$$

$$Res\% = 100 \left(\frac{Y_i - \hat{Y}_i}{Y_i} \right) \quad (27)$$

$$SQReg = \sum_{i=1}^n (\hat{Y}_i - \bar{Y})^2 \quad (28)$$

$$SQTot = \sum_{i=1}^n (Y_i - \bar{Y})^2 \quad (29)$$

$$SQRes = \sum_{i=1}^n (Y_i - \hat{Y}_i)^2 \quad (30)$$

Em que: $SQReg$ = soma de quadrados da regressão; $SQRes$ = soma de quadrados do resíduo; $SQTot$ = soma de quadrados totais; Y_i = valor observado da variável; \hat{Y}_i = valor estimado da variável; \bar{Y} = valor médio observado da variável; n = número de observações; p = número de coeficientes do modelo.

Para as equações volumétricas em que a variável dependente sofreu algum tipo de transformação logarítmica, antes de se proceder ao recálculo, multiplicou-se o volume estimado pelo fator de correção da discrepância logarítmica de Meyer, dado a seguir.

$$Fator\ de\ Meyer = e^{0,5S_{yx}^2} \quad (31)$$

Sendo: $e = 2,718281828$ e S_{yx} = erro padrão da estimativa (m^3).

Para o modelo de produção de Clutter, além de averiguar o realismo biológico do modelo e as demais estatísticas, foram calculadas as estatísticas utilizadas por Murphy e Sternitzke (1979), descritas em Nogueira (2003), sendo raiz quadrada do erro médio ($RQEM$), média das diferenças (MD), médias das diferenças percentuais (MDP), dadas a seguir.

$$RQEM = \sqrt{n^{-1} \sum_{i=1}^n (Y_i - \hat{Y}_i)^2} \quad (32)$$

$$MD = n^{-1} \sum_{i=1}^n (\hat{Y}_i - Y_i) \quad (33)$$

$$MDP = 100 \left(n^{-1} \sum_{i=1}^n \left(\frac{\hat{Y}_i - Y_i}{Y_i} \right) \right) \quad (34)$$

Onde: Y_i = valor observado da variável; \hat{Y}_i = valor estimado da variável; \bar{Y} = valor médio observado da variável; e n = número de observações.

Ainda para o modelo de Clutter, foram observados os sinais dos coeficientes e se o termo $(1 - I_1/I_2)S_1$ da equação de área basal forneceu estimativas consistentes e com comportamento já esperado do ponto de vista biológico.

5. RESULTADOS E DISCUSSÃO

A seguir são apresentados os resultados dos ajustes dos modelos testados para o processo de modelagem do crescimento e produção para os plantios clonais de *Eucalyptus grandis* e *Eucalyptus urophylla* da região Nordeste da Bahia. Os modelos destacados em negrito foram os selecionados para estimar o atributo/característica em questão.

5.1. Equação hipsométrica

Na Tabela 8 estão os resultados do ajuste dos modelos para estimar altura total da árvore. O coeficiente de determinação ajustado variou de 0,7337 a 0,9475, e o erro padrão da estimativa de 4,93 a 11,10%. Conforme os resultados do *p-valor*, os coeficientes de todos os modelos foram significativos a 5% de significância.

Tabela 8. Estimativas dos parâmetros dos modelos testados para estimar altura total e respectivas estatísticas de avaliação

Nº. Modelo	Modelo	Coeficientes					<i>R</i> ² ajust	<i>S</i> _{yx} %
		β_0	β_1	β_2	β_3	β_4		
(01)	$Ln(h) = \beta_0 + \beta_1 DAP^{-1} + \beta_2 Ln(h_{dom})$	1,25652	-6,06035	0,71202	-	-	0,9390	5,31
(02)	$Ln(h) = \beta_0 + \beta_1 DAP^{-1} + \beta_2 I^{-1} + \beta_3 (DAP I)^{-1}$	3,97389	-10,58529	-0,87303	0,02029	-	0,7337	11,10
(03)	$Ln(h) = \beta_0 + \beta_1 Ln(h_{dom}) + \beta_2 Ln\left(\frac{dg}{DAP}\right) + \beta_3 \left[\frac{I}{I DAP}\right] + \beta_4 \left(\frac{I}{DAP}\right)$	0,57711	0,85910	-0,31194	1,14902	-3,27768	0,9475	4,93
(04)	$h = \beta_0 + \beta_1 I + \beta_2 DAP + \beta_3 S$	-9,46780	0,12544	0,66740	0,58939	-	0,9195	6,10
(05)	$Ln(h) = \beta_0 + \beta_1 I + \beta_2 h_{dom} + \beta_3 DAP^{-1}$	2,76148	-0,00046	0,03292	-6,34408	-	0,9319	5,61
(06)	$Ln(h) = \beta_0 + \beta_1 S + \beta_2 DAP^{-1} + \beta_3 Ln(I)$	1,51513	0,03011	-6,25766	0,31313	-	0,9334	5,55

Na Figura 1, observam-se os respectivos gráficos de resíduos. O modelo (02) apresentou tendência de subestimação para árvores de menor porte, passando a uma superestimação para aquelas das classes medianas; já o modelo (4) superestimou a altura total para árvores de menor diâmetro; finalmente, os modelos (1), (3), (5) e (6) não apresentaram nenhuma tendência, sendo selecionado o modelo (3) para estimar a altura total das árvores em função do diâmetro à altura do peito, altura dominante, diâmetro médio e idade.

Modelos hipsométricos envolvendo a idade, altura dominante, diâmetro à altura do peito e o diâmetro médio foram desenvolvidos por Abreu et al. (2002), Bartoszeck et al.

(2002), Barros et al. (2002), Ferraz Filho (2009) e Ribeiro et al. (2010).

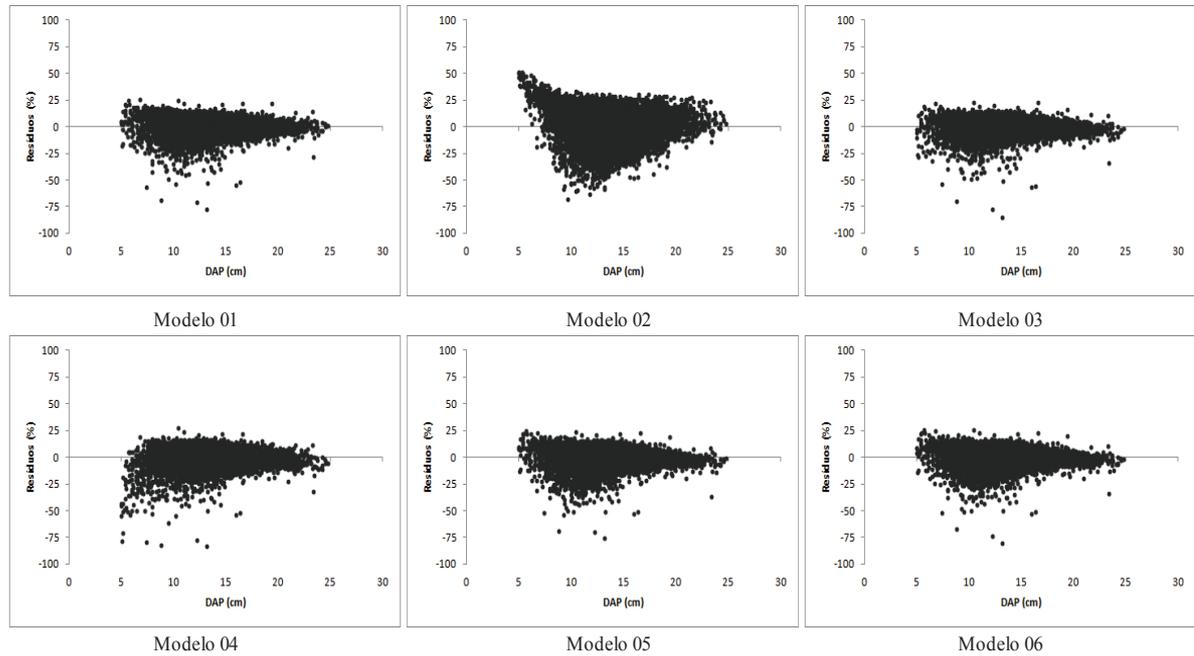


Figura 1. Dispersão dos resíduos para estimativa de altura total.

5.2. Equação volumétrica

Na Tabela 9 são apresentadas as estimativas dos parâmetros dos modelos testados para estimar o volume individual das árvores, juntamente com as estatísticas de avaliação do ajuste (R^2_{ajust} e $S_{yx}\%$).

Tabela 9. Estimativas dos parâmetros dos modelos volumétricos testados e respectivas estatísticas de avaliação

Nº. Modelo	Modelo	Coeficientes					R^2_{ajust}	$S_{yx}\%$	
		β_0	β_1	β_2	β_3	β_4			β_5
(07)	$V = \beta_0 DAP^{\beta_1} h^{\beta_2}$	-10,00205	1,77697	1,12096	-	-	-	0,9939	8,42
(08)	$V = \beta_0 + \beta_1(DAP^2 h)$	0,00839	0,00003	-	-	-	-	0,9925	9,36
(09)	$V = \beta_0 + \beta_1 DAP + \beta_2 DAP^2 h + \beta_3 h$	-0,02404	-0,00006	0,00003	0,00240	-	-	0,9936	8,62
(10)	$V = \beta_0 + \beta_1 DAP^2 + \beta_2 DAP^2 h + \beta_3 DAP h^2 + \beta_4 h^2$	ns	0,00016	0,00002	0,00001	-0,00004	-	0,9968	8,30
(11)	$V = \beta_0 + \beta_1 DAP + \beta_2 DAP^2 + \beta_3 DAP h + \beta_4 DAP^2 h + \beta_5 h$	0,02274	ns	-0,00022	0,00046	0,00003	-0,00355	0,9940	8,35
(12)	$V = \beta_0 + \beta_1 DAP + \beta_2 DAP^2 + \beta_3 DAP h + \beta_4 DAP^2 h$	ns	ns	-0,00015	0,00017	0,00003	-	0,9967	8,50

Em que: ns = coeficiente não significativo, considerando 5% de significância.

De acordo com a Tabela 9, a variação do coeficiente de determinação foi de 0,9925 a 0,9968, e do erro padrão da estimativa foi de 8,30 a 9,36%. As letras “ns” denotam que o coeficiente do modelo foi removido do ajuste, por ser não significativo, indicando que a variável independente associada àquele coeficiente não contribuiu de forma adequada na estimativa do volume das árvores.

Embora o modelo (10) tenha obtido o menor erro padrão, percebe-se que ele subestimou os volumes das árvores de pequeno porte (Figura 2). Os modelos (08), (11) e (12) apresentaram tendência de superestimação do volume para as menores árvores, ao contrário do modelo (09), que subestimou o volume das árvores desta classe. Já no modelo (07), as estimativas foram livres de tendência e, assim, este foi o modelo selecionado para estimativa do volume individual das árvores.

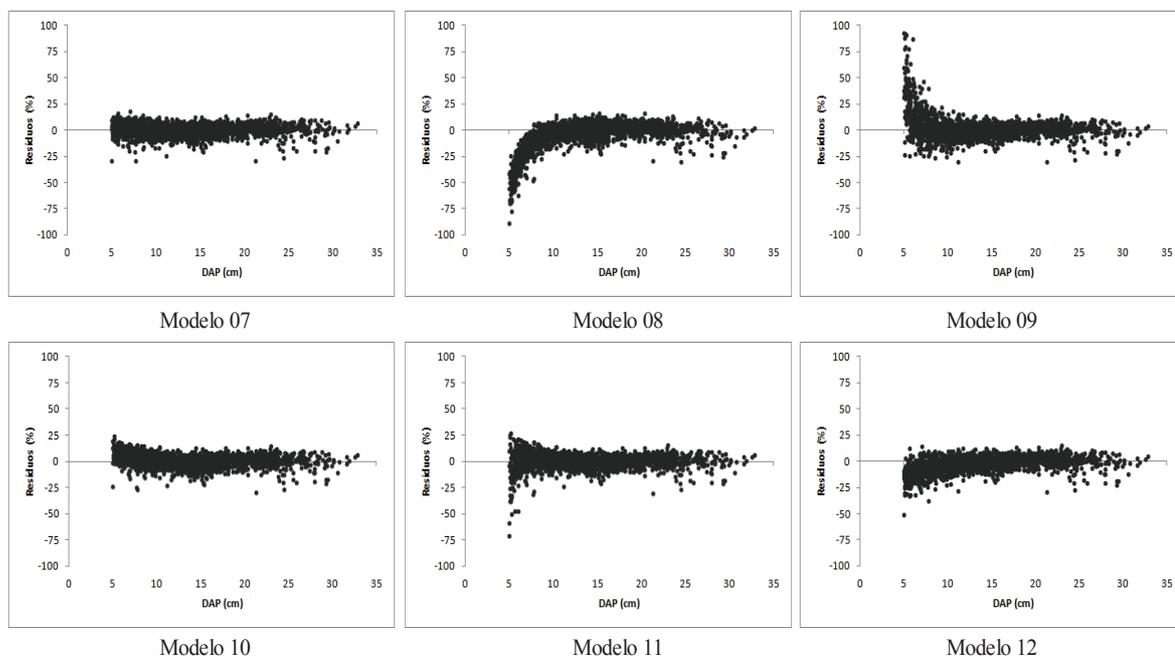


Figura 2. Distribuição de resíduos para estimativa do volume individual.

Em seguida, os mesmos modelos volumétricos foram utilizados, porém, ajustados por classe de diâmetro (grupos 01, 02 e 03), conforme descrito no item 4.3. Na Tabela 10 estão apresentadas as estimativas dos parâmetros e as respectivas estatísticas de avaliação, para cada modelo e em cada grupo.

Percebe-se que os melhores resultados de coeficiente de determinação e erro padrão da estimativa foram obtidos para os modelos (10), (11) e (12). Os piores resultados destas

estatísticas foram obtidos para o grupo 03, nos modelos (07), (08) e (09), sendo o maior valor encontrado de 0,9653. Provavelmente, isso pode ser ocasionado pelo crescimento mais homogêneo em altura dos materiais genéticos nas idades iniciais e, na medida em que avança a idade, a característica intrínseca do material genético torna-se mais evidente.

No modelo (10), para o grupo 01, apenas o coeficiente β_2 foi significativo, sendo o volume estimado em função apenas do produto entre o quadrado do diâmetro à altura do peito e a altura total, o que pode ter contribuído para seu valor elevado de erro padrão da estimativa. O modelo (07) foi o único em que os coeficientes foram significativos em todos os grupos.

Em geral, os valores de erro padrão da estimativa apresentaram-se menores àqueles obtidos sem a estratificação por classe de DAP. Resultados esperados, pois com a estratificação, há uma diminuição da amplitude de variação dos dados (neste caso, são os diâmetros).

Tabela 10. Estimativas dos coeficientes e estatísticas de avaliação para estimativa do volume individual da árvore, para cada grupo de classe diamétrica

Nº. Modelo	Modelo	Grupo	Coeficientes					R^2 ajust	S_{yx} %	
			β_0	β_1	β_2	β_3	β_4			β_5
(07) $V = \beta_0 DAP^{\beta_1} h^{\beta_2}$		01	-9,82805	1,81575	1,02525	-	-	-	0,9896	5,76
		02	-10,18978	1,78817	1,17009	-	-	-	0,9862	5,12
		03	-9,82590	1,72430	1,12085	-	-	-	0,9653	6,25
(08) $V = \beta_0 + \beta_1 (DAP^2 h)$		01	0,00222	0,00004	-	-	-	-	0,9891	5,92
		02	ns	0,00004	-	-	-	-	0,9973	5,64
		03	0,03455	0,00003	-	-	-	-	0,9600	6,70
(09) $V = \beta_0 + \beta_1 DAP + \beta_2 DAP^2 h + \beta_3 h$		01	ns	ns	0,00004	0,00024	-	-	0,9974	5,81
		02	ns	-0,00012	0,00004	0,00089	-	-	0,9978	5,09
		03	0,10564	-0,00037	0,00004	ns	-	-	0,9653	6,25
(10) $V = \beta_0 + \beta_1 DAP^2 + \beta_2 DAP^2 h + \beta_3 DAP h^2 + \beta_4 h^2$		01	ns	ns	0,00002	ns	ns	-	0,9846	14,28
		02	ns	0,00036	ns	0,00002	-0,00014	-	0,9973	5,64
		03	ns	0,00045	ns	0,00002	-0,00020	-	0,9966	6,13
(11) $V = \beta_0 + \beta_1 DAP + \beta_2 DAP^2 + \beta_3 DAP h + \beta_4 DAP^2 h + \beta_5 h$		01	ns	ns	-0,00003	0,00007	0,00003	ns	0,9975	5,75
		02	0,17246	-0,02292	0,00062	0,00117	ns	-0,00801	0,9876	5,06
		03	ns	0,00870	-0,00055	ns	0,00004	ns	0,9965	6,22
(12) $V = \beta_0 + \beta_1 DAP + \beta_2 DAP^2 + \beta_3 DAP h + \beta_4 DAP^2 h$		01	-0,00672	0,00253	-0,00022	ns	0,00004	-	0,9975	5,74
		02	ns	ns	-0,00013	0,00012	0,00003	-	0,9978	5,08
		03	ns	0,00870	-0,00055	ns	0,00004	-	0,9965	6,22

Onde: ns = coeficiente não significativo, considerando 5% de significância.

Observando-se a Figura 3, os modelos (08) e (09) possuem pequena tendência de superestimação do volume individual para as árvores de menor porte. Já o modelo (10) apresenta estimativas de baixa precisão, com pontos mais afastados do eixo x (eixo horizontal). Finalmente, os modelos (07), (11) e (12) apresentaram-se livres de tendência, mas devido ao menor valor de erro padrão da estimativa, o modelo (12) foi selecionado para estimar o volume individual das árvores da classe de diâmetro de 5 a 11,9 cm.

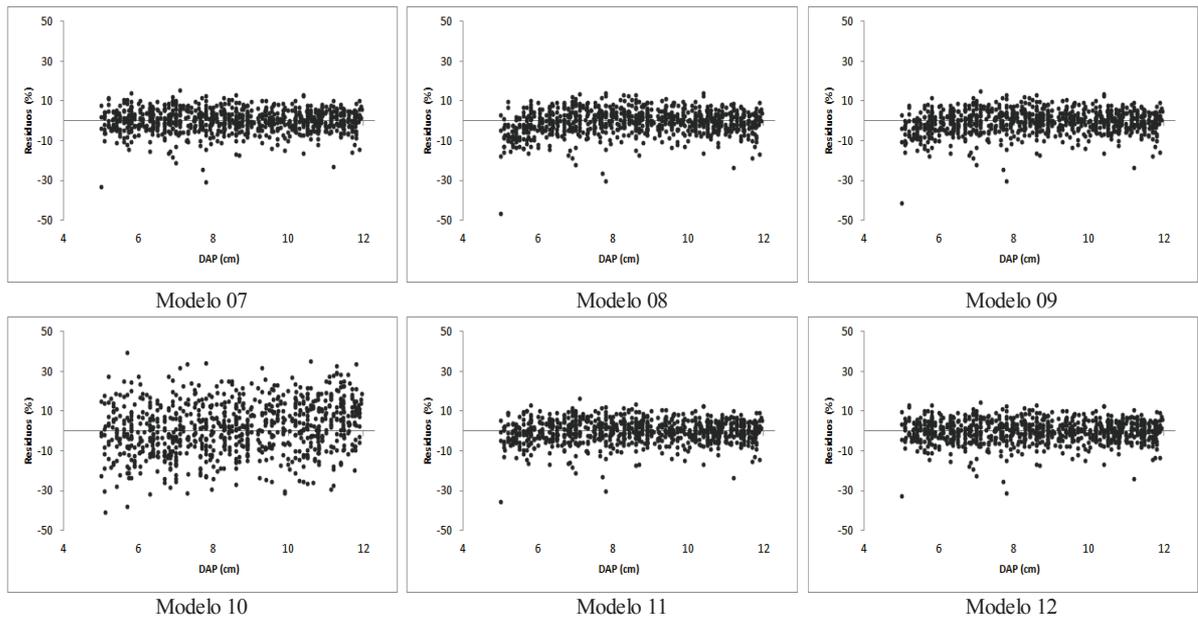


Figura 3. Distribuição de resíduos para o grupo 01.

Conforme a Figura 4, o padrão de variação das estimativas volumétricas foi semelhante entre os modelos testados. Por possuir o menor $S_{yx}\%$, o modelo (11) foi o escolhido para estimar o volume das árvores do grupo 02.

