

VERSIDES SEBASTIÃO DE MORAES E SILVA

**PRODUÇÃO DE *Eucalyptus camaldulensis* Delnh.
NO ESTADO DE MATO GROSSO**

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

Orientador:
Prof. Dr. Roberto Tuyoshi Hosokawa

CURITIBA
1999




MINISTÉRIO DA EDUCAÇÃO E DO DESPORTO
UNIVERSIDADE FEDERAL DO PARANÁ
SETOR DE CIÊNCIAS AGRÁRIAS
COORDENAÇÃO DO CURSO DE PÓS-GRADUAÇÃO EM
ENGENHARIA FLORESTAL


P A R E C E R


Os membros da Banca Examinadora designada pelo Colegiado do Curso de Pós-Graduação em Engenharia Florestal, reuniram-se para realizar a arguição da Tese de **DOUTORADO**, apresentada pelo candidato **VERSIDES SEBASTIÃO DE MORAES E SILVA**, sob o título "**PRODUÇÃO DE *Eucalyptus camaldulensis* Delnh. NO ESTADO DE MATO GROSSO**". para obtenção do grau de **Doutor** em Ciências Florestais, no Curso de Pós-Graduação em Engenharia Florestal do Setor de Ciências Agrárias da Universidade Federal do Paraná, Área de Concentração **MANEJO FLORESTAL**.

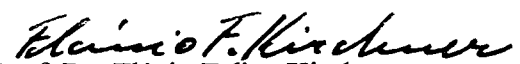
Após haver analisado o referido trabalho e argüido o candidato são de parecer pela "**APROVAÇÃO**" da Tese, com média final: (**9,84**), correspondente ao conceito (**A**).

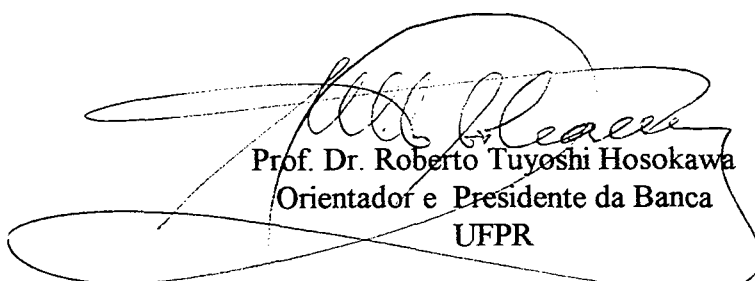
Curitiba, 10 de Dezembro de 1999.


Pesq. Dr. Edilson Batista de Oliveira
Primeiro Examinador
EMBRAPA


Prof. Dr. Humberto Ângelo
Segundo Examinador
UNB


Prof. Dr. Anselmo Chaves Neto
Terceiro Examinador
UFPR


Prof. Dr. Flávio Felipe Kirchner
Quarto Examinador
UFPR


Prof. Dr. Roberto Tuyoshi Hosokawa
Orientador e Presidente da Banca
UFPR

A meus pais, Deodoro Aquino de Moraes e Cenizia Amância de Moraes,
pelo exemplo de vida e luta que muito serviu para a minha formação.

Meu reconhecimento.

Á

Bárbara,
Alexandre
e
Fernanda

Ofereço

BIOGRAFIA

VERSIDES SEBASTIÃO DE MORAES E SILVA, filho de Deodoro Aquino de Moraes e Cenizia Amância de Moraes, nasceu em 28 de setembro de 1952, na cidade de Poconé, Estado de Mato Grosso.

Em 1975, iniciou o Curso de Engenharia Florestal da Universidade Federal de Mato Grosso, graduando-se em 12 de janeiro de 1979.

De março 1974 a março de 1980, exerceu a função de Professor do primeiro e segundo graus da rede estadual de ensino no município de Várzea Grande – MT.

Contratado pela Universidade Federal de Mato Grosso, em março de 1979, onde é Professor na área de Mensuração e Manejo Florestal.

Em 1980, iniciou o Curso de Mestrado na Escola de Floresta da Universidade Federal do Paraná, obtendo o título de Mestre em Ciências, em junho de 1982.

Ingressou, em 1994, no Curso de Pós-Graduação em Engenharia Florestal – nível – Doutorado, na área de Manejo Florestal.

AGRADECIMENTOS

A Deus, pela presença constante em todos os dias e pela força para superar todas as dificuldades presentes desde o momento da decisão em realizar este curso.

Em especial quero manifestar os sinceros agradecimentos ao meu orientador Professor Dr. Roberto Tuyoshi Hosokawa, pelos ensinamentos, pelo estímulo e pelo apoio e dedicação na orientação de meus trabalhos.

Ao Professor Dr. Anselmo Chaves Neto, pelos ensinamentos, apoio nos momentos difíceis, pela amizade e pelas contribuições apresentadas durante o curso.

Ao Professor Dr. José Roberto Soares Scolforo, da Universidade Federal de Lavras, pela grande colaboração, amizade, pelo incentivo e pelas sugestões apresentadas na condução deste trabalho.

À Universidade Federal de Mato Grosso (UFMT), pela oportunidade de realizar este treinamento.

Ao Curso de Pós-Graduação em Engenharia Florestal da Universidade Federal do Paraná, pela oportunidade e incentivo na consecução do programa de doutorado.

À Sadia Oeste S/A, nas pessoas dos Engenheiros Florestais Haroldo Klein e Gonçalo Leite Moreira, pela permissão de uso dos dados.

Nesta oportunidade quero externar meus agradecimentos ao Professor Dr. Ruben Delly Veiga, pela colaboração e dedicação sempre que sua ajuda foi solicitada.

A meus amigos, pelo constante incentivo. Em especial aos meus colegas de turma que sempre estiveram prontos a oferecer ajuda.

Ao colega de turma e Professor Dr. Cleverson Sant`anna e sua esposa, pelo acolhimento em sua residência durante a realização de etapas deste trabalho.

A meus familiares, que sofreram na ausência e me incentivaram nas horas difíceis de realização desta tarefa.

A todos aqueles que, de alguma maneira, contribuíram para a realização deste trabalho, minha profunda gratidão.

SUMÁRIO

LISTA DE TABELAS	viii
LISTA DE FIGURAS	x
RESUMO	xiv
ABSTRACT	xv
1. INTRODUÇÃO	1
1.1 – OBJETIVOS.....	3
1.1.1 – Geral	3
1.1.2 – Específicos.....	3
2 – REVISÃO DE LITERATURA	4
2.1 – ORIGEM E LIMITES DE OCORRÊNCIA NATURAL DA ESPÉCIE	4
2.2 – RELAÇÕES DE VOLUME.....	5
2.3 – RELAÇÕES HIPSOMÉTRICAS.....	6
2.4 – DISTRIBUIÇÃO DIAMÉTRICA	7
2.5 – FUNÇÕES DE SOBREVIVÊNCIA.....	13
2.6 – MODELOS DE CRESCIMENTO E PRODUÇÃO FLORESTAL.....	19
2.6.1 – Crescimento e Incremento.....	19
2.6.2 – Sítio.....	21
2.6.3 – Modelos de Produção Total.....	26
2.6.3 – Modelos por Classe Diamétrica.....	32
3 – MATERIAL E MÉTODOS	34
3.1 – DESCRIÇÃO GERAL DA ÁREA.....	34
3.1.1 – Localização.....	34
3.1.2 – Clima.....	34
3.1.3 – Hidrografia.....	34
3.1.4 – Geologia.....	35
3.1.5 – Geomorfologia.....	35
3.1.6 – Solos.....	36

3.1.7 – Vegetação Primária Predominante na Região.....	36
3.2 – FONTE DE DADOS.....	37
3.3 – FUNÇÃO DO VOLUME DE PARA ÁRVORES INDIVIDUAIS.....	38
3.4 – FUNÇÕES DE RELAÇÕES HIPSOMÉTRICAS.....	38
3.5 – FUNÇÕES DE CLASSIFICAÇÃO DO SÍTIO.....	39
3.6 – FUNÇÕES DE SOBREVIVÊNCIA.....	39
3.7 – MODELOS DE PRODUÇÃO TOTAL.....	40
3.8 – MODELO DE PRODUÇÃO PÔR CLASSE DIAMÉTRICA.....	41
3.9 – CRITÉRIO DE SELEÇÃO DA MELHOR EQUAÇÃO.....	43
3.9.1 – Modelos de Regressão.....	43
3.9.2 – Função de Distribuição de Probabilidade.....	43
3.9.3 – Classificação das Funções de Distribuição.....	44
3.10 – PROGNOSE DA PRODUÇÃO.....	45
3.10.1 – Sistema de Prognose.....	45
3.10.2 – Atributos da Floresta.....	47
3.10.3 – Teste de Eficiência do Modelo Proposto.....	48
4 – RESULTADOS E DISCUSSÃO.....	49
4.1 – FUNÇÃO DO VOLUME DE ÁRVORE INDIVIDUAL.....	49
4.2 – FUNÇÕES DE RELAÇÕES HIPSOMÉTRICAS.....	50
4.3 – FUNÇÕES DE CLASSIFICAÇÃO DE SÍTIO.....	53
4.4 – FUNÇÃO DE SOBREVIVÊNCIA.....	57
4.5 – MODELO DE PRODUÇÃO TOTAL.....	60
4.5.1 – Produção Presente em Volume.....	61
4.5.2 – Produção Futura em Volume.....	62
4.5.3 – Produção Presente em Área Basal.....	63
4.5.4 – Produção Futura em Área Basal.....	63
4.5.5 – Taxa de Crescimento Corrente em Volume e Área Basal.....	65
4.6 – MODELO POR CLASSE DIAMÉTRICA.....	67
4.7 – PROGNOSE DA PRODUÇÃO.....	78
4.7.1 – Atributos da Floresta.....	78
4.7.1.1 – Função do Diâmetro Mínimo.....	78
4.7.1.2 – Função de Área Basal.....	80

4.7.1.3 – Função de Relação Hipsométrica Genérica.....	81
4.7.1.4. – Função do Diâmetro Máximo.....	83
4.7.1.5 – Funções de Variância dos Diâmetros.....	85
4.7.1.5.1 – Função da Variância Amostral	85
4.7.1.5.2 – Função da Variância Paramétrica.....	85
4.7.1.6 – Função do Diâmetro Médio Quadrático.....	87
4.7.1.7 – Função da Média Aritmética dos Diâmetros.....	88
4.7.1.8 – Funções dos Parâmetros de S_B de JOHNSON.....	90
4.7.1.8.1 – Função da Média Transformada	91
4.7.1.8.2 – Função dos Desvios Transformados.....	91
4.7.1.8.3 – Função do Parâmetro Assimetria	92
4.7.1.8.4 – Função do Parâmetro Curtose.....	93
4.7.2 – Modelos Usados na Prognose.....	96
4.3.7.3 – Eficiência do Sistema de Prognose.....	102
4.8 – ANÁLISE COMPARATIVA ENTRE MODELO DO TIPO GLOBAL E POR CLASSE DE DIÂMETRO.....	106
4.9 – IMPLICAÇÕES DESTE ESTUDO AO DESENVOLVIMENTO FLORESTAL DO ESTADO DE MATO GROSSO.....	109
5 – CONCLUSÕES.....	112
ANEXOS.....	115
REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS.....	163

LISTA DE TABELAS

TABELA 01 - COMBINAÇÃO DOS PARES DOS DIÂMETROS PERCENTIS.....	42
TABELA 02 - ESTIMATIVA DOS PARÂMETROS, VALOR – t, VALOR – p COEFICIENTE DE DETERMINAÇÃO (R^2), VALOR – F, ERRO PADRÃO RESIDUAL (EPR) E COEFICIENTE DE VARIAÇÃO (CV %)......	49
TABELA 03 - RESULTADOS DE TODOS OS MODELOS POR PROJETO E IDADE PARA SOMA DOS QUADRADOS DOS RESÍDUOS, COEFICIENTE DE DETERMINAÇÃO (R^2), ERRO PADRÃO RESIDUAL (EPR), COEFICIENTE DE VARIAÇÃO (CV %) E ESTIMATIVA DOS PARÂMETROS.....	52
TABELA 04 - ESTIMATIVA DOS PARÂMETROS, VALOR – t, VALOR – p COEFICIENTE DE DETERMINAÇÃO (R^2), VALOR – F, ERRO PADRÃO RESIDUAL (EPR) E COEFICIENTE DE VARIAÇÃO (CV %)......	54
TABELA 05 - ALTURAS DOMINANTES NAS CLASSES DE ÍNDICE DE SÍTIO PARA PLANTIOS DE <i>Eucalyptus camaldulensis</i> Delnh.....	58
TABELA 06 - ESTIMATIVA DOS PARÂMETROS, COEFICIENTE DE DETERMINAÇÃO (R^2), ERRO PADRÃO RESIDUAL (EPR) E COEFICIENTE DE VARIAÇÃO (CV %)......	59
TABELA 07 - ESTIMATIVA DOS PARÂMETROS, VALOR – t, VALOR – p COEFICIENTE DE DETERMINAÇÃO (R^2), VALOR – F, ERRO PADRÃO RESIDUAL (EPR) E COEFICIENTE DE VARIAÇÃO (CV %)......	62
TABELA 08 - ESTIMATIVA DOS PARÂMETROS, VALOR – t, VALOR – p COEFICIENTE DE DETERMINAÇÃO (R^2), VALOR – F, ERRO PADRÃO RESIDUAL (EPR) E COEFICIENTE DE VARIAÇÃO (CV %)......	62

TABELA 09 - ESTIMATIVA DOS PARÂMETROS, VALOR – t, VALOR – p COEFICIENTE DE DETERMINAÇÃO (R ²), VALOR – F, ERRO PADRÃO RESIDUAL (EPR) E COEFICIENTE DE VARIAÇÃO (CV %).....	63
TABELA 10 - ESTIMATIVA DOS PRÂMETROS DA FUNÇÃO DE ÁREA BASAL FUTURA.....	64
TABELA 11 - ESTIMATIVA DOS PARÂMETROS, VALOR – t, VALOR – p COEFICIENTE DE DETERMINAÇÃO (R ²), VALOR – F, ERRO PADRÃO RESIDUAL (EPR) E COEFICIENTE DE VARIAÇÃO (CV %).....	79
TABELA 12 - ESTIMATIVA DOS PARÂMETROS, VALOR – t, VALOR – p COEFICIENTE DE DETERMINAÇÃO (R ²), VALOR – F, ERRO PADRÃO RESIDUAL (EPR) E COEFICIENTE DE VARIAÇÃO (CV %).....	80
TABELA 13 - ESTIMATIVA DOS PARÂMETROS, VALOR – t, VALOR – p COEFICIENTE DE DETERMINAÇÃO (R ²), VALOR – F, ERRO PADRÃO RESIDUAL (EPR) E COEFICIENTE DE VARIAÇÃO (CV %).....	82
TABELA 14 - ESTIMATIVA DOS PARÂMETROS, VALOR – t, VALOR – p COEFICIENTE DE DETERMINAÇÃO (R ²), VALOR – F, ERRO PADRÃO RESIDUAL (EPR) E COEFICIENTE DE VARIAÇÃO (CV %).....	84
TABELA 15 - ESTIMATIVA DOS PARÂMETROS, VALOR – t, VALOR – p COEFICIENTE DE DETERMINAÇÃO (R ²), VALOR – F, ERRO PADRÃO RESIDUAL (EPR) E COEFICIENTE DE VARIAÇÃO (CV %).....	86
TABELA 16 - ESTIMATIVA DOS PARÂMETROS, COEFICIENTE DE DETERMINAÇÃO (R ²) E COEFICIENTE DE VARIAÇÃO (CV%) DO MODELO DE DIÂMETRO MÉDIO QUADRÁTICO.....	87

TABELA 17 - ESTIMATIVA DOS PARÂMETROS, VALOR – t, VALOR – p COEFICIENTE DE DETERMINAÇÃO (R ²), VALOR – F, ERRO PADRÃO RESIDUAL (EPR) E COEFICIENTE DE VARIAÇÃO (CV %).....	89
TABELA 18 - ESTIMATIVA DOS PARÂMETROS, VALOR – t, VALOR – p COEFICIENTE DE DETERMINAÇÃO (R ²), VALOR – F, ERRO PADRÃO RESIDUAL (EPR) E COEFICIENTE DE VARIAÇÃO (CV %).....	91
TABELA 19 - ESTIMATIVA DOS PARÂMETROS, VALOR – t, VALOR – p COEFICIENTE DE DETERMINAÇÃO (R ²), VALOR – F, ERRO PADRÃO RESIDUAL (EPR) E COEFICIENTE DE VARIAÇÃO (CV %).....	92
TABELA 20 - ESTIMATIVA DOS PARÂMETROS, VALOR – t, VALOR – p COEFICIENTE DE DETERMINAÇÃO (R ²), VALOR – F, ERRO PADRÃO RESIDUAL (EPR) E COEFICIENTE DE VARIAÇÃO (CV %).....	92
TABELA 21 - ESTIMATIVA DOS PARÂMETROS, VALOR – t, VALOR – p COEFICIENTE DE DETERMINAÇÃO (R ²), VALOR – F, ERRO PADRÃO RESIDUAL (EPR) E COEFICIENTE DE VARIAÇÃO (CV %).....	93
TABELA 22 - PROGNOSE MÉDIA DO VOLUME, NÚMERO DE ÁRVORES E ÁREA BASAL NAS CLASSES DE PRODUTIVIDADE I, II E III.....	98

LISTA DE FIGURAS

FIGURA 01	– COMPORTAMENTO TEÓRICO DA FUNÇÃO DE PRODUÇÃO, CRESCIMENTO E INCREMENTO.....	29
FIGURA 02	– ALTURA MÉDIA, INCREMENTO MÉDIO E CORRENTE, PONTO DE INFLEXÃO, TAXA DE ACELERAÇÃO E RESÍDUOS DAS ALTURAS DOMINANTES.....	55
FIGURA 03	– CURVAS DE ÍNDICE DE SÍTIO.....	57
FIGURA 04	– DISTRIBUIÇÃO DOS RESÍDUOS DO NÚMERO DE ÁRVORES SOBREVIVENTES.....	60
FIGURA 05	– PRODUÇÃO PRESENTE E FUTURA EM ÁREA BASAL E VOLUME POR IDADE E CLASSE DE PRODUTIVIDADE.	64
FIGURA 06	– TAXA DE CRESCIMENTO MÉDIO E CORRENTE EM ÁREA BASAL (A, B, C) E VOLUME (D, E, F) POR IDADE E CLASSE DE PRODUTIVIDADE (I, II, III).....	66
FIGURA 07	– AJUSTE DA FUNÇÃO DE DISTRIBUIÇÃO NORMAL.....	69
FIGURA 08	– AJUSTE DA FUNÇÃO DE DISTRIBUIÇÃO LOGNORMAL	70
FIGURA 09	– AJUSTE DA FUNÇÃO DE DISTRIBUIÇÃO GAMA POR MOMENTOS E MÁXIMA VEROSSIMILHANÇA.....	70
FIGURA 10	– AJUSTE DA FUNÇÃO DE DISTRIBUIÇÃO BETA POR MÉTODOS DE MOMENTOS, MÉDIA E VARIÂNCIA.....	71
FIGURA 11	– AJUSTE DA FUNÇÃO DE DISTRIBUIÇÃO WEIBULL PELOS MÉTODOS DOS DE TRÊS PARÂMETROS (A), MOMENTOS (B) E MÁXIMA VEROSSIMILHANÇA (C)...	72
FIGURA 12	– AJUSTE DA FUNÇÃO DE DISTRIBUIÇÃO WEIBULL MÉTODOS DOS PERCENTIS $X_{p1}= 10$ PARA $X_{p2}= 85$ E $X_{p2}= 95$	73
FIGURA 13	– AJUSTE DA FUNÇÃO DE DISTRIBUIÇÃO WEIBULL MÉTODOS DOS PERCENTIS $X_{p1}= 15$ PARA $X_{p2}= 90$ E $X_{p2}= 95$.	74
FIGURA 14	– AJUSTE DA FUNÇÃO DE DISTRIBUIÇÃO WEIBULL MÉTODOS DOS PERCENTIS $X_{p1}=20$ PARA $X_{p2}= 80$ E $X_{p2}=85$	74

FIGURA 15 – AJUSTE DA FUNÇÃO DE DISTRIBUIÇÃO WEIBULL MÉTODOS DOS PERCENTIS $X_{P1}= 25$ PARA $X_{P2}= 90$ E $X_{P2}= 95$.	75
FIGURA 16 – AJUSTE DA FUNÇÃO DE DISTRIBUIÇÃO WEIBULL MÉTODOS DOS PERCENTIS $X_{P1}= 30$ PARA $X_{P2}= 85$ E $X_{P2}= 95$.	75
FIGURA 17 – AJUSTE DA FUNÇÃO DE DISTRIBUIÇÃO WEIBULL MÉTODOS DOS PERCENTIS $X_{P1}= 35$ PARA $X_{P2}= 90$ E $X_{P2}= 95$	76
FIGURA 18 – AJUSTE DA FUNÇÃO SB PELO MÉTODO DOS MOMENTOS, MÁXIMA VEROSSIMILHANÇA, MOMENTOS A $0,35 \cdot D_{\min}$ E MÁXIMA VEROSSIMILHANÇA COM VÍNCULO A $0,55 \cdot D_{\min}$.	77
FIGURA 19 – DISTRIBUIÇÃO DOS RESÍDUOS DA FUNÇÃO DE ÁREA BASAL.....	81
FIGURA 20 – DISTRIBUIÇÃO DOS RESÍDUOS DA FUNÇÃO DE RELAÇÃO HIPSOMÉTRICA GENÉRICA.....	82
FIGURA 21 – DISTRIBUIÇÃO DOS RESÍDUOS DA FUNÇÃO DO DIÂMETRO MÁXIMO.....	84
FIGURA 22 – DISTRIBUIÇÃO DOS RESÍDUOS DA FUNÇÃO DE VARIÂNCIA AMOSTRAL E PARAMÉTRICA DOS DIÂMETROS.....	86
FIGURA 23 – DISTRIBUIÇÃO DOS RESÍDUOS DA FUNÇÃO DE DIÂMETRO MÉDIO QUADRÁTICO.....	88
FIGURA 24 – DISTRIBUIÇÃO DOS RESÍDUOS DA FUNÇÃO DA MÉDIA ARITMÉTICA DOS DIÂMETROS.....	90
FIGURA 25 – DISTRIBUIÇÃO DOS RESÍDUOS ABSOLUTO E EM PORCENTAGEM DA MÉDIA TRANSFORMADA, DESVIOS TRANSFORMADOS, CURTOSE E ASSIMETRIA DA FUNÇÃO SB DE JONHSON.....	95
FIGURA 26 – PROGNOSE DA PRODUÇÃO EM VOLUME, NÚMERO DE ÁRVORES E ÁREA BASAL NA CLASSE DE PRODUTIVIDADE III.....	99
FIGURA 27 – PROGNOSE DA PRODUÇÃO EM VOLUME, NÚMERO DE ÁRVORES E ÁREA BASAL NA CLASSE DE PRODUTIVIDADE II.....	100

FIGURA 28 – PROGNOSE DA PRODUÇÃO EM VOLUME, NÚMERO DE ÁRVORES E ÁREA BASAL NA CLASSE DE PRODUTIVIDADE I.....	101
FIGURA 29 – DESVIOS DE PROGNOSE DO VOLUME, NÚMERO DE ÁRVORES E ÁREA BASAL NA CLASSE DE PRODUTIVIDADE III.....	103
FIGURA 30 – DESVIOS DE PROGNOSE DO VOLUME, NÚMERO DE ÁRVORES E ÁREA BASAL NA CLASSE DE PRODUTIVIDADE II.....	104
FIGURA 31 – DESVIOS DE PROGNOSE DO VOLUME, NÚMERO DE ÁRVORES E ÁREA BASAL NA CLASSE DE PRODUTIVIDADE I.....	105

RESUMO

O trabalho apresenta o desenvolvimento de uma metodologia para descrever a dinâmica da estrutura de uma floresta plantada. Neste estudo foram empregados dados oriundos de uma floresta plantada com *Eucalyptus camaldulensis* Delnh, localizados no município de Cuiabá em Mato Grosso. O processo de modelagem baseou-se na análise de medidas de posição de tendência central e de dispersão nas expressões que representaram a evolução e o desenvolvimento da floresta através dos modelos de altura dominante, produção em volume, área basal, distribuições do número de árvores em classes de diâmetro e dos atributos da floresta. Os modelos que foram testados para a classificação dos sítios tiveram seus resultados validados através de testes estatísticos de regressão. O modelo de Richards foi utilizado para definir as classes de produtividade. Na definição dos índices de sítios utilizou-se o método da diferença agregada. Este método permitiu estabelecer seis curvas de índices de sítio a uma idade de referência de 84 meses. Na definição do modelo de produção total foram testados diversos modelos. O mais eficiente para expressar a produção presente e futura em volume e área basal foi o modelo desenvolvido por Beck e Della-Binca. Para as distribuições diamétricas dentre os modelos testados através dos diversos métodos de ajuste, os mais eficientes foram as funções de distribuições S_B de Johnson e Beta, ajustados pelos métodos dos momentos. Os modelos testados para expressar os atributos da floresta foram avaliados através de testes estatísticos de análise de regressão. De maneira geral, com os testes realizados em todos os modelos, pode-se verificar que aqueles selecionados apresentaram ajustes satisfatórios e sem tendência nos resíduos. A eficiência de prognose, foi avaliada pelo teste "t", desvio de prognose e correlação entre o volume prognosticado e o volume observado na idade de prognose. O modelo mais eficiente foi a função de distribuição S_B de Johnson. O processo de modelagem utilizado permitiu obter com detalhes as análises das tendências do crescimento, a partir das quais pode-se concluir que a metodologia adotada permitiu a obtenção de estimativas da produção atual, futura ou passada, utilizando-se de um conjunto de modelos bio-matemáticos discriminados em cada fase deste estudo.

ABSTRACT

The work presents the development of a methodology to describe the dynamics of the structure of the planted forest. In this study the data used was taken from the forest planted with *Eucalyptus camaldulensis* Delnh, located in the municipal district of Cuiabá in the state of Mato Grosso - Brazil. The modelling process was based on the analysis of measures of position of central tendency and of dispersion in the expressions that represented the evolution and the development of the forest. Models used for this modelling process were for dominant height, production in volume, basal area, distributions of the numbers of trees in diameter class and of the attributes of the forest. The models that were tested for the classification of the site had their results validated by statistical tests of regression. The model of Richards was used to define the productivity class. In the definition of the indexes of site the method of the joined difference was used. This method allowed the establishment of six curves of site indexes to an age of reference of 84 months. In the definition of the model of total production several models were tested. The most efficient model to express the present and future production in volume and basal area was the Beck and Della-Bianca model. For the diameter distribution several adjustment methods were tested with the purpose of selecting the most efficient one to express the number of trees in the diameter classes. The functions of distributions SB and Beta, were adjusted by the methods of the moments. The models used to express the attributes of the forest were evaluated by the tests of regression analysis. In the general, through the test run in all the models, it can be verified that the selected models presented satisfactory fitting and were unbiased in the graphic analyses of the residues. The efficiency of prognosis was appraised for the test " t ", prognosis deviation and correlation among the predicted and the observed volume in the same age. The most efficient model was the distribution function S_B of Johnson. The modelling process used allowed us to obtain in detail of the tendencies of growth. From these tendencies, it can be concluded that the adopted methodology allowed us to obtain the estimates of the current, future or past production, making use of the group of bio-mathematical models discriminated for each phase of this study.

1 – INTRODUÇÃO

O Estado de Mato Grosso até o início da década de 70, possuía uma baixa densidade demográfica e recursos florestais abundantes e praticamente intactos. A forma de ocupação, alicerçada na abertura de fronteiras agrícolas e baseada exclusivamente na conversão de terras, com florestas e cerrados, em campos para cultivo agrícola e pecuária, tornou-se uma prática comum, que continua sendo utilizada até hoje. A incorporação destas terras para produção agrícola e pastoril não tem levado em consideração a conservação dos recursos florestais nelas existentes, e apenas continuam sendo aproveitadas as espécies arbóreas de alto valor comercial. Esta prática tem provocado um rápido avanço das áreas de fronteiras agrícolas e, como consequência, o aumento dos desmatamentos, tanto nas áreas de cerrados do sul e leste, como também, em regiões de florestas do norte, noroeste e oeste do Estado.

Associado aos processos históricos de ocupação do território, houve um grande desenvolvimento do setor industrial, principalmente na Grande Cuiabá e nas cidades de Cáceres, Rondonópolis, Barra do Garças e Sinop, que trouxe um aumento do consumo de matéria prima de origem florestal, para construção civil, serrados, lâminas, mobiliários, carvão e lenha.

O aumento do consumo de matéria prima florestal tem provocado fortes pressões sobre as áreas de vegetação nativa resultando na supressão de extensas áreas de florestas, o que tem causado um aumento do desequilíbrio ambiental destes ecossistemas.

A escassez de matéria prima aliada ao aumento de consumo e, ainda, somado à política de reposição florestal na Amazônia Brasileira, de que trata a Lei 4.771 de 15 de setembro de 1965, Lei 7.803 de 15 de julho 1989, Decreto 1.282 de 19 de outubro de 1994, Portaria IBAMA nº 29 de 26 de abril de 1996 e Instrução Normativa n.º 01 de 05 de Setembro de 1996, tem provocado o aumento do interesse de algumas empresas em investir na formação de florestas com espécies de rápido crescimento.

Para atender a demanda de informações técnicas sobre o comportamento das espécies exóticas e nativas em condições de reflorestamento, torna-se necessária a realização de pesquisas que sirvam de apoio ao desenvolvimento florestal da região.

Em todo o Estado, o estímulo à prática de formações de florestas, deu-se com a publicação do Decreto 1.282, Portaria IBAMA nº 29 e Instrução Normativa n.º 01, que estabelecem mecanismos operacionais da política de reposição florestal. Convém ressaltar que ainda são poucas as áreas reflorestadas no estado, sendo os principais reflorestamentos formados com as espécies de *Eucalyptus spp* e recentemente a *Tectona grandis L.*, vem sendo plantada em várias regiões, principalmente no centro, noroeste e norte do Estado. Entretanto, não existe nenhum programa de pesquisa visando estudar e monitorar o crescimento e o incremento destas florestas. Também, não se tem estudos para desenvolver um sistema de predição e análise da produção, presente e futura, com o propósito de definir as melhores condições de plantio e sítio que permitam quantificar o melhor rendimento destas espécies.

Muitas empresas vêm se esforçando no sentido de implantar florestas como forma de garantir suas próprias reservas, mas como existem poucos estudos do comportamento das espécies de rápido crescimento nas condições de sítios da região, torna-se difícil avaliar a viabilidade técnico e econômico de tais empreendimentos.

Diante desta realidade, é que propusemos realizar este estudo, no sentido de fazer uma análise da produção atual e prognosticar o crescimento e incremento futuro das espécies plantadas, como forma de subsidiar as tomadas de decisões futuras sobre reflorestamento em Mato Grosso.

As iniciativas de formação de florestas têm como resultados uma fonte geradora de divisas, emprego, fixação de mão-de-obra e, ainda, diminuem as pressões sobre as áreas de vegetação nativa existente no Estado, contribuindo, desta forma, com a manutenção das condições ambientais destas áreas, o que tornou perfeitamente justificável a realização deste estudo.

Na realização do presente estudo procurou-se estabelecer as bases biométricas de avaliação da produção, presente e futura, através da modelagem da floresta de *Eucalyptus camaldulensis* Delnh, a fim de obter resultados quantitativos, dentro dos

limites de precisão aceitáveis. As análises feitas buscaram, dentro das bases biométricas desenvolvidas, estabelecer um sistema de prognose da produção em volume, número de árvores e área basal na idade futura em reflorestamento e nas condições ambientais encontradas.

1.1 – OBJETIVOS

1.1.1 – Geral

O trabalho teve como objetivo desenvolver um sistema de predição e análise da produção de madeira em florestas multiâneas de *Eucalyptus camaldulensis* Delnh, no Estado de Mato Grosso.

1.1.2 – Específicos:

- a – estabelecer um sistema de predição e análise do crescimento e produção em volume e área basal a nível de povoamento e por classe de diâmetro;
- b – definir entre os modelos de distribuição de probabilidade, através dos diferentes métodos de ajuste, o mais eficiente para estimar o número de árvores por classe de diâmetro;
- c – modelar os atributos da floresta para avaliar a evolução dos mesmos com a idade;
- d – desenvolver um sistema de prognose da produção em volume, número de árvores e área basal, na idade presente e futura;
- e – avaliar a eficiência do sistema de prognose proposto;
- f – avaliar a potencialidade do *Eucalyptus camaldulensis* Delnh na formação de florestas plantadas para fins energéticos no Estado de Mato Grosso.

2 – REVISÃO DE LITERATURA

2.1 – ORIGEM E LIMITES DE OCORRÊNCIA NATURAL DA ESPÉCIE

O gênero *Eucalyptus* L'Héritier, pertence a família das Myrtaceas, da tribo das Leptospermeas, todas nativas da Austrália, com exceção de cinco espécies que são provenientes de outras regiões, sendo quatro das ilhas da Nova Guiné e Timor e uma das Molucas. Os eucaliptos ocupam 90% das áreas cobertas por florestas da Austrália, tornando-se a sua principal riqueza florestal, inclusive da Tasmânia, onde formam densas e vastas florestas, constituindo a maior parte da riqueza florestal do continente. Estas espécies são essencialmente austro-malaio, com uma distribuição natural que se estende desde 7° de latitude norte a 43° 39' de latitude sul . A maioria das melhores florestas naturais ou plantações destas espécies estão ao sul do Trópico de Capricórnio, (ANDRADE e VECCHI, 1918; ANDRADE, 1961; FAO, 1956 e FAO, 1981).

O *Eucalyptus camaldulensis* Delnh, é conhecido na Austrália pelo nome comum de “Murray red gum” ou “River red gum” (FAO, 1956), (WEBB et al., 1980), para distinguir-se das espécies e variedades afins. De acordo com os relatos contidos em (FAO, 1981), é a espécie mais difundida na Austrália Continental e estende-se por todos os estados, com exceção da Tasmânia. Esta espécie ocorre em regiões de clima temperado e também tropical, com distribuição entre as latitudes de 15° 30' a 38° Sul. É uma espécie essencialmente ribeirinha e, nos Estados de Vitória e Nova Gales do Sul (Austrália), onde o terreno sofre inundações anuais e ficam coberto por água por um período de mais de quinze dias, ocorrem em associações quase puras ao longo do curso do Rio Murray (COZZO, 1955). Dentro de suas amplas variações naturais, pode-se observar que esta espécie ocorre em altitudes que variam de 30 a 600m. Na região de ocorrência natural, a precipitação varia de 250mm para o inverno e 625mm no verão. Suporta um período de seca que varia de 4 a 8 meses (FAO, 1981). Segundo

relatos dos mesmos autores, esta espécie resiste a uma variação de temperatura de 29° a 35° C nos meses mais quente e de 11° a 20° C nos meses mais frios suportando, ainda, temperaturas abaixo de zero grau, ficando próximo de -5° C.

Os solos onde ocorrem, em geral são profundos, argilosos, pesados e bastante alcalinos (COZZO, 1955), principalmente em terreno aluvial, com níveis de águas subterrâneas muito variado. O PH do solo é suportado no gradiente do horizonte, varia de 5,5 até níveis extremos de 9,4.

Esta espécie, segundo (FAO, 1956), em condições naturais, pode atingir alturas que vão de 20 a 50 m e o diâmetro pode alcançar dimensões de até 2 m. Em condições isoladas pode desenvolver copas grandes, galhadas e permitem a passagem da luz. Parte da casca quando caduca se desprende e é renovada anualmente. A casca nova, de cor mais clara, após descoberta forma um contraste com o resto da casca. O *E. Camaldulensis*, em territórios da Austrália setentrional, demonstra que pode resistir as condições tropicais sempre que se encontra umidade suficiente no solo.

2.2 – RELAÇÕES DE VOLUME

A determinação de volumes de árvores quer total ou parcial, tem sido exaustivamente pesquisado e encontra-se amplamente definido na literatura. O uso de modelos matemáticos para elaboração de tabelas de volume podem ser encontrados em CHAPMAN e MEYER (1949), que afirmam que as funções matemáticas são bem sucedidas na elaboração de tabelas de volume. SPURR (1952), cita um grande número de equações que fornecem estimativas do volume em função da medição de algumas variáveis de fácil medição. HUSCH et al. (1971), enfatizam a preferência pelo uso de modelos matemáticos na preparação de tabelas de volume. Outros autores como BRUCE e SCHUMACHER (1950), GOMES (1957) e LOETSCH et al. (1973), agruparam as funções mais importantes existentes até aquela data, segundo uma ordem

de participação das variáveis independentes na sua forma final. Segundo os mesmos autores, o mérito de uma equação volumétrica é o fato de possuir poucas variáveis fáceis de serem medidas e bem correlacionada com o volume.

A partir dos trabalhos de CHAPMAN e MEYER (1949), SPURR (1950), HUSCH et al. (1972), ANUNCHIN (1970), GOMES (1957), BRUCE e SCHUMACHER (1950), LOETSCH et al. (1973) e outros, foram desenvolvidos, no Brasil, muitos trabalhos envolvendo o uso de modelos matemáticos e a sua aplicação na preparação de tabelas e equações de volume para as florestas naturais e plantadas.

Dentre os diversos trabalhos, aqui desenvolvidos, podemos citar o trabalho de PAULA NETO (1977) e MACHADO (1979), SIQUEIRA (1977), PAULA NETO et al. (1983), HIGUCHI (1978), AHRENS (1982), UBIALLI (1981), PÉLICO NETTO (1982), FIGUEIREDO FILHO (1982), BLANCO JORGE (1982), GUIMARÃES (1986), dentre outros.

2.3 – RELAÇÕES HIPSOMÉTRICAS

CHAPMAN e MEYER (1949), estudando a relação entre altura e diâmetro, afirmam que esta relação não representa uma ação biológica definida, como o que ocorre com a função da altura sobre a idade ou diâmetro sobre a idade, apresentando uma grande variação em altura para o mesmo diâmetro, quando ocorre mudança na idade e sítios. Estes autores utilizaram o método gráfico para produzir curvas de altura sobre o diâmetro. Já BRUCE e SCHUMACHER (1950), afirmam que nem sempre as maiores alturas correspondem aos maiores diâmetros e, por isso, existe uma tendência de inclinação da curva para baixo. ASSMANN (1970) considera como sendo um processo adequado para a estimativa da altura média de árvores dentro da floresta, a relação da altura com o diâmetro. Para confirmar a correlação entre as variáveis diâmetro e altura, HUSCH et al. (1972) afirmam que se duas variáveis apresentam

correlação com uma outra variável comum a elas, então estas duas variáveis, também são correlacionadas entre si. Desta maneira, se a altura e o diâmetro são correlacionadas com a idade, logo existe correlação entre a altura e o diâmetro.

Para LOETSCH et al. (1973), a curva da relação da altura com o diâmetro em florestas jovens e de mesma idade, em sítios bons, é íngreme e sobe suavemente em sítios mais pobres. Os mesmos autores afirmam que a relação da altura com o diâmetro depende da posição sociológica de uma determinada árvore dentro da floresta que é diferente da posição sociológica dentro das classes. A curva de altura não se apresenta como extensão de uma outra curva, pois esta varia na altura em relação a curva com menor idade.

O uso das relações hipsométricas para estimar alturas tornou-se bastante difundido nos levantamentos florestais no Brasil. Podemos citar os trabalhos desenvolvidos por BERMIGUI (1980), IBDF (1980), IBDF (1983), HOSOKAWA (1986), SCOLFORO (1993), GUIMARÃES (1994) e ROCHADELLI (1997) dentre outros.

2.4 – DISTRIBUIÇÃO DIAMÉTRICA

O estudo das distribuições do número de árvores em classes diamétricas, segundo LOETSCH et al. (1973), iniciou-se com o desenvolvimento do modelo de Liocourt baseado em progressão geométrica e aplicado em florestas naturais. As formações florestais apresentam três tipos básicos de distribuição, a saber: unimodal, multimodal e decrescentes. A partir do modelo de Liocourt, muitos trabalhos foram desenvolvidos por diversos pesquisadores em todo mundo abordando o tema.

Estudos sobre distribuição diamétrica, com base no modelo de Liocourt, foram desenvolvidos por MEYER e STVENSON (1943), para estudar a estrutura diamétrica de florestas naturais na Pensilvania.

O uso de funções de distribuição de probabilidade em estudos florestais é amplamente difundido tendo sido utilizados por diversos pesquisadores. Estudos com a função Beta, para explicar a distribuição do número de árvores em classes de diâmetro, são encontrados nos trabalhos de CLUTTER e BENETT (1965); MCGEE e DELLA-BIANCA (1967); BURKHART e STRUB (1974); BENETT e CLUTTER (1968), para prognosticar a distribuição de diâmetro em plantações de *Pinus elliotti* Engelm.

KONOEEL et al. (1968), dizem que a função de distribuição Beta é muito flexível, assumindo a forma conforme os parâmetros e ainda apresenta uma função de densidade de probabilidade tendo limites finitos, os quais restringem todos os diâmetros dentro de seu limites, inferior e superior. A desvantagem da função Beta segundo, o mesmo autor, é que requer integração numérica para obter a probabilidade sobre vários intervalos da variável aleatória, isto é, para obter a proporção entre números de árvores em cada classe de diâmetro, uma vez que a função de distribuição cumulativa não existe na forma fechada. LOETSCH et al. (1973), considera como grande vantagem da função Beta a simplicidade de aplicação e, também, por ser altamente adaptável na forma com os parâmetros.

A função de distribuição Weibull, segundo JOHNSON e KOTZ (1970), é a terceira mais empregada em Estatística, sendo superada apenas pelas distribuições normal e gama. No meio florestal, BAILEY e DELL (1973), fizeram uso da função de distribuição Weibull para determinar a distribuição do número de árvores em classes diamétricas, o que permitiu ajuste satisfatório das distribuições decrescentes e unimodais. Para destacar as qualidades da função Weibull para explicar a distribuição diamétrica, os autores enfatizam que muitos modelos tem sido propostos, mas nenhum exhibe as características desejáveis como a Weibull; além disso, os diversos procedimentos para estimar os parâmetros desta distribuição permitem a seleção apropriada para as condições de cálculos. Os mesmos autores afirmam que a habilidade para assumir uma variedade de formas, pode fazer com que esta função de distribuição possa ser usada com sucesso em outros modelos biológicos.

Estudos de distribuição de frequência do número de árvores, com base na função Weibull, foram desenvolvidos, também, por CLUTTER e ALLISON (1974), trabalhando com *Pinus radiata* D. Don.

BURK e NEWBERRY (1984), afirmam que a função Weibull pode ser usada numa ampla variedade de aplicações florestais. Entretanto, uma das mais comuns é a aplicação do modelo para expressar a distribuição dos diâmetros das árvores.

Ao comparar a eficiência de quatro funções de distribuição para quantificar o número de árvores em classes de diâmetro, área basal, superfície foliar e biomassa em florestas de coníferas, SCHREUDER e SWANK (1974), verificaram que a função Weibull com dois parâmetros ajustou melhor que as funções de distribuição Normal, Lognormal e Gama. SMALEY e BAYLEY (1974) desenvolveram tabelas de rendimento e estrutura de povoamento para *Pinus echinata* Mill., através da função de distribuição Weibull. EK et al. (1975), desenvolveram teoricamente o valor da esperança matemática, para obter diâmetro quadrático médio em função de distribuição Weibull com três parâmetros.

As distribuições diamétricas em povoamento de mesma idade tem sido modeladas, segundo CAO et al. (1982), com a aplicação de várias funções de densidade de probabilidade, tais como, a série Gram Charlier, a curva de crescimento modificada de Pearl-Read e as curvas Bearnnian. Além destas, outros importantes modelos vem sendo usados para especificar as distribuições dos diâmetros, tanto em florestas homogêneas como heterogêneas, como podemos ver nos trabalhos desenvolvido por BLIS e REINKER (1964), onde aplicaram o modelo Lognormal com três parâmetros. A função de distribuição Gama foi testada com sucesso por NELSON (1964), para descrever a estrutura diamétrica e o crescimento de plantações de mesma idade de *Pinus taeda* L.

A função de distribuição S_B , que foi desenvolvido por JOHNSON (1949) apresenta três famílias de distribuições que são geradas a partir da função:

$$Z = \gamma + \delta f(\chi; \varepsilon; \lambda),$$

onde Z é uma variável normal padrão e $f(\chi; \varepsilon; \lambda)$ é escolhida de modo a cobrir um amplo espectro de formas possíveis de distribuições.

A função

$$f(\chi; \varepsilon; \lambda) = \ln \left(\frac{x - \varepsilon}{\lambda + \varepsilon - \chi} \right), \text{ tem uma distribuição } S_B.$$

onde:

χ – variável com distribuição

ε – parâmetro locação

λ – parâmetro escala

δ – parâmetro curtose

HAFLEY e SCHRENDER (1977), introduziram no meio florestal a função de distribuição S_B , desenvolvida por JOHNSON (1949a), que foi estudada juntamente com as funções de distribuições Beta, Gama, Weibull, Lognormal e Normal, com dados provenientes de florestas equiâneas. RENNOLLS e ROLLINOSN (1985), caracterizaram a distribuição diamétrica em 120 plantios de *Stika spruce* e 90 de outras espécies de coníferas na Grã-Bretanha, usando o método de máxima verossimilhança para estimar os parâmetros da função Weibull.

ZHOU e Mc TAUGUE (1996), testaram a eficiência da função S_B para explicar a distribuição dos diâmetros através de cinco métodos diferentes, concluindo que todos os métodos são adequados para estimar os parâmetros da função S_B .

Dentre as mais variadas aplicações das funções de distribuições podemos citar os trabalhos de SOMER et al. (1980), aplicaram a função Weibull como modelo para expressar a sobrevivência; BAILEY (1980), que estudou a função Weibull com o objetivo de expressar o crescimento em diâmetro; NEWBERRY e BURK (1985), aplicaram a função de distribuição S_B , como base na elaboração de um modelo para árvores individuais, com o propósito de determinar a razão entre o volume total e volume comercial de árvores individuais, considerando um diâmetro limite do topo.

CAO (1997) aplicou a teoria desenvolvida por BAILEY (1980) para determinar um método de distribuição da mortalidade a partir de modelos de distribuições de diâmetros. O autor concluiu que a mortalidade não foi proporcionalmente distribuída.

O estudo foi realizado usando as funções de distribuição Weibull e Beta obtendo resultados similares em ambas.

No Brasil, o uso das funções de distribuições teve início na década de 60 com os trabalhos desenvolvidos por HEINSDIJK (1963), quando utilizou a função exponencial para explicar a distribuição diamétrica nas florestas naturais do norte do Espírito Santo; HEINSDIJK e BASTOS (1965), estudando a distribuição diamétrica das diferentes espécies florestais de uma parte da região Amazônica.

Inúmeros outros trabalhos, com objetivos de expressar as distribuições diamétricas de vários tipos de formações florestais, foram desenvolvidos por muitos pesquisadores e instituições. Dentre os diversos trabalhos desenvolvidos podemos citar PARANÁ (1978), que avaliou a situação das florestas na área de influência da usina Itaipú; PARANÁ (1981), quando fazem a avaliação da floresta do pólo Juruá-Solimões e, ainda, os trabalhos de BARROS (1980), SILVA (1982) e CUNHA (1995), que relatam sobre as diferentes formas de usos das funções de distribuições em florestas nativas.

A aplicação de funções de densidade de probabilidade, em florestas plantadas, para explicar a estrutura diamétrica é, também, muito difundido no Brasil. Os primeiros estudos foram realizados no início da década de 80, por COUTO (1980), estudando a estrutura diamétrica em plantações de *Pinus caribea* Morelet var *caribea*. O autor testou as funções de distribuição Normal, Lognormal, Gama, Weibull, S_B de Jonhson e Beta. A eficiência de cada modelo foi avaliado pelo teste de Komolgorov-Smirnov, tendo como melhor resultado a função Weibull e seguido pela Normal. Visando a obtenção de tabelas de produção baseadas na distribuição de diâmetros, CAMPOS e TURNBULL (1981), trabalharam inicialmente com a função de distribuição Beta que foi posteriormente substituída pela função Weibull porque a função Beta não apresentou boa correlação entre seus parâmetros e os diâmetros máximo e mínimo.

Em estudo de distribuição de diâmetros em *Acácia mearssi* de Wild, em diferentes plantios e idade, FINGER (1982), efetuou comparações entre resultados

encontrados pelas funções de distribuição Weibull, Beta, Gama, Normal, Lognormal e S_B , com objetivo de selecionar a equação que melhor descrevesse a distribuição diamétrica e as suas variações em diferentes idades. Sendo que a distribuição S_B proporcionou melhor aproximação entre os valores estimados e observados. A função Beta apresentou resultados muito próximos aos obtidos pela função S_B .

No trabalho em que desenvolveu uma metodologia para prognosticar o volume por classes diamétricas de *Eucalyptus grandis*, GLADE (1986), ajustou as funções probabilísticas Normal, Lognormal, Gama, Weibull, Beta e S_B , utilizando a mesma metodologia aplicada por COUTO (1980) e FINGER (1982). Com o mesmo propósito de utilizar as funções de distribuições de probabilidade em florestas plantadas para obter a produção volumétrica, outros trabalhos foram desenvolvidos e, dentre estes, podemos citar SCOLFORO (1990), que desenvolveu um sistema de predição do crescimento e produção, tanto em níveis gerais como discriminados por classe diamétrica, com o propósito de serem compatíveis em termos de área basal. BLANCO JORGE (1991), usou a função Weibull de dois parâmetros para determinar a estrutura diamétrica da floresta de *Pinus elliottii*, com idades de 21, 23 e 24 anos. MAESTRI (1992), estabeleceu um sistema por classe diamétrica utilizando a função de Weibull de três parâmetros com dados oriundos das parcelas temporárias de *Acácia mearnsii* Wild.

Uma nova metodologia de projeções em plantações florestais de mesma idade foi utilizada por GUIMARÃES (1994), para simular alterações nas estruturas horizontais e verticais das florestas ao longo do tempo. O processo de modelagem envolveu a combinação de idades atuais e futuras com modelos não lineares, resultando em um tipo de distribuição diamétrica de passo invariante. Foram selecionados os percentis correspondentes a 50% e a 75% das distribuições, cujas estimativas foram efetuadas por meio de ajuste da função Weibull, com dados de parcelas permanentes de plantações de Eucalipto.

