

**MINISTÉRIO DA EDUCAÇÃO
UNIVERSIDADE FEDERAL DE SANTA MARIA
CENTRO DE CIÊNCIAS RURAIS
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ENGENHARIA FLORESTAL**

**DINÂMICA DA DISTRIBUIÇÃO DIAMÉTRICA DE
POVOAMENTOS DE *Pinus taeda* L. EM DIFERENTES
IDADES E ESPAÇAMENTOS**

DISSERTAÇÃO DE MESTRADO

Camila Carelli Netto

SANTA MARIA, RS, BRASIL

2008

**DINÂMICA DA DISTRIBUIÇÃO DIAMÉTRICA DE
POVOAMENTOS DE *Pinus taeda* L. EM DIFERENTES
IDADES E ESPAÇAMENTOS**

por

Camila Carelli Netto

Dissertação apresentada ao Curso de Mestrado do Programa de Pós-Graduação em Engenharia Florestal, Área de Concentração em Manejo Florestal, da Universidade Federal de Santa Maria (UFSM, RS), como requisito parcial para obtenção do grau de **Mestre em Engenharia Florestal**

Orientador: Prof. Dr. Paulo Renato Schneider

Santa Maria, RS, Brasil

2008

**Universidade Federal de Santa Maria
Centro de Ciências Rurais
Programa de Pós-Graduação em Engenharia Florestal**

A Comissão Examinadora, abaixo assinada,
aprova a Dissertação de Mestrado

**DINÂMICA DA DISTRIBUIÇÃO DIAMÉTRICA DE
POVOAMENTOS DE *Pinus taeda* L. EM DIFERENTES
IDADES E ESPAÇAMENTOS**

elaborada por
Camila Carelli Netto

como requisito parcial para obtenção do grau de
Mestre em Engenharia Florestal

COMISSÃO EXAMINADORA:

**Paulo Renato Schneider, Prof. Dr.
(Presidente/Orientador)**

**Ivanor Muller, Prof. Dr.
(UFSM)**

**Elódio Sebem, Prof. Dr.
(UFSM)**

Santa Maria, 3 de julho de 2008.

*Aos meus pais amados, a base de tudo. Pelo exemplo de vida,
de amor,
de carinho,
e de dedicação!
Por todo o exemplo de trabalho,
de força,
de caráter,
de perseverança,
e de responsabilidade!*

DEDICO

AGRADECIMENTOS

A 'Deus', na sua força mágica de iluminar todos os dias as minhas escolhas.

Aos meus pais, Sergio e Lucia, mais que especialmente, por simplesmente me amarem incondicionalmente! Por tudo o que são e me proporcionam na vida: aconchego, respeito, colo, amor e felicidade plena! Pelo estímulo e apoio desde sempre, pela paciência, dedicação, confiança, amizade e infinito zelo. Por todos os seus ensinamentos, a cada dia contribuindo cada vez mais na formação do meu caráter, dos meus valores e dos meus ideais de vida. **Sempre fui muito feliz por ter vocês ao meu lado!**

À Karina e ao Cassio, no inestimável apoio e amor familiar que me preenche. Pela grande paciência de sempre, por me ouvirem! Na compreensão, na grande amizade, no respeito, na minha valorização profissional, no estímulo, no entusiasmo, no incentivo.

A todos do PPGEF, pela oportunidade de desenvolver esta Dissertação de Mestrado, e a CNPq, pelo fornecimento da bolsa de estudos que garantiu o apoio financeiro. À Titã querida, que sempre muito dedicada e prestativa nos dá 'aquela' força.

Agradeço ao Prof. Dr. Paulo Renato Schneider, meu orientador científico, pelo compromisso assumido durante esta trajetória. Aos suportes formais e informais que disponibilizou, as sugestões, os esclarecimentos e os comentários sempre oportunos, que espero ter aproveitado todos e de forma correta, e por sempre indicar a direção a ser tomada nos momentos de maior dificuldades. Pela confiança, mais uma vez depositada no meu trabalho.

Ao Eng^o Florestal Dr. Eduardo Pagel Floriano, pela inestimável ajuda e dedicação às minhas dificuldades. Pelas críticas e excelentes sugestões relevantes feitas durante o desenvolvimento dos nossos estudos. Tens minha admiração profissional expressa no meu reconhecimento e faço votos que consiga realizar todos os seus projetos profissionais.

Ao querido e 'lindão' Thiago, simplesmente estar ao meu lado, me fazer sorrir nos momentos que mais preciso, por ser apaixonante a cada novo dia e por deixar meu 'CORAÇÃO' sempre mais feliz. Eu amo estar ao seu lado!

Às queridas Sofias (Paula, Luciane, Ana Carol, Micheli e Juliana)! Por muito intimamente partilharem uma palavra amiga, uma história, uma graça, a alegria de um bom riso num momento de descontração, e também pelo alegre, carinhoso, prestável e gratificante relacionamento que construímos. Aproveito para dizer que podem sempre contar comigo! Em especial à Lú e à Paula Kielse por muito carinhosamente me 'adotarem', me aconselharem, me ouvirem (e como!), me motivarem, me cuidarem, me orientarem e colaborarem ao longo desta minha época especial de vida e de estudo!

À Paula Kielse... Sempre pronta, sempre atenta, sempre dedicada, sempre amiga, sempre companheira. Agradeço a presença constante, não só na ajuda do meu trabalho e nos valiosos esclarecimentos, mas também pelas trocas de pontos

de vista, pela sensibilidade e conselhos preciosos, pelas 'forças-tarefas', e todo o suporte afetivo disponibilizado!

À Pân, Jú, Laura, Augusto... Cada um da sua forma contribuiu de um jeito muito particular, mas de grande importância!

Enfim, a todos os verdadeiros amigos que não foram citados, mas que direta ou indiretamente contribuíram dando-me muita força, incentivo e atenção, estando sempre ao meu lado mesmo que em pensamento.

'Loca de faceira' acabei! E VIVA...!

RESUMO

Dissertação de Mestrado
Programa de Pós-Graduação em Engenharia Florestal
Universidade Federal de Santa Maria, RS, Brasil

DINÂMICA DA DISTRIBUIÇÃO DIAMÉTRICA DE POVOAMENTOS DE *Pinus taeda* L. EM DIFERENTES IDADES E ESPAÇAMENTOS

AUTORA: Camila Carelli Netto

ORIENTADOR: Dr. Paulo Renato Schneider

Data e Local da Defesa: Santa Maria, 3 de julho de 2008.

A distribuição diamétrica, por meios de formulações matemáticas, pode ser um fator de relevante importância para o planejamento e controle das atividades florestais, determinação da produção e do crescimento das árvores, além de possibilitar o conhecimento de produções futuras do povoamento. O objetivo do presente estudo é determinar a distribuição de frequência por classe diamétrica e um modelo de prognose de densidade probabilística em um povoamento de *Pinus taeda* L. sem desbastes, em diferentes idades e espaçamentos. Para a determinação da distribuição diamétrica, foram utilizadas as distribuições de probabilidade Normal, Weibull, Ln-normal e Gama por meio do procedimento CAPABILITY (Proc Capability) do pacote estatístico SAS. Para determinar a prognose da probabilidade de frequências por classe de diâmetro, foi aplicado o método proposto por Cao (2004), por meio da distribuição Weibull com dois parâmetros, processadas e ajustadas utilizando o programa SAS. O delineamento experimental foi em blocos ao acaso, com nove tratamentos, cada tratamento constituído por três repetições. As análises foram realizadas para os tratamentos com espaçamento 2 x 2 m e 2 x 3 m, nas idades de 6, 8, 10, 12, 14, 16 e 18 anos. Os resultados indicaram que a distribuição Normal apresenta o melhor ajuste nas idades iniciais de 6, 8 e 10 anos, tanto para o espaçamento 2 x 2 m quanto para o de 2 x 3 m. Nas idades de 12, 14, 16 e 18 anos a distribuição a distribuição Ln-normal é a que melhor representa a distribuição por classe diamétrica no espaçamento 2 x 2 m, e a distribuição Gama para o espaçamento 2 x 3 m. O estudo da prognose da distribuição de frequência por classe diamétrica é eficiente quando representada pela distribuição Weibull, ajustada pelo método de Cao (2004), para os espaçamentos 2 x 2 m e 2 x 3, em todas as idades avaliadas.

Palavras-chave: *Pinus taeda*, frequência, modelo de prognose, distribuição de probabilidade.

ABSTRACT

Dissertação de Mestrado
Programa de Pós-Graduação em Engenharia Florestal
Universidade Federal de Santa Maria, RS, Brasil

DINÂMICA DA DISTRIBUIÇÃO DIAMÉTRICA DE POVOAMENTOS DE *Pinus taeda* L. EM DIFERENTES IDADES E ESPAÇAMENTOS

(DIAMETER DISTRIBUTION OF STANDS OF *Pinus taeda* L. IN
DIFFERENTS AGES AND SPACING)

AUTHOR: Camila Carelli Netto
Adviser: Prof. Dr. Paulo Renato Schneider
Date and Place of Defense: Santa Maria, July 3th, 2008.

The diameter distribution through of mathematical formulations can be a factor of importance to the planning and control of forest activities, determining the production and growth of the trees, allowing the knowledge of future productions of stand. The objective of this study is determine the distribution of frequencies per diameter class and a prognosis model of density probability in a stand of *Pinus taeda* L. without thinning, in different ages and spacing. To the determination if the diameter distribution were used the probabilities distributions Normal, Weibull, Ln-normal and Gamma, through of procedure CAPABILITY (Proc Capability) of statistical program SAS. To determine the prognosis of probability of frequencies per diameter class were applied the method proposed by Cao (2004), through of Weibull distribution with two parameters, processed and adjusted using the statistical program SAS. The experimental design used was randomized blocks, with nine treatments, each treatment consists of three repetitions. The analyses were made only to the treatments with spacing 2 x 2 m 2 x 3 m, on the ages of 6, 8, 10, 12, 14, 16 and 18 years old. The results indicated that the Normal distribution have the best adjustment on the ages of 6, 8 and 10 years for both spacing 2 x 2 m and for the 2 x 3 m. In the age of 12, 14, 16 and 18 years the Ln-normal distribution is that best represents the distribution per diameter class in spacing 2 x 2 m, and the Gamma distribution for the spacing 2 x 3 m. The study of prognosis of frequency distribution by diameter class is represented effectively by Weibull distribution, adjusted by the method of Cao (2004), for spacing 2 x 2 m 2 x 3, at all ages evaluated.

Key words: *Pinus taeda*, frequency, prognosis model, probability distribution.

LISTA DE FIGURAS

Figura 1 – Região de ocorrência natural da espécie <i>Pinus taeda</i> . Fonte: NSCU (2008)	19
Figura 2 – Distribuição Weibull para diferentes valores do parâmetro de forma β . Fonte: Charles Annis (2007) – adaptado	29
Figura 3 – Distribuição Normal. Fonte: Leão (2006)	33
Figura 4 – Distribuição Normal Padrão. Fonte: Conti (2007).....	33
Figura 5 – Áreas da curva Normal e suas probabilidades. Fonte: Leão (2006)	34
Figura 6 – Influência do desvio-padrão na forma da curva Normal. Fonte: Pasquali (2007)	35
Figura 7 – Distribuição Normal: a) curvas com médias diferentes; b) curvas com a mesma média e diferente desvio-padrão; c) curvas com diferentes médias e diferentes desvios-padrão. Fonte: Pasquali (2007)	35
Figura 8 – Distribuição Ln-normal; Fonte: Zoonekynd (2007) – adaptado	37
Figura 9 – Forma da Distribuição Gama. Fonte: Dannenberg (2007) – adaptada	40
Figura 10 – Distribuição Gama para diferentes valores do parâmetro de forma α . Fonte: ICESS – USP (2007)	41
Figura 11 – Sub-regiões agroecológicas de Santa Catarina. Fonte: Embrapa, 1999	51
Figura 12 – Probabilidades da distribuição diamétrica e as curvas das funções para o tratamento com espaçamento 2 x 2 m, em função das idades: a) 6 anos; b) 8 anos; c) 10 anos; d) 12 anos; e) 14 anos; f) 16 anos e, g) 18 anos, em Otacílio Costa, SC	63

Figura 13 – Probabilidade do número de árvores para cada classe diamétrica em função da idade em espaçamento 2 x 2 m, em Otacílio Costa, SC	67
Figura 14 – Distribuição do número de árvores/ha para cada classe diamétrica, em função das idades no espaçamento 2 x 2 m, em Otacílio Costa, SC	68
Figura 15 – Probabilidades de densidades por classe diamétrica pelas funções Gama e Ln-normal, no espaçamento 2 x 3 m, aos 14 anos, em Otacílio Costa, SC	71
Figura 16 – Probabilidades da distribuição diamétrica e as curvas das funções do tratamento com espaçamento 2 x 3 m, em diferentes idades: a) 6 anos; b) 8 anos; c) 10 anos; d) 12 anos; e) 14 anos; f) 16 anos e, g) 18 anos, em Otacílio Costa, SC	72
Figura 17 – Probabilidade do número de árvores para cada classe diamétrica em função da idade no espaçamento 2 x 3 m, em Otacílio Costa, SC	76
Figura 18 – Distribuição do número de árvores/ha para cada classe diamétrica, em função da idade, no espaçamento 2 x 3 m, em Otacílio Costa, SC	77
Figura 19 – Probabilidade do número de árvores por classe diamétrica, em função das idades, no espaçamento 2 x 2 m, em Otacílio Costa, SC	83
Figura 20 – Distribuição do número de árvores/ha por classe diamétrica, em função das idades no espaçamento 2 x 2 m, em Otacílio Costa, SC	84
Figura 21 – Probabilidade do número de árvores para cada classe diamétrica, em função das idades, no espaçamento 2 x 3 m, em Otacílio Costa, SC	87
Figura 22 – Distribuição do número de árvores/ha por classe diamétrica, em função das idades do tratamento com espaçamento 2 x 3 m, do experimento da empresa Klabin S.A., em Otacílio Costa, SC	88

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 – Critério para determinar os intervalos de classes diamétricas	22
Tabela 2 – Tratamentos, espaçamento entre linhas e entre plantas, do experimento da empresa Klabin S.A., em Otacílio Costa, SC	53
Tabela 3 – Parâmetros médios em função das idades em espaçamento 2 x 2 m e 2 x 3 m, para a análise da probabilidade de distribuição de diâmetros, em Otacílio Costa, SC	60
Tabela 4 – Seleção das equações de probabilidade, em função das idades, no espaçamento 2 x 2 m, em Otacílio Costa, SC	62
Tabela 5 – Parâmetros das equações de distribuição de diâmetros selecionadas por idade no espaçamento 2 x 2 m, em Otacílio Costa, SC	64
Tabela 6 – Equações de distribuição de diâmetros para cada idade no espaçamento 2 x 2 m, em Otacílio Costa, SC	65
Tabela 7 – Probabilidade (%) e número de árvores por hectare (N/ha) por classe diamétrica, nas diferentes idades do tratamento com espaçamento 2 x 2 m, em Otacílio Costa, SC	66
Tabela 8 – Seleção das equações de probabilidade, em função das idades no espaçamento 2 x 3 m, em Otacílio Costa, SC	70
Tabela 9 – Parâmetros das equações de distribuição de diâmetros, selecionadas por idade no espaçamento 2 x 3 m, em Otacílio Costa, SC	73
Tabela 10 – Equações de distribuição de diâmetros por idade no espaçamento 2 x 3 m, em Otacílio Costa, SC	74
Tabela 11 – Probabilidade (%) e número de árvores por hectare (N/ha) por classe diamétrica, nas diferentes idades do espaçamento 2 x 3 m, em Otacílio Costa, SC	75

Tabela 12 – Parâmetros da distribuição Weibull, em função das idades, no espaçamento 2 x 2 m, em Otacílio Costa, SC	81
Tabela 13 – Probabilidade (%) e número de árvores por hectare (N/ha) por classe diamétrica, nas diferentes idades no espaçamento 2 x 2 m, em Otacílio Costa, SC	82
Tabela 14 – Parâmetros da distribuição Weibull, em função das idades no espaçamento 2 x 3 m, em Otacílio Costa, SC	85
Tabela 15 – Probabilidade (%) e número de árvores/ha por classe diamétrica, nas diferentes idades no espaçamento 2 x 3 m, em Otacílio Costa, SC	86

LISTA DE ABREVIATURAS E SIGLAS

- AD** - Anderson-Darling: teste de normalidade.
- C. C.** - Centro de Classe.
- CAP** - Circunferência à altura do peito (cm).
- cm** - Centímetro: unidade de medida de comprimento.
- DAP** - Diâmetro à altura do peito (cm).
- Embrapa** - Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária.
- FDE** - Função de Distribuição Empírica.
- FDP** - Função de Densidade de Probabilidade.
- H₁₀₀** - altura dominante: altura correspondente à média das alturas das 100 árvores mais grossas por hectare; (m).
- ha** - hectare: unidade de medida de área, equivalente a 10 000 metros quadrados.
- ICESS** - Institute for Computational Earth System Science.
- KS** - Kolmogorov-Smirnov: teste de normalidade.
- m** - Metro: unidade de medida de comprimento.
- MLE** - Maximum Likelihood Estimator.
- mm** - Milímetro - unidade de medida de comprimento.
- NS** - Não-significativo.
- NSCU** - North Carolina State University.
- PPM** - Parameter Prediction Model.
- S.A.** - Sociedade Anônima.
- SAS** - Statistical Analysis System.
- SC** - Santa Catarina.
- USP** - Universidade de São Paulo.
- W-Sq** - Cramer-von Mises: teste de normalidade.
- °C** - grau Celsius: unidade de temperatura.
- χ^2 - Qui-quadrado: teste de normalidade.

LISTA DE APÊNDICES

APÊNDICE A – Croqui dos tratamentos utilizados no trabalho, do experimento da empresa Klabin S.A., em Otacílio Costa, SC	101
APÊNDICE B – Programação pelo método Capability para a escolha do modelo que melhor representou a probabilidade da distribuição diamétrica dos tratamentos com espaçamento 2 x 2 m	102
APÊNDICE C – Parâmetros das equações de distribuição de frequência para as idades 6, 8 10, 12, 14, 16 e 18 anos no tratamento com espaçamento 2 x 2 m, em Otacílio Costa, SC	103
APÊNDICE D – Parâmetros das equações de distribuição de frequência para as idades 6, 8 10, 12, 14, 16 e 18 anos no tratamento com espaçamento 2 x 3 m, em Otacílio Costa, SC	104
APÊNDICE E – Programação pelo método CAO, para a determinação dos parâmetros <i>b</i> e <i>c</i> da distribuição Weibull, no espaçamento 2 x 2 m	105

SUMÁRIO

1 INTRODUÇÃO	16
1.1 Objetivos	17
1.1.1 Geral.....	17
1.1.2 Específicos	17
2 REVISÃO BIBLIOGRÁFICA	18
2.1 Sobre a espécie	18
2.2 Distribuição diamétrica	21
2.3 Função de Densidade de Probabilidade (FDP)	26
2.3.1 Distribuição Weibull.....	28
2.3.2 Distribuição Normal	30
2.3.3 Distribuição Ln-normal.....	36
2.3.4 Distribuição Gama.....	38
2.4 Testes de aderência.....	41
2.5 Prognose da distribuição probabilística.....	47
3 MATERIAL E MÉTODOS.....	51
3.1 Localização e caracterização da área de estudo	51
3.2 Características do experimento.....	52
3.3 Ajuste da freqüência por classe de diâmetro.....	53
3.4 Ajuste da prognose da distribuição probabilística	57
4 RESULTADOS E DISCUSSÃO.....	59
4.1 Análise dos dados para a probabilidade de distribuição de diâmetros em espaçamento de 2 x 2 m e de 2 x 3 m	59
4.2 Distribuição de probabilidade de freqüência por classe de diâmetro, conforme método Capability.....	60
4.2.1 Análise para o povoamento no espaçamento 2 x 2 m.....	60
4.2.1.1 Seleção das equações de probabilidades nas diferentes idades	61
4.2.1.2 Prognose da distribuição de probabilidade de freqüência por classe diamétrica em espaçamento 2 x 2 m.....	65
4.2.2 Análise para o povoamento no espaçamento 2 x 3 m.....	69
4.2.2.1 Seleção das equações de probabilidade nas diferentes idades.....	69
4.2.2.2 Prognose da distribuição de probabilidade de freqüência por classe diamétrica no tratamento com espaçamento 2 x 3 m.....	74
4.3 Prognose da distribuição probabilística da freqüência por classe de diâmetro ...	80
4.3.1 Prognose da probabilidade de freqüência por classe de diâmetro no tratamento com espaçamento de 2 x 2 m	80

4.3.2 Prognose da probabilidade de freqüência por classe de diâmetro no tratamento com espaçamento de 2 x 3 m	84
5 CONCLUSÕES	89
6 REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	90
APÊNDICE	101

1 INTRODUÇÃO

O setor industrial de base florestal tem sido marcado por uma crescente utilização de madeiras provenientes de reflorestamentos, sendo o Brasil um país com incentivo à instalação de florestas renováveis para esta finalidade.

Os procedimentos silviculturais e de manejo florestal não só transcendem o aspecto econômico do suprimento de matéria-prima, como valorizam e validam as atividades florestais de desenvolvimento sustentável. O múltiplo uso de povoamentos florestais com espécies exóticas, especialmente o *Pinus* sp., além da divergência com relação ao manejo mais adequado para a obtenção de madeira, são alguns dos aspectos que exigem a necessidade de estudos de regimes silviculturais apropriados para cada situação.

A atividade de planejamento da produção em uma empresa florestal, demanda a avaliação de diversos aspectos que exercem influência direta ou indireta no custo final de produção, assim como na produtividade silvicultural.

A ênfase no planejamento do uso dos recursos florestais, especialmente pelo seu conceito de longo prazo, se deve à necessidade de suprir as demandas de mercados. Dessa forma, é imprescindível ter-se um planejamento criterioso da produção, com a adoção de regimes de manejo adequados para cada espécie, condicionando uma mínima qualidade exigida pelo mercado consumidor.

O planejamento da produção florestal e, conseqüentemente, a simulação de uma série de regimes de manejo, pode ser facilitada pela avaliação da estrutura de um povoamento por meio de modelos de produção por classe diamétrica, permitindo a análise mais detalhada da predição do porte das árvores do povoamento.

Sendo assim, o estudo da distribuição diamétrica, por meios de formulações matemáticas, pode ser um fator de relevante importância para o bom planejamento, para o controle das atividades florestais a serem desenvolvidas, para o conhecimento das produções futuras, além de ser um instrumento para a predição da produção e o crescimento das árvores.