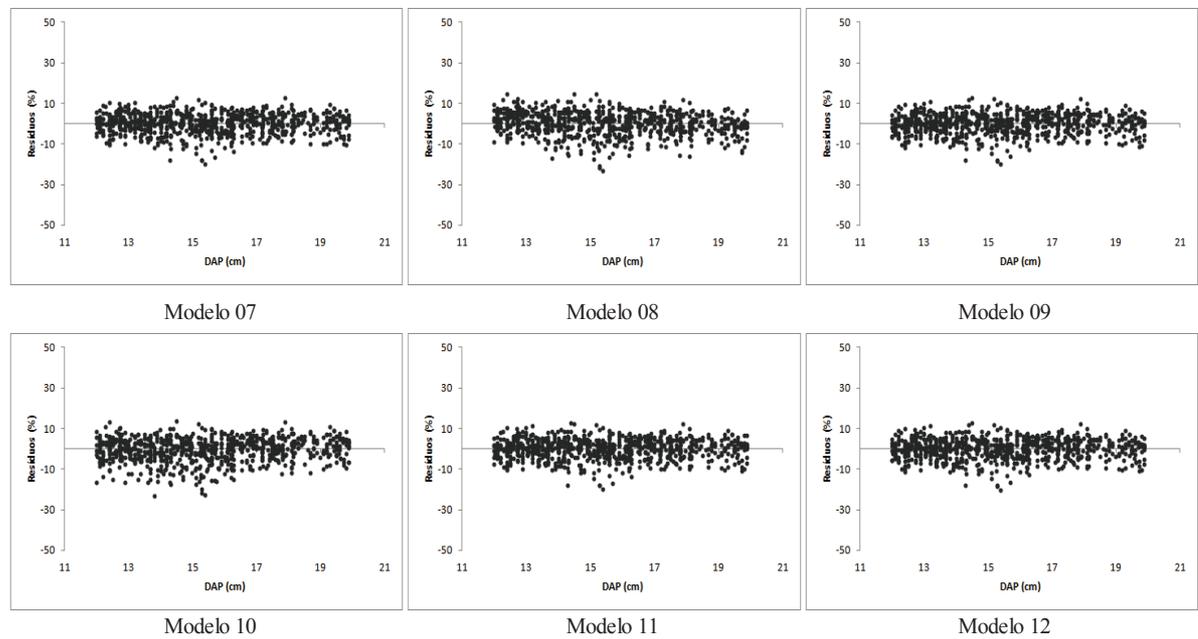


Figura 4. Distribuição de resíduos para o grupo 02.

Na Figura 5 constam os gráficos de resíduos para o grupo 03. A variação para todos os modelos se situou em torno de $\pm 10\%$, com alguns pontos dispersos indicando pequena

superestimação. O modelo empregado para estimar o volume das árvores deste grupo foi o modelo (10), já que obteve os melhores resultados das estatísticas de avaliação (Tabela 10).

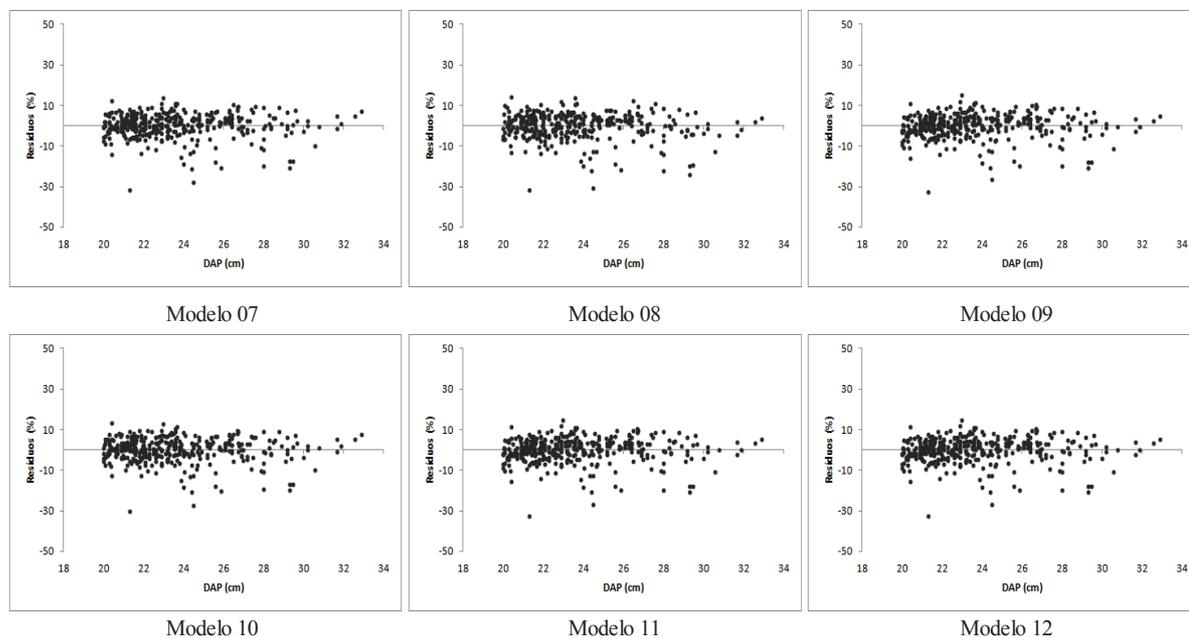


Figura 5. Distribuição de resíduos para o grupo 03.

Com a definição dos modelos a serem utilizados em cada situação, as respectivas estimativas foram submetidas ao teste F de Graybill. O resultado deste teste indicou que as estimativas volumétricas das duas situações (não estratificadas e estratificadas por classe de DAP) diferiram entre si, adotando o nível de 5% de significância. O valor calculado desta estatística F foi de 446,97, sendo o valor tabelado de F de, aproximadamente, 3,00.

Embora o teste F de Graybill tenha demonstrado que os volumes estimados obtidos sem estratificação diferiram daqueles obtidos com a estratificação por classes de DAP, percebe-se que o erro padrão da estimativa em ambos está abaixo de 10% (Tabelas 9 e 10) que, em geral, é um valor máximo aceitável por vários pesquisadores, para equações de volume. Ainda, ao plotar os valores estimados pelas duas alternativas, observa-se que os dados se apresentam sobrepostos em vários pontos, bem próximos a uma reta imaginária de 45°, partindo da origem (Figura 6), indicando certo rigor do teste F de Graybill.

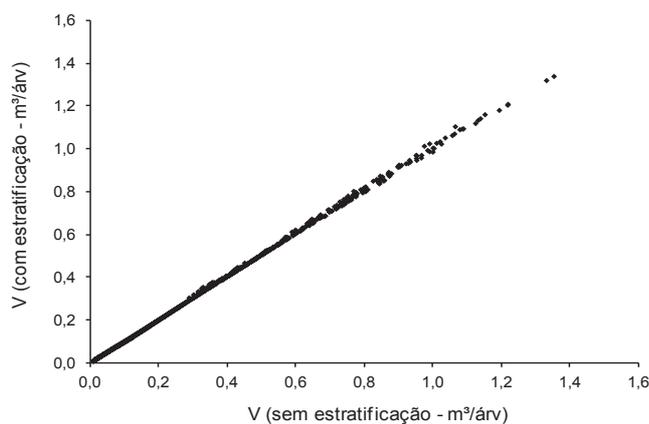


Figura 6. Comportamento das estimativas volumétricas por árvore obtidas com os dados sem e com estratificação por classe de DAP.

Em seguida, foi obtida a média das diferenças percentuais (*MDP*). O resultado desta estatística foi de 0,15% e 0,27%, para as estimativas obtidas sem estratificação e estratificadas por classe de diâmetro, respectivamente. Isto indica que ambas as alternativas estimam o volume de forma similar, sendo preferível o modelo não estratificado pelo fato de empregar apenas uma equação.

Conforme os resultados obtidos, foram empregadas as estimativas a partir dos dados sem estratificação em classes de DAP, obtidas pelo modelo de Schumacher e Hall (1933) (modelo 07), devido ser o modelo mais adequado para obtenção do volume individual das árvores (estatísticas de avaliação), pelo menor valor obtido de *MDP* e, também, por quase sempre gerar estimativas livres de tendências, conforme Campos e Leite (2009).

Existem outros testes que podem ser utilizados na comparação de dados quantitativos. Um teste comumente utilizado é a análise de variância (ANOVA). No entanto, devido ao número expressivo do número de árvores nesta pesquisa, considerou-se não recomendável o uso dessa estatística, já que isto afetaria os graus de liberdade do resíduo, influenciando no valor de F calculado.

Loureiro et al. (2011) ajustaram modelos volumétricos em classes diamétricas a dados de 97 árvores cubadas de *Eucalyptus grandis*. Conforme o resultado obtido pelo teste F (5%) da análise de variância, os autores concluíram que não houve necessidade de estratificar os dados em classes de diâmetro para gerar estimativas de volume individual da árvore.

Santos et al. (2006) ajustaram modelos volumétricos por classes de diâmetro, divididas em três grupos, para uma Floresta Ombrófila Mista. Estes autores concluíram que o modelo mais adequado para a classe 1 foi o de Schumacher e Hall; para as classes 2 e 3, o

modelo com melhor comportamento para estas duas classes foi o de Näslund. A seleção se deu a partir das estatísticas coeficiente de determinação, erro padrão da estimativa e análise gráfica dos resíduos.

Conceição (2004) empregou a análise de variância na comparação de volumes obtidos pela cubagem, a partir do método de Smalian, e os estimados por fator de forma, equações de volume e funções de afilamento, para povoamentos de *Eucalyptus grandis*. O autor concluiu que os diferentes métodos apresentaram volumes estatisticamente iguais, considerando um nível de 5% de significância.

Alguns trabalhos em que foi empregado o modelo de Schumacher e Hall (1933) são o de Abreu et al. (2002), Conceição (2004), Dias (2005), Demolinari (2006), Silva et al. (2009), Oliveira et al. (2009a), Nascimento (2010), Salles (2010) e Azevedo et al. (2011).

5.3. Determinação da capacidade produtiva

Na Tabela 11 estão apresentadas as estimativas dos parâmetros dos modelos testados para estimar altura dominante, assim como as estatísticas de avaliação. Os resultados nesta tabela se referem aos dados das parcelas do inventário contínuo de 2007 a 2010.

Tabela 11. Coeficientes e estatísticas de avaliação para os modelos testados para estimar altura dominante em função da idade

Nº. Modelo	Modelo	Coeficientes				R^2 ajust	S_{yx} %
		β_0	β_1	β_2	β_3		
(13)	$h_{dom} = \beta_0 e^{\left(\frac{\beta_1}{I}\right)}$	3,53865	-23,48538	-	-	0,6081	17,57
(14)	$h_{dom} = \beta_0 \left[1 - e^{(-\beta_1 I)}\right]^{\beta_2}$	36,73444	0,01689	0,92605	-	0,6222	17,25
(15)	$h_{dom} = \beta_0 \left[1 + \beta_1 I^{\beta_2}\right]^{\beta_3}$	0,86294	37,80761	2,96141	0,21154	0,6187	17,33
(16)	$h_{dom} = \beta_0 - \beta_1 \beta_2^I$	35,95643	35,15827	0,98190	-	0,6222	17,25

Percebe-se que as estatísticas possuem valores aproximados, com o coeficiente de determinação variando de 0,6081 a 0,6222, e, o erro padrão da estimativa, de 17,25 a 17,57%. Estes resultados podem ser devidos à grande quantidade de dados, envolvendo áreas de alta a baixa produtividade. Além disso, as medições do inventário florestal contínuo não ocorreram

em intervalos regulares e nem todos os sítios foram contemplados adequadamente em todas as idades, afetando tais estatísticas.

Os gráficos de resíduos referentes a estes ajustes estão na Figura 7. Verifica-se uma maior superestimação nos valores de altura dominante nas idades de 24 e 36 meses, para todos os modelos. A variação está em grande parte dentro do intervalo de $\pm 50\%$. Por ser de uso mais comum na área florestal, além de ter sido ligeiramente o de melhor precisão (menor $S_{yx}\%$) e por ser um modelo biológico, o modelo (14) foi considerado como o mais adequado para ser utilizado.

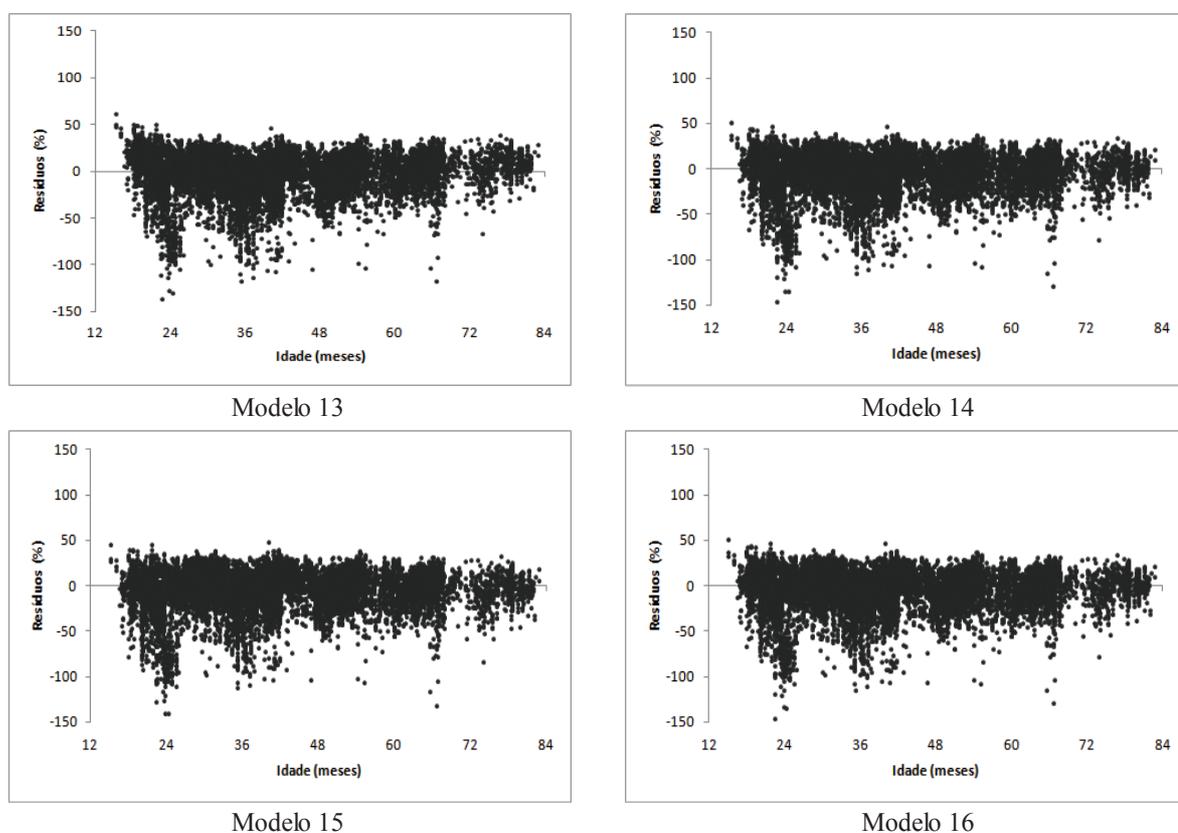


Figura 7. Distribuição de resíduos das funções $h_{dom} = f(I)$.

Buscando aumentar a precisão das estimativas, os mesmos modelos empregados para estimativa da altura dominante em função da idade foram ajustados por classe de precipitação. A precipitação aqui abordada é baseada nas isoietas do Estado da Bahia (CPRM, 2006), como relatado na metodologia.

Portanto, o agrupamento das classes de precipitação que retornou os melhores resultados das estatísticas de avaliação (R^2_{ajust} e $S_{yx}\%$) para o modelo de Schumacher (modelo

13) foi a combinação utilizada. Foram consideradas quatro classes, dispostas na Tabela 12.

Tabela 12. Intervalo em mm e número de parcelas nas classes de precipitação consideradas

Classe de Precipitação (PPT)	Precipitação (mm)	Nº. Parcelas
01	1.300 - 1.700	4.550
02	1.200	2.037
03	1.000 - 1.100	3.360
04	700 - 900	4.464

O número de parcelas em cada classe de precipitação está na Figura 8. Na classe 01, o número de parcelas inseridas nas áreas de 1.500 e 1.700 mm é muito pequeno, sendo 96 e 17 parcelas, respectivamente; nas classes 02 e 03 o número de parcelas não difere muito entre as diferentes regiões; já na classe 04, o maior número de parcelas se concentra nas áreas de 900 mm.

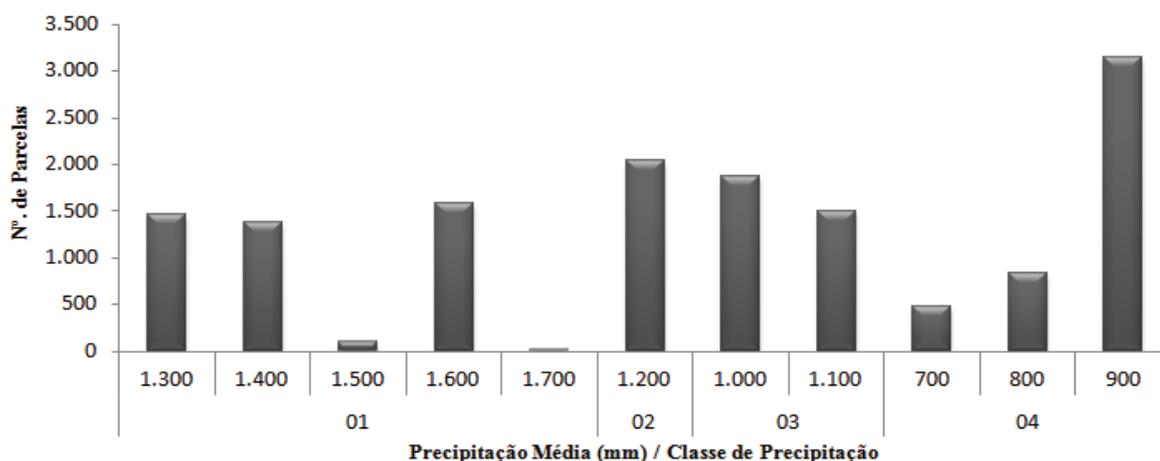


Figura 8. Número de parcelas por precipitação média (mm) e por classe de precipitação.

Com isso, os modelos foram ajustados a cada uma destas classes de precipitação (PPT). Os resultados destes ajustes, assim como as estatísticas de avaliação, estão apresentados na Tabela 13. De acordo com esta tabela, os valores de coeficiente de determinação oscilaram de 0,5930 a 0,7329, sendo os menores valores atribuídos à classe de PPT 04 (700 a 900 mm). Já o erro padrão da estimativa variou de 11,58 a 15,63%, sendo os erros mais altos encontrados na classe de PPT 01 (1.300 a 1.700 mm).

Os resultados estatísticos para as classes 01 e 04 apresentam-se inferiores às demais, o que pode ser explicado pelo fato de englobarem maior número de regiões com média de precipitação diferente. Além disso, há grande variação no número de parcelas nestas classes, o que também pode influenciar nas estatísticas.

Tabela 13. Coeficientes e estatísticas de avaliação para os modelos testados para estimar altura dominante, por classe de precipitação

Nº. Modelo	Modelo	Classe de PPT	Coeficientes				R ² ajust	S _{yx} %
			β_0	β_1	β_2	β_3		
(13)	$h_{dom} = \beta_0 e^{\left(\frac{\beta_1}{I}\right)}$	01	3,60569	-21,89021	-	-	0,6772	15,38
		02	3,55715	-20,94562	-	-	0,7239	11,69
		03	3,52704	-22,94263	-	-	0,7291	11,92
		04	3,39171	-23,71249	-	-	0,6039	15,16
(14)	$h_{dom} = \beta_0 \left[1 - e^{(-\beta_1 I)}\right]^{\beta_2}$	01	31,70345	0,03208	1,21932	-	0,6816	15,27
		02	32,58542	0,02440	0,96603	-	0,7290	11,58
		03	28,91289	0,03137	1,22975	-	0,7329	11,83
		04	23,24311	0,03889	1,42571	-	0,6056	15,13
(15)	$h_{dom} = \beta_0 \left[1 + \beta_1 I^{\beta_2}\right]^{\beta_3}$	01	1,12520	39,07939	2,54557	0,22307	0,6663	15,63
		02	1,29242	39,91733	2,62145	0,20616	0,7181	11,81
		03	1,02140	39,64033	2,60868	0,21858	0,7173	12,17
		04	0,80551	39,40802	2,96232	0,20547	0,5930	15,37
(16)	$h_{dom} = \beta_0 - \beta_1 \beta_2^I$	01	32,15147	34,95537	0,97108	-	0,6817	15,27
		02	32,16165	32,11275	0,97467	-	0,7289	11,58
		03	29,43591	31,98163	0,97208	-	0,7328	11,84
		04	23,37731	28,37771	0,96483	-	0,6049	15,14

A seguir são apresentados os gráficos de distribuição de resíduos para cada classe de precipitação. Para a classe 01 (Figura 9), percebe-se um padrão semelhante dos resíduos nos quatros modelos considerados. Em todos eles, ocorre superestimação nos valores de altura dominante, principalmente nas idades de 20, 40, 56 e 68 meses.