Outra aplicação de funções de distribuição foi efetuado por OLIVEIRA (1995), que no desenvolvimento de um sistema computadorizado que integrasse os métodos de

engenharia econômica a um simulador de crescimento e produção de floresta plantada, de *Pinus taeda* L. na região Sul do Brasil. O autor estudou as distribuições S_B e S_{BB} , e, concluiu que a função S_{BB} , demonstrou flexibilidade e eficiência na descrição das características dos povoamentos em diferentes idades, e para a obtenção de estimativas da distribuição conjunta de diâmetros e alturas das árvores, número de árvores por hectare. Em seu trabalho, SCOLFORO (1994) e SCOLFORO (1995) apresenta com detalhe uma completa abordagem metodológica dos diversos métodos de cálculos dos parâmetros das funções de distribuições contínuas de probabilidade Normal, Lognormal, Gama, Weibull, Beta e S_B .

2.5 – FUNÇÕES DE SOBREVIVÊNCIA

No desenvolvimento de modelos de crescimento e produção é essencial a estimativa do número de árvores existentes nas plantações florestais ao longo do tempo. Segundo GLOVER e HOLL (1979), a mortalidade ou o seu complemento a sobrevivência constitui uma componente do crescimento florestal e cuja estimação é difícil e de baixa precisão.

ALDER (1980), considerando a importância da mortalidade nos modelos de crescimento e produção florestal, caracterizou quatro causas fundamentais neste evento, a saber: mortalidade que ocorre durante o estabelecimento da floresta, mortalidade causada pela competição entre plantas, mortalidade provocada por doenças e ataque de pragas e, ainda, por danos causados pela ação de ventos fortes e incêndios. GLOVER e HOLL (1979), ALDER (1980), consideram que qualquer tipo de mortalidade é extremamente difícil de ser predita.

Segundo SOMER et al. (1980), a informação do crescimento tem sido considerado como sendo uma parte importante para o manejo florestal. O crescimento das florestas pode ser dividido em muitos componentes interrelacionados, sendo as mais importantes: o crescimento, a sobrevivência, o ingresso e a mortalidade. Os mesmos autores, acrescentam que na predição da produção para um curto período de

tempo, a mortalidade pode ser desconsiderada, entretanto, para um longo período esta componente constitui um aspecto fundamental para o manejo de florestas.

A utilização de equações na predição da sobrevivência, ou mortalidade, de acordo com CLUTTER et al. (1983), requer dados obtidos de remedições e, ocasionalmente, estes dados podem ser oriundos de amostras temporárias com ampla variação de idade. Os dados, provenientes de amostras temporárias, segundo os autores, podem produzir informações sobre a tendência da sobrevivência. Entretanto, a mortalidade só pode ser estimada com base em dados de remedições. Esta mesma afirmação é corroborada por DAVIS e JOHNSON (1987), que dizem que a mortalidade não é diretamente manuseada por meio de tabelas que forneçam a projeção da produção dos povoamentos.

O desenvolvimento de equações de produção da sobrevivência, ou mortalidade, segundo CLUTTER et al. (1983), requer que os dados provenientes de remedições, que incluam as seguintes variáveis:

I_1 – idade inicial

N_1 – número de árvores, por unidade de área na idade I_1

I_2 – idade em que ocorreu a remedição

N_2 – número de árvores na idade I_2

Os dados são utilizados, segundo CLUTTER et al. (1983), para ajuste de alguns tipos de equações que estimam a frequência do número de árvores no futuro (N_2) na idade (I_2) em função das variáveis: idade inicial (I_1), idade final (I_2) e do número de árvores na idade inicial (N_1). Os modelos desenvolvidos com base na lógica destes princípios teriam as seguintes propriedades:

1 – Se I_1 é igual a I_2 , logo $N_2 = N_1$ $\left\{ \begin{array}{l} \text{Se } I_2 = I_1, \text{ logo } N_2 = N_1 \\ \text{Se } I_2 > I_1, \text{ logo } N_2 < N_1 \end{array} \right.$

2 – Se I_2 é maior que I_1 , $N_2 < N_1$ $\left\{ \begin{array}{l} \text{Se } I_2 > I_1, \text{ logo } N_2 < N_1 \\ \text{Se } I_2 < I_1, \text{ logo } N_2 > N_1 \end{array} \right.$

3 – Para povoamento; $I_2 \rightarrow \infty$; $N_2 \rightarrow 0$

4 – Se o modelo é utilizado para estimar N_2 na idade I_2 e, se I_2 e N_2 são usados para estimar N_3 na idade I_3 , logo o resultado obtido seria igual ao dado por uma estimativa direta de I_1 para I_3 ($I_3 > I_2 > I_1$).

Para descrever a mortalidade em plantios florestais de mesma idade, BUFORD e HAFLEY (1985), utilizaram um modelo acumulativo que foi crescente de forma suave e tendendo a um valor assintótico, tendo um ponto de inflexão e que permite obter, com a primeira derivada, uma função unimodal da taxa de mortalidade. Uma classe de função que apresenta estas características são as funções de distribuição acumulada, que são, na forma escalonada:

$$M = N.F(t) = \begin{cases} N \int_0^t f(x)dx \rightarrow \textit{contínua} \\ N \sum_{x=1}^t f(x) \rightarrow \textit{discreta} \end{cases}$$

Em que:

$N.F(t)$ – Mortalidade acumulada.

$N.f(t)$ – Taxa de mortalidade

$N [1 - F(t)]$ – Sobrevivência

Onde:

N – número inicial de árvores plantadas

$F(t)$ – função de distribuição acumulativa (fd).

$f(t)$ – função de densidade de probabilidade (fdp).

Segundo ODUN (1985), a taxa de mortalidade representa uma média na variação no número de organismos em relação a um período de tempo, assim: Se

Δ_N – mudança no número de organismo,

Δ_t – Variação no período de tempo, então

Δ_N/Δ_t – taxa de mortalidade e, ainda, se

$N\Delta_t$ – representa a mudança do número de organismos no período de tempo

$\Delta_N/(N\Delta_t)$ – taxa específica de mortalidade.

A taxa específica de mortalidade, segundo o mesmo autor, é a taxa de mortalidade dividida pelo número inicial ou número médio de organismos no período de tempo considerado. Este resultado se multiplicada por cem, torna-se a taxa percentual de mortalidade.

Desde que uma árvore pode morrer em qualquer ponto no tempo, a mortalidade deve, segundo DEVINE e CLUTTER (1985), ser modelada como um processo contínuo em que as mudanças instantâneas esperadas do número de árvores são expressos como produtos da taxa de mortalidade instantânea e o número de árvores presentes e, que isto, pode ser expresso simbolicamente como:

$$\frac{dN}{dI} = kN$$

Onde:

$\frac{dN}{dI}$ – taxa instantânea esperada de mudança no número de árvores.

I – idade

N – número de árvores presentes

k – taxa de mortalidade instantânea ($k \leq 0$)

A integração da equação acima, segundo CLUTTER et al. (1983), DEVINE e CLUTTER (1985), com a condição inicial de que o número de árvores no futuro (N) seja igual ao número de árvores presentes (N₁) e a idade no futuro (I) seja também igual a idade inicial (I₁) e, pela diferença de equação, permite obter a função de predição da sobrevivência:

$$N_2 = N_1 e^{k(I_2 - I_1)}$$

onde:

N₂ – Número de árvores na idade futura I₂,

N₁ – Número de árvores inicial I₁,

I₁ – Idade inicial do período de projeção,

I₂ – Idade final para o período de projeção,

k – taxa de mortalidade instantânea – constante,

e – base logaritmo natural.

CLUTTER et al. (1983) consideram a equação acima como a mais simples entre as funções de mortalidade. Este modelo pode ser usado em plantios florestais onde a taxa de mortalidade proporcional é constante para todas as idades, índice de sítios e densidades iniciais. Esta equação corresponde a exponencial negativa.

DEVINE e CLUTTER (1985), observaram que a taxa instantânea de mortalidade depende das características intrínsecas dos povoamentos, tais como idade, índice de sítio e densidade. Estes aspectos de dependência, segundo CLUTTER et al. (1983), devem ser considerados no desenvolvimento de modelos que descrevam a evolução temporal da mortalidade.

Segundo RENNOLS e PEACE (1986), a partir do plantio, o efeito da competição e a taxa de mortalidade deverão ser baixos. Com o crescimento das plantas na floresta, aumenta a competição entre os indivíduos e a taxa de mortalidade atinge o ponto de valor máximo. Após este ponto, a taxa de crescimento das árvores dominantes diminui, e estas têm espaço para sobreviver, o que provoca a diminuição da competição e da taxa de mortalidade.

Como as variações do número de árvores ao longo do tempo na floresta é uma componente essencial dos modelos de crescimento e produção, inúmeros trabalhos de modelagem foram desenvolvidos com objetivo de prever as árvores sobreviventes, dentre estes podemos citar: “ KILPATRICK et al. (1981), que estudou o efeito de diferentes níveis de densidade sobre o crescimento volumétrico e da altura em florestas Sitka Spruce (*Picea sitchensis* Bong. Carr.); TESCH et al. (1983), ao desenvolver um modelo de produção para florestas de *Pinus ponderosa* Laws, intensamente manejadas. Os autores aplicaram a técnica de modelagem para prever a densidade presente na idade futura; PIENAAR e SHIVER (1984), aplicou modelo de sobrevivência na análise de crescimento da área basal em plantações desbastadas e não desbastadas de *Pinus elliottii* com idade de 45 anos com dados experimentais representando diferentes densidades de plantios; GREEN; BURKHART e CLASON (1984), que aplicaram a função de sobrevivência desenvolvido por SMALLEY e BAILEY (1974), modificada para a definição de um modelo de distribuição da área basal em plantações de *Pinus*

taeda; HAFLEY e BUFORD (1985), ao aplicar a função de distribuição bivariada S_{BB} , como modelo de crescimento e predição da produção, usou a função de mortalidade acumulativa como parte integrante do modelo de produção; PIENAAR e SHIVER (1986), no desenvolvimento de modelos de produção de predição presente e futura da área basal em plantações desbastados e não desbastados de *Pinus spp*, com base na qualidade do sitio, densidade de plantio e intensidade de desbastes, foram usados para demonstrar a utilidades destas equações de produção; SOMERS e FARRAR (1991), aplicaram de forma modificada o modelo de crescimento generalizado de Chapman-Richards, como equação de predição da densidade para um dado valor assintótico do número de árvores por unidade de área em plantações de *Pinus palustris* Mill; e, BI e JURSKIS (1996), no desenvolvimento de equações de produção para rebrota irregular de *Eucalyptus fastigata*, aplicou modelo matemático para descrever as mudanças que ocorreram na densidade da floresta rebrotada no período de tempo”.

No Brasil, muitos trabalhos referentes aos estudos da sobrevivência foram desenvolvidos por diversos pesquisadores, tais como: MACHADO (1979), que aplicou a função SMALLEY e BAILEY (1974), em plantios homogêneos de *Pinus taeda* no Estado do Paraná; MIRANDA et al. (1989), e MIRANDA (1990), trabalhando com *Eucalyptus spp*, para avaliar a mortalidade regular, expressando a sobrevivência ao longo do período de tempo, com base nas características dendrométricas de grupos de árvores semelhantes e no vigor de crescimento; SANQUETTA (1990), estudou o comportamento de sete modelos para predizer a sobrevivência em florestas plantadas de *Pinus elliottii* Engelm. no Estado de São Paulo. O autor concluiu, que o modelo desenvolvido por Silva¹ proporcionou melhor resultado dentre aqueles por ele estudados. A forma matemática do modelo é representada por:

$$N_2 = N_1 * \exp(\beta_2 * (\beta_1^{I_2} - \beta_1^{I_1})) + \varepsilon_i$$

¹ SILVA, J. A. A. Dynamics of stands structure in fertilized slash pine plantation. Athens, 1986. 139p. (Tese Ph.D., University of Georgia)

onde:

N_2 – número de árvores na idade futura;

N_1 – número de árvores na idade presente;

I_1 – idade presente

I_2 – idade futura.

β_1, β_2 – coeficientes do modelo.

ε_i – erro aleatório

Nesta mesma linha estudos novos trabalhos de modelagem do número de árvores sobreviventes para uso em modelos de crescimento e produção foram desenvolvidos por SCOLFORO (1990); MAESTRI (1992); GUIMARÃES (1994); CUNHA NETO (1994); OLIVEIRA (1995); THIERSCH (1997); dentre outros.

2.6 – MODELOS DE CRESCIMENTO E PRODUÇÃO FLORESTAL

2.6.1 – Crescimento e Incremento

A palavra “crescimento”, segundo PRODAN (1968), refere-se a um aspecto da mudança de um sistema orgânico e, com este, apresenta um aumento do tamanho que pode ser medido no diâmetro, volume, altura e peso. O crescimento descreve a variação de tamanho obtida dentro de um período de tempo.

HUSCH et al. (1972), considera como fenômeno mais importante dentro da floresta o crescimento individual de árvores e povoamentos. Segundo o autor, a estrutura de uma floresta que é a distribuição de árvores por classes de diâmetro, mudam de ano para ano por causa do crescimento, morte e corte de árvores. Assim, os problemas do crescimento que, de acordo com o autor, é melhor entendido se considerar um povoamento como sendo um conjunto de árvores e, também, por estudar as mudanças em sua estrutura.

As necessidades de planejamento da produção florestal, a longo prazo, segundo PRODAN (1968), levaram a um grande número de tentativas em expressar o crescimento das árvores por meios de fórmulas matemáticas. Em sua abordagem sobre funções de crescimento, o autor, afirma que existe uma relação fechada entre a curva de crescimento e incremento. E que a primeira derivada da função de crescimento permite obter a função de incremento corrente e, por integração da função de incremento, obtém-se a função de crescimento acumulado. Ainda conforme o mesmo autor, os estudos sobre crescimento e incremento de árvores e florestas, foram iniciados no século XVIII por “Spath, Hossfeld e Smallan” que, talvez, estejam entre os primeiros relacionados com a explicação matemática do fenômeno.

As relações matemáticas utilizadas na elaboração das tabelas de produção, segundo ASSMANN (1970), são compostas de três funções básicas: o desenvolvimento da altura média em função da idade $h_m = f(\text{Idade})$; a produção total volumétrica em função da altura média $\sum v = f(h_m)$; com base nas duas relações anteriores, pode-se definir, segundo o autor, como uma função auxiliar a relação final que é a produção total em função da idade $\sum v = f(\text{Idade})$. A predição da produção necessita de um estudo para elaboração de um modelo que possa expressar o crescimento das florestas. Entende-se por modelo de crescimento um conjunto de funções que descreve o desenvolvimento de uma floresta. Em geral, os modelos descrevem a produção total em função da altura dominante (h_{dom}) e, isto deve-se ao fato, que a altura dominante é pouco influenciada pelos tratamentos silviculturais e, geralmente, existe uma estreita correlação entre a altura dominante e a produção total em volume. Esta correlação permite a transformação da projeção da altura dominante em projeção da produção total em volume.

O emprego de modelos matemáticos assintóticos e não lineares com o propósito de descrever o crescimento e incremento, vem sendo desenvolvido desde 1951 por Von Bertalanffy, posteriormente, por Richards em 1959, quando estava estudando o crescimento de plantas e Chapman em 1961, estudando o crescimento de peixe, onde desenvolveram uma série de considerações que possibilitaram a generalização desta

função de crescimento e que estão descritos nos trabalhos de PRODAN (1968), PIENAAR e TURNBULL (1973).

Diante do grande interesse que o assunto despertou entre os pesquisadores, a equação foi introduzida no meio florestal, segundo SCOLFORO (1990), por Turnbull em 1963, que investigou a aplicação deste modelo para descrever o crescimento e incremento de florestas. A aplicação de modelos não lineares, tais como a função de Richards, preconizada por PIENAAR e TURNBULL (1973), bem como da função Weibull, por BAILEY e DELL (1973), representaram significativo avanço nos estudos de prognose do crescimento e produção florestal, uma vez que as explicações do crescimento passaram a ser feitas por modelos, ou sistemas de equações, em vez de simples equações de regressão.

A partir de então, uma série de outros trabalhos, foram desenvolvidos com esta função tanto para estudos de crescimento como produção, como os encontrados em MOSER, JR e HALL (1969), RAWAT e FRANZ (1973), BARUSSO (1977), CAMPOS (1980), GREEN et al. (1984), GUIMARÃES e CASTRO (1986), dentre outros. Este modelo também foi muito utilizado para expressar a capacidade produtiva dos diferentes sítios, como pode ser observados nos trabalhos desenvolvidos por BRICKEL (1966), LUNDGREN e DOLID (1970), BECK (1971), BAILEY et al. (1973), BURGER (1976), MACHADO (1980), EMERENCIANO (1981), BORDERS et al. (1984), MONSERUD (1984), SCOLFORO (1990), MAESTRI (1992), dentre outros.

2.6.2 – Sítio

DAVIS (1966), CLUTTER et al. (1983) e AVERY e BURKHART, (1994), adotam a definição de sítio dada pela “Society of American Foresters”, como sendo uma área considerada conforme seus fatores ecológicos, com capacidade de produzir florestas ou outra vegetação associado às condições bióticas, climáticas e de solos.

Para propósitos de manejo, é importante conhecer as respostas em crescimentos de árvores do povoamento, segundo os fatores do meio. Esse conhecimento é possível através da classificação de sítio que, segundo MEYER et al. (1961); DAVIS (1966); CAMPOS (1970); HUSCH et al. (1972); BURGER (1976); CLUTTER et al. (1983); AVERY e BURKHART (1994) e SCOLFORO (1992) , podem ser obtidas através de medições direta da árvore ou povoamento e, através da avaliação de outros atributos do meio que influenciam diretamente na capacidade produtiva do local. A determinação do índice de sítio é um meio usualmente empregado em manejo florestal para classificar os plantios da mesma idade segundo sua capacidade produtiva. Além deste aspecto de classificação, o índice do local, constitui uma variável importante em qualquer sistema de predição da produção.

DAVIS (1966), diz que o crescimento em altura é o mais prático e consistente como indicador de qualidade do sítio. O crescimento em altura, segundo o mesmo autor, das árvores dominantes é muito sensível para as diferenças nos sítios, que é fortemente correlacionado com o crescimento em volume e, fracamente, com o estoque e composição de espécie.

A altura das árvores dominantes e codominantes, pouco afetadas pelo efeito dos desbastes, tem apresentado resultados eficientes na determinação do índice de sítio como citam DAVIS (1966), SPURR (1951), MEYER et al. (1961), CAMPOS (1970), dentre outros.

Curvas de altura em função da idade, segundo o que descrevem BURGER (1976), CLUTTER et al. (1983), BORDERS, BAILEY et al. (1984), podem ser subdivididas em duas categorias : as famílias de curvas anamórficas e das curvas polimórficas. Um sistema de curvas de índice de sítio pode ser preparado, segundo CLUTTER et al. (1983), BORDERS et al. (1984), por diferentes métodos a saber: curva guia, diferenças de equações e predição dos parâmetros.

Estudos na preparação de curvas de índice de sítio foram realizadas por vários pesquisadores e, dentre estes, podemos citar o trabalho desenvolvido por STAGE (1963) que fez uso da aproximação matemática para elaborar curvas de índice de sítio

para Grand fir (*Abies grandis* Dougl). O autor diz que a curva de altura para uma determinada espécie varia no formato para diferentes regiões climáticas, tipos de vegetação, solos e grau de competição. Para este estudo o autor utilizou o sistema de curvas polimórficas na classificação do sítio. Na elaboração de um sistema para classificação de sítio para *Picea engelmanni* Parry, BRICKELL (1966), usou dados de altura e idades de árvores dominantes e co-dominantes para elaborar as curvas de índice de sítio polimórficas.

LUNDGREEN e DOLID (1970) estudando os modelos biológicos de crescimento descrevem a utilização das funções monomolecular exponencial e molecular simples com o objetivo de produzir curvas de índice de sítio. Os autores concluíram que o modelo exponencial apresentam, para a região em estudo, um melhor resultado no ajuste e que ambos os modelos produzem bons ajustes da curva de altura para utilização nas curvas de índice de sítio.

Na classificação do sítio em povoamentos naturais de *Pinus strobus* L., BECK (1971), com dados obtidos de povoamentos de mesma idade, utilizou o modelo de Richards para gerar curvas polimórficas. O modelo foi modificado de tal forma onde a altura foi determinada em função do sítio e da idade.

BAILEY et al. (1973), usou o modelo de Chapman-Richards para gerar curvas polimórficas e anamórficas de índice de sítio para *Pinus elliottii* Engelm, fazendo um estudo comparativo entre um conjunto de curvas publicado pelo Serviço Florestal dos Estados Unidos. Os resultados encontrados puderam ser graficamente comparados aos obtidos anteriormente pelo Serviço Florestal.

BAILEY e CLUTTER (1974), desenvolveram uma técnica para a elaboração de curvas de índice de sítio polimórfica sendo o preditor uma variável específica para uma idade base. Esta nova técnica elimina a necessidade de quantificar o sítio com qualidade de dados antes das estimativas dos parâmetros. Esta técnica foi chamada pelos autores de: “Curvas de Sítio Polimórficas de Idade Básica Invariante”.

O modelo desenvolvido por Richards, também foi estudado e aplicado por RAWAT e FRANZ (1974), na elaboração de curvas de índice de sítio para uso na

preparação de tabelas de produção na Bavária e na Índia. Segundo os autores, as curvas de índice de sítio constituem a parte mais importante das tabelas de produção, por isto, tem sido usadas em todas as partes do mundo. Os autores concluíram que ao utilizar o modelo proposto obteve como resultado um sistema de curvas polimórficas para classificação do sítio.

BAILEY (1980), apresentou uma discussão sobre o desempenho da função de distribuição Weibull, no trabalho desenvolvido por Yang e outros, como uma nova opção da função para modelar o crescimento. O autor comparou os resultados encontrados pela função modificada com as funções de Gompertz, Logística, Bertalanffy e Mitscherlich, em pesquisas realizadas em plantações de *Pinus taeda*. O resultado da performance do modelo foi considerado, pelo autor, como satisfatório para estimar altura a partir da idade.

CAMPOS e TURNBULL (1980), trabalhando com dados provenientes de análise de tronco de *Pinus patula*, aplicou o modelo parabólico para classificação do sítio. Após os ajustes do modelo e com os resultados obtidos, os autores, concluíram que o modelo, na forma original, deve ser modificado para melhor representar a tendência do desenvolvimento em altura dominante por índice do local. No contexto da modelagem da produção florestal o uso da classificação do sítio, tanto pelo método direto, como pelo método indireto, é fundamental na avaliação do crescimento e produção, e que, segundo os mesmos autores, qualquer distorção na determinação do índice de sítio influencia nas estimativas de produção.

A busca de eficiência nestas estimativas é que tem levado os pesquisadores florestais, cada vez mais, a desenvolver métodos e pesquisas de outras variáveis, mais eficientes na determinação da qualidade do local como pode ser visto nos trabalhos de MEEUWIG e COOPER (1981), que utilizaram o crescimento potencial em área basal como indicador da qualidade do sítio em florestas de *Pinus monophylla* Torr., pois os métodos de classificação do sítio, baseados na altura das árvores dominantes e codominantes, não demonstraram eficiência para esta espécie, porque as relações entre o crescimento em altura e a qualidade do sítio não é bem definido. A variável área

basal potencial, foi obtida através da medição direta no povoamento completamente estocado, sendo estimado por meio do uso da técnica da análise de regressão.

DEVAN e BURKHART (1982), também, utilizaram a técnica de regressão para modelo polinomial segmentado, com o propósito de elaborar um conjunto de equações que definam curvas polimórficas para *Pinus taeda*. Ao comparar os resultados encontrados com outros modelos publicados, concluíram que os modelos segmentados foram superiores aos outros na preparação de curvas de índice de sítio.

Um método para estimar a qualidade do sítio usando a altura e o diâmetro de árvores dominantes e codominantes, independente da idade, foi estudado por STOUT e SHUMWAY (1982), para espécies de folhosas. Os autores concluíram que o sistema de classificação, com base nessas variáveis produziu resultados satisfatórios, e ainda, que o parâmetro sítio estimado aumenta com o aumento do parâmetro índice de sítio, e são significativamente diferentes entre as várias classes de sítio. O parâmetro espécie não difere significativamente entre classe de sítio.

O método da curva guia, segundo CLUTTER et al. (1983), BORDERS et al. (1984), é usado geralmente na preparação de curvas de índice de sítio anamórficas, isto é, representa uma quantificação regular.

Esta técnica, preparação de curvas de índice de sítio anamórficas baseada na curva média ou guia, é amplamente apresentada na literatura, como em BURGER (1976), CLUTTER et al. (1983), BORDERS et al. (1984), VINCENT (1986), SCOLFORO (1993), AVERY e BURKHART (1994), SCOLFORO (1997), CAMPOS e TURNBALL (1980), CAMPOS et al. (1985), dentre outros.

O método de diferença algébrica, desenvolvido por BAILEY e CLUTTER (1974) e mais tarde aperfeiçoado por CLUTTER et al. (1983) e BORDERS et al. (1984), consiste no ajuste de modelos que requerem dados provenientes de amostras permanentes, análise de tronco, ou grande quantidade de amostras temporárias em que dados de altura e idade sejam representativos da área em que se pretende preparar curvas de índice de sítio. O procedimento, segundo CLUTTER et al. (1983), é livre e

flexível e pode ser aplicado para qualquer equação com os pares de valores de altura e idade para gerar curvas da família anamórfica e polimórfica.

O método da diferença de equação foi utilizado por diversos pesquisadores como PHILLIPS (1992), que aplica o método da diferença agregada para determinar curvas de índice de sítios anamórficas para *Eucalyptus rúbida*.

SCOLFORO e MACHADO (1988), usaram o método da diferença de equações, para classificar sítio para plantações de *Pinus elliottii* e *Pinus taeda*, nos estados do Paraná e Santa Catarina; SCOLFORO (1992) aplicou esta técnica para *Pinus caribea* var. *hondurensis*; MAESTRI (1992), aplicou a técnica de diferença de equações em plantações de acácia; CUNHA NETO (1994), dentre outros, que usou a mesma metodologia para *Eucalyptus grandis* e *Eucalyptus urophylla* como parte do estudo no desenvolvimento de sistema de predição presente e futura da produção por classe de diâmetro.

2.6.3 – Modelos de Produção Total

Segundo SPURR (1952), a tabela de produção normal foi desenvolvida na Alemanha, sendo utilizada para estimativa do crescimento e produção do volume. O autor cita que de acordo com Fermow (1907a)², as primeiras curvas de crescimentos para árvores individuais foram desenvolvidos por Spæth em 1797 e Seutter em 1799 e ainda, que as tabelas de produção normal foram introduzidas independentemente por Huber e Hundeshagen em 1824.

Nos EUA, de acordo com SPURR (1952), os primeiros trabalhos foram desenvolvidos no final do século passado, no ano de 1896, por Carry, em 1898 por Pinchot e em 1899 por Graves. Estes trabalhos foram desenvolvidos com base em análises de partes das árvores que produziram informações sobre o crescimento

² Fermow, B. E. 1907a. History of Forestry. University Press. Toronto. 438 pp.

corrente das árvores individuais, sem considerar o ingresso, a mortalidade e outros efeitos naturais do sítio, que possibilitam obter a predição do crescimento líquido das áreas florestadas. O uso das tabelas de produção normal, nos estágios iniciais do desenvolvimento florestal dos EUA, tornou-se um expediente natural. Em geral estas tabelas eram elaboradas com base em parcelas selecionadas subjetivamente em povoamentos completamente estocado. As tabelas eram de dupla entrada onde o volume por unidade de área é estimado em função da idade e do sítio.

As tabelas de produção normal apresentam uma série de inconvenientes e limitações que são apresentados por SPURR (1952), CLUTTER (1963) e DAVIS e JOHNSON (1987), que afirmam ser as tabelas preparadas, geralmente, para grandes regiões e que o desenvolvimento dos povoamentos em determinado local pode apresentar diferença do que é fornecido pela tabela. Estas tabelas, segundo os autores, são de dupla entrada, onde o volume por unidade de área é função da idade e do sítio, fornecendo estimativas do crescimento líquido e da produção de florestas homogêneas da mesma idade e completamente estocado. SPURR (1952), cita que este tipo de tabelas apresenta alguns inconvenientes, a saber: as variáveis independentes não podem ser acuradamente avaliadas; as tabelas advêm de parcelas temporárias; só são aplicados a povoamentos similares aqueles ao qual os dados foram coletados e elaboradas as tabelas; os dados são medidos uma única vez, o que não permite retratar o desenvolvimento histórico e atual de cada povoamento individualmente; as tabelas são elaboradas graficamente, dificultando, com isto, as relações envolvendo mais de duas variáveis; as tabelas são produzidas para povoamentos normalmente estocados, o que não permite análises e considerações envolvendo a densidade.

As limitações apresentadas nas elaborações das tabelas de produção até o final da década de 30 puderam ser solucionadas, segundo CLUTTER (1963), com a introdução, por Mac Kinney e Chaiken, das técnicas de regressão múltipla, onde tornou-se possível utilizar a densidade como mais uma variável independente adicionada às variáveis idade e sítio. A partir deste trabalho, segundo o mesmo autor, deram início ao desenvolvimento de tabelas de produção baseadas na introdução de

outras variáveis além da densidade, sítio e idade dos povoamentos florestais. Entretanto, estas tabelas não contemplaram a compatibilidade entre os modelos de crescimento e produção.

As projeções do crescimento e da produção efetuadas até o início da década de 60, eram feitas, por meio de equações independentes para explicar cada componente do modelo, o que poderia conduzir a resultados inconsistentes. Assim, quando sucessivos incrementos eram adicionados a um volume inicial, geralmente estes, não apresentavam os mesmos valores de volumes preditos pela equação de produção para o mesmo povoamento nas mesmas condições de sítio densidade e idade (CLUTTER, 1963; KNOEBEL et al., 1968).

CLUTTER (1963), discutiu o conceito de compatibilidade entre o crescimento e produção, dizendo que estes modelos são relacionados e poderiam ser compatíveis um com o outro. O autor procurou solucionar o problema de incompatibilidade dos modelos com o uso de cálculo diferencial, fazendo a primeira derivada do modelo de produção, obteve-se o modelo de crescimento, com o procedimento inverso, ou seja, com a integral do modelo de crescimento obteve-se o modelo de produção, de maneira tal que o problema de inconsistência entre a produção final e a soma dos crescimentos foi eliminada, como ilustra a Figura 01.

Este mesmo fundamento de incompatibilidade foi, mais tarde, estudado por MOSER, JR e HALL (1969), quando trabalharam com povoamentos de idades diferentes. Os autores procuraram desenvolver modelos de produção compatíveis e aplicáveis a este tipo de floresta, em que a idade não pode ser como variável independente. Os resultados encontrados indicaram que os modelos compatíveis podem ser derivados de dados oriundos de amostras permanentes.

Dentre várias tendências, no estudo do crescimento e produção, existe um interesse muito grande em relação aos procedimentos em que o volume, área basal e outras características a nível de povoamento. Incluem, neste caso, os modelos que exprimem a produção por unidade de área.

Exemplo clássico deste modelo é o de densidade variável desenvolvido por CLUTTER (1963), e aplicado com sucesso em plantações de *Pinus taeda* L. e cuja fórmula básica é:

$$\ln V = \beta_0 + \beta_1 \cdot IS + \beta_2 \cdot (\ln AB) + \beta_3 \left(\frac{1}{I} \right) + \varepsilon_i$$

onde:

V – volume em m³/ha,

IS – índice de sítio,

AB – área basal,

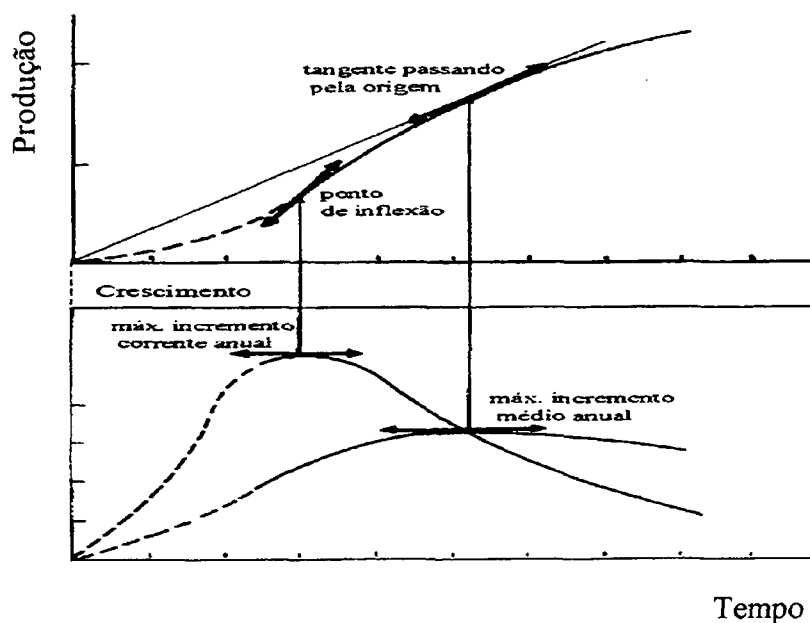
I – idade em anos,

Ln – logaritmo natural

β_0 , β_1 , β_2 e β_3 – parâmetros do modelo.

ε_i – erro aleatório

FIGURA 01 - COMPORTAMENTO TEÓRICO DA FUNÇÃO DE PRODUÇÃO, CURVA DE CRESCIMENTO E INCREMENTO



Fonte: PRODAN (1968), LOETSCH et al. (1970); HUSCH (1972)
 Adaptado por SCOFORO (1998), HOSOKAWA et al. (1998)

SULLIVAN e CLUTTER (1972), aperfeiçoaram o modelo desenvolvido por CLUTTER (1963), o que permitiu obter simultaneamente resultados consistentes do crescimento e da produção em termos analíticos e numéricos. Entretanto, estes autores evidenciaram alguns problemas quando os dados eram provenientes de parcelas permanentes em relação a independência dos parâmetro, ou seja, existe uma interdependência dos modelos de crescimento e produção e, que as variáveis, na mesma amostra, tais como, o volume e a área basal, não constituem observações estatisticamente independente. Dando seqüência a estes estudos muitos pesquisadores que aplicaram os modelos desenvolvidos por CLUTTER (1963), provocaram modificações e desenvolveram outros como podemos ver nos trabalhos de BECK e DELLA-BIANCA (1972), que apresenta equações de predição do crescimento da área basal, volume e produção para povoamentos desbastados com vários níveis de área basal. Os resultados obtidos para a função de produção, segundo os mesmos autores foram comparáveis aos resultados encontrados por SULLIVAN e CLUTTER (1972).

O emprego de modelos matemáticos assintóticos e não lineares com o propósito de descrever o crescimento e incremento, vem sendo desenvolvido por Von Bertalanffy, posteriormente, por Richards, quando estava estudando o crescimento de plantas e Chapman, estudando o crescimento de peixe, onde desenvolveram uma série de considerações que possibilitaram a generalização desta função de crescimento e, que estão descritos nos trabalhos de PRODAN (1968), PIENAAR e TURNBULL (1973).

Diante do grande interesse que o assunto despertou entre os pesquisadores, a equação foi introduzida no meio florestal, segundo SCOLFORO (1990), por Turnbull em 1963, que investigou a aplicação deste modelo para descrever o crescimento e incremento de florestas. A aplicação de modelos não lineares, tais como a função de Richards, preconizada por PIENAAR e TURNBULL (1973), que representou um significativo avanço nos estudos de prognose do crescimento e produção florestal, uma vez que as explicações do crescimento passaram a ser feitas por modelos, ou sistemas de equações, em vez de simples equações de regressão. A partir de então, uma série de

outros trabalhos, foram desenvolvidos para estimar a produção a nível de povoamento, como os apresentados por RAWAT e FRANZ (1973), MURPHY e STERNITZKE (1979), CAMPOS (1980), CLUTTER e JONES (1980), MURPHY e BELTZ (1981), NAUTIAL e COUTO (1982), SMITH (1983), BAILEY e WARE (1983), BURKHART e SPRINTZ (1984), GREEN et al. (1984), CAMPOS et al. (1986), LIU et al. (1989), AMATEIS e MCDILL (1989), MATTAY e WEST (1993), dentre outros.

A aplicação do modelo do tipo global para este uso específico é suficiente, visto que o objetivo é produção total em volume. Entretanto, esse modelo, segundo BURKHART et al. (1981), não fornece elementos para que se proceda avaliação econômica das várias opções do uso dos produtos florestais. Segundo DANIELS et al. (1979), qualquer tipo de modelo propicia estimativas acuradas da produção futura e que a escolha depende, basicamente, do nível de detalhamento que o trabalho exige.

O modelo do tipo global apresenta algumas desvantagem para a sua aplicação, tais como:

- Para obter um modelo do tipo global eficiente na predição presente e futura do volume e área basal, segundo PRODAN et al. (1997), é necessário que a base de dados permita a classificação das variáveis, e das relações funcionais, que possibilitam prever o crescimento e rendimento em diversas condições de sítio e de tratamentos silviculturais. A base de dados quando não apresentar estas condições, implica em obter modelos que são inconsistentes;
- O crescimento no futuro depende das influências do meio ocorridas no período passado. Esta situação impõe que, para dados obtidos de parcelas permanentes, nas variáveis endógenas apareça o efeito da correlação serial. Quando este efeito está presente, os coeficientes apresentam vies, o que não é interessante pois, os resultados da projeção da produção são inconsistentes e podem levar a erros na avaliação. Neste sentido, os trabalhos de AMATEIS et al. (1984), BORDERS e BAILEY (1986), BORDERS (1989), aplicam a técnica de equações simultâneas como forma de corrigir os efeitos de correlação serial nos resíduos e evitar a presença de coeficientes viesados.

2.6.3 – Modelos por Classe Diamétrica

Com o desenvolvimento social e industrial houve maior demanda por produtos advindos do setor florestal, o que impulsionou o desenvolvimento de modelos de distribuição por classe diamétrica e posteriormente os modelos de produção para árvores individuais. Os modelos de produção por classe diamétrica propiciam informações detalhadas do povoamento ao nível de classes de diâmetro sempre que seja estabelecida uma boa rede de parcelas ou unidades amostrais.

Este sistema prediz o número de árvores por hectare e por classe de DAP. Estes dados, são então, utilizados em conjunto com equações que estimam a altura média por classe de DAP, o volume e/ou função de forma de árvore individual, para calcular a produção por classe de DAP, por hectare e eventualmente o sortimento.

O desenvolvimento de um modelo de sobrevivência é um dos pontos fundamentais para que se possa fazer a simulação da distribuição diamétrica, CLUTTER et al. (1983). Para tal é necessário que o povoamento esteja sujeito a tratamentos silviculturais periódicos e bem feitos, de maneira que a mortalidade das árvores seja função da qualidade do local e da competição entre elas. Naquelas situações onde a mortalidade é influenciada também pela deficiência de tratamentos culturais, ataque de insetos, etc., não se pode ter segurança na utilização de um modelo de sobrevivência, pois outros fatores, que não o sítio, estão afetando a densidade das plantações florestais. A grande vantagem dos modelos por classe diamétrica, é o maior detalhamento na predição do porte das árvores do povoamento, o que facilita o planejamento da produção florestal e a simulação de uma série de opções silviculturais. Pode-se então otimizar o rendimento do povoamento utilizando-se das estimativas dos multiprodutos por classe de tamanho.

Uma variação do modelo por classe diamétrica é o modelo híbrido em que certos atributos médios do povoamento são usados para recalcular os parâmetros da função de densidade de probabilidade, que distribui aqueles atributos por classe de

DAP. Neste caso, a média do povoamento e o modelo de distribuição diamétrica são compatíveis. HYINK e MOSER (1983), estudaram e desenvolveram a metodologia para cálculo dos atributos como uma função do diâmetro da árvore em um determinado tempo.

Diversos estudos foram levados a cabo para explicar as variações na estrutura das florestas, empregando diferentes funções matemáticas. Podemos citar, por exemplos, a distribuição Gama, aplicado por NELSON (1964); a Lognormal estudado por BLISS e REINKER (1964); a função Beta por BURKHART e STRUB (1974), CLUTTER e BENETT (1965), LOETSCH et al. (1973); a função S_B que foi inicialmente utilizada no meio florestal por HAFLEY e SCHREUDER (1977), e vem sendo amplamente estudada; a função Weibull foi usada por diversos pesquisadores, dentre eles BAILEY e DELL (1973), SCHREUDER e SWANK (1974), BURK e NEWBERRY (1984), EK et al.(1975). Segundo CAO et al.(1982), várias outras funções de densidade de probabilidade vêm sendo estudadas, tais como, a série Gram Charlier, a curva de crescimento modificada de Pearl-Read e as curvas Bearnian.

No Brasil o uso destas funções tem sido aplicadas para as mais diversas condições florestais, desde os trabalhos de BARROS (1980), COUTO (1980), CAMPOS e TURNBULL (1981), FINGER (1982), GLADE (1986), SCOLFORO (1990), BLANCO JORGE (1991), GUIMARÃES (1994), CUNHA NETO (1994), THIERSCH (1997), dentre outros.

3 - MATERIAL E MÉTODOS

3.1 - DESCRIÇÃO GERAL DA ÁREA

3.1.1 - Localização

A área do projeto pertence à Sadia Oeste S/A, localizada no município de Cuiabá – Estado de Mato Grosso, distante 40 km ao nordeste da sede do município. O acesso é feito pela Rodovia Manoel Pinheiro – MT – 251, que liga Cuiabá a cidade de Chapada dos Guimarães. A fazenda possui uma área de 2722,30 ha, sendo 1605,94 ha, ocupados por reflorestamento de quatro espécies do gênero *Eucalyptus*. Localizada no quadro entre as coordenadas geográficas de 15° 00' e 15° 30' S e 56° 00' e 56° 30' W.

3.1.2 – Clima

O clima predominante da região é caracterizado por uma estação seca e outra chuvosa. A estação seca ocorre entre os meses de maio a setembro e a chuvosa entre os meses de outubro a abril. Segundo AMARAL e FONZAR (1981), a Depressão Cuiabana possui um clima tropical, com as chuvas, por influência continental, que ocorre nos meses de verão e a estação seca de 4 a 6 meses sem chuvas, nos meses de inverno.

3.1.3 – Hidrografia

A área do projeto está localizada na micro bacia hidrográfica do Ribeirão Mutuca, pertencente a bacia hidrográfica do Rio Cuiabá. Os cursos d'água presentes na fazenda são : o Ribeirão Mutuca, Córrego Mutuquinha e a bacia de captação formadora do Rio

dos Peixes. Todos estes cursos d'água são tributários do Rio Coxipó que é um dos afluentes do Rio Cuiabá.

3.1.4 – Geologia

Segundo BRASIL (1982), a área em estudo está inserida em uma região de formação geológica de rochas pertencentes ao Grupo Cuiabá - P e cb. Os mesmos autores citam que as litologias do Grupo Cuiabá apresentam uma grande variação faciológica lateral, complexados por algumas fases distróficas que dobraram e metamorfizaram suas rochas, razão pela qual ainda hoje sentem-se que uma composição litológica de todo seu pacote sedimentar, espesso de mais de 400m, só ficará bem delimitada quando trabalhada em escala de maior detalhe, em toda sua distribuição geográfica.

3.1.5 – Geomorfologia

Segundo as descrições feitas por BRASIL (1982), a área em estudo está inserido na unidade geomorfológica da Depressão do Rio Paraguai, que corresponde a extensas áreas rebaixadas e drenadas pelos tributários do alto curso do Rio Paraguai. Esta unidade é subdividida em duas sub-unidades, a Depressão Cuiabana e a Depressão do Alto Paraguai. De acordo com ROSS e SANTOS (1982), a sub-unidade da Depressão Cuiabana é uma área compreendida entre o Planalto dos Guimarães a Província Serrana. Limita-se ao sul com o Pantanal Mato-grossense, a oeste, noroeste e norte com a Província Serrana, chegando por vezes a interpretá-la. Na seção leste mais precisamente a partir da margem esquerda dos rios Cuiabá e Manso, seu limite se encontra nas fraudas do relevo escarpado do Planalto dos Guimarães. Sua topografia, de modo geral, apresenta uma forma rampeada com inclinação de norte para sul. A altimetria está em torno de 200m no limite sul e atinge os 450m no alto vale dos rios Cuiabá e Manso. As formas de

relevo em que está inserida a área de estudo, é do tipo c_{22} que são definidas, de acordo com BRASIL (1982), como formas convexas. Relevo de topo convexo, com diferentes ordens de grandeza e de aprofundamento de drenagem, separados por vales de fundo plano. A ordem de grandeza das formas de dissecção varia entre $> 250m$ e $\leq 750m$ e com intensidade de aprofundamento da drenagem fraca.

3.1.6 – Solos

De acordo com a classificação por OLIVEIRA et al. (1981), os tipos de solos que são predominantes na fazenda podem ser agrupadas em dois, a saber: Solos Litólicos (Rd2), textura média de relevo ondulado e Solos Concrecionários (Scd8), indiscriminados distróficos argila de atividade baixa textura indiscriminada.

3.1.7 – Vegetação Primária Predominante na Região

A cobertura vegetal que predomina na Baixada Cuiabana é do tipo Savana nas suas diversas formações. De acordo com AMARAL e FONZAR (1981), a vegetação original da área de estudo é classificada como Savana Arbórea Aberta com Floresta-de-Galeria (Saf).

Considera-se Savana Arbórea Aberta, segundo o mesmo autor, como uma formação vegetal de fisionomia campestre, ocupada com arvoretas que atingem em média 5m de altura. Esta formação vegetal é encontrado, mais frequentemente, em áreas areníticas lixiviadas e solos concrecionários em clima tropical. A estrutura da Savana Arbórea Aberta é caracterizada por árvores e arvoretas tortuosas, e na maioria das espécies o córtex é bastante suberoso, espesso e sulcado. O estrato inferior é geralmente constituído de gramíneas associadas com outras herbáceas, subarbustos e arbustos baixos.

3.2 – FONTE DE DADOS

Os dados, utilizados neste estudo, são provenientes de parcelas permanentes em plantações de *Eucalyptus camaldulensis* Delnh. A seleção das parcelas permanentes, realizada em conjunto com técnicos da empresa, teve como objetivo a obtenção de informação do crescimento representativo das variações de produtividade das plantações na propriedade.

Foram realizados inventários durante um período de 5 anos, em 1991, 1992, 1994, 1995 e 1996. As parcelas permanentes foram de tamanho variável sendo para 1991 com 250 m², 1992 com 600 m² e as parcelas implantadas em 1994, 1995 e 1996 todas com 720 m². Nas análises efetuadas considerou-se a representação de cada amostra por hectare. As amostras tiveram pelo menos duas medições, onde foram medidos e anotados os dados: CAP (circunferência medida a 1,3 m do solo); HT (altura total tomada com hipsômetro), datas de medição e plantio. As medições de diâmetros foram efetuadas em todas as árvores com DAP (diâmetro medido a 1,3 m do solo), acima de 5 cm, e, no caso das alturas foram medidas em linhas alternadas de cada unidade de amostra, as demais alturas foram estimadas por equações de relações hipsométricas preparadas para tal fim.

As amostras tiveram suas medições iniciadas aos 17 meses de idade e foram remedidas, em alguns casos, até 104 meses em diversas condições de sítio. O espaçamento predominante foi de 3 x 2 m. As unidades de amostras foram distribuídas, sistematicamente, na proporção de uma a cada 10 ha. A estratificação da área foi feita de acordo com as recomendações de PÉLLICO NETTO e BRENA (1993).

Os dados coletados foram processados para obter os valores médios das variáveis por amostra em cada período de medição.

As estimativas volumétricas, basearam-se na cubagem rigorosa de 546 árvores, obtidas ao longo de todo o período de observação. A fórmula de cubagem adotada foi o de Smaliam.

3.3 - FUNÇÕES DO VOLUME PARA ÁRVORES INDIVIDUAIS

A determinação dos volumes das árvores individuais permitiu calcular o volume amostrado em cada parcela e, por conseqüência, o volume de toda área de plantio. Para realização desta etapa foram testados diversos modelos de equação, dentre elas as aritméticas, logarítmicas e exponenciais, tradicionalmente usado em inventários florestais no Brasil. Os modelos utilizados foram ajustados através de regressão linear, usando o método dos mínimos quadrados ordinários, como descrito por DRAPER e SMITH (1980). A validação de cada equação foi feita mediante o ajuste, precisão e análise gráfica de resíduos.

3.4 – FUNÇÕES DE RELAÇÕES HIPSOMÉTRICAS

Neste estudo, a relação altura em função do diâmetro, foi definida através da coleta de dados de diâmetro e altura em cada parcela amostrada. Para o conjunto dos dados obtidos durante os sucessivos inventários, foram selecionadas, na literatura, os principais modelos e realizados os ajustes preliminares a fim de escolher a equação que melhor represente a média do desenvolvimento da altura em função do diâmetro. Os modelos matemáticos propostos por pesquisadores como LOETSCH et al. (1973); ASSMAN (1970) e outros, tem por objetivo descrever as relações funcionais entre os diâmetros e as alturas das árvores. O ajuste dos modelos foi a nível de projeto por idade, isto porque, procedendo desta forma tornou-se possível melhorar a eficiência dos modelos em relação ao ajuste por parcela e para o povoamento todo.

O método de ajuste para os modelos de relações hipsométricas é o mesmo que foi aplicada na definição de modelos para estimativa do volume de árvores individuais.

No desenvolvimento desta fase, foi desenvolvido uma rotina PROC STAT do programa SAS¹, que permitiu fazer a seleção e aplicação automática do modelo a cada projeto, talhão e idade. O critério adotado para seleção do modelo é o mesmo adotado por ocasião das equações de volume.

3.5 – FUNÇÕES DE CLASSIFICAÇÃO DO SÍTIO

Para gerar as curvas de índice de sítio foram ajustados, por regressão não linear, alguns modelos tradicionalmente encontrados na literatura para expressar a relação entre a altura média das árvores dominantes e a idade. Os modelos testados estão relacionados na tabela 01, do anexo 01.

O sistema de classificação de sítio adotado foi a metodologia da diferença algébrica. O número de curvas de índice de sítio anamórficas foi definido segundo a hipótese de que na idade de referência a distribuição da menor para a maior altura tende a ter uma distribuição unimodal e, por isto, considera-se a amplitude entre uma curva e a outra como uma escala padrão de equidistância. A idade de referência adotada foi de 84 meses.