1.1 Objetivos

1.1.1 Geral

O objetivo do presente estudo consiste em determinar a distribuição de frequência por classe diamétrica, em um povoamento de *Pinus taeda* L. sem desbastes, em diferentes idades e espaçamentos, utilizando variáveis dendrométricas como principal ferramenta.

1.1.2 Específicos

Os objetivos específicos do presente trabalho são os seguintes:

- a) Ajustar a frequência de árvores por classe diamétrica;
- b) Analisar as diferentes distribuições para a determinação da densidade probabilística de árvores em diferentes espaçamentos;
- c) Determinar a evolução da frequência por classe de diâmetro, por idade, de povoamentos estabelecidos sob diferentes espaçamentos;
- d) Determinar um modelo de prognose de densidade probabilística para diferentes espaçamentos.

2 REVISÃO BIBLIOGRÁFICA

2.1 Sobre a espécie

A espécie *Pinus taeda* L. pertence à Família Pinaceae, Ordem Pinales, Classe Pinopsida, sendo conhecida popularmente como pinus, pinheiro-americano, pinheiro-amarelo, ou ainda, loblolly pine.

Morfofisiologicamente, a espécie é caracterizada por ser uma árvore que pode atingir mais de 20 m de altura, com casca gretada, ramos acinzentados, acículas reunidas em grupos de três, com 15 a 20 cm de comprimento, de cor verde-escura. Seus cones masculinos são cilíndricos e amarelados e, os femininos, ovado-oblongos, sésseis ou subsésseis, muito persistentes e dotados de escamas espinhosas. As sementes são pequenas, cerca de 5 mm de comprimento, com alas de até 25 mm, tendo dispersão anemocórica.

De acordo com Shimizu (2005) na região de ocorrência natural do *P. taeda*, o clima é úmido, temperado-ameno, com verões quentes e longos, precipitação média anual que varia de 1.020 a 1.520 mm, com período livre de geadas variando de 5 meses na parte norte até 10 meses na parte costeira sul. As temperaturas médias anuais variam de 13 a 24°C, podendo chegar à mínima extrema de -23°C. Em geral, cresce em altitudes de até 800 metros.

Segundo Marchiori (1996), o *P. taeda* é oriundo das planícies adjacentes ao Golfo do México e da Costa Atlântica, ao sudeste dos Estados Unidos, com ocorrência em toda a região, desde Delaware, no nordeste, até o Texas, no oeste e, ao sul, até a região central da Flórida. Essa área abrange ecossistemas desde a planície costeira Atlântica até os Montes Apalaches, estendendo-se até o oeste do Rio Mississippi, totalizando 14 estados, conforme ilustrado na Figura 1. A cobertura florestal com essa espécie, nos Estados Unidos, é estimada em 11,7 milhões de hectares (SHIMIZU, 2005).

No Brasil, essa espécie se desenvolve bem nas regiões com clima fresco e inverno frio, e que tenham alta umidade durante o ano todo, sendo essa condição encontrada em todo o planalto das Regiões Sul e Sudeste. Além disso, para uma

boa adaptação da espécie, o solo deve ser sem ocorrência de déficit hídrico, condições essas encontradas nas partes serranas do Rio Grande do Sul, Santa Catarina e Paraná, bem como de maiores precipitações do sul dos estados de São Paulo e Minas Gerais.

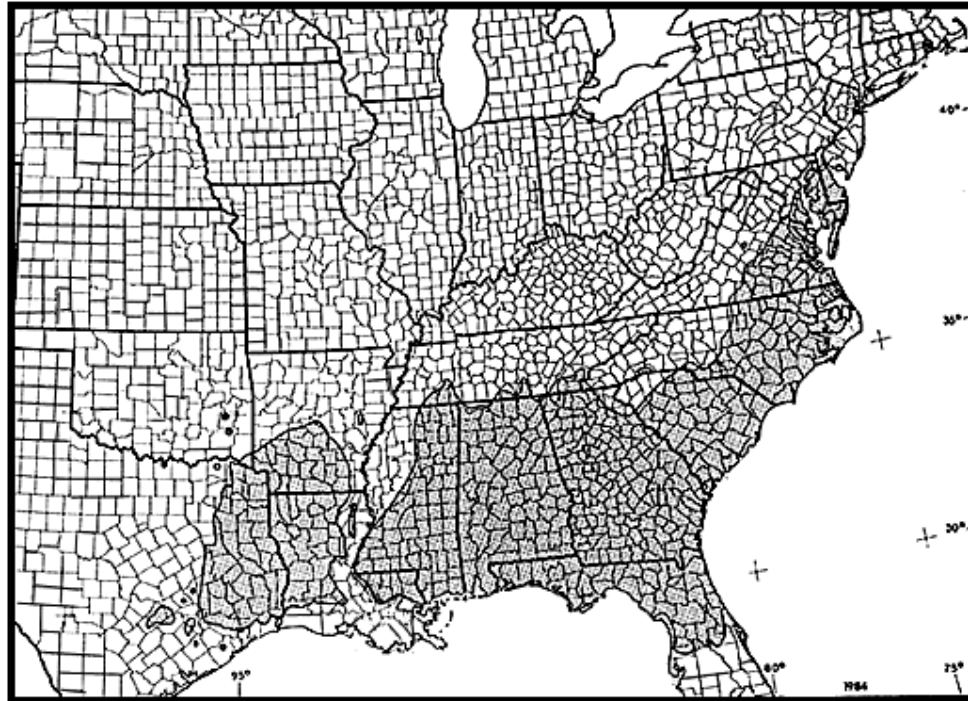


Figura 1 – Região de ocorrência natural da espécie *Pinus taeda*. Fonte: NSCU (2008).

O *P. taeda* foi introduzido no Brasil em 1948 por meio do Serviço Florestal do Estado de São Paulo, utilizando como ensaios o *P. palustris*, o *P. echinata*, o *P. elliottii* e o *P. taeda*, espécies americanas conhecidas originalmente como "pinheiros amarelos". A diversidade de espécies testadas, provenientes não só dos Estados Unidos, mas também do México, da América Central, das ilhas caribenhas e da Ásia, foi fundamental para que se pudesse traçar um perfil das características de desenvolvimento de cada espécie, viabilizando os plantios comerciais nos mais variados sítios ecológicos existentes no País. Dentre essas espécies, o *P. elliottii* e o *P. taeda* se destacaram pela facilidade nos tratamentos culturais, rápido crescimento e reprodução intensa no sul e sudeste do Brasil, sendo estas espécies introduzidas e

estabelecidas em experimentos a campo por agências do governo e empresas privadas.

A utilização de reflorestamentos no Brasil com fins comerciais teve início na década de 1970, promovendo a introdução de uma grande variedade de espécies exóticas, especialmente o gênero *Pinus* sp. Inicialmente, os plantios mais extensos foram estabelecidos nas Regiões Sul e Sudeste, utilizando o *P. taeda* L. na produção de matéria-prima para as indústrias de celulose e papel, e o *P. elliottii* Engelm. para madeira serrada e extração de resina. O destaque dessas espécies se deve, em especial, por apresentarem excelentes características de produtividade, qualidade da madeira e maiores incrementos de volume, substituindo a madeira da *Araucaria angustifolia* (SBS, 2006).

Atualmente, a introdução de novas espécies de pinus é viável em todo o Brasil, constituindo-se uma importante fonte de madeira para usos em construções leves ou pesadas, englobando a fabricação de celulose e papel, lâminas e chapas de diversos tipos, madeira serrada para fins estruturais, confecção de embalagens, móveis e marcenaria em geral (MEDRADO, 2005). Além disso, a possibilidade do múltiplo uso dessa espécie proporciona sua utilização em vários setores ou atividades como, por exemplo, a utilização de seu resíduo para o aproveitamento de biomassa na geração de energia, além de ser indicada para a formação de quebra-ventos e como fornecedora de sombra.

Em 2005, as florestas plantadas existentes no Brasil totalizavam cerca de 5,6 milhões de hectares, sendo 1,8 milhão de hectares com espécies de pinus, das quais 46% são de *P. taeda*, com maciça presença desta em quase todos os estados no Brasil (SBS, 2005). Dessa forma, a produção de pinus, em quase todo o território nacional, possibilita a substituição da utilização de madeiras de espécies nativas tão severamente exploradas desde a época de colonização do País.

As condições de adaptação do gênero *Pinus* sp. aos solos ligeiramente ácidos, que constituem a grande maioria dos solos do País, também permitiram a instalação de extensas áreas florestais que, juntamente com a adoção de práticas silviculturais adequadas, tornaram as espécies desse gênero importantes fontes de matéria-prima, com manutenção dos padrões de sustentabilidade (KRONKA et al., 2005).

2.2 Distribuição diamétrica

A estrutura diamétrica de uma floresta, sob o ponto de vista da produção, permite caracterizar e indicar o estoque de madeira disponível anterior a uma exploração, fornecer informações que auxiliem na tomada de decisões sobre a necessidade de reposição florestal (SCOLFORO et al., 1998; PULZ et al., 1999), além de descrever importantes características de um povoamento e probabilidades de projeção através do tempo.

No Brasil, o estudo das distribuições diamétricas tem sido muito utilizado como ferramenta para o manejo de florestas, sendo também difundido e aplicado na Europa e Estados Unidos por ser um método fácil e eficiente na caracterização de um povoamento. A variável diâmetro, obtida por medição direta das árvores, é bem correlacionada com outras variáveis, tais como o volume, a qualidade de produção e os custos de exploração (BARTOSZECK et al., 2004).

As quantificações da distribuição de diâmetro e sua relação como o sítio, a composição, a idade e a densidade do povoamento são importantes instrumentos de predição econômica e biológica (BAILEY e DELL, 1973; UMAÑA, 1997). Além disso, a distribuição dos diâmetros é o mais simples e poderoso fator para retratar as propriedades das árvores de um povoamento (RODOVANSKI, 2003; LOETSCH et al., 1973).

Com o conhecimento da estrutura diamétrica, é possível avaliar o comportamento da espécie, tendo em vista os vários fatores que possam interferir em seu crescimento, dentre eles, o manejo e as atividades de exploração comercial (BARTOSZECK et al., 2004).

Para Clutter et al. (1983), a análise da distribuição diamétrica permite estimar o número de árvores por hectare para cada classe de diâmetro, bem como determinar a altura média nas classes de diâmetro, permitindo obtenção de informações mais detalhadas sobre a estrutura de produção do povoamento.

Segundo Leão (2006), para que seja possível a construção das distribuições de frequência diamétrica, as classes devem ter amplitudes iguais, com a escolha dos limites nos intervalos entre duas possíveis observações; o número de intervalos

não deve ultrapassar a vinte classes; a escolha dos limites deve facilitar o agrupamento; a marcação dos pontos médios deve ser entre os intervalos; na construção de histogramas, cada retângulo deverá ter uma área proporcional à frequência relativa correspondente ou à frequência absoluta; além da utilização de critérios para determinar os intervalos de classe diamétrica, a exemplo da Tabela 1:

Tabela 1 – Critério para determinar os intervalos classes de diamétricas

Tamanho da Amostra (n)	Número de Classe (c)
30 a 50	5 a 7
51 a 100	6 a 10
101 a 250	7 a 12
Acima de 250	10 a 20

Fonte: Leão (2006).

Outra opção, para determinação do tamanho ou intervalo de classes (L) é pela razão entre a amplitude total e o número de classes:

$$L = \frac{R}{c} \quad (1)$$

Sendo:

R = amplitude - o maior valor da amostra menos o menor valor da amostra e;

c = número de classes diamétricas.

Dessa forma, a mesma teoria usada para a distribuição diamétrica pode ser aplicada a outras variáveis dendrométricas, utilizando a fórmula de Sturges citada por (Finger, 1992):

$$nc = 1 + 3,3 \log n \quad (2)$$

Sendo:

n = número de observações; e

nc = número de classes.

Os modelos de produção são importantes instrumentos que utilizam a distribuição diamétrica, subsidiando o planejamento florestal e, embora impliquem em uma simplificação da realidade, permitem obter um diagnóstico da distribuição diamétrica das árvores que compõem a floresta (PULZ et al., 1999).

Segundo Temps (2005), os modelos de produção por classe diamétrica permitem analisar toda a estrutura do povoamento. Esses modelos também permitem a avaliação econômica de produtos discriminados em classe de tamanho, possibilitando a avaliação de novas opções para o uso dos produtos da floresta (SILVA, 1999).

Os modelos de distribuição diamétrica baseiam-se em funções probabilísticas que permitem descrever as alterações ocorridas na estrutura do povoamento (número de árvores por classe de diâmetro), nas relações hipsométricas e nas taxas de mortalidade, podendo todas essas características ser analisadas simultaneamente (ABREU, 2000). Além disso, a distribuição diamétrica é um indicador do estoque de crescimento propiciando a elaboração de conclusões a respeito da estrutura da floresta (LOETSCH et al., 1973). Geralmente, as distribuições diamétricas consideram a frequência por classes de diâmetro, podendo eventualmente incluir a área basal, o volume, assim como os incrementos em diâmetro (ARCE, 2004).

As distribuições diamétricas ponderadas são, freqüentemente, utilizadas para favorecer as maiores árvores que constituem a parte mais valiosa do estoque de crescimento (VAN DEUSEN, 1986). Nos inventários por contagem angular, a área basal é o fator de ponderação mais utilizado (VAN DEUSEN, 1986; LAPPI e BAILEY, 1987; MALTAMO et al., 1995).

Os inventários de florestais plantadas com parcelas de área fixa, comumente utilizam-se da distribuição diamétrica não-ponderada, uma vez que, na prática, nessas parcelas, são medidas todas as árvores acima de um diâmetro mínimo, sem chance das maiores árvores serem amostradas (ARCE, 2004).

Para Scolforo e Thierschi (1998), um sistema de predição presente e futura da produção, baseado em algumas das funções de distribuição, é imprescindível para definir antecipadamente estratégias de manejo dos povoamentos florestais, possibilitando prognosticar o crescimento e a produção florestal, inclusive dos múltiplos produtos da madeira. Além disso, a predição de parâmetros é um

procedimento amplamente empregado para prever distribuições de variáveis aleatórias, por meio da utilização de um conjunto de variáveis exógenas relacionadas com a distribuição (TORRES-ROJO et al., 2000).

Nos estudos de distribuição de frequência de indivíduos em populações florestais, tem-se utilizado várias funções de distribuição diamétrica (BAILEY e DELL, 1973; HAFLEY e SCHREUDER, 1977; MALTAMO et al., 1995; MALTAMO et al., 2000) que, por sua vez, determinam um sistema de predição do crescimento por classe diamétrica, definindo para cada sítio a idade, o número e a intensidade de desbaste, a rotação econômica ótima, a densidade inicial de plantio, dentre outras possibilidades (SCOLFORO e THIERSCHI, 1998).

Segundo Sanquetta (1996), os pioneiros no uso dessas metodologias foram Bliss e Reinker (1964), com o estudo da distribuição Ln-normal em povoamentos de *Pseudotsuga menziesii*; Nelson (1964), estudando a distribuição Gama em *Pinus taeda*; e Clutter e Bennett (1965) utilizando a distribuição Beta também para o *P. taeda*. Finger (1982) ajustou várias distribuições de probabilidade para *Acacia mearnsii* e concluiu que a SB de Johnson foi a que melhor representou a distribuição de diâmetros. Maestri (1992), também estudando a produção presente e futura da *Acacia mearnsii*, por meio da distribuição Weibull, obteve bons resultados utilizando o método dos percentis. Scolforo (1990) utilizou a distribuição Weibull em *Pinus caribaea* var. *hondurensis* obtendo a compatibilidade da área basal determinada pela soma das classes diamétricas. Leite et al. (1990) utilizaram a distribuição Weibull na determinação da produção de madeira de *Eucalyptus saligna* para celulose e energia.

Para Scolforo e Thierschi (1998), a estrutura básica para o desenvolvimento de modelos de crescimento e produção se dá por causa da probabilidade de descrever a estrutura diamétrica das populações, utilizando distribuições matemáticas definidas como função de densidade de probabilidade (fdp), destacando-se a Gama, a Ln-normal, a Beta, a SB de Johnson, a Weibull, a Exponencial e a Normal. No Brasil, foram desenvolvidos trabalhos de pesquisa sobre distribuição de diâmetros em vários locais e espécies diferentes, a exemplo dos estudos de Couto (1980) para *Pinus caribaea* var. *caribaea*, Campos e Turnbull (1981) para *Pinus patula*, Finger (1982) para *Acacia mearnsii*, Schneider (1984) para

Pinus elliottii, Veiga e Brister (1983) para *Pinus elliottii* e Batista (1989) para as espécies da floresta tropical pluvial.

A caracterização e a definição da distribuição diamétrica são de importância fundamental nos estudos de sortimento dos povoamentos em vários momentos de sua existência. Vallejos (2003) testou as distribuições Beta, Gama, Normal, SB de Johnson e Weibull com três parâmetros, ajustando-as por meio do desenvolvimento de um sistema de simulação de crescimento e produção de *Populus* sp., obtendo resultados estatísticos favoráveis, além da implementação da distribuição Weibull com três parâmetros.

Segundo Guimarães (1994), atualmente existe um consenso sobre a superioridade da função Weibull em relação às demais funções empregadas, caso estas sejam aplicadas em amostras de distribuições diamétricas de florestas equiâneas. A popularidade dessa função de densidade de probabilidade de Weibull se baseia na relativa simplicidade de uso, pela sua flexibilidade e pela facilidade de correlacionar os seus parâmetros, de forma significativa, com algumas características importantes do povoamento (BAILEY e DELL, 1973). Por essa razão, a função Weibull tem sido extensivamente utilizada em estudos de crescimento e produção florestal, com vários trabalhos publicados em literatura nacional e internacional, destacando-se os autores Smalley e Bailey (1974), Hafley e Schreuder (1977), Clutter e Belcher (1978), Clutter et al. (1983), Little (1983), Bailey et al. (1985), Leite et al. (1990), Abreu et al. (2000) e Nogueira et al. (2005).

Para estimar os parâmetros da distribuição Weibull, muitos métodos têm sido desenvolvidos, com destaque aos estimadores de máxima verossimilhança, estudados por Harter e Moore (1965), Bailey (1974), Belcher e Clutter (1977) e Cao (2004), dentre outros. Por outro lado, alguns trabalhos, a exemplo de Clutter e Bennett (1965), destacam a utilização da distribuição Beta para predição de madeira para múltiplos usos em plantações de *Pinus elliottii*.

Muitos resultados de pesquisas de ajuste de distribuição diamétrica de florestas têm indicado a distribuição Weibull como a mais sustentável para estimar as frequências por classe de diâmetro (GADOW, 1984; BORDERS et al., 1987). Nesse sentido, na Espanha, a distribuição Weibull se constitui no modelo mais utilizado para descrever a distribuição diamétrica de florestas (ÁLVAREZ, 1997; DEL RIO, 1998; GARCÍA GÜEMES et al., 2002). Maestri (1992), aplicou a distribuição

Weibull, com três parâmetros, para estimar a produção presente e futura de volume de madeira e peso de casca em povoamentos de acácia-negra (*Acacia mearnsii*), obtendo resultados com aceitável grau de confiabilidade. Para o mesmo objetivo, Cunha Neto (1994) ajustou a distribuição Weibull para desenvolver um sistema de predição da produção por classe de diâmetro presente e futura para as espécies *Eucalyptus grandis* e *Eucalyptus urophylla*.

Muitos outros trabalhos na área florestal, utilizando as distribuições probabilísticas, têm sido estudados ao longo dos anos. Soares (1993) trabalhou com a distribuição Beta, Gama, Ln-normal e Weibull em um povoamento adulto de eucalipto e verificou que a distribuição Beta teve um ajuste mais eficiente. Em estudos de mortalidade Cao (1997) analisou a distribuição Weibull e a Exponencial para investigar se a mortalidade das árvores era proporcionalmente distribuída entre as classes de diâmetro.

Machado et al. (2000) citam a importância de diversos autores realizarem pesquisas sobre o ajuste de funções de densidade de probabilidade, para representar a distribuição de freqüências, por unidade de área, para diversas formações florestais, tanto plantações como florestas nativas, destacando Couto (1980), para *Pinus caribaea* em São Paulo; Finger (1982), para *Acacia mearnsii* de Wild, no Rio Grande do Sul; Cunha (1995), para florestas tropicais da Amazônia; e Thierschi (1997), para *Eucalyptus camaldulensis* no município de João Pinheiro, Minas Gerais.

2.3 Função de Densidade de Probabilidade (FDP)

A estatística tem contribuído de forma significativa para o desenvolvimento da Ciência Florestal. Seus conceitos, medidas e testes têm sido fundamentais, tanto para o diagnóstico de situações, como para previsões e tomada de decisões (SILVA, 2003).

Dessa forma, para um bom planejamento florestal, é exigida uma análise de diversos fatores que, muitas vezes, precisam ser estimados, sendo as distribuições probabilísticas importantes ferramentas para a predição de fenômenos, permitindo o

estudo do comportamento de variáveis do meio físico ou biológico, denominadas funções densidade de probabilidade (SILVA, 2003).

As funções de densidade de probabilidade permitem estimar a provável distribuição que apresentam os diâmetros, descrevendo matematicamente a estrutura de um povoamento (BARRA, 2003), facilitando o planejamento da produção da floresta (MACHADO, 2000).

Segundo Guidorizzi (2001), uma função definida para todo 'x' real é integrável em todo intervalo $[a, b]$, com a e b reais e $a < b$, quando satisfeitas as seguintes condições:

$$f(x) \geq 0 \quad \text{para todo } x;$$

$$\int_{-\infty}^{+\infty} f(x) d_x = 1, \quad (3)$$

se x é uma variável aleatória contínua com a função de densidade de probabilidade f , então define-se a esperança matemática de x por:

$$E(X) = \int_{-\infty}^{+\infty} xf(x) d_x, \quad (4)$$

e sua variância por:

$$\sigma_x^2 = \int_{-\infty}^{+\infty} x^2 f(x) d_x - [E(X)]^2 \quad (5)$$

Contudo, segundo Maltamo et al. (1995, apud Arce, 2004), não existem ainda referências claras sobre os critérios de aplicabilidade das diversas funções de distribuição probabilística nos trabalhos florestais, sendo difícil encontrar alguma evidência biológica sugerindo uma distribuição específica.