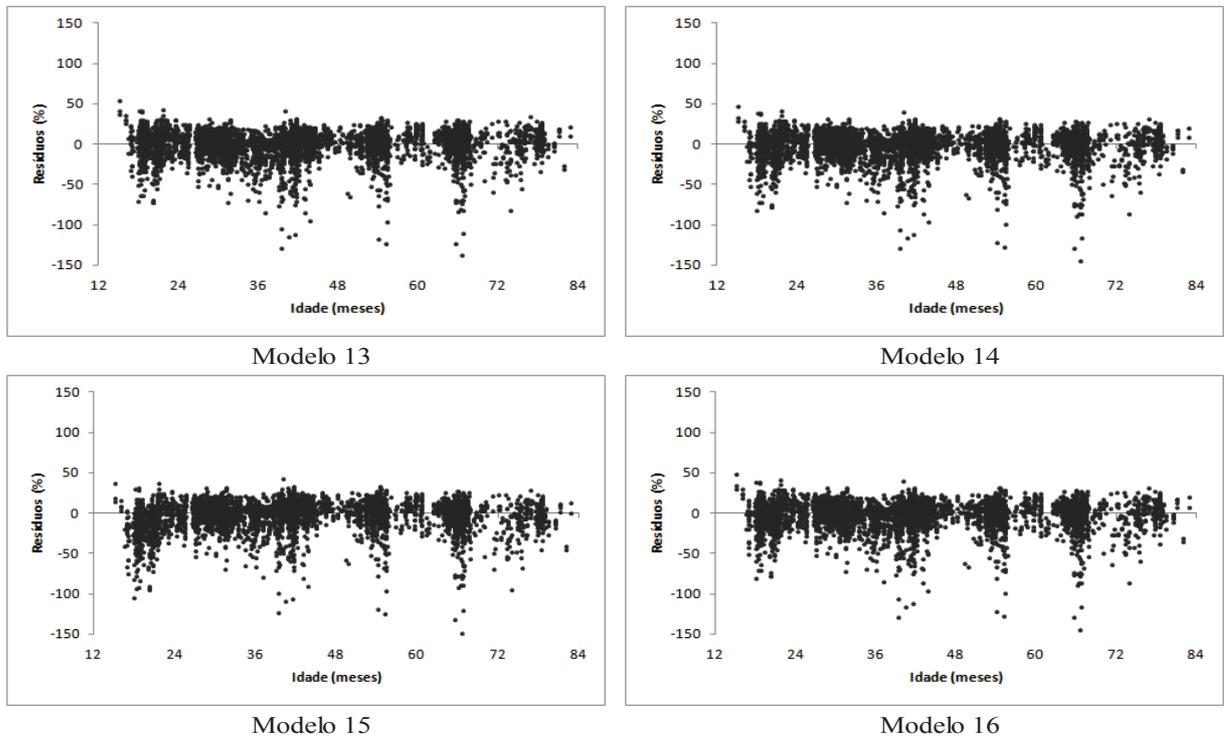


Figura 9 Distribuição de resíduos das funções $h_{dom} = f(I)$ ajustadas para a classe de precipitação 01.

Na Figura 10, observam-se os gráficos de resíduos para a classe de precipitação 02. A variação para todos os modelos está em torno de $\pm 30\%$. Percebe-se que em algumas idades, como próximo aos 72 meses, não constam dados de medição. Isto pode ser explicado já que a idade técnica de rotação adotada pela empresa é de 60 meses e, acima desta idade, o número de áreas mantidas é reduzido. Isso demonstra, ainda, a possibilidade de as medições não terem ocorrido na mesma época, sendo antecipadas ou postergadas.

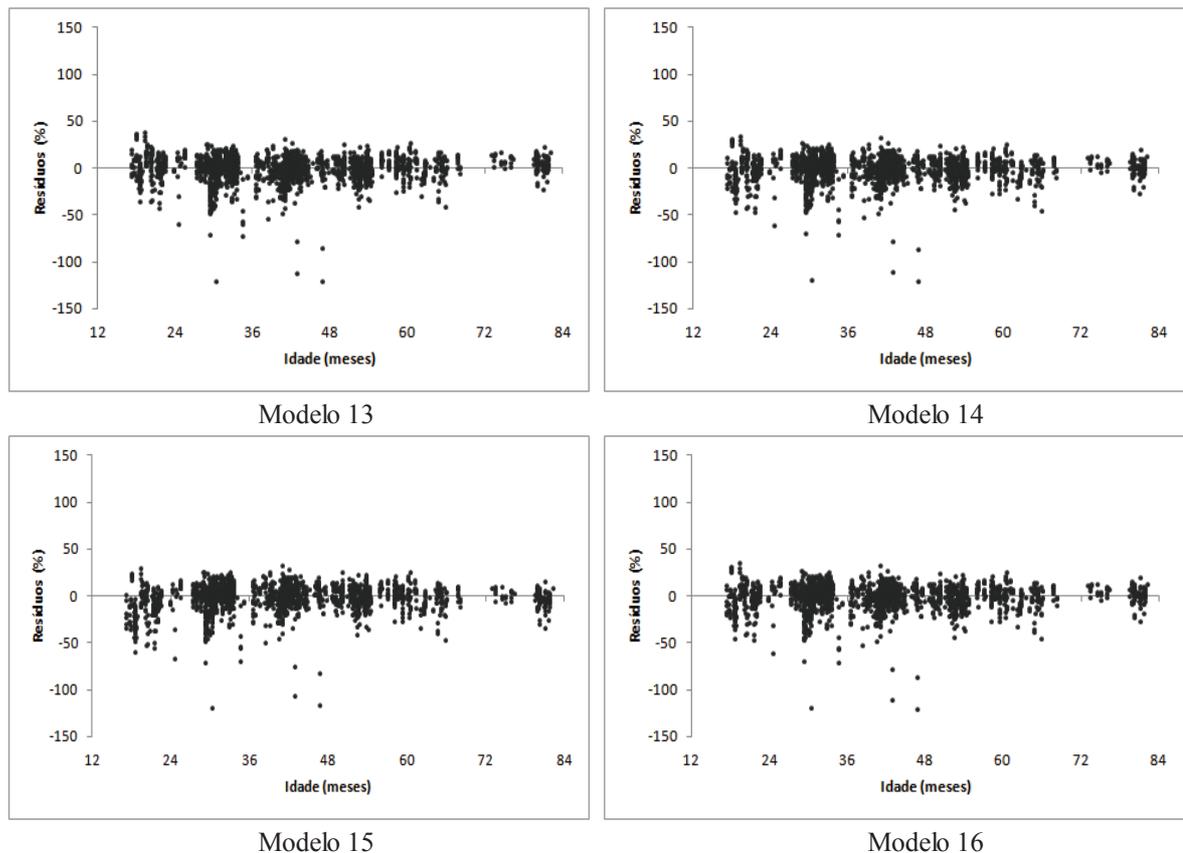


Figura 10. Distribuição de resíduos das funções $h_{dom} = f(I)$ ajustadas para a classe de precipitação 02.

Na classe 03, ocorre uma tendência de superestimação dos valores de altura dominante, especialmente nas idades de 30 a 54 meses (Figura 11). Em geral, a variação dos resíduos ficou em torno de $\pm 30\%$, para todos os modelos.

Finalmente, para a classe de precipitação 04 (Figura 12), para todos os modelos existe baixa precisão das estimativas nas idades de 24 e 36 meses, com uma tendência de superestimação nos valores de altura dominante.

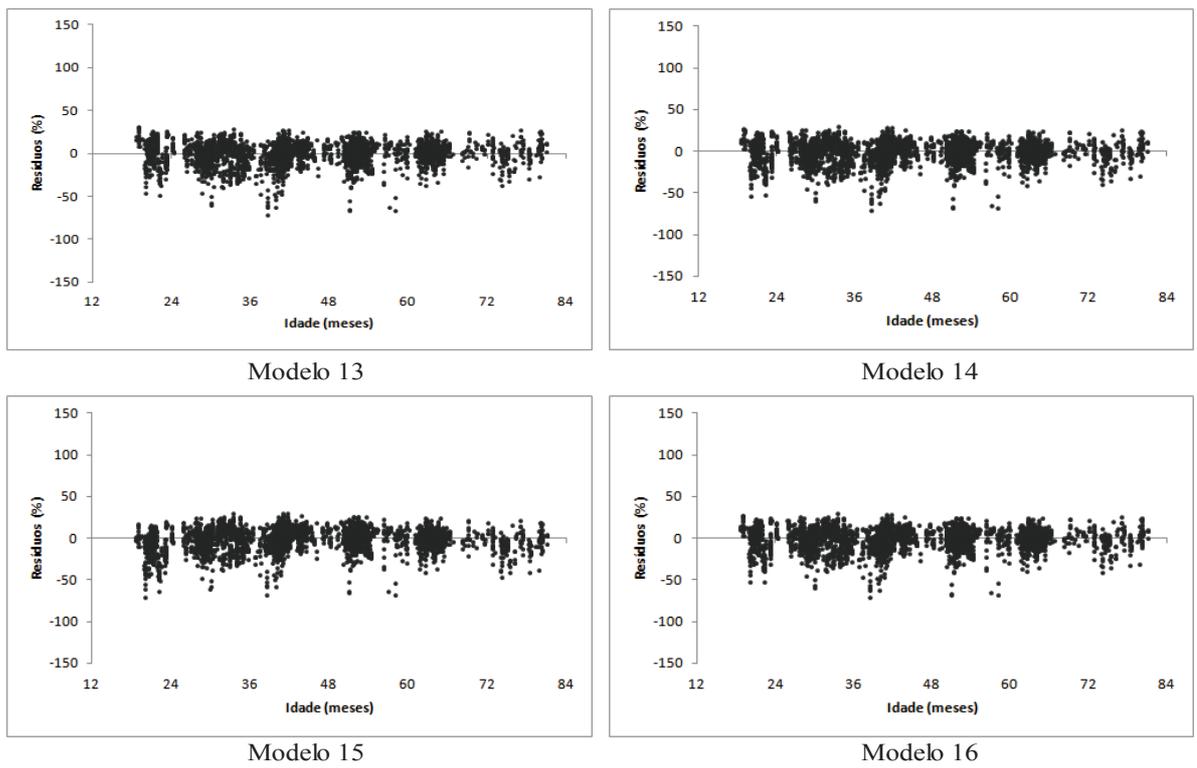


Figura 11. Distribuição de resíduos das funções $h_{dom} = f(I)$ ajustadas para a classe de precipitação 03.

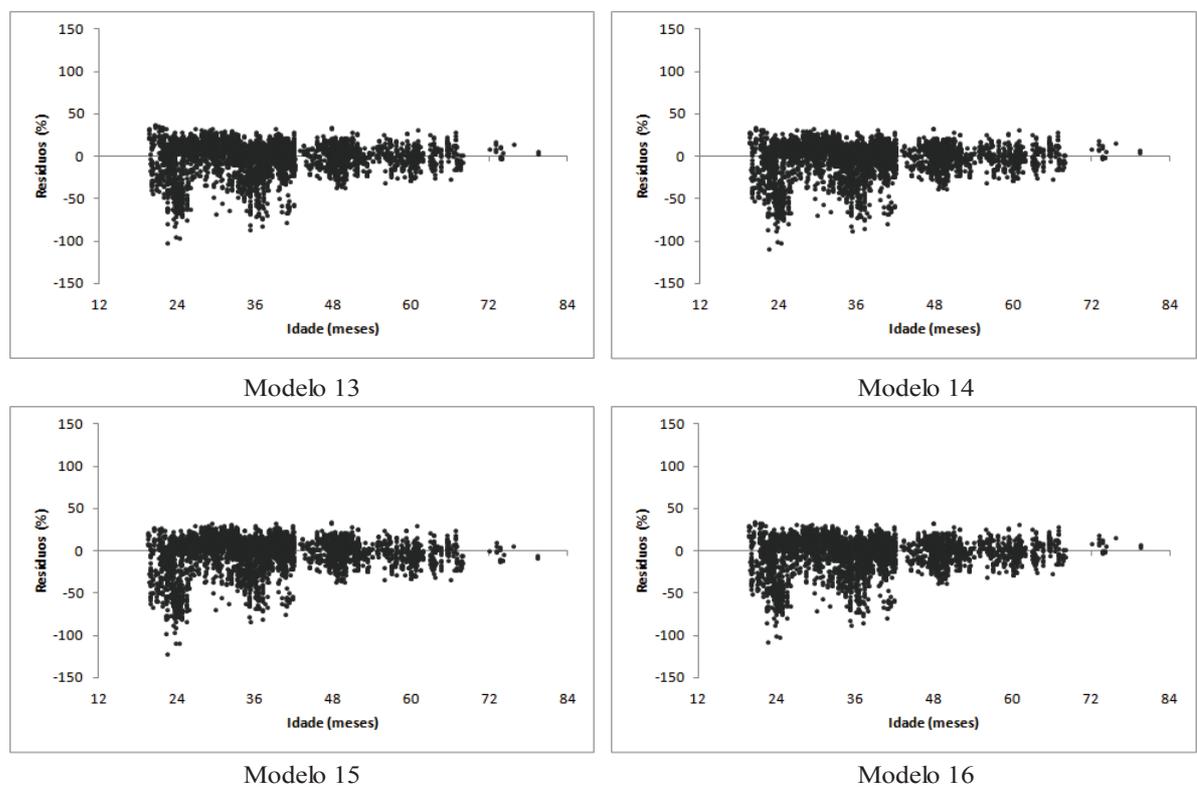


Figura 12. Distribuição de resíduos das funções $h_{dom} = f(I)$ ajustadas para a classe de precipitação 04.

Conforme apresentado nas Figuras 9 a 12, a distribuição dos resíduos para os modelos considerados, em cada classe de precipitação, apresentou um mesmo padrão de variação. Devido a isso, a escolha do modelo mais adequado para estimar altura dominante em função da idade foi baseada nas estatísticas de avaliação (Tabela 13). Com isso, nas classes 02 a 04, o modelo que apresentou os melhores resultados estatísticos foi o modelo (14) (Chapman-Richards); já para a primeira classe, embora o modelo (16) tenha um R^2_{ajust} ligeiramente superior ao do modelo (14), os mesmos apresentaram iguais erros ($S_{yx}\%$) e, assim, o modelo (14) foi também o selecionado para esta classe.

Em geral, os resultados estatísticos obtidos com a estratificação a partir das classes de precipitação foram superiores àqueles sem estratificação. No entanto, tais estatísticas não garantem esta superioridade ou que haverá diferença significativa nas estimativas de produção.

5.4. Validação das classes de precipitação

Em estudos de modelagem do crescimento e da produção é importante a definição das áreas homogêneas (sítios) em uma floresta ou povoamento florestal, a partir de uma ou mais variáveis, dependendo do objetivo do trabalho. Tão importante como identificar, é também tarefa essencial validar estes sítios, já que sua simples definição não garante aumento na precisão das estimativas como pode proporcionar aumento de tempo no processamento dos dados e, possivelmente, nos custos.

Desta forma, as estimativas de altura dominante geradas pelos modelos selecionados em cada uma das classes de precipitação foram comparadas pelo teste proposto por Dette e Neumeyer (2001), em que: $H_0 = h_{dom1}(I) = h_{dom2}(I) = h_{dom3}(I) = h_{dom4}(I)$.

A estatística (T_N) do teste foi avaliada observando-se sua probabilidade de ser ou não significativa, a partir do *p-valor*. O número de reamostragens utilizado foi de 800. Utilizou-se o pacote fANCOVA (WANG, 2010) do software R (R DEVELOPMENT CORE TEAM, 2011), versão 2.13.1, para obter as estatísticas (T_N) na comparação das curvas de regressão para as diferentes classes de precipitação, dispostas na Figura 13.

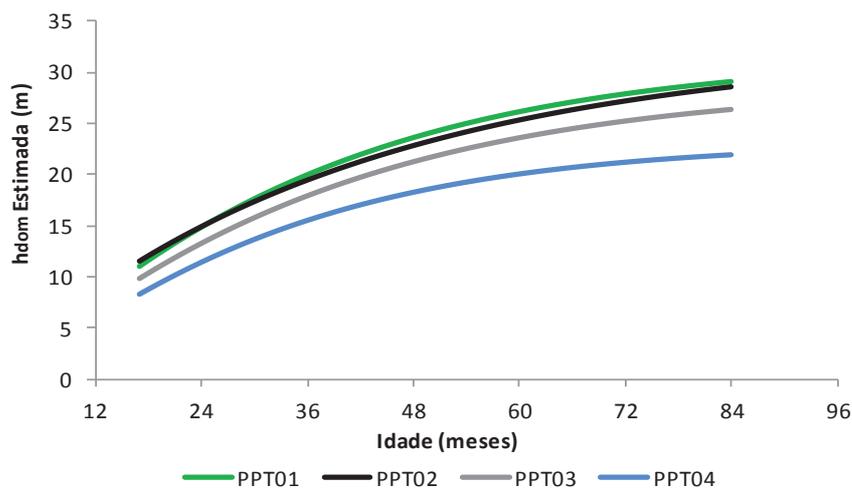


Figura 13. Crescimento médio em altura dominante para as quatro classes de precipitação – PPT01, PPT02, PPT03 e PPT04: classe de precipitação 01, 02, 03 e 04, respectivamente.

Na Tabela 14 constam os resultados da aplicação da estatística (T_N) para comparação das estimativas de altura dominante nas quatro classes de precipitação. Ao se comparar apenas os quatro grupos (situação A), o teste indicou que ao menos uma das quatro curvas de regressão difere das demais, tornando-se necessário verificar as curvas duas a duas (situações de B a G).

Tabela 14. Resultado do teste estatístico de Dette e Neumeyer (2001) (T_N) e respectivos *p-valores* nas diferentes situações

Situação	Classes Comparadas	T	p-valor
A	01,02,03 e 04	2,8080	$p < 0,001$
B	01 e 02	0,0779	$p < 0,001$
C	01 e 03	0,9702	$p < 0,001$
D	01 e 04	3,5520	$p < 0,001$
E	02 e 03	0,4748	$p < 0,001$
F	02 e 04	2,5360	$p < 0,001$
G	03 e 04	1,1390	$p < 0,001$

Quanto maior o valor de T_N , menos similares são as curvas de regressão; ao contrário, quanto menor a estatística, maior a probabilidade das estimativas serem iguais, estatisticamente. Assim, percebe-se que as diferenças entre as classes 01 e 04, 02 e 04, e 03 e 04 apresentam as maiores diferenças.

Já a diferença entre as classes 01 e 03, 02 e 03, e 01 e 02 são menores, principalmente esta última, já que o teste foi de 0,0779, comprovando o que se nota graficamente (Figura 13).

No entanto, observando-se os valores do *p-valor* para cada situação e, considerando o nível de significância adotado de 5%, há evidência estatística para rejeitar a hipótese de nulidade, ou seja, estatisticamente não se observa igualdade das curvas de regressão comparadas.

As curvas de índice de sítio foram construídas da maneira tradicional (sem estratificação) e em cada classe de precipitação. Para isso, foi utilizado o modelo guia referente ao modelo biológico de Chapman-Richards (modelo 14) considerando-se uma idade-índice de 60 meses. Ainda, como as curvas de índice de sítio tem pouca aplicação prática, possuindo mais caráter ilustrativo, foi elaborada a tabela de limites de altura dominante, tanto para os dados sem quanto para os dados com estratificação pelas classes de precipitação.

Para obter as estimativas dos parâmetros dos modelos de altura dominante, foram utilizados 14.411 pares de dados de altura dominante e idade. No entanto, a área foco da modelagem do crescimento e da produção não abrange todas estas parcelas, já que nem todas têm remedições ou seu número era insuficiente. Assim, os valores observados de altura dominante contidos nas Figuras 14 e 15 correspondem somente àquelas parcelas inseridas na área em que foi realizada a modelagem.

Na Figura 14, têm-se as curvas construídas para a área, considerando-se os dados sem estratificação. Foram considerados nove sítios, com amplitude de 2,5 m, com o feixe de curvas abrangendo, praticamente, toda a variação dos dados observados. Foram consideradas três classes de sítio, onde cada abrangeu três curvas, em que os respectivos centros de cada classe são 32,5, 25,0 e 17,5 m, para a classe I, II e III, respectivamente. Conforme mencionado anteriormente, em determinadas idades, nem todos os sítios foram amostrados como, por exemplo, sítios menos produtivos nas idades de 32 e 64 meses, ou mesmo sítios mais produtivos nas idades de 40 e 48 meses.

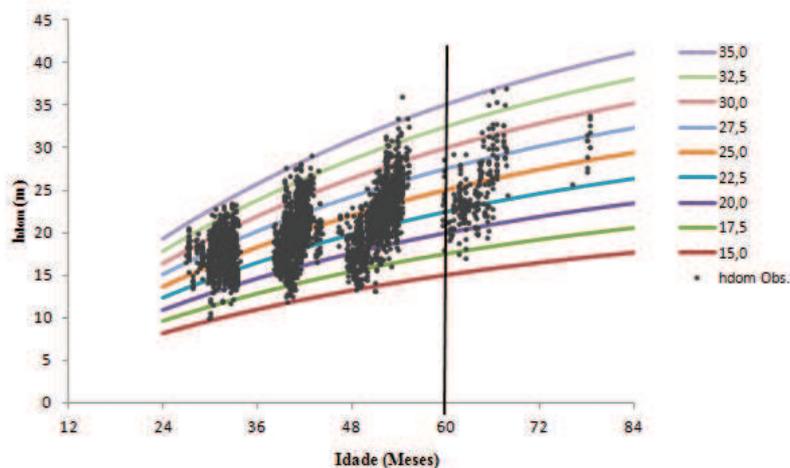


Figura 14. Curvas de índice de sítio para povoamentos clonais de eucalipto, com idade-índice de 60 meses, construídas pelo método da curva-guia, para os dados sem estratificação em classes de precipitação.

Para a obtenção da amplitude de variação da altura dominante na idade-índice, os dados foram agrupados em classes de idade, sendo que a primeira classe englobou os dados nas idades de 18 a 29,9 meses, a segunda de 30 a 41,9 meses, e assim sucessivamente.