3.6 – FUNÇÕES DE SOBREVIVÊNCIA

Os dados utilizados para ajuste dos modelos de sobrevivência, neste estudo, foram estruturados em planilhas que permitiram estimar a frequência do número de árvores (N_2) na idade futura (I_2) em função das idade atual (I_1) e futura (I_2) e o número de árvores na idade inicial (N_1).

¹ STATISTICAL ANALYSIS SYSTEM (SAS). Institute Inc., RALEGH, N.C., USA

Dentre os modelos mais citados na literatura foram relacionados os mais importantes e com maior potencialidade para explicar a estrutura de dados disponível. O método de ajuste adotado foi de regressão não linear para todos os modelos relacionados na tabela 11, constante do anexo 01. A técnica de ajuste não linear, segundo DRAPER e SMITH (1980), pode ocorrer em modelos *intrinsecamente* linear e não linear e, que neste estudo, foram todos *intrinsecamente* não linear. Os modelos selecionados para estimar sobrevivência foram ajustados por processo iterativo, utilizando os algoritmos existente no pacote estatístico utilizado. Procurou-se manter sempre o mesmo algoritmo de ajuste para ter uma melhor base de comparação entre os modelos testados. Para seleção do melhor modelo adotou-se os critérios estatísticos descritos no item 3.9.1, que trata da avaliação da eficiência dos modelos ajustados por técnica regressão.

3.7 - MODELOS DE PRODUÇÃO TOTAL

Para estimar de forma eficiente e flexível as variáveis de interesse, ou seja, volume e área basal, optou-se por modelos de crescimento e produção que apresentassem uma forma simples de ajuste. Os modelos estudados, estão relacionados na tabela 03 do anexo 01.

Todos os modelos foram ajustados através de regressão linear múltipla, pelos métodos descritos por DRAPER e SMITH (1980), considerando a presença ou a ausência do termo para correção da média (β_0). Após o ajuste, fez-se uma avaliação individual, a fim de comprovar a eficiência de cada modelo para estimar a produção presente e prever a futura. Para ajuste do modelo de produção houve a necessidade da classificação das parcelas em cada classe de sítio.

3.8 – MODELO DE PRODUÇÃO POR CLASSE DIAMÉTRICA

Para estimar os parâmetros da função densidade de probabilidade (fdp), foi desenvolvido e aplicado um programa específico na linguagem computacional Turbo-Basic², com a finalidade de tornar possível a estimativa do número de árvores em classes diamétricas. As funções de distribuição probabilística usadas, relacionadas na tabela 12 do anexo 01, foram:

- 1 – Função de Distribuição Normal.
- 2 – Função de Distribuição Lognormal.
- 3 – Função de Distribuição Gama.
- 4 – Função de Distribuição Beta.
- 5 – Função de Distribuição Weibull.
- 6 – Função de Distribuição S_B de Johnson.

As funções Normal e Lognormal, foram ajustadas pelo método dos momentos. A função Gama foi ajustada através do método dos momentos e máxima verossimilhança. A função Beta foi ajustada através dos método do momentos e média/variância, e finalmente, a função Weibull ajustada pelo método dos percentis e, também, juntamente com a S_B de Johnson, foi ajustada pelos métodos dos momentos e máxima verossimilhança, sendo que o parâmetro de locação foi vinculado a diferentes porcentagens do diâmetro mínimo, e os métodos de estimativa dos parâmetros estão demonstrados no anexo 02.

Na função Weibull, a estimativa do parâmetro locação “a” foi determinada independentemente do sistema através de seu vínculo a um percentual do diâmetro mínimo. Assim, para estimar o parâmetro “a” fixou-se uma série de possíveis valores, no

² Desenvolvido por José Roberto Soares Scolforo (1998/1999), np.

intervalo entre zero e o menor diâmetro (D_{\min}) na amostra. Os percentuais foram assim determinados no vínculo do parâmetro “a”: $0,1 * d_{\min}$, $0,2 * d_{\min}$, $0,3 * d_{\min}$, $0,4 * d_{\min}$, $0,5 * d_{\min}$, $0,6 * d_{\min}$, $0,7 * d_{\min}$, $0,8 * d_{\min}$, $0,9 * d_{\min}$, $1,0 * d_{\min}$.

Desta forma para cada valor proposto de “a” ajustou-se a função de distribuição para as 525 parcelas. Assim, para cada valor de “a” obteve-se, um valor correspondente de “b” e “c”. Utilizando-se o teste de aderência Kolmogorov-Smirnov, que compara as frequências cumulativas estimadas em relação as observadas, pôde-se estabelecer a melhor combinação dos parâmetros estimados.

No ajuste da função de distribuição Weibull, pelo método dos percentis, foi necessário estabelecer o limite inferior e superior dos pares de percentis, que foi obtida a partir de:

$$D_{\text{PERCENTIL}} = X_{p_1} \quad \text{quando percentil} = p_1$$

$$D_{\text{PERCENTIL}} = X_{p_2} \quad \text{quando percentil} = p_2$$

Não conhecendo os valores de percentis que caracterizam a função de distribuição Weibull, foi necessário testar diferentes combinações para o conjunto de diâmetros percentis, para todas as parcelas estudadas. A tabela 01, mostra todos os pares de diâmetros percentis usados.

TABELA 01 – COMBINAÇÃO DOS DIÂMETROS PERCENTIS (X_{p_1} e X_{p_2})

X_{p_1}	X_{p_2}	X_{p_1}	X_{p_2}	X_{p_1}	X_{p_2}	X_{p_1}	X_{p_2}	X_{p_1}	X_{p_2}	X_{p_1}	X_{p_2}
10	70	15	70	20	70	25	70	30	70	35	70
10	75	15	75	20	75	25	75	30	75	35	75
10	80	15	80	20	80	25	80	30	80	35	80
10	85	15	85	20	85	25	85	30	85	35	85
10	90	15	90	20	90	25	90	30	90	35	90
10	95	15	95	20	95	25	95	30	95	35	95

Na obtenção do valor do parâmetro locação “ ϵ ”, da função S_B de Johnson, tanto para o método de máxima verossimilhança como dos momentos, compreendido entre zero e o diâmetro mínimo, foi fixado uma série de possíveis valores: $0,05 * d_{\min}$; $0,15 * d_{\min}$; $0,25 * d_{\min}$; $0,35 * d_{\min}$; $0,45 * d_{\min}$; $0,55 * d_{\min}$; $0,65 * d_{\min}$; $0,75 * d_{\min}$; $0,85 * d_{\min}$ e $0,95 * d_{\min}$.

Em cada valor proposto de ϵ foi ajustada a função de distribuição S_B para as 525 parcelas que compõem a base de dados. Deste modo houve um valor correspondente de δ , γ e λ para cada valor de ϵ . Utilizando-se do teste de aderência de Kolmogorov-Smirnov que compara as frequências cumulativas estimadas em relação as observadas, pôde-se estabelecer qual o valor de “ ϵ ” propiciou melhor ajuste.

3.9 – CRITÉRIO DE SELEÇÃO DA MELHOR EQUAÇÃO

3.9.1 – Modelos de regressão

Para seleção da melhor equação de regressão linear ou não linear foram utilizados os critérios estatísticos recomendados por DRAPER e SMITH (1980), quais sejam, aquela que apresentou maior coeficiente de determinação (R^2), menor erro padrão residual estimado (EPR), uma melhor distribuição dos resíduos e, ainda, para os coeficientes aplicou-se o teste “t” para avaliar a contribuição da variável independente no modelo.

3.9.2 – Função de distribuição de Probabilidade

A consistência do ajuste obtido em cada modelo de distribuição e para cada método adotado foi verificada pelo teste de Kolmogorov-Smirnov, conforme descrito por MOOD et al. (1986), MAAG e DICAIRE (1971), SOKAL e ROHLF (1981). O teste de

Kolmogorov-Smirnov pode ser aplicado sem restrição para pequenas amostras e, além disso, trata os dados individualmente, neste caso, não é necessário o agrupamentos dos dados em classes. O teste de Kolmogorov-Smirnov compara a frequência cumulativa estimada com a frequência observada com base na estatística:

$$D_n = \text{Sup} |F_n(x) - F(x)|$$

Em que:

$F(x)$ – Corresponde ao valor da função de distribuição acumulada.

$F_n(x)$ – Corresponde ao valor da probabilidade da distribuição acumulada observada X_i ($i = 1, 2, 3 \dots n$).

O teste de Kolmogorov-Smirnov foi utilizado para testar as seguintes hipóteses para no nível de significância $\alpha = 0,05$ do teste bilateral.

H_0 : $X_i \sim F(x)$, ou seja, admitimos que os dados seguem o modelo de da distribuição proposto, ou ainda, admitimos uma boa aderência dos dados da amostra ao modelo.

H_a : O modelo não propicia uma boa aderência dos dados ao modelo.

3.9.3 – Classificação das Funções de Distribuições.

A análise da frequência teórica por classe diamétrica em relação a frequência observada foi facilitada pela adoção do *ranking* de distribuições, descrita a seguir:

Verificou-se o número de vezes em que uma distribuição, sujeita aos diferentes métodos de ajuste, assumiu cada colocação, considerando-se a ordem crescente do valor de D de Kolmogorov-Smirnov (D_{KS}). De acordo com a posição assumida pelo modelo, foi

atribuído peso a estas colocações. A primeira colocação recebeu o peso zero (0), a segunda recebeu peso um (1) e as demais receberam pesos na seqüência crescente até 86, que foi o ultimo valor atribuído.

Multiplicando-se o número de vezes que cada distribuição assumiu uma colocação (N_{ri}) pelo valor de seu respectivo peso (V_{pi}), tornou-se possível obter o valor ponderado (V_p) de cada modelo de distribuição, que pode ser calculado pela expressão:

$$V_p = \sum_{i=1}^n N_{ri} * V_{pi}$$

onde:

N_{ri} – número de registro que obtiveram a i-ésima colocação

V_{pi} – valor ou peso da i-ésima colocação

V_p – valor ponderado por colocação de cada modelo.

Considerou-se a melhor distribuição aquela que apresentou menor valor ponderado em todas as parcelas analisadas.

3.10 - PROGNOSE DA PRODUÇÃO

3.10.1- Sistema de Prognose

Para viabilizar o sistema de prognose foi necessário desenvolver programa específico na linguagem computacional Turbo Basic, com o propósito de operacionalizar as equações que foram selecionados para compor o sistema de predição da produção. O sistema de prognose é viabilizado utilizando uma função de distribuição e os atributos do

povoamento. Procurou-se selecionar os atributos mais correlacionados com os parâmetros das funções de distribuição. Fez-se, então, estimativa dos parâmetros da distribuição na idade desejada na prognose. Integrando a função de densidade de probabilidade obtém-se a função cumulativa que permite obter a área entre dois limites ou a probabilidade de ocorrência do número de árvores dentro da classe diamétrica. O produto da probabilidade pelo número de árvores na idade da prognose permite conhecer a nova estrutura da floresta na classe diamétrica.

No estudo de prognose, como na distribuição diamétrica, foram usadas as funções:

a) – Função de distribuição Normal

b) – Função de distribuição Lognormal

c) – Função de distribuição Gama

c₁. Momentos

c₂. Máxima verossimilhança

d) – Função de distribuição Beta

d₁ – Momentos

d₂ – Média e variância

e) – Função de distribuição Weibull

e₁ – Máxima verossimilhança a 0% do D_{\min} .

e₂ – Momentos a 0% do D_{\min} .

f) – Função de distribuição S_B de Johnson

f₁ – Máxima verossimilhança

f₂ – Momentos a $0,35 \cdot D_{\min}$

3.10.2 - Atributos da Floresta

Os atributos da floresta foram estudados com a apreciação de modelos matemáticos que melhor descrevem a evolução de cada variável com a idade e sítio.

As variáveis consideradas foram:

a – Diâmetro mínimo	D_{\min}
b – Área Basal	AB
c – Altura média nas classes de diâmetro	H_{CLD}
d – Diâmetro máximo	D_{\max}
e – Variância dos diâmetros	S^2_d
f – Diâmetro médio quadrático	D_g
g – Média aritmética dos diâmetros	D_m
h – Parâmetros da função S_B	$Mf_i; Df_i; \delta; \gamma$
i – Altura dominante	H_{dom}
j – Sobrevivência	N_s

Os modelos utilizados para explicar os atributos do povoamento estão relacionados nas tabelas de 05 a 12, constante do anexo 01. Ao ajuste de todos os modelos aplicou-se a técnica de regressão para modelos lineares ou não, de acordo com as características de cada equação. A seleção da melhor equação é a recomendada por DRAPER e SMITH (1980) e está descrita no item que trata da seleção da melhor equação.

Os modelos relacionados foram ajustados, de acordo com suas características e submetidos aos testes de validade. Se o modelo forneceu bom ajuste, pequeno erro e uma boa distribuição dos resíduos, foi selecionado para compor o sistema de prognose. Nos casos em que os modelos não obtiveram um bom ajuste foi aplicada a técnica “Stepwise” de regressão, com objetivo de selecionar o melhor conjunto de variáveis, que permitissem estimar com confiabilidade e sem tendenciosidade o atributo de interesse.

3.10.3 - Teste de Eficiência do Modelo Proposto

Foram efetuados os testes para avaliar o desempenho do sistema de prognose para cada função de distribuição utilizada. Para cada teste, tomou-se como base, os dados da primeira medição e prognosticou-se o volume para a idade na qual as parcelas foram remedidas nas diversas ocasiões. Comparou-se o volume real, o número de árvores e a área basal observada, com o volume, o número de árvores e a área basal obtida através da prognose. As ferramentas de análises estatísticas foram:

a) – Teste “t”

Utilizou-se o teste “t” pareado entre volume real, o número de árvores e a área basal observada, com o volume, o número de árvores e a área basal obtido através da prognose. O teste foi efetuado para as hipóteses com nível de significância $\alpha = 0,05$ do teste bilateral:

H_0 : Admitimos que o modelo forneça uma boa aproximação entre os valores observados e estimados pelo modelo.

H_a : O modelo não propicia uma boa aproximação dos dados ao modelo.

b) – Desvio de prognose

O erro de prognose é determinado em porcentagem, através da diferença entre volume real, o número de árvores e a área basal observada, com o volume, o número de árvores e a área basal obtida através do sistema de prognose. Os valores dos desvios foram apresentados em gráficos.

4 – RESULTADOS E DISCUSSÃO

4.1 – FUNÇÃO DO VOLUME DE ÁRVORE INDIVIDUAL

Os dados de cubagem rigorosa são provenientes de um plantio de *Eucalyptus camaldulensis* Delnh. A cubagem de 546 árvores em todas as classes de idade, DAP, sítio e altura, serviram de base para ajuste da equação de volume. Analisando o comportamento de cada modelo, em relação aos dados, segundo os critérios estatísticos do coeficiente de determinação ajustado (R^2), erro padrão (S_{yx}) e a distribuição gráfica dos resíduos, os modelos que apresentaram os melhores resultados foram o da variável combinada e o modelo Australiano. Os resultados apresentados em ambos foram bastante próximos e, ainda, com uma pequena superioridade no valor do ajuste para o modelo Australiano. Optou-se então por este modelo adotado e os resultados da tabela 02 estão apresentados na seqüência.

$$V = \beta_0 + \beta_1 d^2 + \beta_2 d^2 h + \beta_3 h + \varepsilon_i$$

onde

d – Diâmetro medido à altura de 1.3m do solo em centímetros (cm)

h – Altura total da árvore em metros (m)

v – Volume individual da árvore em metros cúbicos (m³)

ε_i – Erro aleatório

TABELA 02 – ESTIMATIVA DOS PARÂMETROS, VALOR-t, VALOR-P, COEFICIENTE DE DETERMINAÇÃO (R^2), VALOR-F, ERRO PADRÃO RESIDUAL (EPR) E COEFICIENTE DE VARIAÇÃO (CV %)

PARÂMETROS	ESTIMATIVA	t	P	R^2	R^2_{aj}	F	EPR	CV
$\hat{\beta}_0$	0,004662	2,08	0,0380					
$\hat{\beta}_1$	0,000178	6,91	0,0001	0,97	0,97	6055,15	0,009	15,09
$\hat{\beta}_2$	0,000024	16,94	0,0001					
$\hat{\beta}_3$	-0,000662	-3,56	0,0004					

4.2 – FUNÇÕES DE RELAÇÕES HIPSOMÉTRICAS

As alturas por ocasião de cada inventário, não foram medidas em todas as árvores da amostra. Para possibilitar a estimativa das alturas não mensuradas, ajustou-se modelos matemáticos de relações hipsométricas. Os modelos para toda a floresta não apresentou resultados satisfatório, tornando-se inadequada a sua aplicação como um modelo geral. Diante de tal resultado foi necessário a estratificação da floresta por projeto e classe de idade. Os modelos utilizados em cada projeto foram definido obedecendo o critério da menor soma de quadrado do erro e maior coeficiente de determinação. A sistemática adotada na seleção dos modelos para estimar as alturas não medidas nas parcelas, permitiu observar que em todos os projetos, de acordo com a idade, não houve uma predominância de uma única equação, exceto para o projeto 3 (área da fazenda denominada Macaco I), em que o modelo que apareceu mais vezes foi o desenvolvido por Peterson (LOETSCH et al. 1973), que foi utilizado em quatro idades diferentes das cinco que ocorreram no referido projeto, nos demais casos estiveram sempre presentes todos os modelos que foram aplicados. É importante ressaltar, que em cada projeto e idade foram aplicados todos os modelos e que foram usados os resultados da melhor equação em relação aos demais modelos.

Os modelos ajustados para estimar as alturas, nas amostras, foram:

1 – Modelo de Prodan (LOETSCH et al., 1973).

$$h - 1,3 = \frac{d^2}{\beta_0 + \beta_1 d + \beta_2 d^2} + \varepsilon_i$$

2 – Modelo de Petterson (LOETSCH et al., 1973).

$$\frac{1}{\sqrt[3]{h - 1,3}} = \beta_0 + \beta_1 \left(\frac{1}{d} \right) + \varepsilon_i$$

3 – Modelo Exponencial

$$h = \beta_0 (d^{\beta_1}) + \varepsilon_i$$

4 – Modelo de Curtis

$$\ln(h) = \beta_0 + \beta_1 \left(\frac{1}{d} \right) + \varepsilon_i$$

onde

h – alturas (m) das árvores medidas na amostra

d – diâmetro (cm) medido a 1,3 m de altura do solo

\ln – logaritmo natural

$\beta_0, \beta_1, \beta_2, \varepsilon_i$ – definidos anteriormente

Os resultados obtidos de cada um dos modelos para a soma de quadrados dos resíduos, coeficientes de determinação (R^2), erro padrão residual (EPR), coeficiente de variação (CV%) e as estimativas dos respectivos parâmetros, estão demonstrados na tabela 03.

Diante dos resultados obtidos, para o conjunto de modelos que foram usados simultaneamente, pode-se afirmar que os mesmos estão dentro de um nível de aceitação esperado para este tipo de estudo, sob o ponto de vista dos conceitos biológicos, isto é, as alterações nas relações hipsométricas são determinadas pelo grau de competição entre as plantas o qual é afetado pela idade e, também, pelas características do sítio.

TABELA 03 – RESULTADOS DE TODOS OS MODELOS ESTRATIFICADO POR PROJETO E IDADE PARA SOMA DOS QUADRADOS DOS RESÍDUOS, COEFICIENTE DE DETERMINAÇÃO (R²), ERRO PADRÃO RESIDUAL (EPR), COEFICIENTE DE VARIAÇÃO (CV%) E ESTIMATIVA DOS PARÂMETROS.

PRO J	ID	SOMA DE QUADRADOS DOS RESÍDUOS				COEF. DET. (R ²)				ERRO PADRÃO EPR(m)				COEF. VAR. (CV%)				MOD.	ESTIMATIVAS		
		SQRM1	SQRM2	SQRM3	SQRM4	M1	M2	M3	M4	M1	M2	M3	M4	M1	M2	M3	m4		C	A	B
1	24	321,30	320,49	319,30	321,46	0,88	0,50	0,50	0,50	1,04	1,04	1,04	1,04	13,02	13,01	12,98	13,03	M3	,	1,48441	0,43192
1	48	551,91	545,14	532,15	553,26	0,65	0,55	0,59	0,55	1,70	1,69	1,67	1,70	16,58	16,48	16,28	16,60	M3	,	0,74391	0,74650
1	60	2101,72	2082,28	2050,54	2103,66	0,80	0,55	0,57	0,55	1,84	1,83	1,82	1,84	16,07	15,99	15,87	16,07	M3	,	1,17224	0,58712
1	72	1299,19	1302,67	1405,01	1274,23	0,83	0,65	0,61	0,64	1,73	1,73	1,80	1,71	12,30	12,31	12,79	12,18	M4	,	3,14022	-4,74530
1	84	213,26	217,66	233,21	235,50	0,96	0,90	0,87	0,87	1,32	1,33	1,38	1,38	9,44	9,54	9,88	9,92	M1	0,04366	0,67617	0,27171
1	108	333,42	330,47	335,38	332,21	0,88	0,66	0,65	0,65	1,67	1,66	1,67	1,66	12,73	12,67	12,77	12,71	M2	,	0,36881	0,74869
2	36	2092,07	2110,55	2194,06	2124,21	0,72	0,72	0,72	0,70	1,49	1,50	1,53	1,50	16,37	16,44	16,76	16,49	M1	0,06576	3,81431	-0,12527
2	48	3184,06	3279,75	3156,38	3391,47	0,92	0,73	0,73	0,72	1,20	1,22	1,19	1,24	10,70	10,86	10,65	11,04	M3	,	1,31928	0,54410
2	60	556,56	549,68	552,99	559,34	0,86	0,65	0,64	0,62	1,63	1,62	1,62	1,63	13,62	13,54	13,58	13,66	M2	,	0,37584	0,67359
2	72	3572,93	3674,76	3570,60	3819,43	0,92	0,77	0,77	0,75	1,41	1,43	1,41	1,45	11,63	11,79	11,62	12,02	M3	,	1,28331	0,57460
2	84	3783,68	3879,27	3802,86	4040,74	0,93	0,76	0,77	0,75	1,50	1,52	1,50	1,55	10,95	11,08	10,97	11,31	M1	0,03094	0,04939	0,41602
2	96	184,51	203,92	187,24	218,45	0,98	0,84	0,86	0,83	1,13	1,18	1,13	1,22	6,94	7,30	6,99	7,55	M1	0,03061	-0,0310	0,34888
3	24	852,25	866,46	908,91	855,74	0,76	0,73	0,71	0,72	0,98	0,99	1,01	0,98	11,86	11,96	12,25	11,88	M1	0,09515	3,65277	-0,29085
3	36	3116,43	3090,62	3101,36	3097,07	0,84	0,55	0,53	0,53	1,19	1,18	1,18	1,18	12,07	12,02	12,04	12,03	M2	,	0,40262	0,64638
3	60	2251,42	2250,44	2257,06	2297,42	0,88	0,68	0,67	0,66	1,23	1,23	1,23	1,24	10,83	10,83	10,84	10,94	M2	,	0,37018	0,75084
3	72	2946,85	2942,37	2950,98	2999,87	0,89	0,70	0,69	0,69	1,46	1,46	1,46	1,47	10,89	10,89	10,90	10,99	M2	,	0,35147	0,70159
3	84	3366,62	3335,93	3441,44	3390,29	0,85	0,67	0,65	0,65	1,57	1,56	1,58	1,57	12,27	12,21	12,40	12,31	M2	,	0,35639	0,74316
4	24	467,70	469,88	465,78	478,70	0,88	0,68	0,68	0,67	0,88	0,88	0,88	0,89	10,61	10,63	10,58	10,73	M3	,	1,00477	0,56940
4	48	376,79	389,03	386,40	426,03	0,94	0,75	0,79	0,74	0,99	1,00	1,00	1,05	9,40	9,55	9,52	9,99	M1	0,05910	1,05124	0,24187
4	60	1135,45	1142,02	1331,11	1124,04	0,93	0,78	0,77	0,79	1,27	1,27	1,38	1,26	9,88	9,91	10,70	9,83	M4	,	3,09160	-0,43092
4	72	816,99	822,73	929,97	824,47	0,91	0,73	0,70	0,71	1,58	1,58	1,68	1,58	12,65	12,69	13,49	12,70	M1	0,06210	2,27843	-0,02707
5	24	1124,03	1119,11	1113,73	1125,65	0,82	0,58	0,58	0,57	0,84	0,84	0,84	0,84	10,57	10,55	10,52	10,58	M3	,	0,98545	0,56033
5	48	1209,71	1204,17	1221,95	1218,39	0,89	0,67	0,66	0,66	1,03	1,03	1,03	1,03	9,65	9,63	9,70	9,69	M2	,	0,38377	0,73850
5	60	2771,66	2795,37	2751,56	2865,09	0,88	0,70	0,70	0,69	1,50	1,50	1,49	1,52	11,08	11,13	11,04	11,27	M3	,	1,25989	0,60899
5	72	1366,08	1358,92	1461,16	1370,41	0,93	0,76	0,73	0,74	1,23	1,23	1,27	1,23	9,44	9,41	9,76	9,45	M2	,	0,35713	0,75141
6	36	857,86	876,91	844,27	889,02	0,85	0,53	0,55	0,52	0,87	0,88	0,87	0,89	11,51	11,64	11,42	11,72	M3	,	1,15130	0,47201
6	48	1194,31	1188,39	1201,14	1212,01	0,92	0,72	0,70	0,70	1,06	1,06	1,07	1,07	10,54	10,51	10,57	10,62	M2	,	0,39214	0,61819
6	60	1542,73	1572,41	1529,93	1620,78	0,90	0,67	0,68	0,66	1,25	1,27	1,25	1,29	11,29	11,40	11,25	11,58	M3	,	1,24511	0,54214
7	24	124,88	124,09	125,48	124,16	0,86	0,60	0,59	0,59	0,70	0,69	0,70	0,69	10,42	10,38	10,44	10,38	M2	,	0,45200	0,54219
7	36	375,24	374,64	372,09	379,03	0,85	0,63	0,63	0,61	0,85	0,84	0,84	0,85	10,95	10,94	10,90	11,00	M3	,	1,01846	0,55764

4.3 – FUNÇÕES DE CLASSIFICAÇÃO DE SÍTIO

Foram utilizados 529 parcelas, das quais os pares de Altura dominante (H_{dom}) Idade (I), serviram de base para testar os modelos estão relacionados na tabela 01, constante do anexo 01. Verificou-se que, para obter o valor da curva média, os ajustes foram por regressão linear e não linear. As estatísticas de comparação de eficiência e seleção do modelo foi através da menor soma de quadrados do erro, erro padrão absoluto, em metros, coeficiente de variação e a análise da distribuição dos resíduos em relação a idade.

Em função dos resultados obtidos optou-se pelo seguinte modelo:

$$H_{dom} = \beta_0 (1 - e^{-\beta_1 I})^{\beta_2} + \varepsilon_i$$

onde

H_{dom} – altura dominante

e – base logaritmo natural

I – idade

$\beta_0, \beta_1, \beta_2, \varepsilon_i$ – definidos anteriormente

Para todos os modelos estudados pode-se perceber um comportamento bastante próximo quanto aos resultados nos ajustes e na precisão encontrada para cada um, exceto para o modelo de Bailey com 3 parâmetros que o coeficiente de variação foi de 16,42 %. Por este motivo, o modelo não foi considerado na análise pois o valor do coeficiente de variação ficou fora dos padrões aceitáveis para estimar as alturas dominantes médias em cada parcela. Os resultados obtidos pelos modelos estudados são demonstrados na tabela 04 a seguir:

TABELA 04— ESTIMATIVA DOS PARÂMETROS, VALOR-t, VALOR-P
COEFICIENTE DE DETERMINAÇÃO (R^2), VALOR-F, ERRO PADRÃO
RESIDUAL (EPR) E COEFICIENTE DE VARIAÇÃO (CV%)

PARÂMETROS	ESTIMATIVA	t	P	R^2	R^2_{aj}	F	EPR	CV%
$\hat{\beta}_0$	17,5858056	6,5132	0,000					
$\hat{\beta}_1$	0,0304089	1,9457	0,002	0,72	0,72	16344,7	1,43	10,75
$\hat{\beta}_2$	1,1540826	6,3679	0,000					

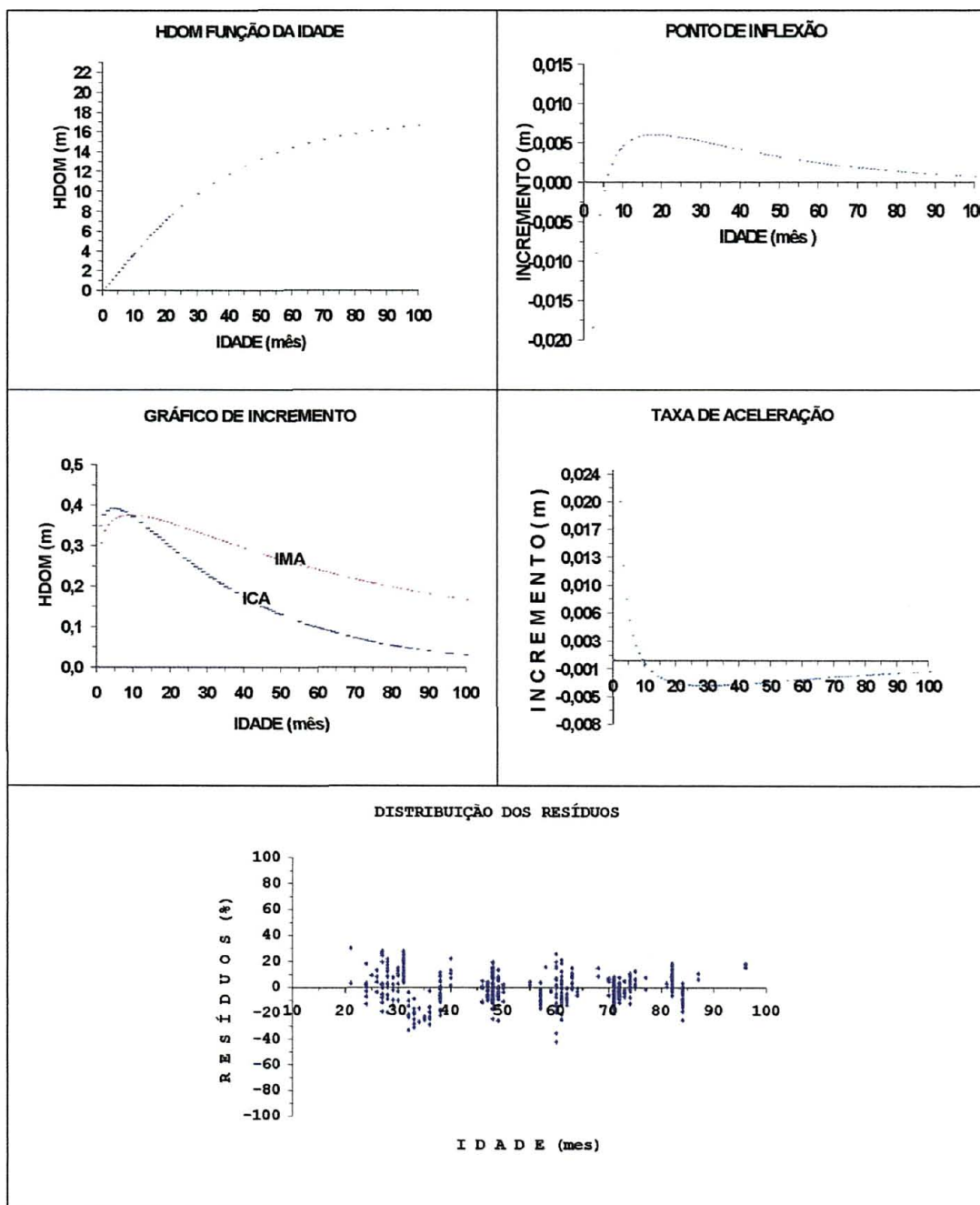
Para as equações que obtiveram o menor valor do erro padrão e coeficiente de variação foram feitas análises do comportamento gráfico do resíduo e, ainda, foram feitas estimativas dos limites superiores e inferiores de cada classe de sítio e comparando os resultados comprovou-se que são bastante semelhantes, o que pode ser verificado visualmente, através da superposição dos gráficos gerados para cada equação. Já que não foi constatado grande diferença entre os cinco principais modelos testados, fez-se a opção por usar o modelo de Richards, para o estudo do crescimento em altura. Os resultados com as características das alturas dominantes em função da idade para a curva média, ponto de inflexão, taxa de aceleração e distribuições dos resíduos em relação a idade, obtidos pela função estão apresentados na figura 02.

Ao representar em gráfico a distribuição dos resíduos em relação a altura dominante, constatou-se que o mesmo produz uma distribuição considerada inadequada para este tipo de estudo. Entretanto, este efeito não deve comprometer os resultados, porque isto, provavelmente, é causado por alguma inconsistência na base de dados em que as alturas consideradas dominantes foram obtidas em cada parcela. Em algumas destas parcelas as árvores poderiam não pertencer as classes das dominantes, causando com isto, algumas distorções, fato este, que nos levou a considerar a distribuição dos resíduos em relação a idade. O comportamento dos resíduos da função de Richards, mostrou-se uniforme ao longo da idade, o que permite obter estimativa não tendenciosa das alturas dominantes.

O sistema de classificação da qualidade do local foi determinado através do método da diferença de equações, onde tornou-se possível classificar as parcelas

amostradas por índice de sítio a partir do conhecimento da altura dominante encontrada por ocasião dos levantamentos.

FIGURA 02 – ALTURA MÉDIA, INCREMENTO MÉDIO E CORRENTE, PONTO DE INFLEXÃO, TAXA DE ACELERAÇÃO E RESÍDUOS DAS ALTURAS DOMINANTES



As curvas de índice de sítio é obtida pela equação (1) e, de forma contrária, pode-se estimar a altura dominante quando se conhece o índice de sítio a que pertence cada amostra, através de equação (2).

$$IS = H_{dom} * \left[\frac{(1 - e^{-0,304089 * I_{ref}})}{(1 - e^{-0,304089 * I})} \right]^{1,1540826} \quad (1)$$

$$H_{dom} = IS * \left[\frac{(1 - e^{-0,304089 * I})}{(1 - e^{-0,304089 * I_{ref}})} \right]^{1,1540826} \quad (2)$$

onde

Hdom – Altura dominante em metros (m)

IS – índice de sítio

I – Idade em mês

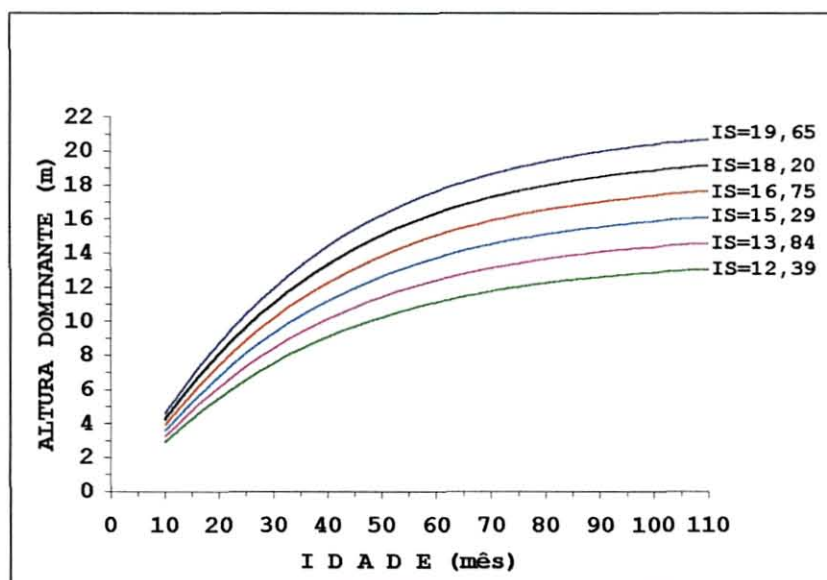
e – Base logaritmo natural

A partir destas equações (1 e 2), foram estabelecidas as classes de produtividade, estabelecendo a idade de referência de 84 meses, em função da máxima idade existente que foi de 104 meses. As classes de produtividade variam entre o valor da altura dominante na idade de referência em ± 3 desvios padrão, resultando no intervalo com amplitude que variou de um mínimo de 11,66 m até 20,37 m de altura.

A figura 03 mostra as seis curvas de alturas do centro de cada classe de índice de sítio atingido na idade de referência. Aplicando a equação (1), podemos obter os valores limites inferior, médio e superior das alturas dominantes para cada classe de sítio ao longo do período estudado.

Na tabela 05, apresenta-se os valores dos limites inferior, médio e superior das alturas dominantes estimada para as seis classes de índice de sítio. Pode-se observar que as árvores apresentaram uma altura dominante superior a 20m, o que nos permite afirmar que se trata de uma espécie promissora para ser usada em condições de reflorestamento.

FIGURA 03 – CURVAS DE ÍNDICE DE SÍTIO



4.4 – FUNÇÃO DE SOBREVIVÊNCIA

Dos modelos relacionados na tabela 12 do anexo 01, foram feitos ajustes em todos para proceder uma primeira avaliação quanto ao desempenho na propriedade de estimar o número de árvores sobreviventes. Dentre os modelos testados o que teve melhor comportamento de ajuste foi o modelo desenvolvido por CLUTTER et al. (1983), entretanto avaliando o comportamento da distribuição dos resíduos verificou-se que este modelo foi tendencioso e, por esta razão, não foi considerado para compor o sistema de prognose. Os cinco modelos restantes apresentaram R^2 ajustado com valores muito próximos, tornando-se decisiva a análise gráfica para a definição da melhor equação a ser usada no sistema de prognose. Convém ressaltar que nenhum dos modelos apresentaram alto ajuste aos dados. Este fato deve estar relacionado ao método de coleta de dados adotado pela empresa, em que as parcelas permanentes foram ampliadas, o que causou o ingresso de novos indivíduos, prejudicando, com isso, uma clara identificação dos reflexos da mortalidade ocorridos na floresta durante o intervalo entre as medições.

TABELA 05 – ALTURAS DOMINANTES NAS CLASSES DE ÍNDICE DE SÍTO PARA PLANTIOS
DE *Eucalyptus camaldulensis* Delnh.

TABELA DE ÍNDICE DE SÍTO																		
IDADE		CLASSES DE SITIOS																
Mês	VI			V			IV			III			II			I		
10	2,73	2,90	3,07	3,07	3,24	3,41	3,41	3,58	3,75	3,75	3,92	4,09	4,09	4,26	4,43	4,43	4,60	4,77
15	4,02	4,27	4,52	4,52	4,77	5,02	5,02	5,27	5,52	5,52	5,77	6,02	6,02	6,27	6,52	6,52	6,77	7,02
20	5,17	5,49	5,81	5,81	6,13	6,46	6,46	6,78	7,10	7,10	7,42	7,74	7,74	8,07	8,39	8,39	8,71	9,03
25	6,19	6,57	6,96	6,96	7,34	7,73	7,73	8,11	8,50	8,50	8,89	9,27	9,27	9,65	10,04	10,04	10,42	10,81
30	7,08	7,52	7,96	7,96	8,40	8,84	8,84	9,28	9,72	9,72	10,17	10,60	10,60	11,05	11,48	11,48	11,93	12,36
35	7,86	8,35	8,84	8,84	9,33	9,82	9,82	10,30	10,79	10,79	11,29	11,77	11,77	12,26	12,75	12,75	13,24	13,72
40	8,54	9,07	9,60	9,60	10,13	10,66	10,66	11,19	11,72	11,72	12,26	12,79	12,79	13,32	13,85	13,85	14,38	14,91
45	9,12	9,69	10,26	10,26	10,83	11,40	11,40	11,96	12,53	12,53	13,10	13,67	13,67	14,24	14,80	14,80	15,37	15,93
50	9,63	10,23	10,84	10,84	11,43	12,03	12,03	12,63	13,23	13,23	13,83	14,43	14,43	15,03	15,63	15,63	16,23	16,82
55	10,07	10,70	11,33	11,33	11,95	12,58	12,58	13,20	13,84	13,84	14,47	15,09	15,09	15,72	16,34	16,34	16,97	17,59
60	10,45	11,10	11,76	11,76	12,40	13,06	13,06	13,70	14,36	14,36	15,01	15,66	15,66	16,31	16,96	16,96	17,61	18,26
65	10,78	11,45	12,13	12,13	12,79	13,47	13,47	14,13	14,81	14,81	15,48	16,15	16,15	16,82	17,49	17,49	18,16	18,83
70	11,06	11,75	12,44	12,44	13,13	13,82	13,82	14,50	15,20	15,20	15,89	16,57	16,57	17,26	17,95	17,95	18,64	19,32
75	11,31	12,01	12,72	12,72	13,42	14,12	14,12	14,82	15,53	15,53	16,24	16,94	16,94	17,64	18,34	18,34	19,05	19,75
80	11,52	12,23	12,96	12,96	13,67	14,39	14,39	15,10	15,82	15,82	16,54	17,25	17,25	17,97	18,68	18,68	19,40	20,11
85	11,70	12,43	13,16	13,16	13,88	14,61	14,61	15,33	16,07	16,07	16,80	17,52	17,52	18,25	18,98	18,98	19,71	20,43
90	11,85	12,59	13,33	13,33	14,06	14,81	14,81	15,54	16,28	16,28	17,02	17,75	17,75	18,50	19,23	19,23	19,97	20,70
95	11,99	12,73	13,48	13,48	14,22	14,97	14,97	15,71	16,46	16,46	17,21	17,95	17,95	18,70	19,44	19,44	20,19	20,93
100	12,10	12,86	13,61	13,61	14,36	15,12	15,12	15,86	16,62	16,62	17,38	18,13	18,13	18,88	19,63	19,63	20,39	21,14
105	12,20	12,96	13,72	13,72	14,48	15,24	15,24	15,99	16,76	16,76	17,52	18,27	18,27	19,04	19,79	19,79	20,55	21,31
110	12,29	13,05	13,82	13,82	14,58	15,35	15,35	16,11	16,87	16,87	17,64	18,40	18,40	19,17	19,93	19,93	20,70	21,46

O modelo adotado foi o seguinte:

$$N_2 = N_1 * \exp \left(\beta_1 * \left(\beta_0^{I_2} - \beta_0^{I_1} \right) \right) + \varepsilon_i$$

onde

N_2 – Número de árvores sobreviventes na idade de remedição

N_1 – Número de árvores medidas por ocasião da primeira medição

I_1 – Idade da primeira medição das parcelas

I_2 – Idade da segunda medição das parcelas

β_1, β_2 – Coeficientes do modelo

ε_i – definido anteriormente

Os resultados da estimativa dos parâmetro e os respectivos valores de ajustes, erro padrão e coeficiente de variação, obtido pelo modelo adotado no sistema encontram-se na tabela 06. Em que pese o coeficiente de determinação (R^2) obtido pelo modelo ter sido relativamente baixo, o erro padrão residual (EPR) e o coeficiente de variação (CV%) estão dentro dos limites toleráveis para este tipo de pesquisa, o que permite afiançar que o modelo está estimando de maneira adequada as árvores sobreviventes.

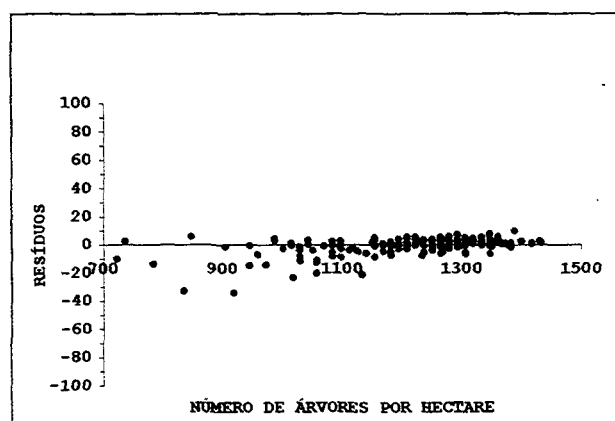
TABELA 06 – ESTIMATIVA DOS PARÂMETROS, COEFICIENTE DE DETERMINAÇÃO (R^2), ERRO PADRÃO RESIDUAL (EPR) E COEFICIENTE DE VARIAÇÃO (CV%)

COEFICIENTES	ESTIMATIVA	R^2	R^2_{aj}	EPR	CV%
$\hat{\beta}_0$	0,997295	0.7628	0.7605	67.17	5.49
$\hat{\beta}_1$	1,117359				

Diante do resultado obtido pela equação pode-se assegurar uma boa estimativa do número de árvores sobreviventes, como foi comprovado no trabalho desenvolvido por SANQUETA (1990), em que o erro padrão se comportou de forma semelhante

para o mesmo modelo. O comportamento dos resíduos em função do número de árvores em idade futura estão apresentado na figura 04, que demonstra um padrão razoável na distribuição ao longo do eixo zero, o que permite aceitar a função para estimar o número de árvores sobreviventes na idade futura.

FIGURA 04 – DISTRIBUIÇÃO DOS RESÍDUOS DO NÚMERO DE ÁRVORES SOBREVIVENTES



4.5 - MODELO DE PRODUÇÃO TOTAL

Após definidos os modelos para estimar o volume de árvores individuais, alturas e ainda a classificação da capacidade produtiva do sítio, tornou-se possível ajustar os modelos compatíveis para estimar a produção presente e futura em volume e área basal por unidade de área. Os modelos testados encontram-se relacionados na tabela 04, do anexo 01. No ajustes das diferentes equações pode-se constatar que os modelos não tiveram um excelente ajuste, variando entre 70 a 74% , na forma centrado para a média ou seja na presença de “ b_0 ”. Em função destes resultados, fez-se a opção pelo ajustes dos modelos sem considerar “ b_0 ” no sistema. O ajuste das equações sem “ b_0 ” no modelo foram sempre superiores aos ajustados na presença de “ b_0 ”. Aplicando

o teste “F”, como descrito por MATOS (1995), e o teste “t”, para avaliar a contribuição do intercepto no modelos, verificou-se que o mesmo em todas as situações teve contribuição significativa, razão pelo que optou-se pelo ajuste do modelo centrado para a média.

Dentre os modelos testados pode-se observar que o modelo de CLUTTER (1963), bem como a função modificada por SULLIVAN e CLUTTER (1972) e o modelo com os aperfeiçoamento introduzidas por BECK e DELLA-BIANCA (1972), foram os que apresentaram melhores resultados para o ajuste ao conjunto de dados para representar a produção em volume e área basal da floresta estudada. Neste trabalho, optou-se pelo modelo de BECK e DELLA-BIANCA (1972), pela simplicidade e pela ligeira vantagem do ajuste e precisão em relação aos demais.

Em todos os casos foram recalculados os ajustes (R^2) e o erro padrão (S_{yx}), absoluto e em porcentagem, para eliminar o efeito da discrepância logarítmica nos modelos. Os resultados obtidos pelo modelo selecionado estão apresentados no seguinte conjunto de expressões apresentados na seqüência e tabelas 07, 08, 09 e 10.

4.5.1 - Produção Presente em Volume em m^3/ha

$$\ln(v) = \beta_0 + \beta_1 * \left(\frac{1}{IS}\right) + \beta_2 * \left(\frac{1}{I}\right) + \beta_3 * \ln(AB_1) + \varepsilon_i$$

onde

V – Volume em m^3/ha

IS – Índice de sítio

I – Idade em mês

AB_1 – Área basal na primeira medição (I_1) em m^2/ha

$\beta_0, \beta_1, \beta_2, \beta_3$ – coeficientes do modelos

ln – logaritmo natural

ε_i – definido anteriormente

TABELA 07 – ESTIMATIVA DOS PARÂMETROS, VALOR-t, VALOR-p
COEFICIENTE DE DETERMINAÇÃO (R²), VALOR-F, ERRO PADRÃO
RESIDUAL (EPR) E COEFICIENTE DE VARIAÇÃO (CV %)

PARÂMETROS	ESTIMATIVA	t	p	R ²	R ² _{aj}	F	EPR	CV%
$\hat{\beta}_0$	2,242316	73,77	0,000					
$\hat{\beta}_1$	-6,391365	-27,01	0,000	0,99	0,99	22821,8	1,24	3,47
$\hat{\beta}_2$	-9,620675	-35,91	0,000					
$\hat{\beta}_3$	1,042102	132,36	0,000					

4.5.2 – Produção Futura em Volume em m³/ha

$$\ln(V_2) = \beta_0 + \beta_1 * \left(\frac{1}{IS}\right) + \beta_2 * \left(\frac{1}{I_2}\right) + \beta_3 * \left(\frac{I_1}{I_2}\right) * \ln(AB_1) + \beta_4 \left(1 - \frac{I_1}{I_2}\right) + \beta_5 * \left(1 - \frac{I_1}{I_2}\right) * IS + \varepsilon_i$$

onde

V₂ – Volume na idade de projeção (I₂) em m³/ha

I₁ – Idade presente

I₂ – Idade de projeção

β₀, β₁, β₂, β₃, β₄, β₅, ε_i – definidos anteriormente

TABELA 08 – ESTIMATIVA DOS PARÂMETROS, VALOR-t, VALOR-p
COEFICIENTE DE DETERMINAÇÃO (R²), VALOR-F, ERRO PADRÃO
RESIDUAL (EPR) E COEFICIENTE DE VARIAÇÃO (CV %)

PARÂMETROS	ESTIMATIVA	t	p	R ²	R ² _{aj}	F	EPR	CV%
$\hat{\beta}_0$	1,504546	7,21	0,000					
$\hat{\beta}_1$	5,830523	2,52	0,012					
$\hat{\beta}_2$	-3,236854	-1,52	0,129	0,80	0,80	249,23	5,90	12,66
$\hat{\beta}_3$	1,090256	22,49	0,000					
$\hat{\beta}_4$	0,283734	0,57	0,565					
$\hat{\beta}_5$	0,10021	3,48	0,000					

4.5.3 - Produção Presente em Área Basal em m²/ha

$$\ln(AB) = \beta_0 + \beta_1 * IS + \beta_2 * \left(\frac{1}{I}\right) + \beta_3 * \ln(AB) * \left(\frac{1}{I}\right) + \beta_4 * \left(\frac{IS}{I}\right) + \varepsilon_i$$

onde:

AB – Área Basal em m²/ha

ln, β_0 , β_1 , β_2 , β_3 , β_4 , IS, I, ε_i – Definidos anteriormente.