2.3.1 Distribuição Weibull

A função de Weibull foi desenvolvida em 1928 por Fischer e Tippert, sendo aplicada em 1939 por Weibull, físico sueco, no estudo de resistência de materiais (PRODAN, 1997). Na área florestal, a função de distribuição Weibull foi utilizada com maior ênfase por Bailey e Dell (1973), sendo essa função com dois ou três parâmetros, convencionalmente conhecida como uma função de densidade de probabilidade, expressa por:

a) Função de Weibull com dois parâmetros:

$$f(x) = \left(\frac{\beta}{\sigma}\right) \left(\frac{x}{\sigma}\right)^{\beta-1} \cdot \exp\left(-\left(\frac{x}{\sigma}\right)^\beta\right) \quad (6)$$

b) Função de Weibull com três parâmetros:

$$f(x) = \left(\frac{\beta}{\sigma}\right) \left(\frac{x-\alpha}{\sigma}\right)^{\beta-1} \cdot \exp\left[-\left(\frac{x-\alpha}{\sigma}\right)^\beta\right] \quad (7)$$

Sendo:

α = parâmetro que indica a locação inicial da distribuição do diâmetro mínimo;

σ = valor de escala;

β = forma da distribuição de densidade de probabilidade;

x = variável aleatória observada;

$f(x)$ = freqüência por unidade de área.

Segundo Von Laar (1979), as funções de densidade de probabilidade de Weibull, com dois ou três parâmetros, apresentam três características específicas: (1) assume uma condição de locação da posição inicial da distribuição, com diâmetro mínimo $\alpha \leq x < \infty$; (2) assume um valor de escala ($\sigma < 0$); e (3) assume

um valor da forma da distribuição de densidade de probabilidade ($\beta > 0$), para a condição de $x \geq 0$, conforme Figura 2. Bailey e Dell (1973) citam que, quando $\beta = 3,6$, a distribuição de densidade de probabilidade de Weibull passa a descrever uma forma normal.

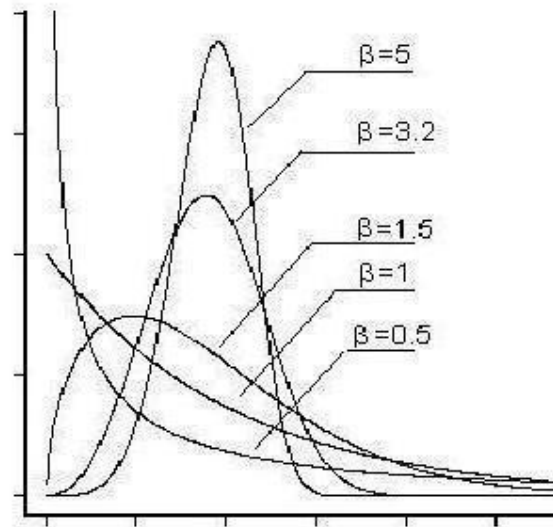


Figura 2 – Distribuição Weibull para diferentes valores do parâmetro de forma β . Fonte: Charles Annis (2007) – adaptado.

Segundo Johnson e Kotz (1970), os parâmetros da função de densidade de probabilidade de Weibull assumem valores positivos entre $1 < \beta < 3,6$, se $\beta = 1$ e $\alpha = 0$, restringindo a função a:

$$f(x) = \frac{1}{\sigma} \cdot \exp\left(-\frac{x}{\sigma}\right) \quad (8)$$

A distribuição densidade de probabilidade acumulada por classe de diâmetro da função de Weibull, é expressa pela equação seguinte, sendo representada para diferentes valores do parâmetro de forma β .

$$f(x) = 1 - \exp\left[\left(\frac{x - \alpha}{\beta}\right)^\beta\right] \quad (9)$$

Sendo:

α = parâmetro que indica a locação inicial da distribuição do diâmetro mínimo;

β = forma da distribuição de densidade de probabilidade;

x = variável aleatória observada;

$f(x)$ = freqüência por unidade de área.

Além disso, o modelo Weibull, pela sua flexibilidade, pode assumir uma ampla variedade de formas de distribuição de freqüência por classe de diâmetro, ou seja, exponencial, hiperbólica ou normal, com assimetria positiva ou negativa dependendo da tendência dos valores da variável dependente, e por conseqüência, dos parâmetros da função. O método para predição dos parâmetros da função de densidade de probabilidade de Weibull consiste em derivar as relações entre os parâmetros das variáveis associadas ao modelo, denominados de PPM (Parameter Prediction Model).

2.3.2 Distribuição Normal

A distribuição Normal é a mais familiar das distribuições de probabilidade, além de ser uma das mais importantes. Foi estudada inicialmente no século XVIII, quando uma análise de erros experimentais originou uma curva em forma de sino. Embora ela tenha sido utilizada pela primeira vez em 1733, por De Moivre, a distribuição Normal recebe o nome de distribuição gaussiana, em homenagem ao cientista alemão Karl Friedrich Gauss, o primeiro a aplicá-la em 1809, sendo as suas propriedades matemáticas posteriormente estudadas por De Moivre, Laplace e Gauss. Essa distribuição fornece uma boa aproximação de curvas de freqüência

para medidas de dimensões e características humanas como, por exemplo, a altura de uma população.

É amplamente utilizada nas áreas da Engenharia Florestal e Ciências Biológicas, sendo uma das mais importantes distribuições contínuas, em consequência de muitas variáveis aleatórias de ocorrência natural ou de processos práticos seguirem essa tendência. A importância da distribuição Normal se deve ao fato de muitas variáveis biométricas serem aproximadamente normais, de as variáveis não-normais poderem ser transformadas em variáveis normais, ou ainda, da parte central de uma curva não-normal ser razoavelmente aproximada com uma curva Normal (AMARAL, 1996).

Meyer (1977) define a distribuição Normal como uma variável aleatória contínua x , com função de densidade de probabilidade dada por:

$$f(x) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} \cdot \exp\left[-\frac{1}{2}\left(\frac{x-\mu}{\sigma}\right)^2\right] \quad (10)$$

Sendo:

μ = média da população;

σ = desvio-padrão da variável estudada.

x = variável aleatória observada;

$f(x)$ = freqüência por unidade de área.

Esses parâmetros indicam uma distribuição normal se apresentarem as seguintes dimensões e limites:

$$-\infty < x < \infty ,$$

$$-\infty < \mu < \infty ,$$

$$\sigma^2 > 0.$$

O parâmetro μ é estimado por:

$$\mu = \frac{\sum_{i=1}^N x_i}{N} \quad (11)$$

E o desvio-padrão (σ) obtido por meio da raiz da variância (σ^2):

$$\sigma^2 = \frac{\sum_{i=1}^N (x_i - \bar{x})^2}{N - 1} \quad (12)$$

$$\sigma = \sqrt{\sigma^2} \quad (13)$$

Para variáveis com distribuição normal, com média \bar{x} e variância s^2 , aplica-se a notação $N(\bar{x}, s^2)$. O histograma de freqüências da distribuição Normal (Figura 3) possui ordenada representando a freqüência relativa e, a abscissa, os valores que a variável x assume, com valor de máxima freqüência (moda) coincidindo com o valor da média e da mediana. A curva Normal não toca a abscissa, uma vez que $f(x)$ nunca será zero, por isso, o campo de variação da distribuição Normal estende-se de $-\infty < x < \infty$. A média é o centro da curva representada no gráfico por um pico (unimodal), sendo a distribuição dos valores maiores que a média ($x + \mu > 0$) e a dos valores menores que a média ($x + \mu < 0$) perfeitamente simétrica, ou seja, passando uma linha exatamente pelo centro da curva têm-se duas metades, com a imagem de cada uma delas especular à outra.

Todas as curvas normais representativas de distribuições de freqüências podem ser transformadas em uma curva Normal-padrão, usando o desvio-padrão (σ) como unidade de medida indicativa dos desvios dos valores da variável em estudo (x), em relação à média (μ). Para cada valor de μ e/ou σ , tem-se uma distribuição e, para se calcular áreas específicas, utiliza-se uma distribuição particular padronizada.

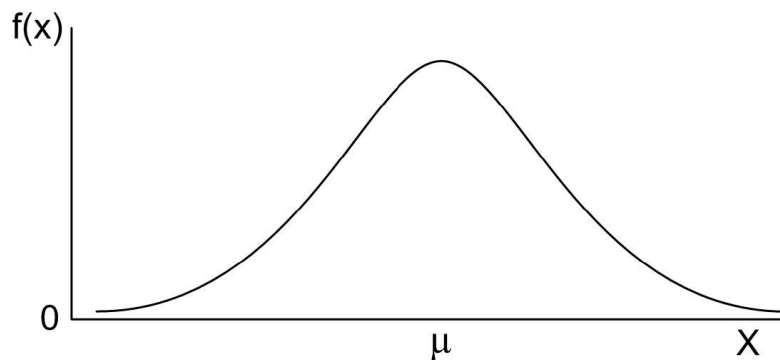


Figura 3 – Distribuição Normal. Fonte: Leão (2006).

A distribuição Normal Padrão (Figura 4) é caracterizada por possuir média (μ) igual a zero e desvio-padrão (σ) igual a um, os quais controlam o grau de distribuição em ambos os lados da curva, sendo expresso pela equação 14. Além disso, se a distribuição é simétrica em relação à média, a área da direita é igual à área da esquerda.

$$f(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \cdot \exp\left(-\frac{x^2}{2}\right) \quad (14)$$

Sendo:

x = variável aleatória observada;

$f(x)$ = frequência da distribuição Normal-Padrão.

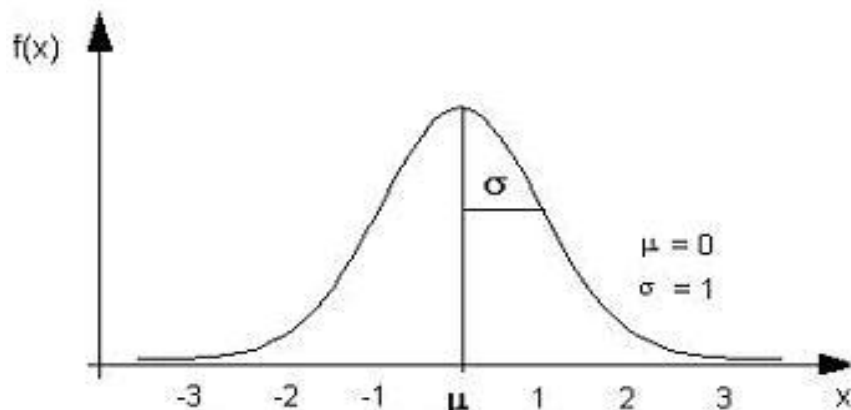


Figura 4 – Distribuição Normal-Padrão. Fonte: Conti (2007).

Na Figura 5, é apresentado o gráfico da função Normal com suas respectivas probabilidades. Os parâmetros μ e σ especificam a posição e a forma de uma curva Normal. A média posiciona o centro, enquanto o desvio-padrão fornece o grau de dispersão, sendo, 68,26% dos valores compreendidos no intervalo $\mu \pm 1\sigma$, 95,44% da população pertencente a $\mu \pm 2\sigma$, 99,73% no intervalo $\mu \pm 3\sigma$, e 99,994% da população no intervalo $\mu \pm 4\sigma$. Embora a curva Normal tenha seu limite no infinito (positivo e negativo), 99,73% dos casos ocorre entre ± 3 do desvio-padrão (PASQUALI, 2007).

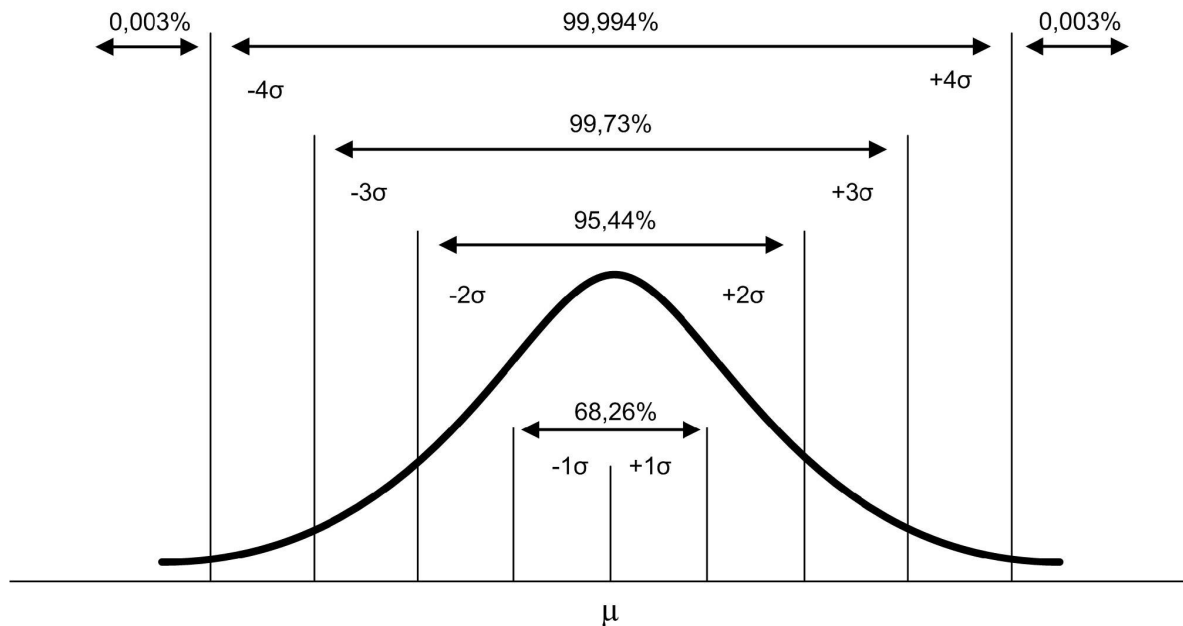


Figura 5 – Áreas da curva Normal e suas probabilidades. Fonte: Leão (2006).

A Figura 6 apresenta três curvas normais representando três diferentes populações. Nessa figura, verifica-se a influência do desvio-padrão no grau de dispersão da curva, provocando diferentes curtoses, e que quanto maior o desvio-padrão, mais achatada é a curva (Platicúrtica). A curtose da curva Normal se refere à altura do pico da curva, na qual ocorre a média da distribuição, sendo o pico mais elevado da curva chamado de leptocúrtica e, o pico mediano, denominado mesocúrtica, sendo esse último a representação de uma curva Normal padronizada

(PASQUALI, 2007). Por fim, ainda podem ocorrer as curvas normais com médias diferentes, desvios-padrão diferentes, ou ambas situações.

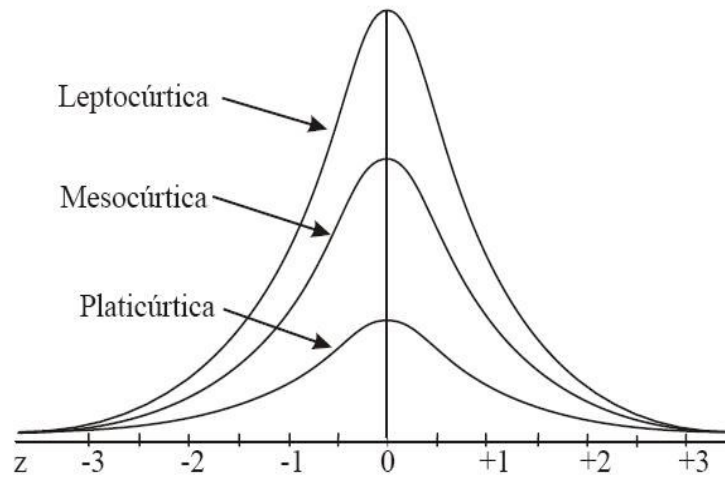


Figura 6 – Influência do desvio-padrão na forma da curva Normal. Fonte: Pasquali (2007).

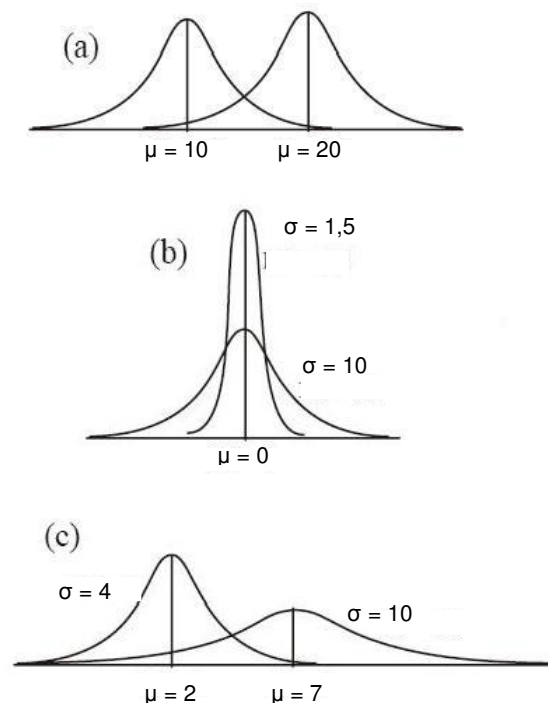


Figura 7 – Distribuição Normal: a) curvas com médias diferentes; b) curvas com a mesma média e diferente desvio-padrão; c) curvas com diferentes médias e diferentes desvios-padrão. Fonte: Pasquali (2007).

2.3.3 Distribuição Ln-normal

A distribuição Ln-normal, termo utilizado primeiramente por Gaddum em 1945, é a distribuição de uma variável aleatória cujo logaritmo natural (ln) segue uma distribuição Normal. Ou seja, uma variável x tem distribuição Ln-normal se $y = \ln(x)$ é normalmente distribuído com 'Ln' denotando o logaritmo natural. Tradicionalmente, a média e o desvio-padrão são dois parâmetros necessários para especificar um Ln-normal, uma vez que são os mesmos parâmetros utilizados na distribuição Normal.

A fórmula geral para a função de distribuição de densidade de probabilidade da Ln-normal (Figura 8) é apresentada na equação:

$$f(x) = \frac{1}{\sigma_{(x-a)}\sqrt{2\pi}} \cdot \exp\left[-\frac{1}{2}\left(\frac{\ln(x-a)-\mu}{\sigma}\right)^2\right] \quad (15)$$

Sendo:

μ = média da população;

σ = desvio-padrão;

a = constante, tal que a variável $\ln(x-a)$ tenha distribuição normal;

x = variável aleatória observada;

$f(x)$ = frequência por unidade de área.

A média e o desvio-padrão são determinados pelas expressões abaixo:

$$\bar{x} = \exp\left(\mu + \frac{\sigma^2}{2}\right) \quad (16)$$

$$s^2 = \left(\exp(2\mu + \sigma^2)\right) \cdot \left(\exp(\sigma^2) - 1\right) \quad (17)$$

$$s = \sqrt{\left(\exp(2\mu + \sigma^2)\right) \left(\exp(\sigma^2) - 1\right)} \quad (18)$$

A distribuição Ln-normal é comumente utilizada para análise geral de confiabilidade, contudo, na área florestal, geralmente não apresenta vantagem se comparada a outras distribuições. Essa distribuição é utilizada de forma expressiva em dados de fenômenos meteorológicos, a exemplo de análise de precipitações mensais ou locais, assim como de velocidade de vento ou chuva.

A distribuição Ln-normal apresenta sensibilidade no que se refere ao tamanho da amostra, sendo essa uma característica particular. Quando o tamanho de uma amostra não é suficiente, ocorre um ajustamento na sua curva, apresentando-se 'truncada' no ponto em que a amostra está representada por um único ou poucos indivíduos, e à medida que o tamanho da amostra aumenta, a curva se altera, deslocando-se para a esquerda, revelando a forma característica da distribuição Ln-normal.

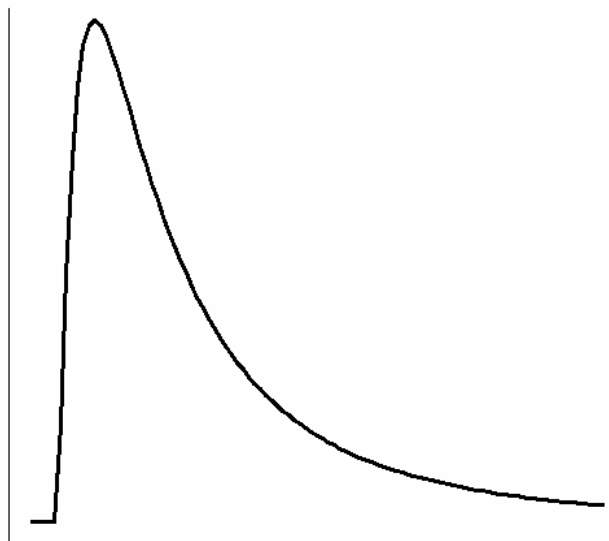


Figura 8 – Distribuição Ln-normal; Fonte: Zooneynd (2007) - adaptado.

2.3.4 Distribuição Gama

A função Gama foi utilizada pela primeira vez pelo matemático suíço Leonhard Euler (1707-1783), com o objetivo de generalizar o fatorial para valores não-inteiros. Mais tarde, em razão sua grande importância, ela foi estudada por outros eminentes pesquisadores como Adrien-Marie Legendre (1752-1833), Carl Friedrich Gauss (1777-1855), Christoph Gudermann (1798-1852), Joseph Liouville (1809-1882), Karl Weierstrass (1815-1897), Charles Hermite (1822-1901), dentre outros. Durante os anos 1729 e 1730 Euler introduziu uma função analítica, com propriedade de interpolar o fatorial quando o argumento da função fosse um número inteiro, propondo a seguinte definição para $x > 0$:

$$\Gamma(x) = \int_0^{\infty} a^{x-1} \cdot \exp^{-a} dx \quad (19)$$

Sendo:

Γ = Gama;

x = variável aleatória observada;

a = parâmetro da função (α), sendo $\alpha > 0$.

Integrando-se a função por partes e, utilizando $\exp^{-a} dx = dv$ e $a^{x-1} = \mu$, obtém-se:

$$\Gamma(x) = \exp^{-a} a^{x-1} - \int_0^{\infty} \{ (\exp^{-a} (x-1) a^{x-2} \} dx \quad (20a)$$

$$\Gamma(x) = 0 + (x-1) \int_0^{\infty} \exp^{-a} a^{x-2} dx \text{ assim,} \quad (20b)$$

$$\Gamma(x) = (x-1)\Gamma(x-1) \quad (20c)$$

Com isso, a função Gama obedece a uma relação de recorrência (FINGER, 1982). Considerando ainda, x como um número inteiro e positivo $x = n$, e aplicando este à equação anterior, obtém-se:

$$\Gamma(n) = (n-1)(n-2)\Gamma(n-2)\dots = (n-1)(n-2)\dots\Gamma(1) \quad (21a)$$

$$\Gamma(1) = \int_0^{\infty} \exp^{-x} dx = 1 \text{ assim,} \quad (21b)$$

$$\Gamma(n) = (n-1)! \quad (21c)$$

A função Gama pertence à categoria das funções transcendentais especiais, aparecendo em diversas áreas, a exemplo das séries assintóticas, da integração definitiva, das séries hipergeométricas, e em inúmeras outras teorias. Há uma variedade de distribuições contínuas limitadas à esquerda por zero, justificando o porquê da distribuição Gama ser comumente usada para representar estes tipos de situações. Além disso, a distribuição Gama é um tipo de distribuição estatística que está estreitamente relacionada com a distribuição Beta em consequência do limite das distribuições.