Na Tabela 15 constam os limites de altura dominante para as curvas obtidas sem estratificação. Os limites estão dispostos em relação às classes de sítios I, II e III sendo, respectivamente, alta, média e baixa produtividade.

Tabela 15. Limites de altura dominante aos dados sem estratificação, para as classes de sítios I, II e III

Idade (meses)	Sítio I			Sítio II			Sítio III		
	31,3	33,8	36,3	23,8	26,3	28,8	16,3	18,8	21,3
24	16,57 - 17,84	17,94 - 19,21	19,31 - 20,58	12,45 - 13,72	13,82 - 15,09	15,19 - 16,47	8,23 - 9,61	9,71 - 10,98	11,08 - 12,35
27	18,07 - 19,46	19,56 - 20,96	21,06 - 22,46	13,58 - 14,97	15,07 - 16,47	16,57 - 17,97	8,98 - 10,48	10,58 - 11,98	12,08 - 13,48
30	19,49 - 21,00	21,10 - 22,62	22,72 - 24,23	14,64 - 16,15	16,25 - 17,77	17,87 - 19,39	9,69 - 11,31	11,41 - 12,92	13,02 - 14,54
33	20,83 - 22,45	22,55 - 24,18	24,28 - 25,91	15,64 - 17,27	17,37 - 19,00	19,10 - 20,73	10,36 - 12,09	12,19 - 13,82	13,92 - 15,54
36	22,09 - 23,83	23,93 - 25,66	25,76 - 27,49	16,60 - 18,33	18,43 - 20,16	20,26 - 21,99	11,00 - 12,83	12,93 - 14,66	14,76 - 16,50
39	23,29 - 25,13	25,23 - 27,06	27,16 - 28,99	17,50 - 19,33	19,43 - 21,26	21,36 - 23,19	11,60 - 13,53	13,63 - 15,46	15,56 - 17,40
42	24,43 - 26,36	26,46 - 28,39	28,49 - 30,41	18,35 - 20,28	20,38 - 22,30	22,40 - 24,33	12,17 - 14,19	14,29 - 16,22	16,32 - 18,25
45	25,51 - 27,52	27,62 - 29,64	29,74 - 31,76	19,15 - 21,17	21,27 - 23,29	23,39 - 25,41	12,70 - 14,82	14,92 - 16,94	17,04 - 19,05
48	26,53 - 28,63	28,73 - 30,83	30,93 - 33,03	19,92 - 22,02	22,12 - 24,22	24,32 - 26,43	13,21 - 15,42	15,52 - 17,62	17,72 - 19,82
51	27,49 - 29,67	29,77 - 31,96	32,06 - 34,24	20,64 - 22,83	22,93 - 25,11	25,21 - 27,39	13,70 - 15,98	16,08 - 18,26	18,36 - 20,54
54	28,41 - 30,67	30,77 - 33,03	33,13 - 35,38	21,33 - 23,59	23,69 - 25,95	26,05 - 28,31	14,15 - 16,51	16,61 - 18,87	18,97 - 21,23
57	29,28 - 31,61	31,71 - 34,04	34,14 - 36,47	21,98 - 24,31	24,41 - 26,75	26,85 - 29,18	14,59 - 17,02	17,12 - 19,45	19,55 - 21,88
60	30,10 - 32,50	32,60 - 35,00	35,10 - 37,50	22,60 - 25,00	25,10 - 27,50	27,60 - 30,00	15,00 - 17,50	17,60 - 20,00	20,10 - 22,50
63	30,88 - 33,35	33,45 - 35,91	36,01 - 38,48	23,19 - 25,65	25,75 - 28,22	28,32 - 30,78	15,39 - 17,96	18,06 - 20,52	20,62 - 23,09
66	31,62 - 34,15	34,25 - 36,78	36,88 - 39,40	23,74 - 26,27	26,37 - 28,90	29,00 - 31,52	15,76 - 18,39	18,49 - 21,01	21,11 - 23,64
69	32,33 - 34,91	35,01 - 37,60	37,70 - 40,28	24,27 - 26,85	26,95 - 29,54	29,64 - 32,23	16,11 - 18,80	18,90 - 21,48	21,58 - 24,17
72	32,99 - 35,63	35,73 - 38,38	38,48 - 41,12	24,77 - 27,41	27,51 - 30,15	30,25 - 32,89	16,45 - 19,19	19,29 - 21,93	22,03 - 24,67
75	33,63 - 36,32	36,42 - 39,11	39,21 - 41,91	25,24 - 27,94	28,04 - 30,73	30,83 - 33,53	16,76 - 19,56	19,66 - 22,35	22,45 - 25,14
78	34,23 - 36,97	37,07 - 39,82	39,92 - 42,66	25,70 - 28,44	28,54 - 31,28	31,38 - 34,13	17,06 - 19,91	20,01 - 22,75	22,85 - 25,60
81	34,80 - 37,59	37,69 - 40,48	40,58 - 43,37	26,12 - 28,92	29,02 - 31,81	31,91 - 34,70	17,35 - 20,24	20,34 - 23,13	23,23 - 26,02
84	35,34 - 38,18	38,28 - 41,11	41,21 - 44,05	26,53 - 29,37	29,47 - 32,30	32,40 - 35,24	17,62 - 20,56	20,66 - 23,49	23,59 - 26,43

As curvas geradas para os dados agrupados por classe de precipitação estão apresentadas na Figura 15. Em todas as classes, o modelo de Chapman-Richards ajustou-se bem aos dados, abrangendo a maioria destes. Três classes de sítio foram definidas em cada classe de precipitação, com amplitude de 4 m na classe 01, 3 m nas classes 02 e 03, e de 2,5 m para a classe 04. Em cada feixe de curvas, as classes de sítio definidas envolveram duas curvas, sendo o centro de cada classe a média aritmética das respectivas curvas de sítios.

Um detalhe importante é a ausência de dados na idade-índice de 60 meses nas classes de PPT 01 e 02, devido aos motivos já mencionados. Então, para se obter a variação de altura dominante na idade de 60 meses, considerou-se os dados de 54 a 65,9 meses.

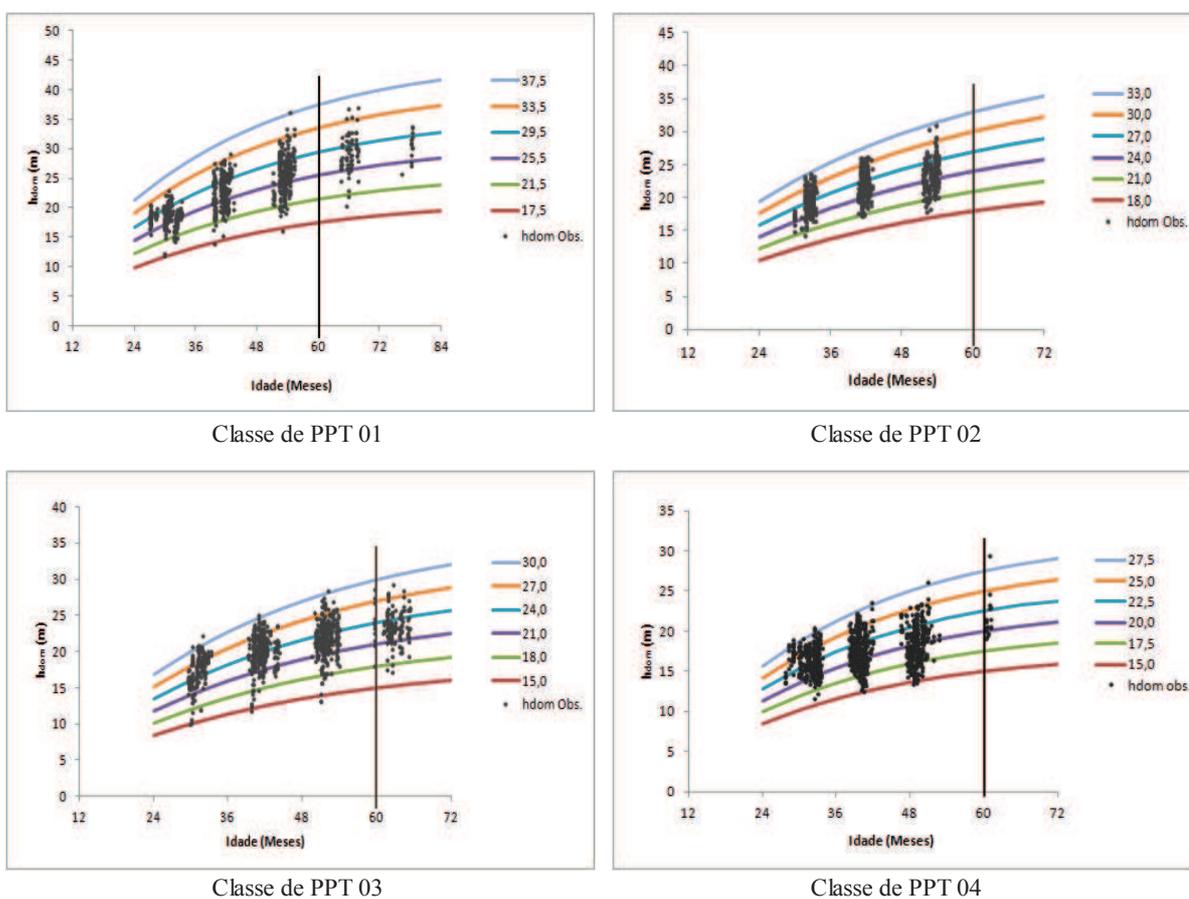


Figura 15. Curvas de índice de sítio por classe de precipitação, para povoamentos clonais de eucalipto, com idade-índice de 60 meses, construídas pelo método da curva-guia.

Os limites de altura dominante para as curvas da Figura 15 estão apresentados na Tabela 16. Em cada classe de precipitação foram considerados três sítios, I, II e III, referentes às áreas de alta, média e baixa produtividade, respectivamente.

Tabela 16. Tabela de limites de altura dominante para os sítios I, II e III, em cada classe de precipitação (PPT)

Classe de PPT	Idade (meses)	Classes de Sítio					
		Sítio I		Sítio II		Sítio III	
		33,5	39,5	27,5	31,5	19,5	23,5
01	24	19,1 - 21,3	21,4 - 23,6	14,6 - 16,8	16,9 - 19,0	9,9 - 12,2	12,3 - 14,5
	30	22,7 - 25,3	25,4 - 28,0	17,3 - 19,9	20,0 - 22,6	11,8 - 14,5	14,6 - 17,2
	36	25,7 - 28,7	28,8 - 31,7	19,6 - 22,5	22,6 - 25,6	13,4 - 16,4	16,5 - 19,5
	42	28,2 - 31,5	31,6 - 34,8	21,5 - 24,8	24,9 - 28,1	14,7 - 18,1	18,2 - 21,4
	48	30,4 - 33,9	34,0 - 37,5	23,1 - 26,6	26,7 - 30,3	15,8 - 19,4	19,5 - 23,0
	54	32,1 - 35,8	35,9 - 39,7	24,5 - 28,2	28,3 - 32,0	16,7 - 20,6	20,7 - 24,4
	60	33,6 - 37,5	37,6 - 41,5	25,6 - 29,5	29,6 - 33,5	17,5 - 21,5	21,6 - 25,5
	66	34,8 - 38,9	39,0 - 43,0	26,5 - 30,6	30,7 - 34,7	18,1 - 22,3	22,4 - 26,4
	72	35,8 - 40,0	40,1 - 44,3	27,3 - 31,5	31,6 - 35,7	18,7 - 22,9	23,0 - 27,2
	78	36,7 - 41,0	41,1 - 45,3	27,9 - 32,2	32,3 - 36,6	19,1 - 23,5	23,6 - 27,8
84	37,4 - 41,7	41,8 - 46,2	28,5 - 32,8	32,9 - 37,3	19,5 - 23,9	24,0 - 28,4	
02	24	17,7 - 19,4	19,5 - 21,1	14,2 - 15,9	16,0 - 17,6	10,6 - 12,3	12,4 - 14,1
	30	20,6 - 22,6	22,7 - 24,6	16,5 - 18,5	18,6 - 20,5	12,3 - 14,4	14,5 - 16,4
	36	23,1 - 25,3	25,4 - 27,6	18,5 - 20,7	20,8 - 23,0	13,8 - 16,1	16,2 - 18,4
	42	25,3 - 27,7	27,8 - 30,2	20,2 - 22,7	22,8 - 25,2	15,1 - 17,6	17,7 - 20,1
	48	27,1 - 29,7	29,8 - 32,4	21,7 - 24,3	24,4 - 27,0	16,2 - 18,9	19,0 - 21,6
	54	28,7 - 31,5	31,6 - 34,3	23,0 - 25,8	25,9 - 28,6	17,2 - 20,0	20,1 - 22,9
	60	30,1 - 33,0	33,1 - 36,0	24,1 - 27,0	27,1 - 30,0	18,0 - 21,0	21,1 - 24,0
	66	31,3 - 34,3	34,4 - 37,4	25,0 - 28,1	28,2 - 31,2	18,7 - 21,8	21,9 - 24,9
	72	32,3 - 35,4	35,5 - 38,7	25,9 - 29,0	29,1 - 32,2	19,3 - 22,5	22,6 - 25,8
	78	33,2 - 36,4	36,5 - 39,7	26,6 - 29,8	29,9 - 33,1	19,9 - 23,2	23,3 - 26,5
84	34,0 - 37,2	37,3 - 40,6	27,2 - 30,5	30,6 - 33,9	20,3 - 23,7	23,8 - 27,1	
03	24	15,2 - 16,8	16,9 - 18,5	11,9 - 13,4	13,5 - 15,1	8,4 - 10,1	10,2 - 11,8
	30	18,1 - 20,0	20,1 - 22,0	14,1 - 16,0	16,1 - 18,0	10,0 - 12,0	12,1 - 14,0
	36	20,6 - 22,7	22,8 - 25,0	16,0 - 18,2	18,3 - 20,5	11,4 - 13,6	13,7 - 15,9
	42	22,6 - 25,1	25,2 - 27,6	17,6 - 20,0	20,1 - 22,5	12,5 - 15,0	15,1 - 17,5
	48	24,4 - 27,0	27,1 - 29,7	19,0 - 21,6	21,7 - 24,3	13,5 - 16,2	16,3 - 18,9
	54	25,9 - 28,6	28,7 - 31,5	20,1 - 22,9	23,0 - 25,8	14,3 - 17,2	17,3 - 20,0
	60	27,1 - 30,0	30,1 - 33,0	21,1 - 24,0	24,1 - 27,0	15,0 - 18,0	18,1 - 21,0
	66	28,1 - 31,1	31,2 - 34,3	21,9 - 24,9	25,0 - 28,0	15,6 - 18,7	18,8 - 21,8
	72	29,0 - 32,1	32,2 - 35,3	22,6 - 25,7	25,8 - 28,9	16,0 - 19,3	19,4 - 22,5
	78	29,7 - 32,9	33,0 - 36,2	23,1 - 26,3	26,4 - 29,6	16,4 - 19,7	19,8 - 23,0
84	30,3 - 33,5	33,6 - 36,9	23,6 - 26,8	26,9 - 30,2	16,8 - 20,1	20,2 - 23,5	
04	24	14,3 - 15,6	15,7 - 17,0	11,4 - 12,8	12,9 - 14,2	8,5 - 9,9	10,0 - 11,3
	30	17,1 - 18,7	18,8 - 20,4	13,7 - 15,3	15,4 - 17,0	10,2 - 11,9	12,0 - 13,6
	36	19,4 - 21,2	21,3 - 23,2	15,5 - 17,4	17,5 - 19,3	11,6 - 13,5	13,6 - 15,4
	42	21,3 - 23,3	23,4 - 25,5	17,1 - 19,1	19,2 - 21,2	12,7 - 14,8	14,9 - 17,0
	48	22,9 - 25,0	25,1 - 27,3	18,3 - 20,5	20,6 - 22,8	13,7 - 15,9	16,0 - 18,2
	54	24,1 - 26,4	26,5 - 28,8	19,3 - 21,6	21,7 - 24,0	14,4 - 16,8	16,9 - 19,2
	60	25,1 - 27,5	27,6 - 30,0	20,1 - 22,5	22,6 - 25,0	15,0 - 17,5	17,6 - 20,0
	66	25,9 - 28,4	28,5 - 31,0	20,7 - 23,2	23,3 - 25,8	15,5 - 18,1	18,2 - 20,6
	72	26,5 - 29,1	29,2 - 31,7	21,3 - 23,8	23,9 - 26,4	15,9 - 18,5	18,6 - 21,2
	78	27,0 - 29,6	29,7 - 32,3	21,7 - 24,3	24,4 - 26,9	16,2 - 18,9	19,0 - 21,6
84	27,5 - 30,1	30,2 - 32,8	22,0 - 24,6	24,7 - 27,4	16,4 - 19,1	19,2 - 21,9	

5.5. Modelagem do crescimento e da produção

A partir da definição dos sítios, baseado nas classes de sítio e na precipitação média, foi realizada a modelagem do crescimento e produção. O primeiro passo consistiu em obter a área basal inicial, cuja determinação é muito importante, já que a escolha de um valor

inadequado pode causar contradições nos valores estimados de volume, nas tabelas de produção de densidade variável (TPDV), com a capacidade produtiva do local (CAMPOS, ROSAS e LEITE, 1996). Para isso, foram utilizados modelos para estimar esta variável em cada um dos sítios. Ainda, esta variável foi obtida a partir da média aritmética dos valores de área basal nas idades iniciais em cada uma das classes de sítios e em cada classe de precipitação, na situação da estratificação.

Os modelos foram ajustados, sendo que as estimativas dos parâmetros e as estatísticas de avaliação estão apresentadas nas Tabelas 17 e 18. Para ajustar estes modelos, foram utilizadas as informações referentes às parcelas nas idades iniciais, em cada sítio, ou seja, área basal inicial e sítio por parcela. Na Tabela 17 constam os resultados do ajuste para os dados sem estratificação, por sítio. Verifica-se que vários coeficientes – ou todos, em alguns modelos – foram não significativos. Ainda, percebem-se baixos valores de coeficiente de determinação nos três sítios e, para a classe de sítio I, altos valores de erro padrão da estimativa.

Tabela 17. Estimativas dos parâmetros e estatísticas de avaliação para os modelos de área basal inicial para a área sem estratificação, por sítio

Nº. Modelo	Modelo	Classe de Sítio	Coeficientes			R^2 ajust	S_{yx} %
			β_0	β_1	β_2		
(18)	$Gi = \beta_0 + \beta_1 S + \beta_2 S^2$	I	80,459,21	-7,616,20	180,25	0,6964	21,77
		II	8,66845 (ns)	-0,31678 (ns)	0,01673 (ns)	0,2384	7,70
		III	47,33327 (ns)	-2,61915 (ns)	0,04934 (ns)	0,0736	7,57
(19)	$Gi = \beta_0 + \beta_1 S^{-1}$	I	-298,32 (ns)	6472,75 (ns)	-	0,2150	26,13
		II	27,33769	-404,21	-	0,2877	7,44
		III	25,37879	-364,34	-	0,1115	7,42
(20)	$Ln(Gi) = \beta_0 + \beta_1 S^{-1}$	I	-28,65396 (ns)	649,29 (ns)	-	0,4196	29,40
		II	3,73841	-33,13431	-	0,0302	6,88
		III	3,52097	-28,24123	-	0,3508	6,56

Onde: ns = coeficiente não significativo, considerando um nível de 5% de significância.

Já os resultados do ajuste por classe de precipitação e por sítio estão na Tabela 18. Percebe-se que o coeficiente de determinação variou de -0,5223 a 0,8719. Valores negativos foram encontrados em alguns modelos, para a classe de precipitação 02 (sítios I e II) e 04 (sítio II). Conforme Pimentel-Gomes e Garcia (1993), valores negativos de coeficiente de determinação ajustado ocorrem quando se tem $R^2 < p/(n-1)$, sendo p o número de coeficientes do modelo e n o número de observações. Na prática, como afirmam Gujarati e Porter (2011), os valores negativos deveriam ser tomados como zero.

Já o erro padrão da estimativa oscilou de 3,59 a 21,54%, assumindo valores mais altos na classe 04 de precipitação. Verifica-se, a partir do *p-valor*, que vários coeficientes foram não significativos; inclusive, em alguns modelos, todos os coeficientes do modelo foram não significativos, assim como para a área sem estratificação. Em vários casos, a remoção dos coeficientes não significativos tornaria a área basal inicial estimada em função apenas da constante, como é o caso do modelo 20 para a classe de precipitação 02 e sítio II.