TABELA 09 – ESTIMATIVA DOS PARÂMETROS, VALOR-t ; VALOR-p
COEFICIENTE DE DETERMINAÇÃO (R²), VALOR-F , ERRO PADRÃO
RESIDUAL (EPR) E COEFICIENTE DE VARIAÇÃO (CV %)

PARÂMETROS	ESTIMATIVA	t	p	R ²	R ² _{aj}	F	EPR	CV%
$\hat{\beta}_0$	0,172757	2,504	0,012					
$\hat{\beta}_1$	0,088544	21,65	0,000					
$\hat{\beta}_2$	-12,754824	-5,12	0,000	0,98	0,98	4399,1	0,04	5,12
$\hat{\beta}_3$	82,719478	83,09	0,000					
$\hat{\beta}_4$	-7,318815	-41,57	0,000					

4.5.4 – Produção Futura em Área Basal em m²/ha

Do modelo de produção futura em volume (m³/ha), derivou-se a função de produção futura em área basal (m²/ha), que é dado por:

$$\ln(AB_2) = \left(\frac{I_1}{I_2}\right) * \ln(AB_1) + \alpha_1 * \left(1 - \frac{I_1}{I_2}\right) + \alpha_2 * \left(1 - \frac{I_1}{I_2}\right) * IS$$

onde

AB₂ – Área basal na idade de projeção em m²/ha

α_1 – β_4/β_3

α_2 – β_5/β_3

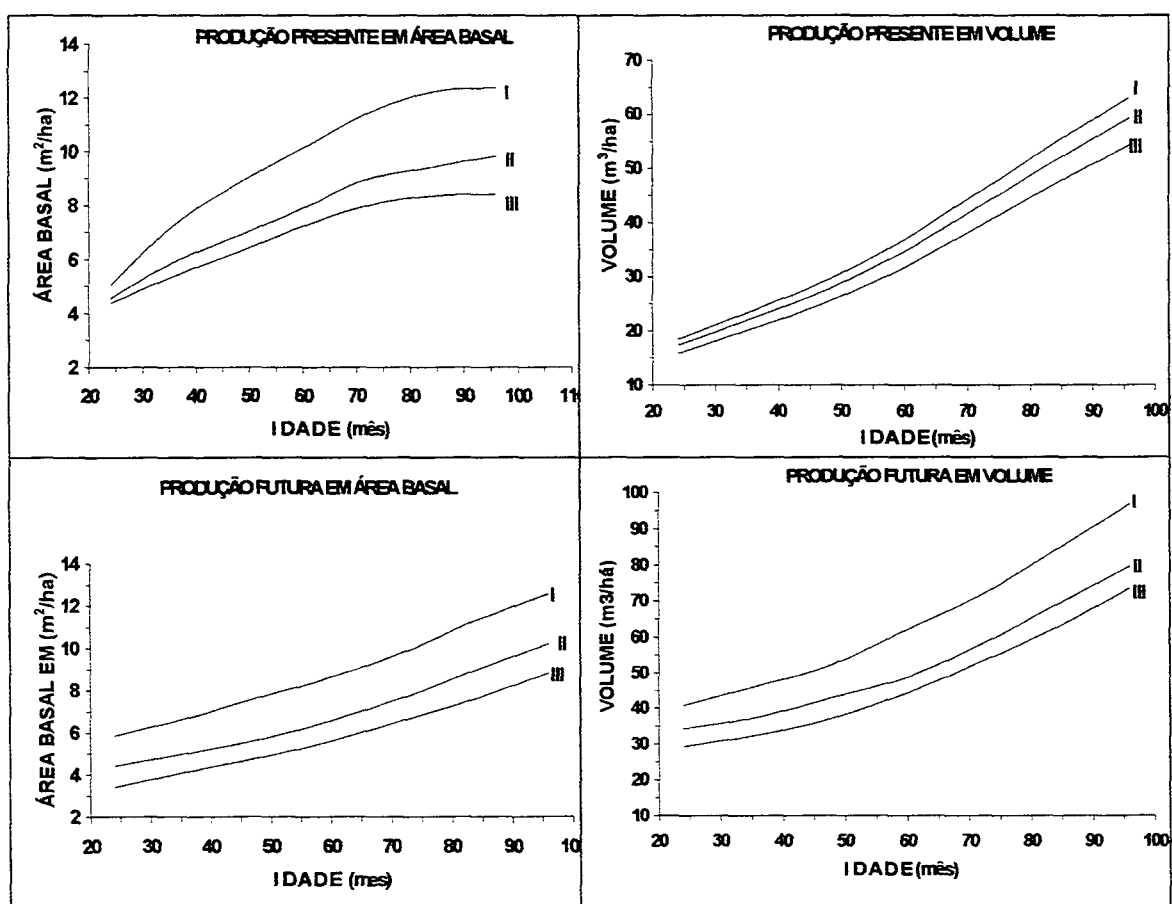
I₁, I₂, IS – Definidos anteriormente.

TABELA 10 – ESTIMATIVA DOS PARÂMETROS DA FUNÇÃO DE ÁREA BASAL FUTURA

COEFICIENTES	ESTIMATIVA
$\hat{\alpha}_1$	0,2602453
$\hat{\alpha}_2$	0,0919141

Os resultados obtidos pela função de produção presente e futura em volume e área basal por classe de sítio e por hectare estão apresentado na figura 05, na seqüência.

FIGURA 05 – PRODUÇÃO PRESENTE E FUTURA EM ÁREA BASAL E VOLUME POR IDADE E CLASSE DE PRODUTIVIDADE



4.5.5 – Taxa de Crescimento Corrente em Volume e Área Basal

A taxa de crescimento em área basal é dada pela equação (1):

$$\frac{dAB}{dI} = (AB) \left(\frac{1}{I} \right) * [0,2602453 + 0,0919141 * IS - \ln(AB)]$$

A taxa de crescimento em volume é dada pela equação (2):

$$\frac{dV}{dI} = V * \left[- \left(-9,944945 * \left(\frac{1}{I^2} \right) \right) \right] + 1,038161 * \left(\frac{dAB}{dI} \right)$$

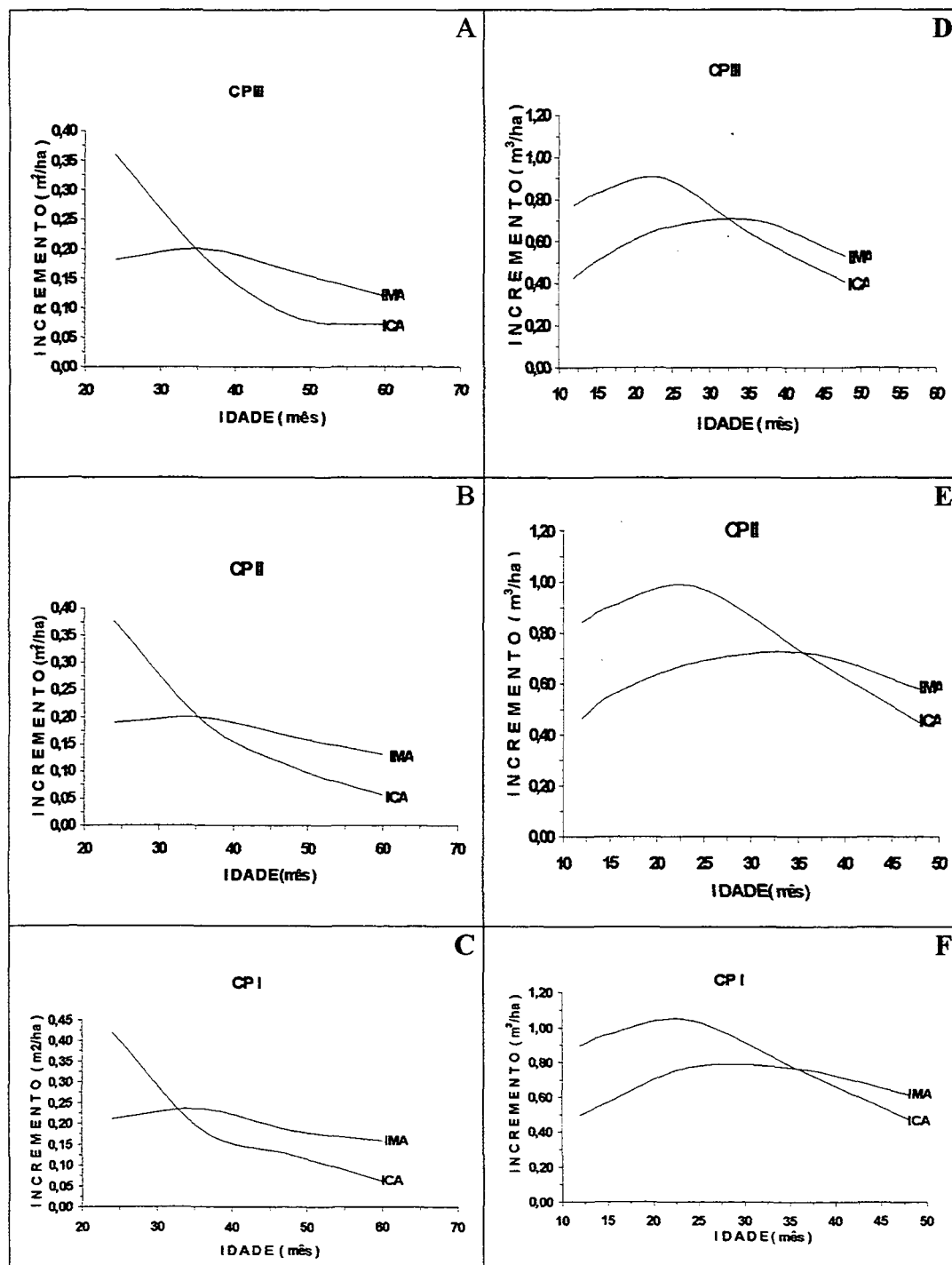
Substituindo na equação (2) a taxa de crescimento em área basal (eq.1), tem-se a equação final da taxa de crescimento em volume:

$$ICA_V = V * \left(\left(9,944945 * \frac{1}{I^2} \right) + \left(\frac{1}{I} \right) * (0,2701765 + 0,0954216 * IS - 1,038161 * \ln(AB)) \right)$$

Pode-se observar os resultados das funções utilizadas através da figura 06, para o comportamento dos plantios, em relação ao incremento médio e corrente, que os valores máximos, nestas condições de sítio, são atingidos em idades bastante jovens. Este fato ocorreu, também, com as alturas dominantes (H_{dom}), onde os pontos de máximo incremento médio e corrente, foram para a idade inferior a 40 meses. Este efeito pode ser constatado quando do ajuste da função para expressar o diâmetro mínimo em que, nas parcelas mais jovens, foram encontradas árvores com os menores diâmetros, iguais ou superiores, aos existentes nas parcelas mais velhas. Isso permitiu observar que a espécie, nas condições de tratamento e sítio, tem um rápido crescimento nos primeiros 3 anos e, a partir desta idade, sofre uma drástica redução no

crescimento o que o torna incapaz de retomar um maior ritmo de crescimento para que os pontos de máximos ocorra em idade mais avançada.

FIGURA 06 – TAXA DE CRESCIMENTO MÉDIO E CORRENTE EM ÁREA BASAL (A, B, C) E VOLUME (D, E, F) POR IDADE E CLASSE DE PRODUTIVIDADE (I, II, III)



4.6 – MODELO POR CLASSE DIAMÉTRICA

Neste estudo serviram de base 529 amostras para ajuste dos modelos de distribuição, que estão relacionados na tabela 12 do anexo 01. O critério estatístico para a seleção do melhor modelo encontra-se descrito no item 3.9.2. Todos os modelos foram ajustados pelos métodos descritos anteriormente e, através do teste de Komolgorov-Smirnov ao nível de significância $\alpha = 0,05$, pôde-se avaliar a eficiência de cada resultado da frequência do número de árvores estimada em relação ao observado.

Para escolha do modelo mais eficiente para estimar o número de árvores em cada parcela estudada adotou-se uma seqüência de classificação (ranking). No ranking avaliou-se quantas vezes o modelo que ocupou as primeiras posições no total geral e, ainda, estratificado por classe de sítio e idade.

Na avaliação de estrutura diamétrica, o melhor ajuste foi para a função S_B de JOHNSON (1949) pelo método dos momentos a $0,35*D$, ou seja a 35% do diâmetro mínimo. Aparece, em seguida, as variações da proporção do diâmetro mínimo para a função S_B que foi de $0,45*D$ e $0,25*D$, ocupando, assim, as três primeiras posições do ranking.

A quarta posição é assumida pela função Beta ajustada pelo método dos momentos. A mesma função Beta, ajustada pelo método da média e variância, ocupou a sexta posição na seqüência de classificação.

A função Weibull ajustada pelo método de máxima verossimilhança a 0 % do diâmetro mínimo, ocupou a sétima posição e a função de distribuição Normal ocupa a nona posição na seqüência de classificação. Já a função Weibull com 3 parâmetros ocupou a vigésima colocação no ranking. A vigésima quarta posição foi ocupada pela função Gama ajustada pelo método da máxima verossimilhança.

A função Weibull ajustada pelo método dos percentis foi menos sensível para a variação da estrutura diamétrica da floresta. O par de percentis melhor posicionado no

ranking ocupou a vigésima oitava posição ($X_{p_1} = 30$ e $X_{p_2} = 75$) e vigésima nona ($X_{p_1} = 30$ e $X_{p_2} = 70$).

Observou-se que a função de distribuição Lognormal ficou na trigésima terceira posição, e a função Gama, pelo método dos momentos, ficou na trigésima sétima posição, enquanto a S_B de Johnson, ajustado pelo método de máxima verossimilhança, vinculado a 95% do diâmetro mínimo ocupou a quadragésima quinta posição. Constatou-se, ainda, que a função Weibull ajustada pelo método da máxima verossimilhança em função da porcentagem do diâmetro mínimo ocupou as posições finais na medida que aumentou a proporção no valor do diâmetro mínimo. As quatro últimas posições do ranking foram ocupadas pela função com as proporções de $0,7*D$; $0,8*D$; $0,9*D$ e $1*D$.

Na função de distribuição Weibull, quando o parâmetro de locação “a” está vinculado ao diâmetro mínimo, percebeu-se através da estatística de Kolmogorov-Smirnov, uma nítida superioridade do modelo quando a relação foi de 0% e 10% do diâmetro mínimo, o que também foi confirmado por THIERSCH (1997). Entretanto, quando o vínculo se deu a 100 % do diâmetro mínimo a função ocupou a última posição na seqüência de classificação, tendo o pior resultado para estimar a freqüência do número de árvores em relação aos demais modelos.

Comparando os resultados obtidos, percebe-se claramente, uma superioridade do modelo S_B quando ajustado pelos dois métodos com um menor valor de VP, ocupando sempre posições a frente de outros modelos. Este modelo foi instável quando ajustado pelo método da máxima verossimilhança, para os valores de $0,05*D$ e $0,95*D$, e ocupou a trigésima primeira e quadragésima quinta posição na seqüência de classificação. Esta tendência de melhor desempenho da função S_B , ajustada pelo método dos momentos também foi verificada por THIERSCH (1997) e FINGER (1982), seguido pela função Beta. Já COUTO (1980), encontrou melhor performance com a função Weibull e Normal para explicar a distribuição do número de árvores em classes diamétricas de *Pinus caribea* var. *Caribea*.

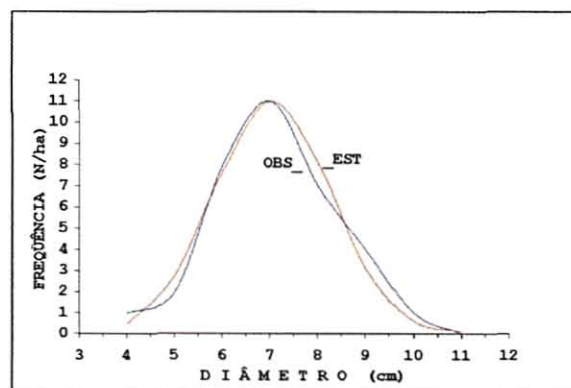
Após análise de modelos em função do menor valor da diferença (D) de Kolmogorov- Smirnov , foi utilizado aleatoriamente a parcela 1 do projeto 3, talhão 1, para mostrar com mais evidência, o desempenho dos modelos para obter os valores estimados em relação aos valores observados na medição. Convém ressaltar, que apenas uma parcela foi usada para análise gráfica, porque, para a inclusão de todos os registros, ou seja, 525 parcelas, seriam necessários 45675 gráficos , pois cada uma das parcelas geram 87 figuras. Este volume de gráficos pouco contribuiria para melhor entendimento da eficiência dos modelos.

Dentre todas as variações de método de ajuste, os resultados totais, dentro da parcela, foram, em sua grande maioria, não significativos, como descrito anteriormente.

As figuras 07 a 11, apresentam o ajuste da distribuição do número de árvores em classes diamétricas de cada uma das funções de acordo com o método de ajuste adotado.

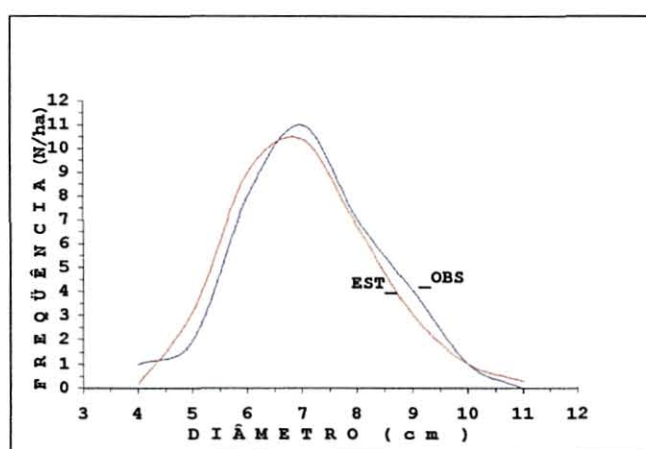
Fazendo uma análise de modelos com variações apenas para os diferentes métodos de ajustes, observa-se que a função de distribuição normal apresenta um gráfico compatível com os valores observados tendo uma leve mudança na assimetria da curva, mostra a figura 07.

FIGURA 07 – AJUSTE DA FUNÇÃO DE DISTRIBUIÇÃO NORMAL



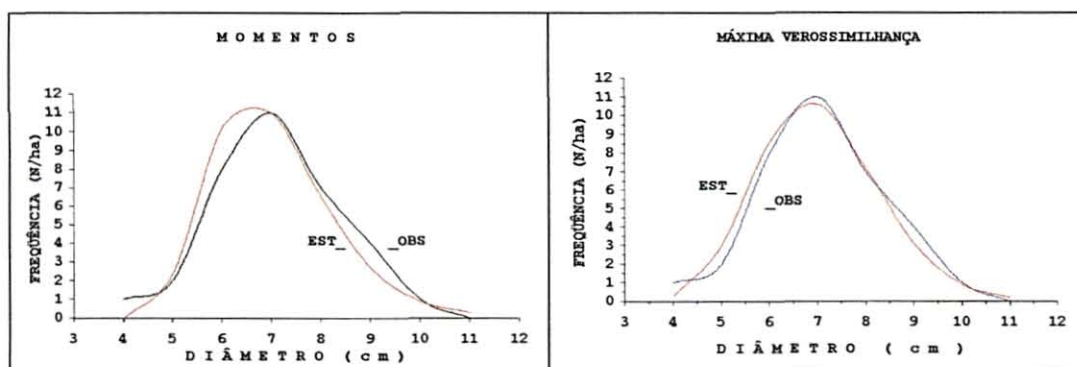
A função de distribuição Lognormal, proporcionou um ajuste que, no primeiro momento pareceu adequado ao conjunto de dados, mas ao avaliar-se o desempenho da função, constatou-se que a mesma apresenta um padrão de assimetria acentuada para a direita, o que causa uma mudança no comportamento da curva ao longo de toda a distribuição em relação aos dados reais observados, como mostra a figura 08.

FIGURA 08 – AJUSTE DA FUNÇÃO DE DISTRIBUIÇÃO LOGNORMAL



A função Gama ajustada tanto pelo método dos momentos como de máxima verossimilhança, obteve como resposta um padrão de ajuste com presença de assimetria. Entretanto, esta assimetria foi menor quando ajustada por máxima verossimilhança. A figura 09, permite obter uma melhor comparação dos resultados.

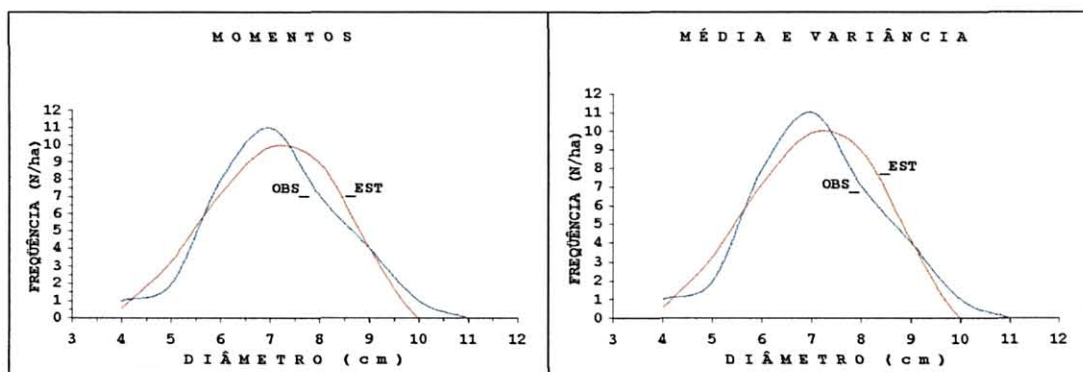
FIGURA 09 – AJUSTE DA FUNÇÃO DE DISTRIBUIÇÃO GAMA POR MOMENTOS E MÁXIMA VEROSSIMILHANÇA



A função Beta, mesmo ocupando a Quarta posição na seqüência de classificação produziu resultados semelhantes e apresentaram o mesmo comportamento em relação aos dados observados, como vemos na figura 10.

Analisando os resultados percebe-se que o modelo apresenta um padrão assimetria entre os dois métodos. Isto mostra que o método de ajuste não influencia os resultados, mas a estrutura dos dados é importante na definição do método de ajuste.

FIGURA 10 – AJUSTE DA FUNÇÃO DE DISTRIBUIÇÃO BETA POR MÉTODOS DE MOMENTOS, MÉDIA E VARIÂNCIA

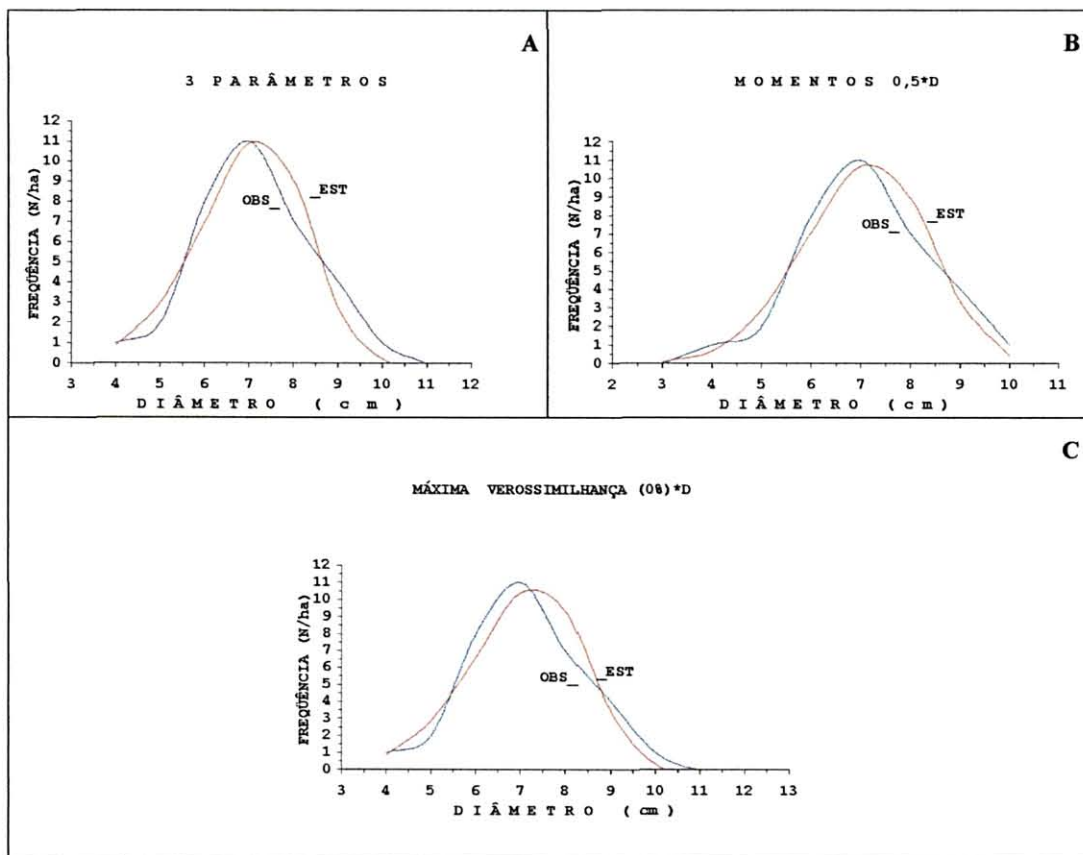


A função Weibull quando ajustada para três parâmetros ($a = 0$), produz um deslocamento dentro das classes de diâmetro, entretanto pelo teste de Kolmogorov-Smirnov ao nível de significância $\alpha = 0,05$ os valores estimados são estatisticamente iguais aos valores observados na parcela. Em todos os modelos estas variações nas classes de diâmetros foram as responsáveis pela alteração da curva, contudo não comprometendo o resultado da frequência total na amostra.

Do conjunto de variações dos modelos os deslocamentos mais acentuados foram para a função de distribuição Weibull, ajustada pelo método da máxima verossimilhança em que o parâmetro de locação “a” foi vinculado a um percentual do diâmetro mínimo. Na figura 11, mostram o comportamento de cada curva em função do parâmetro de locação. Entretanto, quando o ajuste foi pelo método dos momentos, os resultados

gráficos, evidenciam uma maior proximidade entre os valores estimados e os valores observados. Nestas circunstâncias os melhores resultados foram obtidos quando o parâmetro locação “a” foi de 50% e 60% do diâmetro mínimo, acima e abaixo destes valores as assimetrias ficaram mais acentuadas.

FIGURA 11 – AJUSTE DA FUNÇÃO DE DISTRIBUIÇÃO WEIBULL PELOS MÉTODOS DOS DE TRÊS PARÂMETROS (A), MOMENTOS (B) E MÁXIMA VEROSSIMILHANÇA (C)

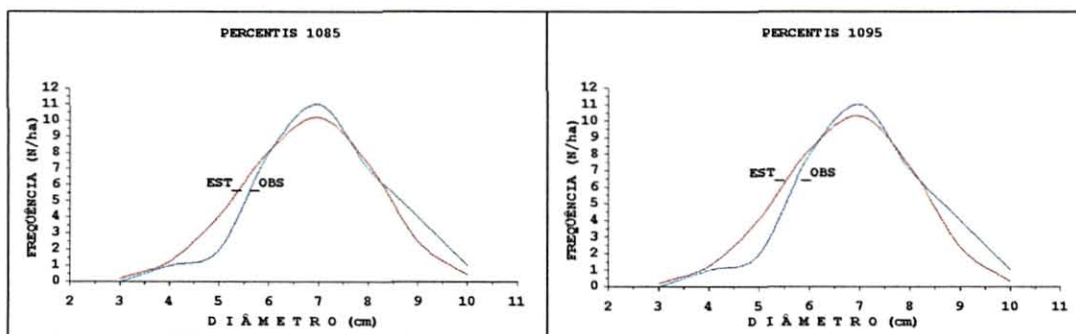


Dos ajustes para os pares de diâmetros percentis, verificou-se pelo teste de Komolrogov-Smirnov, que apenas os conjuntos formados com os pares dos diâmetros percentis $X_{p1} = 15$ e $X_{p2} = 70$; $X_{p1} = 25$ e $X_{p2} = 70$; $X_{p1} = 35$ e $X_{p2} = 70$, a diferença entre a frequência do número de árvores observado e a estimada foram estatisticamente significativas. Observou-se, ainda, que em todas as demais variações nos pares dos

diâmetros percentis que fora avaliada, na parcela, os valores estimados são estatisticamente iguais aos observado. Isto em uma primeira análise, permite utilizar qualquer par de diâmetros percentis para explicar a variação na estrutura diamétrica. Entretanto, ao fazer uma avaliação através dos gráficos entre os valores estimados em relação ao observado, para os diversos pares de diâmetros percentis, pode constatar que os valores estimados nem sempre correspondem a distribuição dos valores observados.

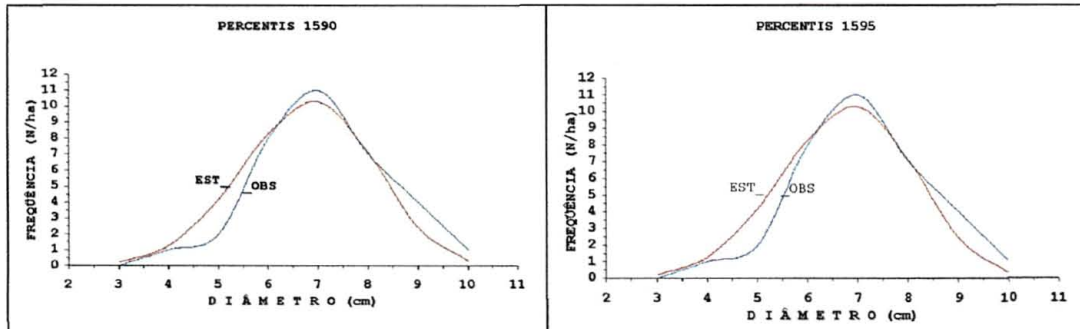
Nas figuras 12 a 17, estão representados todos os melhores resultados obtidos para cada variação dos pares de diâmetros percentis usados na função Weibull no ajuste das parcelas. Diante dos resultados obtidos procuram-se utilizar o modelo em que os valores estimados estivessem mais próximos dos valores reais. Os melhores resultados obtidos para os pares de diâmetro percentis quando $X_{p1} = 10$ foram para $X_{p2} = 85$ e $X_{p2} = 95$. A figura 12, mostra o resultado encontrado pelo conjunto.

FIGURA 12 – AJUSTE DA FUNÇÃO DE DISTRIBUIÇÃO WEIBULL
MÉTODOS DOS PERCENTIS $X_{p1}=10$ PARA $X_{p2}=85$ E $X_{p2}=95$



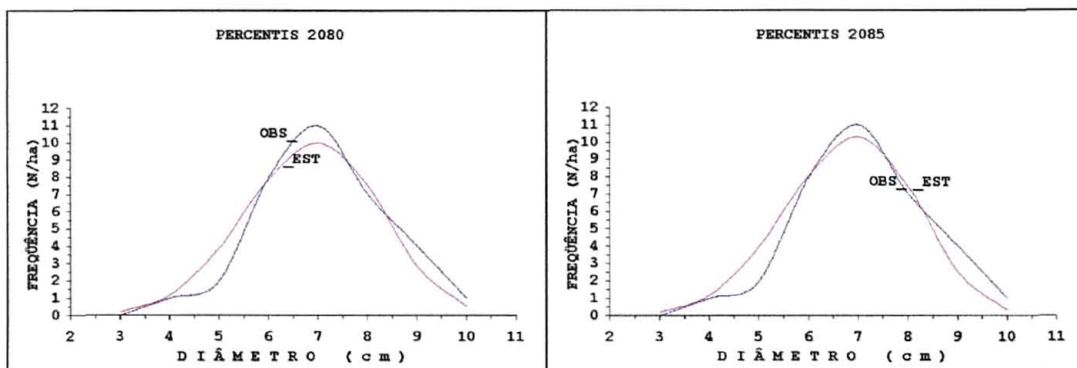
Nos pares de diâmetros percentis em que $X_{p1} = 15$, percebeu-se claramente o agravamento do deslocamento na curva de frequência estimada em relação a frequência observada, excetuando-se apenas para o conjunto com $X_{p1} = 15$ e $X_{p2} = 90$ e $X_{p2} = 95$, como mostrado na figura 13.

FIGURA 13 – AJUSTE DA FUNÇÃO DE DISTRIBUIÇÃO WEIBULL
MÉTODOS DOS PERCENTIS $X_{P1}=15$ PARA $X_{P2}=90$ E $X_{P2}=95$



Quando os pares de percentis adotaram $X_{p1} = 20$ e variaram o limite superior, os resultados, em gráficos, mostraram uma maior proximidade dos valores reais, exceto para o ponto de maior frequência, que de forma geral, apresentou alguns valores mais defasados. Nos pares $X_{p1} = 20$ e $X_{p2} = 80$ e, ainda, $X_{p2} = 85$ a função demonstrou melhor performance no ajuste, como pode ser visto na figura 14.

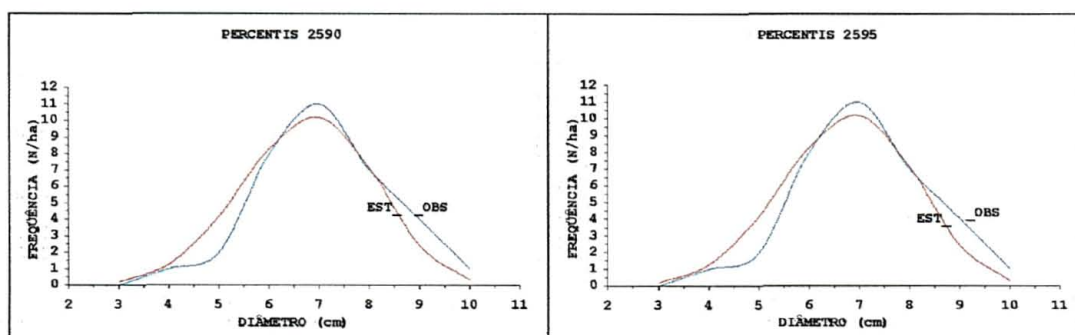
FIGURA 14 – AJUSTE DA FUNÇÃO DE DISTRIBUIÇÃO WEIBULL
MÉTODOS DOS PERCENTIS $X_{P1}=20$ PARA $X_{P2}=80$ E $X_{P2}=85$



De forma contrária ao anterior, os pares $X_{P1} = 25$, como o limite inferior, o comportamento que demonstrou com evidência clara um deslocamento à esquerda da curva estimada em relação a curva dos valores observados. Entretanto, somente os pares de diâmetros percentis $X_{P1} = 25$ e $X_{P2} = 90$ e $X_{P1} = 25$ e $X_{P2} = 95$, seus resultados, puderam ser considerados adequados para o estudo proposto, pois os deslocamentos entre ambos

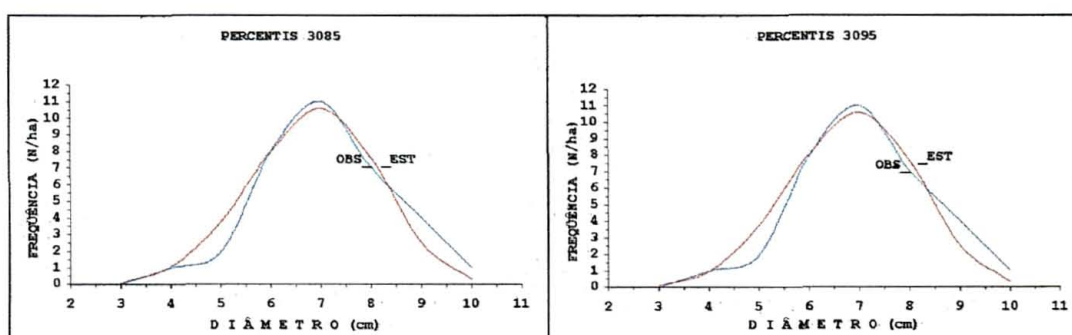
foram de pouca amplitude. Os resultados destes ajustes podem ser melhor observados na figura 15, em seguida:

FIGURA 15 – AJUSTE DA FUNÇÃO DE DISTRIBUIÇÃO WEIBULL
MÉTODOS DOS PERCENTIS $X_{P1}=25$ PARA $X_{P2}=90$ E $X_{P2}=95$



Nos pares de diâmetros percentis inferiores $X_{P1} = 30$, associados a variação dos diâmetros percentis superiores $X_{P2} = 70, 75, 80, 85, 90$ e 95 , mostrou-se com bastante evidência, o deslocamento da curva em torno da maior frequência, exceto para os conjuntos $X_{P2} = 85$ e $X_{P2} = 95$, que deram origem aos gráficos semelhantes entre os valores da frequência observados e estimados, como demonstrados na figura 16.

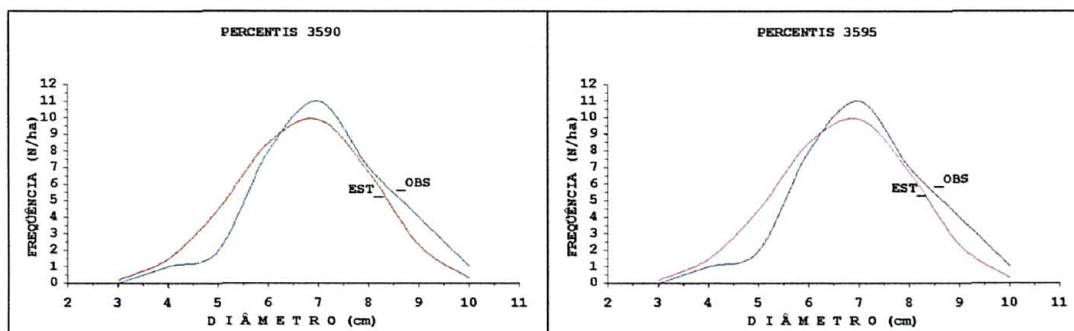
FIGURA 16 – AJUSTE DA FUNÇÃO DE DISTRIBUIÇÃO WEIBULL
MÉTODOS DOS PERCENTIS $X_{P1}=30$ PARA $X_{P2}=85$ E $X_{P2}=95$



A mesma tendência de apresentar deslocamento à esquerda é seguida pelos conjuntos de percentis onde $X_{P1} = 35$, para os mesmos valores superiores anteriormente ao discutido. Nestes pares todos os resultados dos valores estimados foram deslocados da distribuição observada ao longo de todas as curvas, mantendo apenas a semelhança na

forma de distribuição. Isto explica que o parâmetro forma da função Weibull ajustado pelo métodos dos percentis não é afetado pela variação dos valores dos diâmetros. Entretanto, os parâmetros escala e locação são bastante afetado pela vinculação ao diâmetro percentil. Os melhores resultados encontrados foram para os pares de percentis $X_{P2}=90$ e $X_{P2}=95$, como pode ser vistos na figura 17.

FIGURA 17 – AJUSTE DA FUNÇÃO DE DISTRIBUIÇÃO WEIBULL MÉTODOS DOS PERCENTIS $X_{P1}=35$ PARA $X_{P2}= 90$ E $X_{P2}=95$

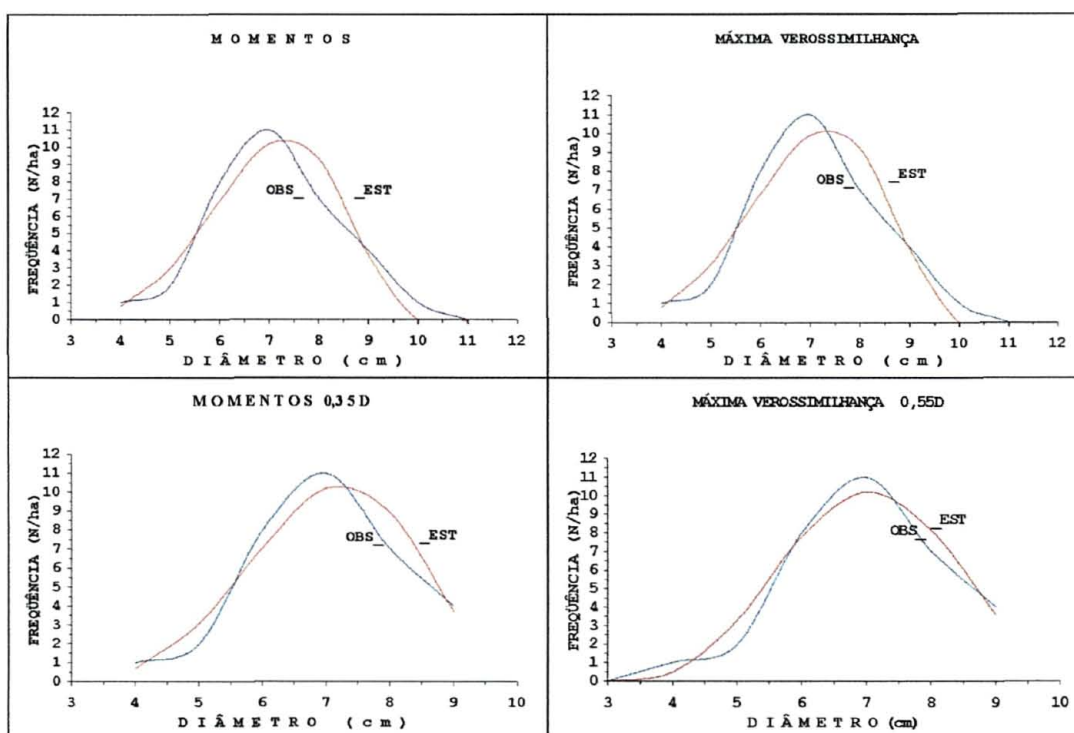


De todos os conjuntos estudados pode-se observar que na região do menor diâmetro percentil, houve sistematicamente um deslocamento da curva de frequência estimada à esquerda para curva de frequência observada. O ajuste da função de distribuição Weibull, pelo método dos percentis, na parcela avaliada, mostrou sempre que no total de árvores estimados são iguais aos observados. Logo o fato do deslocamento da curva está na frequência em cada classe de diâmetro.

A função de distribuição S_B quando ajustado tanto pelos métodos da máxima verossimilhança ou momentos sem vinculação a uma porcentagem do diâmetro mínimo, fornecem resultado semelhante a distribuição Normal, como mostra a figura 18. No entanto quando é feita a vinculação do parâmetro de locação (ϵ) em percentual do diâmetro mínimo, a forma da curva para os valores observados e estimados assumem outras características o que diferem, em parte, do comportamento padrão da função como os descritos anteriormente. Este grupo de distribuição estão apresentadas na figura 18, onde percebe-se em que os parâmetros que expressa a curtose (δ) e a assimetria (α) são bastante afetados, provocando fortes mudanças na forma da curva. Em relação a variação

da porcentagem do diâmetro mínimo os melhores resultados foram para 35% e 45% do diâmetro mínimo. O ajuste da função S_B pelo método dos momentos, em que o parâmetro locação, também, foi vinculado ao diâmetro mínimo, produziu resultados considerados estatisticamente iguais. A forma da curva sofreu os mesmos efeitos quando o ajuste foi pelo método de máxima verossimilhança.

FIGURA 18 – AJUSTE DA FUNÇÃO S_B PELO MÉTODO DOS MOMENTOS, MÁXIMA VEROSSIMILHANÇA, MOMENTOS A $0,35 \cdot D_{\min}$ E MÁXIMA VEROSSIMILHANÇA COM VÍNCULO A $0,55 \cdot D_{\min}$



Os melhores ajustes foram para 35, 45, 55 e 65% do diâmetro mínimo, e que apenas as duas primeiras equações foram apresentadas.

Convém ressaltar, que os ajustes pelos métodos de máxima verossimilhança e momentos quando os valores de locação vinculado aos extremos de 5% e 95% do diâmetro mínimo produziram resultados com forte alteração na assimetria e curtose do modelo, tornando-o inadequado a sua utilização para compor o sistema de prognose em estudo.

4.7 – PROGNOSE DA PRODUÇÃO

4.7.1 – Atributos da Floresta

4.7.1.1 – Função do Diâmetro Mínimo

Com o propósito de determinar uma função para expressar a evolução do diâmetro mínimo, foram testados os modelos relacionados na tabela 04 do anexo 01. Entretanto, como nenhum destes modelos permitiu um ajuste satisfatório, procurou-se através de regressão, pelo procedimento “stepwise”, selecionar um conjunto de variáveis que permitisse ter uma boa estimativa da evolução do diâmetro mínimo da floresta. Assim, foi especificado o seguinte modelo:

$$D_{\min} = \beta_0 + \beta_1 I^2 + \beta_2 \ln(N_{ha}) + \beta_3 \ln(D_g) + \beta_4 \ln(H_{dom}) + \beta_5 \left(\frac{H_{dom}^2}{I} \right) + \varepsilon_i$$

Onde

D_{\min} – Diâmetro mínimo aproveitável em centímetros (cm)

N_{ha} – Número de árvores por hectare (ha)

D_g – Diâmetro médio quadrático em centímetros (cm)

$I, H_{dom}, \varepsilon_i$ – Definidos anteriormente

Na tabela 11, apresenta-se as estimativas dos coeficientes do modelo, suas estatísticas, medidas de precisão e ajuste. Pelo teste “t”, observa-se, que todas as variáveis independente tem contribuição significativa para explicar a evolução do diâmetro mínimo. A equação apresenta a medida de precisão e ajuste dentro de um padrão aceitável, entretanto a distribuição dos resíduos não foi satisfatória. Uma explicação possível para esta situação está na metodologia de coleta dos dados adotado pela empresa em que os inventários foram com amostras de tamanho variável. No primeiro, com 250 m², no segundo com 600 m² e sendo os dois

últimos com 720 m². Isso implicou no ingresso de novas árvores, finas na amostra, causando assim, uma perturbação no valor do diâmetro mínimo.

TABELA 11 – ESTIMATIVA DOS PARÂMETROS, VALOR-t, VALOR-p, COEFICIENTE DE DETERMINAÇÃO (R²), VALOR-F, ERRO PADRÃO RESIDUAL (EPR) E COEFICIENTE DE VARIAÇÃO (CV %)

PARÂMETROS	ESTIMATIVA	t	p	R ²	R ² _{aj}	F	EPR	CV%
$\hat{\beta}_0$	-0,103216	-6,42	0,000					
$\hat{\beta}_1$	0,000083	2,82	0,005					
$\hat{\beta}_2$	-0,331579	-5,75	0,000	0,94	0,94	997,29	0,31	9,18
$\hat{\beta}_3$	0,736855	3,714	0,000					
$\hat{\beta}_4$	1,895026	5,18	0,000					
$\hat{\beta}_5$	-1,150699	-2,68	0,007					

Outras prováveis fontes de perturbações na base de dados é o fato de o plantio não ter sido submetido a nenhum tipo de desbaste, fazendo com que, as árvores suprimidas, com menor diâmetro, continuassem sobrevivente dentro da floresta por um período de tempo bem maior que o intervalo entre duas medições. Deve ser considerado, ainda, o limite mínimo de medição que foi de 3,0 cm. Árvores com diâmetro menores presentes na parcela não eram contadas e na próxima medição passariam a ser contadas. Estes fatos provocaram a presença de plantas com diâmetro igual a 3,0 cm em todas as idades não havendo, com isso, variação do tamanho do diâmetro mínimo.

CUNHA NETO (1994) trabalhando com *Eucalyptus grandis* e *Eucalyptus urophylla*, com o propósito definir um modelo para expressar o diâmetro mínimo teve o mesmo problema com a distribuição dos resíduos. Ainda assim, a equação estima de maneira satisfatória os diâmetros mínimos, o que permitiu incluí-lo no conjunto de equações para compor o sistema de prognose, sem prejuízo na eficiência e precisão do modelo por classes diamétricas.

4.7.1.2 – Função de Área Basal

Encontram-se relacionados na tabela 11, os modelos básicos utilizados para expressar a evolução da área basal, entretanto estes modelos produziram baixos resultados em relação ao coeficiente de determinação (R^2) e distribuição gráfica dos resíduos. Diante destes fatos, passou-se a construir modelos, usando o procedimento “Stepwise”, para obter modelos que pudessem expressar a área basal de forma não tendenciosa. O melhor resultado encontrado foi para o modelo a seguir:

$$AB = \beta_0 + \beta_1 \ln(D_m) + \beta_2 (N_{ha} - D_{max}) + \varepsilon_i$$

Onde

D_m – Média aritmética dos diâmetros em centímetros (cm)

D_{max} – Diâmetro máximo em centímetros (cm)

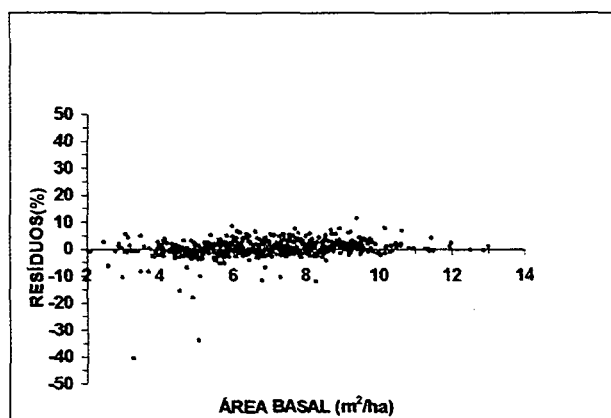
N_{ha} , ε_i – Definidos anteriormente

Os coeficientes estimados e suas estatísticas são relacionados e apresentados na tabela 12 e a distribuição gráfica dos resíduos é mostrada na figura 19. A estimativa da área basal e a distribuição dos resíduos, obtidos pelo modelo foi considerado satisfatório. Nota-se que todas as variáveis presentes no modelo têm contribuição significativa quando avaliado pelo teste t.