A função cumulativa de probabilidade da distribuição Gama tem sua representação pelo símbolo Γ (gama), como parte integrante de seu modelo matemático. Considerando ser uma variável aleatória contínua com valores não-negativos, dir-se-á que x tem uma distribuição de probabilidade Gama (Figura 9), se sua função de densidade probabilística for dada conforme a equação abaixo:

$$f(x) = \frac{1}{\beta^\alpha \Gamma(\alpha)} x^{(\alpha-1)} \cdot \exp^{-\frac{x}{\beta}} \quad (22)$$

Sendo:

β = parâmetro de escala ($\beta > 0$);

α = parâmetro de forma ($\alpha \geq 0$);
 $\Gamma(\alpha)$ = função Gama ordinária de α ;
 x = variável aleatória observada ($x > 0$);
 $f(x)$ = freqüência por unidade de área.

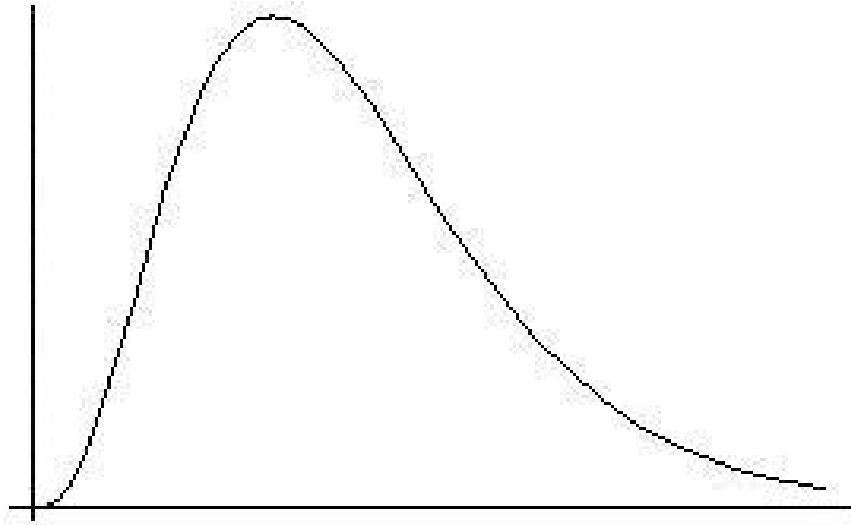


Figura 9 – Forma da Distribuição Gama. Fonte: Dannenberg (2007) - adaptada.

A distribuição Gama apresenta como propriedades, para todo $x > 0$,

$$\Gamma(1) = \Gamma(2) = 1$$

$$\Gamma(x+1) = x\Gamma(x)$$

$$\Gamma(x) = (x-1)\Gamma(x-1)$$

$$\Gamma(k+1) = k!$$

$$\Gamma(1/2) = \sqrt{\pi}$$

$$\Gamma(x+1/2) = \frac{1*3*5*\dots*(2x-1)}{2^x} \sqrt{\pi}$$

A média (μ), a variância (σ^2) e o coeficiente de assimetria (A) da distribuição Gama podem ser obtidos por:

$$\mu = \alpha / \beta \tag{23}$$

$$\sigma^2 = \alpha / \beta^2 \tag{24}$$

$$A = \frac{2}{\sqrt{\alpha}} \quad (25)$$

A distribuição Gama tem assimetria positiva com o parâmetro β diminuindo e com o parâmetro α aumentando. Variando-se β , com α constante, muda-se a escala da distribuição, enquanto variando-se α , individualmente, com β constante, muda-se a sua forma (Figura 10). Os parâmetros dessa distribuição podem assumir qualquer valor positivo e, no caso de α tender para infinito ($A = 0$), a distribuição Gama tende a ser simétrica.

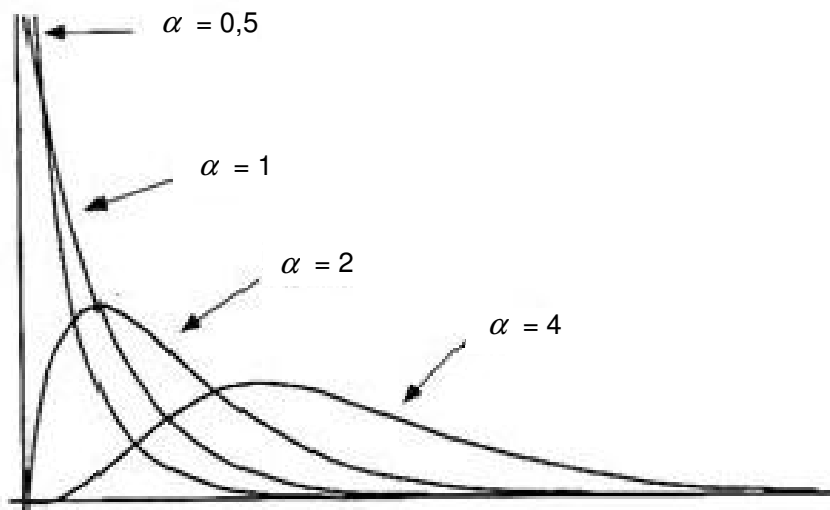


Figura 10 – Distribuição Gama para diferentes valores do parâmetro de forma α .
Fonte: ICESS – USP (2007).

2.4 Testes de aderência

A qualidade de ajustamento produzida pelos métodos de distribuição de probabilidade é medida pelo índice de aderência que se refere ao grau de

concordância entre uma distribuição observada e uma teórica esperada, ao nível de 1 ou 5% de probabilidade de erro (CAO, 2004; ANDERSON e DARLING, 1954; REYNOLDS et al., 1988; FINGER, 1982), sendo essas distribuições determinadas por meio dos testes de aderência Anderson-Darling – AD, Qui-quadrado – χ^2 , Kolmogorov-Smirnov – KS, Cramér-von Mises – W-Sq, e Shapiro-Wilk – W. Esses testes de aderência são determinados por meio das seguintes fórmulas:

a) Teste de Anderson-Darling (AD):

$$AD_i = -n_i - \sum_{j=1}^{n_j} (2j-1) [\ln(u_j) + (1 - u_{n-j+1}) / n_i] \quad (26)$$

b) Teste de Kolmogorov-Smirnov (KS):

$$KS_i = \max \{ \max_{1 \leq j \leq n_i} [j / n_i] - u_j \} \quad (27)$$

Sendo:

$$u_j = 1 - \exp \left\{ - \left[(x_j - a) / b \right]^c \right\};$$

n_i = número de árvores na i^{th} combinação de idade da amostra;

x_j = diâmetro, ordenado em ordem ascendente em cada combinação de idade da amostra ($x_1 \leq x_2 \leq \dots \leq x_{n_i}$).

c) Teste de Qui-quadrado (χ^2):

$$\chi^2 = \sum_{i=1}^k (O_i - E_i)^2 / E_i \quad (28)$$

Sendo:

O_i = freqüência observada na classe i ;

E_i = freqüência esperada ou ajustada na classe i ;

k = número de classes;

$$E_i = N(F(Y_{it}) - F(Y_{it})),$$

F = distribuição acumulativa da função de distribuição;

Y_{it} = limite superior da classe i ;

Y_{it} = limite inferior da classe i ;

N = amplitude da amostra.

d) Teste de Shapiro-Wilk (W):

$$W = \frac{\left(\sum_{i=1}^n a_i x_{(i)} \right)^2}{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2} \quad (29)$$

Sendo:

$x(i)$ = valores amostrados ordenados;

$x(1)$ = menor valor da amostra;

a_i = constante gerada pela média, variância e covariância das amostras de tamanho n da distribuição Normal.

e) Teste de Cramér-von Mises (W-Sq):

$$W^2 = \int_{-\infty}^{\infty} [F(x) - F^*(x)]^2 dF(x) \quad (30)$$

Sendo:

$F(x)$ = distribuição de probabilidade de frequência teórica;

$F^*(x)$ = distribuição de probabilidade empírica ajustada.

Além desses testes, recursos gráficos, como histogramas e Normal plot, também são utilizados para verificar a suposição de normalidade dos dados. Contudo, para Cargnelutti Filho et al. (2004), a simples visualização dos dados amostrais de uma variável em um histograma de frequência é insuficiente para inferir, dentre as diversas funções de distribuição de probabilidade conhecidas, a que melhor se ajusta aos dados em estudo. Além disso, essas estatísticas têm metodologia diferente para realização do teste de hipóteses, fazendo-se necessário um estudo mais detalhado para a determinação da mais adequada (LEOTTI et al., 2005).

Para Barra (2003), as distribuições podem ser ajustadas por diversos métodos, os quais teoricamente deveriam apresentar resultados semelhantes entre si. Os testes de aderência, a exemplo do Qui-quadrado, Kolmogorov-Smirnov, Shapiro-Wilk, Cramér-von Mises, são utilizados para comparar as probabilidades empíricas de uma variável com as probabilidades teóricas, estimadas pela função de distribuição aplicada pelo teste, determinando-se os valores da amostra, podem razoavelmente ser considerados como provenientes de uma população com aquela distribuição teórica (CARGNELUTTI FILHO et al., 2004). O Qui-quadrado e o Kolmogorov-Smirnov são os mais utilizados para tais finalidades, sendo o primeiro normalmente mais eficaz (CATALUNHA et al., 2002).

A estatística apropriada do teste Qui-quadrado é baseada na maior diferença absoluta entre a função de distribuição Normal acumulada e a frequência relativa observada acumulada e ajustada. É usado para determinar se duas distribuições de probabilidade subjacentes diferem uma da outra, ou se uma das distribuições de probabilidade subjacentes difere da distribuição em hipótese, em qualquer um dos casos com base em amostras finitas.

O teste Qui-quadrado é um teste de hipóteses destinado a encontrar um valor de dispersão para duas variáveis nominais, avaliando a associação existente entre essas variáveis qualitativas. É um teste não-paramétrico, ou seja, não depende dos parâmetros populacionais, como média e variância. Tem como princípio básico comparar as possíveis divergências entre as frequências observadas e esperadas para certo evento, sendo utilizado para verificar se a distribuição das frequências observadas de um grupo de dados ajusta-se a um modelo teórico pré-determinado. Porém, para Campos (1983, apud CARGNELUTTI FILHO et al., 2004), o teste de

aderência de Qui-quadrado apresenta limitações quando a frequência de uma classe é inferior a cinco, perdendo-se informações quando os dados são agrupados em classes. Esse evento não ocorre no teste de Kolmogorov-Smirnov, pois este pode ser realizado com os dados agrupados ou isolados, sendo normalmente mais eficiente que o Qui-quadrado em amostras menores que trinta observações.

O teste de aderência não-paramétrico Kolmogorov-Smirnov, por causa da sua sensibilidade a qualquer diferença do valor central e da dispersão, é geralmente indicado para avaliar a qualidade de ajustamento produzida na distribuição teórica de um conjunto de dados, (GIBBONS e CHAKRABORTI, 1992; GADOW, 1983; CAO, 2004). Esse teste se refere ao grau de concordância entre uma distribuição observada e uma distribuição teórica esperada. Para o teste, computa-se a maior diferença, comparando-se as frequências das distribuições estimadas e esperadas, acumuladas em cada classe. O teste Kolmogorov-Smirnov é mais sensível em pontos próximos da mediana da distribuição do que nas caudas, evento também observado no teste Anderson-Darling.

Segundo Leotti et al. (2005), os testes de Anderson-Darling, Cramér-von Mises e Kolmogorov-Smirnov são baseados na função de distribuição empírica (FDE) dos dados, apresentando maior poder e invariância dos pontos médios dos intervalos escolhidos em relação aos pontos médios observados no teste de aderência Qui-quadrado.

Na área florestal, o teste Kolmogorov-Smirnov tem ampla utilização para determinar a distribuição diamétrica, sendo o método de ajuste que melhor descreve a estrutura do povoamento (CAO e BURKHART, 1984; GLADE, 1986; ZHOU e MCTANGUE, 1996; SCOLFORO, 1998; TABAI, 1999), baseando-se na máxima diferença entre as distribuições acumulativas dos erros (NEWNHAM, 1992). O uso dessa metodologia é recomendado para ajuste de distribuições diamétricas e para a construção de modelos de crescimento e produção de povoamentos florestais em geral (BARRA, 2003).

O teste de Kolmogorov-Smirnov pertence à classe suprema de estatísticas baseadas na FDE, pois trabalha com a maior diferença entre a distribuição empírica e a hipotética. Já os testes Anderson-Darling e Cramér-von Mises pertencem à classe quadrática de estatísticas baseadas na FDE, pois trabalham com as diferenças quadráticas entre a distribuição empírica e a hipotética. O teste de

Shapiro-Wilk se baseia nos valores amostrais ordenados, elevados ao quadrado, e tem sido o teste de normalidade preferido, especialmente por ser mais poderoso que diversos testes alternativos (LEOTTI et al., 2005). Além disso, o teste Shapiro-Wilk é o mais indicado quando o tamanho da amostra ou o número de parcelas for menor que 50.

No estudo realizado por Leotti et al., (2005) para dados normais, os critérios Kolmogorov-Smirnov, Anderson-Darling, Cramér-von Mises e Shapiro-Wilk mostraram-se equivalentes, com exceção do critério de Kolmogorov-Smirnov que claramente se mostrou inferior aos demais. Além disso, para todas as distribuições não-normais geradas, evidenciaram-se uma inferioridade do teste de Kolmogorov-Smirnov em relação aos demais, e uma superioridade do teste de Shapiro-Wilk, concluindo que este seja aparentemente o melhor teste de aderência à normalidade.

O teste de Kolmogorov-Smirnov de uma amostra considera que, na medida em que o valor resultante se aproxima de zero, a amostra é melhor representada pela distribuição teórica avaliada. Geralmente, pode ser aplicado para verificar se a característica estudada da amostra é oriunda de uma população com distribuição normal, sendo o teste mais apropriado para dados ordenados ou quando a variável tem distribuição contínua, além de não promover mudanças quando se estimam os parâmetros das distribuições. Segundo Sokal e Rohlf (1982), o teste é de execução simples quando comparado ao Qui-quadrado, considerando que, no teste Qui-quadrado, existe perdas de graus de liberdade, além de ser baseado na maior diferença absoluta entre a freqüência acumulada observada e a estimada pela distribuição Normal.

Pode-se dizer que dois grupos comportam-se de forma semelhante, se as diferenças entre as freqüências observadas e as esperadas em cada categoria forem muito pequenas ou próximas a zero. Nesse caso, o teste Kolmogorov-Smirnov é utilizado para verificar se a freqüência com que um determinado acontecimento observado em uma amostra se desvia significativamente ou não da freqüência com que ele é esperado, e para comparar a distribuição de diversos acontecimentos em diferentes amostras, a fim de avaliar se as proporções observadas desses eventos mostram ou não diferenças significativas, ou se as amostras diferem significativamente quanto às proporções desses acontecimentos.

Para aplicar o teste Kolmogorov-Smirnov algumas exigências precisam ser satisfeitas: 1) deve existir a independência dos grupos; 2) deve-se realizar a seleção aleatória dos itens de cada grupo; 3) as observações devem ser freqüências ou contagens; e 4) cada observação deve pertencer a somente uma categoria. Além disso, pelo fato de ter a finalidade de comparar se as freqüências observadas na amostra estão próximas das freqüências esperadas para a distribuição Normal, é recomendada a utilização desse teste para amostras grandes ($n > 50$). Nesse caso, se as freqüências esperadas não diferirem estatisticamente das freqüências observadas, pode-se dizer que a característica em estudo da população tem distribuição Normal.

Como opção aos testes de aderência Qui-quadrado e Kolmogorov-Smirnov, também é usualmente aplicado o teste de Anderson-Darling, tendo a vantagem de ser mais sensível que os dois mencionados anteriormente, pois proporciona maior peso aos pontos da cauda da distribuição. Dessa forma, valores pequenos da estatística de Anderson-Darling indicam que a distribuição estima melhores os dados, ou seja, quanto menor o valor para a estatística de Anderson-Darling melhor será o ajuste da curva sobre os dados. Esse teste pode ser usado com pequenas amostras ($n < 25$). Para amostras de tamanhos muito grandes, a hipótese de normalidade pode ser rejeitada (STEPHENS, 1977; MARTINEZ-ESPINOSA et al., 2004).

Em suma, observa-se que são de fundamental importância o conhecimento e a utilização de testes de aderência, possibilitando verificar se a distribuição de probabilidade dos dados de uma variável em análise poderá ou não ser estudada por uma função de distribuição de probabilidade conhecida (CARGNELUTTI FILHO et al., 2004).

2.5 Prognose da distribuição probabilística

Na maioria dos estudos sobre a projeção do crescimento e produção de povoamentos florestais, os parâmetros de uma função de densidade probabilística são modelados de forma explícita, mediante modelos lineares ou não lineares de

variáveis preditoras que utilizam parâmetros do povoamento, a exemplo da densidade, do diâmetro médio, da altura dominante, do índice de sítio e da idade. As informações resultantes dos modelos de crescimento são utilizadas para prever o estoque em crescimento atual e futuro dos povoamentos, a fim de possibilitar planejamentos e tomadas de decisões (SOARES et al., 2007). Nesse procedimento de predição de parâmetros de uma função de densidade de probabilidade, embora as relações lineares dos modelos tenham fundamento biológico, em alguns casos, a precisão gerada tem sido baixa (CAO e BURKHART, 1984; CAO, 2004).

Para obter os parâmetros da distribuição de Weibull, também podem ser empregados métodos de ajuste da máxima verossimilhança descrito por Bailey e Dell (1973), Finger (1982) e Gadow (1983); dos momentos empregado por Burk e Newberry (1984), Abreu (2000); e dos percentis utilizado por Bailey e Dell (1973), Cao e Burkhart (1984), Maltamo et al. (2000) e Cao (2004).

Para a utilização do método de máxima verossimilhança, é necessário que haja a iteração, possibilitando a resolução dos estimadores dos parâmetros utilizando o procedimento iterativo de Newton, pelo método dos Mínimos Quadrados não-ordinários, obtendo-se a regressão não-linear (LEE, 1980).

Recentemente, Cao (2004) desenvolveu um algoritmo para a solução da função de densidade de probabilidade de Weibull, utilizando o método de estimador de máxima verossimilhança (Maximum Likelihood Estimator – MLE - Regression). A locação dos parâmetros da função Weibull foi computada para um valor de $a = 0,5 \cdot \hat{D}_o$ (diâmetro mínimo), utilizando-se duas equações para prever a escala dos valores da forma dos parâmetros, sendo estes expressos nas equações abaixo:

$$b = \exp\{b_1 + b_2 \cdot S + b_3 \cdot \ln(N) + b_4 \cdot \ln(h_{100}) + b_5 \cdot t^{-1}\} \quad (31)$$

$$c = \exp\{c_1 + c_2 \cdot S + c_3 \cdot \ln(N) + c_4 \cdot \ln(h_{100}) + c_5 \cdot t^{-1}\} \quad (32)$$

Para estimativa dos parâmetros da função de densidade de probabilidade de Weibull no tempo, pode ser utilizada a metodologia proposta por Cao (2004), recomendando-se o uso de uma equação de regressão para definição de cada

parâmetro específico do modelo de distribuição, ajustada pelo método dos mínimos quadrados ordinários:

$$y = \exp\{b_1 + b_2.S + b_3.\ln(N) + b_4.\ln(h_{100}) + b_5.t^{-1} + \varepsilon\} \quad (33)$$

Sendo:

y = parâmetro específico da função de Weibull;

S = espaçamento relativo, $(10^4/N)^{0.5}/h_{100}$, sendo este a proporção da distância média entre duas árvores, assumindo o espaço quadrático e a altura dominante;

N = número de árvores por hectare;

h_{100} = altura dominante em metros;

t = idade do povoamento em anos;

ln = logaritmo natural;

b_j = parâmetros;

ε = erro aleatório.

Os coeficientes b_1 e c_1 são obtidos, iterativamente, para a mínima soma dos valores do logaritmo da probabilidade das amostras:

$$\sum_{i=1}^p \ln(L_i)/n_i \quad (34)$$

Sendo:

p = número de combinações de amostras-idade;

n_i = número de árvores na i^{th} combinações de amostras-idade (o termo $1/n_i$ foi incluído para uma dada equação com número diferente de árvores);

x_{ij} = diâmetro da árvore j na i^{th} combinações de amostras-idade.

$$\ln(L_i) = \sum_{j=1}^{n_i} \left[\ln(c) - \ln(b) + (c-1) \ln\left(\frac{x_{ij} - a}{b}\right) - \left(\frac{x_{ij} - a}{b}\right)^c \right] \quad (35)$$

Cao (2004) desenvolveu também um método para ajustar a função de distribuição acumulativa (Cumulative Distribution Function – CDF Regression), baseada no mesmo procedimento anterior, porém os coeficientes b_1 e c_1 nas equações são obtidos por cálculo iterativo, restringindo a seguinte função:

$$\sum_i^p \sum_{j=1}^{n_{i_i}} (F_{ij} - \hat{F}_{ij})^2 / n_i \quad (36)$$

Sendo:

F_{ij} = probabilidade observada acumulada de árvores j na i^{th} combinações de amostras-idade;

$$\hat{F}_{ij} = 1 - \exp\left\{-\left[\frac{(x_{ij} - a)}{b}\right]^c\right\};$$

x_{ij} = diâmetro da árvore j na i^{th} combinações de amostras-idade.

O procedimento denominado passo invariante baseia-se no princípio de que predições sucessivas, efetuadas da idade I_1 para I_2 e da idade I_2 para I_3 , devem, matematicamente, apresentar as mesmas predições obtidas por um único passo entre as idades I_1 e I_3 (SOMERS e FARRAR Jr., 1991; SOARES et al., 2007). Segundo Guimarães (1994), nesse procedimento, as medidas de posição, efetuadas na distribuição em determinada idade, constituem a base da estimativa das magnitudes dessas mesmas medidas em outras idades. Para o ajuste de um modelo de passo invariante, os dados relativos ao número de árvores por classe de diâmetro são ordenados de forma acumulativa, dessa forma, a classe de maior diâmetro inclui o número total de árvores contidas na parcela.

3 MATERIAL E MÉTODOS

3.1 Localização e caracterização da área de estudo

Os dados foram obtidos em áreas da Empresa Klabin S.A., na unidade localizada no município de Otacílio Costa, região fisiográfica denominada de Planalto Central Catarinense (SANTA CATARINA, 1986).