Tabela 18. Estimativas dos parâmetros e estatísticas de avaliação para os modelos de área basal inicial, por classe de precipitação e por sítio

Nº. Modelo	Modelo	Classe de PPT	Classe de Sítio	Coeficientes			R^2 ajust	S_{yx} %
				β_0	β_1	β_2		
(18) $Gi = \beta_0 + \beta_1 S + \beta_2 S^2$	01		I	32,03216 (ns)	-2,80843 (ns)	0,07888 (ns)	0,8507	4,57
			II	-21,96272 (ns)	2,11482 (ns)	-0,03131 (ns)	0,1730	7,76
			III	-731,70 (ns)	46,07087 (ns)	-0,71129 (ns)	0,1859	6,65
	02		I	148,771 (ns)	-13,79693 (ns)	0,34146 (ns)	-0,5223	11,33
			II	32,76301 (ns)	-1,71317 (ns)	0,03776 (ns)	-0,0948	3,71
			III	310,358 (ns)	-19,44351 (ns)	0,3168 (ns)	0,0389	12,71
	03		I	-6,82621 (ns)	0,90102 (ns)	-0,00513 (ns)	0,5169	15,13
			II	-10,08511 (ns)	1,41924 (ns)	-0,02327 (ns)	0,0810	11,08
			III	-186,92518 (ns)	13,63681 (ns)	-0,23299 (ns)	0,3605	7,53
	04		I	-283,859 (ns)	32,83119 (ns)	-0,92126 (ns)	0,3871	11,50
			II	-422,085 (ns)	38,89527 (ns)	-0,87488 (ns)	-0,1341	21,54
			III	-107,621 (ns)	8,7224 (ns)	-0,15741 (ns)	0,1653	9,74
(19) $Gi = \beta_0 + \beta_1 S^{-1}$	01		I	14,42322	-130,125 (ns)	-	0,8654	4,34
			II	22,91520	-287,10656	-	0,1966	7,65
			III	47,71773 (ns)	-1078,19 (ns)	-	0,4244	5,59
	02		I	20,12 (ns)	-213,68099 (ns)	-	-0,0447	9,38
			II	16,88034	-83,23821 (ns)	-	-0,0268	3,59
			III	2,20117 (ns)	311,927 (ns)	-	0,0160	12,86
	03		I	19,17218	-205,2851	-	0,5922	13,90
			II	18,24812	-184,4047	-	0,1121	10,89
			III	26,92232	-420,1699	-	0,2742	8,02
	04		I	19,46886	-208,83086	-	0,2389	12,82
			II	13,40244 (ns)	-83,92239 (ns)	-	-0,1048	21,26
			III	25,25557	-330,45901	-	0,1736	9,70
(20) $Ln(Gi) = \beta_0 + \beta_1 S^{-1}$	01		I	2,89573	-16,63635	-	0,8720	4,23
			II	3,36003	-23,11347	-	0,1939	7,66
			III	5,13415	-79,83764 (ns)	-	0,4198	5,62
	02		I	3,28892 (ns)	-20,89284 (ns)	-	-0,0449	9,39
			II	2,84768	-6,04586 (ns)	-	-0,0270	3,59
			III	1,63422 (ns)	26,72228 (ns)	-	0,0140	12,87
	03		I	3,68589	-29,68574	-	0,5961	13,83
			II	3,14330	-18,98117	-	0,1092	10,91
			III	3,81581	-37,55384	-	0,2530	8,13
	04		I	3,84538	-32,28970	-	0,2078	13,08
			II	3,00539 (ns)	-16,79781 (ns)	-	-0,1218	21,42
			III	3,58079	-27,48624	-	0,1675	9,73

Sendo: ns = coeficiente não significativo, considerando um nível de 5% de significância.

De um modo geral, as estimativas de área basal nas idades iniciais foram incoerentes ou mesmo proporcionando estimativas de produção fora do esperado do ponto de vista biológico, tanto para a área sem estratificação quanto para as áreas estratificadas pelas classes

de precipitação. Devido a isso, optou-se por não utilizar a estimativa de área basal gerada pela aplicação destes modelos e, sim, sua média aritmética, em cada uma das classes de sítio e, na ocasião da estratificação, ainda por classe de precipitação. Dias (2000), trabalhando com dados de *E. urophylla* e *E. grandis*, empregou a média da área basal inicial aos 27 meses para ajustar o modelo de Clutter a plantios submetidos a desbaste. Novaes (2009) empregou a média da área basal inicial observada aos 48 meses, para modelar o crescimento e produção de um povoamento de teca, a partir de dados de análise de tronco, empregando-se o modelo de Clutter. Nascimento (2010) utilizou a área basal média aos 5 anos, para a projeção volumétrica de um povoamento de pinus, na região do Planalto Norte de Santa Catarina.

Geralmente, obtém-se a área basal média na idade inicial utilizando-a no sítio médio e, para os demais, utilizando esta média mais ou menos um ou dois desvios padrões, para os sítios mais e menos produtivos, respectivamente ($\bar{G}_i \pm \sigma_{G_i}$ ou $\bar{G}_i \pm 2\sigma_{G_i}$). Na presente pesquisa não foi possível utilizar uma única média e os desvios, pois há idades em que algumas classes de sítio não estão representadas, o que poderia gerar estimativas subestimadas ou superestimadas em determinados sítios. Desta forma, foi obtida uma média de área basal inicial em cada classe de sítio e em cada classe de precipitação, de acordo com a estratificação.

Após a determinação da área basal inicial nas classes consideradas, o próximo passo consistiu em ajustar o modelo de Clutter (1963). Para aplicar este modelo, além da área basal por hectare, foi necessário determinar o volume por hectare para cada parcela e em cada idade. O método empregado para o ajuste do modelo de produção foi o método dos mínimos quadrados em dois estágios. Considerando os dados sem estratificação, os resultados do ajuste estão descritos a seguir. Neste ajuste, todos os coeficientes foram significativos, a partir dos resultados do *p-valor* ($p\text{-valor} < 0,001$).

$$\ln(V_2) = 1,7101 - 27,4651 \left(\frac{1}{I_2} \right) + 0,0383298S_1 + 1,05068 \ln(G_2)$$

$$R^2_{ajust} = 0,9784; Syx\% = 6,43; RQEM = 10,44; MD = -0,09; MDP = 0,16$$

$$\ln(G_2) = \ln(G_1) \left(\frac{I_1}{I_2} \right) + 1,27301 \left(1 - \frac{I_1}{I_2} \right) + 0,724515 \left(1 - \frac{I_1}{I_2} \right) \ln(G_1)$$

$$R^2_{ajust} = 0,9492; Syx\% = 5,86; RQEM = 0,95; MD = -0,10; MDP = 0,06$$

Sendo: *RQEM* = raiz quadrada do erro médio; *MD* = média das diferenças; *MDP* = média das diferenças percentuais.

O coeficiente β_1 foi negativo, o que contribuiu para gerar estimativas consistentes. Outra observação importante foi em relação ao coeficiente α_1 , pois o termo a ele associado $(1 - I_1/I_2)S_1$ foi alterado para $(1 - I_1/I_2)Ln(G_1)$, já que na sua forma original forneceu estimativas de produção incoerentes do ponto de vista biológico. Para a equação de produção, o coeficiente de determinação foi de 0,9784 e o erro padrão da estimativa de 6,43%, e estas mesmas estatísticas para a equação de área basal foram de 0,9492 e 5,86%, respectivamente.

As estatísticas *RQEM*, *MD* e *MDP* foram de 10,44, -0,09 e 0,16, para a equação de volume, e 0,95, -0,10 e 0,06, para a equação de área basal, respectivamente. Os resultados obtidos para estas estatísticas estão coerentes com resultados obtidos por outros autores.

Nogueira (2003) utilizou estas estatísticas para avaliar a diferença entre a produção observada e projetada em povoamentos de clones de eucaliptos. Leite et al. (2006) também fizeram uso destas estatísticas para avaliar a tendenciosidade de estimativas volumétricas, total e por classe diamétrica, para povoamentos desbastados de teca.

Ainda, Araújo Júnior et al. (2010) empregaram as estatísticas de Murphy e Sternitzke (1979) para identificar tendências nas estimativas de produção total e por classe de diâmetro, a dados de povoamentos clonais de eucalipto. Castro (2011) adotou a *RQEM* e *MDA* (média das diferenças absolutas) como critérios para selecionar a melhor metodologia para estimar a probabilidade de mortalidade, altura e de diâmetro das árvores, em um estudo envolvendo a modelagem individual de árvores de eucalipto utilizando redes neurais e autômatos celulares.

Para o ajuste dos dados estratificados pelas classes de precipitação, os coeficientes estimados e as estatísticas de avaliação estão na Tabela 19. Assim como para o ajuste dos dados sem estratificação, o coeficiente β_1 foi negativo em todas as classes de precipitação. Ainda, de forma semelhante, o termo associado ao coeficiente α_1 foi modificado na classe de precipitação 02, pelo mesmo motivo apontado para a área não estratificada.

Para as estimativas de volume, o coeficiente de determinação variou de 0,9364 (classe 02) a 0,9741 (classe 01). O erro padrão da estimativa foi o mesmo para as duas últimas classes (6,73%), com a classe 01 gerando o menor valor (5,75%). Para a equação de área basal, o maior coeficiente de determinação corresponde à classe 01 (0,9497) e, o menor erro padrão da estimativa, para a classe 04 (4,08%).

Tabela 19. Estimativa dos parâmetros do modelo de Clutter e as respectivas estatísticas de avaliação por classe de precipitação

Classe de PPT	Coeficientes						Volume					Área Basal				
	β_0	β_1	β_2	β_3	α_0	α_1	R^2_{ajust}	$S_{yx}\%$	RQEM	MD	MDP	R^2_{ajust}	$S_{yx}\%$	RQEM	MD	MDP
01	1,8805	-24,691	0,032777	1,03009	2,6916	0,0302867	0,9741	5,75	13,60	-0,26	0,16	0,9497	5,10	1,05	-0,02	0,40
02	1,7458	-24,416	0,028604	1,11095	1,2734	0,722715*	0,9364	6,29	9,29	-0,22	0,16	0,8903	4,81	0,76	-0,09	-0,35
03	1,7025	-27,244	0,038681	1,04804	2,7106	0,0175184	0,9422	6,73	8,61	-0,20	0,13	0,9381	4,35	0,71	-0,10	-0,24
04	2,1215	-42,278	0,052872	0,88261	2,153	0,0344064	0,9422	6,73	7,15	0,19	0,19	0,9437	4,08	0,53	-0,03	0,10

Onde: * Variável associada ao coeficiente foi modificada; RQEM = raiz quadrada do erro médio; MD = média das diferenças; MDP = média das diferenças percentuais.

Em relação às estatísticas *RQEM*, *MD* e *MDP*, os resultados foram semelhantes ao que se encontra na literatura e, tanto para a área sem estratificação quanto para a área estratificada por classes de precipitação, os ajustes foram considerados adequados.

Foram construídos os gráficos de resíduos para as estimativas de volume e área basal, para as áreas sem e com estratificação por classes de precipitação. Conforme a Figura 16, a amplitude de variação dos resíduos foi maior para a equação de área basal, nas idades iniciais. Esta mesma equação apresentou pequena tendência de subestimação dos valores de área basal na idade de 90 meses. Porém, as estimativas foram consideradas adequadas.

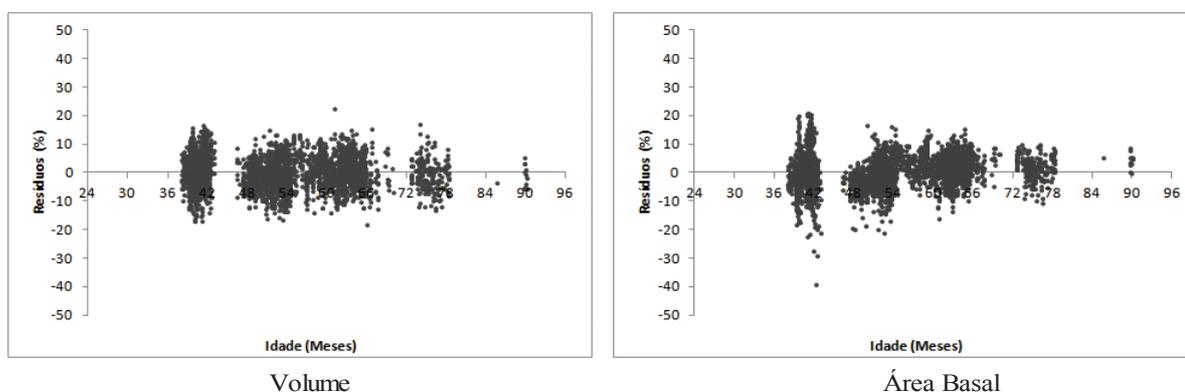


Figura 16. Dispersão dos resíduos para as equações do modelo de Clutter para a área sem estratificação.

Já na Figura 17, tem-se a distribuição dos resíduos para a equação de volume para a área estratificada pelas classes de precipitação. Verifica-se que algumas parcelas, como na classe de PPT 04, nas idades mais avançadas, possuem pequena tendência de superestimação do volume; ao contrário, há outras parcelas que subestimaram levemente o volume, como na classe de PPT 02 na idade de 56 meses e na classe 01, nas idades de 52 e 90 meses. No geral, a maior variação dos resíduos se concentrou no intervalo de $\pm 10\%$ e, sendo assim, as

estimativas foram consideradas satisfatórias.

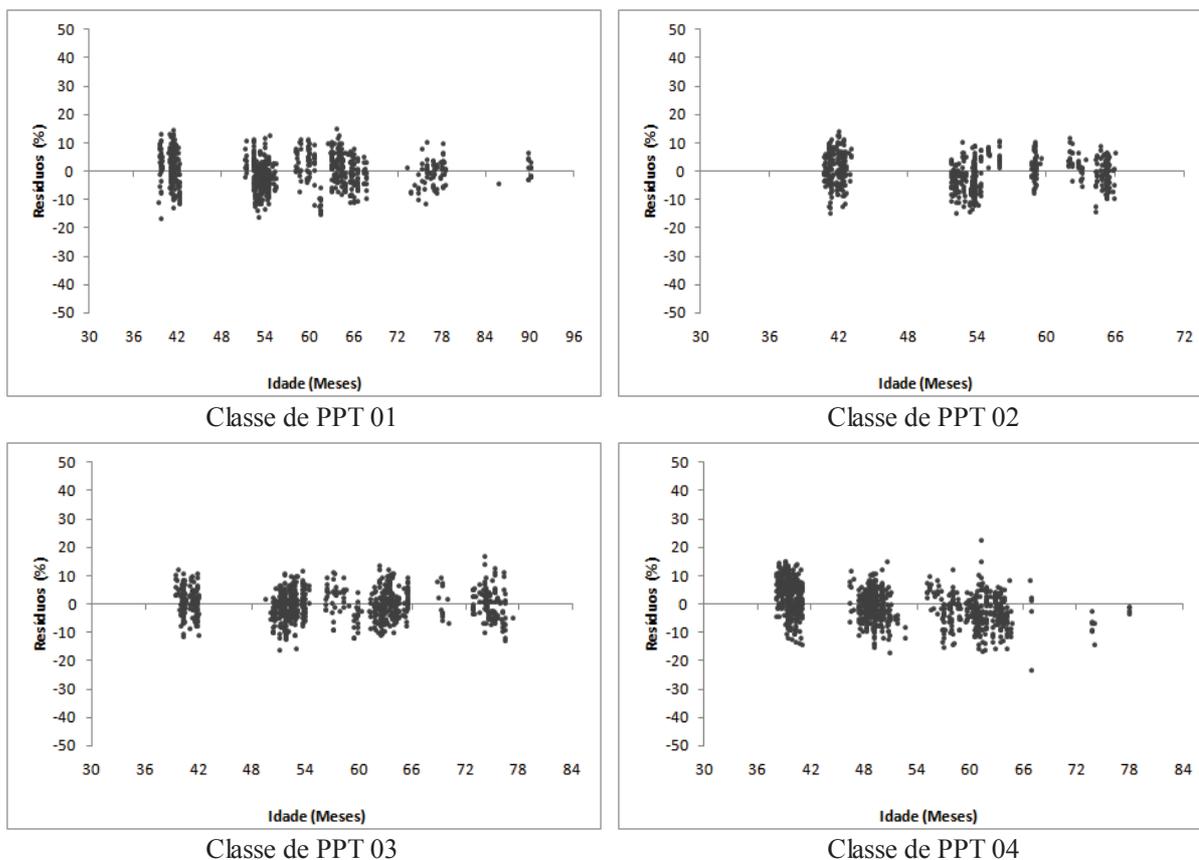


Figura 17. Dispersão dos resíduos para a equação de volume (m^3/ha) do modelo de Clutter para as quatro classes de precipitação.

Já na Figura 18, constam os gráficos de dispersão dos resíduos para a equação de área basal do modelo de Clutter. Para a classe de PPT 02, ocorre baixa tendência de subestimação nas idades de 56 a 63 meses. Na classe 01, a maior amplitude de variação dos resíduos aconteceu nas idades iniciais, próxima aos 42 meses. Assim como que para a produção, as estimativas de área basal foram consideradas adequadas.

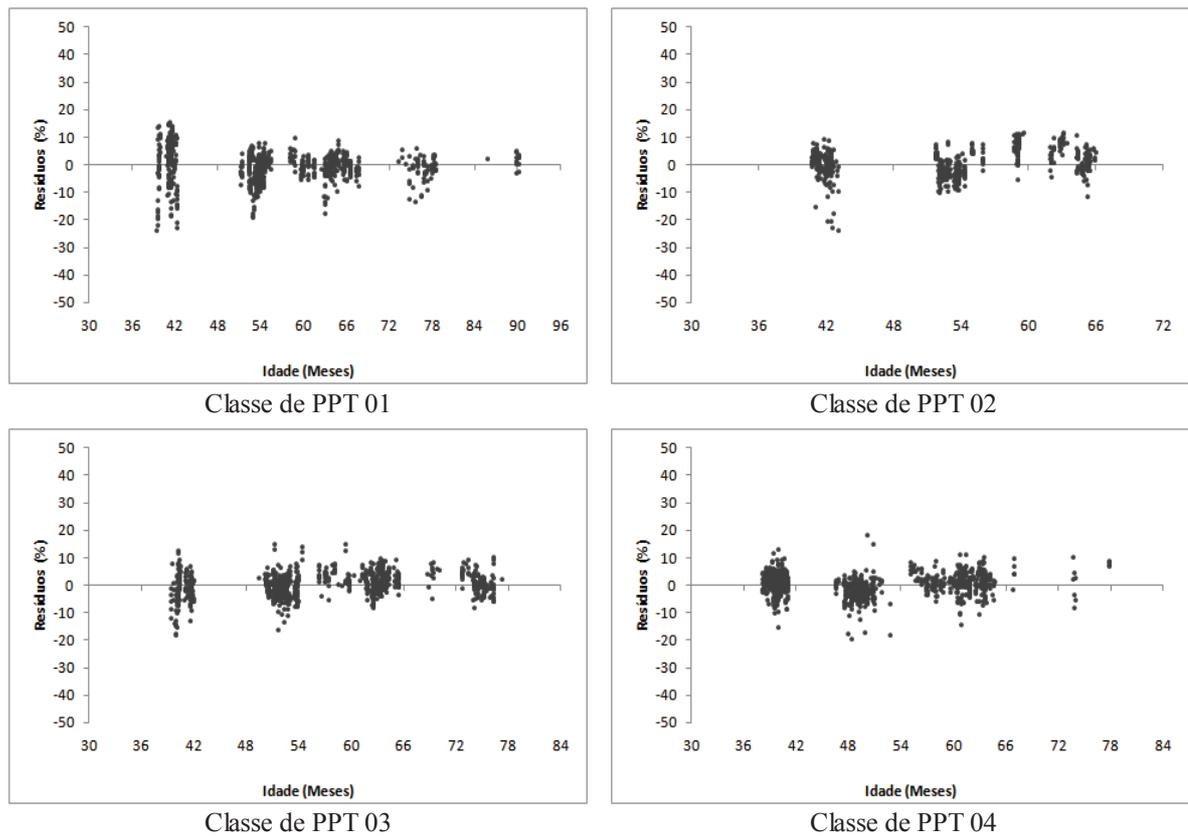


Figura 18. Dispersão dos resíduos para a equação de área basal (m^2/ha) do modelo de Clutter para as quatro classes de precipitação.

A partir daí, foram construídas as tabelas de produção de densidade variável considerando-se o ajuste sem estratificação e o estratificado por classes de precipitação. No primeiro caso (Tabela 20), as classes de sítio consideradas foram 32,5, 25,0 e 17,5 m, sendo o sítio I, II e III, respectivamente. Tais classes, como já mencionado, representam a média aritmética, ou mesmo o centro de cada classe de sítio. A área basal inicial no sítio I foi de $13,47 \text{ m}^2/\text{ha}$ aos 27 meses; para o sítio II e III, foi de $12,25$ e $7,78 \text{ m}^2/\text{ha}$, nas idades de 27 e 29 meses, de forma correspondente. Já a idade técnica de corte (ITC) determinada como 54 meses para o sítio I, 56 meses para o sítio II, e, para o sítio III, 67 meses.