TABELA 12 – ESTIMATIVA DOS PARÂMETROS, VALOR-t, VALOR-p, COEFICIENTE DE DETERMINAÇÃO (R^2), VALOR-F, ERRO PADRÃO RESIDUAL (EPR) E COEFICIENTE DE VARIAÇÃO (CV %)

PARÂMETROS	ESTIMATIVA	t	p	R^2	R^2_{aj}	F	EPR	CV%
$\hat{\beta}_0$	-3,20061	-108,1	0,000					
$\hat{\beta}_1$	1,99991	203,14	0,000	0,99	0,99	20782,4	0,22	3,20
$\hat{\beta}_2$	0,00076	62,41	0,000					

FIGURA 19 – DISTRIBUIÇÃO DOS RESÍDUOS DA FUNÇÃO DE ÁREA BASAL



4.7.1.3 – Função Relação Hipsométrica Genérica

Os modelos testados para expressar as projeções das alturas em cada classe de diâmetro obedeceram aos mesmos critérios de avaliação da validade aplicada aos demais modelos. Foi considerada a altura total média para cada classe de 2 centímetros em todas as parcelas estudadas. Nenhum dos modelos estudados, relacionados na tabela 07 do anexo 01, o que não produziram resultados que atendessem aos requisitos exigidos, por tanto foi necessário aplicar o procedimento “Stepwise”. O modelo que apresentou melhor resultado é apresentado a seguir:

$$\ln(H_{cID}) = \beta_0 + \beta_1(D_i) + \beta_2 * \ln(D_g * I) + \beta_3 * H_{dom} + \beta_4 \left(\frac{D_g}{D_i} \right) + \beta_5 \ln(AB) + \varepsilon_i$$

Onde:

H_{cld} – altura total das árvores em metros (m) nas classes de diâmetro i

D_i – valor do centro da classe de diâmetro em centímetros (cm)

$\ln, I, D_g, H_{dom}, AB, \varepsilon_i$ – Definidos anteriormente

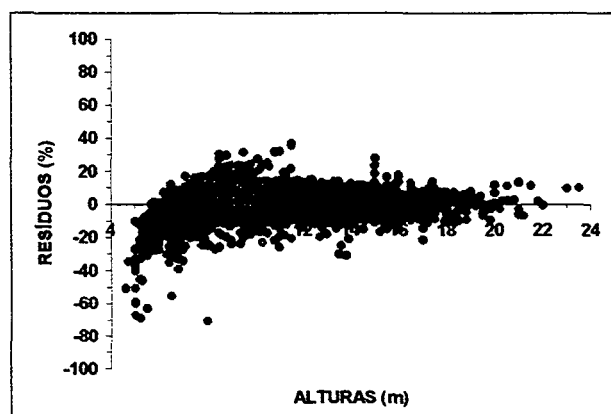
A tabela 13 apresenta as estimativas dos coeficientes e as estatísticas dos ajustes e precisão do modelo obtido.

TABELA 13 – ESTIMATIVA DOS PARÂMETROS, VALOR-t, VALOR-p, COEFICIENTE DE DETERMINAÇÃO (R^2), VALOR-F, ERRO PADRÃO RESIDUAL (EPR) E COEFICIENTE DE VARIAÇÃO (CV %)

PARÂMETROS	ESTIMATIVA	t	p	R^2	R^2_{aj}	F	EPR	CV%
$\hat{\beta}_0$	1,253746	45,61	0,000					
$\hat{\beta}_1$	0,008911	7,79	0,000					
$\hat{\beta}_2$	0,119668	17,37	0,000	0,91	0,91	6353,4	0,08	3,61
$\hat{\beta}_3$	0,042664	40,32	0,000					
$\hat{\beta}_4$	-0,368483	-49,32	0,000					
$\hat{\beta}_5$	0,081646	8,91	0,000					

A distribuição gráfica dos resíduos das alturas nas classes de diâmetros são apresentadas pela figura 20. A distribuição dos resíduos, apesar de apresentar uma pequena tendência, mostrou-se, de maneira geral, adequada para aplicação na determinação das alturas nas classes de diâmetros nas idades futuras.

FIGURA 20 – DISTRIBUIÇÃO DOS RESÍDUOS DA FUNÇÃO DE RELAÇÃO HIPSOMÉTRICA GENÉRICA



As tendências, que aparecem entre os diâmetros que variam de 4 a 6 cm, são pequenos em termos absolutos, não compromete a validade do modelo. Entretanto, o

ajuste e precisão, estão dentro dos limites aceitáveis, o que torna válida o uso do modelo na prognose da produção. Os valores da média quadrática dos resíduos, que indicam a variação em torno das estimativas é de 1,20 metros e o erro padrão de estimativa com valor de 1,09 metros para as alturas estimadas. Estes resultados foram considerados precisos, uma vez que erros de medição nas alturas das árvores desta magnitude, estão de acordo com os resultados obtidos por GUIMARÃES (1994) em plantios homogêneos com espécies de eucaliptos.

4.7.1.4. – Função do Diâmetro Máximo

Para a determinação de um modelo para expressar a evolução do diâmetro máximo foi selecionado, na literatura, um conjunto de equações constante na tabela 08 do anexo 01. Como nenhum dos modelos testados, pode-se obter resultados que fossem satisfatórios para as condições exigidas para este estudo. Com objetivo de obter uma equação que atendesse os requisitos necessários de ajuste, precisão e distribuição dos resíduos optou-se, pelo o procedimento “Stepwise”. O controle de entrada ou retirada das variáveis do modelo foi através do teste “t” e F parcial. O modelo que melhor explicou a evolução do diâmetro máximo é apresentado a seguir:

$$D_{\max} = \beta_0 + \beta_1 H_{\text{dom}} + \beta_2 H_{\text{dom}}^2 + \beta_3 I^2 + \beta_4 \left(\frac{N_{\text{ha}}}{I^3} \right) + \varepsilon_i$$

Em que

D_{\max} , H_{dom} , I , N_{ha} , ε_i – Definidos anteriormente.

O modelo foi ajustado sob duas condições, com a presença ou ausência de β_0 . Pelo teste “t” pode-se constatar que β_0 tem contribuição significativa no modelo ao nível de 99,99 %. Entretanto, quando o modelo foi ajustado com ausência de β_0 , o

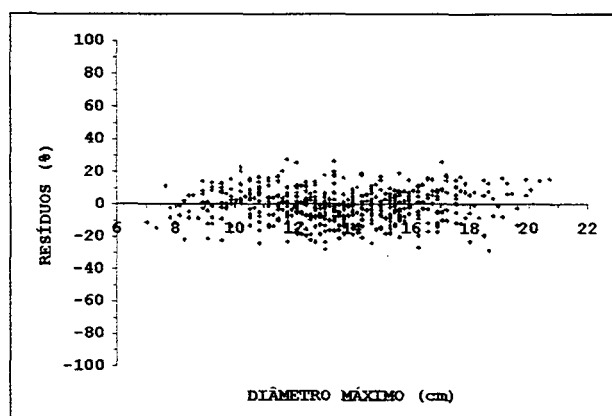
ajuste (R^2) foi superior ao ajustado com a presença de β_0 o que não resultou em uma melhoria na eficiência do modelo na estimativa do diâmetro máximo. Os resultados obtidos pelo modelo para evoluir com o diâmetro máximo encontra-se apresentado na tabela 14, a seguir:

TABELA 14 – ESTIMATIVA DOS PARÂMETROS, VALOR-t , VALOR-p
COEFICIENTE DE DETERMINAÇÃO (R^2), VALOR-F , ERRO
PADRÃO RESIDUAL (EPR) E COEFICIENTE DE VARIAÇÃO (CV %)

PARÂMETROS	ESTIMATIVA	t	p	R^2	R^2_{aj}	F	EPR	CV%
$\hat{\beta}_0$	0,685296	11,39	0,000					
$\hat{\beta}_1$	1,221715	28,28	0,000					
$\hat{\beta}_2$	0,040189	-11,59	0,000	0,91	0,91	739,27	1,41	10,39
$\hat{\beta}_3$	0,000361	5,328	0,000					
$\hat{\beta}_4$	-7,461151	-3,092	0,002					

A figura 21 mostra a distribuição gráfica dos resíduos do diâmetro máximo. O modelo apresentou uma distribuição dos resíduos que atende aos pressupostos de regressão com um padrão regular ao longo do eixo zero. Os resultados apresentados pelo modelo permite garantir boa estimativa da evolução do diâmetro máximo da floresta em estudo.

FIGURA 21 – DISTRIBUIÇÃO DOS RESÍDUOS DA FUNÇÃO DO
DIÂMETRO MÁXIMO



4.7.1.5 – Funções da Variância dos Diâmetros

Na avaliação da variância dos diâmetros foram selecionados e testados modelos para a variâncias paramétrica (n) e amostral (n-1). Do conjunto de modelos relacionados na tabela 09 do anexo 01, avaliou-se, inicialmente, a eficiência dos modelos em relação ao ajuste e precisão e, em seguida, foi feito o estudo de avaliação do comportamento da distribuição dos resíduos em gráficos para cada um dos modelos. Em todas as equações foi aplicado o teste “t” para definir a contribuição das variáveis ao modelo. Os modelos que atenderam todos os requisitos de regressão são descritos em seguida e os seus resultados apresentados na tabela 15.

4.7.1.5.1 – Função da Variância Amostral

$$\ln(S_A^2) = \beta_0 + \beta_1 \ln D_{\max} + \beta_2 \ln N_{ha} + \beta_3 \ln(D_g - D_m) + \beta_4 \ln H_{dom} + \varepsilon_i$$

4.7.1.5.2 – Função da Variância Paramétrica

$$\ln(S_P^2) = \beta_0 + \beta_1 \ln D_{\max} + \beta_2 \ln N_{ha} + \beta_3 \ln(D_g - D_m) + \varepsilon_i$$

Onde

S_A^2 – Variância amostral

S_P^2 – Variância paramétrica;

D_{\max} , N_{ha} , D_g , D_m , H_{Dom} , \ln , ε_i – Definidos anteriormente

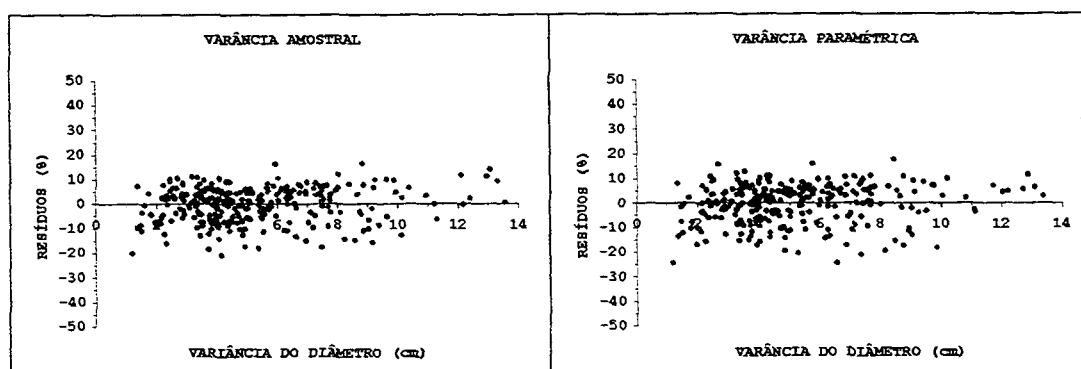
Pela análise do comportamento dos resíduos pode-se afirmar que os modelos são adequados para expressar a evolução da variância amostral e paramétrica dos diâmetros. A figura 22, mostra a dispersão dos resíduos em porcentagem em relação à variância amostral e paramétrica observada. Os modelos selecionados

apresentaram as condições necessárias aos pressupostos de regressão, com bom ajuste e precisão, tornando válida a sua aplicação destes no sistema de prognose.

TABELA 15 – ESTIMATIVA DOS PARÂMETROS, VALOR-t, VALOR-p, COEFICIENTE DE DETERMINAÇÃO (R^2), VALOR-F, ERRO PADRÃO RESIDUAL (EPR) E COEFICIENTE DE VARIAÇÃO (CV %)

PARÂMETROS	ESTIMATIVA	t	p	R^2	R^2_{aj}	F	EPR	CV%
Variância Amostral								
$\hat{\beta}_0$	1,447092	5,30	0,000					
$\hat{\beta}_1$	0,597984	14,88	0,000					
$\hat{\beta}_2$	-0,171051	-4,58	0,000	0,97	0,97	3092,5	0,44	8,34
$\hat{\beta}_3$	0,864918	48,63	0,000					
$\hat{\beta}_4$	0,335566	8,49	0,000					
Variância Paramétrica								
$\hat{\beta}_0$	1,671288	5,578	0,000					
$\hat{\beta}_1$	0,86791	27,90	0,000					
$\hat{\beta}_2$	-0,179674	-4,33	0,000	0,97	0,97	3308,7	0,46	9,00
$\hat{\beta}_3$	0,872227	44,21	0,000					

FIGURA 22 – DISTRIBUIÇÃO DOS RESÍDUOS DA FUNÇÃO DE VARIAÇÃO AMOSTRAL E PARAMÉTRICA DOS DIÂMETROS



4.7.1.6 – Função do Diâmetro Médio Quadrático

O modelo selecionado dentre os constantes na tabela 10 do anexo 01, que apresentou melhor resultado para expressar a evolução do diâmetro médio quadrático (dg) para a floresta plantada de *Eucalyptus camaldulensis* Delnh, está apresentado em seguida e os resultados obtidos pelo modelo estão relacionados na tabela 16.

$$D_g = \beta_0 + \beta_1 H_{dom} + \beta_2 D_m * (1 - \beta_3 * \exp(-\beta_4 I^{\beta_5})) + \varepsilon_i$$

Onde: D_g , H_{Dom} , D_m , I , ε_i - definidos anteriormente.

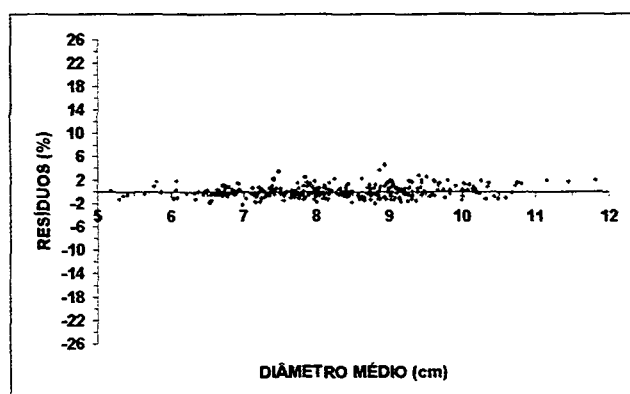
TABELA 16 – ESTIMATIVA DOS PARÂMETROS, COEFICIENTE DE DETERMINAÇÃO (R^2) E COEFICIENTE DE VARIAÇÃO (CV%) DO MODELO DE DIÂMETRO MÉDIO QUADRÁTICO

COEFICIENTES	ESTIMATIVAS	R^2	R^2_{aj}	EPR	CV%
$\hat{\beta}_0$	0,0363454				
$\hat{\beta}_1$	0,03159596				
$\hat{\beta}_2$	0,70063657	0,99	0,99	0,09	1,11
$\hat{\beta}_3$	-0,40494482				
$\hat{\beta}_4$	0,67416355				
$\hat{\beta}_5$	-0,92371272				

A Figura 23, mostra o comportamento da distribuição dos resíduos entre o valor do diâmetro médio quadrático (dg) observado e estimado em porcentagem. Este modelo foi utilizado por TESCH et. al. (1983), para expressar a evolução da média aritmética dos diâmetros, volume e densidade em plantações de *Pinus poderosa* Laws, com ajuste de 0,92, 0,93 e 0,99, respectivamente. Os resultados

obtidos neste estudo indicam que o mesmo é adequado para expressar a evolução do diâmetro médio quadrático, pois o ajuste encontrado é de 99,43% e um erro absoluto de 0,09 cm e em porcentagem de 1,1%. Estes resultados indicam para um modelo ausente de tendência na estimativa do diâmetro médio quadrático pois os resíduos estão distribuídos normalmente ao longo do eixo do dg o que permite a sua utilização no sistema de prognose.

FIGURA 23 – DISTRIBUIÇÃO DOS RESÍDUOS DA FUNÇÃO DE DIÂMETRO MÉDIO QUADRÁTICO



7.1.7 – Função da Média Aritmética dos Diâmetros

Do conjunto de modelos relacionados na tabela 10 do anexo 01, em função das restrições impostas na especificação do modelo, para compor o sistema de prognose houve necessidade de pesquisar, no conjunto de variáveis disponíveis, quais, apresentaram maior grau de correlação com a média aritmética dos diâmetros. Inicialmente, selecionou-se as variáveis que teriam condições de expressar a evolução da média do diâmetro a partir de uma matriz de correlação simples

formada pela base de dados disponível. Pelo procedimento de “Stepwise”, chegou-se a seguinte equação:

$$D_m = \beta_0 + \beta_1 \frac{1}{N_{ha}} + \beta_2 H_{dom} + \beta_3 \left(\frac{1}{D_{max}} \right) + \beta_4 \left(\frac{1}{I} \right) + \varepsilon_i$$

onde:

D_m – média aritmética do diâmetro.

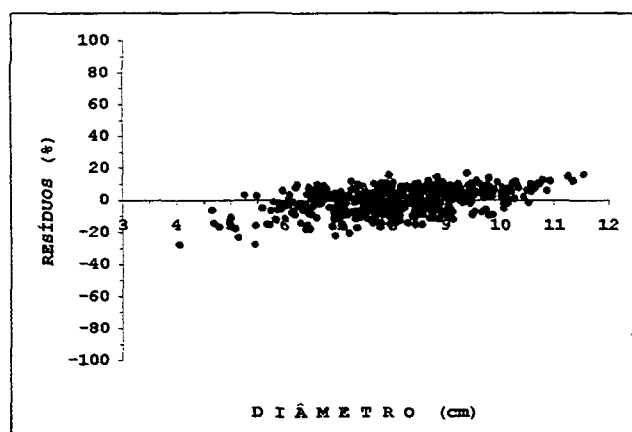
O resultado obtido pelo modelo selecionado é apresentado na tabela 17.

A figura 24, mostra o comportamento gráfico dos resíduos da média aritmética dos diâmetros. Observa-se que de maneira geral os resíduos tiveram um comportamento normal de sua distribuição ao longo da variação do diâmetro, exceto para valores menores que 5 cm, quando ocorreu um certo grau de tendenciosidade. Entretanto, este fato não invalida os resultados já que a estimativa do erro padrão é de 0,598 cm e o coeficiente de variação ($Syx\% = 7,35\%$), que estão dentro dos níveis estatisticamente aceitáveis para estudos dessa natureza.

TABELA 17 – ESTIMATIVA DOS PARÂMETROS, VALOR-t, VALOR-p, COEFICIENTE DE DETERMINAÇÃO (R^2), VALOR-F, ERRO PADRÃO RESIDUAL (EPR) E COEFICIENTE DE VARIAÇÃO (CV%)

PARÂMETROS	ESTIMATIVAS	t	p	R^2	R^2_{aj}	F	EPR	CV %
$\hat{\beta}_0$	2,210921	36,64	0,000					
$\hat{\beta}_1$	51,449229	2,071	0,038					
$\hat{\beta}_2$	0,020979	8,71	0,000	0,79	0,78	484,81	0,59	7,35
$\hat{\beta}_3$	-6,350802	-16,96	0,000					
$\hat{\beta}_4$	1,961668	2,61	0,009					

FIGURA 24 – DISTRIBUIÇÃO DOS RESÍDUOS DA FUNÇÃO DA MÉDIA ARITMÉTICA DOS DIÂMETROS



4.7.1.8 – Funções dos Parâmetros de S_B de JOHNSON

Na utilização da função de probabilidade de distribuição S_B foi necessário ajustar nos modelos matemáticos que permitem expressar a evolução da média transformada (M_{fi}), do desvio transformado (D_{fi}), dos parâmetros curtose (δ) e assimetria (γ) da função.

Dentre os principais modelos selecionados e testados, nenhum produziu resultados satisfatórios quanto ao ajuste, precisão e, também, o comportamento dos resíduos quando representados em gráficos. Diante dos resultados encontrados houve a necessidade de adotar o procedimento “stepwise” até especificar um modelo que atendesse as exigências fundamentais de regressão. As equações selecionadas, de acordo com o método adotado, que melhor performance obtiveram para os parâmetros da função, encontram-se relacionados na seqüência e as estimativas dos coeficientes, valores de “t”, ajustes, valor de “F” e precisão dos parâmetros, encontram-se nas tabelas de 18 a 21.

4.7.1.8.1 – Função da Média Transformada de (M_{fi})

$$M_{fi} = \beta_0 + \beta_1 \ln\left(\frac{D_{\min}}{(S_a^2)^2}\right) + \beta_2 \left(\frac{1}{D_g^2} \cdot S_a^2\right) + \beta_3 \ln\left(\frac{D_{\max}}{D_m}\right) + \beta_4 \left(\frac{D_m^2}{S_a^2}\right) + \beta_5 \left(\frac{D_{\max}}{S_a^2}\right) + \varepsilon_i$$

Onde:

D_{\min} , D_g , D_{\max} , D_m , S_a^2 , \ln , ε_i – Definidos anteriormente.

TABELA 18 – ESTIMATIVA DOS PARÂMETROS, VALOR-t, VALOR-p, COEFICIENTE DE DETERMINAÇÃO (R^2), VALOR-F, ERRO PADRÃO RESIDUAL (EPR) E COEFICIENTE DE VARIAÇÃO (CV%)

PARÂMETROS	ESTIMATIVAS	t	p	R^2	R^2_{aj}	F	EPR	CV %
$\hat{\beta}_0$	1,213238	99,93	0,00					
$\hat{\beta}_1$	-0,027394	-8,14	0,00					
$\hat{\beta}_2$	12,424688	6,99	0,00	0,96	0,96	5648,94	0,04	28,86
$\hat{\beta}_3$	-2,218332	-99,13	0,00					
$\hat{\beta}_4$	0,053979	18,87	0,00					
$\hat{\beta}_5$	-0,279636	-15,48	0,00					

4.7.1.8.2 – Função dos Desvios Transformados (D_{fi})

$$\ln(D_{fi}) = \beta_0 + \beta_1 \ln\left(\frac{D_{\min}}{S_a^2}\right) + \beta_2 \ln\left(\frac{D_g^2}{S_a^2}\right) + \beta_3 \ln\left(\frac{D_{\max}}{D_m}\right) + \beta_4 \ln\left(\frac{D_m^2}{S_a^2}\right) + \beta_5 \ln\left(\frac{D_{\max}}{S_a^2}\right) + \varepsilon_i$$

Onde:

D_{\min} , D_g , D_{\max} , D_m , S_a^2 , \ln , ε_i – Definidos anteriormente.

TABELA 19 – ESTIMATIVA DOS PARÂMETROS, VALOR – t, VALOR – p
COEFICIENTE DE DETERMINAÇÃO (R²), VALOR – F, ERRO
PADRÃO RESIDUAL (EPR) E COEFICIENTE DE VARIAÇÃO (CV%)

PARÂMETROS	ESTIMATIVAS	t	p	R ²	R ² _{aj}	F	EPR	CV %
$\hat{\beta}_0$	1,156475	25,62	0,00					
$\hat{\beta}_1$	-0,04859	-8,97	0,00					
$\hat{\beta}_2$	1,193406	7,50	0,00	0,98	0,98	5205,8	0,01	1,96
$\hat{\beta}_3$	-1,458856	-74,83	0,00					
$\hat{\beta}_4$	-1,80716	-12,64	0,00					
$\hat{\beta}_5$	0,446293	32,95	0,00					

4.7.1.8.3 – Função do Parâmetro Assimetria (γ)

$$\gamma = \beta_0 + \beta_1 \left(\frac{D_{\min}}{S_a^2} \right) + \beta_2 \ln \left(\frac{D_g^2}{(S_a^2)^2} \right) + \beta_3 \ln \left(\frac{D_{\max}}{D_m} \right) + \beta_4 \ln \left(\frac{D_m^2}{(S_a^2)^2} \right) + \beta_5 \left(\frac{D_{\max}}{(S_a^2)^2} \right) + \beta_6 (S_a^2) + \varepsilon_i$$

Onde:

D_{\min} , D_g , D_{\max} , D_m , S_a^2 , \ln , ε_i – Definidos anteriormente.

TABELA 20 – ESTIMATIVA DOS PARÂMETROS, VALOR – t, VALOR – p
COEFICIENTE DE DETERMINAÇÃO (R²), VALOR – F, ERRO
PADRÃO RESIDUAL (EPR) E COEFICIENTE DE VARIAÇÃO (CV%)

PARÂMETROS	ESTIMATIVAS	t	p	R ²	R ² _{aj}	F	EPR	CV %
$\hat{\beta}_0$	-1,192007	-42,59	0,000					
$\hat{\beta}_1$	-0,079887	-2,96	0,003					
$\hat{\beta}_2$	-0,148995	-11,70	0,000					
$\hat{\beta}_3$	2,685618	115,16	0,000	0,99	0,99	7532,1	0,04	17,40
$\hat{\beta}_4$	-0,063479	-25,16	0,000					
$\hat{\beta}_5$	0,335045	35,15	0,000					
$\hat{\beta}_6$	-0,038018	-16,64	0,000					

4.7.1.8.4 – Função do Parâmetro Curtose (δ)

$$\delta = \beta_0 + \beta_1 \ln\left(\frac{D_{\min}}{S_a^2}\right) + \beta_2 \ln\left(\frac{D_g^2}{S_a^2}\right) + \beta_3 \ln\left(\frac{D_{\max}}{D_m}\right) + \beta_4 \ln\left(\frac{D_m^2}{S_a^2}\right) + \beta_5 \ln\left(\frac{D_{\max}}{S_a^2}\right) + \varepsilon_i$$

Onde:

D_{\min} , D_g , D_{\max} , D_m , S_a^2 , \ln , ε_i – Definidos anteriormente.

TABELA 21 – ESTIMATIVA DOS PARÂMETROS, VALOR - t, VALOR - p, COEFICIENTE DE DETERMINAÇÃO (R^2), VALOR - F, ERRO PADRÃO RESIDUAL (EPR) E COEFICIENTE DE VARIAÇÃO (CV%)

PARÂMETROS	ESTIMATIVAS	t	p	R^2	R^2_{aj}	F	EPR	CV %
$\hat{\beta}_0$	-1,178895	-25,80	0,00					
$\hat{\beta}_1$	0,048291	8,81	0,00					
$\hat{\beta}_2$	-1,123998	-6,98	0,00	0,98	0,98	5085,2	0,03	2,02
$\hat{\beta}_3$	2,591598	17,20	0,00					
$\hat{\beta}_4$	2,308493	10,25	0,00					
$\hat{\beta}_5$	-1,576065	-10,44	0,00					

De acordo com os resultados obtidos para o ajuste (R^2) da média transformada (M_{fi}), pode-se observar que o modelo apresentou um ajuste de $R^2_a = 0,9677$, e um baixo resíduo absoluto $Sy_x = 0,0434$. Entretanto, quando faz-se a transformação do erro absoluto para percentual o modelo demonstra ser instável para os valores que se aproximam de zero. Esta instabilidade causa um erro percentual muito elevado. Este mesmo efeito foi observado por THIERSCH (1997) em estudo em plantações de *Eucalyptus camaldulensis* Delnh, no Estado de Minas Gerais.

A título de exemplo, podemos citar, quando o valor da média transformada na parcela foi de -0.03 e o valor estimado de 0,04, houve um erro percentual 239,66%. Esta situação mostra que para valores próximos a zero a função que expressa a média transformada é muito sensível e é fortemente influenciada pela transformação logarítmica dos dados.

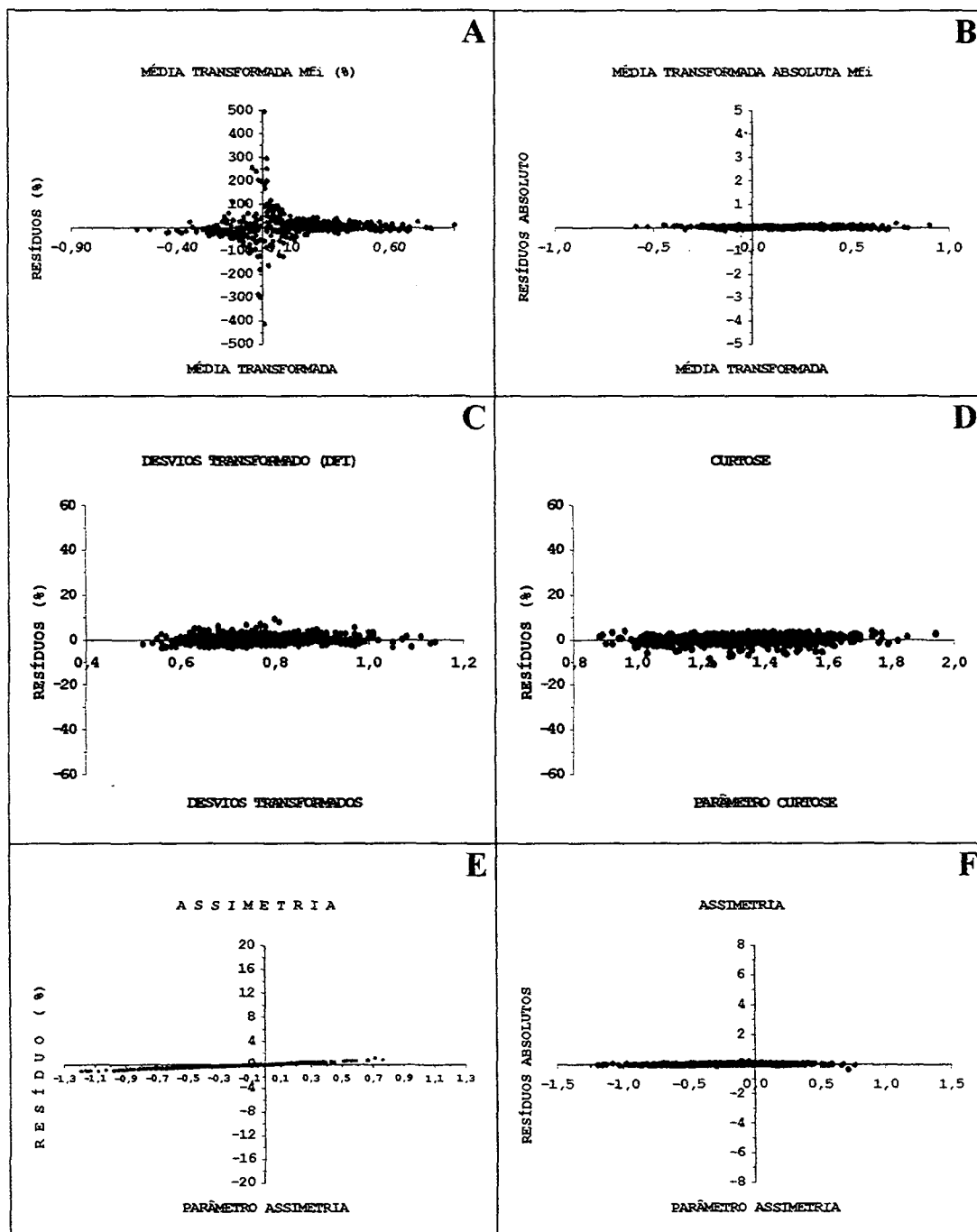
A medida que o modelo se afasta de zero este efeito é minimizado tornando-se mais estável e produzindo uma distribuição mais regular, o que ocorre a partir dos valores $\pm 0,20$. Já, quando o gráfico dos resíduos é analisado para os erros absolutos, a situação anterior não ocorre. Entretanto, é bom ressaltar que estes efeitos não prejudicam a aplicação do modelo visto que estes erros absolutos são baixos.

As figuras 25A e 25B ilustram melhor o comportamento da função que explica a evolução da média transformada em termos absolutos e em porcentagem. O modelo que estima a evolução dos desvios transformados da função S_B , demonstra ser eficiente com ajuste $R^2 = 0,98$ e uma precisão $SyX\% = 1,96$. Os desvios ao longo do eixo, foi sempre menor que 10% o que garante uma boa estimativa. Observou-se, neste caso, que a transformação logarítmica aplicada aos dados não provocou o mesmo efeito ocorrido na média transformada. Na mesma figura 25C, pode-se observar o comportamento gráfico da distribuição dos resíduos em porcentagem para os desvios transformados.

A função que expressa a evolução do parâmetro curtose (δ) da função S_B , apresenta um comportamento considerado, adequado para as condições estatísticas de formatação de modelos. Com um ajuste de $R^2_a = 0,9786$ e precisão em porcentagem ($SyX\% = 2,0224$) e com os resíduos normalmente distribuídos ao longo do eixo da curtose da função S_B , pode-se afirmar que o modelo está dentro dos limites, estatisticamente aceitáveis para estes critérios de avaliação. Convém ressaltar que, para este parâmetro, o efeito da logaritmização não provocou mudanças no comportamento da distribuição dos resíduos. A figura 25D, ilustra

melhor o comportamento da distribuição dos resíduos em porcentagem do parâmetro curtose.

FIGURA 25 – DISTRIBUIÇÃO DOS RESÍDUOS, ABSOLUTO E EM PORCENTAGEM DA MÉDIA TRANSFORMADA, DESVIOS TRANSFORMADOS, CURTOSE E ASSIMETRIA DA FUNÇÃO SB DE JONHSON



A equação que expressa a evolução do parâmetro assimetria (γ) da função S_B , demonstra que o conjunto de dados apresenta uma assimetria negativa, pois a sua média é de -0,2087 e, desta forma, a distribuição do erro em porcentagem não se apresenta de forma satisfatória, provocando uma inclinação ao longo do eixo de simetria, como pode ser visto nas figuras 25E. Entretanto, convém ressaltar que o modelo quando avaliado pelo ajuste é considerado satisfatório, pois o resultado obtido é de 0,9883 enquanto o erro padrão absoluto de assimetria é de 0,0365. Quando é avaliado sob os aspectos de valores absolutos tanto as estimativas do parâmetro como a distribuição dos resíduos apresentam-se de forma adequada para incorporar o sistema de prognose. Já a figura 25F, mostra o comportamento gráfico dos resíduos absolutos para o modelo que expressa a evolução da assimetria da função S_B .

4.7.2 – Modelos Usados na Prognose

O sistema de prognose, aqui desenvolvido, foi composto por um conjunto de modelos definidos, após os seus respectivos ajustes, nos itens 4.6 e 4.7. Estas funções foram preparadas para expressar distribuição do número de árvores em classes de diâmetro e, ainda, os atributos da floresta. Foram realizadas prognoses com todas as funções de distribuição com o propósito de verificar a eficiência de cada modelo para estimar o volume, o número de árvores sobreviventes e a área basal na idade futura. Diante dos testes aplicados, as funções S_B e a Beta, ambos ajustados pelo método dos momentos, obtiveram os melhores resultados. Para a função S_B , o parâmetro locação (ϵ) foi vinculado a um percentual do diâmetro mínimo de 35%. A prognose efetuada com a função S_B a $0,35 \cdot D$ e Beta, buscando obter a produção futura em volume, número de árvores e da área basal por parcelas na idade futura comparando com os resultados obtidos na floresta por ocasião do inventário.

A avaliação destes resultados foram realizados através do teste “t” pareado da diferença entre valor estimado pelo sistema na idade de prognose e o valor observado na ocasião das remedições. Os testes foram realizadas para a floresta sem estratificação e, também, estratificada por classes de idade e produtividade. A prognose, quando aplicada no total da floresta, considerando individualmente cada uma das parcelas, demonstrou ser instável na projeção das variáveis volume, número de árvores e área basal. Os desvios, quando avaliados das menores para as maiores idades, ficaram fora dos limites estatisticamente aceitáveis, tornando-se necessária a estratificação da floresta.

A estratificação da floresta foi estabelecida em três classes de produtividade e por classe de idade. Os resultados encontrados para os valores médios das funções S_B e Beta, por classe de produtividade, estão apresentados na tabela 22.

Estes resultados demonstraram que a função S_B foi ligeiramente superior a função Beta para projeção futura do volume e área basal e menos eficiente na projeção do número de árvores. Diante dos resultados encontrados, optou-se pela função S_B , razão pela qual, apresentaremos os resultados finais somente desta função. Convém ressaltar que, em ambos os casos, os resultados encontrados na classe de produtividade III não atendem a condição estatística adotada. Pelo teste estatístico aplicado, houve evidências para rejeitar a hipótese da nulidade, ao nível $\alpha = 0,05$ de probabilidade, pois a diferença entre os valores observados e estimados de todas as variáveis em estudo foram significativos.

Diante dos resultados obtidos pela função S_B e Beta pode-se assegurar que ambos os modelos podem ser utilizado em um sistema de prognose por classe de diâmetro sem prejuízo na eficiência e precisão dos modelos, bastando para isso, que a base de dados seja bem controlada.

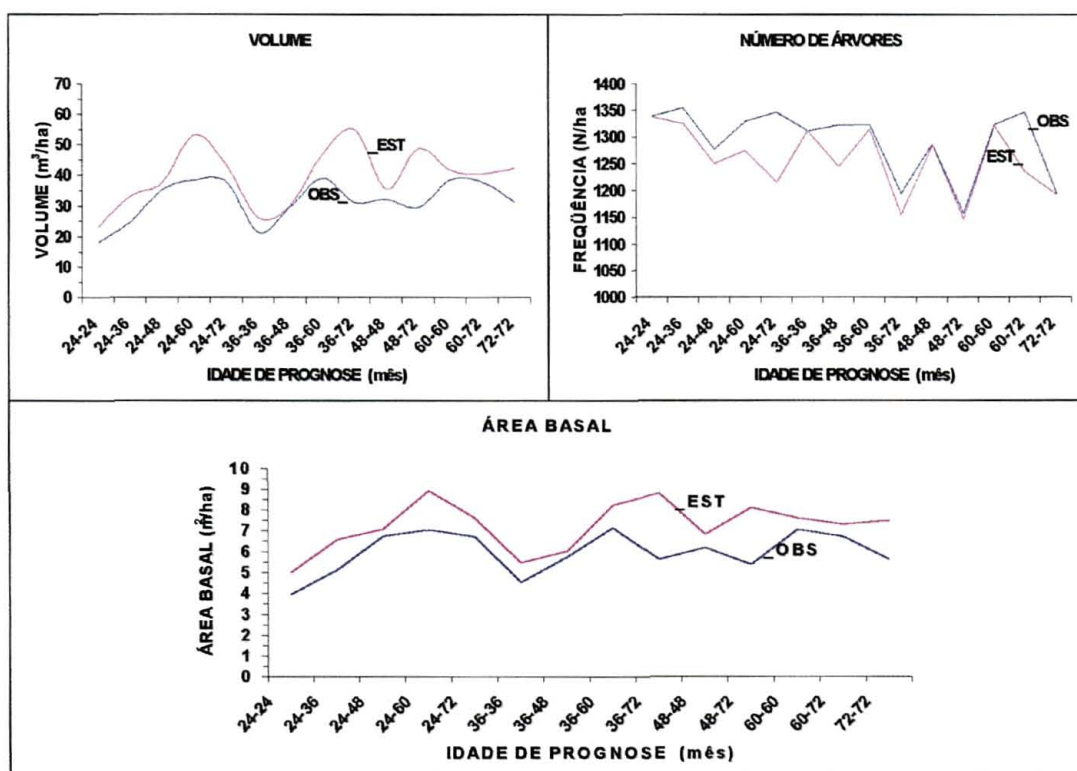
Os valores do volume, número de árvores e área basal por hectare, nas idades de prognose por classe de produtividade III, estão representadas pela figura 26.

TABELA 22 – PROGNOSE MÉDIA DO VOLUME, NÚMERO DE ÁRVORES E ÁREA BASAL NAS CLASSES DE PRODUTIVIDADE I, II E III

VARIÁVEIS	PARÂMETROS	MODELOS DE DISTRIBUIÇÃO					
		S _B 0,35D _{min}			BETA		
		III	II	I	III	II	I
VOLUME							
	MÉDIA OBSERVADA	31,91	44,99	66,08	31,91	44,98	59,35
	MÉDIA ESTIMADA	39,93	47,73	66,72	40,15	48,17	57,35
	VARIÂNCIA	47,09	82,97	3,16	49,33	88,71	101,37
	DESVIO PADRÃO	6,86	9,11	1,78	7,02	9,42	10,07
	DESVIOS. DE PROGNOSE	-7,48	-2,74	-0,63	-8,24	-3,19	1,99
	COEF. VARIACÃO (%)	21,51	20,25	2,68	21,99	20,93	16,96
	VALOR DE T	-4,08	-1,31	-1,60	-4,39	-1,51	0,841
	VALOR DE T _c (n-1;α0,05)	1,771	1,729	1,729	1,771	1,729	1,729
	NÍVEL DE SIGNIFICÂNCIA	**	NS	NS	**	NS	NS
NÚMERO DE ÁRVORES							
	MÉDIA OBSERVADA	1293	1169	1151	1269	1176	1140
	MÉDIA ESTIMADA	1258	1157	1141	1259	1164	1128
	VARIÂNCIA	1884	1535	1440	349	500	682
	DESVIO PADRÃO	43	39	38	19	22	26
	DESVIOS DE PROGNOSE	33	12	10	10	12	12
	COEF. VARIACÃO (%)	3,36	3,35	3,29	1,47	1,9	2,29
	VALOR DE T	2,83	1,39	1,19	2,05	2,49	1,9
	VALOR DE T _c (n-1;α0,05)	1,771	1,729	1,729	1,771	1,729	1,729
	NÍVEL DE SIGNIFICÂNCIA	**	NS	NS	**	**	**
ÁREA BASAL							
	MÉDIA OBSERVADA	5,96	7,55	9,20	6,41	7,57	9,14
	MÉDIA ESTIMADA	7,21	7,93	9,09	7,25	8	9,138
	VARIÂNCIA	0,77	1,61	0,62	0,57	1,71	1,67
	DESVIO PADRÃO	0,877	1,27	0,79	0,75	1,31	1,29
	DESVIOS DE PROGNOSE	-1,17	-0,38	0,13	-0,84	-0,43	0,00135
	COEF. VARIACÃO (%)	14,74	16,78	7,82	11,7	17,3	14,11
	VALOR DE T	-4,98	-1,31	0,74	-4,18	-1,48	0,004
	VALOR DE T _c (n-1;α0,05)	1,771	1,729	1,729	1,771	1,729	1,729
	NÍVEL DE SIGNIFICÂNCIA	**	NS	NS	**	NS	NS

Analisando a figura 26 que mostra o desempenho do sistema de prognose, pode-se observar que o gráfico da função do volume estimado, número de árvores e a área basal, segue o mesmo padrão destas variáveis que foram obtidos por ocasião do inventário. Os resultados de prognose obtido pela função S_B foram satisfatórios dentro do limite estatístico admissível de avaliação, contrastando com os resultados obtidos ao nível de parcela.

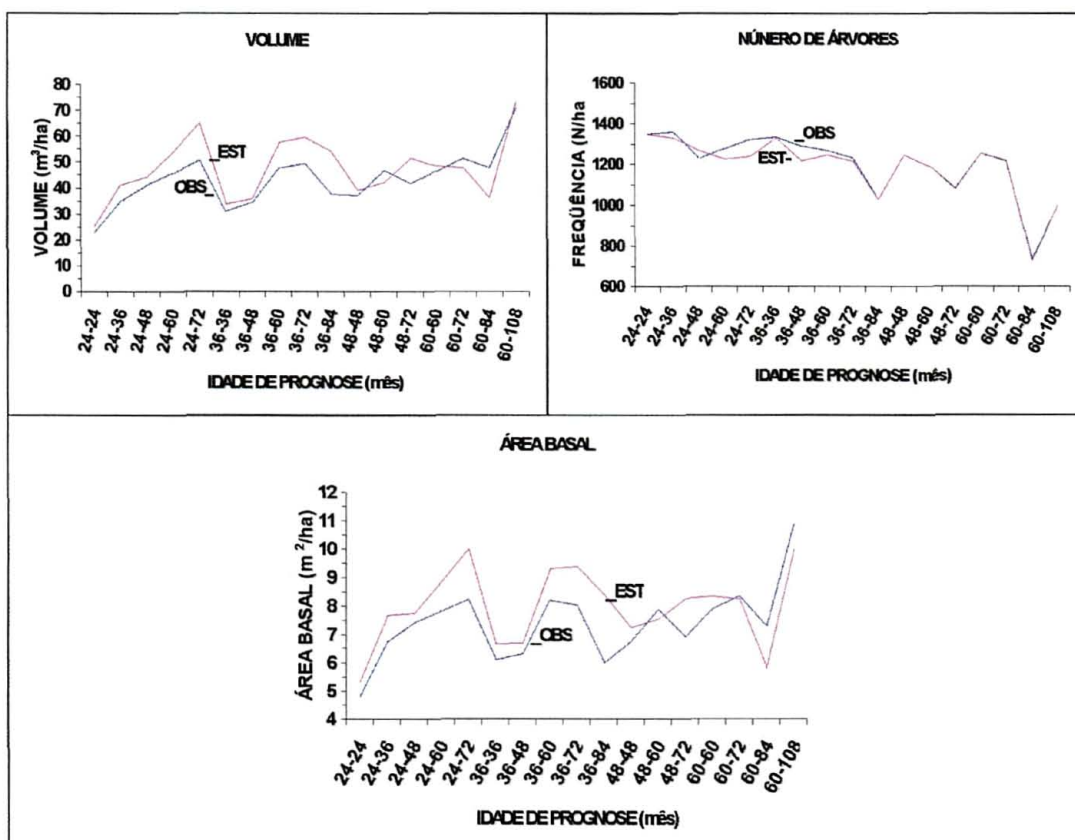
FIGURA 26 – PROGNOSE DA PRODUÇÃO EM VOLUME, NÚMERO DE ÁRVORES E ÁREA BASAL NA CLASSE DE PRODUTIVIDADE III



Na classe de produtividade II, os resultados da prognose do volume, número de árvores e da área basal, obtido pela função S_B , são apresentadas na figura 27. Pode-se observar que nesta classe de produtividade os valores prognosticados estão bem próximos dos valores observados, contrastando com os resultados encontrados na classe de

produtividade III, onde as diferenças dos valores estimados para os observados foram, pelo teste pareado, todos significativos.

FIGURA 27 – PROGNÓSE DA PRODUÇÃO EM VOLUME, NÚMERO DE ÁRVORES E ÁREA BASAL NA CLASSE DE PRODUTIVIDADE II

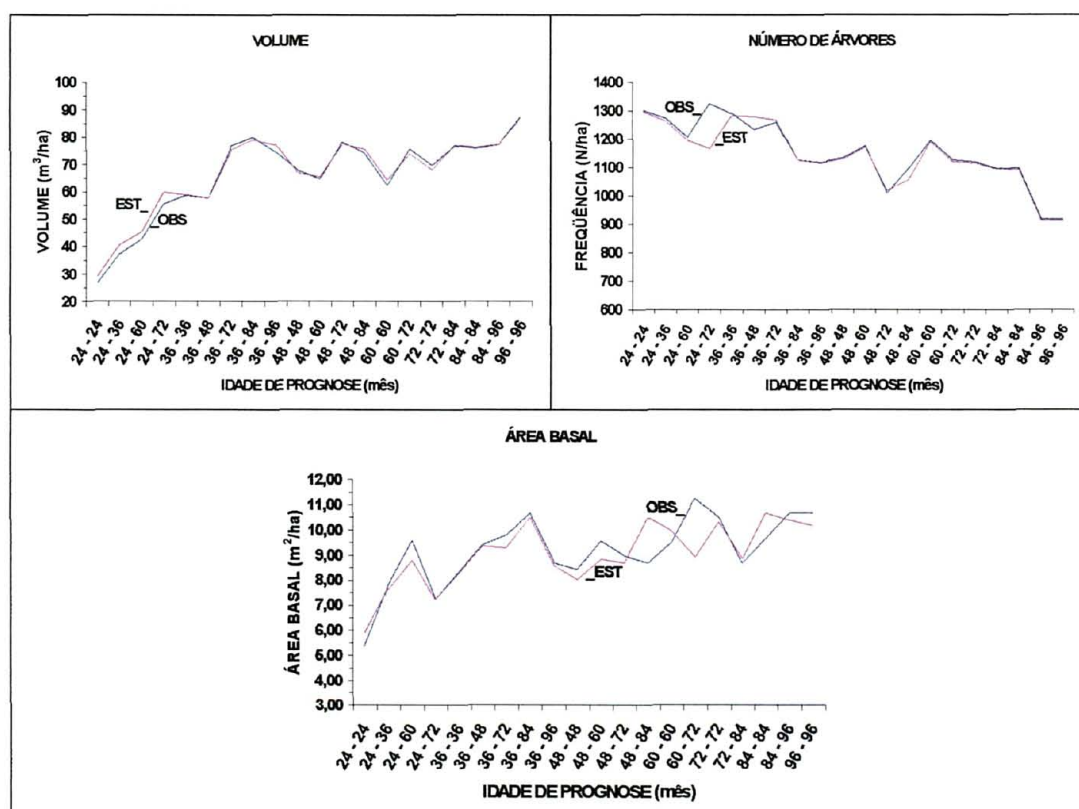


A produção futura obtida na classe de produtividade I, ou seja no sítio mais produtivo, está representada pela figura 28, onde mostra os valores do volume, número de árvores e a área basal por hectare nas idades de prognose. Convém ressaltar, que os dados não permitiram efetuar a prognose para cada índice de sítio, visto que o número de parcelas foram insuficientes em cada classe de idade nos respectivos sítios, razão que levou a agrupar os dados da floresta em três classes, como descrito anteriormente. Os resultados encontrados pelo sistema permite afirmar que o modelo é apropriado para a

projeção da produção futura do volume, número de árvores e da área basal, visto que os valores prognosticados estão de acordo com os valores observados por ocasião das remedições. As diferenças entre os valores observados e estimados foram, pelo teste “t” pareado, não significativos para $\alpha = 0,05$ de probabilidade.

Uma situação de menor precisão foi detectada na classe de produtividade III, com erros médios em porcentagem inferiores a 20%, exceto para o volume. Nas classes de produtividade II e I, os valores encontrados são plenamente confiáveis o que permite assegurar que, para fins de planejamento, o sistema é perfeitamente aceitável, tornando-se uma ferramenta importante ao gerente florestal.

FIGURA 28 – PROGNÓSE DA PRODUÇÃO EM VOLUME, NÚMERO DE ÁRVORES E ÁREA BASAL NA CLASSE DE PRODUTIVIDADE I



Os resultados obtidos, estão em conformidade aos encontrados por GUIMARÃES (1994), quando aplicou modelos por classe de diâmetros em plantios de eucalipto no Estado de Minas Gerais. Da mesma maneira foram, também, compatíveis com os resultados encontrados por CUNHA NETO (1994), quando aplicou a função Weibull em modelo por classe de diâmetro para *Eucalyptus grandis* e *Eucalyptus urophylla* e, também, THIERSCH (1997), trabalhando com plantações de *Eucalyptus camaldulensis* Delnh.

4.3.7.3 – Eficiência do Sistema de Prognose

O teste aplicado para avaliar a eficiência do sistema de prognose na estimativa da produção futura em volume, número de árvores e área basal, foi o teste “t” pareado, considerando os dados sem estratificação e estratificado por idade e classe de produtividade.