Segundo Embrapa (1999), a região possui condições climáticas favoráveis para o estabelecimento do *Pinus taeda*, pois se localiza na sub-região agroecológica 3A, denominada de Vale do Rio das Pedras e Planalto Central. Porém, o cultivo da espécie é também indicada nas sub-regiões 2A, 3B, 4A e 4B (Figura 11).

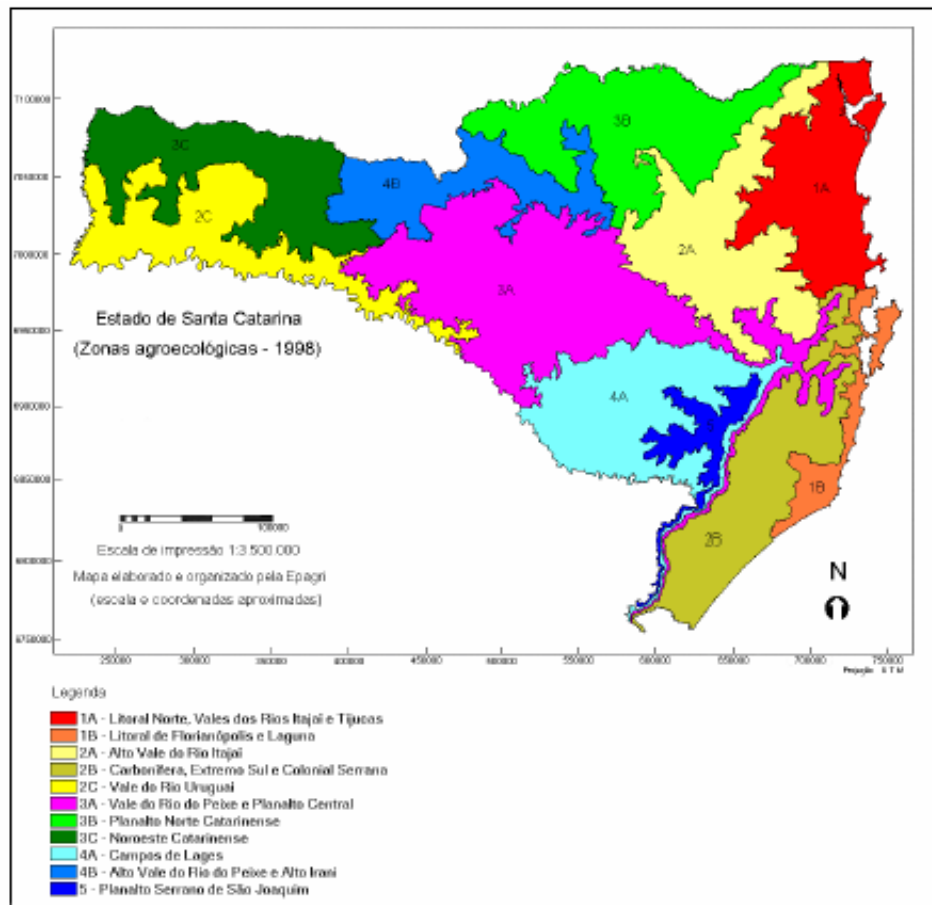


Figura 11 – Sub-regiões agroecológicas de Santa Catarina. Fonte: Embrapa, 1999.

Segundo a classificação de Köppen, o clima da região é do tipo "Cfb", mesotérmico, subtropical úmido, com verões frescos, não apresentando estação seca definida, com geadas freqüentes, em média mais de 15 dias por ano. Os dados obtidos em estação meteorológica localizada próxima da área, indicam uma precipitação média anual de 1.740 mm, distribuída em 108 dias, com temperatura média anual de 16,8 °C, com vento nordeste predominante na região (MOTTA et al., 1971). A altitude do local é bastante variável, ficando em torno das isométricas de 800 e 1.200 m acima do nível do mar (MOTTA et al., 1971).

A região onde se localizam as áreas de coleta de dados apresenta tipos de solos TBHa2, definido como terra bruna húmica álica mais cambissolo bruno húmico álico de textura argilosa e muito argilosa, com face pedregosa e não-pedregosa e, Cha5, definido como cambissolo húmico álico, pedregoso e não-pedregoso mais solo lítico húmico álico, arenito e basalto, ambos com textura argilosa e médio argilosa (SANTA CATARINA, 1986).

3.2 Características do experimento

O experimento foi instalado em 1988, e com delineamento estatístico utilizado em blocos ao acaso, com três repetições por tratamento e nove tratamentos. Os tratamentos foram definidos pelo espaçamento inicial de plantio, conforme apresentado na Tabela 2.

No presente trabalho, a análise dos dados foi realizada apenas para os tratamentos com espaçamento 2 x 2 m e 2 x 3 m, por serem os mais utilizados comercialmente, e para as idades de 6, 8, 10, 12, 14, 16 e 18 anos.

Antes da instalação do experimento, a área sofreu o preparo de solo, por meio de um trator agrícola, com uma aração, seguida de leve gradagem. O plantio foi realizado manualmente e, posteriormente, realizados tratos culturais por meio de capinas, roçadas, coroamentos e combate à formiga.

O experimento foi avaliado anualmente até os 18 anos de idade, sendo realizado no interior de cada unidade amostral medidas da circunferência à altura do peito (CAP), assim como das alturas de todas as árvores. Os CAPs foram obtidos

com fita métrica com precisão de décimos de centímetros e, posteriormente, transformados para diâmetro à altura do peito ($DAP = CAP/\pi$). Para a medição das alturas, utilizou-se um hipsômetro com uma precisão de décimos de metro. Na seleção da árvore de altura dominante (h_{100}), para cada hectare foi realizada a média aritmética das cem árvores de maior diâmetro, segundo metodologia descrita por Assmann.

Tabela 2 – Tratamentos, espaçamento entre linhas e entre plantas, do experimento da empresa Klabin S.A., em Otacílio Costa, SC

<i>Tratamento</i>	<i>Espaçamento</i>		<i>Área (m²)</i>
	<i>Entre linha (m)</i>	<i>Entre planta (m)</i>	
1	1,5	1,0	1,5
2	1,5	2,0	3,0
3	1,5	3,0	4,5
4	2,0	1,0	2,0
5	2,0	2,0	4,0
6	2,0	3,0	6,0
7	2,5	1,0	2,5
8	2,5	2,0	5,0
9	2,5	3,0	7,5

3.3 Ajuste da frequência por classe de diâmetro

Com o objetivo de gerar as prognoses para os regimes de manejo dos povoamentos, inicialmente foi necessário conhecer a estrutura de frequência de indivíduos por classe de diâmetro, em função do tempo. Os dados dendrométricos foram utilizados agrupados, ou seja, todas as idades estudadas foram processadas conjuntamente, reunidas de acordo com o espaçamento. Dessa forma, determinaram-se os parâmetros das funções utilizadas.

Para a aplicação da variável diâmetro (x) em cada função então selecionada, foi estipulado o diâmetro máximo de 47 cm, com um intervalo de classe de 2 cm, podendo assim abranger todas as observações ocorridas, gerando as distribuições mais adequadas.

As funções foram processadas e ajustadas utilizando o programa SAS (Statistical Analysis System), pelo procedimento CAPABILITY (Proc Capability). A Proc Capability é um componente do SAS apresentando como recurso uma variedade de análises e recursos estatísticos, dentre elas, os intervalos de confiança para a média, o desvio-padrão e a variância; a amostra de momentos; os ajustes de funções de distribuição de freqüências-acumuladas ou de probabilidades; a determinação de limites, a curva e testes de funções de densidades de probabilidades; os testes de normalidade; a determinação de probabilidades; as variedades de distribuições; os intervalos estatísticos e sínteses estatísticas (SAS/QC User's Guide, 2007).

As equações utilizadas para a determinação das distribuições diamétricas, estabelecidas internamente no programa SAS da opção Proc Capability foram:

a) Normal:

$$f(x) = \frac{h * 100}{\sigma \sqrt{2\pi}} \cdot \exp \left[-\frac{1}{2} \left(\frac{x - \mu}{\sigma} \right)^2 \right] \quad (37)$$

Sendo:

h = largura do intervalo no histograma;

μ = média da população;

σ = desvio-padrão da variável estudada;

x = variável aleatória observada ($x > 0$);

$f(x)$ = probabilidade de freqüência por unidade de área.

b) Ln-normal:

$$f(x) = \frac{h * 100}{\sigma_{(x-a)} \sqrt{2\pi}} \cdot \exp \left[-\frac{1}{2} \left(\frac{\ln(x-a) - \mu}{\sigma} \right)^2 \right] \quad (38)$$

Sendo:

h = largura do intervalo no histograma;

μ = média da população;

σ = desvio-padrão;

α = constante, tal que a variável $\ln(x-\alpha)$ tenha distribuição normal;

x = variável aleatória observada ($x > 0$);

$f(x)$ = probabilidade de frequência por unidade de área.

c) Weibull:

$$f(x) = \frac{\beta h * 100}{\sigma} \left(\frac{x - \alpha}{\sigma} \right)^{\beta-1} \cdot \exp \left[- \left(\frac{x - \alpha}{\sigma} \right)^{\beta} \right] \quad (39)$$

Sendo:

h = largura do intervalo no histograma;

σ = valor de escala ($\sigma < 0$);

α = parâmetro que indica a locação inicial da distribuição do diâmetro mínimo;

β = forma da distribuição de densidade de probabilidade ($\beta > 0$), na condição de $x \geq 0$;

x = variável aleatória observada ($x > 0$);

$f(x)$ = probabilidade de frequência por unidade de área.

d) Gama:

$$f(x) = \frac{h * 100}{\beta \Gamma(\alpha)} \left(\frac{x}{\beta} \right)^{\alpha-1} \cdot \exp \left(- \left(\frac{x}{\beta} \right) \right) \quad (40)$$

Sendo:

h = largura do intervalo no histograma;

$\Gamma(\alpha)$ = função Gama ordinária de α ;

α = parâmetro de forma ($\alpha > 0$);

β = valor de escala ($\beta < 0$);

x = variável aleatória observada ($x > 0$);

$f(x)$ = probabilidade de frequência por unidade de área.

A normalidade dos dados foi determinada por meio dos seguintes testes de aderência:

a) Kolmogorov-Smirnov (KS):

$$KS_i = \max\left\{\max_{1 \leq j \leq n_i} \left[\frac{j}{n_i} \right] - u_j\right\} \quad (41)$$

b) Anderson-Darling (A-Sq):

$$AD_i = -n_i - \sum_{j=1}^{n_j} (2j-1) \left[\ln(u_j) + (1 - u_{n-j+1}) / n_i \right] \quad (42)$$

Sendo:

$$u_j = 1 - \exp\left\{-\left[\frac{(x_j - a)}{b}\right]^c\right\};$$

n_i = número de árvores na i^{th} combinação de idade da amostra;

x_j = diâmetro, ordenado em ordem ascendente em cada combinação de idade da amostra ($x_1 \leq x_2 \leq \dots \leq x_{n_i}$).

c) Cramer-von Mises (W-Sq):

$$W^2 = \int_{-\infty}^{\infty} \left[F(x) - F^*(x) \right]^2 dF(x) \quad (43)$$

Sendo:

$F(x)$ = distribuição de probabilidade de frequência teórica;

$F^*(x)$ = distribuição de probabilidade empírica ajustada.

d) Qui-quadrado (χ^2):

$$\chi^2 = \sum_{i=1}^k \left[\frac{(O_i - E_i)^2}{E_i} \right] \quad (44)$$

Sendo:

O_i = frequência observada na classe i ;

E_i = frequência esperada ou ajustada na classe i ;

k = número de classes;

$$E_i = N(F(Y_{ii}) - F(Y_i));$$

F = distribuição acumulativa da função de distribuição;

Y_{ii} = limite superior da classe i ;

Y_i = limite inferior da classe i ;

N = amplitude da amostra.

Em cada teste de aderência utilizado nas diferentes idades do tratamento, as variáveis estatísticas de menor valor indicam os melhores resultados, dessa forma, realizou-se um ranqueamento de 1 a 4, sendo um o valor representativo dos melhores resultados. Após, foi realizada a soma do valor desse ranqueamento para cada parâmetro estatístico, determinando-se o valor total e a média para cada distribuição Gama, Ln-normal, Normal e Weibull. A menor média do ranqueamento determinou a função que melhor representou a distribuição das freqüências nas classes de diâmetros, em cada idade do tratamento com espaçamento 2 x 2 m e 2 x 3 m.

3.4 Ajuste da prognose da distribuição probabilística

Para estimativa dos parâmetros da função de densidade de probabilidade de Weibull, em função do tempo, foi realizada uma regressão específica para cada parâmetro do modelo de distribuição. Os dados dendrométricos utilizados foram agrupados, reunidos de acordo com o espaçamento. A regressão específica foi ajustada pelo método dos Mínimos Quadrados Ordinários, conforme metodologia proposta por Cao (2004):

$$y = \exp\{b_1 + b_3 \cdot \ln(N) + b_4 \cdot \ln(h_{100}) + b_5 \cdot t^{-1}\} \quad (45)$$

Sendo:

y = um parâmetro específico da função de Weibull;

N = número de árvores por hectare;

h_{100} = altura dominante em metros;
 t = idade do povoamento em anos;
 \ln = logaritmo natural;
 b_j = parâmetros;

A técnica dos Mínimos Quadrados Ordinários relaciona as características do povoamento e os parâmetros b e c da função de Weibull. Os parâmetros da função são, inicialmente, estimados para cada amostra, minimizando o logaritmo natural da probabilidade da função de densidade de Weibull. Nesse caso específico, para a solução da função de densidade de probabilidade de Weibull, foi usado o algoritmo definido por Cao (2004) por meio do pacote estatístico SAS. Esse método utiliza o estimador de máxima verossimilhança (Maximum Likelihood Estimator – MLE Regression).

Para a locação dos parâmetros da função Weibull foi computado um valor de $a = 0,5 \cdot \hat{D}_o$ do diâmetro mínimo, assim como a utilização de duas equações (preditoras) para determinar a escala de valores dos parâmetros b e c :

$$b = \exp\{b_1 + b_2 \cdot \ln(N) + b_3 \cdot \ln(h_{100}) + b_4 \cdot t^{-1}\} \quad (46)$$

$$c = \exp\{c_1 + c_2 \cdot \ln(N) + c_3 \cdot \ln(h_{100}) + c_4 \cdot t^{-1}\} \quad (47)$$

Por fim, após a obtenção dos parâmetros da função de densidade de probabilidade de Weibull, o número de árvores em uma dada classe de diâmetro passou a ser estimado por:

$$N = (c/b) \cdot ((x/b)^{(c-1)}) \cdot \exp(-(x/b)^c) \quad (48)$$

Sendo:

c, b = parâmetros;
 x = diâmetro do centro de classe i ($x > 0$);
 N = probabilidade de frequência por unidade de área.

4 RESULTADOS E DISCUSSÃO

4.1 Análise dos dados para a probabilidade de distribuição de diâmetros em espaçamento de 2 x 2 m e de 2 x 3 m

Na Tabela 3 são apresentados por espaçamento, o número de observações, a mortalidade em relação ao plantio inicial, o diâmetro médio à altura do peito (μ) e o desvio-padrão (σ), para cada idade.

O maior diâmetro médio foi observado na idade de 18 anos, com um valor de 23,72 cm no tratamento com espaçamento 2 x 3 m e 21,10 cm no tratamento com espaçamento 2 x 2 m. Também, o maior desvio-padrão foi obtido aos 18 anos, com valor de 5,585 cm no espaçamento 2 x 3 m e 5,227 cm no espaçamento 2 x 2 m (Tabela 3).

As menores porcentagens de mortalidades natural foram observadas para todas as idades no tratamento 2 x 3 m, sendo observadas os menores valores aos 6, 8 e 10 anos, com 0,5% para as três idades (Tabela 3). E, a maior mortalidade, nesse tratamento, ocorreu aos 16 e 18 anos, verificando-se 14,063% de árvores mortas. O mesmo fato ocorreu no espaçamento 2 x 2 m, observando-se a menor mortalidade nas idades 6 e 8 anos, ambas com 1,05%, e a maior aos 16 e 18 anos, ambas com 28,125% de árvores mortas. Com o mesmo objetivo SOUZA (1995) verificou para *Pinus oocarpa* que o espaçamento 3,0 x 1,5 m apresentou 25% de mortalidade, aos 14 anos de idade, indicando uma maior supressão do espaçamento.

Nesse estudo, o tratamento com maior espaçamento e a maior idade apresentou os maiores valores de desvio-padrão e média de diâmetros. Esses resultados concordam com os obtidos por Klen et al. (1992), em estudo com produção de madeira e casca de acácia-negra (*Acacia mearnsii*), observando que o diâmetro médio foi influenciado pelo espaçamento inicial, com aumento do diâmetro à medida que se aumentou o espaçamento. O mesmo resultado foi observado por Vale et al. (1992) em povoamentos de *Pinus caribea* aos 10 anos de idade, em que o diâmetro das árvores diminuiu com o aumento da densidade, indicando que, nesse

caso, a competição se inicia mais precocemente se comparada à concorrência observada neste estudo. Por outro lado, os tratamentos apresentaram uma diminuição do número de árvores, como decorrência da ocorrência de mortalidade natural das árvores, tendo em vista a não-realização de desbastes e, conseqüentemente, uma maior concorrência entre os indivíduos. Esse evento também foi verificado por Couto (1977), num estudo sobre a influência do espaçamento no crescimento do *Eucalyptus urophylla*, observando uma maior porcentagem de sobrevivência nos espaçamentos mais amplos, concluindo que o aumento do diâmetro pode ser uma conseqüência da mortalidade das árvores.

Tabela 3 – Parâmetros médios em função das idades em espaçamento 2 x 2 m e 2 x 3 m, para a análise da probabilidade de distribuição de diâmetros, em Otacílio Costa, SC

<i>Espaçamento (m)</i>	<i>Idade (anos)</i>	<i>Nº de observações</i>	<i>Mortalidade (%)</i>	<i>Diâmetro médio - μ (cm)</i>	<i>Desvio-padrão - σ (cm)</i>
2 x 2	6	190	1,050	12,57	2,065
	8	190	1,050	14,93	2,943
	10	186	3,125	16,45	3,596
	12	174	9,375	17,72	4,053
	14	156	18,000	19,04	4,505
	16	138	28,125	20,57	4,602
	18	138	28,125	21,10	5,227
2 x 3	6	191	0,500	13,97	2,033
	8	191	0,500	17,22	2,924
	10	191	0,500	19,13	3,829
	12	190	4,000	20,53	4,354
	14	184	4,170	21,70	4,798
	16	165	14,063	22,85	5,194
	18	165	14,063	23,72	5,585

4.2 Distribuição de probabilidade de freqüência por classe de diâmetro, conforme método Capability

4.2.1 Análise para o povoamento no espaçamento 2 x 2 m

4.2.1.1 Seleção das equações de probabilidades nas diferentes idades

Na seleção da melhor equação de probabilidade para a determinação da distribuição de freqüências por classe de diâmetro, nas diferentes idades do tratamento de 2 x 2 m, foram utilizados os testes estatísticos de aderência de Kolmogorov-Smirnov (KS), Cramer-von Mises (W-Sq), Anderson-Darling (A-Sq) e Qui-quadrado (χ^2), que são apresentados na Tabela 4, determinados por meio de programação no SAS, conforme Apêndice.

Aos 6 anos de idade, a função que melhor representou a probabilidade da distribuição diamétrica foi a Normal, com menor valor de ranqueamento em todos os testes de aderência, e menor média para os parâmetros estatísticos, com 0,0536 para o teste KS, 0,0711 para o W-Sq, 0,4438 para o A-Sq e 7,0437 para o teste χ^2 (Tabela 4). A função Weibull foi a que pior representou a probabilidade da distribuição diamétrica, neste tratamento aos 6 anos, com média de ranqueamento de 3,67. Da mesma forma, resultado similar foi verificado aos 8 anos, observando-se uma melhor representação da probabilidade da distribuição de diâmetros utilizando função Normal, com valores de 0,0470, 0,0430, 0,2573 e 8,3857 para teste de KS, W-Sq, A-Sq e χ^2 respectivamente (Tabela 4). A função Ln-normal foi a menos representativa aos 8 e 10 anos de idade. Utilizando a função Normal, foi observada, aos 10 anos, a menor média do ranqueamento de 1,5 e, com resultados dos testes de aderência de 0,0586, 0,0720, 0,4967 e 23,6046 respectivamente para KS, W-Sq, A-Sq e χ^2 (Tabela 4).

Dos 12 aos 18 anos de idade, a função Ln-normal foi a que melhor representou a probabilidade da distribuição diamétrica, conforme os resultados dos testes de aderência. Os valores da média do ranqueamento foram de 1,25 aos 12, 1 aos 14, 1 aos 16 e 1,25 aos 18 anos (Tabela 4). Nessas mesmas idades, a função que pior representou a distribuição de diâmetros foi a Weibull. Aos 12 anos, os valores do teste de aderência foram de 0,0562, 0,0865, 0,6597 e 13,0596; aos 14 anos de 0,0690, 0,0821, 0,5716 e 13,3025; aos 16 anos 0,0568, 0,0657, 0,4865 e 7,9731; e aos 18 anos de 0,0789, 0,1265, 0,8739 e 18,8969 respectivamente para KS, W-Sq, A-Sq e χ^2 (Tabela 4).