Tabela 20. Produção (m³/ha.mês) para três índices de sítio para povoamentos clonais de *E. urophylla* e *E. grandis*, situados na região Nordeste do Estado da Bahia, para os dados sem estratificação

Idade (meses)	Sítio 32,5 m				Sítio 25,0 m				Sítio 17,5 m			
	G (m ² /ha)	V (m ³ /ha.mês)	IM (m ³ /ha.mês)	IC (m ³ /ha.mês)	G (m ² /ha)	V (m ³ /ha.mês)	IM (m ³ /ha.mês)	IC (m ³ /ha.mês)	G (m ² /ha)	V (m ³ /ha.mês)	IM (m ³ /ha.mês)	IC (m ³ /ha.mês)
27	13,47	106,78	3,95	-	12,25	72,48	2,68	-	-	-	-	-
28	13,74	113,07	4,04	6,29	12,50	76,82	2,74	4,34	-	-	-	-
29	14,00	119,31	4,11	6,25	12,76	81,15	2,80	4,32	7,78	36,23	1,25	-
30	14,26	125,52	4,18	6,20	13,00	85,44	2,85	4,30	7,97	38,33	1,28	2,10
31	14,51	131,67	4,25	6,15	13,24	89,71	2,89	4,27	8,15	40,43	1,30	2,10
⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮
50	18,41	236,77	4,74	4,96	16,99	163,23	3,26	3,49	11,10	78,29	1,57	1,86
51	18,58	241,67	4,74	4,90	17,15	166,68	3,27	3,45	11,23	80,14	1,57	1,85
52	18,75	246,50	4,74	4,84	17,32	170,09	3,27	3,41	11,36	81,97	1,58	1,83
53	18,92	251,28	4,74	4,78	17,48	173,46	3,27	3,37	11,50	83,79	1,58	1,82
54	19,08	256,00	4,74	4,72	17,63	176,79	3,27	3,33	11,62	85,59	1,59	1,80
55	19,24	260,66	4,74	4,66	17,79	180,09	3,27	3,29	11,75	87,38	1,59	1,79
56	19,40	265,27	4,74	4,61	17,94	183,34	3,27	3,26	11,88	89,15	1,59	1,77
57	19,55	269,82	4,73	4,55	18,09	186,56	3,27	3,22	12,00	90,91	1,59	1,76
58	19,71	274,32	4,73	4,50	18,24	189,75	3,27	3,18	12,12	92,65	1,60	1,74
⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮
66	20,86	308,46	4,67	4,10	19,36	213,97	3,24	2,91	13,05	106,05	1,61	1,62
67	21,00	312,51	4,66	4,05	19,50	216,85	3,24	2,88	13,16	107,66	1,61	1,61
68	21,13	316,52	4,65	4,01	19,63	219,70	3,23	2,85	13,27	109,25	1,61	1,60
69	21,27	320,48	4,64	3,96	19,76	222,51	3,22	2,82	13,38	110,84	1,61	1,58
70	21,40	324,40	4,63	3,92	19,88	225,30	3,22	2,79	13,49	112,41	1,61	1,57
⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮
79	22,51	357,83	4,53	3,56	20,97	249,15	3,15	2,54	14,41	125,97	1,59	1,46
88	23,52	388,30	4,41	3,25	21,96	270,95	3,08	2,33	15,25	138,58	1,57	1,36
89	23,63	391,52	4,40	3,22	22,06	273,26	3,07	2,31	15,34	139,92	1,57	1,35
90	23,74	394,71	4,39	3,19	22,17	275,55	3,06	2,29	15,43	141,26	1,57	1,34

G = Área basal; V = Volume; IM = Incremento médio; IC = Incremento corrente.

A seguir são apresentadas as tabelas de produção para as áreas estratificadas pelas classes de precipitação (Tabelas 21 a 24). As classes de sítio foram obtidas de maneira similar àquelas para a área não estratificada pelas classes de precipitação.

A Tabela 21 apresenta a tabela de produção para a classe de precipitação 01. Nesta classe, foram distinguidas três classes de sítio, sendo 35,5, 27,5 e 19,5 m. A área basal inicial no sítio 35,5 m foi de 17,35 m²/ha aos 27 meses; no sítio 27,5 m, foi de 12,47 m²/ha aos 27 meses; já no sítio menos produtivo desta classe de precipitação, a área basal inicial foi de 7,71 m²/ha aos 30 meses. As correspondentes idades técnicas de corte para os sítios 35,5, 27,5 e 19,5 m foram de 51, 53 e 64 meses.

Para a classe de precipitação 02 (Tabela 22) foram divididas nos sítios 31,5, 25,5 e 19,5 m, considerados como sítios I, II e III, correspondentemente. As idades iniciais em cada um foram de 32, 30 e 31 meses, respectivamente. No sítio 31,5 m, a área basal inicial foi de 13,54 m²/ha. Para os sítios II e III, esta variável foi de 12,03 e 10,14 m²/ha, nessa ordem. As idades técnicas de corte, do sítio de alta para o de baixa produtividade, foram aos 53, 55 e 59 meses, resultado já esperado do ponto de vista biológico.

Já para a classe de precipitação 03 (Tabela 23), os sítios considerados foram 28,5 (I), 22,5 (II) e 16,5 m (III). Nesta classe, todos os sítios possuem dados na idade inicial de 30 meses, sendo a área basal nesta idade de 11,72, 10,32 e 6,89 m²/ha, para os sítios I, II e III, respectivamente. Para o sítio de baixa produtividade (16,5 m), o momento de máximo incremento médio foi na idade de 61 meses. Para os outros dois sítios, a diferença entre a idade técnica de corte entre eles foi de apenas um mês, sendo de 52 meses no sítio II e 51 meses no sítio I.

Finalmente, para a classe de precipitação 04, as classes de sítio consideradas foram 26,3, 21,3 e 16,3 m, com área basal inicial de 12,53 m²/ha (29 meses), 9,58 m²/ha (28 meses) e 7,85 m²/ha (32 meses), respectivamente. A idade técnica de corte, ponto de máximo IMM, foi de 56, 58 e 61 meses, para os sítios de alta a baixa produtividade. Esses resultados já eram esperados, pois o tempo para o povoamento atingir o máximo incremento em locais mais produtivos é menor (Tabela 24).

Tabela 21. Produção (m³/ha.mês) para três índices de sítio e classe de precipitação 01, para povoamentos clonais de *E. urophylla* e *E. grandis*, situados na região Nordeste do Estado da Bahia

Idade (meses)	Sítio 35,5 m				Sítio 27,5 m				Sítio 19,5 m			
	G (m ² /ha)	V (m ³ /ha.mês)	IM (m ³ /ha.mês)	IC (m ³ /ha.mês)	G (m ² /ha)	V (m ³ /ha.mês)	IM (m ³ /ha.mês)	IC (m ³ /ha.mês)	G (m ² /ha)	V (m ³ /ha.mês)	IM (m ³ /ha.mês)	IC (m ³ /ha.mês)
27	17,35	158,99	5,89	-	12,47	87,10	3,23	-	-	-	-	-
28	17,92	169,88	6,07	10,89	12,93	93,37	3,33	6,27	-	-	-	-
29	18,47	180,69	6,23	10,81	13,37	99,61	3,43	6,24	-	-	-	-
30	19,01	191,40	6,38	10,71	13,79	105,81	3,53	6,20	7,71	44,73	1,49	-
31	19,52	202,00	6,52	10,59	14,19	111,95	3,61	6,15	8,03	47,87	1,54	3,14
⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮
50	26,40	373,28	7,47	7,55	19,77	213,14	4,26	4,52	12,66	103,61	2,07	2,63
51	26,66	380,68	7,46	7,41	19,98	217,57	4,27	4,44	12,85	106,20	2,08	2,59
52	26,91	387,94	7,46	7,26	20,18	221,92	4,27	4,35	13,03	108,76	2,09	2,55
53	27,15	395,06	7,45	7,12	20,38	226,19	4,27	4,27	13,20	111,27	2,10	2,51
54	27,39	402,03	7,45	6,98	20,58	230,38	4,27	4,19	13,38	113,75	2,11	2,48
55	27,62	408,87	7,43	6,84	20,76	234,49	4,26	4,11	13,55	116,19	2,11	2,44
56	27,84	415,58	7,42	6,70	20,95	238,53	4,26	4,03	13,71	118,59	2,12	2,40
57	28,05	422,15	7,41	6,57	21,12	242,49	4,25	3,96	13,87	120,95	2,12	2,36
58	28,26	428,60	7,39	6,45	21,30	246,37	4,25	3,88	14,03	123,28	2,13	2,33
59	28,47	434,92	7,37	6,32	21,47	250,18	4,24	3,81	14,18	125,57	2,13	2,29
60	28,67	441,11	7,35	6,20	21,63	253,92	4,23	3,74	14,33	127,82	2,13	2,25
61	28,86	447,19	7,33	6,08	21,79	257,59	4,22	3,67	14,48	130,04	2,13	2,22
62	29,05	453,16	7,31	5,96	21,95	261,19	4,21	3,60	14,62	132,23	2,13	2,18
63	29,23	459,01	7,29	5,85	22,10	264,73	4,20	3,54	14,76	134,38	2,13	2,15
64	29,41	464,74	7,26	5,74	22,25	268,20	4,19	3,47	14,90	136,49	2,13	2,12
65	29,59	470,37	7,24	5,63	22,39	271,61	4,18	3,41	15,03	138,58	2,13	2,08
⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮
95	33,35	599,99	6,32	3,36	25,54	350,56	3,69	2,06	18,01	188,20	1,98	1,32
96	33,44	603,29	6,28	3,30	25,61	352,59	3,67	2,02	18,08	189,50	1,97	1,30

G = Área basal; V = Volume; IM = Incremento médio; IC = Incremento corrente.

Tabela 22. Produção (m³/ha.mês) para três índices de sítio e classe de precipitação 02, para povoamentos clonais de *E. urophylla* e *E. grandis*, situados na região Nordeste do Estado da Bahia

Idade (meses)	Sítio 31,5 m				Sítio 25,5 m				Sítio 19,5 m			
	G (m ² /ha)	V (m ³ /ha.mês)	IM (m ³ /ha.mês)	IC (m ³ /ha.mês)	G (m ² /ha)	V (m ³ /ha.mês)	IM (m ³ /ha.mês)	IC (m ³ /ha.mês)	G (m ² /ha)	V (m ³ /ha.mês)	IM (m ³ /ha.mês)	IC (m ³ /ha.mês)
30	-	-	-	-	12,03	83,48	2,78	-	-	-	-	-
31	-	-	-	-	12,26	87,52	2,82	4,03	10,14	59,68	1,93	-
32	13,54	118,93	3,72	-	12,48	91,52	2,86	4,00	10,34	62,53	1,95	2,84
33	13,77	123,99	3,76	5,06	12,70	95,48	2,89	3,97	10,54	65,35	1,98	2,82
34	13,99	129,00	3,79	5,01	12,92	99,41	2,92	3,93	10,73	68,16	2,00	2,81
⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮
51	17,19	206,05	4,04	4,12	16,01	160,29	3,14	3,27	13,56	112,30	2,20	2,40
52	17,35	210,12	4,04	4,07	16,16	163,53	3,14	3,24	13,70	114,68	2,21	2,38
53	17,51	214,14	4,04	4,02	16,32	166,73	3,15	3,20	13,85	117,04	2,21	2,36
54	17,67	218,12	4,04	3,98	16,47	169,89	3,15	3,16	13,99	119,37	2,21	2,33
55	17,82	222,05	4,04	3,93	16,62	173,02	3,15	3,13	14,13	121,68	2,21	2,31
56	17,97	225,93	4,03	3,88	16,76	176,11	3,14	3,09	14,26	123,97	2,21	2,29
57	18,12	229,77	4,03	3,84	16,91	179,18	3,14	3,06	14,40	126,23	2,21	2,26
58	18,27	233,57	4,03	3,80	17,05	182,20	3,14	3,03	14,53	128,48	2,22	2,24
59	18,42	237,32	4,02	3,75	17,19	185,20	3,14	3,00	14,66	130,70	2,22	2,22
60	18,56	241,03	4,02	3,71	17,33	188,16	3,14	2,96	14,79	132,90	2,21	2,20
61	18,70	244,70	4,01	3,67	17,47	191,09	3,13	2,93	14,92	135,08	2,21	2,18
⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮
90	22,15	336,00	3,73	2,74	20,84	264,42	2,94	2,21	18,08	190,27	2,11	1,68
91	22,25	338,71	3,72	2,71	20,94	266,61	2,93	2,19	18,18	191,94	2,11	1,67
92	22,35	341,40	3,71	2,69	21,03	268,78	2,92	2,17	18,27	193,59	2,10	1,65
93	22,45	344,07	3,70	2,66	21,13	270,93	2,91	2,15	18,36	195,23	2,10	1,64
94	22,55	346,71	3,69	2,64	21,23	273,06	2,90	2,13	18,45	196,86	2,09	1,63
95	22,65	349,33	3,68	2,62	21,32	275,18	2,90	2,12	18,54	198,48	2,09	1,62
96	22,74	351,92	3,67	2,60	21,42	277,28	2,89	2,10	18,63	200,08	2,08	1,60

G = Área basal; V = Volume; IM = Incremento médio; IC = Incremento corrente.

Tabela 23. Produção (m³/ha.mês) para três índices de sítio e classe de precipitação 03, para povoamentos clonais de *E. urophylla* e *E. grandis*, situados na região Nordeste do Estado da Bahia

Idade (meses)	Sítio 28,5 m				Sítio 22,5 m				Sítio 16,5 m			
	G (m ² /ha)	V (m ³ /ha.mês)	IM (m ³ /ha.mês)	IC (m ³ /ha.mês)	G (m ² /ha)	V (m ³ /ha.mês)	IM (m ³ /ha.mês)	IC (m ³ /ha.mês)	G (m ² /ha)	V (m ³ /ha.mês)	IM (m ³ /ha.mês)	IC (m ³ /ha.mês)
30	11,72	87,88	2,93	-	10,32	61,00	2,03	-	6,89	31,69	1,06	-
31	12,00	92,81	2,99	4,93	10,58	64,47	2,08	3,47	7,14	33,84	1,09	2,14
32	12,28	97,69	3,05	4,88	10,83	67,91	2,12	3,43	7,37	35,98	1,12	2,14
33	12,54	102,50	3,11	4,81	11,07	71,30	2,16	3,39	7,60	38,11	1,15	2,13
34	12,79	107,25	3,15	4,75	11,30	74,64	2,20	3,35	7,82	40,24	1,18	2,12
⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮
49	15,66	169,43	3,46	3,62	13,91	118,65	2,42	2,57	10,44	69,59	1,42	1,78
50	15,81	172,98	3,46	3,55	14,05	121,17	2,42	2,52	10,57	71,34	1,43	1,75
51	15,95	176,46	3,46	3,48	14,17	123,64	2,42	2,47	10,71	73,06	1,43	1,72
52	16,08	179,87	3,46	3,41	14,30	126,07	2,42	2,42	10,84	74,76	1,44	1,70
53	16,21	183,22	3,46	3,35	14,42	128,44	2,42	2,38	10,96	76,43	1,44	1,67
54	16,34	186,50	3,45	3,28	14,53	130,77	2,42	2,33	11,09	78,07	1,45	1,64
55	16,47	189,71	3,45	3,22	14,65	133,06	2,42	2,29	11,21	79,69	1,45	1,62
56	16,59	192,87	3,44	3,15	14,76	135,30	2,42	2,24	11,32	81,28	1,45	1,59
57	16,70	195,96	3,44	3,09	14,87	137,50	2,41	2,20	11,44	82,84	1,45	1,56
58	16,82	199,00	3,43	3,03	14,97	139,66	2,41	2,16	11,55	84,38	1,45	1,54
59	16,93	201,97	3,42	2,98	15,07	141,78	2,40	2,12	11,66	85,89	1,46	1,51
60	17,04	204,89	3,41	2,92	15,17	143,85	2,40	2,08	11,77	87,38	1,46	1,49
61	17,14	207,75	3,41	2,86	15,27	145,89	2,39	2,04	11,87	88,85	1,46	1,46
62	17,24	210,56	3,40	2,81	15,36	147,89	2,39	2,00	11,97	90,29	1,46	1,44
⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮
93	19,46	276,68	2,98	1,64	17,39	195,04	2,10	1,17	14,22	125,23	1,35	0,89
94	19,51	278,29	2,96	1,61	17,44	196,20	2,09	1,15	14,27	126,11	1,34	0,87
95	19,56	279,87	2,95	1,59	17,48	197,33	2,08	1,13	14,33	126,97	1,34	0,86
96	19,61	281,44	2,93	1,56	17,53	198,45	2,07	1,12	14,38	127,82	1,33	0,85

G = Área basal; V = Volume; IM = Incremento médio; IC = Incremento corrente.

Tabela 24. Produção (m³/ha.mês) para três índices de sítio e classe de precipitação 04, para povoamentos clonais de *E. urophylla* e *E. grandis*, situados na região Nordeste do Estado da Bahia

Idade (meses)	Sítio 26,3 m				Sítio 21,3 m				Sítio 16,3 m			
	G (m ² /ha)	V (m ³ /ha.mês)	IM (m ³ /ha.mês)	IC (m ³ /ha.mês)	G (m ² /ha)	V (m ³ /ha.mês)	IM (m ³ /ha.mês)	IC (m ³ /ha.mês)	G (m ² /ha)	V (m ³ /ha.mês)	IM (m ³ /ha.mês)	IC (m ³ /ha.mês)
28	-	-	-	-	9,58	41,76	1,49	-	-	-	-	-
29	12,53	72,62	2,50	-	9,79	44,84	1,55	3,08	-	-	-	-
30	12,75	77,43	2,58	4,81	9,99	47,92	1,60	3,08	-	-	-	-
31	12,96	82,22	2,65	4,79	10,18	50,99	1,64	3,07	-	-	-	-
32	13,16	86,98	2,72	4,76	10,36	54,04	1,69	3,06	7,85	32,50	1,02	-
33	13,36	91,71	2,78	4,72	10,53	57,08	1,73	3,04	8,01	34,42	1,04	1,92
34	13,54	96,39	2,83	4,68	10,70	60,10	1,77	3,02	8,16	36,33	1,07	1,91
35	13,72	101,02	2,89	4,63	10,86	63,09	1,80	2,99	8,31	38,23	1,09	1,90
36	13,89	105,60	2,93	4,58	11,01	66,05	1,83	2,96	8,44	40,12	1,11	1,89
⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮
54	16,01	177,11	3,28	3,42	12,95	112,75	2,09	2,25	10,25	70,40	1,30	1,48
55	16,09	180,47	3,28	3,36	13,03	114,96	2,09	2,21	10,32	71,85	1,31	1,45
56	16,17	183,77	3,28	3,30	13,10	117,14	2,09	2,18	10,39	73,28	1,31	1,43
57	16,25	187,01	3,28	3,24	13,17	119,28	2,09	2,14	10,46	74,69	1,31	1,41
58	16,33	190,20	3,28	3,19	13,24	121,38	2,09	2,10	10,52	76,07	1,31	1,38
59	16,40	193,33	3,28	3,13	13,31	123,45	2,09	2,07	10,59	77,43	1,31	1,36
60	16,47	196,40	3,27	3,07	13,38	125,48	2,09	2,03	10,65	78,77	1,31	1,34
61	16,54	199,42	3,27	3,02	13,44	127,47	2,09	2,00	10,71	80,09	1,31	1,32
62	16,61	202,39	3,26	2,97	13,50	129,44	2,09	1,96	10,77	81,39	1,31	1,30
63	16,67	205,31	3,26	2,91	13,56	131,36	2,09	1,93	10,83	82,66	1,31	1,28
64	16,74	208,17	3,25	2,86	13,62	133,26	2,08	1,90	10,88	83,92	1,31	1,25
⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮
94	18,07	275,02	2,93	1,75	14,87	177,74	1,89	1,17	12,08	113,59	1,21	0,79
95	18,10	276,75	2,91	1,73	14,90	178,89	1,88	1,15	12,11	114,37	1,20	0,78
96	18,13	278,45	2,90	1,70	14,93	180,03	1,88	1,14	12,14	115,13	1,20	0,76

G = Área basal; V = Volume; IM = Incremento médio; IC = Incremento corrente.

As informações mais importantes, baseadas nas produções tanto para a área sem estratificação quanto para a área estratificada pelas classes de precipitação, foram sintetizadas de modo a facilitar a visualização e comparação das diferentes classes de sítio. Na Tabela 25 constam as informações para a área não estratificada.

Tabela 25. Idade técnica de corte e produção por hectare por classe de sítio, para a área sem estratificação

Índice de Sítio (m)	Idade inicial (meses)	Gi (m ² /ha)	ITC (meses)	Produção (m ³ /ha)
32,5	27	13,47	54	256,00
25,0	27	12,25	56	183,34
17,5	29	7,78	67	107,66

Sendo: Gi = Área basal inicial; ITC = Idade técnica de corte.

Já na Tabela 26 tem-se o resumo das informações das tabelas de produção para as quatro classes de precipitação. Nas duas situações (Tabelas 25 e 26) as produções e idades técnicas de corte seguiram uma tendência já esperada do ponto de vista biológico, ou seja, sítios mais produtivos atingiram a idade de máximo incremento médio mais cedo. Além disso, na medida em que se aumentou o valor de índice de sítio, maiores valores de produção foram encontrados.

Tabela 26. Idade técnica de corte e produção por hectare para diferentes classes de precipitação e de índices de sítio

Classes de PPT	Índice de Sítio (m)	Idade inicial (meses)	Gi (m ² /ha)	ITC (meses)	Produção (m ³ /ha)
01	35,5	27	17,35	51	380,68
	27,5	27	12,47	53	226,19
	19,5	30	7,71	64	136,49
02	31,5	32	13,54	53	214,14
	25,5	30	12,03	55	173,02
	19,5	31	10,14	59	130,70
03	28,5	30	11,72	51	176,46
	22,5	30	10,32	52	126,07
	16,5	30	6,89	61	88,85
04	26,3	29	12,53	56	183,77
	21,3	28	9,58	58	121,38
	16,3	32	7,85	61	80,09

Sendo: Gi = Área basal inicial; ITC = Idade técnica de corte.

Em seguida, foram construídas as curvas de incremento médio e corrente mensal, assim como a curva de produção, para cada um dos cenários abordados. Na Figura 19, constam as curvas de incremento médio e corrente mensal para os três sítios determinados para a área sem estratificação, sendo as respectivas idades técnicas de corte identificadas com a linha vertical. Constam, ainda, as curvas de produção para cada um destes sítios.