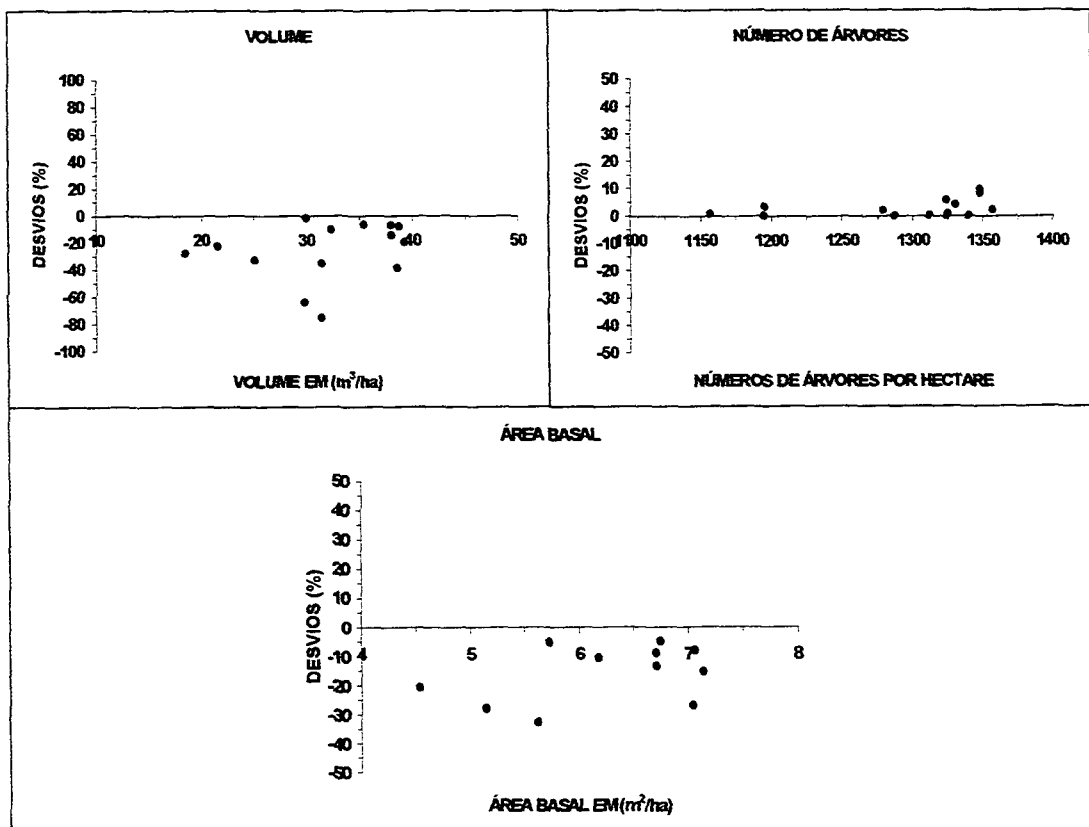
Os resultados obtidos para a floresta sem estratificação foram, sistematicamente tendenciosos, e, quando aplicado, o teste “t”, indicou para a rejeição da hipótese de nulidade. Entretanto, quando o sistema de prognose foi aplicado aos dados estratificados por idade e classe de produtividade, os resultados foram considerados, estatisticamente, adequados exceto na classe de produtividade III, onde as diferenças entre os valores observados e estimados foram, estatisticamente, significativas. A figura 29, permite visualizar os resultados dos desvios de prognose em porcentagem na classe de produtividade III.

Entretanto, ao realizar o teste individualmente, par a par, apenas as prognoses efetuadas para as idades de 24 para 60; de 36 para 72 e de 48 para 72 meses foram estatisticamente diferentes para uma probabilidade de 95%, rejeitando a hipótese da nulidade. Ao testar a hipótese para 99% todos os resultados foram considerados não significativos, ou seja, houve evidências para aceitar a hipótese da nulidade. Estes

resultados, embora apresentem um padrão de tendência, permitem assegurar que o sistema é válido para prognosticar a produção em volume, número de árvores sobreviventes e área basal, por classe de diâmetro em uma determinada idade futura.

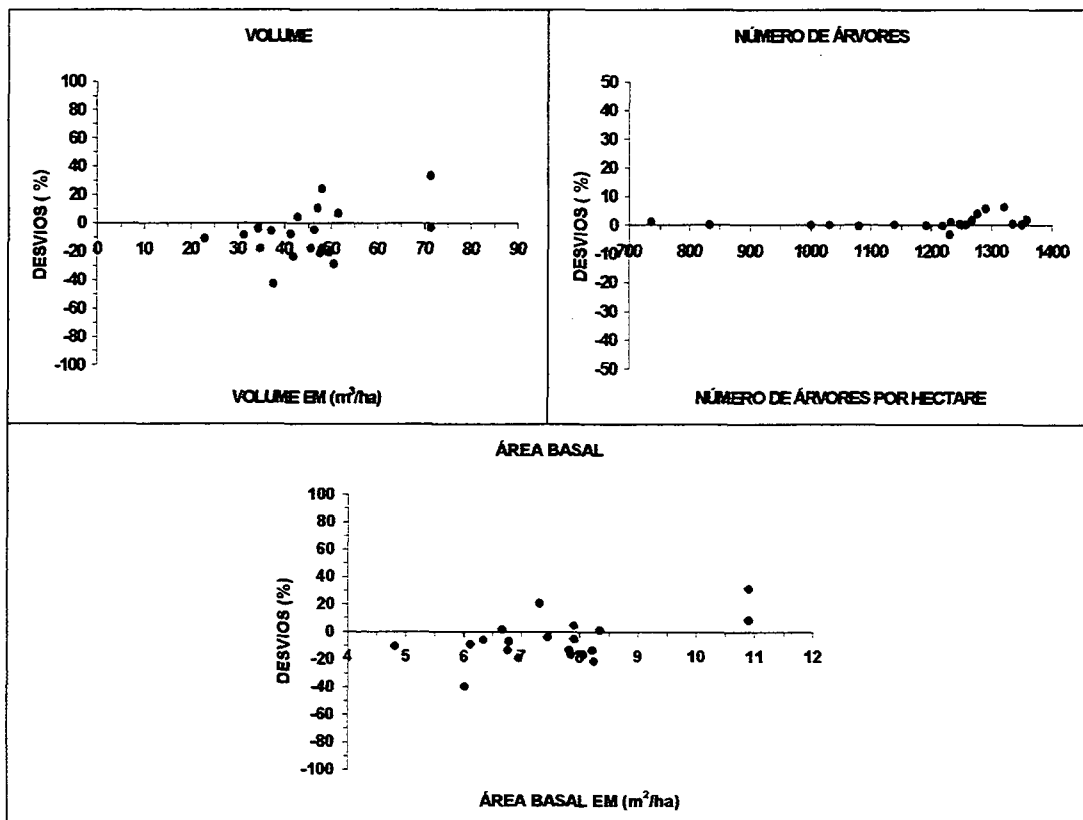
Os resultados obtidos na classe de produtividade II, mostraram-se mais adequados quando comparados com os valores prognosticados na classe de produtividade III. Constatou-se que, nas idades de 24 para 72; de 36 para 84 e na 104 meses, a diferença entre o volume observado e estimado não foram estatisticamente satisfatório, ou seja, houve evidência para rejeitar a hipótese de nulidade ao nível de 95% de probabilidade.

FIGURA 29 – DESVIOS DE PROGNOSE DO VOLUME, NÚMERO DE ÁRVORES E ÁREA BASAL NA CLASSE DE PRODUTIVIDADE III



A figura 30, mostram o comportamento dos desvios em porcentagem para o volume, número de árvores e área basal nesta classe. Para o número de árvores e a área basal, o sistema de prognose, também demonstrou ser eficiente, pois, diante do teste aplicado, constatou-se que apenas nas idades 24 a 72 e 36 a 48 meses, foi rejeitada a hipótese da nulidade, fato este que se repetiu com a área basal, desta feita para as idades de 36 a 84 e 104.

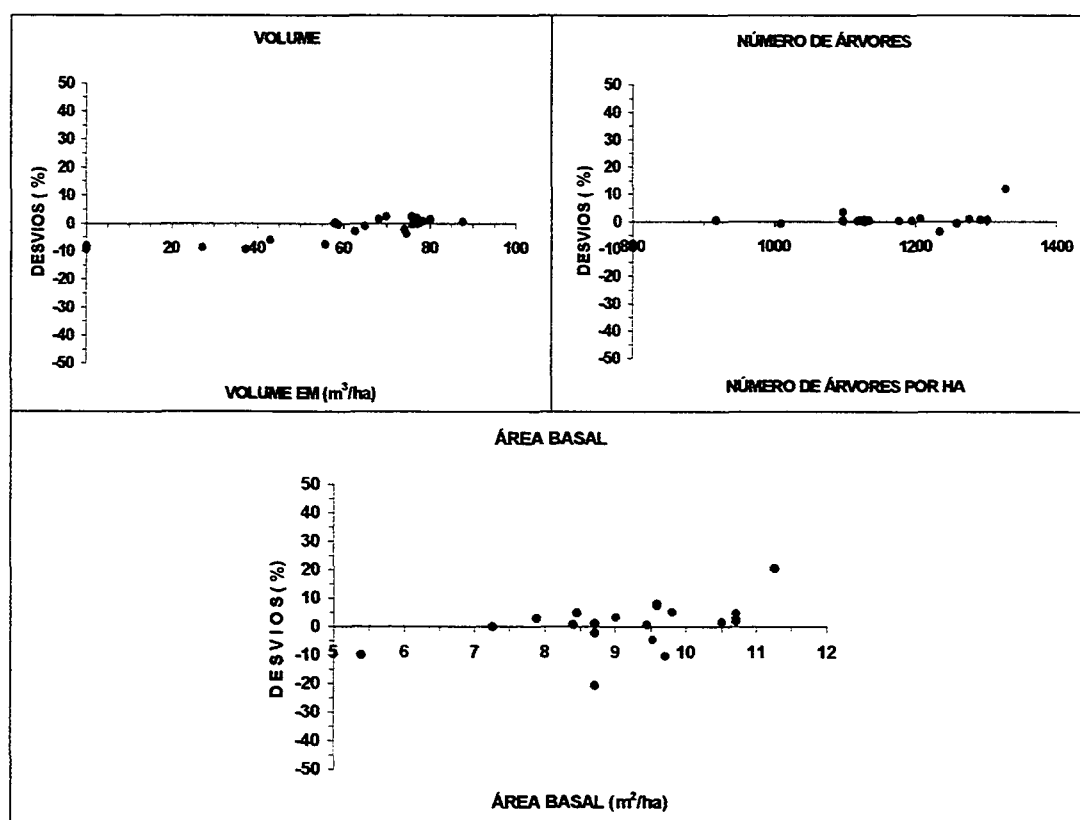
FIGURA 30 – DESVIOS DE PROGNOSE DO VOLUME, NÚMERO DE ÁRVORES E ÁREA BASAL NA CLASSE DE PRODUTIVIDADE II



Para a classe de produtividade I, após aplicação do teste “t”, pode-se verificar que os resultados foram considerados estatisticamente significativos nas idades de 24 para 36, 60 e 72 meses e, também, de 36 para 96 meses. Isso ocorreu, provavelmente, pela

dificuldade no controle da base de dados e pelo número de amostras utilizadas em cada classe de idade. A prognose do número de árvores e da área basal tiveram resultados melhores na idade de 24 para 72 meses e para a área basal nas idades de 48 para 84 e de 60 para 72 meses que foram estatisticamente significativos, sendo rejeitada a hipótese de nulidade. A figura 31, permitem observar o comportamento dos desvios de prognose para as variáveis em estudo.

FIGURA 31 – DESVIOS DE PROGNOSE DO VOLUME, NÚMERO DE ÁRVORES E ÁREA BASAL NAS CLASSES DE PRODUTIVIDADE I



Na avaliação dos resultados em gráficos da distribuição dos desvios de prognose em porcentagem pode-se observar um padrão que foi considerado satisfatório para este estudo. Nas diferentes classes de produtividade, os resultados dos desvios seguiram um padrão de comportamento tido como normal, resultado este, que vem a comprovar a

validade do sistema em que pese, os dados não foram coletados com o propósito de desenvolver modelo de prognose por classe de diâmetro.

Diante de todos os resultados obtidos nos foi possível observar claramente que a tendência da curva de prognose para o volume, número de árvores sobreviventes e a área basal é sempre a mesma nas parcelas permanentes ao longo do período da observação na floresta. Há um maior ou menor afastamento entre o valor observado e estimado pelo sistema de prognose, o que nos permite afirmar que os efeitos das variáveis ambientais, tratamentos e, ainda, forma de coleta de dados influenciam nos resultados obtidos. De maneira geral, de acordo com o teste estatístico aplicado, os resultados encontrados são válidos e estão plenamente compatíveis com os resultados obtidos por CUNHA NETO (1994), GUIMARÃES (1994) e THIERSCH (1997).

4.8 – ANÁLISE COMPARATIVA ENTRE MODELO DO TIPO GLOBAL E POR CLASSE DE DIÂMETRO

Neste estudo foram utilizados os procedimentos para predição da produção futura através dos modelos do tipo global e por classe de diâmetro. Em uma primeira análise torna-se desnecessário a utilização de dois modelos alternativos em uma mesma área florestal pois, qualquer tipo de modelo propicia boas estimativas da produção futura e a escolha depende, basicamente, do nível de detalhamento exigido no trabalho.

A preocupação, neste caso, foi avaliar as vantagens e desvantagens da aplicação deste ou daquele modelo nas condições existentes da floresta, que tem a finalidade específica de produção de madeira para uso energético. A aplicação do modelo do tipo global para este uso específico é suficiente, visto que o objetivo é produção total em volume. Entretanto, este modelo não fornece elementos para que se proceda avaliação

econômica das várias opções do uso da madeira. Estas foram as razões que levaram ao desenvolvimento dos dois tipos de modelos.

Os dados analisados são provenientes de inventários comerciais realizados no período de 1991 a 1996, com o propósito de fornecer informações do volume por ocasião de cada medição, para as condições do sítio em foram implantadas as florestas.

O sistema de projeção da produção em volume e área basal, com base no modelo do tipo global, mostrou-se de prática aplicação, visto que o seu desenvolvimento não depende da elaboração de programas computacionais específicos, exigindo apenas software de regressão, que é facilmente encontrado no mercado e de simples utilização. Neste tipo de procedimento não é necessário modelar todos os atributos da floresta, bastando ter controle das variáveis de produção: volume, área basal, altura dominante, índice de sítio, idade inicial e idade da projeção.

Entretanto, para se obter um modelo eficiente na predição, presente e futura, do volume e área basal é necessário que a base de dados nos permita a manipulação das variáveis e o estabelecimento das relações funcionais de modo que possibilitem predizer o crescimento e rendimento em diversas condições de sítio e de tratos silviculturais.

O crescimento no futuro depende das influências do meio ocorridas no período passado. Esta situação impõe que, para dados obtidos de parcelas permanentes, nas variáveis endógenas apareça o efeito da correlação serial. Quando este efeito está presente, os coeficientes apresentam viés, o que não é interessante pois, os resultados da projeção da produção são inconsistentes e podem levar a erros na avaliação. Neste sentido, é importante diagnosticar e eliminar os efeitos de correlação serial. O teste de Durbin-Watson é um procedimento para diagnosticar o efeito de correlação serial. Através de equações simultâneas é possível obter-se coeficientes compatíveis e livre dos efeitos de correlação serial. A desvantagem desta técnica é que exige um volume muito grande de cálculos na preparação da modelagem da floresta.

Os modelos de distribuição por classe diamétrica, possibilitam a avaliação econômica de produtos discriminados por classe de tamanho, além de serem bem mais

flexíveis para serem usados como simulador de desbastes a serem efetuada na floresta. Neste estudo, a floresta não está sujeita ao regime de desbaste pois o manejo é para florestas não desbastadas. A aplicação deste modelo foi com o propósito de avaliar a produção por classe de tamanho e avaliar, se possível, novas alternativas de uso para os produtos da florestas, além das que se destinam.

Na concepção deste modelo houve a necessidade de definir as funções complementares que permitiram evoluir com os atributos da floresta na idade futura. Isto implicou em obter um sistema de prognose em que a projeção do volume, do número de árvores e da área basal estivesse associado aos atributos médios da floresta em estudo, por classe de diâmetro e por classe de produtividade.

As vantagens que o modelo por classe de diâmetro apresenta em relação ao modelo do tipo total, é que podemos prognosticar e avaliar a produção futura por classe de tamanho. Este fato permite a aplicação do modelo para os diversos produtos da floresta. Outra vantagem que este tipo de modelo apresenta é a possibilidade de previsão de retorno de investimento em função das rendas intermediárias provenientes dos desbastes.

As desvantagens que o modelo apresenta em relação ao modelo do tipo total, está no grande número de variáveis incluídas no modelo. Estas variáveis obrigam a desenvolver novos modelos para cada atributo da floresta que são essenciais para acompanhar a evolução e desenvolvimento da floresta. A necessidade de ajustes de modelos lineares e não lineares para compor o sistema de prognose também é considerado como uma desvantagem, pois aumenta, em muito, os trabalhos computacionais e, em muitos casos, devem ser desenvolvidos programas específicos. Neste trabalho, para todos os modelos de distribuição e, também, para o sistema de prognose, houve a necessidade de desenvolver programa computacional específico.

4.9 – IMPLICAÇÕES DESTE ESTUDO NO DESENVOLVIMENTO FLORESTAL DO ESTADO DE MATO GROSSO

Este estudo sobre o desenvolvimento de florestas plantadas de *Eucalyptus camaldulensis* Delnh., em áreas de vegetação primária de cerrado na Baixada Cuiabana, região central do Estado de Mato Grosso, indica vários pontos importantes sobre o comportamento da espécie nas condições de topografia, solo, regime hídrico e temperatura da região.

A espécie foi avaliada a partir dos resultados obtidos através dos modelos de produção total e por classe de diâmetro. Para atingir estes objetivos foram feitas análises das variáveis que permitiram obter a produção presente e futura da área plantada.

O trabalho foi realizado, basicamente, com a aplicação de técnicas de regressão através do método de mínimos quadrados ordinários. Convém ressaltar, que foram utilizadas outras ferramentas estatísticas de análise de dados, para tornar possível a conclusão deste estudo. Na modelagem das relações funcionais, constatou-se a necessidade de utilizar técnica de regressão linear e não linear de ajuste dos modelos. A modelagem das funções de volume para árvores individuais, relações hipsométricas, sitio, sobrevivência, distribuição do número de árvores em classes de diâmetro e os atributos da floresta serviram de base, para obter os modelos de produção presente e futura para o total e por classe de diâmetro.

A importância de utilizar um conjunto de equações para as relações de altura e diâmetro está no fato que, cada modelo foi utilizado no estrato que proporcionou maior precisão. Desta forma evita-se trabalhar com um modelo médio para toda a floresta, tornando-se mais precisas as estimativas em cada projeto e idade, tendo como consequência uma diminuição dos erros cumulativos.

Constatou-se que, na região oeste do Brasil Central, não foi realizado nenhum estudo com a aplicação de modelos matemáticos para avaliar a produção presente e futura

de florestas plantadas. Os resultados encontrados, apesar da adversidade do sítio para a espécie, foram satisfatórios. O sítio onde estão localizados os plantios é de clima tropical, em que o solo apresenta um déficit hídrico entre os meses de maio a setembro. A busca por melhoria na eficiência produtiva está na seleção de sementes de boa qualidade, procedência e, também, uma revisão no conceito do sítio mais adequado a esta espécie, já que, a região de ocorrência natural, segundo FAO (1981), é de clima temperado ou tropical. A espécie, de acordo com o que descreve BARROS et al. (1990), quando ocorre em regiões áridas ou semi-áridas de clima quente, estão ao longo de córregos e rios que, pelas condições climáticas, são, com frequência, sazonais. Outra medida a ser adotada para melhorar a produtividade da floresta é definir um programa de melhoramento da espécie.

A metodologia adotada na classificação do sítio permitiu estabelecer 6 (seis) níveis de produtividade, sendo o menor índice 12,39m e o maior 20,37m, na idade de referência de 84 meses. Esta metodologia estará disponível para a empresa que poderá também, aplicá-la em outras áreas plantadas, inclusive com outras espécies. Com os dados disponíveis, estabeleceu-se três classes de produtividade para realização das prognoses nas idades futuras. Estes resultados possibilitaram obter a capacidade produtiva da espécie neste tipo de ambiente, tornando-se uma ferramenta importante na tomada de decisão no gerenciamento florestal da empresa.

A taxa de mortalidade está fortemente inserida na capacidade produtiva do local e, desta maneira, o fenômeno mortalidade deve ser analisado da mesma forma que os modelos de sítio. Este modelo aumenta em importância se, na floresta a ser manejada, está preconizado o uso dos desbastes.

O modelo de produção do tipo global permitiu obter estimativas da produção presente e futura, em volume e área basal, por unidade de área e para o total da floresta. Este tipo de modelo é recomendado para empreendimentos em que o objetivo seja maximização da produção, pois permite estimar a produção volumétrica de madeira presente e futura.

Embora não tenha sido objetivo deste trabalho, o método permite evoluir na definição de modelos de biomassa. Sendo de grande valia em questões atuais, como o seqüestro de carbono.

O estudo sobre o desenvolvimento da floresta tornou-se possível após a definição da função de distribuição de probabilidade (fdp), que melhor estimasse o número de árvores nas classes de diâmetro, por parcela, classe de sítio e idade. O resultado encontrado permitiu verificar que os modelos estudados são adequados, entretanto convém ressaltar que a vinculação dos parâmetros do modelo aos atributos da floresta pode alterar a forma, assimetria e a curtose.

Com base nos resultados podemos afirmar que as funções de distribuição são ferramentas importantes e essenciais no desenvolvimento de um modelo por classe de diâmetro. É de grande importância a utilização deste tipo de modelo, pois permite prognosticar na idade futura o número de árvores em cada classe de diâmetro e a partir desta função pode-se definir os diversos padrões de uso do produto florestal.

A empresa detentora da área plantada, pode utilizar os resultados obtidos como instrumento de gestão de suas florestas. O estudo permite que a empresa estabeleça a idade de rotação ótima, pois, foi definida a idade de máximo incremento médio, e, também a idade de produção máxima, a partir deste ponto não é economicamente interessante a manutenção da floresta, embora, no contexto ambiental não exista prejuízo com a permanência da floresta.

Na realização da prognose para a floresta em estudo, houve a necessidade de definir modelos para evoluir com os atributos da floresta e que, associados aos modelos de volume de árvores individuais, de sobrevivência, de sítio, de distribuição e, ainda, a idade, pôde-se prognosticar o volume, o número de árvores e a área basal na idade presente e futura, para o povoamento e por classe de diâmetro. O sistema possibilita fazer inferências sobre a produção futura de forma rápida e com um nível de precisão aceitável.

O programa computacional desenvolvido para este fim, permite que esta ferramenta, seja disponível para uso corrente no meio florestal do Estado.

A consideração geral deste estudo é que a metodologia de avaliação da produção de florestas plantadas, através de modelos, pode ser aplicada para outras espécies, como por exemplo, plantações de *Tectona grandis* L., onde o produto da floresta é destinado principalmente para madeira serrada de usos mais nobres e com melhor preço de mercado.

Finalmente, é interessante levantar sugestões para novas pesquisas com objetivo de estabelecer outros parâmetros de produção florestal como suporte técnico na definição de uma política estadual de formação de florestas plantadas para usos múltiplos, seja para produção de madeira de usos diversos ou, ainda, de caráter ambiental como seqüestro de carbono e redução da pressão sobre as áreas de florestas nativas, protegendo, desta maneira, a biodiversidade. Recomenda-se que a política de reposição florestal seja balizada na capacidade produtiva das espécies, em cada local específico e por bacias hidrográficas, e, ainda, compatível com o volume de biomassa que é retirada das formações florestais nativas, seja para retirada de madeira ou por conversão de áreas de florestas para outros usos econômicos.

5 – CONCLUSÕES

O trabalho apresenta um estudo sobre o desenvolvimento do *Eucalyptus camaldulensis* Delnh, plantada na região de Cerrado da Baixada Cuiabana, em Mato Grosso. Após as análises dos resultados, dos testes de aplicação e de validação dos modelos, tornou-se possível obter as seguintes conclusões:

⇒ O sistema desenvolvido constituiu um instrumento adequado e confiável como auxiliar nas tomadas de decisões em manejo de florestas, proporcionando estimativas

dentro dos níveis estatisticamente aceitáveis das características abordadas no plantio florestal.

⇒ O modelo utilizado para classificação da produtividade do sítio foi eficiente para produzir curvas anamórficas de índice de sítio, através do método da diferença agregada, para as condições existentes na área florestada em estudo.

⇒ Os modelos de distribuição apresentaram, de maneira geral, boa performance no ajuste do número de árvores por classe de diâmetro independentemente do método utilizado, produzindo estimativas precisas e, em sua grande maioria, as diferenças entre os valores estimados e observados foram estatisticamente não significativo. Entretanto, pode-se admitir que a função de distribuição S_B , independente do método de ajuste, demonstrou ser mais sensível em absorver os efeitos das variações de sítio e idade na unidade florestal.

⇒ A função de distribuição Weibull, quando ajustada pelo método do momento, foi também eficiente, mas para o método de máxima verossimilhança, vinculado ao diâmetro mínimo, as diferenças entre os valores estimados e observados foram estatisticamente não significativos.

⇒ A função Weibull, quando ajustada pelo métodos dos percentis, foi menos sensível às variações de sítio e classe de idade.

⇒ A função de distribuição Beta foi menos sensível que a função S_B para absorver as variações de idade e sítio, mas foi eficiente para estimar o número de árvores na idade futura e, ainda, na prognose produziu resultados semelhantes aos encontrados pela função S_B .

⇒ O sistema de modelar os atributos da floresta demonstrou ser uma ferramenta importante e eficiente na modelagem de florestas plantadas, pois permitem obter estimativas precisas de cada parâmetro da floresta e, ainda, permite evoluir estes parâmetros para a idade futura, tornando essencial no sistema de prognose da produção futura.

⇒ O sistema de prognose desenvolvido permitiu fazer inferência sobre a produção presente e futura da floresta, tendo resultados que foram satisfatórios dentro das condições estatísticas estabelecidas na análise e a sua aplicação como instrumento de gestão de florestas plantadas é perfeitamente viável.

⇒ Nas condições de sítio e manejo que se encontra a área objeto deste estudo e, diante dos resultados encontrados de todas as variáveis estudadas, pode-se afirmar que a espécie, embora tenha uma baixa produtividade em volume e área basal em relação a outras espécies do gênero *Eucalyptus*, é bastante promissora para uso em reflorestamento nas condições de sítio semelhantes, pois a referida espécie permite o manejo e a utilização dos produtos da rebrota em outras rotações.

ANEXO

**ANEXO 1 – MODELOS PARA EXPRESSAR A ALTURA DOMINANTE,
A CAPACIDADE PRODUTIVA EM FUNÇÃO DA IDADE E
A PRODUÇÃO PRESENTE E FUTURA EM VOLUME,
ÁREA BASAL E ATRIBUTOS DA FLORESTA**

**ANEXO 2 – DESENVOLVIMENTO DOS FORMULÁRIOS USADOS NO
MODELO DE SÍTIO, PRODUÇÃO TOTAL E FUNÇÃO DE
DISTRIBUIÇÃO DE PROBABILIDADE**

ANEXO 1 – MODELOS PARA EXPRESSAR A ALTURA DOMINANTE, A CAPACIDADE PRODUTIVA EM FUNÇÃO DA IDADE E A PRODUÇÃO PRESENTE E FUTURA EM VOLUME, ÁREA BASAL E ATRIBUTOS DA FLORESTA

TABELA 01 - MODELOS PARA EXPRESSAR ALTURA DOMINANTE MÉDIA

NUM	MODELO	NOME
1	$\ln(H_{dom}) = \beta_0 + \beta_1 \left(\frac{1}{I}\right)^\beta$	SCHUMACHER
2	$H_{dom} = \beta_0 (1 - e^{-\beta_1 I})$	MONOMOLECULAR
3	$H_{dom} = \beta_0 (1 - e^{-\beta_1 I})^{\beta_2}$	RICHARDS
4	$H_{dom} = \beta_0 (1 - e^{-\beta_1 I})^{\frac{1}{1-\beta_0}}$	CHAPMAN-RICHARDS
5	$H_{dom} = \beta_0 (1 - e^{-\beta_1(I)})$	BAILEY 3 PARÂMETROS
6	$H_{dom} = \beta_0 (1 - e^{-\beta_1(I)^{\beta_2}})^{\beta_3}$	BAILEY 4 PARÂMETROS
7	$H_{dom} = \frac{I^2}{\beta_0 + \beta_1 I + \beta_2 I^2}$	PRODAN

sendo:

H_{dom} - Média aritmética das árvores dominantes;

I - Idade em meses;

e - Logaritmo natural;

$\beta_0, \beta_1, \beta_2$ - Parâmetros do modelo.

TABELA 02 – MODELOS ESTUDADOS PARA EXPRESSAR A CAPACIDADE PRODUTIVA EM FUNÇÃO DA IDADE

NUM	MODELO	AUTOR
1.	$\ln(H_{dom}) = \ln(IS) + \beta_1 \left(\frac{1}{I}\right)^{\beta_2} - \left(\frac{1}{I_{ref}}\right)^{\beta_2}$	SCUMACHER
2.	$H_{dom} = IS \left[\frac{1 - \exp(-\beta_1 I)}{1 - \exp(-\beta_1 I_{ref})} \right]$	MONOMOLECULAR
3.	$H_{dom} = IS \left[\frac{1 - \exp(-\beta_1 I)}{1 - \exp(-\beta_1 I_{ref})} \right]^{\beta_2}$	RICHARDS
4.	$H_{dom} = IS \left[\frac{1 - \exp(-\beta_1 I)}{1 - \exp(-\beta_1 I_{ref})} \right]^{\frac{1}{1-\beta_0}}$	CHAPMAN – RICHARDS
5.	$H_{dom} = IS \left\{ \frac{\left[1 - \exp(-\beta_1 (I)^{\beta_2}) \right]}{\left[1 - \exp(-\beta_1 (I_{ref})^{\beta_2}) \right]} \right\}$	BAILEY 3 PARÂMETROS
6.	$H_{dom} = IS \left\{ \frac{\left[1 - \exp(-\beta_1 (I)^{\beta_2}) \right]}{\left[1 - \exp(-\beta_1 (I_{ref})^{\beta_2}) \right]} \right\}^{\beta_3}$	BAILEY 4 PARÂMETROS
7.	$H_{dom} = \frac{I^2}{\beta_0 + \beta_1 + \beta_2 I^2}$	PRODAN

sendo:

H_{dom} - Média aritmética das árvores dominantes;

I - Idade atual em meses e I_{ref} idade de referência em meses;

IS - sítio;

e - Logaritmo natural;

$\beta_0, \beta_1, \beta_2$ - Parâmetros do modelo.

TABEL 03 - MODELOS DE PRODUÇÃO PRESENTE E FUTURA EM VOLUME E ÁREA BASAL POR HECTARE

NUM	MODELO
1	$\ln(V) = \beta_0 + \beta_1 IS + \beta_2 \ln AB + \beta_3 \left(\frac{1}{I}\right)$
2	$\ln(AB_2) = \beta_0 + \beta_1 IS + \beta_2 \left(\frac{1}{I}\right) + \beta_3 \ln AB_1 \left(\frac{1}{I}\right) + \beta_4 IS \left(\frac{1}{I}\right)$
3	$\ln(V) = \beta_0 + \beta_1 IS + \beta_2 \ln AB + \beta_3 \left(\frac{1}{I}\right)$
4	$\ln(V) = \beta_0 + \beta_1 \left(\frac{1}{I}\right) + \beta_2 \left(\frac{Hdom}{I}\right) + \beta_3 N + \beta_4 IS(I * \ln N)$
5	$\ln(V) = \beta_0 + \beta_1 \left(\frac{1}{I}\right) + \beta_2 \ln(Hdom) + \beta_3 \ln AB$
6	$\ln(V) = \beta_0 + \beta_1 N + \beta_2 \left(\frac{1}{IS}\right) + \beta_3 (I * \ln(N)) + \beta_4 \left(\frac{I}{\ln(N)}\right) + \beta_5 I$
7	$\ln(V) = \beta_0 + \beta_1 \ln(AB) + \beta_2 \left(\frac{1}{I}\right) + \beta_3 (IS * (\ln AB)) + \beta_4 \left(\frac{\ln AB}{I}\right)$
8	$\ln(V_2) = \beta_0 + \beta_1 IS + \beta_2 \left(\frac{1}{I_2}\right) + \beta_3 \ln AB_2$
9	$\ln(V_2) = \beta_0 + \beta_1 S + \beta_2 \left(\frac{1}{I_2}\right) + \beta_3 \left(\frac{I_1}{I_2}\right) * \ln(AB_1) + \beta_4 \left(1 - \frac{I_1}{I_2}\right) + \beta_5 * IS \left(1 - \frac{I_1}{I_2}\right)$
10	$\ln(V_2) = \beta_0 + \beta_1 IS + \beta_2 \left(\frac{1}{I_2}\right) + \beta_3 \left(1 - \frac{I_1}{I_2}\right) + \beta_4 \left(\frac{I_1}{I_2}\right)$
11	$\ln V_2 = \beta_0 + \beta_1 \frac{1}{IS} + \beta_2 \left(\frac{1}{I_2}\right) + \beta_3 \left(\frac{I_1}{I_2}\right) \ln(AB_1) + \beta_4 \left(1 - \frac{I_1}{I_2}\right) + \beta_5 \left(1 - \frac{I_1}{I_2}\right) \cdot IS$
12	$\ln(AB_2) = \beta_0 + \beta_1 IS + \beta_2 \left(\frac{1}{I}\right) + \beta_3 \ln(AB_1) + \beta_4 IS * \left(\frac{1}{I}\right)$

Onde

V_1 e V_2 – Volume em metros cúbicos por hectare na idade de medição 1 e 2

AB – Área Basal em metros quadrados por hectare na medição 1 e 2

N – Número de árvores por hectare

H_{Dom} – Altura dominante em metros

IS, I – já definidos anteriormente

TABELA 04 - MODELOS PARA AJUSTAR DIÂMETRO MÍNIMO

NUM.	MODELOS
1	$\ln(D_{\min}) = \beta_0 + \beta_1 * (AB / (0,000078539816))^{0,5} + \beta_2 \left(\frac{1}{\sqrt{N}} \right) + \beta_3 (I * H_{dom})^{-1}$
2	$\ln(D_{\min}) = \beta_0 + \beta_1 H_{dom} + \beta_2 N$
3	$\ln(D_{\min}) = \beta_0 + \beta_1 (I) + \beta_2 \left(\frac{H_{dom}}{I} \right) + \beta_3 (N)$
4	$D_{\min} = \beta_0 + \beta_1 H_{dom} + \beta_2 \frac{H_{dom}}{I}$
5	$D_{\min} = \beta_0 + \beta_1 \left(\frac{1}{I} \right) + \beta_2 \ln(H_{dom}) + \beta_3 \ln(AB) + \beta_4 \ln(N)$
6	$D_{\min} = \beta_0 + \beta_1 (H_{dom}) + \beta_2 (I * N) + \beta_3 \left(\frac{H_{dom}}{N} \right) + \beta_4 (D_g * I)$
7	$D_{\min} = \beta_0 + \beta_1 \ln(I) + \beta_2 \ln(N) + \beta_3 \left(\frac{1}{H_{dom}} \right)$
8	$D_{\min} = \beta_0 + \beta_1 Id + \beta_2 H_{dom} + \beta_3 \left(\frac{1}{N} \right)$
9	$D_{\min} = \beta_0 + \beta_1 (H_{dom}) + \beta_2 \left(\frac{H_{dom}}{N} \right)$
10	$D_{\min} = \beta_0 + (H_{dom})^{\beta_1} * N^{\beta_2} * \exp \left(\frac{\beta_3}{I} \right)$
11	$D_{\min} = \beta_0 + \beta_1 (I) + \beta_2 \left(\frac{H_{dom}}{I} \right) + \beta_3 N$
12	$D_{\min} = \beta_0 + \beta_1 \left(\frac{1}{I} \right) + \beta_2 \left(\frac{H_{dom}}{I} \right) + \beta_3 (N) + \beta_4 (D_g)$
13	$D_{\min} = \beta_0 + \beta_1 \left(\frac{H_{dom}}{I} \right) + \beta_3 (N) + \beta_4 (D_g)$
14	$D_{\min} = \beta_0 + \beta_1 \left(\frac{1}{I^2} \right) + b_2 \left(\frac{H_{dom}}{I} \right) + \beta_3 (N) + \beta_4 (D_g * I)$
15	$D_{\min 2} = \left[\left(1 - \left(\frac{I_2}{I_1} \right) \right) * \left(\beta_1 + \beta_2 \left(\frac{1}{N_1} \right) \right) + \left(\frac{I_2}{I_1} \right) * (D_{\min 1})^{\beta_3} \right]^{\left(\frac{1}{\beta_3} \right)}$
16	$D_{\min} = \left[\left(1 - \left(\frac{I_2}{I_1} \right) \right) * \left(\beta_1 + \beta_2 \left(\frac{1}{N_1} \right) \right) + \left(\frac{I_2}{I_1} \right) * (D_{\max})^{\beta_3} \right]^{\left(\frac{1}{\beta_3} \right)}$

Onde:

D_{\min} – Diâmetro mínimo

D_{\max} – Diâmetro máximo

AB , N , D_g , H_{Dom} e I – já definidos anteriormente

TABELA 05 - MODELOS USADOS PARA AJUSTE DA ÁREA BASAL

NUM	MODELOS
1	$\ln(AB) = \beta_0 + \beta_1 \left(\frac{1}{I} \right) + \beta_2 (IS) + \beta_3 (N)$
2	$\ln(AB) = \beta_0 + \beta_1 \left(\frac{1}{I} \right) + \beta_2 (IS) + \beta_3 \left(\frac{1}{N} \right)$
3	$\ln(AB) = \beta_0 + \beta_1 \ln(N) + \beta_2 (I) + \beta_3 \left(\frac{1}{I} \right) + \beta_4 \left(\frac{1}{IS} \right)$
4	$\ln(AB) = \beta_0 + \beta_1 \ln \left(\frac{1}{I} \right) + \beta_2 \ln(N) + \beta_3 \ln(IS) + \beta_4 \left(\frac{N}{I} \right)$
5	$\ln(AB) = \beta_0 + \beta_1 \ln \left(\frac{1}{I} \right) + \beta_2 \ln(N) + \beta_3 \ln(IS) + \beta_4 \left(\frac{N}{I} \right) + \beta_5 \ln(I * IS)$
6	$\ln(AB) = \beta_0 + \beta_1 \left(\frac{1}{I} \right) + \beta_2 \left(\frac{H_{dom}}{I} \right) + \beta_3 H_{dom}$
7	$AB = \beta_0 + \beta_1 I + \beta_2 IS + \beta_3 N + \beta_4 H_{dom} + \beta_5 \ln(N)$
8	$\ln(AB) = \beta_0 + \beta_1 \left(\frac{1}{I} \right) + \beta_2 \ln(N) + \beta_3 \ln(H_{dom}) + \beta_4 \left(\frac{\ln N}{I} \right) + \beta_5 \left(\frac{\ln H_{dom}}{I} \right)$
9	$AB = \beta_0 + \beta_1 H_{dom} + \beta_2 N + \beta_3 H_{dom} * N + \beta_4 \ln(N) + \beta_5 H_{dom} * \ln(N)$
10	$\ln(AB) = \beta_0 + \beta_1 N_2 + \beta_2 \left(\frac{1}{IS} \right) + \beta_3 \ln(D_m)$
11	$\ln(AB) = \beta_0 + \beta_1 \ln(D_m) + \beta_2 (N_2 - D_{\max})$
13	$\ln(AB) = \beta_0 + \beta_1 I + \beta_2 \left(\frac{1}{IS} \right) + \beta_3 \ln(D_m) + \beta_4 (N - D_{\max})$

Em que:

D_m – Média aritmética dos diâmetros e as demais variáveis já foram definidos

TABELA 06 – MODELOS DE RELAÇÃO HIPSOMÉTRICA GENÉRICA

NUM	MODELOS
1	$\log(H) = b_0 + b_1 \log(Hd) + b_2 \left[\left(\frac{1}{D} \right) - \left(\frac{1}{D \max} \right) \right] + b_3 \log\left(\frac{N}{D}\right) + b_4 \left(\frac{1}{Id * D} \right)$
2	$\log(H) = b_0 + b_1 \log(Hd) + b_2 \left(\frac{1}{D} \right) + b_3 \log\left(\frac{N}{D}\right) + b_4 \left(\frac{1}{Id * D} \right)$
3	$\log(H) = \frac{\log(Hd)}{b_0 + \left[\left(\frac{1}{D} \right) - \left(\frac{1}{D \max} \right) \right]} * (b_1 + b_2 * \log(G) + b_3 (Id)^{-1} + b_4 * (IS))$
4	$\log(Hdom) = \frac{\log(Hd)}{b_0 + \left[\left(\frac{1}{D} \right) - \left(\frac{1}{D \max} \right) \right]} * (b_1 + b_2 * \log(N) + b_3 (1/Id) + b_4 * (IS))$
5	$\log(Hd) = b_0 + b_1 \left(\frac{1}{Id} \right) + b_2 \log(Hd) + b_3 \log(G) + b_4 \log(N) + b_5 \left(\frac{1}{D} \right)$
6	$\log(H) = b_0 + b_1 IS + b_2 * N + b_3 \left(\frac{1}{Id} \right) + b_4 \left(\frac{1}{D} \right)$
7	$\log\left(\frac{H}{Hd}\right) = b_0 + b_1 \left[\left(\frac{1}{D} \right) - \left(\frac{1}{D \max} \right) \right] + b_2 \left[\left(\frac{1}{Id} \right) * \left(\frac{1}{D} \right) - \left(\frac{1}{D \max} \right) \right] + b_3 \left[\left(\frac{1}{D} \right) - \left(\frac{1}{D \max} \right) \right] + b_4 \log(N)$
8	$\log(H) = \log(Hd) + b_0 + [\log(D) - \log(D \max)] * (b_1 + b_2 \log(I) + b_3 \log(Hd/I) + b_4 \log(N))$
9	$\log(H) = \log(Hd) + b_0 + [\log(D) - \log(D \max)] * (b_1 + b_2 \log(Dg))$
10	$\log(Hcd) = \beta_0 + \beta_1 \left(\frac{1}{Di} \right) + \beta_2 \left(\frac{1}{I} \right) + \beta_3 \left(\frac{1}{Di * I} \right)$
11	$\log(Hcd) = \beta_0 + \beta_1 (HD) + \beta_2 \left(\frac{1}{Di} \right) + \beta_3 \log\left(\frac{Dg}{Di}\right) + \beta_4 \left(\frac{1}{I * Di} \right)$
12	$\log(Hcd) = \beta_0 + \beta_1 \left(\frac{1}{I} \right) + \beta_2 \log(HD) + \beta_3 \log(G) + \beta_4 (Dg * I)$
13	$\log(H) = b_0 + b_1 \log(Hd) + b_2 \left(\frac{1}{Id} \right) + b_2 hg \left(\frac{N}{D} \right) b_4 \left(\frac{1}{Id * D} \right)$
14	$\log Hcd = \beta_0 + \beta_1 (Di)$
15	$\log(Hcd) = \beta_0 + \beta_1 \left(\frac{1}{Di} \right)$
16	$\log(Hcd) = \beta_0 + \beta_1 (HD) + \beta_2 \left[\left(\frac{1}{Di} \right) - \left(\frac{1}{D \max} \right) \right] + \beta_3 \log\left(\frac{N}{Di}\right)$

**(1)

TABELA 07 - MODELOS PARA AJUSTAR DIÂMETRO MÁXIMO

NUM	MODELOS
1	$D \max = \beta_0 + \beta_1 Id + \beta_2 Dmed$
2	$\ln(D \max) = \beta_0 + \beta_1 \ln(Hdom) + \beta_2 \ln(N)$
3	$D \max = \beta_0 + \beta_1 D \max + \beta_2 (Id * Hdom)$
4	$\ln(D \max) = \beta_0 + \beta_1 \ln(Dm) + \beta_2 \ln(Id^2) + \beta_3 \ln(Id)$
5	$D \max = \beta_0 + \beta_1 Hdom + \beta_2 (Hdom)^2 + \beta_3 (Hdom)^2 + \beta_4 \left(\frac{N}{Id^4} \right)$

**(1)

TABELA 08 -MODELOS PARA ESTIMAR A VARIÂNCIA DOS DIÂMETROS

NUM	MODELOS
1	$\log(Dg^2 - D_{med}^2) = b_0 + b_1 \log(AB) + b_2 \log(Hd) + b_3 (Id * N)$
2	$\log(Dg - D_{med}) = b_0 + b_1 \log(HD) + b_2 \left(\frac{1}{HD} \right) + b_3 \log(AB) + b_4 \left(\frac{1}{AB} \right)$
3	$\log(Dg - D_{med}) = b_0 + b_1 \log(HD) + b_2 \log(N * AB) + b_3 \left(\frac{Hd}{ID} \right)$
4	$\log(S^2 di) = b_0 + b_1 \log\left(\frac{N}{AB}\right) + b_2 \left(\frac{1}{HD} \right) + b_3 Id^2$
5	$\log(dg^2 - D_{med}^2) = b_0 + b_1 \log(HD) + b_2 \log\left(\frac{AB}{N}\right) + b_3 \left(\frac{Hd}{ID} \right)$
7	$\log(S^2 di) = b_0 + b_1 (Dg - D_{med}) + b_2 \log(Hd) + b_3 (Hd)^2$
8	$\log(S^2 di) = b_0 + b_1 (Hd) + b_2 \log(N) + b_3 \log(Id)$
9	$\log(S^2 di) = b_0 + b_1 (D \max - D \min) + b_2 (N) + b_3 (Hd)$
10	$\sqrt{(S^2 di)} = b_0 + b_1 \log\left(\frac{HD}{N}\right) + b_2 \log(Id) + b_3 \log(N * AB) + b_4 (Dm)^3$
11	$\log(S^2 di) = b_0 + b_1 (Dm - dg) + b_2 \log(Hd)$
13	$\log(Dg - D_{med}^2) = b_0 + b_1 \log(Hd) + b_2 \log\left(\frac{AB}{N}\right) + b_3 \left(\frac{Hd}{Id} \right)$
14	$\log(S^2 di) = b_0 + b_1 \log(AB) + \log(D \min^2) + \log(D \max^2)$
15	$\log(S^2 di) = b_0 + b_1 (Dg - D_{med}) + b_2 \log(Hdom) + b_3 (Hdom)^2$
16	$\log(S^2 di) = b_0 + b_1 (D \max - D \min) + b_2 (NHA) + b_3 \log(Hdom)^2$

**(1)

TABELA 09 - MODELOS PARA AJUSTE DO DIÂMETRO MÉDIO QUADRÁTICO

NUM.	MODELOS
1	$\ln Dg = \beta_0 + \beta_1 \left(\frac{1}{Hdom} \right) + \beta_2 (N)$
2	$Dg = \beta_0 + \beta_1 \ln \left(\frac{G}{N} \right) + \beta_2 \ln(D \max) + \beta_3 \left(\frac{1}{D \max} \right)$
3	$\ln Dg = \beta_0 + \beta_1 (IS) + \beta_2 (I) + \beta_3 \ln(N) + \beta_4 LN(Hd)$
4	$Dg = \beta_0 + \beta_1 D \min + \beta_2 D \max + \beta_3 (G) + \beta_4 (N)$
5	$\ln Dg = \beta_0 + \beta_1 \ln(Hd) + \beta_2 \ln \left(\frac{G}{N} \right) + \beta_3 \left(\frac{Hd}{Id} \right)$
6	$Dg = \beta_0 + \beta_1 hdm + \beta_2 Dmed * (1 - \beta_3 * \exp(-\beta_4 * (I^{\beta_5})))$

**(1)

TABELA 10 - MODELOS PARA ESTIMAR MÉDIA ARITMÉTICA DOS DIÂMETROS

NUM.	MODELOS
1	$DM = \beta_0 + \beta_1 N + \beta_2 G + \beta_3 Hdom$
2	$DM = \beta_0 + \beta_1 Dg$
3	$DM = \beta_0 + \beta_1 N + \beta_2 G + \beta_3 Hdom + \beta_4 Dg$
4	$\ln(DM) = \beta_0 + \beta_1 \ln \left(\frac{AB}{N} \right) + \beta_2 \ln(Hdom) + \beta_3 \left(\frac{1}{D \max} \right)$
5	$DM = \beta_0 + \beta_1 Hdom + \beta_2 \left(\frac{1}{N} \right)$
6	$\ln(DM) = \beta_0 + \beta_1 (Dg^2) + \beta_2 \log(Hdom) + \beta_3 \left(\frac{1}{D \max} \right)$
7	$DM = \beta_0 + \beta_1 \left(\frac{AB}{N} \right) + \beta_2 D \max + \beta_3 \left(\frac{1}{D \max} \right)$
8	$\ln(DM) = \beta_0 + \beta_1 \ln \left(\frac{AB}{N} \right) + \beta_2 \ln(Hdom)$
9	$DM = \beta_0 + \beta_1 \ln(Hmed - 1,3) + \beta_2 \ln(N)$
10	$DM = \beta_0 + \beta_1 I + \beta_2 Hd + \beta_3 \left(\frac{1}{N} \right)$

**(1)

TABELA 11 - MODELOS USADOS NO ESTUDO DE SOBREVIVÊNCIA

NUM	MODELO
1	$M_1 \Rightarrow N_2 = N_1(\beta_0 + \beta_1 N_1)^{-(I_2 - I_1)}$
2	$M_2 \Rightarrow N_2 = N_1(\beta_0 * \exp(-\beta_1 * N_1))^{-(I_2 - I_1)}$
3	$M_3 \Rightarrow N_2 = N_1(\beta_0 + \beta_1 N_1)^{-(I_2 - I_1)}$
4	$M_4 \Rightarrow N_2 = N_1 * \exp(-((I_2 - I_1) / \beta_0)) \beta_1$
5	$M_5 \Rightarrow N_2 = N_1 - [N_1 * ((1 - \exp(-\beta_0(I_2 - I_1)))) \beta_1]$
6	$M_6 \Rightarrow N_2 = (N_1^{\beta_0} + \beta_1(I_2^{\beta_2} - I_1^{\beta_3})) \left(\frac{1}{\beta_1} \right)$
7	$M_7 \Rightarrow N_2 = N_1 * \exp(\beta_1(\beta_0 I_2 - \beta_0 I_1))$
8	$M_8 \Rightarrow \ln(N_2) = \ln(N_1) + \beta_0(I_2^{\beta_1} - I_1^{\beta_1})$
9	$M_9 \Rightarrow N_2 = N_1 \left(\frac{I_2}{I_1} \right)^{\beta_1} * \exp[(\beta_0 + \chi_2 IS) * (I_2 - I_1)]$

onde

N_1 – Número de árvores sobreviventes na medição 1

N_2 – Número de árvores sobreviventes na medição 2

I_1 – Idade na medição 1

I_2 – Idade na medição 2

$\beta_0, \beta_1, \beta_2, \beta_3$ – coeficientes do modelo

** (1) – as variáveis destes conjuntos foram definidas anteriormente.

TABELA 12 – FUNÇÕES DE DENSIDADE DE PROBABILIDADE USADOS NO AJUSTE DAS DISTRIBUIÇÕES DIAMÉTRICAS

NUM	MODELO	NOME
1	$f(x) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} e^{(-1/2)*[(x-\mu)/\sigma]^2}$	NORMAL
2	$f(x) = \frac{e^{(-1/2)*\left[\frac{\ln x - \mu}{\sigma}\right]^2}}{x\sqrt{2\pi*\sigma^2}}$	LOGNORMAL
3	$f(x) = \frac{x^{(\alpha-1)} e^{-\frac{x}{\beta}}}{\beta^\alpha \Gamma(\alpha)}$	GAMA
4	$f(x) = \frac{\Gamma(\alpha+\beta)}{\Gamma(\alpha)\Gamma(\beta)} * \frac{1}{(b-a)^{\alpha+\beta-1}} (x-a)^{\alpha-1} (b-x)^{\beta-1}$	BETA
5	$f(x) = \left(\frac{c}{b}\right) \left(\frac{x}{b}\right)^{c-1} \exp\left[-\left(\frac{x}{b}\right)^c\right]$	WEIBULL 2P
6	$f(x) = \left(\frac{c}{b}\right) \left(\frac{x-a}{b}\right)^{c-1} \exp\left[-\left(\frac{x-a}{b}\right)^c\right]$	WEIBULL 3P
7	$f(x, \varepsilon, \lambda, \delta, \gamma) = \frac{\delta}{\sqrt{2\pi}} \frac{\lambda}{(x-\varepsilon)(\lambda+\varepsilon-x)} \exp\left\{-1/2\left[\gamma + \delta \ln\left[\frac{x-\varepsilon}{\lambda+\varepsilon-x}\right]\right]^2\right\}$	S _B

Em que X é a variável aleatória nas funções de densidade de probabilidade.