Tabela 4 – Seleção das equações de probabilidade, em função das idades, no espaçamento 2 x 2 m, em Otacílio Costa, SC

Idade (anos)	Função	Testes de Aderência				Ranqueamento	
		KS	W-Sq	A-Sq	χ^2	Total	Média
6	Gama	0,0702771 ^{**} (2)	0,1301863 ^{**} (2)	0,8021184 ^{**} (2)	10,2129679 [*] (2)	8	8/4 = 2
	Ln-normal	0,0765717 ^{***} (3)	0,1945837 ^{***} (4)	1,2065605 ^{***} (3)	18,6674570 ^{***} (3)	13	13/4 = 3,25
	Normal	0,05361034^{NS} (1)	0,07112914^{NS} (1)	0,44389418^{NS} (1)	7,04377636^{NS} (1)	4	4/4 = 1
	Weibull	–	0,1784111 ^{***} (3)	1,3147471 ^{***} (4)	68,3631379 ^{***} (4)	11	11/3 = 3,67
8	Gama	0,0720209 ^{**} (2)	0,0878950 ^{NS} (2)	0,5431096 ^{NS} (2)	15,8970655 ^{**} (2)	8	8/4 = 2
	Ln-normal	0,0828194 ^{***} (3)	0,1528058 ^{**} (4)	0,9749342 ^{**} (4)	35,6953983 ^{***} (4)	15	15/4 = 3,75
	Normal	0,04701550^{NS} (1)	0,04302926^{NS} (1)	0,25732133^{NS} (1)	8,38570446^{NS} (1)	4	4/4 = 1
	Weibull	–	0,1001097 [*] (3)	0,7494629 ^{**} (3)	28,1569867 ^{***} (3)	9	9/3 = 3
10	Gama	0,0636152 [*] (2)	0,1014119 [*] (3)	0,5941336 ^{NS} (2)	15,0427824 [*] (1)	8	8/4 = 2
	Ln-normal	0,0765035 ^{***} (3)	0,1494412 ^{**} (4)	0,8639911 ^{**} (4)	16,3479224 ^{**} (2)	13	13/4 = 3,25
	Normal	0,0586323^{NS} (1)	0,0720187^{NS} (1)	0,4967676^{NS} (1)	23,6046906^{***} (3)	6	6/4 = 1,5
	Weibull	–	0,0848762 ^{NS} (2)	0,7212727 [*] (3)	57,2505892 ^{***} (4)	9	9/3 = 3
12	Gama	0,0530628 ^{NS} (1)	0,0888265 ^{NS} (2)	0,6688192 [*] (2)	13,7316830 [*] (2)	7	7/4 = 1,75
	Ln-normal	0,0562331^{NS} (2)	0,0864985^{NS} (1)	0,6597119[*] (1)	13,0595982^{NS} (1)	5	5/4 = 1,25
	Normal	0,0732604 ^{**} (3)	0,1573746 ^{**} (3)	1,0848608 ^{***} (3)	21,1703070 ^{***} (3)	12	12/4 = 3
	Weibull	–	0,1979033 ^{***} (4)	1,4750491 ^{***} (4)	29,1529765 ^{***} (4)	12	12/3 = 4
14	Gama	0,0742929 ^{**} (3)	0,0980217 ^{NS} (2)	0,6758627 [*] (2)	13,6104749 ^{NS} (2)	9	9/4 = 2,25
	Ln-normal	0,0690234[*] (1)	0,0821494^{NS} (1)	0,5716102^{NS} (1)	13,3025538^{NS} (1)	4	4/4 = 1
	Normal	0,0791412 ^{**} (2)	0,1876692 ^{***} (3)	1,2486878 ^{***} (3)	21,6485380 ^{**} (3)	11	11/4 = 2,75
	Weibull	–	0,2277746 ^{***} (4)	1,6088019 ^{***} (4)	32,3864054 ^{***} (4)	12	12/3 = 4
16	Gama	0,05876708 ^{NS} (2)	0,07002188 ^{NS} (2)	0,52993633 ^{NS} (2)	8,43658422 ^{NS} (2)	8	8/4 = 2
	Ln-normal	0,05685591^{NS} (1)	0,06572773^{NS} (1)	0,48647609^{NS} (1)	7,9730749^{NS} (1)	4	4/4 = 1
	Normal	0,0668186 ^{NS} (3)	0,1335973 ^{**} (3)	0,9505276 ^{**} (3)	14,9546117 ^{NS} (3)	12	12/4 = 3
	Weibull	–	0,1766511 ^{***} (4)	1,3407187 ^{***} (4)	22,2587385 ^{**} (4)	12	12/3 = 4
18	Gama	0,0778365 ^{**} (1)	0,1286749 ^{**} (2)	0,9251639 ^{**} (2)	20,8024851 ^{**} (2)	7	7/4 = 1,75
	Ln-normal	0,0789140^{**} (2)	0,1265410^{**} (1)	0,8739379^{**} (1)	18,8969161[*] (1)	5	5/4 = 1,25
	Normal	0,0824828 ^{**} (3)	0,1883065 ^{***} (3)	1,3497593 ^{***} (3)	31,5002344 ^{***} (3)	12	12/4 = 3
	Weibull	–	0,2037273 ^{***} (4)	1,5536075 ^{***} (4)	37,9609447 ^{***} (4)	12	12/3 = 4

Sendo: KS = Kolmogorov-Smirnov; W-Sq = Cramer-von Mises; A-Sq = Anderson-Darling; χ^2 = Qui-quadrado;
^{*} Significativo a 10%; ^{**} Significativo a 5%; ^{***} Significativo a 1%; NS – Não-significativo.

Na Figura 12, são apresentados os gráficos das probabilidades de distribuições dos diâmetros e as respectivas curvas das funções Gama, Ln-normal, Normal e Weibull nas diferentes idades do tratamento com espaçamento 2 x 2 m, possibilitando observar o comportamento de cada função em relação às idades estudadas, e de como ocorre a distribuição das árvores, percentualmente, de acordo com as classes diamétricas.

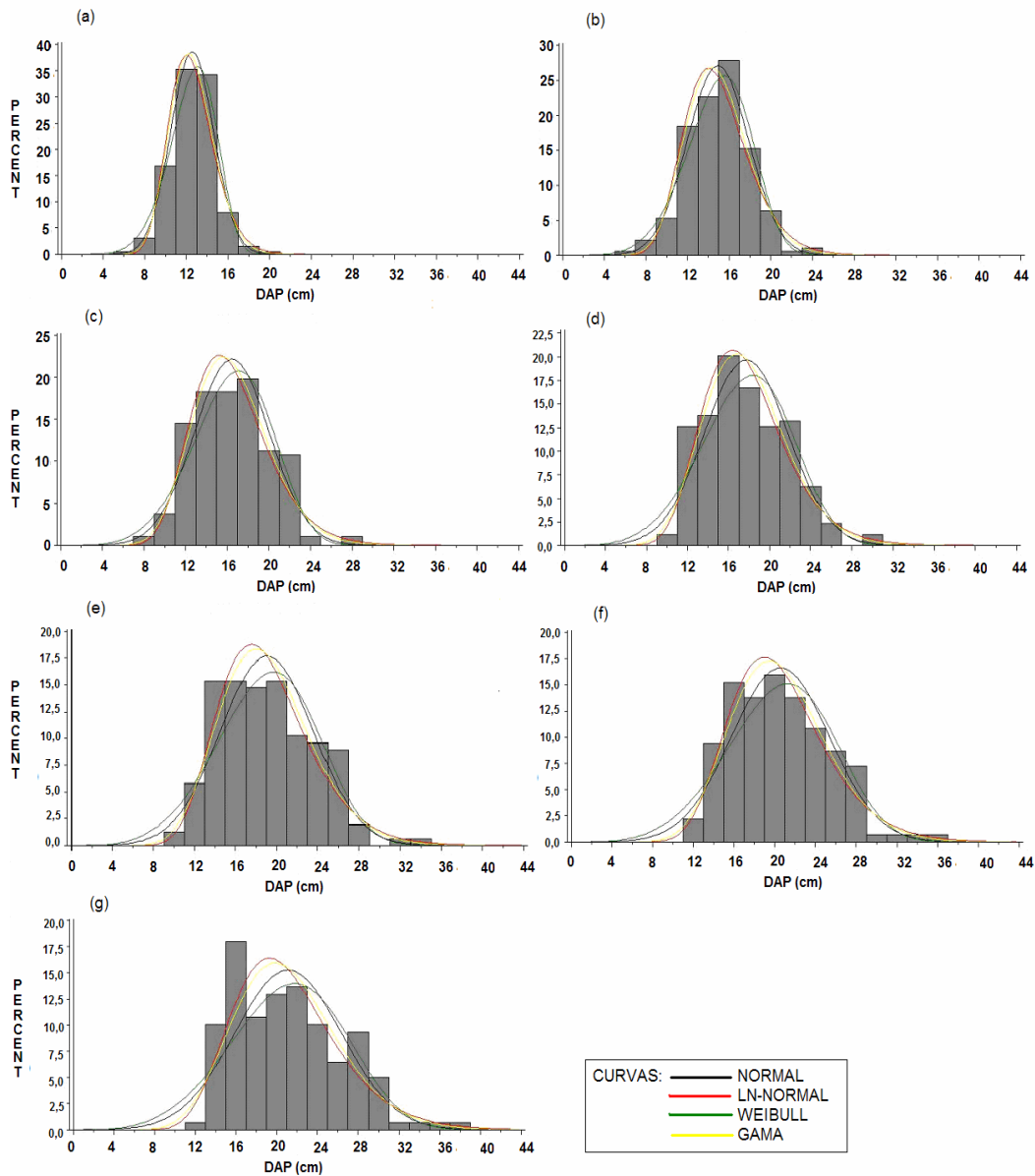


Figura 12 – Probabilidades da distribuição diamétrica e as curvas das funções para o tratamento com espaçamento 2 x 2 m, em função do tempo: a) 6 anos; b) 8 anos; c) 10 anos; d) 12 anos; e) 14 anos; f) 16 anos e, g) 18 anos, em Otacílio Costa, SC.

Na Tabela 5, são apresentados os parâmetros da distribuição Normal para as idades 6, 8 e 10 anos, e da distribuição Ln-normal para as idades 12, 14, 16 e 18 anos do tratamento com espaçamento 2 x 2 m. O valor dos parâmetros das demais funções, para todas as idades, encontram-se disponíveis no Apêndice.

Tabela 5 – Parâmetros das equações de distribuição de diâmetros selecionadas por idade no espaçamento 2 x 2 m, em Otacílio Costa, SC

Idade (anos)	Equação	Parâmetros		
		μ	σ	α
6	Normal	12,56788	2,065440	–
8	Normal	14,93124	2,942893	–
10	Normal	16,45303	3,596348	–
12	Ln-normal	2,848879	0,228746	0
14	Ln-normal	2,919249	0,235373	0
16	Ln-normal	2,997003	0,231502	0
18	Ln-normal	3,019652	0,244803	0

Sendo: σ = sigma; μ = mi; α = constante.

Nas idades de 6, 8 e 10 anos, tendo as freqüências representadas pela distribuição Normal, foi possível perceber um aumento nos valores da média e do desvio-padrão com o aumento da idade. A média variou de 12,5678 à 16,4530 e o desvio-padrão de 2,0654 à 3,5963 (Tabela 5).

Para as idades 12, 14, 16 e 18 anos, que tiveram suas freqüências representadas pela distribuição Ln-normal, os valores de μ foram de 2,8488, 2,9192, 2,9970 e 3,0196 respectivamente, e os valores de σ foram de 0,2287, 0,2354, 0,2315 e 0,2448 respectivamente. E a constante 'a', componente da equação Ln-normal, teve em todas as idades valor igual a zero. Em ambos os parâmetros se percebe o aumento destes valores com o aumento das idades (Tabela 5).

Partindo desses valores, foi possível determinar as equações para cada idade, sendo estas apresentadas na Tabela 6.

Tabela 6 – Equações de distribuição de diâmetros para cada idade no espaçamento 2 x 2 m, em Otacílio Costa, SC

Idade (anos)	Tipo	Equação
6	Normal	$f(x) = \frac{1}{2,06544\sqrt{2\pi}} \cdot \exp \left[-\frac{1}{2} \left(\frac{x - 12,56788}{2,06544} \right)^2 \right] * 100$
8	Normal	$f(x) = \frac{1}{2,942893\sqrt{2\pi}} \cdot \exp \left[-\frac{1}{2} \left(\frac{x - 14,93124}{2,942893} \right)^2 \right] * 100$
10	Normal	$f(x) = \frac{1}{3,596348\sqrt{2\pi}} \cdot \exp \left[-\frac{1}{2} \left(\frac{x - 16,45303}{3,596348} \right)^2 \right] * 100$
12	Ln-normal	$f(x) = \frac{1}{0,228746\sqrt{2\pi}} \cdot \exp \left[-\frac{(\ln(x - 0) - 2,848879)^2}{2(0,228746)^2} \right] * 100$
14	Ln-normal	$f(x) = \frac{1}{0,235373\sqrt{2\pi}} \cdot \exp \left[-\frac{(\ln(x - 0) - 2,919249)^2}{2(0,235373)^2} \right] * 100$
16	Ln-normal	$f(x) = \frac{1}{0,231502\sqrt{2\pi}} \cdot \exp \left[-\frac{(\ln(x - 0) - 2,997003)^2}{2(0,231502)^2} \right] * 100$
18	Ln-normal	$f(x) = \frac{1}{0,244803\sqrt{2\pi}} \cdot \exp \left[-\frac{(\ln(x - 0) - 3,019652)^2}{2(0,244803)^2} \right] * 100$

Sendo: x = diâmetro à altura do peito;

4.2.1.2 Prognose da distribuição de probabilidade de frequência por classe diamétrica em espaçamento 2 x 2 m

Com a determinação dos parâmetros e das equações de probabilidade, foi possível determinar a distribuição de árvores em classes de diâmetro nas diferentes idades do tratamento com espaçamento de 2 x 2 m. O diâmetro máximo estipulado foi de 45 cm, com um intervalo de classe de 2 cm, e o diâmetro mínimo de 4 cm.

Na Tabela 7, estão apresentadas as classes diamétricas determinadas, os centros de classes aplicados nas equações selecionadas e os resultados das probabilidades de frequência (%) e do número de árvores por hectare (N/ha) ocorridas nas classes de diâmetro, em cada idade estudada.

Tabela 7 – Probabilidade (%) e número de árvores por hectare (N/ha) por classe diamétrica, nas diferentes idades do tratamento com espaçamento 2 x 2 m, em Otacílio Costa, SC

Classe Diâmetro (cm)	C. C. Diâmetro (cm)	IDADE (anos)						
		6	8	10	12	14	16	18
		% / N/ha	% / N/ha	% / N/ha	% / N/ha	% / N/ha	% / N/ha	% / N/ha
5 - 6,9	6	0,023 1,2	0,046 2,3	0,070 3,5	0,000 0,0	0,000 0,0	0,000 0,0	0,000 0,0
7 - 8,9	8	0,510 25,5	0,359 17,9	0,351 17,5	0,010 0,5	0,005 0,2	0,001 0,0	0,002 0,1
9 - 10,9	10	4,344 217,2	1,779 88,9	1,296 64,8	0,335 16,7	0,170 8,5	0,049 2,4	0,064 3,2
11 - 12,9	12	14,480 724,0	5,554 277,7	3,514 175,7	2,270 113,5	1,325 66,3	0,550 27,5	0,589 29,4
13 - 14,9	14	18,897 944,8	10,930 546,5	6,996 349,9	6,210 310,5	4,199 209,9	2,323 116,2	2,234 111,7
15 - 16,9	16	9,656 482,8	13,552 677,7	10,224 511,3	9,620 480,9	7,555 377,8	5,272 263,6	4,833 241,7
17 - 18,9	18	1,932 96,6	10,588 529,5	10,965 548,4	10,235 511,7	9,326 466,3	7,892 394,7	7,173 358,8
19 - 20,9	20	0,151 7,6	5,213 260,6	8,632 431,7	8,412 420,6	8,870 443,5	8,839 442,0	8,182 409,3
21 - 22,9	22	0,005 0,2	1,617 80,8	4,988 249,5	5,761 288,0	7,005 350,3	8,035 401,8	7,720 386,2
23 - 24,9	24	0,000 0,0	0,316 15,8	2,116 105,8	3,459 172,9	4,832 241,6	6,265 313,3	6,335 316,9
25 - 26,9	26	0,000 0,0	0,039 1,9	0,659 32,9	1,886 94,3	3,015 150,8	4,355 217,8	4,681 234,2)
27 - 28,9	28	0,000 0,0	0,003 0,2	0,150 7,5	0,958 47,9	1,745 87,3	2,774 138,7	3,194 159,8
29 - 30,9	30	0,000 0,0	0,000 0,0	0,025 1,3	0,461 23,1	0,955 47,7	1,653 82,7	2,050 102,5
31 - 32,9	32	0,000 0,0	0,000 0,0	0,003 0,6	0,214 10,7	0,500 25,0	0,936 46,8	1,255 62,8
33 - 34,9	34	0,000 0,0	0,000 0,0	0,000 0,0	0,096 4,8	0,254 12,7	0,509 25,5	0,741 37,1
35 - 36,9	36	0,000 0,0	0,000 0,0	0,000 0,0	0,042 2,1	0,126 6,3	0,269 13,4	0,425 21,2
37 - 38,9	38	0,000 0,0	0,000 0,0	0,000 0,0	0,018 0,9	0,061 3,1	0,138 6,9	0,238 11,9
39 - 40,9	40	0,000 0,0	0,000 0,0	0,000 0,0	0,008 0,4	0,029 1,5	0,070 3,5	0,131 6,6
41 - 42,9	42	0,000 0,0	0,000 0,0	0,000 0,0	0,003 0,2	0,014 0,7	0,035 1,7	0,072 3,6
43 - 44,9	44	0,000 0,0	0,000 0,0	0,000 0,0	0,001 0,1	0,007 0,3	0,017 0,9	0,039 1,9
45 - 46,9	46	0,000 0,0	0,000 0,0	0,000 0,0	0,001 0,0	0,003 0,1	0,008 0,4	0,021 1,0

A maior probabilidade encontrada foi na classe de 13-14,9 cm, com 18,897% de árvores, aos 6 anos. Na idade de 8 anos, a maior probabilidade foi de 13,55% das árvores na classe 15-16,9 cm. Aos 10, 12 e 14 anos a maior probabilidade ocorreu na classe 17-18,9 cm, com 10,965, 10,235 e 9,326% de árvores respectivamente. Partindo desses resultados é possível verificar que não houve aumento significativo em diâmetros durante estas idades, visto que a maior probabilidade se manteve em uma única classe. Este fato foi igualmente observado aos 16 e 18 anos, em que apresentou uma proporção de árvores de 8,839 e 8,182% respectivamente, na classe 19-20,9 cm (Tabela 7). Na Figura 13 estão ilustrados os resultados das probabilidades das freqüências por classe diamétrica (%).

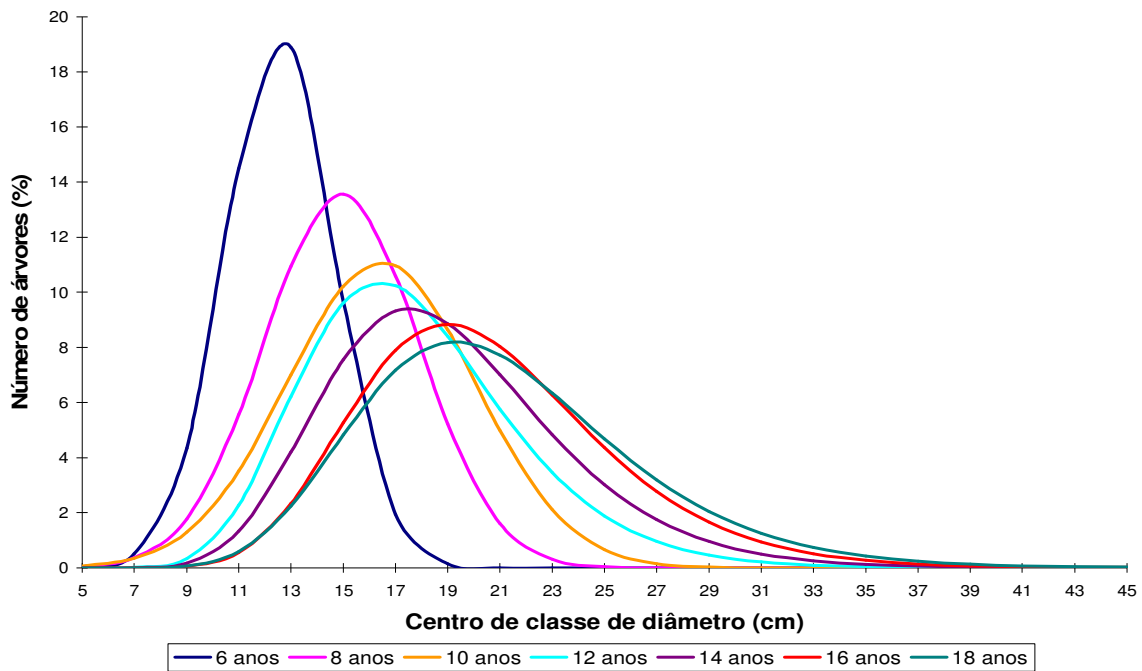


Figura 13 – Probabilidade do número de árvores para cada classe diamétrica em função da idade em espaçamento 2 x 2 m, em Otacílio Costa, SC.

De concordância com as probabilidades, o maior número de árvores/ha ocorreu igualmente na idade de 6 anos na classe diamétrica de 13-14,9 cm, com 944,5 árvores/ha. Aos 8 anos, o número de árvores na classe de 15-16,9 cm foi de 677,7 árvores/ha. Aos 10, 12 e 14 anos a classe de diâmetro com maior número de

árvores foi a de 17-18,9 cm, com 548,4, 511,7 e 466,3 árvores/ha respectivamente. Já aos 16 e 18 anos, o maior número de árvores foi na classe 19-20,9 cm, com 442,0 e 409,3 árvores/ha respectivamente (Tabela 7). A variação do número máximo de árvores que ocorreu entre as classes de 13-14,9 cm e 19-20,9 cm, foi considerada de pequena amplitude dos diâmetros. Isso pode ser justificado pelo fato do tratamento com espaçamento 2 x 2 m possuir menor espaços entre as árvores, promovendo um menor crescimento destas, em decorrência de uma maior competição.

A Figura 14 ilustra a distribuição diamétrica por hectare (N/ha), ocorrida no espaçamento 2 x 2 m. Nesse gráfico é possível perceber um alargamento das curvas com o passar dos anos, ilustrando o aumento da amplitude do número de árvores nas maiores classes diamétricas. Este fato era esperado uma vez que, para as idades 12, 14, 16 e 18 anos, a distribuição diamétrica se deu por meio da curva Ln-normal, apresentando um deslocamento à esquerda, característico desse tipo de distribuição.