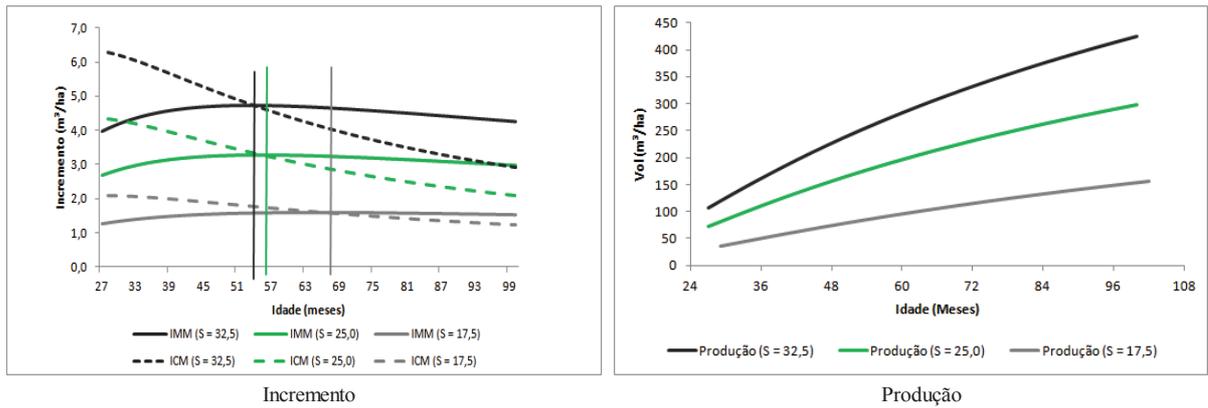


Figura 19. Curvas de incremento médio e corrente mensal e curvas de produção para os dados sem estratificação, considerando os índices de sítio 32,5, 25,0 e 17,5 m.

Na Figura 20 estão apresentadas as curvas de incremento médio e corrente mensal, assim como as curvas de produção para cada índice de sítio considerado, para as classes 01 e 02 de precipitação (PPT).

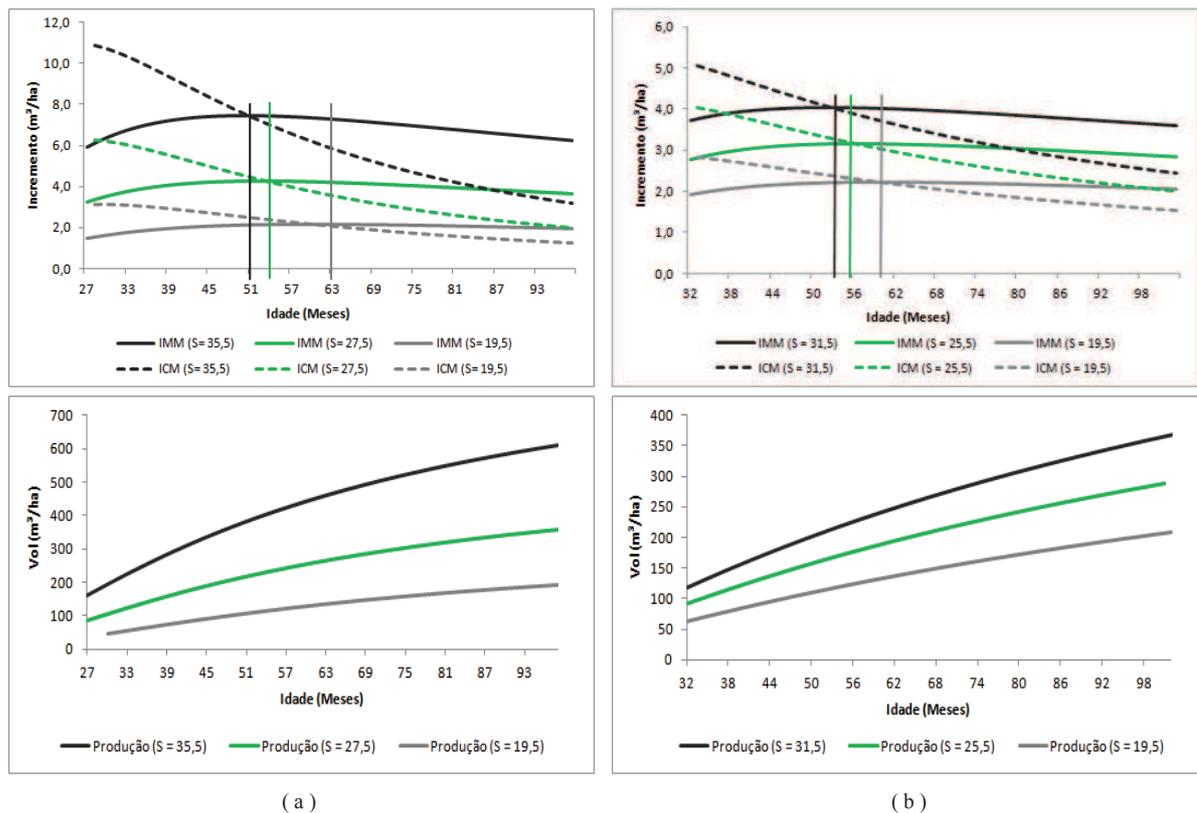


Figura 20. Curvas de incremento médio e corrente mensal e curvas de produção para diferentes índices de sítio – (a) e (b): classe de PPT 01 e 02, respectivamente.

Na Figura 21 são apresentadas as mesmas curvas, neste caso, para as classes de precipitação 03 e 04. Em ambas, estão indicadas as respectivas idades técnicas de corte a

partir da linha vertical.

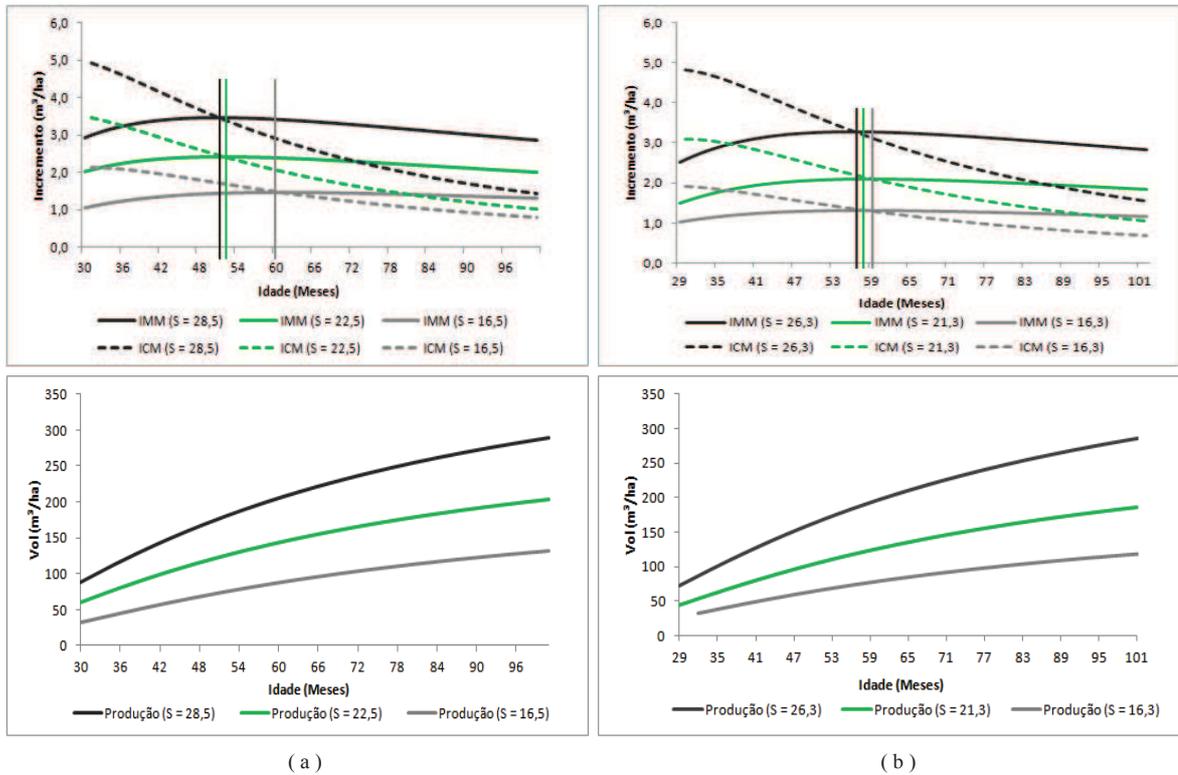


Figura 21. Curvas de incremento médio e corrente mensal e curvas de produção para diferentes índices de sítio – (a) e (b): classe de PPT 03 e 04, respectivamente.

Em seguida, foi empregado o teste F de Graybill para comparar produções observadas com as estimativas de produção para a área sem estratificação e para a área estratificada por classes de precipitação. De acordo com o teste, tanto as estimativas de produção da área sem estratificação quanto aquelas para a área estratificada pelas classes de precipitação não diferiram estatisticamente dos valores observados de produção, obtendo valores de F de Graybill de 0,68 e 1,40, respectivamente, admitindo-se um valor de F tabelado de 3,02.

Resultado similar foi obtido por Soares et al. (2007), onde compararam volumes prognosticados com os valores observados, por classe diamétrica, para dados de eucalipto híbrido estaca (*E. grandis* e *E. urophylla*) de primeira rotação.

Pode-se inferir que as estimativas geradas a partir do modelo de povoamento total nas duas condições de ajuste (não estratificado e estratificado por classes de precipitação) não diferiram estatisticamente dos valores observados por ocasião das medições, sendo consideradas adequadas para estimar a produção para povoamentos clonais de eucalipto. Desta maneira, o teste indica que a geração de modelos de produção inserindo classes de precipitação gerou resultados similares àqueles obtidos pelo método de modelagem

tradicional.

Embora, estatisticamente, não tenham ocorrido diferenças entre os valores observados de volume por unidade de área com os valores estimados a partir dos dados sem estratificação e os estratificados por classes de precipitação, tornou-se importante identificar quais estimativas foram mais precisas. Para isso, foi calculada a estatística média das diferenças percentuais (*MDP*).

Conforme os resultados, ambas as alternativas superestimam levemente os volumes por hectare, sendo que para a modelagem sem estratificação esta superestimativa foi de 0,08%, e com a estratificação foi de 0,17%.

Acredita-se que se os dados de precipitação a serem utilizados na modelagem do crescimento e da produção provierem de estações meteorológicas locais, próximas à área de interesse, será possível obter melhores estimativas para a prognose da produção, ou mesmo, se os dados de precipitação forem provenientes de isoietas em escala compatível com a área foco da pesquisa.

6. CONCLUSÕES E RECOMENDAÇÕES

- As estimativas de volume individual das árvores, obtidas com dados sem estratificação e utilizando a estratificação por classe de DAP geram estimativas similares;
- O modelo biológico de Chapman-Richards apresentou resultados superiores aos demais modelos testados, além de possuir características lógicas para projeções do índice de sítio;
- A precipitação média apresentou influências no crescimento médio em altura das árvores dominantes em função da idade, comprovada pelo teste proposto por Dette e Neumeyer (2001);
- Os modelos para estimar a área basal nas idades iniciais forneceram estimativas incoerentes. Devido a isso e, considerando-se que nem todos os sítios foram amostrados em algumas idades, a utilização da área basal média por sítio mostrou-se adequada para ser utilizada como variável independente no modelo de produção de Clutter (1963);
- O modelo de produção de Clutter foi adequado na obtenção das estimativas de volume e área basal, fornecendo valores coerentes do ponto de vista estatístico e biológico;
- A modelagem desenvolvida por classe de precipitação gerou resultados similares àqueles obtidos pela modelagem sem estratificação (tradicional), não diferindo estatisticamente;
- O modelo de projeção proposto por classes de precipitação poderá gerar estimativas mais acuradas se alimentado com dados de precipitação advindos de estações locais;
- Tornam-se necessárias mais pesquisas sobre o crescimento e produção de povoamentos florestais utilizando-se a variável precipitação, principalmente mapeada em escala compatível às condições do estudo.

7. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- ABRAF: Anuário estatístico da associação brasileira de produtores de florestas plantadas. Brasília: ABRAF, ano base 2010. 130p, 2011.
- ABREU, E. C. R.; SCOLFORO, J. R. S.; OLIVEIRA, A. D.; MELLO, J. M.; KANEGAE JÚNIOR, H. Modelagem para prognose precoce do volume por classe diamétrica para *Eucalyptus grandis*. **Scientia Forestalis**, n.61, p.86-102, jun. 2002.
- ARACRUZ CELULOSE. Eucalipto e Meio Ambiente: em tempos de aquecimento global. 2008. Disponível em: <http://www.aracruz.com.br/eucalipto/pt/download/eucalipto_meio_Ambiente.pdf> Acesso em: 06 de Outubro de 2011.
- ARAÚJO JÚNIOR, C. A.; NOGUEIRA, G. S.; OLIVEIRA, M. L. R.; MIRANDA, R. O. V.; CASTRO, R. V. O.; PELLI, E. Projeção da distribuição diamétrica de povoamentos de eucalipto em diferentes amplitudes de classe. **Pesquisa Agropecuária Brasileira: PAB**, Brasília: EMBRAPA, v.45, n.11, p.1275-1281, nov. 2010.
- ARCE, J. E. Modelagem da Estrutura de Florestas Clonais de *Populus deltóides* Marsh. Através de Distribuições Diamétricas Probabilísticas. **Ciência Florestal**, Santa Maria, v.14, n.1, p.149-164, 2004.
- AVERY, T. E.; BURKHART, H. E. **Forest measurements**. 3.ed. New York: McGraw-Hill, 1983. 331p.
- AZEVEDO, T. L.; MELLO, A. A.; FERREIRA, R. A.; SANQUETTA, C. R.; NAKAJIMA, N. Y. Equações hipsométricas e volumétricas para um povoamento de *Eucalyptus* sp. localizado na FLONA do Ibura, Sergipe. **Rev. Brasileira de Ciências Agrárias**. Recife, v.6, n.1, p.105-112, 2011.
- BAILEY, R. L.; DELL, T. R. Quantifying diameter distributions with the Weibull function. **Forest Science**, v.19, n.2, p.97-104, 1973.
- BARRA, O. S. V.; SANQUETTA, C. R.; ARCE, J. E.; MACHADO S. A.; CÔRTE, A. P. D. Proposta metodológica para o ajuste ótimo da distribuição diamétrica Weibull 3 P. **Floresta**, Curitiba, v.34, n.3, 2004.
- BARROS, D. A.; MACHADO, S. A.; JÚNIOR, F. W. A.; SCOLFORO, J. R. S. Comportamento de modelos hipsométricos tradicionais e genéricos para plantações de *Pinus oocarpa* em diferentes tratamentos. **Boletim de Pesquisa Florestal**, Colombo, n.45, p.3-28, 2002.
- BARTOSZECK, A. C. P. S.; MACHADO, S. A.; FIGUEIREDO FILHO, A.; OLIVEIRA, E. B. Modelagem da relação hipsométrica para bracatingais da região metropolitana de Curitiba-PR. **Floresta**, v.32, n.2, p.189-204, 2002.

BARTOSZECK, A. C. P. S.; MACHADO, S. A.; FIGUEIREDO FILHO, A.; OLIVEIRA, E. B. Dinâmica da relação hipsométrica em função da idade, do sítio e da densidade inicial de povoamentos de bracatinga da Região Metropolitana de Curitiba, PR. **Rev. Árvore**, Viçosa, v.28, n.4, Ago. 2004.

BEZERRA, A. F. **Modelagem do crescimento e da produção de povoamentos de *Tectona grandis* submetidos a desbaste**. UFV: Viçosa, 2009. 60p. Dissertação (Mestrado em Ciência Florestal) - Universidade Federal de Viçosa, 2009.

BILA, J. M. **Classificação de sítios com base em fatores edáficos para *Pinus Caribaea* var. *hondurensis* na região de Prata, Minas Gerais**. UFPR: Curitiba, 2010. 77p. Dissertação (Mestrado em Engenharia Florestal). Universidade Federal do Paraná, 2010.

BUCHMAN, R. G.; PEDERSON, S. P.; WALTERS, N. R. A tree survival model with application to species of the Great Lakes region. **Canadian Journal of Forest Research**, v.13, n.4, p.601-608, 1983.

CAMPOS, J. C. C.; LEITE, H. G. **Mensuração Florestal: perguntas e respostas**. 3. ed. atual. ampl. - Viçosa, MG: Editora UFV, 2009, 548p.

CAMPOS, J. C. C.; ROSAS, M. P.; LEITE, H. G. Comparação de alternativas de determinação da idade técnica de corte em plantações de eucalipto. **Revista Árvore**, Viçosa, MG: v.20, n.1, p.37-49, 1996.

CAMPOS, J. C. C. Aplicação de um modelo compatível de crescimento e produção de densidade variável em plantações de *Eucalyptus grandis*. **Revista Árvore**, v.2, n.10, p.121-134, 1986.

CARVALHO, S. P. C. **Uma nova metodologia de avaliação do crescimento e da produção de *Eucalyptus* sp. clonal para fins energéticos**. UFLA: Lavras, 2010. 103p. Dissertação (Mestrado em Engenharia Florestal) - Universidade Federal de Lavras, 2010.

CASTRO, R. V. O. **Modelagem do crescimento em nível de árvores individuais utilizando redes neurais e autômatos celulares**. UFV: Viçosa, 2011. 80p. Dissertação (Mestrado em Ciência Florestal) - Universidade Federal de Viçosa, 2011.

CLUTTER, J. L.; FORTSON, J. C.; PIENAAR, L. V.; BRISTER, G. H.; BAILEY, R. L. **Timber management: a quantitative approach**. New York: John Wiley & Sons, 1983. 333p.

CPRM: Companhia de Pesquisa de Recursos Minerais. Mapa Levantamento da geodiversidade. Projeto atlas pluviométrico do Brasil – Estado da Bahia. Isoietas anuais médias período 1977 a 2006: escala 1: 1.000.000, 2006. Disponível em: <http://www.cprm.gov.br/publique/media/Isoietas_Totais_Anuais_1977_2006_BA.pdf>. Acesso em: 02 jul. 2011.

CONCEIÇÃO, M. B. **Comparação de métodos de estimativa de volume em diferentes idades em plantações de *Eucalyptus grandis* Hill ex Maiden.** UFPR: Curitiba, 2004. 150p. Dissertação (Mestrado em Ciências Florestais) – Universidade Federal do Paraná, 2004.

CORONA, P.; SCOTTI, R.; TARCHIANI, N. Relationship between environmental factors and site index in Douglas-fir plantations in central Italy. **Forest ecology and Management**, v. 110, p. 195-207, 1998.

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.

COTTERILL, P. P.; BROLIN, A. Improving *Eucalyptus* wood, pulp and paper quality by genetic selections. In: IUFRO CONFERENCE ON SILVICULTURE AND IMPROVEMENT OF EUCALYPT, 1997, Salvador. **Proceedings**. Colombo: EMBRAPA. Centro Nacional de Pesquisa de Florestas, 1997. p.1-13.

COTTRELL, A; LUCCHETTI, R. Gretl: Gnu Regression, Econometrics and Time-series Library. Department of Economics, Wake Forest University, 2011. Disponível em: <<http://gretl.sourceforge.net/>> Acesso em: 06 de Outubro de 2011.

CRUZ, J. P. **Crescimento e produção de *Tectona grandis* na região de Tangará da Serra – Mato Grosso.** UFV: Viçosa, 2005. 41p. Dissertação (Mestrado em Ciência Florestal) - Universidade Federal de Viçosa, 2005.

CURTIS, R. Height-diameter and height-diameter-age equations for second-growth Douglas-fir. **Forest science**, Amsterdam, v.13, n.4, p.365-375, 1967.

DANIELS, R. F.; BURKHART, H. E.; CLASON, T. R. A comparison of competition measures for predicting growth of loblolly pine trees. **Canadian Journal Forest Research**, Vancouver, v.16, p.1230-1237, 1986.

DAVIS, L. S.; JOHNSON, K. N. **Forest management**. 3.ed, New York: McGraw-Hill, 1987. 790p.

DEMOLINARI, R. A. **Crescimento de povoamentos de eucalipto não-desbastados.** UFV: Viçosa, 2006. 72p. Dissertação (Mestrado em Ciência Florestal) - Universidade Federal de Viçosa, 2006.

DETTE, H.; NEUMEYER, N. Nonparametric analysis of covariance. **Ann. Statist**, vol.29, n.5, p.1361-1400, 2001.

DIAS, A. N.; LEITE, H. G.; CAMPOS, J. C. C.; COUTO, L.; CARVALHO, A. F. Emprego de um modelo de crescimento e produção em povoamentos desbastados de eucalipto. **Rev. Árvore**, v.29, n.5, p.731-739, 2005.

DIAS, A. N. **Modelagem e avaliação econômica de plantações de eucalipto submetidas a desbastes**. UFV: Viçosa, 2000. 70p. Dissertação (Mestrado em Ciência Florestal) – Universidade Federal de Viçosa, 2000.

DIAS, A. N. **Um modelo para gerenciamento de plantações de eucalipto submetidas a desbaste**. UFV: Viçosa, 2005. 135p. Tese (Doutorado em Ciência Florestal) – Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, 2005.