ANEXO 2 – DESENVOLVIMENTO DOS FORMULÁRIOS USADOS NOS MODELOS DE SÍTIO, PRODUÇÃO TOTAL E FUNÇÃO DE DISTRIBUIÇÃO DE PROBABILIDADE

1 – APLICAÇÃO DO MODELO DE RICHARDS

O sistema de classificação de sítio adotado, neste trabalho, foi a metodologia da diferença algébrica. Pode-se citar como referência os trabalhos desenvolvidos por BAILEY et al.(1973), BAILEY e CLUTER (1974), CLUTER et al. (1984), BORDERS et al. (1984), dentre outros, para geração de curvas de índice de sítio anamórficas e polimórficas. No Brasil, o uso deste método foram estudados por SCOLFORO (1990), MAESTRI (1992) e CUNHA NETO (1994).

A demonstração de como aplicar a formulação da diferença algébrica para o modelo de Richards está apresentado na seqüência. Para a elaboração de curvas de Índice de Sítio anamórficas usando o modelo na forma comum, tem-se:

$$H_{dom} = \beta_0 \left(1 - e^{-\beta_1 I} \right)^{\beta_2} + \varepsilon_i, \quad (1)$$

sendo:

H_{dom} - Média aritmética das árvores dominantes;

I - Idade em meses;

e - Logaritmo natural;

$\beta_0, \beta_1, \beta_2$ - Parâmetros do modelo.

ε_i - Erro aleatório

Com pares de valores de H_{dom} e idade, ajusta-se o modelo de Richards, através do método de regressão não linear. Aplica-se, neste tipo de equação, o algoritmo adequado

para modelos não lineares que, por exemplo, o algoritmo de Marquadt, ou outro método conhecido para este fim.

Na primeira medição tem-se H_1 :

$$H_1 = \beta_0 [1 - \exp(-\beta_1 I_1)]^{\beta_2} \quad (2)$$

Fazendo:

$$\beta_{0i} = H_1 [1 - \exp(-\beta_1 I_1)]^{-\beta_2} \quad \text{ou} \quad \beta_{0i} = H_1 \frac{1}{(1 - e^{-\beta_1 I_1})^{\beta_2}}, \quad (3)$$

sendo:

H_1 - Altura dominante na primeira medição;

I_1 - Idade na primeira medição.

Substituindo a valor β_{0i} por S na equação (2), temos:

$$H_1 = S [1 - \exp(-\beta_1 I_1)]^{\beta_2} \quad (4)$$

Isolando o valor de S na equação, tem-se:

$$\beta_{0i} = H_1 \frac{1}{[1 - \exp(-\beta_1 I_1)]^{\beta_2}} \quad (5)$$

No ponto da segunda medição, obtêm-se H_2 :

$$H_2 = \beta_{02} [1 - \exp(-\beta_1 I_2)]^{\beta_2} \quad (6)$$

O valor de β_{02} pode ser obtido por:

$$\beta_{02} = H_2 [1 - \exp(-\beta_1 I_2)]^{-\beta_2} \text{ ou } \beta_{02} = H_2 \frac{1}{[1 - \exp(-\beta_1 I_2)]^{\beta_2}} \quad (7)$$

Igualando-se as equações:

$$H_1 \left[\frac{1}{(1 - e^{-\beta_1 I_1})^{\beta_2}} \right] = H_2 \left[\frac{1}{[1 - \exp(-\beta_1 I_2)]^{\beta_2}} \right] \quad (8)$$

Resolvendo a igualdade acima temos:

$$H_2 = H_1 \left| \frac{[1 - \exp(-\beta_1 I_2)]^{\beta_2}}{[1 - \exp(-\beta_1 I_1)]^{\beta_2}} \right| \quad (9)$$

A curva para cada Índice de Sítio é gerada pelo modelo acima. Mantendo-se constante o valor de S e variando a idade, obtêm-se uma série de alturas que representa o Índice de Sítio (S) e, tornando-o constante, varia novamente a idade, tem-se outra série de alturas que representa o novo valor S, que produzirá uma nova curva. Esta operação deve ser repetida para gerar as sete curvas do sistema que dá origem as classes de sítio. O número de curvas foi definido segundo a hipótese de que na idade de referência a distribuição da menor para a maior altura tende a ter uma distribuição unimodal e, por isto, considera-se a amplitude entre uma curva para a outra como uma escala padrão de equidistância.

2 – MODELO DE BECK E DELLA-BIANCA

O modelo proposto BECK e DELLA-BIANCA (1972), é baseado no sistema compatível da crescimento e produção desenvolvido por CLUTTER (1963), que foi mais tarde aperfeiçoado por SULIVAN e CLUTTER (1972). Este modelo possibilita obter a projeção da área basal e volume para uma idade futura quando são conhecidos o índice de sítio, idade e área basal inicial. O modelo de projeção é expresso por:

$$\ln V_2 = \beta_0 + \beta_1 \frac{1}{IS} + \beta_2 \left(\frac{1}{I_2} \right) + \beta_3 \left(\frac{I_1}{I_2} \right) \ln(AB_1) + \beta_4 \left(1 - \frac{I_1}{I_2} \right) + \beta_5 \left(1 - \frac{I_1}{I_2} \right) \cdot IS + \varepsilon_i \quad (1)$$

Quando $I_2 = I_1$ e $AB_2 = AB_1$, a equação de projeção se reduz ao modelo de produção que é representado pela equação:

$$\ln V = \beta_0 + \beta_1 \frac{1}{IS} + \beta_2 \left(\frac{1}{I} \right) + \beta_3 (\ln AB) + \varepsilon_i \quad (2)$$

O modelo de projeção de produção (eq. 1), é essencialmente derivado por substituição da equação da área basal pelo termo área basal na equação de volume do povoamento, como na equação (eq. 2). Entretanto, inserindo o termo $\ln(V_2)$, I_2 , e $\ln(AB_2)$, na equação (2) e, tomando o resultado igual o lado direito da equação (1) e, resolvendo esta igualdade para $\ln(AB_2)$, tem-se o modelo para projeção da área basal na idade (I_2). O modelo é representado por:

$$\ln(AB) = \left(\frac{I_1}{I_2} \right) \ln(AB_1) + \frac{\beta_4}{\beta_3} \left(1 - \frac{I_1}{I_2} \right) + \frac{\beta_5}{\beta_3} \left(1 - \frac{I_1}{I_2} \right) \cdot IS + \varepsilon_i \quad (3)$$

Pela derivada primeira do modelo de produção futura em área basal (eq. 3), em relação a idade, pode-se determinar a taxa de crescimento em área basal que obtido por:

$$\frac{d_{AB}}{d_I} = \left(AB \cdot \left(\frac{1}{I} \right) \right) \cdot \left[\left(\frac{\beta_4}{\beta_3} \right) + \left(\frac{\beta_5}{\beta_3} \right) \cdot IS - \ln(AB) \right] \quad (4)$$

A primeira derivada do modelo da volume (eq.2), fornece a taxa de crescimento em volume. A expressão resultante é representada por:

$$\frac{d_V}{d_I} = V^* \left[-\beta_2 \left(\frac{1}{I} \right) + \beta_3 \left(\frac{1}{AB} \right) \cdot \left(\frac{d_{AB}}{d_I} \right) \right] \quad (5)$$

Substituindo $\frac{d_{AB}}{d_I}$, na equação (5) pelo seu respectivo valor e, simplificando a equação, tem-se:

$$\frac{d_V}{d_I} = V^* \cdot \left[-\beta_2 \left(\frac{1}{I^2} \right) + \beta_4 \left(\frac{1}{I} \right) + \beta_5 \left(\frac{IS}{I} \right) - \beta_3 \left(\frac{\ln(AB)}{I} \right) \right] \quad (6)$$

3 – FUNÇÃO DE DENSIDADE DE PROBABILIDADE

O desenvolvimento matemático, na seqüência, correspondem ao cálculo dos parâmetros de cada uma das funções de distribuição. A cada função de densidade de probabilidade (fdp), existe associada uma função de distribuição acumulada [F(x)] que é a sua integral. Esta função é a área delimitada entre o intervalo [a, b], encontrada sob a curva que define a probabilidade das árvores estarem contidas neste intervalo.

Propriedades de uma função de densidade de probabilidade (fdp), é que uma função densidade de probabilidade $f(x)$ é de fato uma fdp se x satisfaz as seguintes condições:

a - $f(x) \geq 0$ para todos os valores de x dentro do intervalo considerado

$$b - \int_{-\infty}^{\infty} f(x) dx = 1$$

c - $f(x) = 0$, se x está contido fora do intervalo considerado.

Assim a probabilidade de x ocorrer num intervalo $[a,b]$ é dada pela integral:

$$P(a \leq x \leq b) = \int_a^b f(x) dx.$$

Já a função de distribuição acumulada $F(x)$ é o resultado da integral de $f(x)$ e estima a probabilidade que a variável x assumira um valor menor ou igual a x .

$$F(x) = \int_a^x f(t) dt, \text{ cuja as propriedades são:}$$

a- Não é decrescente

$$b- \text{Quando } x \text{ tende a mais infinito} \Leftrightarrow \lim_{x \rightarrow \infty} F(x) = 1$$

$$c- \text{Quando } x \text{ tende a menos infinito} \Leftrightarrow \lim_{x \rightarrow -\infty} F(x) = 0$$

$$P(a \leq x \leq b) = F(b) - F(a) \text{ para } a < b.$$

1 - DISTRIBUIÇÃO NORMAL

É representada pela função de densidade de probabilidade.

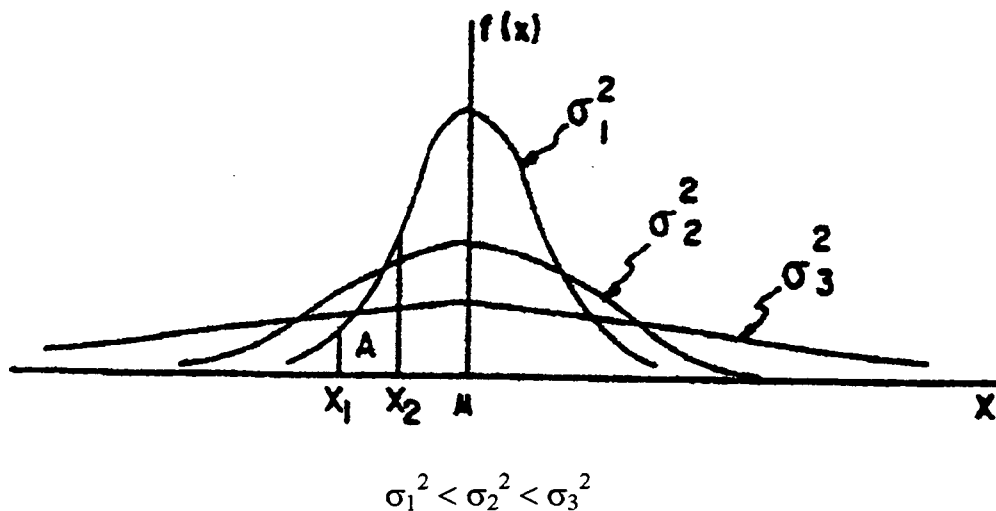
$$f(x) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} e^{(-1/2)*[(x-\mu)/\sigma]^2}$$

$$\begin{cases} x \in R \\ \mu \in R \\ \sigma \in R^+ \end{cases}$$

com os parâmetros de μ , σ e $\pi=3,1415927$

A forma clássica representação da distribuição normal é vista na Figura 01.

FIGURA 01 – FORMAS DA FUNÇÃO DE DISTRIBUIÇÃO NORMAL



$$A = P(x_1 \leq x \leq x_2) = \int_{x_1}^{x_2} f(x) dx$$

A variável aleatória X tem média $E(X) = \mu$ e variância $V(X) = \sigma^2$.

Se $\mu = 0$ e $\sigma^2 = 1$, então tem-se a função de densidade de probabilidade (fdp) da chamada distribuição normal padrão, $N(0, 1)$.

A função de distribuição de Z , neste caso, é:

$$F(z) = \int_{-\infty}^z \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{(-1/2) \cdot (t)^2} dt$$

$$Z \in \mathbf{R}$$

A forma mais comum de ajustar a distribuição normal é através da estimativa dos parâmetros pelo método de máxima verossimilhança. Será apresentado a seguir os procedimentos para obter as estimativas da média (μ) e da variância (σ^2):

a) – Média

$$F(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma}} \int_{-\infty}^x e^{(-1/2) \left(\frac{x-\mu}{\sigma} \right)^2} dx$$

Fazendo $z = \frac{x-\mu}{\sigma\sqrt{2\pi}}$ e $\frac{dz}{dx} = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}}$,

então

$$dx = dz * \sigma\sqrt{2\pi}$$

$$x = z\sqrt{2\pi} * \sigma + \mu$$

Assim,

$$E(X) = \sqrt{2\pi} * E(Z) + \mu$$

$$E(X) = \sqrt{2\pi} * 0 + \mu$$

$$E(X) = 0 + \mu$$

$$E(X) = \mu, \text{ que é parâmetro.}$$

a) -Variância

$$E(x)^2 = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma}} * \int_{-\infty}^{\infty} (\mu + \sqrt{2\pi}z)^2 * e^{-z^2} * \sqrt{2\sigma} * dx$$

$$E(x)^2 = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma}} * \int_{-\infty}^{\infty} (\mu^2 + 2\mu\sqrt{2\sigma}z + 2\sigma^2 z^2)^2 * e^{-z^2} * \sqrt{2\sigma} * dz$$

$$E(x)^2 = \frac{\mu^2 \sqrt{2\sigma}}{\sqrt{2\pi\sigma}} \int_{-\infty}^{\infty} e^{-z^2} dz + \frac{4\sigma^2 \mu}{\sqrt{2\pi\sigma}} * \sqrt{2\sigma} * \int_{-\infty}^{\infty} z * e^{-z^2} dz + \frac{z\sqrt{2\sigma^3}}{\sqrt{2} \sqrt{\pi\sigma}} \int_{-\infty}^{\infty} z^2 e^{-z^2} dz = \frac{2\sqrt{\sigma^2}}{\sqrt{\pi}} * \int_{-\infty}^{\infty} z^2 e^{-z^2} dz$$

$$E(x^2) = \mu \frac{\sqrt{\pi}}{\sqrt{\pi}} + 0 + \frac{2\sigma^2 \sqrt{\pi}}{\sqrt{\pi} * 2}$$

$$E(X^2) = \mu^2 + \sigma^2$$

A variância é então obtida como:

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

$$V(X) = \sigma^2 + \mu^2 - (\mu^2)$$

$$V(X) = \sigma^2, \text{ que é o parâmetro.}$$

2 - DISTRIBUIÇÃO LOGNORMAL

Seja “ χ ” uma variável aleatória positiva e seja uma nova variável aleatória “ y ” definida como $y = \ln(\chi)$. Se “ y ” tem distribuição normal, então “ χ ” é dita ter distribuição Lognormal.

$$f(x) = \frac{e^{(-1/2) \left[\frac{\ln x - \mu}{\sigma} \right]^2}}{x \sqrt{2\pi} \cdot \sigma^2}$$

sendo $x \geq 0$

onde:

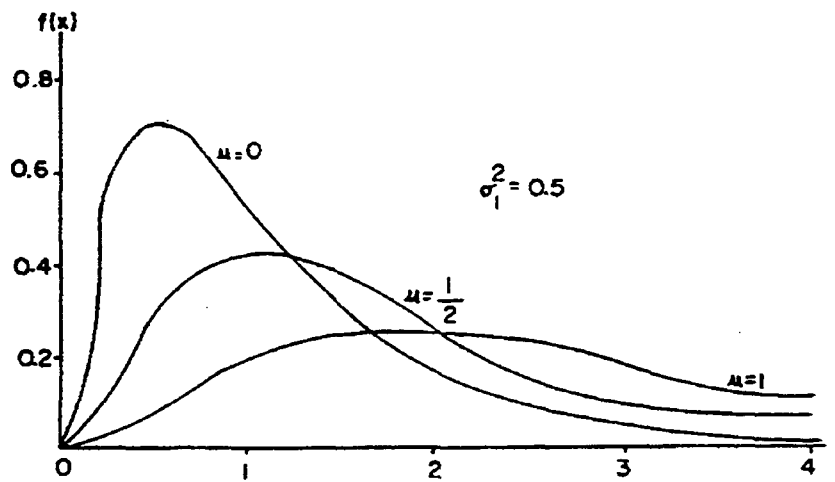
$$\mu \in \mathbf{R}$$

$$\sigma \in \mathbf{R}^+$$

$$e = 2,7182818$$

Na figura 02 apresenta-se as várias formas de como se apresenta a função de distribuição Lognormal.

FIGURA 02 – FORMAS DA FUNÇÃO DE DISTRIBUIÇÃO LOGNORMAL



FONTE: SCOFORRO (1998), adaptado de JOHSON e KOTZ (1970);

Esta distribuição é uma alternativa à distribuição normal, já que o logaritmo dos diâmetros, podem seguir a distribuição normal. Neste caso, para obter a média (μ) e a variância (σ^2), logaritimizou-se os valores de diâmetro, como se segue:

$$y_i = \ln(d_i)$$

A função de distribuição é representada pela expressão:

$$F(x) = \int_{-\infty}^x \frac{1}{t\sqrt{2\pi * \sigma^2}} \cdot e^{\left[\frac{-1}{2\sigma^2}\right] * (\ln t - \mu)^2} dt$$

Assim, as estimativas dos parâmetros μ e σ^2 podem ser feitos pelos métodos da máxima verossimilhança e dos momentos, obtendo-se a mesma estimativa pelos dois métodos:

a) – Média

$$\hat{\mu} = (\bar{y}) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n y_i$$

a) – Variância

$$\hat{\sigma}^2 = \frac{1}{n} \sum (y_i - \bar{y})^2$$

ou

$$\hat{\sigma}^2 = \frac{\sum y_i^2 - \frac{(\sum y_i)^2}{n}}{n}$$

3 – DISTRIBUIÇÃO GAMA

É uma função flexível, podendo ser aplicada em florestas nativas ou plantadas. Pode assumir ou ajustar-se a diferentes tipos de curvas, passando por diversas graus de assimetria. Na área florestal, o trabalho mais conhecido, envolvendo esta distribuição é o de NELSON (1964). No Brasil, esta função de distribuição foi aplicado por diversos pesquisadores dentre estes pode-se citar os trabalhos de COUTO (1980), FINGER (1982), GLADE (1986), LAAR (1991), THIERSCH (1997), SCOLFORO (1998), como modelos de distribuição em diferentes tipos de plantações florestais.

Uma variável aleatória x tem uma distribuição Gama, se a função de densidade de probabilidade (f d p), tiver a forma:

$$f(x) = \frac{x^{(\alpha - 1)} e^{-\frac{x}{\beta}}}{\beta^\alpha \Gamma(\alpha)}$$

$$x \geq 0, \alpha > 0, \beta > 0$$

em que:

x – variável aleatória

Γ – função matemática gama definida por:

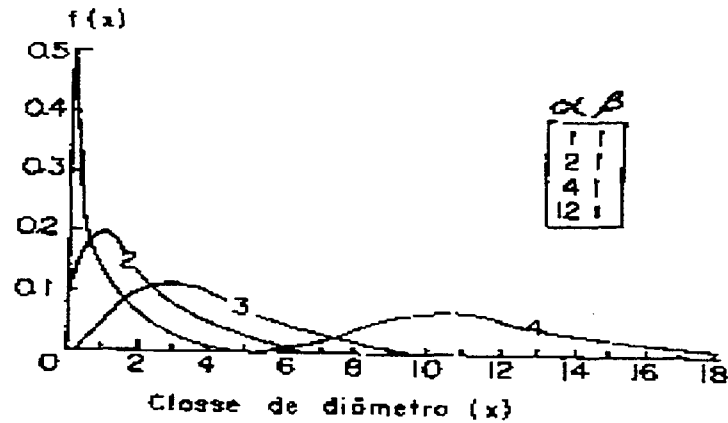
$$\Gamma(n + 1) = \int_0^{\infty} x^{\alpha - 1} \cdot e^{-x} dx = n!$$

α, β -- parâmetros a serem estimados

e – base logaritmo natural.

Na seqüência apresenta-se as diferentes formas de distribuição que a função Gama pode assumir que estão ilustrada na figura 03.

FIGURA 03 - FORMAS DA FUNÇÃO DE DISTRIBUIÇÃO GAMA



FONTE: NELSON, T. C. (1964); LAAR, A. V. (1991)

Existem diferentes formas de ajustar a distribuição gama, podendo-se destacar o método da máxima verossimilhança e dos momentos.

3.1 – Estimativa dos Parâmetros pelo Método da Máxima verossimilhança

Os parâmetros da função estimados pelo método da máxima verossimilhança foi também adotado por Nelson (1964) com o propósito de obter os valores de α e β .

Para obter os parâmetros aplicam-se as seguintes equações:

$$\hat{\alpha} = \frac{\left(1 + \frac{3}{4} \left[\ln \left(\frac{-}{x} \right) - \frac{\sum_{i=1}^n \ln x_i}{n} \right] \right)^{\frac{1}{2}}}{4 \left[\ln \left(\frac{-}{x} \right) - \frac{\sum_{i=1}^n \ln x_i}{n} \right]}, \text{ e } \hat{\beta} = \frac{-}{\alpha x}$$

onde

x_i - representa a variável de interesse $f(x)$, neste caso o diâmetro

\ln - logaritmo neperiano

α e β - parâmetros da função Gamma

3.2 – Método dos Momentos

Será representado a seguir como se pode obter a estimativa dos parâmetros α e β , por este método. Neste caso tanto a média como a variância serão obtidos a partir da função geratriz dos momentos (f g m) cuja forma para distribuição contínua é:

$$\mu_x(t) = \int_0^{\infty} e^{xt} \cdot f(x) dx$$

$$\mu_x(t) = \frac{1}{\beta^\alpha \Gamma(\alpha)} \int_0^{\infty} e^{tx} x^{\alpha-1} e^{-\frac{x}{\beta}} dx$$

Redefinindo:

$$y = \frac{x}{\beta}; x = \beta y \quad e \quad dx = \beta dy, \quad \text{tem-se:}$$

$$\mu_x(t) = \frac{1}{\beta^\alpha \Gamma(\alpha)} \int_0^{\infty} e^{t\beta y} \beta^{\alpha-1} y^{\alpha-1} e^{-y} \beta dy$$

Como: $\beta^{\alpha-1} \beta = \beta^\alpha$, então:

$$\mu_{x(t)} = \frac{1}{\Gamma(\alpha)} \int_0^{\infty} y^{\alpha-1} e^{-y(1-t\beta)} dy$$

Multiplicando numerador e denominador por $(1 - \beta t)^\alpha$

$$\mu_{x(t)} = \frac{1}{\Gamma(\alpha)(1-\beta t)^\alpha} \int_0^\infty (1-\beta t)^{\alpha-1} y^{\alpha-1} e^{-y(1-\beta t)} dx$$

$$\mu_{x(t)} = \frac{1}{\Gamma(\alpha)(1-\beta t)^\alpha} \int_0^\infty [y(1-\beta t)]^{\alpha-1} \cdot e^{-y(1-\beta t)} \cdot (1-\beta t) dx$$

Estabelecendo-se que: $z = y(1-\beta t)$; $dz = (1-\beta t) dy$, tem-se:

$$\mu_{x(t)} = \frac{1}{\Gamma(\alpha)(1-\beta t)^\alpha} \int_0^\infty z^{\alpha-1} e^{-z} dz$$

como: $\int_0^\infty z^{\alpha-1} e^{-z} dz = \Gamma(\alpha)$, então:

$$\mu_{x(t)} = \frac{1}{\Gamma(\alpha)(1-\beta t)^\alpha} * \Gamma(\alpha)$$

$$\mu_{x(t)} = \frac{1}{\Gamma(\alpha)(1-\beta t)^\alpha}$$

$$\mu_{x(t)} = (1-\beta t)^{-\alpha}$$

Através da primeira derivada da função geratriz dos momentos, tem-se a média

(μ_x):

$$\mu'_{x(t)} = -\alpha (1-\beta t)^{-\alpha-1} * (-\beta)$$

$$\mu'_{x(t)} = \alpha\beta (1-\beta t)^{-\alpha-1}$$

$$\mu'_{x(0)} = \alpha\beta$$

$$\mu'_x = \alpha\beta$$

(3)

Através da segunda derivada obtém-se a variância:

$$\begin{aligned}
 \mu'_{x(t)} &= \alpha\beta (-\alpha - 1)(-\beta)(1 - \beta t)^{-\alpha-2} \\
 \mu'_{x(t)} &= \alpha\beta (\alpha\beta + \beta)(1 - \beta t)^{-\alpha-2} \\
 \mu'_{x(t)} &= \alpha^2\beta^2 + \alpha\beta^2 \\
 s_x^2 &= \alpha^2\beta^2 + \alpha\beta^2 - \alpha^2\beta^2 \\
 s_x^2 &= \alpha\beta^2
 \end{aligned} \tag{4}$$

Isolando α na expressão (4) tem-se:

$$\alpha = \frac{\sigma_x^2}{\beta^2} \tag{5}$$

Substituindo (5) em (3) tem-se:

$$\mu_x = \frac{\sigma_x^2}{\beta^2} \cdot \beta = \frac{\sigma_x^2}{\beta}; \quad \text{logo, } \beta = \frac{\sigma_x^2}{\mu_x} \quad \text{ou} \quad \beta = \frac{s^2}{\left(\bar{d} - d_{\min}\right)} \tag{6}$$

Substituindo (6) em (5) tem-se:

$$\alpha = \frac{\sigma_x^2}{\left(\frac{\sigma_x^2}{\mu_x}\right)^2}, \quad \text{e que } \alpha = \frac{\mu_x^2}{\sigma_x^2} \quad \text{ou, ainda, } \alpha = \frac{\left(\bar{d} - d_{\min}\right)^2}{s^2} \tag{7}$$

4 – DISTRIBUIÇÃO BETA

A distribuição Beta é muito flexível podendo assumir várias formas para uma ampla faixa de distribuição de diâmetros (figura 05). A função de densidade de

probabilidade (fdp) tem limites definidos entre o menor e maior diâmetro, os quais restringem todos os diâmetros dentro destes limites. A desvantagem da distribuição, no entanto, é que a fdp deve ser numericamente integrada para obter probabilidades nos vários intervalos das classes diamétricas, para obter a proporção de árvores em cada classe de diâmetro, uma vez que a função de distribuição cumulativa não existe na forma fechada. Pode ser aplicada a florestas nativas e florestas plantadas e ajustar-se a diversos graus de assimetria.

A função de densidade de probabilidade (fdp) é:

$$f(x) = \frac{\Gamma(\alpha + \beta)}{\Gamma(\alpha)\Gamma(\beta)} * \frac{1}{(b - a)^{\alpha + \beta - 1}} (x - a)^{\alpha - 1} (b - x)^{\beta - 1}$$

Para aplicação na área florestal a função Beta pode ser apresentada com outra nomenclatura em que “x”, “a” e “b” são substituído pelo diâmetro (d), diâmetro mínimo (d_{\min}), e diâmetro máximo (d_{\max}), então o modelo matemático assume a forma:

$$f(x) = \frac{\Gamma(\alpha + \beta)}{\Gamma(\alpha)\Gamma(\beta)} * \frac{1}{(d_{\max} - d_{\min})^{\alpha + \beta - 1}} (d - d_{\min})^{\alpha - 1} (d_{\max} - d)^{\beta - 1}$$

$$\begin{cases} d_{\min} \leq x \leq d_{\max} \\ 0 \text{ em outras ocasiões} \end{cases}$$

em que:

x ou d – variável aleatória diâmetro

b , a ou d_{\max} , d_{\min} – valores máximos e mínimos da variável aleatória

α e β – parâmetros a serem estimados, maiores que zero

Γ – função gama, já definido anteriormente

Uma outra forma alternativa de apresentação da função de distribuição Beta é:

$$f(x) = \frac{\Gamma(\alpha + \beta)}{\Gamma(\alpha)\Gamma(\beta)} \left(\frac{d - d_{\min}}{d_{\max} - d_{\min}} \right)^{\alpha-1} \left(1 - \frac{d - d_{\min}}{d_{\max} - d_{\min}} \right)^{\beta-1} \frac{1}{d_{\max} - d_{\min}}$$

Na figura 04 são apresentadas as diferentes as diferentes formas de ajustar a distribuição Beta, podendo-se ajustá-la através do método dos momentos, da regressão, da média aritmética e variância, dentre outras. Entretanto, neste trabalho, foram usados os métodos do momento e da média e variância, que será demonstrado na seqüência:

FIGURA 04 – FORMAS DA FUNÇÃO DE DISTRIBUIÇÃO BETA

Distribuições Simétricas			Distribuições Assimétricas		
Tipo de Distribuição	Magnitude dos Exponentes	Representação Gráfica	Tipo de Distribuição	Magnitude dos Exponentes	Representação Gráfica
Distribuição unimodal com ponto máximo	$\alpha = \beta > 0$		Distribuição com assimetria positiva	$\alpha < \beta$ Ambos > 0	
Distribuição retangular	$\alpha = \beta = 0$		Distribuição com assimetria negativa	$\alpha > \beta$ Ambos > 0	
Distribuição com ponto de mínimo	$\alpha = \beta < 0$		Distribuição Decrescente	$\alpha \leq 0$ $\beta > 0$	
			Distribuição crescente	$\alpha > 0$ $\beta \leq 0$	
			Distribuição com ponto de mínimo	$\alpha \neq \beta$ Ambos < 0	

FONTE: LOETSCH-ZÖHRER e HALLER (1973)

4.1 - Método dos Momentos

Por este método as estimativas dos parâmetros α e β podem ser obtidos pelas seguintes equações:

$$\alpha = \frac{(\bar{d} - d_{\min})(d_{\max} - \bar{d})(\bar{d} - d_{\min}) - \sigma^2}{\sigma^2(d_{\max} - d_{\min})}$$

$$\beta = \frac{(d_{\max} - \bar{d})(d_{\max} - \bar{d})(\bar{d} - d_{\min}) - \sigma^2}{\sigma^2(d_{\max} - d_{\min})}$$

em que:

\bar{d} – média da variável aleatória diâmetro

d_{\min} e d_{\max} – já foram definidos anteriormente

σ^2 – variância paramétrica da variável aleatória diâmetro

4.2 - Método da Média e Variância

Considerando uma outra forma de apresentação da distribuição Beta, será apresentado a seguir como viabilizar o seu ajuste através do uso da média e variância, conforme a metodologia utilizada por LOESTCH, et. al. (1973).

$$\beta(\alpha, \gamma) = \int_a^b (x - a)^\alpha (b - x)^\gamma dx$$

em que:

x – diâmetro do centro de classe

a – limite inferior da função beta

b – limite superior da função beta

α – 1º expoente da função beta

γ – 2º expoente da função beta.

Por transformação na função de densidade é introduzida a constante multiplicativa tal que:

$$f(x) = k(x-a)^\alpha (b-x)^\gamma$$

A constante k é o fator de redução da escala da ordenada para assegurar que a soma das freqüências estimadas seja igual a freqüência observada (N), tal que:

$$k \int_a^b (x-a)^\alpha (b-x)^\gamma dx = N$$

então:

$$k = \frac{N}{\int_a^b (x-a)^\alpha (b-x)^\gamma dx}$$

Em seguida, encontram-se os procedimentos para estimar parâmetros α e γ pelo método da média e variância.

a) – Obtenção de média aritmética relativa e variância relativa.

Se α e γ são conhecidos então a média (\bar{X}_{rel}) e a variância (S_{rel}^2) podem ser estimadas a partir das fórmulas:

$$\bar{X}_{rel} = \frac{\alpha + 1}{\alpha + \gamma + 2} \quad e$$

$$S_{rel}^2 = \frac{(\alpha + 1)(\gamma + 1)}{(\alpha + \gamma + 2)(\alpha + \gamma + 3)}$$

Outra forma de poder calcular a média aritmética relativa e variância relativa, quando os parâmetros não são conhecidos é pelas expressões:

$$\bar{X}_{rel.} = \frac{\bar{X} - a}{b - a}$$

$$S_{rel.}^2 = \left(\frac{\sigma}{b - a} \right)^2 = \frac{\sigma^2}{(b - a)^2}$$

b) – Obtenção do limite inferior (a) e do limite superior (b)

O valor do limite inferior (a) e superior (b) pode ser obtido pelas fórmulas:

$$a = X_1 - \frac{W}{2} \qquad b = X_k + \frac{W}{2}$$

onde:

W – amplitude das classes de diâmetro

k – k ésima classe de diâmetro

X₁ – valor central da 1ª classe de diâmetro

X_k – valor central da k ésima classe de diâmetro

Com os valores fornecidos pelas equações nos procedimentos (a) e (b), pode-se obter os valores de α e γ que definem a forma da função distribuição beta e podem ser calculadas pelas seguintes equações:

$$\gamma = \frac{\frac{Z}{S_{rel}^2 (Z + 1)^2} - 1}{Z + 1} - 1$$

$$\alpha = Z (\gamma + 1) - 1$$

onde:

$$Z = \frac{\bar{X}}{1 - \bar{X}}$$

Como próximo passo a curva será transformada na distribuição de frequência pela integral da função de densidade. Isto é encontrado pela constante multiplicativa (k), que é o fator de redução da escala da ordenada para assegurar que as somas das frequências estimadas sejam iguais às frequências observadas (N), tal que:

$$k = \frac{N}{\sum_{i=1}^n (X - a)^\alpha (b - X)^\gamma dx}$$

Onde

n – Número de classes de diâmetros

x – Diâmetro do centro de classe

N – Número de indivíduos na parcela

5 – DISTRIBUIÇÃO WEIBULL

A função densidade de probabilidade Weibull pode ser formulada para estimar a frequência do diâmetro com dois (2) e três (3) parâmetros:

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

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

ou

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

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

em que:

- a – parâmetro de locação
- b – parâmetro de escala
- c – parâmetro de forma e
- x – variável aleatória

De acordo com os valores de seus coeficientes a distribuição Weibull pode assumir diferentes formas, ajustando-se bem aos dados de floresta nativa cuja distribuição é decrescente, e de florestas homogêneas, em que a distribuição é unimodal, com as diferentes assimetrias.

Como pode ser observado na figura 05, esta função pode assumir diferentes características, dependendo dos valores que é assumido pelo parâmetro “c”. Se o valor de $c < 1$, o modelo assume a forma da distribuição decrescente; quando $c = 1$ forma da distribuição é exponencial; para $c = 2$ resulta na distribuição de Ray Leight que é um caso especial da distribuição qui-quadrado; quando $c \cong 3,6$ a distribuição resulta em uma

normal; se $c > 3,6$ a distribuição assume uma forma normal com assimetria negativa; para o valor de $1 < c < 3,6$ a distribuição assume a forma normal com assimetria positiva.

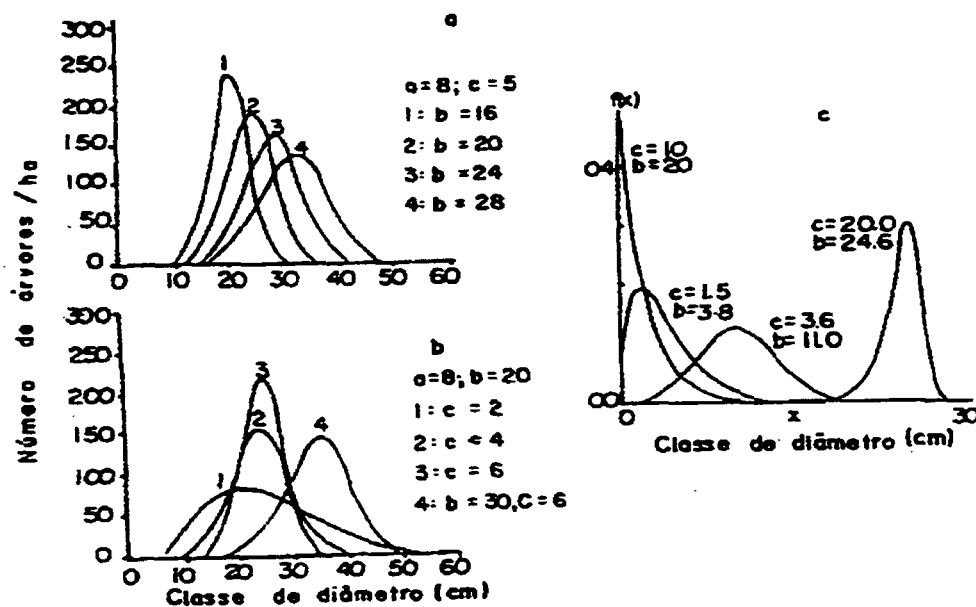
Por integração das funções, anteriormente descritas, obtém-se as funções de distribuição acumulativa, respectivamente para a função de 2 e 3 parâmetros, mostrados em seguida:

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

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

Existem diferentes formas de ajustar a distribuição Weibull, como descreve JOHNSON e KOTZ (1970), podendo-se utilizar os métodos da máxima verossimilhança, método dos momentos, método dos percentis e método gráfico, entretanto, neste estudo foram aplicados respectivamente os três primeiros que serão demonstrados em seguida:

FIGURA 05 – FORMAS DA FUNÇÃO DE DISTRIBUIÇÃO WEIBULL



FONTE: JOHNSON e KOTZ (1970); BAILEY e DELL (1973).

5.1 - Método da Máxima Verossimilhança

5.1.1 – Obtenção dos parâmetros “a”

A estimativa do parâmetro “a” foi determinado independente do sistema através de seu vínculo a um percentual do diâmetro mínimo. Assim para estimar o parâmetro “a” fixou-se uma série de possíveis valores de “a”, no intervalo entre zero e o menor diâmetro (D_{\min}) da floresta.

5.1.2 – Obtenção dos parâmetros “b” e “c”

Tomando-se uma amostra aleatória x_1, x_2, \dots, x_n , com distribuição Weibull, tem-se que a função de verossimilhança (L) é dada por:

$$L = \prod_{i=1}^n f(x_i) = \left[\frac{c}{b} \right]^n \prod_{i=1}^n \left[\frac{x_i}{b} \right] \exp \left[- \sum_{i=1}^n \left[\frac{x_i}{b} \right]^c \right]$$

$$L = \frac{c^n}{b^n} * \frac{1}{b^{n(c-1)}} \prod_{i=1}^n \left[x_i^{c-1} \right] \exp \left[- \frac{1}{b^c} \sum_{i=1}^n x_i^c \right]$$

$$L = \frac{c^n}{b^{nc}} \prod_{i=1}^n \left[x_i^{c-1} \right] \exp \left[- \frac{1}{b^c} \sum_{i=1}^n x_i^c \right]$$

O logaritmo da função de verossimilhança ($\ln(L)$) é:

$$\ln(L) = \ln \left[\frac{c^n}{b^{nc}} \right] + \ln \left[\prod_{i=1}^n x_i^{c-1} \right] - \frac{1}{b^c} \sum_{i=1}^n x_i^c$$

$$\ln(L) = n \ln(c) - nc \ln(b) + (c-1) \sum_{i=1}^n \ln(x_i) - \frac{1}{b^c} \sum_{i=1}^n x_i^c$$

$$\ln(L) = n \ln(c) - nc \ln(b) + c \sum_{i=1}^n \ln(x_i) - c \sum_{i=1}^n \ln(x_i) - \frac{1}{b^c} \sum_{i=1}^n x_i^c$$

A primeira derivada do logaritmo da função de verossimilhança em relação ao parâmetro b é:

$$\frac{d \ln(L)}{db} = -\frac{nc}{b} - \left[\frac{-c}{b^{c+1}} \right] \sum_{i=1}^n x_i^c$$

Esta condição é necessária para obter o máximo relativo:

$$\frac{d \ln(L)}{db} = -\frac{nc}{b} - \left[\frac{-c}{b^{c+1}} \right] \sum_{i=1}^n x_i^c = 0$$

$$\frac{c}{b} * \left(-n + \frac{\sum_{i=1}^n x_i^c}{b^c} \right) = 0$$

O estimador do parâmetro b é:

$$\hat{b}^* = \left(\frac{\sum_{i=1}^n x_i^c}{n} \right)^{\frac{1}{c}}$$

A primeira derivada do logaritmo da função de verossimilhança em relação ao parâmetro c é:

$$\frac{d \ln(L)}{dc} = -\frac{n}{c} - n \ln(b) + \sum_{i=1}^n \ln(x_i) - \sum_{i=1}^n \left(\frac{x_i}{b} \right)^c \ln \left(\frac{x_i}{b} \right)$$

$$\frac{d \ln(L)}{dc} = \frac{n}{c} - n \ln(b) + \sum_{i=1}^n \ln(x_i) - \frac{1}{b^c} \sum_{i=1}^n x_i^c \ln(x_i) + \frac{1}{b^c} \sum_{i=1}^n x_i^c \ln(b)$$

Esta condição é necessária para obter o máximo valor relativo:

$$\frac{d \ln(L)}{dc} = \frac{n}{c} - n \ln(b) + \sum_{i=1}^n \ln(x_i) - \frac{1}{b^c} \sum_{i=1}^n x_i^c \ln(x_i) + \frac{1}{b^c} + \ln(b) \frac{\sum_{i=1}^n x_i^c}{b^c} = 0$$

$$\frac{n}{c} - n \ln(b) + \sum_{i=1}^n \ln(x_i) - \frac{1}{b^c} \sum_{i=1}^n x_i^c \ln(x_i) \ln(x_i) + \ln(b) n = 0$$

O estimador de máxima verossimilhança do parâmetro “c” é calculado por procedimento iterativo e é obtido através da expressão:

$$\hat{c} = \frac{n}{\left[\frac{1}{\hat{c}} \sum_{i=1}^n x_i^{\hat{c}} \ln(x_i) - \sum_{i=1}^n \ln(x_i) \right]}$$

5.2 - Método dos Percentis

Pelo métodos percentis os parâmetros “a”, “b” e “c” são obtidos após a transformações da função de distribuição e, obtém-se que:

$$F(x) = 1 - \exp \left[- \left((x - a) / b \right)^c \right]$$

$$\exp \left[- \left((x - a) / b \right)^c \right] = 1 - f(x)$$

Definindo $F(x) = \text{PERCENTIL}$ quando $x = D_{\text{PERC}}$ em que Percentil é igual a percentil/100 e D_{PERC} é igual a Diâmetro percentil. Então,

$$\exp \left[- \left((D_{\text{PERC}} - a) / b \right)^c \right] = 1 - F(x)$$

Aplicando o logaritmo natural em ambos os lados da expressão, tem-se:

$$\left[- \left((D_{\text{PERC}} - a) / b \right)^c \right] = \ln(1 - F(x))$$

$$\left((D_{\text{PERC}} - a) / b \right)^c = -\ln(1 - F(x))$$

Aplicando novamente o logaritmo natural tem-se:

$$c \ln \left((D_{\text{PERC}} - a) / b \right) = \ln(-\ln(1 - F(x)))$$

$$\ln(D_{\text{PERC}} - a) - \ln b = \left(\frac{1}{c} \right) \cdot \ln(-\ln(1 - F(x)))$$

$$\ln(D_{\text{PERC}} - a) = \ln b + \left(\frac{1}{c} \right) \cdot \ln(-\ln(1 - F(x))) \quad (1)$$

Definindo:

$$y = \ln (D_{PERC} - a)$$

$$x = \ln(-\ln(1 - F(x)))$$

E utilizando do procedimento de regressão linear e fazendo, tem-se:

$$\text{Interseção} = \ln(b)$$

$$\text{Inclinação} = (1/c)$$

O parâmetro “a” é obtido por:

$$a = x_i - \left(b / \left(n^{1/c} \right) \cdot \Gamma \right) \cdot \left(1 + \left(1 / c \right) \right)$$

em que:

x_i – diâmetro da parcela

n – número de árvores na parcela

Γ – função gama já definido anteriormente

Estimativa dos demais parâmetros da função de distribuição Weibull pode-se então ser obtida a partir de:

$$D_{PERCENTIL} = Xp_1 \quad \text{quando percentil} = p_1$$

$$D_{PERCENTIL} = Xp_2 \quad \text{quando percentil} = p_2$$

Baseando-se na equação (1) e tirando seu antilogaritmo pode-se obter:

$$Xp_1 - a = b(-\ln(1 - p_1))^{1/c} \quad (2)$$

$$Xp_2 - a = b(-\ln(1 - p_2))^{1/c} \quad (3)$$

Dividindo-se (1) por (2) tem-se:

$$\begin{aligned} (Xp_1 - a)/(Xp_2 - a) &= b(-\ln(1 - p_1))^{1/c} / b(-\ln(1 - p_2))^{1/c} \\ (Xp_1 - a)/(Xp_2 - a) &= [b(-\ln(1 - p_1)) / b(-\ln(1 - p_2))]^{1/c} \end{aligned} \quad (4)$$

Aplicando o logaritmo natural em (4) então:

$$\ln[(Xp_1 - a)/(Xp_2 - a)] = (1/c)\{\ln[-\ln(1 - p_1)/-\ln(1 - p_2)]\}$$

então:

$$c = \frac{\ln[-\ln(1 - p_1)/-\ln(1 - p_2)]}{\ln[-\ln(1 - Xp_1 - a)/(Xp_2 - a)]}$$

se:

$$Xp_1 - a = b(-\ln(1 - p_1))^{1/c}$$

logo:

$$b = \frac{Xp_1 - a}{(-\ln(1 - p_1))^{1/c}}$$

5.3 - Método dos Momentos

O ajuste da função de distribuição Weibull, através deste método, propicia obter estimativas compatíveis entre o modelo global e o modelo por classe diamétrica através da função geral de produção por classe de diâmetro:

$$Y_i = N \int_{li}^{lu} g_i(x) f(x, \theta) dx$$

onde:

Y_i – Volume em metros cúbicos por hectare definido por $g_i(x)$

$g_i(x)$ – atributo do povoamento como função de x

$f(x, \theta)$ – função de densidade probabilidade para x

N – número de árvores por hectare

li, ls – limite inferior e superior para o produto descrito por $g_i(x)$.

A integral apresentada se implementada sobre a faixa de diâmetros x , para qualquer $g_i(\mathbf{x})$ dá o valor total do volume por hectare definido por $g_i(\mathbf{x})$. A média dos diâmetros, a área basal e o volume por hectare são exemplos de atributos do povoamento. O número de equações de atributo do povoamento deve ser igual ao número de parâmetros a serem estimados.

Estabelecendo que $g_i(\mathbf{x})$ é igual a x^i uma obtenção do primeiro momento não central de x é obtida como:

$$E(x_i) = \int_{-\infty}^{\infty} x^i f(x, \theta) dx$$

No caso da distribuição de diâmetro de uma povoamento florestal, o primeiro momento não central, $E(x)$, é estimado por:

$$\bar{x} = \left(\frac{\sum_{i=1}^N x}{N} \right) \rightarrow \text{média aritmética}$$

Já o segundo momento não central, $E(x^2)$, é estimado por:

$$\bar{x}^2 = \left(\frac{\sum_{i=1}^N x^2}{N} \right)$$

Este valor é o diâmetro médio quadrático. Assim os dois primeiros momentos tem interpretação a nível do povoamento e são comuns na área florestal.

O sistema de equações utilizado contempla a função Weibull, com o parâmetro “a” sendo estimado independentemente, vinculado ao diâmetro mínimo, como descrito no procedimento tratado no método de máxima verossimilhança. Com o propósito de estabelecer este vínculo é necessário definir equações que expressa a evolução do diâmetro mínimo com o desenvolvimento da floresta. Para determinar a melhor equação uma série de modelos que foram estudados estão relacionados na tabela 05, do anexo 01.