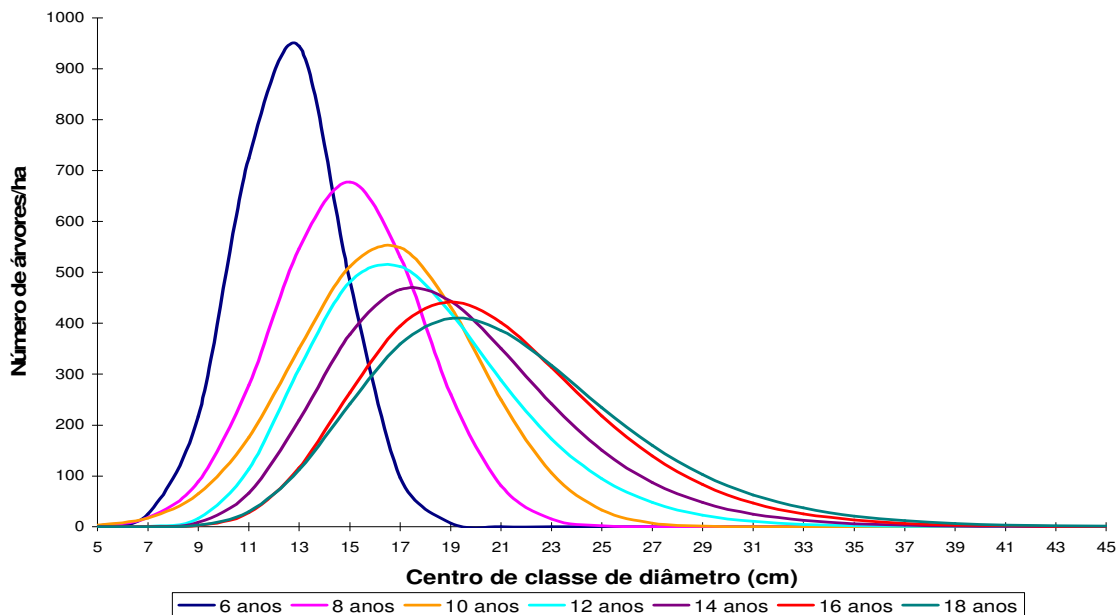


Figura 14 – Distribuição do número de árvores/ha para cada classe diamétrica, em função das idades no espaçamento 2 x 2 m, em Otacílio Costa, SC.

Por meio desses resultados, pode-se inferir que, com o passar dos anos ocorreu uma redução do número de árvores máximo determinado em cada idade, com variação de 945,5 árvores/ha (18,897%) aos 6 anos na classe de 13-14,9 cm, reduzindo para 409,3 árvores/ha (8,182%) aos 18 anos na classe de 19-20,9 cm (Tabela 7). Esse menor número de árvores nas maiores classes diamétricas e nas idades maiores pode ser justificado pelo aumento da concorrência entre as árvores, já que o tratamento não sofreu desbaste, limitando o crescimento das árvores, com estagnação do crescimento em diâmetro em povoamentos mais concorridos.

4.2.2 Análise para o povoamento no espaçamento 2 x 3 m

4.2.2.1 Seleção das equações de probabilidade nas diferentes idades

Para a seleção da melhor equação de probabilidade na determinação da distribuição de freqüências por classe de DAP, em cada idade do tratamento com espaçamento 2 x 3 m, foram utilizados os testes estatísticos de aderência de Kolmogorov-Smirnov (KS), Cramer-von Mises (W-Sq), Anderson-Darling (A-Sq) e Qui-quadrado (χ^2), apresentados na Tabela 9.

Aos 6 anos de idade, a função Normal foi a que melhor representou a probabilidade da distribuição diamétrica, com menor valor de ranqueamento em todos os testes de aderência, e menor média para os parâmetros estatísticos, com 0,0429 para o teste KS, 0,0346 para o W-Sq, 0,2442 para o A-Sq e 3,9588 para o teste χ^2 (Tabela 8). A função Ln-normal foi a que pior representou a probabilidade da distribuição diamétrica nos tratamentos com de 6 anos de idade.

Aos 8 anos de idade, também foi observada uma melhor representação da probabilidade da distribuição de diâmetros pela função Normal, com valores de 0,0459, 0,0453, 0,3958 e 8,7133 para KS, W-Sq, A-Sq e χ^2 respectivamente (Tabela 8). A função Ln-normal foi a menos representativa para essa idade, assim como aos 10 anos de idade. Nessa mesma idade, 10 anos, a função Normal foi a que apresentou a menor média do ranqueamento (1,75), tendo com resultados dos testes de aderência os valores de 0,0459, 0,0423, 0,3517 e 460,6671 respectivamente para KS, W-Sq, A-Sq e χ^2 (Tabela 8).

Tabela 8 – Seleção das equações de probabilidade, em função das idades no espaçamento 2 x 3 m, em Otacílio Costa, SC

Idade (anos)	Função	Testes de Aderência				Ranqueamento	
		KS	W-Sq	A-Sq	χ^2	Total	Média
6	Gama	0,0571232** (2)	0,0881956*** (2)	0,6037139*** (4)	10,4947129*** (3)	11	11/4 = 2,75
	Ln-normal	0,0675220** (3)	0,1462722** (4)	0,9780297** (1)	16,5461921*** (4)	12	12/4 = 3
	Normal	0,04299766** (1)	0,03467945** (1)	0,24424126** (1)	3,95880686** (1)	4	4/4 = 1
	Weibull	–	0,13144469** (3)	0,80372183** (3)	6,77802116* (2)	8	8/3 = 2,667
8	Gama	0,0592785NS (2)	0,1400901** (3)	1,1027125*** (3)	38,3173490*** (3)	11	11/4 = 2,75
	Ln-normal	0,0718841** (3)	0,2349492*** (4)	1,7423906*** (4)	78,0357846*** (4)	15	15/4 = 3,75
	Normal	0,04591431NS (1)	0,04537386NS (1)	0,39589795NS (1)	8,71337128NS (2)	5	5/4 = 1,25
	Weibull	–	0,07856086NS (2)	0,44449915NS (2)	3,70399139NS (1)	5	5/3 = 1,667
10	Gama	0,0865672*** (2)	0,2482354** (3)	1,8580858*** (3)	12,9656914NS (1)	9	9/4 = 2,25
	Ln-normal	0,1144969*** (3)	0,5752089*** (4)	4,0524728*** (4)	21,6175064** (2)	13	13/4 = 3,25
	Normal	0,045905NS (1)	0,042310NS (1)	0,351792NS (1)	460,667152*** (4)	7	7/4 = 1,75
	Weibull	–	0,084663NS (2)	0,577482NS (2)	310,911823*** (3)	7	7/3 = 2,333
12	Gama	0,04784848NS (1)	0,04351516NS (1)	0,27424485NS (1)	7,03010999NS (1)	4	4/4 = 1
	Ln-normal	0,05437317NS (2)	0,05830517NS (2)	0,41905098NS (2)	8,50687254NS (2)	8	8/4 = 2
	Normal	0,06113519* (3)	0,09801935NS (3)	0,52901487NS (3)	8,74952860NS (3)	9	9/4 = 2,25
	Weibull	–	0,1940074* (4)	1,1470052NS (4)	13,6711915NS (4)	12	12/3 = 4
14	Gama	0,05974927NS (2)	0,07313438NS (1)	0,39200919NS (1)	7,98796244NS (2)	6	6/4 = 1,5
	Ln-normal	0,05107435NS (1)	0,07372377NS (2)	0,42000668NS (2)	7,85170222NS (1)	6	6/4 = 1,5
	Normal	0,0794052*** (3)	0,1371004** (3)	0,8019231** (3)	12,6070368NS (3)	9	9/4 = 2,25
	Weibull	–	0,2021624* (4)	1,3607407NS (4)	19,0103316NS (4)	12	12/3 = 4
16	Gama	0,0559800NS (1)	0,0670137NS (1)	0,3932164NS (1)	10,2293048NS (1)	4	4/4 = 1
	Ln-normal	0,0611337NS (2)	0,0901978NS (3)	0,5352824NS (2)	11,3043790NS (2)	9	9/4 = 2,25
	Normal	0,0681667* (3)	0,0846547NS (2)	0,5451703NS (3)	12,8730972NS (3)	11	11/4 = 2,75
	Weibull	–	0,1177983* (4)	0,8394282** (4)	18,1160921* (4)	12	12/3 = 4
18	Gama	0,0559800NS (1)	0,0670137NS (1)	0,3932164NS (1)	10,2293048NS (1)	4	4/4 = 1
	Ln-normal	0,0611337NS (2)	0,0901978NS (3)	0,5352824NS (2)	11,3043790NS (2)	9	9/4 = 2,25
	Normal	0,0681667* (3)	0,0846547NS (2)	0,5451703NS (3)	12,8730972NS (3)	11	11/4 = 2,75
	Weibull	–	0,1177983* (4)	0,8394282** (4)	18,1160921* (4)	12	12/3 = 4

Sendo: KS = Kolmogorov-Smirnov; W-Sq = Cramer-von Mises; A-Sq = Anderson-Darling; χ^2 = Qui-quadrado;
* Significativo a 10%; ** Significativo a 5%; *** Significativo a 1%; NS – Não-significativo.

Entre as idades de 12 e 18 anos, a função Gama foi a que melhor representou a probabilidade da distribuição diamétrica do tratamento, conforme os resultados dos testes de aderência. Aos 12 anos, os valores do teste de aderência foram de 0,0478, 0,0435, 0,2742 e 7,0301; aos 14 anos de 0,0597, 0,0731, 0,3920 e 7,9879; aos 16 anos 0,0559, 0,0670, 0,3932 e 10,2293; e aos 18 anos de 0,0559, 0,0670, 0,3932 e 10,2293 respectivamente para KS, W-Sq, A-Sq e χ^2 . Nessas idades, a função que pior representou a distribuição de diâmetros foi a Weibull (Tabela 8).

Aos 14 anos de idade, a média do ranqueamento (1,5) foi igual para as funções Ln-normal e Gama. Nesse caso, conforme apresentada na Figura 15, a representação das duas equações foi idêntica e, dessa forma, utilizada a função Gama para representar a distribuição de freqüências dos diâmetros, por ter sido a mesma para a idade anterior, 12 anos, e para as idades posteriores, 16 anos e 18 anos.

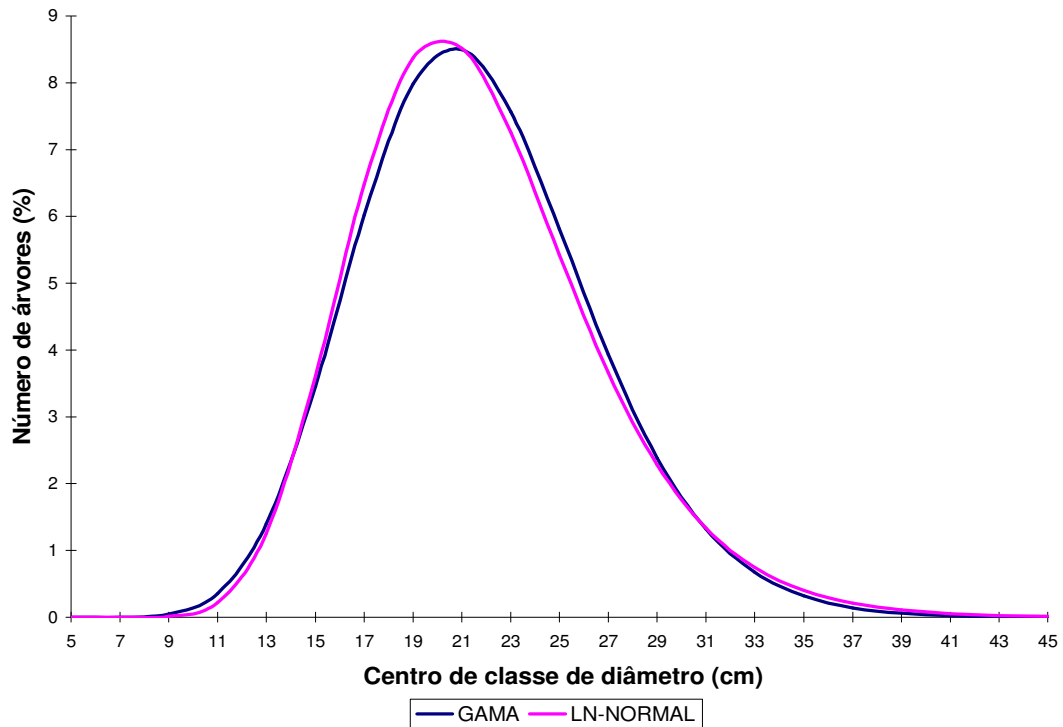


Figura 15 – Probabilidades de densidades por classe diamétrica pelas funções Gama e Ln-normal, no espaçamento 2 x 3 m, aos 14 anos, em Otacílio Costa, SC.

A Figura 16 ilustra as probabilidades das distribuições dos diâmetros observados no tratamento com espaçamento 2 x 3 m, e as respectivas curvas das funções Gama, Ln-normal, Normal e Weibull, nas diferentes idades do tratamento com espaçamento 2 x 3 m.

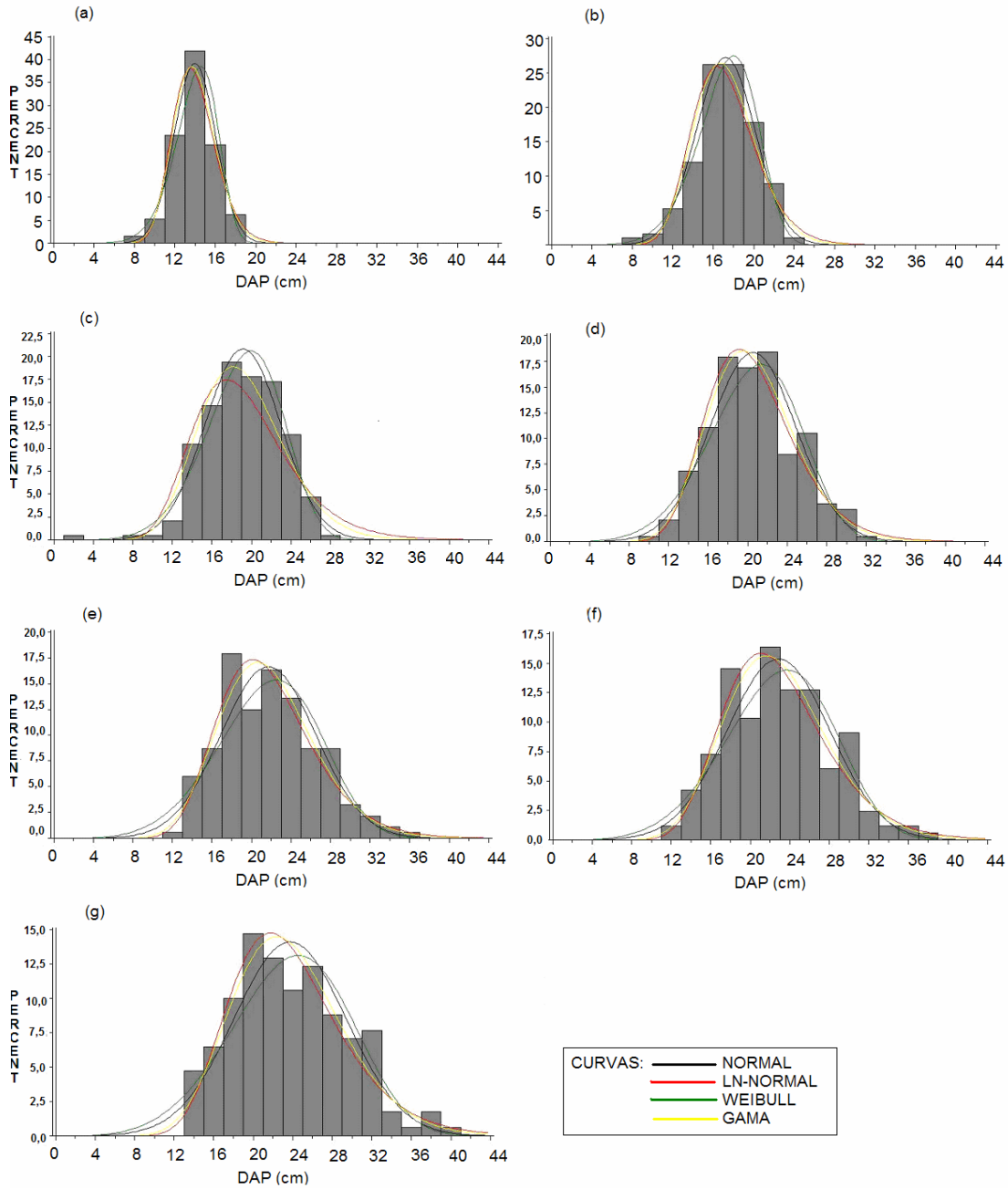


Figura 16 – Probabilidades da distribuição diamétrica e as curvas das funções do tratamento com espaçamento 2 x 3 m, em função do tempo: a) 6 anos; b) 8 anos; c) 10 anos; d) 12 anos; e) 14 anos; f) 16 anos e, g) 18 anos, em Otacílio Costa, SC.

Os parâmetros da distribuição Normal para as idades 6, 8 e 10 anos, e da distribuição Gama para as idades 12, 14, 16 e 18 anos estão apresentados na Tabela 9. Os valores dos parâmetros das demais funções para todas as idades encontram-se disponíveis no Apêndice.

Tabela 9 – Parâmetros das equações de distribuição de diâmetros, selecionadas por idade no espaçamento 2 x 3 m, em Otacílio Costa, SC

Idade (anos)	Equação	Parâmetros			
		μ	σ	α	β
6	Normal	13,97064	2,033356	–	–
8	Normal	17,22123	2,92359	–	–
10	Normal	19,13359	3,828969	–	–
12	Gama	–	–	21,81022	0,941501
14	Gama	–	–	20,60771	1,052857
16	Gama	–	–	19,15197	1,192828
18	Gama	–	–	17,67364	1,342518

Sendo: μ = mi; α = alpha; σ = sigma; β = beta.

Nas idades de 6, 8 e 10 anos, tendo as freqüências representadas pela distribuição Normal, foi possível perceber o aumento nos valores dos parâmetros, média e desvio-padrão, com o aumento da idade. A média observada é de 13,97064, 17,2212 e 19,1336 e o desvio-padrão de 2,0333, 2,9236 e 3,8290, respectivamente para as idades de 6, 8 e 10 anos (Tabela 9).

Para as idades 12, 14, 16 e 18 anos que tiveram suas freqüências representadas pela distribuição Gama, os valores de α apresentaram uma variação de 21,8102 à 17,2212 entre as idades de 12 e 18 anos, observando uma redução deste parâmetro com o aumento da idade. O parâmetro β apresentou uma variação de 0,9415 à 1,3425 entre 12 e 18 anos, onde se observa o aumento deste com o aumento da idade (Tabela 9).

Partindo dos valores destes parâmetros, foi possível elaborar as equações, em função das diferentes idades, estando apresentadas na Tabela 10.

Tabela 10 – Equações de distribuição de diâmetros por idade no espaçamento 2 x 3 m, em Otacílio Costa, SC

Idade	Tipo	Equação
6	Normal	$f(x) = \frac{1}{2,033356\sqrt{2\pi}} \cdot \exp\left[-\frac{1}{2}\left(\frac{x - 13,97064}{2,033356}\right)^2\right] * 100$
8	Normal	$f(x) = \frac{1}{2,92359\sqrt{2\pi}} \cdot \exp\left[-\frac{1}{2}\left(\frac{x - 17,22123}{2,92359}\right)^2\right] * 100$
10	Normal	$f(x) = \frac{1}{3,828969\sqrt{2\pi}} \cdot \exp\left[-\frac{1}{2}\left(\frac{x - 19,13359}{3,828969}\right)^2\right] * 100$
12	Gama	$f(x) = \frac{1}{0,941501 \cdot \Gamma(21,81022)} \left(\frac{x}{0,941501}\right)^{21,81022-1} \cdot \exp\left(-\left(\frac{x}{0,941501}\right)\right) * 100$
14	Gama	$f(x) = \frac{1}{1,052857 \cdot \Gamma(20,60771)} \left(\frac{x}{1,052857}\right)^{20,60771-1} \cdot \exp\left(-\left(\frac{x}{1,052857}\right)\right) * 100$
16	Gama	$f(x) = \frac{1}{1,192828 \cdot \Gamma(19,15197)} \left(\frac{x}{1,192828}\right)^{19,15197-1} \cdot \exp\left(-\left(\frac{x}{1,192828}\right)\right) * 100$
18	Gama	$f(x) = \frac{1}{1,342518 \cdot \Gamma(17,67364)} \left(\frac{x}{1,342518}\right)^{17,67364-1} \cdot \exp\left(-\left(\frac{x}{1,342518}\right)\right) * 100$

Sendo: x = diâmetro à altura do peito;

4.2.2.2 Prognose da distribuição de probabilidade de freqüência por classe diamétrica no tratamento com espaçamento 2 x 3 m

Partindo da determinação dos parâmetros e das equações de probabilidade, foi possível determinar a prognose por idade da distribuição por classes de diâmetro, por idade, para o tratamento com espaçamento 2 x 3 m. Para isso, foi estipulado o diâmetro máximo de 45 cm, com um intervalo de classe de 2 cm.

Na Tabela 11, estão apresentadas as classes diamétricas determinadas, os centro de classes utilizados nas equações selecionadas e os resultados das probabilidades de freqüência (%) e do número de árvores por hectare (N/ha), para cada idade e em cada classe diamétrica, do tratamento com espaçamento 2 x 3 m.