ELDRIDGE, K.; DAVIDSON, J.; HARDWOOD, H.; WYK, G. van. **Eucalypt domestication and breeding**. Oxford: Clarendon, 1993. 288p.

FELDE, J. L. **Métodos de ajuste da função Weibull e seu desempenho na prognose do crescimento e produção de *Eucalyptus dunnii***. UNICENTRO: Irati, 2010. 77p. Dissertação (Mestrado em Ciências Florestais) – Universidade Estadual do Centro-Oeste, 2010.

FERRAZ FILHO, A. C. **Sistema de prognose do crescimento e produção para *Pinus taeda* L. sujeito a regimes de desbastes e podas**. UFLA: Lavras, 2009, 146p. Dissertação (Mestrado em Engenharia Florestal) – Universidade Federal de Lavras, 2009.

FERREIRA, M. Z. **Modelagem da influência de variáveis ambientais no crescimento e na produção de *Eucalyptus* sp.** UFLA: Lavras, 2009, 101p. Tese (Doutorado em Engenharia Florestal) - Universidade Federal de Lavras, 2009.

FONSECA, G. V. A. **Análise de covariância não paramétrica**. UFMG: Belo Horizonte, 2009. 45p. Dissertação (Mestrado em Estatística) - Universidade Federal de Minas Gerais, 2009.

FREIRE, J. P. A. **Modelação do crescimento da árvore individual independente da distância para a *Pinus pinaster* Aiton. em Portugal**. UTL: Lisboa, 2002. 115f. Dissertação (Mestrado) – Universidade Técnica de Lisboa, Universidade de Trás-os-Montes e Alto Douro, 2002.

FRESSE, F. **Linear Regression Methods for Forest Research**. USA: US. Departamento of Agriculture Forest Service, 1972, 132p.

GORGENS, E. B.; LEITE, H. G.; NOGUEIRA, G. S.; DIAS, A. N. Tendência de crescimento de povoamento de eucalipto após aplicação de desbaste. **Rev. Árvore**, Viçosa, v.31, n.5, 2007.

GORGENS, E. B.; LEITE, H. G.; SANTOS, H. N.; GLERIANI, J. M. Estimação do volume de árvores utilizando redes neurais artificiais. **Rev. Árvore**, Viçosa, v.33, n.6, 2009.

GRAYBILL, F. A. **Theory and Application of the Linear Model**. Belmont: Duxbury Press, 1976. 704p.

GUIMARÃES, D. P. **Desenvolvimento de um modelo de distribuição diamétrica de passo invariante para prognose e projeção da estrutura de povoamentos de eucalipto**. UFV: Viçosa, 1994. 160f. Tese (Doutorado em Ciência Florestal) – Universidade Federal de Viçosa, 1994.

GUJARATI, D. N.; PORTER, D. C. **Econometria Básica**. Porto Alegre: McGraw-Hill Bookman, 5^a ed., 2011.

HALL, P.; HART, J. D. Bootstrap test for difference between means in nonparametric regression. **J. Amer. Statist. Assoc.**, vol.85, n.412, p.1039-1049, 1990.

HASENAUER, H.; MERKL, D.; WEINGARTNER, M. Estimating tree mortality of Norway spruce stands with neural networks. **Advances in Environmental Research**. v.5, n.4, p.405-414, 2001.

HIGUCHI, N. Usando o método "Jackknife" para estimar volume de madeira da Floresta Amazônica. **Atas da 24^a Reunião regional da associação brasileira de estatística, 12^a Semana do estatístico**. Manaus. p.42-56, 1992.

HUANG, S.; PRICE, D.; TITUS, S. J. Development of ecoregion-based height-diameter models for white spruce in boreal forests. **Forest Ecology and Management**, v.129, p.125-141, 2000.

HUNTER, I. R.; GIBSON, A. R. Predicting *Pinus radiata* site index from environmental variables. **New Zealand journal of Forestry Science**, v.14, p. 53-64, 1984.

HUSCH, B.; MILLER, C. I.; BEERS, T. W. **Forest mensuration**. 2 ed. New York: Ronald Press, 1972. 409p.

IBAMA: Instituto Brasileiro do Meio Ambiente e dos Recursos Naturais Renováveis. **Manual de Fiscalização**. Brasília, 2002. 276p.

KOEHLER, A. B. **Modelagem biométrica e morfometria em povoamentos jovens de *Araucaria angustifolia* (Bert.) KTZE., em Tijucas do Sul, Estado do Paraná**. UFPR: Curitiba, 2009. 128f. Dissertação (Doutorado em Engenharia Florestal) Universidade Federal do Paraná, 2009.

LADEIRA, H. **Quatro décadas de Engenharia Florestal no Brasil**. Viçosa, MG: Sociedade de Investigações Florestais, 2002. 207p.

LEITE, F. S. **Estimativa do Volume de Madeira a partir do Diâmetro da Cepa em uma Área Explorada de Floresta Amazônica de Terra Firme**. UnB: Brasília, 2008. 74p. Dissertação (Mestrado) – Universidade de Brasília, 2008.

LEITE, H. G.; ANDRADE, V. C. L. Importância das variáveis altura dominante e altura total em equações hipsométricas e volumétricas. **Revista Árvore**, Viçosa, v.27, n.3, p.301-310, 2003.

LEITE, H. G.; ANDRADE, V. C. L. Um método para condução de inventários florestais sem o uso de equações volumétricas. **Rev. Árvore**, Viçosa, v.26, n.3, 2002.

LEITE, H. G.; BINOTI, D. H. B.; GUIMARÃES, D. P.; SILVA, M. L. M.; GARCIA, S. L. R. Avaliação do ajuste das funções Weibull e hiperbólica a dados de povoamentos de eucalipto submetidos a desbaste. **Revista Árvore**, v.34, n.2, p.305-311, 2010.

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

LEITE, H. G.; OLIVEIRA, F. H. T. Statistical procedure to teste identity between analytical methods. **Communications in Soil Science and Plant Analysis**, v.33, n. 7/8, p.1105-1118, 2002.

LOETSCH, F.; ZÖHRER, F.; HALLER, K. E. **Forest Inventory**. München: BLV Verlagsgesellschaft mbH, 1973. 469p.

LOPES, R. J. F.; ARAÚJO, J. H. B. Influências bióticas e abióticas que podem vir a comprometer o desenvolvimento do *Eucalyptus citriodora* Hook, no campus da UTFPR, Campo Mourão - Paraná. **II Congresso Científico da Região Centro-Ocidental do Paraná**, 2007.

LOUREIRO, G. H.; CURTO, R. A.; KOHLER, S. V.; FIGUEIREDO FILHO, A.; VARGAS, J. F.; ROSOT, N. C. Estimativas de volumes individuais de *Eucalyptus grandis* Hill ex Maiden usando equações de volume e fatores de forma com estratificação em classes diamétricas. In: SIMPÓSIO LATINO AMERICANO SOBRE MANEJO FLORESTAL, 5, Santa Maria, RS, 2011. **Anais**. Santa Maria, UFSM, 2011, p.618-624.

MACHADO, S. A.; BAILEY, R. L.; BASSO, S. F.; BEVILACQUA JÚNIOR, V. G. Análise do comportamento da relação hipsométrica com respeito à idade para plantações de *Pinus elliotti* no Estado do Paraná. **Cerne**, Lavras, v.1, n.1, p.5-12, 1994.

MACHADO, S. A.; FIGUEIREDO FILHO, A. **Dendrometria**. Curitiba: [s.n.], 2003. 309p.

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

MAIA, E.; SIQUEIRA, D. L.; SILVA, F. F.; PETERNELLI, L. A.; SALOMÃO, L. C. C. Método de comparação de modelos de regressão não-lineares em bananeiras. **Ciência Rural**, v.39, n.5, p.1380-1386, 2009.

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. J. For. Res.**, v.10, p.284-295, 1995.

MARTINS, E. F. P.; SILVA, J. A. A.; FERREIRA, R. L. C.; JANKOVSKI, T.; BRITO, C. C. R. Curvas de índice de sítio para leucena [*Leucaena leucocephala* (Lam.) de Wit.] no agreste de Pernambuco. **Ciência Florestal**, Santa Maria, v.17, n.4, p.365-376, 2007.

MEYER, H. A. A mathematical expression for height curves. **Journal Forestry**, v.38, p.415-520, 1940.

MUNK, A.; NEUMEYER, N.; SCHOLZ, A. Nonparametric analysis of covariance - the case of inhomogeneous and heteroscedastic noise. **Scand. J. Statist.**, v.34, p.511-534, 2007.

NASCIMENTO, F. A. F. **Modelagem biométrica e planejamento florestal otimizado utilizando a meta-heurística enxame de partículas**. UNICENTRO, Irati, 2010. 99f. Dissertação (Mestrado em Ciências Florestais) – Universidade Estadual do Centro-Oeste, 2010.

NEUMEYER, N.; DETTE, H. Nonparametric comparison of regression curves – an empirical process approach. **The Annals of Statistics**, v.31, n.3, p.880-920, 2003.

NOGUEIRA, G. S. **Modelagem do crescimento e da produção de povoamentos de *Eucalyptus sp.* e de *Tectona grandis* submetidas a desbaste**. UFV: Viçosa, 2003. 126p. Tese (Doutorado em Ciência Florestal) - Universidade Federal de Viçosa, 2003.

NOVAES, D. M. **Modelagem de crescimento e produção de povoamentos de *Tectona grandis* L. f. a partir de análise do tronco**. UFV: Viçosa, 2009. 42f. Dissertação (Mestrado em Ciência Florestal) – Universidade Federal de Viçosa, 2009.

OLIVEIRA, M. L. R.; LEITE, H. G.; GARCIA, S. L. R.; CAMPOS, J. C. C.; SOARES, C. P. B.; SANTANA, R. C. Estimação do volume de árvores de clones de eucalipto pelo método da similaridade de perfis. **Rev. Árvore**, v.33, n.1, p.133-141, 2009a.

OLIVEIRA, M. L. R.; LEITE, H. G.; NOGUEIRA, G. S.; CAMPOS, J. C.C. Modelagem e prognose em povoamentos não desbastados de clones de eucalipto. **Rev. Árvore**, v.33, n.5, p.841-852, 2009b.

PENG, C. Growth and yield models for uneven-aged stands: past, present and future. **Forest Ecology and Management**, v.132, n.2, p.259-279, 2000.

PEREIRA, J. C. D.; STURION, J. A.; HIGA, A. R.; HIGA, R. C. V.; SHIMIZU, J. Y. Características da madeira de algumas espécies de eucalipto plantadas no Brasil. Colombo: **Embrapa Florestas**, 2000. 113p. (*Embrapa Florestas*. Documentos, 38).

PIMENTEL GOMES, F.; GARCIA, C. H. A determinação de equações volumétricas na engenharia florestal. Piracicaba: **IPEF**, 1993. 36p. (IPEF. Técnica, v.9, n.26).

PORTÉ, A.; BARTELINK, H. H. Modeling mixed forest growth: a review of models for forest management. **Ecological Modelling**, Amsterdam, v.150, p.141-188, 2002.

R DEVELOPMENT CORE TEAM. **R: A language and environment for statistical computing**. R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria. ISBN 3-900051-07-0. Disponível em < <http://www.R-project.org/> >. Acesso em: 18 de novembro de 2011.

REGAZZI, A. J. Teste para verificar a identidade de modelos de regressão e a igualdade de parâmetros no caso de dados de delineamentos experimentais. **Rev. Ceres**, Viçosa, v.46, n.266, p.383-409, 1999.

REGAZZI, A. J. Teste para verificar a identidade de modelos de regressão. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, v.31, p.1-17, 1996.

REGAZZI, A. J. Teste para verificar a igualdade de parâmetros e a identidade de modelos de regressão não linear. **Revista Ceres**, v.50, p.9-26, 2003.

REGAZZI, A. J.; SILVA, C. H. O. Teste para verificar a igualdade de parâmetros e a identidade de modelos de regressão não-linear. I. Dados no delineamento inteiramente casualizado. **Revista de Matemática e Estatística**, v.22, p.33-45, 2004.

RETSLAFF, F. A. S. **Modelagem do crescimento e produção em classes de diâmetro para plantios de *Eucalyptus grandis***. UNICENTRO: Irati, 2010. 168p. Dissertação (Mestrado em Ciências Florestais) – Universidade Estadual do Centro-Oeste, 2010.

RIBEIRO, A.; FERRAZ FILHO, A. C.; MELLO, J. M.; FERREIRA, M. Z.; LISBOA, P. M. M; SCOLFORO, J. R. S. Estratégias e metodologias de ajuste de modelos hipsométricos em plantios de *Eucalyptus* sp. **Cerne**, Lavras: UFLA, v.16, n.01, p. 22-31, jan. / mar. 2010.

SALLES, T. T. **Modelagem de crescimento e produção de clones de eucalipto em um sistema agroflorestal**. UFV: Viçosa, 2010. 87f. Dissertação (Mestrado em Ciência Florestal) - Universidade Federal de Viçosa, 2010.

SANQUETTA, C. R.. Fundamentos biométricos dos modelos de simulação florestal. Curitiba, FUPEF. 1996. 49p. (Série Didática, n. 08).

SANTANA, C. J. O. **Simulação do crescimento e da produção em plantações desbastadas de *Eucalyptus grandis* com diferentes procedimentos de obtenção dos parâmetros da distribuição Weibull**. UFPR: Curitiba, 2008. 115f. Dissertação (Mestrado em Engenharia Florestal). Universidade Federal do Paraná, 2008.

SANTANA, C.; MELLO, A. A.; EISFELD, R. L.; SANQUETTA, C. R. Sistema de equações para simulação do crescimento e da produção em povoamentos de *Eucalyptus grandis* Hill ex Maiden. sem desbaste baseado no modelo de Clutter. **Revista Ambiência**, Guarapuava-PR, v.1, n.2, p. 239-256, 2005.

SANTOS, F. L. **Regulação da produção de floresta de eucalipto submetida a desbaste e destinada a multiprodutos**. UFV: Viçosa, 2008. 80f. Dissertação (Mestrado em Ciência Florestal) - Universidade Federal de Viçosa, 2008.

SANTOS, K.; SANQUETTA, C. R.; EISFIELD, R. L.; WATZLAWICK, L. F.; ZILIOOTTO, M. A. B. Equações volumétricas por classe diamétrica para algumas espécies folhosas da Floresta Ombrófila Mista no Paraná, Brasil. **Revista de Ciências Exatas e Naturais**, v.8, n.1, p.99-112, 2006.

SCHNEIDER, P. R. **Introdução ao Manejo Florestal**. Santa Maria, UFSM/CEPEF-FATEC, 1993. 348p.

SCHNEIDER, P. R.; SCHNEIDER, P. S. P.; SOUZA, C. A. M. **Análise de regressão aplicada à engenharia florestal**. FACOS-UFSM, Santa Maria: 2009. 294p.

SCHOLZ, A.; NEUMEYER, N.; MUNK, A. Nonparametric Analysis of Covariance: the Case of Inhomogeneous and Heteroscedastic Noise. 2004. Disponível em: <<http://econpapers.repec.org/RePEc:zbw:sfb475:200428>>. Acesso em 18 de nov. de 2011.

SCHUMACHER, F. X.; HALL, F. S. Logarithmic expression of timber-tree volume. **Journal of Agricultural Research**, Washington, v.47, n.9, p.719-734, 1933.

SCOLFORO, J. R. S. **Biometria Florestal: Parte I: modelos de regressão linear e não linear; Parte II: modelos para relação hipsométrica, volume, afilamento e peso de matéria seca**. Lavras: UFLA/FAEPE. 2005. 352p.

SCOLFORO, J. R. S. **Mensuração florestal 4: classificação de sítios florestais**. Lavras: ESAL/FAEPE, 1993. 138p.

SCOLFORO, J. R. S. **Modelagem do crescimento e da produção de florestas plantadas e nativas**. Lavras: UFLA/FAEP, 1998.

SCOLFORO, J. R. S. **Sistema integrado para predição e análise presente e futura do crescimento e produção, com otimização de remuneração de capitais, para *Pinus caribaea* var. *hondurensis***. UFPR: Curitiba, 1990. 289p. Tese (Doutorado em Ciências Florestais) – Universidade Federal do Paraná, 1990.

SILVA, A. L.; CAMPOS, J. C. C.; LEITE, H. G.; SOUZA, A. L.; LOPES, P. F. Growth and yield prediction using the modified Buckman model. **Rev. Árvore**, v.30, n.5, p.787-793, 2006.

SILVA, G. F.; LEITE, V. R.; CURTO, R. A.; MORA, R.; MARTINS, L. T.; SANTOS, E. M.; SOARES, C. P. B. Cuidados com o uso do coeficiente de determinação na análise do ajuste de modelos volumétricos. In: SIMPÓSIO LATINO AMERICANO SOBRE MANEJO FLORESTAL, 4, Santa Maria, RS, 2008. **Anais**. Santa Maria, UFSM, 2008, p.339-344.

SILVA, J. N. M. **The behavior of the Tropical rain forest of the brazilian amazon after logging**. Thesis (PhD). Oxford Forestry Institute. Oxford University. Michaelmas Term, 1989. 304p.

SILVA, M. L. M.; BINOTI, D. H. B.; GLERIANI, J. M.; LEITE, H. G. Ajuste do modelo de Schumacher e Hall e aplicação de redes neurais artificiais para estimar volume de árvores de eucalipto. **Rev. Árvore**, v.33, n.6, p.1133-1139, 2009.

SILVA, M. L.; RIBEIRO, C. A. A. S. Estabelecimento de rotação econômica para uma floresta regulada. **Rev. Árvore**, Viçosa-MG, v.30, n.1, p.65-73, 2006.

SKOVSGAARD, J. P.; VANCLAY, J. K. Forest site productivity: a review of the evolution of dendrometric concepts for even-aged stands. **Forestry**, Oxford, v.81, n.1, p.13-31, Oct. 2008.

SOARES, C. P. B.; PAULA NETO, F.; SOUZA, A. L. **Dendrometria e inventário florestal**. Viçosa: Ed. UFV, 2006. 276p.

SOARES, T. S. **Otimização do uso da madeira em povoamentos de eucalipto**. UFV: Viçosa, 2002. 49p. Dissertação (Mestrado em Ciência Florestal) - Universidade Federal de Viçosa, 2002.

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

SOARES, T. S.; SCOLFORO, J. R. S.; FERREIRA, S. O.; MELLO, J. M. Uso de diferentes alternativas para viabilizar a relação hipsométrica no povoamento florestal. **Rev. Árvore**, Viçosa-MG, v.28, n.6, p.845-854, 2004.

SOUZA, M. J. H.; RIBEIRO, A.; LEITE, H. G.; LEITE, F. P.; MINUZZI, R. B. Disponibilidade hídrica do solo e produtividade do eucalipto em três regiões da bacia do rio doce. **Rev. Árvore**, v.30, n.3, p.399-410, 2006.

SPATHELF, P.; NUTTO, L. **Modelagem aplicada ao crescimento e produção florestal**. Santa Maria: Universidade Federal de Santa Maria. 71p. 2000.

STEEL, R. G. D.; TORRIE, J. H. **Principles and Procedures of Statistics**. New York: McGraw-Hill Book, 1980. 633p.

STOATE, I. N. The use of a volume equation in pine stands. **Australian Forestry**, Camberra, v.9, p.48-52, 1945.

TEMPS, M. **Adição da precipitação pluviométrica na modelagem do crescimento e da produção florestal em povoamentos não desbastados de *Pinus taeda* L.** UFPR: Curitiba, 2005. 83f. Dissertação (Mestrado em Engenharia Florestal) Universidade Federal do Paraná, 2005.

TONINI, H. **Crescimento e produção de clones de *Eucalyptus saligna* Smith na Depressão Central e Serra do Sudeste, Rio Grande do Sul**. UFSM: Santa Maria, 2003. 289p. Tese (Doutorado em Engenharia Florestal) – Universidade Federal de Santa Maria, 2003.

VANCLAY, J. K. **Modelling Forest Growth and Yield: Applications to Mixed Tropical Forest**. Wallingford: CAB INTERNATIONAL, 1994, 312p.

VEIGA, R. A. A. O uso de equações de volume em levantamentos florestais. In: SIMPÓSIO SOBRE INVENTÁRIO FLORESTAL, 2, Piracicaba, 1984. **Anais**. Piracicaba, ESALQ/IPEF, 1984. p.93-102.

WANG, X. F. fANCOVA: Nonparametric Analysis of Covariance. R package version 0.5-1, 2010. Disponível em: <<http://CRAN.R-project.org/package=fANCOVA>>. Acesso em: 09 set. 2011.

WANG, X. F.; YE, D. On nonparametric comparison of images and regression surfaces. **Journal of Statistical Planning and Inference**, v.140, p.2875-2884, 2010.

WEBER, K. S. **Manejo da bracatinga (*Mimosa scabrella* Benth.) baseado no crescimento diamétrico de árvores individuais**. UFPR: Curitiba, 2007, 125p. Dissertação de Mestrado. Universidade Federal do Paraná, 2007.

YANG, Y., TITUS, S. J.; HUANG, S. Modeling individual tree mortality for white spruce in Alberta. **Ecological Modeling** v.163, p.209-222, 2003.

ZEIDE, B. Analysis of growth equations. *Forest Science*, Bethesda, v.39, n.3, p.594-616, 1993.