As estimativas dos parâmetros “b” e “c” da função de densidade de probabilidade Weibull são dependentes do diâmetro médio quadrático (dg) e da média aritmética dos diâmetros (\bar{d}). Estas variáveis foram obtidas através de ajustes de equações definidas para evoluir com o desenvolvimento da floresta.

Neste caso como a média aritmética (\bar{d}) e o diâmetro médio quadrático (dg) são obtidos de forma independente a partir de equações, e foi feita uma amarração do cálculo da média, à variância para impedir que (\bar{d}) seja maior ou igual a dg. Os modelos que serviram de base para selecionar a equação do diâmetro médio quadrático e da média aritmética dos diâmetros, estão relacionados nas tabelas 10 e 11, que fazem parte do anexo 01. As funções que expressam a área basal (AB) e o número de árvores na idade futura (N_2) e, puderam ser estimados através dos ajustes modelos para permitir evoluir com estas variáveis na idade futura. Os modelos que serviram de base para definir a equação encontram-se relacionados nas tabelas 06 e 12, constantes do anexo 01.

Para estimar os parâmetros “b” e “c” do sistema utilizou-se a técnica desenvolvida por BURK e BURKHART (1984), onde considera-se que a variância estimada da distribuição é dada por:

$$S_d^2 = dg^2 - \bar{d}^2 = b^2 [\Gamma(1+2/c) - \Gamma^2(1+1/c)]$$

$$CV = \frac{S_d}{\bar{d}} = \frac{[\Gamma(1+2/c) - \Gamma^2(1+1/c)]^{1/2}}{\Gamma(1+1/c)}$$

Obtidas as estimativas da média aritmética dos diâmetros e do diâmetro médio quadrático, o coeficiente de variação é função somente de “c” e pode ser obtido por simples técnica iterativa. Com o valor de “c” conhecido, o parâmetro “b” pode ser estimado a partir da equação:

$$d = b\Gamma(1+1/c)$$

6 - DISTRIBUIÇÃO S_B DE JOHNSON

A distribuição de S_B foi primeiro descrita por JOHNSON (1949), que é associada à distribuição Normal através de transformações logarítmicas, porém descreve os diferentes graus de assimetria da distribuição. Esta função foi posteriormente aplicada na área florestal por HAFLEY e SCHREUDER (1977), que desde então diversos trabalhos foram desenvolvidos com o emprego desta função de distribuição. A forma da função densidade de probabilidade é:

$$f(d, \varepsilon, \lambda, \delta, \gamma) = \frac{\delta}{\sqrt{2\pi}} \frac{\lambda}{(d - \varepsilon)(\lambda + \varepsilon - d)} \exp \left\{ -1/2 \left[\gamma + \delta \ln \left[\frac{d - \varepsilon}{\lambda + \varepsilon - d} \right] \right]^2 \right\}$$

Para

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

$$-\infty < \gamma < +\infty, \quad \text{e} \quad \delta > 0$$

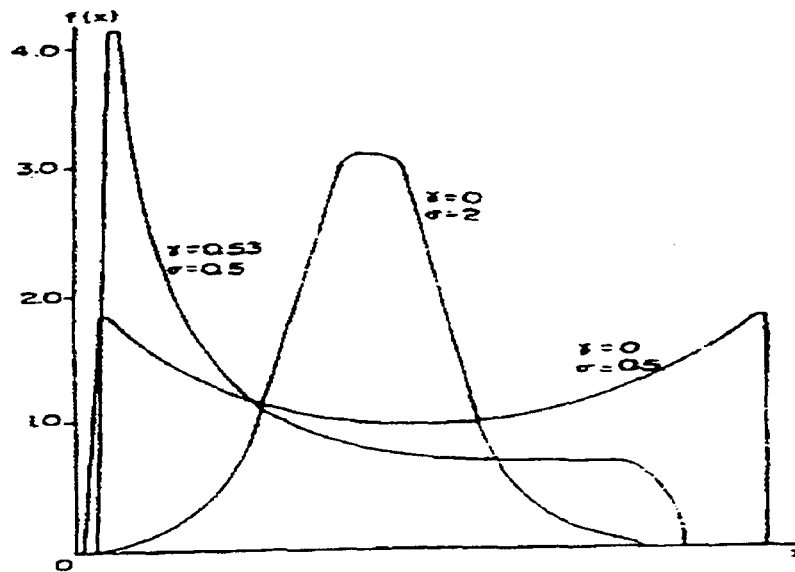
Sendo que:

ε - Parâmetro de locação

λ - Parâmetro escala

δ e γ - Determinam a forma da distribuição, onde δ é o parâmetro curtose e γ representa a assimetria .

De acordo com os valores que os parâmetros δ e γ possuem a distribuição S_B pode assumir diferentes formas como mostrada na figura 06.

FIGURA 06 – FORMAS DA FUNÇÃO DE DISTRIBUIÇÃO S_B DE JOHNSON

Fonte: JHONSON (1949 a,b)

As estimativas dos parâmetros da função de densidade de probabilidade (fdp), foram feitas através dos métodos de máxima verossimilhança e momentos que será descrito na seqüência.

6.1 - Método de Máxima Verossimilhança

Se conhecido o Parâmetro de locação (ε), que é um valor menor que o diâmetro mínimo da floresta, e o parâmetro escala (λ), que expressa a amplitude entre o menor e o maior diâmetro da floresta, então os parâmetros γ e δ podem ser estimados através do método da máxima verossimilhança. Para tanto, é conveniente fazer a seguinte transformação:

$$y_i = \frac{x_i - \varepsilon}{\lambda}, \quad \text{e o valor de} \quad 1 - y_i = \frac{\lambda + \varepsilon - x_i}{\lambda},$$

Portanto a função será:

$$f(y_i) = \frac{\delta}{\sqrt{2\pi} \lambda y_i (1-y_i)} \exp \left[-\frac{1}{2} \left\{ \gamma + \delta * \ln \left[\frac{y_i}{1-y_i} \right] \right\}^2 \right]$$

Para:

$$0 < y < 1, \lambda > 0, -\infty < \gamma < \infty, \delta > 0$$

Tomando-se uma amostra aleatória y_1, y_2, \dots, y_n com a distribuição acima, tem-se que a função de verossimilhança (L) é dada por:

$$L = \prod_{i=1}^n f(y_i) = \frac{\delta^n}{(\sqrt{2\pi})^n \lambda^n [y_i (1-y_i)]^n} \exp \left[-\frac{1}{2} \sum_{i=1}^n \left\{ \gamma + \delta * \ln \left[\frac{y_i}{1-y_i} \right] \right\}^2 \right]$$

O logaritmo da função de verossimilhança ($\ln(L)$) é obtido como:

$$\ln(L) = n \ln(\delta) - n \ln[\sqrt{2\pi} \lambda y_i (1-y_i)] - \frac{n\gamma^2}{2} - \gamma\delta \sum_{i=1}^n \ln \left(\frac{y_i}{1-y_i} \right) - \frac{\delta^2 \sum_{i=1}^n \left\{ \ln \left[\frac{y_i}{1-y_i} \right] \right\}^2}{2}$$

A primeira derivada do logaritmo da função de verossimilhança em relação ao parâmetro γ é:

$$\frac{d \ln(L)}{d\gamma} = -n\gamma - \delta \sum_{i=1}^n \ln \left(\frac{y_i}{1-y_i} \right)$$

Esta condição é necessária para o máximo valor relativo:

$$\frac{d \ln(L)}{d\gamma} = -n\gamma - \delta \sum_{i=1}^n \ln\left(\frac{y_i}{1-y_i}\right) = 0$$

A primeira derivada do logaritmo da função de verossimilhança em relação ao parâmetro δ é:

$$\frac{d \ln(L)}{d\gamma} = \frac{n}{\delta} + \gamma \sum_{i=1}^n \ln\left(\frac{y_i}{1-y_i}\right) - \delta \sum_{i=1}^n \left[\ln\left(\frac{y_i}{1-y_i}\right) \right]^2$$

Esta condição necessária é para o máximo relativo:

$$\frac{d \ln(L)}{d\gamma} = \frac{n}{\delta} + \gamma \sum_{i=1}^n \ln\left(\frac{y_i}{1-y_i}\right) - \delta \sum_{i=1}^n \left[\ln\left(\frac{y_i}{1-y_i}\right) \right]^2 = 0$$

Fazendo $f_i = \ln(y_i / 1 - y_i)$ as estimativas serão:

$$\hat{\gamma} = \frac{-\bar{f}}{s_f} \quad \text{e} \quad \hat{\delta} = \left[\frac{n}{\sum_{i=1}^n (f_i - \bar{f})^2} \right]^{1/2} = \frac{1}{s_f}$$

em que:

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

s_f – desvio padrão f_i ; e

n – número de observações ou número de árvores na parcela.

$$f_i = \ln \left(\frac{d_i - \varepsilon}{(\varepsilon + \gamma - d_i)} \right)$$

e

$$\bar{f} = \frac{\sum_{i=1}^n f_i}{n}$$

para

$$s_f^2 = \frac{\sum_{i=1}^n f_i - \left(\frac{\sum_{i=1}^n f_i}{n} \right)^2}{n}$$

em que:

f_i – transformação do diâmetro de cada árvore da parcela;

ε – valor situado entre zero e menor diâmetro mínimo da parcela;

γ – amplitude entre o maior e o menor diâmetro da parcela;

d_i – diâmetro da árvore na parcela.

6.2 - Método dos Momentos

Os valores de γ e δ serão obtidos pela solução das equações abaixo propostas por JOHNSON e KITCHEN (1971). Uma síntese da formulação para obter o parâmetro curtose (δ) e o parâmetro assimetria (γ) é apresentado a seguir:

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

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

$$\mu = \frac{\bar{d} - \varepsilon}{\lambda}$$

em que:

\bar{d} -- média aritmética dos diâmetros da parcela.

$$Sd(x) = \frac{\sigma}{\lambda}$$

em que:

$Sd(x)$ – desvio padrão modificado;

s – desvio padrão da parcela.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- 01 AHRENS, S. Funções de forma: sua conceituação e utilidade. In: Seminário obre Atualidades e Perspectivas Florestais 5: Uso de Funções de Forma de Tronco em Estudo de Volumetria de Espécies Florestais (1982: Curitiba) . **Anais**. Curitiba: EMBRAPA-URPFCS. Documento, 9. p. 7 - 14. 1982.
- 02 ALDER, D. **Forest Volume Estimation and Yield Prediction**. Roma, v. 2, 1980. 194 p. (FAO FORESTRY PAPER: Yield Prediction 22/2).
- 03 AMARAL, D. L. ; FONZAR, B. C. Vegetação: As Regiões Fito-Ecológicas, Sua Natureza e Seus Recursos Econômicos - Estudo Fitogeográfica. **In: DNPM. Projeto Radambrasil. Folha SD 21 - Cuiabá**. Rio de Janeiro, 1982. vol. 26 p. 401-452.
- 04 AMATEIS, R. L. ; BURKHART, H. E. ; GREBER, B. J. ; WATSON, E. E. **A Comparison Of Approaches For Predicting Multiple-Product Yields Form Weight-Scaling Data**. Forest Science, v.30. n. 4. p. 991-998. 1984.
- 05 AMATEIS, R. L. ; MCDILL, M. E. **Deselapling Growth and Yield Models using Dimensional Analysis**. Forest Science. v. 35. p-329-337. 1989.
- 06 ANDRADE, E. N. ; VECCHI, O. **Os Eucalyptus Sua Cultura e Exploração**. São Paulo, Typographia Brazil de Rothschild & Comp., 1918. 225p.
- 07 ANDRADE, E. N. **O Eucalipto**. 2ª ed. São Paulo. Organização das Nações Unidas, 1961. 667p.
- 08 ANUNCHIN, N. P. **Forest Mensuration**. Jerusalém. Israel Program for Scientific Translatons. 1970. 454p.
- 09 ASSMAN, E. **The Principles of Forest Yield Study**. Oxford, Pergamon Press, 1970, 506 p.
- 10 AVERY, T. E. ; BURKHART, H. E. **Forest Measurements**. 4ª ed. New York. McGrow-Hill Book Company, 1984. 331p.
- 11 BAILEY, R. L. ; CLUTTER, J. L. **Base – Age Invanant Polymorphic Site Curves**. Forest Science. v. 20, n. 02 p. 155-159. 1974.

- 12 BAILEY, R. L. ; MANN JR., W. F. ; CAMPEBELL, T. E. **Slash Pine Site Index in the West Gurf.** U.S.D.A. Forest Service Research Note SO – 169 p. 04 1973.
- 13 BAILEY, R. L. ; DELL, T.R. **Quantifying Diameter Distributions With the Weibull Function.** Forest Science. v. 19 . n. 02, p. 97–104.1973.
- 14 BAILEY, R. L. ; WARE, K. D. **Compatible Basal-Area Growth and Yield Model for Thinned and Unthinned Stands.** Can. Jor. Res. v. 13. n. 4. p. 563-571. 1983.
- 15 BAILEY, R.L., **Individual Tree Growth Direved From Diameter Distribution Models.** Forest Science. v. 26 (2) : 626-632.1980.
- 16 _____. **The Potencial of Weibull - Type Functions as Flexibl Growth Curves: Discusion .** Can. Jor. For. Res. v.10, p. 117 - 118. 1980.
- 17 BARROS, P. L. C. **Estudo das Distribuições Diamétricas da Floresta do Planalto do Tapajós-Pará.** Curitiba, 1980. 123p. Dissertação Mestrado. Universidade Federal do Paraná-UFPR. SCA. Curso de Pós-Graduação em Engenharia Florestal
- 18 BARUSSO, A. P. **A Determinação de Funções de Crescimento Mediante Análise de Tronco.** Curitiba, UFPR, 1977. 133f. Universidade Federal do Paraná-UFPR. SCA. Curso de Pós- Graduação em Engenharia Florestal (Dissertação de Mestrado não defendida).
- 19 BECK, D. E. **Polymorphic Site Index Curves for White Pine in the Southern Appalachians.** U.S.D.A. Forest Service Research Paper SE – 80 p. 08 1971.
- 20 BECK, D. E. ; DELLA – BIANCA, L. **Growth and Yield of Thinned Yellow-Poplar.** U.S.D.A . Forest Service Reserch paper. SE –101. 1972. 20p
- 21 BENNETT, F. A. ; CLUTTER, J. L. **Multiple Product Yield Estimator For Unthinned Slash Pine Plantations–Pulpwood, Sawtimber, Gum.** U.S.D.A Forest Service Research Paper – SE. 35, 21p. 1968.
- 22 BERMIGUI, F. A. S. **Relações Hipsométricas e Relação entre Altura Total e Altura Comercial, na Floresta Tropical do Centro Florestal Herrera, Iquitos – Peru.** Curitiba, 1980. 70f. Dissertação Mestrado. Universidade Federal do Paraná-UFPR. SCA. Curso de Pós-Graduação em Engenharia Florestal.

- 23 BI, H. ; JUESKIS, V. **Yield Equations For Irregular Regrowth Forest of *Eucalyptus fostigata* on the South-Cost Tablelands of New South Wales.** Aust. forestry vol. 59.nº3. p. 151-160.1996.
- 24 BLANCO JORGE, L. **A Função Weibull no Estudo de Distribuições Diamétricas em Povoamentos de *Pinus elliottii* na Estação Experimental de Itapeva.** Departamento de Engenharia Florestal. FCA/UNESP. Relatório de pesquisa. Botucatu-SP. 1991.25p (NP).
- 25 _____. **Utilização de Curvas de Forma em Séries Relativas Transformadas nas Estimativas de Volumes Totais e Parciais de Árvores de *Pinus taeda* L.** Curitiba, 1982. 91f. Dissertação Mestrado. Universidade Federal do Paraná - UFPR. SCA. Curso de Pós- Graduação em Ciências Florestais.
- 26 BLISS, C. I.; REINKER, K. A **A Lognormal Approach to Diameter Distributions in Even Aged Stand.** Florest Science. v. 10, n. 3. P. 350 – 360. 1964.
- 27 BORDERS, B. E. **Systems of Equations in Forest Stand Modeling.** Forest Science, v. 35. n. 2 p.548-556. 1989.
- 28 BORDERS, B. E.; BAILEY, R. L. ; WERE, K. D. **Slash Pine Site Index from a Polynorphic Model by Joining (Splining) Non Polynomial Segments with an Algebric Diference Method.** Forest Science v. 30, n. 02 p. 411- 423, 1984.
- 29 BORDERS, B. E.; BAILEY, R. L. **A Compatible System of Growth and Yields Equation for Slash Pine Fitted With Restricted Three-Stage Least Squares.** Forest Science . v. 32. n. 1. p. 185-201. 1986.
- 30 BRASIL. MINISTÉRIO DAS E ENERGIA. Secretaria Geral. Projeto Radambrasil. **Levantamentos dos Recursos Naturais.** Rio de Janeiro, MME/SG/ PROJETO RADAM BRASIL, 1982. vol. 26. Folha SD 21- Cuiabá. 540p.
- 31 BRICKELL, J. E. **Site index Curves for Engelmann Spruce in the Ortherm and Central Rocky Montains .** U.S.D.A. Forest Service Research Note. RN 42, p. 8 1966.
- 32 BRUCE, D. ; SCHUMACHER, F. X. **Forest mensuration.** New York, 1950 McGraw-Hill Book Company. 483 p.
- 33 BUFORD, M. A. ; HAFLEY, W. L. **Probality Distributions as model for mortality.** Forest Scienc. Vol. 31. n. 2 p. 331-341. 1985.

- 34 BURGER, D. **Ordenamento Florestal: A Produção Florestal**, 2^a ed. Curitiba, UFPR, 1976. 124p.
- 35 BURK, T. E.; BURKHART, H. E. **Diameter Distributions and Yields of Natural Stands of Loblolly Pines**. Virginia, 1984. 46 p. (Publ. FWS,1).
- 36 BURK, T.E.; NEWBERRY J.D. **A Simple Algorithm for Moment Based Secovery of Weibull Distribution Paramenters**. Forest Science, Peking, 30(2); p. 329-332, june 1984.
- 37 BURKHART, H. E. ; CAO, Q. U. ; WERE, K. D. **A Comparison of Growth and Yield Prediction Models For Loblolly Pine**. School of Forestry and Widlife Resources. Virginia, 1981. 59 p. (Publ. Fws, 2).
- 38 BURKHART, H. E. ; SPRINTZ, P. T. **Compatible Cubic Volume and Basal Area Projection Equations for Thinned Old - Field Loblolly Pine Plantations**. Forest Science. Vol. 30. n° 1. P. 86-93. 1984.
- 39 BURKHART, H. E. ; STRUB, M. R. A Model For Simulation of Planted Loblolly Pine Stands. In: Growth Models for Tree and Stand Simulation. **Anais**: Royal College of Forestry, Stolckhomo, Sweden. IUFROS – 10405, p.128-135. 1974.
- 40 CAMPOS, J. C. C., ZUCONI, J. M. ; RIBEIRO, J. C. Teste de um Modelo para Expressar "Taper" In: Seminário sobre Atualidades e Perspectivas Florestais 5: Uso de Funções de Forma de Tronco em Estudo de Volumetria de Espécies Florestais (1982: Curitiba). **Anais**: Curitiba, EMBRAPA-URPFCS.1982. Documento, 9. p. 47 - 47.
- 41 CAMPOS, J, C. C.; TORQUATO, M. C.; RIBEIRO, G. A. **Equações para Calcular Índices do Local e Incremento da Altura em Plantações Puras de *Eucalyptus grandis***. Revista Árvore. Viçosa. v. 9. n. 1. p. 1- 6. Jun./jul. 1985.
- 42 CAMPOS, J, C. C.; TREVISOL JUNIOR,T. L.; TORQUATO, M. C.; PAULA NETO, F. ; VALE, A. B. **Aplicação de um Modelo Compatível de Crescimento e Produção de Densidade Variável em Plantações de *Eucalyptus grandis***. Revista árvore. v. 10. n. 2. p. 121-134. 1986.
- 43 CAMPOS, J. C. C. ; TURNBULL, K. J. **Um método de estimatimar índices de local utilizando a análise de tronco**. Revista Árvore. Viçosa, 4 (1) : 47 – 1980.

- 44 CAMPOS, J. C. C., **Estudo sobre Índice de Sítio e Tabelas de Volume e Produção para *Pinus elliottii* Engelm no Estado de São Paulo, Brasil.** Turrialba. 1970, 82p. Tese de Mestrado. Instituto Interamericano de Ciências Agrícolas da OEA. Centro de Ensino e Investigação.
- 45 _____ **Um Sistema para Estimar Produção por Classe de Diâmetro e sua Aplicação na Interpretação de Efeitos de Desbastes.** Revista Árvore. Viçosa, 5(1): 1-16, jan/jun.1981.
- 46 CAO, Q. U. **A Method to Distribute Mortality in Diameter Distribution Models.** Forest Science v. 43(3). 435-441. 1997.
- 47 CAO, Q. U.; BURKHART, H. E. ; LEMIN, J. R. ; R. C. **Diameter Distributions and Yields of Thinned Loblolly Pine Plantations .** Virginia,1982. 62p (Publ. FWS, 1).
- 48 CAO, V. C.; BURKART, H. V. ; MAX, T. A. **Evolution of Two Methods For Cubic – Volume Prediction of Loblolly Pine to Any Merchantable Limit.** Forest Science 26(1) : 71-80. 1980.
- 49 CHAPMAN, H. H.; MEYER, W. H. **Forest mensuration.** New York. 1949. McGraw –Hill Book Company. 522p.
- 50 CHIANESE, L. (1967). **Gli Eucalitti Natizie Guiroli e Nazioni Pratiche di Cultivazioni.** Roma 127p.
- 51 CLUTTER, J. L. ; BENETT, F. A., **Diameter Distributions in Old Field Slash Plantations.** General Forestry Resourch Council. 1965. N 13. 9p.
- 52 CLUTTER, J. L. **Compatile Growth and Yelal Models for Loblolly Pine.** Forest Science. V. 09 n.03 p. 354-370. 1963.
- 53 CLUTTER, J. L. ; JONES, JR, E. P. **Prediction of Growth after Thinning in Old-Field Slash Pine Plantations.** U.S.D.A. Forest Service Research Paper SE- 217. p. 19. 1980.
- 54 CLUTTER, J. L.; FORSTON, J. C.; PIENAAR, L. V.; BRISTER, G. H.; BAILEY, R. L. **Timber management : a quantitative aproach.** John wilwy, New York. 1983, 333p.

- 55 CLUTTER, J. L.; ALLISON, B. J. A Growth and Yield Model for *Pinus radiata* in New Zeland. In: Growth Models for Tree and Stand Simulation. **Anais**. Royal College of Forestry, Stolckhomo, Sweden. IUFRO.S –10405, p.136-160. 1974.
- 56 COSTA NETO, P. L. O. **Estatística**. Edgard Blucher. São Paulo, 1995. 14ª Reimpressão. 264p.
- 57 COUTO, H.T.Z. Estimativa de Volume com Diferentes Padrões de Utilização. In: Seminário Sobre Atualidades e Perspectivas Florestais 5: Uso de Funções de Forma de Tronco em Estudo de Volumetria de Espécies Florestais.(1982:Curitiba). **Anais**. Curitiba, 1982. EMBRAPA – URFFCS. Documento, 9. p. 57 – 63.
- 58 _____. **Distribuição de Diâmetros em Plantações de *Pinus caribaea* Morelet Var. *caribaea***. ESALQ, Piracicaba, 1980. 79p (Tese de Livre Docência).
- 59 COZZO, D. Eucalyptus Y Eucaliptotecnia. Buenos Aires. Libreria “El Ateneo” Editorial. 1955. 393p.
- 60 CUNHA NETO, F. R. **Sistema para Predição Presente e Futura da Produção por Classe de Diâmetro Usando a Função Weibull para *Eucalyptus grandis* e *Eucalyptus urophilla***. Lavras, 1994. 156p. Dissertação de Mestrado. Curso de Pós-Graduação em Engenharia Florestal.
- 61 CUNHA, U. S. **Estrutura Diamétrica de uma Floresta Tropical da Amazônia Brasileira**. Curitiba, 1995. 133p. Dissertação de Mestrado. Universidade Federal do Paraná-UFPR.SCA. Curso de Pós-graduação em Engenharia Florestal.
- 62 DANIEL, R. F. ; BURKHART, H. E. ; STRUB, M. R. **Yields Estimates for Lobllly Pine Plantations**. Journal of Forestry, Bethesda, 581: p. 3– 6. 1979.
- 63 DAVIS, K. P. **Forest management : Regulation and Valuation**. New York . McGraw – Hill Book Company , 1966. 2ª Ed. 519 p.
- 64 DAVIS, L. S. ; JOHNSON, K. N. **Forest Management**, 3 ed. New York. McGraw-Hill , 1987. 790p.
- 65 DEMAERSCHALK, J. P. **Integred Systems for the Estimation of Taper and Volume**. Can. Jor. For. Res. V. 3 p. 90-94, 1978.

- 66 DEVAN, J. S. ; BURKHART, H. E. **Polymorphic Site Index Equations for Loblolly Pine Basead on a Segmented Polynomial Differential Model** . Forest Science. V. 28, n. 03 p. 544-555. 1982.
- 67 DEVINE, J. O. ; CLUTTER, J. L. **Prediction of Survival in Slash Pine Plantations Infected With Fusiform Rust**. Forest Scienc vol. 31 n. 01 p. 88-94. 1985.
- 68 DRAPER, N. ; SMITH, H. **Applied Regression Analysis**. New York. John Wiley & Sons. 1980. 407p.
- 69 EK, A. R.; ISSOS, J. N.; BAILEY, R. L. **Salving for Weibull Diameter Distribution Parameters to Obtain Specified Mean diameters**. Forest Scienc, Washington, 21(3): 290-292. 1975.
- 70 EMERENCIANO, D. B. **Avaliação de Métodos de Prognose da Altura Aplicado em *Pinus elliottii* da Floresta Nacional de Capão Bonito, SP**. Curitiba, 1981.128f. Dissertação Mestrado. Universidade Federal do Paraná-UFPR. SCA. Curso de Pós- Graduação em Engenharia Florestal.
- 71 FAO . **El Eucalipto en la Replobacion Florestal: Estudios de Silvicultura y productos forestales**. Roma, 1966. 2 ed. 431p.
- 72 _____. Eleccion de especies arboreas para plantacion-Estudios de silvicultura y productos forestales. **Silvicultura Tropical**. Roma, 1959. 1 (13): 76-88.
- 73 _____. **El eucalipto en la replobacion florestal**. Roma, 1981.723p.
- 74 _____. **Eucalyptus for Planing**. 3ª Ed. (1965). Roma. Itália 403p
- 75 FIGUEIREDO FILHO, A. **Estudo de Modelos Matemáticos para Estimar o Volume por Unidade de Área em uma Floresta Tropical Úmida na Amazônia Brasileira**. Floresta, Curitiba. V. 18 n.º 01. 1982.
- 76 FINGER, C. A. G. **Distribuição de Diâmetros em Acácia Negra *Acacia mearnsii* Wild em Diferentes Povoamentos e Idades**. Curitiba, 1982. 129 p. Dissertação-Mestrado. Universidade Federal do Paraná-UFPR. SCA. Curso de Pós- Graduação em Engenharia Florestal.

- 77 GLADE, J. E. **Prognose de volume por classe diamétrica para *Eucalyptus Grandis* Hill ex - Maiden**. Curitiba 1986. 99p. Dissertação Mestrato. Universidade Federal do Paraná – UFPR – SCA. Curso de Pos-Graduação em Engenharia Florestal.
- 78 GLOVER, G. R. ; HOLL, J. N. **A Basal Area Ratio Prediction of Loblolly Pine Plantation Mortality**. Forest science, v.25 n.2 p. 275-282. 1979.
- 79 GOMES, A. M. A. **Medição dos Arvoredos**. Lisboa. Livraria Sá da Costa, 1957. 413p.
- 80 GREEN, E. J. ; BURKHART, H. E. ; CLASON, T. R. **A Model for Basal Area Distribution in Loblolly Pine**. Forest science, v.30 n.3 p. 617-628. 1984.
- 81 GUIMARÃES, D. P. **Desenvolvimento de um Modelo de Distribuição diamétrica de Passo Invariante para Prognose e Projeção da Estrutura de Povoamento de Eucalipto**. Viçosa, 1994 160f. Tese de Doutorado. Universidade Federal de Viçosa.
- 82 GUIMARÃES, D. P. ; CASTRO, L. H. R. **Análise de Funções de Crescimento**. Planaltina. EMBRAPA-CPAC. Boletim de Pesquisa. n. 29. 1986.
- 83 HAFLEY, W. J. ; BUFORD, M. A. **A Bivariate Model For Growth and Yield Prediction**. Forest science. v. 31 n. 1, p. 237-247. 1985.
- 84 HAFLEY, W. L.; SCHREUDER. **Statistical Distributions for Fitting Diameter and Height Data in Even-Eged Stand**. Can. Jour. For. Res. 7(2) : 481-487.
- 85 HEINSDIJK, D ; BASTOS, A. M. **A Distribuição dos Diâmetros nas Florestas Brasileiras**. Boletim do stor de inventário florestal, n. 11. 1965. 516 p.
- 86 HEINSDIJK, D. **A Floresta do Norte do Espírito Santo**. Boletim do Serviço Florestal, n. 7. 1968. 68p.
- 87 HIGUCHI, N. **Tabelas de Volume para Povoamentos Nativos de Comafistula (*Leguminosae*), Cedro (*Meliaceae*), Pau-Marfim (*Rutaceae*) e Canelas (*Lauraceae*) no Extremo Oeste Paranaense**. Curitiba, 1978. 75f. Dissertação. Universidade Federal do Paraná-UFPR. SCA. Curso de Pós-Graduação em Engenharia Florestal.
- 88 HOSOKAWA, R. T. ; MOURA, J. B. ; CUNHA, U. S. **Introdução ao Manejo e Economia Florestal**. Roma, Curitiba. ED. UFPR, 1998. 162p.

- 89 HOSOKAWA, R. T. **Contribuição para Definir a Sucessão de Cortes dos Povoamentos Objetivando a Persistência de Rendas nas Empresas Florestais**. Curitiba, 1978. 107f. Tese. Professor Titular. Disciplina Ordenamento Florestal. Universidade Federal do Paraná-UFPR. SCA. Curso de Engenharia Florestal. Departamento de Silvicultura e Manejo Florestal.
- 90 _____. **Funções de forma e o planejamento da produção florestal**. In: Seminário sobre Atualidades e Perspectivas Florestais 5: Uso De Funções de Forma de Tronco em Estudo de Volumetria de Espécies Florestais, (1982:Curitiba). **Anais**. Curitiba. EMBRAPA – URPFCs. Documento, 9. p.51-55. 1982.
- 91 _____. **Manejo e Economia de Floresta**. Roma, FAO. 1986. 125p.
- 92 HUSCH, B. , MILLER, C. I., BEERS, T. W. **Forest Mensuration**. 2ed. New York. John Willey & Sons, 1971. 410p.
- 93 HYINK, D. M.; MOSER JR, J. W. **A Generalized Framework for Projecting Forest Yield and Stand Structure Using Diameter Distributions**. *Forest Science*, v.29, n. 1, p. 85 – 95. 1983.
- 94 INSTITUTO BRASILEIRO DE DESENVOLVIMENTO FLORESTAL – IBDF / FUPEF. **Determinação da produção volumétrica dos plantios de *Eucalyptus* e *Pinus* nos Estados de Minas Gerais, Goiás e Mato Grosso : Região dos Cerrados Atingida pelo Programa de Desenvolvimento dos Cerrados-Polocentro**. Curitiba, 1980. 203p.
- 95 JOHNSON, N. L. **Systems of Frequency Curves Generated by Methods of Translation**. *Biometrika*, p. 149-176. 1949a.
- 96 JOHNSON, N. L.; KITCHEN, J. **Some Notes on Tables to Facilitate Fitting Sigmoid Curves**. *Biometrika*, v. 58, n.1, p. 223 – 226. 1971.
- 97 JOHNSON, N. L.; KOTZ, S. **Distributions in Statistics: Continuous Univariate Distributions -1**. Boston, Houghton Mifflin, 1970. 300p.
- 98 KILPATRICK, D. J. ; SANDERSON, J. M. ; SAVILL, P. S. **The Influence of Five Early Respacing Treatments on the Growth of Sitka Spruce**. *Forestry, IFC*. v. 54, n. 1. p. 17-27. 1981.
- 99 KILPATRICK, D. J. **Growth Models for Unthinned Stand of Sitka Spruce in Northern Ireland**. *Forestry*. v. 51, n. 1 . p. 46 -56. 1978.

- 100 KNOEBELL, B. C.; BURKHART, H. E. B.; BECK, D. E. **A Growth and Yield Model for Thinned Stand fo Yellow-Poplar** Forest Scienc, Peking, 1-62, june 1968. (monograph).
- 101 KOZAK, A.; MUNRO, D. D.; SMITH, J. H. G. **Taper Function and Their Application in Forest Inventory.** For Chion. V. 45 pag. 279-283, 1969.
- 102 LAAR, A. V. **Forest Biometry.** Publication Sponsored by Sappi Forest.1991. 590 p.
- 103 LIU, C. M.; LEUSCHNER, W. A. ; BURKART, H. E. **A Production Function Analysis of Loblolly Pine Yield Equqtions.** Forest Science. vol. 35. n° 3. p. 775-778. 1989.
- 104 LOETSCH, F., ZÖHRER, F. & HALLER, K. E. **Forest Inventory.** Berlin, B. L. V., 1975, v. 2, 369 p.
- 105 LUNDGREN, A. L. & DOLID, W. A. **Biological Growth Functions Describe Published Site Index Curv For Lake States Timber Species.** U.S.D.A. Forest Service Research Paper, NC - 36 p. 09 1970.
- 106 MAAG, U. R.; DICAIRE, G. **On Kolmogorov-Smirnov Type One-Sample Statistics.** Biometrika. v 58 , n. 03 p - 653 -656. 1971.
- 107 MACHADO, S. A. Influência da Idade na Forma do Fuste de *Araucaria angustifolia* em Plantações no Brasil. In: Seminário sobre Atualidades e Perspectivas Florestais 5: Uso de Funções de Forma de Tronco em Estudo de Volumetria de Espécies Florestais, (1982: Curitiba). **Anais.** Curitiba. EMBRAPA-URPFCS. Documento, 9. p.51-55. 1982.
- 108 _____.**Curvas de Índice de Sitio para Plantações de *Pinus taeda* na Região Central do Estado do Paraná.** Floresta, Curitiba, 11 (2); 4 - 8, 1980.
- 109 _____.**Estimativa da Sobrevivência de *Pinus Taeda* em Plantios Homogêneos.** revista floresta. v. 10, n. 1. p. 73-75. 1979.
- 110 MAESTRI, R. **Estimativa de Produção Presente e Futura de Volume de Madeira e Peso de Casca Para Povoamentos de Acácia Negra (*Acacia mearnsii* de Wed).** Curitiba,1992. 101f. Dissertação de Mestrado. Universidade Federal do Paraná. UFPR-SCA. Curso de Pós-Graduação em Engenharia Florestal.

- 111 MATOS, O.C. **Econometria Básica : Teoria e Aplicações**. São Paulo. Editora Atlas, 1995. 244 p.
- 112 MEEUWIG, R. O. & COOPER, S. V. **Site Qualite and Growth of Pinyon. Juniper Stands in Nevada**. Forest Science. v. 27 n. 3 p. 593-601. 1981.
- 113 MEYER, H. A. ; STEVENSON D. D. **The Structure and Growth of Virgin Beech-Birch-Maple-Hemlock Forest in Northern Pensilvania**. Jour. Agr. Res. 67 : 465-484,1943.
- 114 MEYER, H. A.; RECKNAGEL, B. J.; STEVENSON, D. D.; BARTOO, R. A. **Forest Management**. 2^a ed. New York. The Ronald Press Company, 1961. 282p.
- 115 MINISTÉRIO DA AGRICULTURA – IBDF. **Iventário Florestal Nacional : Reflorestamento – Rio Grande do Sul**. Brasília, 1983. 182p.
- 116 MIRANDA , RC; CAMPOS, I. C. C.; PAULA NETO, F.; OLIVEIRA, L. M. **Predição da Mortalidade Regular para Eucalipto**. Rer. Arv. , 13(2): 152 – 173, 1989.
- 117 MONSERUD, R. A. **Height Growth and Sete Index Curves For Inland Douglas-Fir Based on Stem Analysis Nota Andforest Habrtat Type**. Forest Science. v. 30, n. 4 p. 943-965. 1984.
- 118 MOOD, A. M.; GRAYBILL, F. A. ; DOES, D.C. **Introduction to the Theory of Statistics**. 3 ed. Singapore. Mc-Graw-Hill Ind Book Company. 1986.
- 119 MOSER JR., J. W. ; HALL, O. F. **Deriving Growth and Yield Functions For Uneven-Aged Forest Stand**. Forest Science. v. 15, n. 02. p. 183-188. 1969.
- 120 MURPHY, P. A. ; BELTZ, R. C. **Growth and Yield of Shortleaf Pine In the West Gulf Region. New orleans, U. S. D. A. Forest service; Research Paper. So - 1669. 7 p. 1981.**
- 121 MURPHY, P. A. ; FARRAR, Jr., R.M. **Basal Area Projektion Equations For Thinned Natural Even- Aged Forest Stands**. Com. Jor. For. Res. v. 18: p-827-832. 1988.

- 122 MURPHY, P. A. ; STERNITZKE, H. S. **Growlh and Yield Estimation For Loblolhy Pine in The West Gulf Region.** New Orleans U. S. D. A. Forest Science: Reseach Paper. 50 - 154, 8 p.1979.
- 123 MURPHY, P. A. A. **Nonlinear tinger Yield Equation Sistem for Loblolly Pine.** Forest Science. v. 29, n. 3. p. 582-591.1983.
- 124 NAUTIAL, J. G. & COUTO, L. **The Use of Production-Finction Anlysis In Forest Management: Eucalypts in Brazil, a Case Study.** Can. Jor. For. Res. v.12. p - 452-457.1982.
- 125 NELSON, T. C.; **Diameter Distribution and Growth of Loblolly Pine.** Forest Scienc, Peking, v. 10, n. 1. p. 105-14. 1964.
- 126 NEWBEWRRY, J. D. ; BURK, T. E. S_B **Distribution Based Models for Individual Tree Merchantable Volume Total Volume Ratios.** Forest Scienc, v. 31, n. 2. p.389-398. 1985.
- 127 ODUN, E. P. **Ecologia.** Rio de Janeiro, Editora Guanabara. 1985. 44p. (Trad: CHRISBPHER J. TRIBE).
- 128 OLIVEIRA, E. B. **Um Sistema Computadorizado de Prognose do Crescimento e Produção de *Pinus taeda* Lv., com Critérios Quantitativos para Avaliação Técnica e Econômica de Regimes de Manejo.** Curitiba, 1995. 133f. Tese de Doutorado. Universidade Federal do Paraná-UFPR. SCA. Curso de Pós-Graduação em Engenharia Florestal.
- 129 OLIVEIRA, V. A.; AMARAL FILHO, Z. P. ; VIEIRA, P. C. **Pedologia: Levantamento exploratório de solos. In: DNPM. Projeto Radambrasil. Folha SD 21 Cuiabá.** Rio de Janeiro, 1982.vol. 26: 257-400.
- 130 PAULA NETO, F. ; SOUZA, A. L.; QUINTAIS, P. C. G.; SOARES, V. P. **Análise de Equações Volumétricas para *Eucalyptus spp.* Segundo o Método de Regeneração na Região de José de Melo, MG – Viçosa,** Revista Árvore, 7(1): 56-70. 1983.
- 131 PAULA NETO, F. **Tabelas Volumétricas Com e Sem Casca para *Eucalyptus saligna.*** Viçosa. Revista Árvore, 1(1) : 31-53, 1997.

- 132 PAULA NETO, F. ; VALE, A. V. **Aplicação de um Modelo Compatível de Crescimento e Produção de Densidade Variável em Plantações de *Eucalyptus grandis***. Revista árvore, viçosa. Vol. 10. nº 02; p.121-134: 1986.
- 133 PÉLICO NETTO, S. Estimativas volumétricas de árvores individuais síntese teórica. In: Seminário sobre Atualidades e Perspectivas Florestais 5: Uso de Funções de Forma de Tronco em Estudo de Volumetria de Espécies Florestais, (1982: Curitiba). **Anais**. Curitiba, EMBRAPA-URPFCS. Documento, 9. p.15-27. 1982
- 134 PÉLICO NETTO, S. ; BRENA, D. A. **Inventário Florestal**. Curitiba. Universidade Federal do Paraná - Universidade Federal de Santa Maria. 1993. 248p.
- 135 PHILLIPS, G. B. **Development of Site Curves for *Eucalyptus rubida* Deane et Maiden Growing in Lesoto**. Commonwealth Forestry Review. V. 71 (3/4), p. 197-202. 1992.
- 136 PIENAAR, L. V.; SHIVER, B. D.; GRIDER, G.E. **Predicting Basal in a Growth in Thinned Slash Pine Plantations**. Forest Science. Vol31.nº3. p- 731-741.1985.
- 137 PIENAAR, L. V.; TURNBULL, K. J. **The Chapman-Richards Generalization of Von Bertalanff's Growth Model for Basal Area Growth and yield in Even-Ages stands**. Forest Science. V. 19, n. 1, p. 2- 22. 1973.
- 138 PIENAAR, L.V.; SHIVER, B. D. **Basal Area Prediation and Projection Equations for Pine Plantations**. Forest Science. Vol. 32. nº 3, p.626-633.1986.
- 139 PIENAAR; L. V.; SHIVER, B. D. **An Analysis and Models of Basal Area Growth in 45-Year-Old Unthinned and Thinned Slash Pine Plantation Plots**. Forest Science. v. 30, n. 4. p. 933-942. 1984.
- 140 PRODAN, M. **Forest Biométricas**. London, Pergamon Press, 1968. 447 p.
- 141 PRODAN, M. ; PETER, R; COX, F; REAL, P. **Mensura Florestal**. San José, C. R.: Deutsche Gesellschaft für Technische Zusammenarbeit (GTZ) GmbH : Instituto Interamericano de Cooperacion para la Agricultura.(IICA) , 1997. 586p.
- 142 RAWAT, A. S. ; FRANZ, F. Detailed Non-Linear Asymptotic Regression Studies on Tree and Stand Growth With Particular Referenc to Forest Yield Research in Bavária (Federal Republic of Germany) and Índia. In: Growth Models For Tree and Stand Simulation. **Anais**. Stockholmo. IUFRO. S -10405, Sweden, 1973 p.182-221.

- 143 RENNOLLS, K.; PEACE, A. **Flow Models of Mortality and Yield for Unthinned Forest Stand.** Forestry. IFC. v. 59, n. 1. p. 47-58. 1986.
- 144 RENNOLLS, K.; ROLLINSON, T. J. D. **Characterining Diameter Distributions by the Use of the Weibull Distribution.** Forestry . ICF. vol. 58 n.º1 57-66. 1985.
- 145 ROCHADELLI, R. **Contribuição Sócio-econômica da Bracatinga (*Mimosa scabrella* Bentham) na Região Metropolitana de Curitiba-Norte (RMC-N).** Curitiba, 1997. 83p. Dissertação de Mestrado. Universidade Federal do Paraná – UFPR. – SCA. Curso de Pós-Graduação em Engenharia Florestal.
- 146 ROSS, J. L. S. ; SANTOS, L. M. Geomorfologia. In: DNPM. Projeto Radambrasil. Folha SD 21- Cuiabá. Rio de Janeiro, 1982.vol. 26: 193-256.
- 147 SANQUETTA, C. R. **Predição da Sobrevivência em Reflorestamentos de *Pinus elliottii* Engelm.** Curitiba, 1990. 81 p. Dissertação de Mestrado. Universidade Federal do Paraná – UFPR. – SCA. Curso de Pós-Graduação em Engenharia Florestal.
- 148 SCHREUDER, H. T. ; SWANK, W. T. **Conifers Stand Characterized With the Weibull Distribution.** Can. Jor. For. Res., 4(4): 518-523, 1974.
- 149 SCOLFORO, J. R. S. ; MACHADO, S. A **Curvas de Índice de Sitio para Plantações de *Pinus elliottii* nos Estados do Paraná e Santa Catarina.** Revista Floresta, vol. XVIII, n.1 e 2, p 140 – 158, JUL/DEZ. 1988.
- 150 SCOLFORO, J. R. S. ; MACHADO, S. A **Curvas de Índice de Sitio para Plantações de *Pinus taeda* nos Estados do Paraná e Santa Catarina.** Revista Floresta, vol. XVIII, n.1 e 2, p. 159–173, JUL/DEZ. 1988.
- 151 SCOLFORO, J. R. S. **Sistema Integrado para Predição e Análise Presente e Futura do Crescimento e Produção, com de Remuneração de Capitais, para *Pinus caribaea* var. *hondurensis*** Curitiba, 1990. 290f. Tese. Universidade Federal do Paraná-UFPR. SCA. Curso de Pós- Graduação em Engenharia Florestal.
- 152 _____. **Crescimento e Produção Florestal : Parte 2.** Lavras, UFLA/FAEPE, 1995. 243p.

- 153 _____. **Mensuração Florestal 3**. Relações Quantitativa em Volume, peso e a relação hipsométrica. Lavras, ESAL/FAEPE. 1993. 292p.
- 155 _____. **Mensuração Florestal 4**. Avaliação da Produtividade Florestal através da Classificação do Sítio. Lavras, ESAL/FAEPE. 1993. 138p.
- 156 _____. **Modelos para Expressar o Crescimento e a Produção florestal: Parte 1**. Lavras, ESAL/FAEP, 1994. 188p.
- 157 _____. **Curvas de Índice de Sítio para *Pinus caribea* Var. *hondurensis***. IPEF. Piracicaba v. 45 p. 40-47. 1992.
- 158 _____. **Modelagem do Crescimento e da Produção de Florestas Plantadas e Nativas**. Lavras. UFLA-FAEP. 1988. 441 p.
- 159 SILVA, V. S. de M. **Programação Simulada de Produção Contínua em Floresta Tropical Úmida da Amazônia**. Curitiba, 1982. 90 f. Dissertação Mestrado. Universidade Federal do Paraná-UFPR. SCA. Curso de Pós- Graduação em Engenharia Florestal.
- 160 SIQUEIRA, J. D. P. **Tabelas de Volume para Povoamentos Nativos de *Araucaria angustifolia* (Bert) O. Ktze. No sul do Brasil**. Curitiba, 1977: 163f. Dissertação. Universidade Federal do Paraná-UFPR. SCA. Curso de Pós-Graduação em Engenharia Florestal.
- 161 SMALLEY, G. W. ; BAILEY, R. L. **Yield Tables and Stand Struture for Shortleaf fine Plantation in Tenesse, Alabama and Georgia Highlands**. U.S.D.A.. Forest Service Research Paper, SD-97, p.10 1974.
- 162 SMITH, V. G. **Compatible Basal Area Growth and Yield Models Consistent With Forest Growth Theory**. Forest Science. v. 29, n. 2. p. 279-288. 1983.
- 163 SOKAL, R. N.; ROHAF, F. J. **Biometry**. San Francisco:. Freeman, 1981. 259 p.
- 164 SOMER, G. L. ; ODERWALD, R. G.; HARMS, W. R.; LANGDON, O. G.. **Predicting Mortality with a Weibull Distribution**. Forest Scienc. v. 26, n. 2. 291-300. 1980.
- 165 SOMERS, G. L. ; FARRAR, Jr., R. M. **Biomathematical Growth Equations for Natural Longleaf Pine Stands**. Forest Science, v. 37. n 1. p.227-244. 1991.

- 166 SPURR, S. H. **Forestry Inventory**. New York, Ronald Press. 1952. 476p.
- 167 STAGE, A. R. **A Mathematical Approach to Polymorphic Site Index Curves for Grand Fir**. Forest Scienc. Vol. 09 n. 02 p. 167-187., 1963.
- 168 STOUT, B. B.; SHUMWAY, D. L. **Site Qualite Estimation Using Height and Diameter**. Forest Science. V. 28, n. 03 p. 639-645. 1982.
- 169 SULLIVAN, A. D.; CLUTTER, J. L. **A Simulation Growth Yield Model for Loblolly Pine**. Forest Science. V. 18 n. 01 p. 76-86. 1972.
- 170 TESCH, S. D. ; ZUURING, H. R. ; FAVROT, J. L. **Predicting Ponderosa Pine Plantation Yields Using Unmanaged Stand Data**. Forest Science. v.29, n.3. p. 503-513. 1983.
- 171 THIERSCH, A. **Eficiência das Distribuições Diamétricas para Prognose de *Eucalyptus camaldulensis***. Lavras : UFLA, 1997. 155p. Dissertação.
- 172 UBIALLI, J. A. **Tabela de Volume para *Pinus taeda* L. nos Principais Eixos de Reflorestamento do Estado do Paraná**. Curitiba, 1981. 114f. Dissertação Mestrado. Universidade Federal do Paraná. SCA. Curso de Pós-Graduação em Engenharia Florestal.
- 173 UNIVERSIDADE FEDERAL DO PARANA. Centro de Pesquisas Florestais. **Inventario Florestal da Região de influencia da represa de Itaipu, Sub Projeto Menejo "Proletivo-Produtivo" para as florestas naturais**. Curitiba, 1978. 32p.
- 174 _____. **Sub-Projeto Manejo Sustentado para a área 3 do Polo Juruá – Solimões**. Curitiba, 1981. 219p.
- 175 VINCENT, L. W. Site Classification and Prediction in Yong Caribbean Pine (*Pinus caribaea* mor. Var. *hondurensis*) in Grasslands of Venezuela. In: Forest Site and Productivity. Forestry Science. Martinus Nijhoff Publisers. Dordrecht. p. 51-67. 1986.
- 176 WEBB, D. B.; WOOD, P. J.; SMITH, J. **A Guide to Spices Selection for Tropical and Sub-Tropical Plantactions**. Tropical Forestry Paper, 15 (TEPIS). Comm. For. Inst. Univ. Oxford, 1980. Oxford. UK.

- 177 WEST, P. W & MATTAY, J. P. **Yield Prediction Models and Compative Growth Rates for Six Eucalyptus Species.** Aust. For. vol. 56 p. 211-225. 1993.
- 178 ZHOU, B. ; Mc TAUGUE, J. P. **Comparison and Evaluation of Five Methods of Estimation of the Johnson System Parameters.** Can. Jour. For. Res. v. 26. p. 928-935. 1996.