Tabela 11 – Probabilidade (%) e número de árvores por hectare (N/ha) por classe diamétrica, nas diferentes idades do espaçamento 2 x 3 m, em Otacilio Costa, SC

Classe Diâmetro (cm)	C. C. Diâmetro (cm)	IDADE (anos)						
		6	8	10	12	14	16	18
		% / N/ha	% / N/ha	% / N/ha	% / N/ha	% / N/ha	% / N/ha	% / N/ha
5 - 6,9	6	0,001 0,0	0,002 0,1	0,011 0,4	0,000 0,0	0,000 0,0	0,000 0,0	0,000 0,0
7 - 8,9	8	0,055 1,8	0,030 1,0	0,069 2,3	0,003 0,1	0,002 0,1	0,002 0,1	0,003 0,1
9 - 10,9	10	0,989 33,0	0,262 8,7	0,314 10,5	0,066 2,2	0,046 1,5	0,038 1,3	0,039 1,3
11 - 12,9	12	6,749 225,0	1,418 47,3	1,091 36,4	0,516 17,2	0,353 11,8	0,271 9,0	0,250 8,3
13 - 14,9	14	17,507 583,6	4,812 160,4	2,888 96,3	1,995 66,5	1,397 46,6	1,050 35,0	0,913 30,5
15 - 16,9	16	17,260 575,3	10,225 340,8	5,818 193,9	4,685 156,2	3,459 115,3	2,638 87,9	2,238 74,6
17 - 18,9	18	6,467 215,6	13,607 453,6	8,921 297,4	7,574 252,5	6,023 200,8	4,784 159,5	4,066 135,6
19 - 20,9	20	0,921 30,7	11,340 378,0	10,413 347,1	9,162 305,4	7,979 266,0	6,736 224,6	5,856 195,3
21 - 22,9	22	0,050 1,7	5,919 197,3	9,252 308,4	8,789 293,0	8,496 283,2	7,749 258,3	7,004 233,6
23 - 24,9	24	0,001 0,0	1,935 64,5	6,258 208,6	6,976 232,5	7,567 252,2	7,555 251,9	7,196 240,0
25 - 26,9	26	0,000 0,0	0,396 13,2	3,222 107,4	4,727 157,6	5,807 193,6	6,417 214,0	6,515 217,3
27 - 28,9	28	0,000 0,0	0,051 1,7	1,263 42,1	2,803 93,4	3,930 131,0	4,852 161,8	5,299 176,8
29 - 30,9	30	0,000 0,0	0,004 0,1	0,377 12,6	1,482 49,4	2,387 79,6	3,319 110,7	3,933 131,2
31 - 32,9	32	0,000 0,0	0,000 0,0	0,086 2,9	0,710 23,7	1,321 44,0	2,083 69,4	2,696 89,9
33 - 34,9	34	0,000 0,0	0,000 0,0	0,015 0,5	0,312 10,4	0,673 22,4	1,211 40,4	1,723 57,5
35 - 36,9	36	0,000 0,0	0,000 0,0	0,002 0,1	0,127 4,2	0,319 10,6	0,659 22,0	1,036 34,6
37 - 38,9	38	0,000 0,0	0,000 0,0	0,000 0,0	0,048 1,6	0,142 4,7	0,338 11,3	0,590 19,7
39 - 40,9	40	0,000 0,0	0,000 0,0	0,000 0,0	0,017 0,6	0,060 2,0	0,164 5,5	0,320 10,7
41 - 42,9	42	0,000 0,0	0,000 0,0	0,000 0,0	0,006 0,2	0,024 0,8	0,076 2,5	0,166 5,5
43 - 44,9	44	0,000 0,0	0,000 0,0	0,000 0,0	0,002 0,1	0,009 0,3	0,034 1,1	0,083 2,8
45 - 46,9	46	0,000 0,0	0,000 0,0	0,000 0,0	0,001 0,0	0,003 0,1	0,014 0,5	0,040 1,3

A maior probabilidade encontrada foi na classe de 13-14,9 cm tendo 17,507% de árvores, aos 6 anos. Na idade de 8 anos, a maior probabilidade foi de 13,607% das árvores na classe de 17-18,9 cm. Aos 10 e 12 anos, a maior probabilidade ocorreu na classe de 19-20,9 cm, sendo 10,413 e 9,162% de árvores respectivamente (Tabela 11). Dessa forma, verifica-se que não houve aumento significativo em diâmetros durante estas idades, visto que as maiores probabilidades se mantiveram em uma única classe, podendo este evento ser justificado pelo aumento da competição entre as árvores com o passar dos anos. Este foi igualmente observado nas idades 14 e 16 anos, em que a maior probabilidade ocorreu na classe de 21-22,9 cm, sendo de 8,496 e 7,749% respectivamente. Aos 18 anos, uma proporção de árvores de 7,196% na classe 23-24,9 cm (Tabela 11). As probabilidades de frequência por classe de diâmetro, para este espaçamento estão apresentadas na Figura 17.

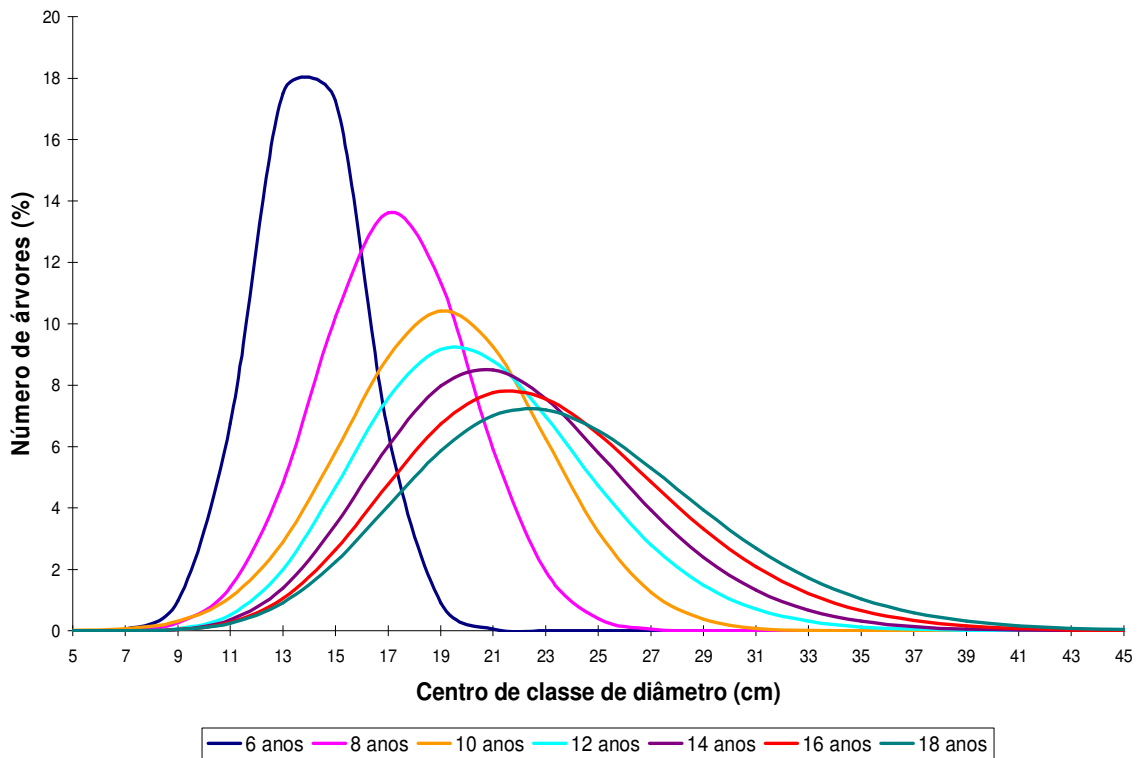


Figura 17 – Probabilidade do número de árvores para cada classe diamétrica em função da idade no espaçamento 2 x 3 m, em Otacílio Costa, SC.

O maior número de árvores/ha observado, de acordo com as probabilidades (Tabela 11), foi observado na idade de 6 anos na classe diamétrica de 13-14,9 cm, com 583,6 árvores/ha. Aos 8 anos, o maior número de árvores na classe 17-18,9 cm foi de 453,6 por hectare. Com 10 e 12 anos, a classe com maior número de árvores foi de 19-20,9 cm, tendo 347,1 e 305,4 árvores/ha respectivamente. Aos 14 e 16 anos, o maior número de árvores ocorreu na classe de 21-22,9 cm, com 283,2 e 258,3 árvores/ha respectivamente, e aos 18 anos, a classe com o maior número de árvores foi a de 23-24,9 cm, tendo 240 árvores/ha (Tabela 11).

A Figura 18 ilustra a distribuição diamétrica por hectare ocorrida no tratamento com espaçamento 2 x 3 m. Por meio deste gráfico, é possível perceber um alargamento das curvas com o passar dos anos, tanto antes quanto depois da classe com o número máximo de árvores/ha. Esse evento ocorreu porque nas idades 12, 14, 16 e 18 anos a distribuição diamétrica deu-se por meio da função de distribuição Gama, sendo também considerada simétrica, como a distribuição Normal, na qual se observou a melhor representação da distribuição de diâmetros nas idades 6, 8 e 10 anos.

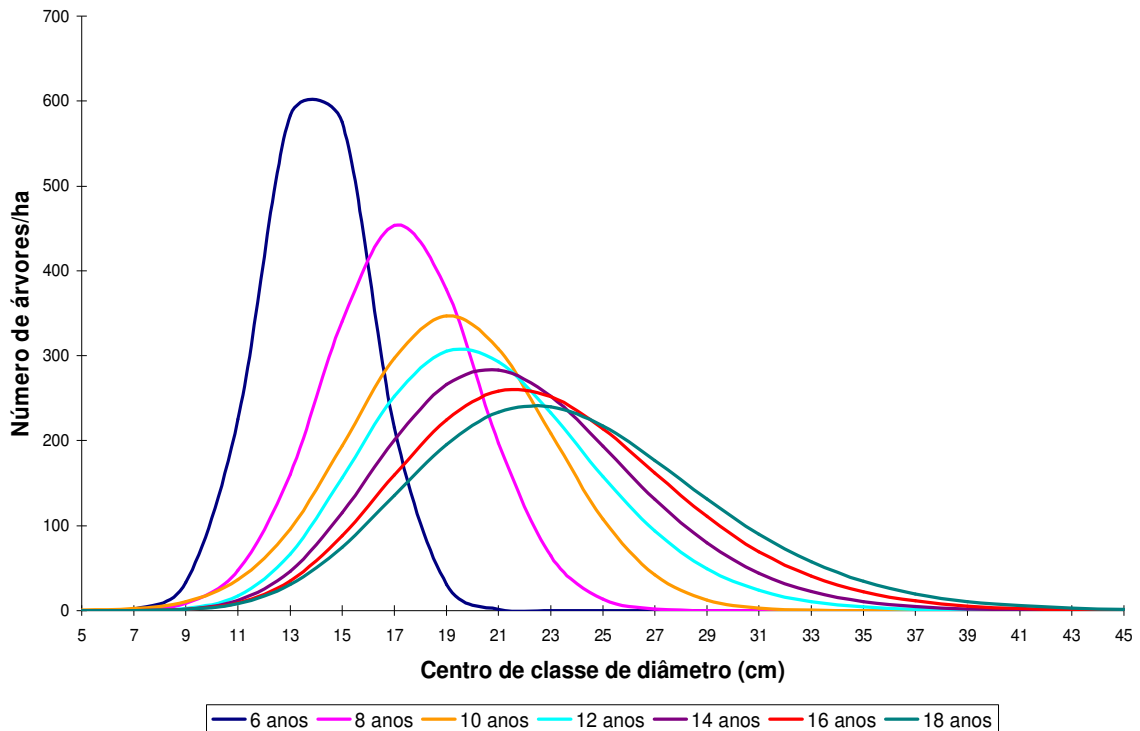


Figura 18 – Distribuição do número de árvores/ha para cada classe diamétrica, em função da idade, no espaçamento 2 x 3 m, em Otacilio Costa, SC.

Pode-se observar que a variação diamétrica entre as idades de 6 e 8 anos foi bastante significativa, tendo o número máximo de árvores aos 6 anos na classe diamétrica de 13-14,9 cm, e aos 8 anos na classe de 17-18,9 cm, não sendo observado neste intervalo de tempo número máximo de árvores na classe de 15-16,9 cm. Este evento pode ser justificado pelo fato das árvores terem maior espaçamento, possuindo menor competição entre si nas idades iniciais, propiciando aumento significativo em seus diâmetros. Por outro lado, aos 10 e 12 anos o número máximo de árvores foi observado na mesma classe, de 19-20,9 cm, indicando que houve uma estagnação do crescimento das árvores, possivelmente, em virtude do aumento da competição com o aumento da idade. O mesmo ocorreu nas idades de 14 e 16 anos, em que tiveram seus valores máximos observados na mesma classe, de 21-22,9 cm.

Com o passar dos anos, verificou-se que ocorre uma redução do número máximo de árvores, com uma variação de 583,6 árvores/ha (17,507%), aos 6 anos na classe de 13-14,9 cm, e de 240 árvores/ha (13,607%), aos 18 anos na classe de 23-24,9 cm (Tabela 11). Esse menor número máximo de árvores nas maiores classes diamétricas e nas maiores idades pode ser justificada pelo aumento da concorrência entre as árvores, conforme verificado no tratamento com espaçamento 2 x 2 m, uma vez que o tratamento não sofreu desbaste, limitando um maior e melhor crescimento das árvores e proporcionando uma estagnação das árvores nas menores classes diamétricas. Contudo, neste tratamento nas classes diamétricas posteriores à classe com maior número de árvores não ocorreu um aumento do número de árvores total com o passar dos anos, evento esse que foi observado no tratamento com espaçamento 2 x 2 m. As classes posteriores à classe com maior número de árvores/ha totalizaram um maior número de árvores do que nas classes anteriores, porém, esses valores se mantiveram constantes com o passar dos anos.

Neste tratamento, a classe de 15-16,9 cm não apresentou número máximo de árvores em nenhuma idade, sendo que, aos 6 anos, o número máximo de árvores ocorreu na classe de 13-14,9 cm, e na idade de 8 anos, na classe de 17-18,9 cm. Nas idades 10 e 12 anos, observou-se que o maior número de árvores ocorreu na mesma classe diamétrica, de 19-20,9 cm com 347,1 e 305,4 árvores/ha

respectivamente. O mesmo foi observado nas idades de 14 e 16 anos, com 283,2 e 258,3 árvores/ha na classe 19-20,9 cm respectivamente.

Verificou-se que, diferentemente do tratamento 2 x 2 m, o número máximo de árvores ocorreu entre as classes de 13-14,9 cm e 23-24,9 cm, determinando uma maior amplitude dos diâmetros ocorridos. Isso pode ser justificado pelo fato do tratamento com espaçamento 2 x 3 m possuir um maior espaço entre as árvores, o que possibilita um maior crescimento destas, evento também observado no tratamento com espaçamento 2 x 2 m.

Logo, nas idades iniciais de 6, 8 e 10 anos, dos tratamentos 2 x 2 m e 2 x 3 m, a distribuição do número de árvores por classes de diâmetros foi representada eficientemente pela função Normal. Esse resultado coincide com o obtido por Couto (1980) que em pesquisa com as distribuições diamétricas para *Pinus caribaea* var. *caribaea*, tendo observado que a distribuição Normal apresenta um ajuste mais eficiente para estimar as frequências por classes de diâmetros. Já para as idades de 12, 14, 16 e 18 anos, no tratamento 2 x 2 m, o melhor desempenho para representar a distribuição diamétrica foi pela função Ln-normal, resultados que podem ser observados também para a maioria das comunidades vegetais e animais de variadas espécies, pois seguem uma distribuição Ln-normal (Sugihara, 1980; Magurran, 1988; Limpert et al., 2001). Barreira (1995) avaliou a distribuição de dois híbridos de *Populus* sp. na zona central do Chile, tendo observado que a distribuição Ln-normal estimava melhor a estrutura do povoamento coincidindo então com o resultado do presente estudo.

No tratamento 2 x 3 m, a distribuição de árvores em classes de diâmetros foi melhor representada pela função Gama. Isso coincide com o estudo realizado por Arce (2004) sobre a evolução da distribuição diamétrica no tempo, para clones de *Populus deltoides*, que foi eficientemente caracterizada pela função de densidade de probabilidades Gama. A mesma função foi também ajustada por Vallejos (2003), no desenvolvimento de um sistema de simulação de crescimento e produção de *Populus* sp.

Nas Figuras 14 e 18, pode-se perceber que, tanto para o tratamento com espaçamento 2 x 2 m quanto para o espaçamento 2 x 3 m, a distribuição do número de árvores por classes diamétrica apresentaram assimetria à direita da distribuição dos diâmetros, um leve achatamento das curvas em relação ao eixo horizontal e o

deslocamento das árvores à direita com o passar dos anos, refletindo pelo aumento dos diâmetros da população, bem como a diminuição do número de árvores/ha para as maiores classes diamétricas. Esse mesmo resultado foi observado por Nogueira et al. (2005), no estudo da determinação da idade técnica de desbastes para um povoamento híbrido de *Eucalyptus* sp.

4.3 Prognose da distribuição probabilística da freqüência por classe de diâmetro

4.3.1 Prognose da probabilidade de freqüência por classe de diâmetro no tratamento com espaçamento de 2 x 2 m

A determinação da prognose da probabilidade de freqüências por classe de diâmetro, segundo o método proposto por Cao (2004), foi realizada por meio da distribuição Weibull com dois parâmetros. Inicialmente, foram determinados os parâmetros preditores dos coeficientes b e c da distribuição Weibull para o tratamento com espaçamento 2 x 2 m, ou seja, os parâmetros b_1 , b_2 , b_3 e b_4 são preditores de b , com valores de 0,6622, -0,0208, 2,0277 e 3,1513 respectivamente, e os parâmetros c_1 , c_2 , c_3 e c_4 são os preditores de c , com valores de 3,5878, -0,122, 0,4304 e -0,119 respectivamente, com a soma dos quadrados igual a 2,1E-13 para a equação de probabilidade Weibull. Com esses valores, foram determinados os parâmetros b e c (Tabela 12), específicos para cada idade, uma vez que a distribuição Weibull se dá em função do tempo.

Com os parâmetros da distribuição Weibull calculados, foram então determinadas as probabilidades de freqüência (%) e do número de árvores por hectare (N/ha), para cada idade e em cada classe diamétrica, do tratamento com espaçamento 2 x 2 m, segundo o método proposto por Cao (2004), estando apresentadas na Tabela 13.

Tabela 12 – Parâmetros da distribuição Weibull, em função das idades, no espaçamento 2 x 2 m, em Otacílio Costa, SC

Idade (anos)	Parâmetros		Weibull
	b	c	
6	19,213	15,849	$f(s) = (15,849/19,213) \cdot ((DAP/19,213)^{15,849-1}) \cdot \exp(-(DAP/19,213)^{15,849})$
8	21,245	15,163	$f(s) = (15,163/21,245) \cdot ((DAP/21,245)^{(15,163-1)}) \cdot \exp(-(DAP/21,245)^{15,163})$
10	24,978	14,451	$f(s) = (14,451/24,978) \cdot ((DAP/24,978)^{(14,451-1)}) \cdot \exp(-(DAP/24,978)^{14,451})$
12	27,759	14,064	$f(s) = (14,064/27,759) \cdot ((DAP/27,759)^{(14,064-1)}) \cdot \exp(-(DAP/27,759)^{14,064})$
14	28,899	13,950	$f(s) = (13,950/28,899) \cdot ((DAP/28,899)^{(13,950-1)}) \cdot \exp(-(DAP/28,899)^{13,950})$
16	29,785	13,920	$f(s) = (13,920/29,785) \cdot ((DAP/29,785)^{(13,920-1)}) \cdot \exp(-(DAP/29,785)^{13,920})$
18	31,798	13,676	$f(s) = (13,676/31,798) \cdot ((DAP/31,798)^{(13,676-1)}) \cdot \exp(-(DAP/31,798)^{13,676})$

Aos 6 anos foi observada a maior probabilidade para este espaçamento, ocorrendo na classe diamétrica de 19-20,9 cm tendo 30,237% de árvores, seguido da idade de 8 anos na classe de 21-22,9 cm, com 26,179% das árvores (Tabela 13). Aos 18 anos foi observado na classe de 31-32,9 cm, a probabilidade máxima de 15,377% de árvores, sendo este valor o menor se comparada às probabilidades máximas das demais idades.

O maior número de árvores por hectare aos 6 anos foi de 1.532,7 árvores, seguido pela idade de 8 tendo 1.315,2 árvores/ha. Já aos 18 anos foi observado na classe de 31-32,9 cm, o valor máximo de 528,6 árvores/ha, sendo este o menor máximo se comparado às demais idades (Tabela 13).

Pode-se perceber que a variação diamétrica entre as idades de 8 e 10 anos foi significativa, tendo o número máximo de árvores aos 8 anos na classe diamétrica de 21-22,9 cm, e aos 10 anos na classe de 25-26,9 cm. Neste mesmo intervalo de tempo não foi verificado número máximo de árvores na classe de 23-24,9 cm, talvez pela existência de maior espaçamento entre as árvores e, conseqüentemente, menor competição entre si. Porém, aos 14 e 16 anos o número máximo de árvores foi observado na classe, de 29-30,9 cm, indicando uma possível estagnação do crescimento das árvores, em virtude do aumento da competição com o aumento da idade.

As probabilidades de frequência por classe de diâmetro, para o espaçamento com 2 x 2 m, determinadas pelo método proposto por Cao (2004) estão ilustradas na Figura 19.

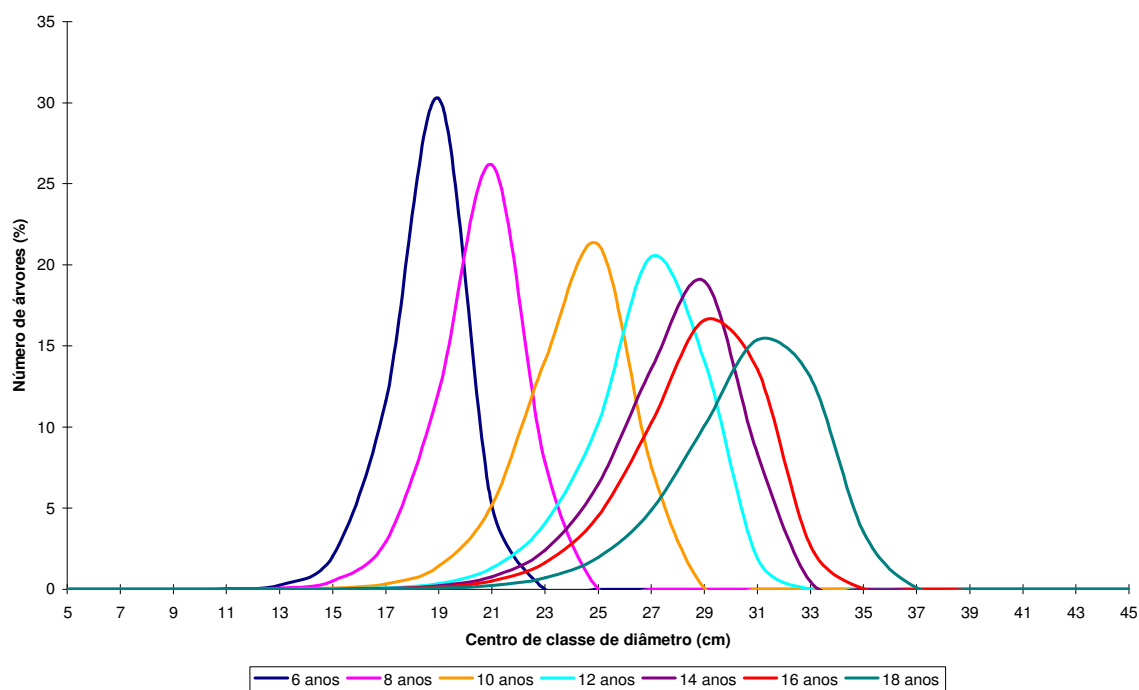


Figura 19 – Probabilidade do número de árvores por classe diamétrica, em função das idades, no espaçamento 2 x 2 m, em Otacílio Costa, SC.

Na Figura 20 é ilustrada as curvas da distribuição do número de árvores por hectare (N/ha), por classe diamétrica, em função das idades do tratamento 2 x 2 m, determinadas segundo Cao (2004). Percebe-se neste gráfico o deslocamento da distribuição de frequência por classe de diâmetro com o aumento da idade, com presença de assimetria à esquerda das curvas e curtose platicúrtica.

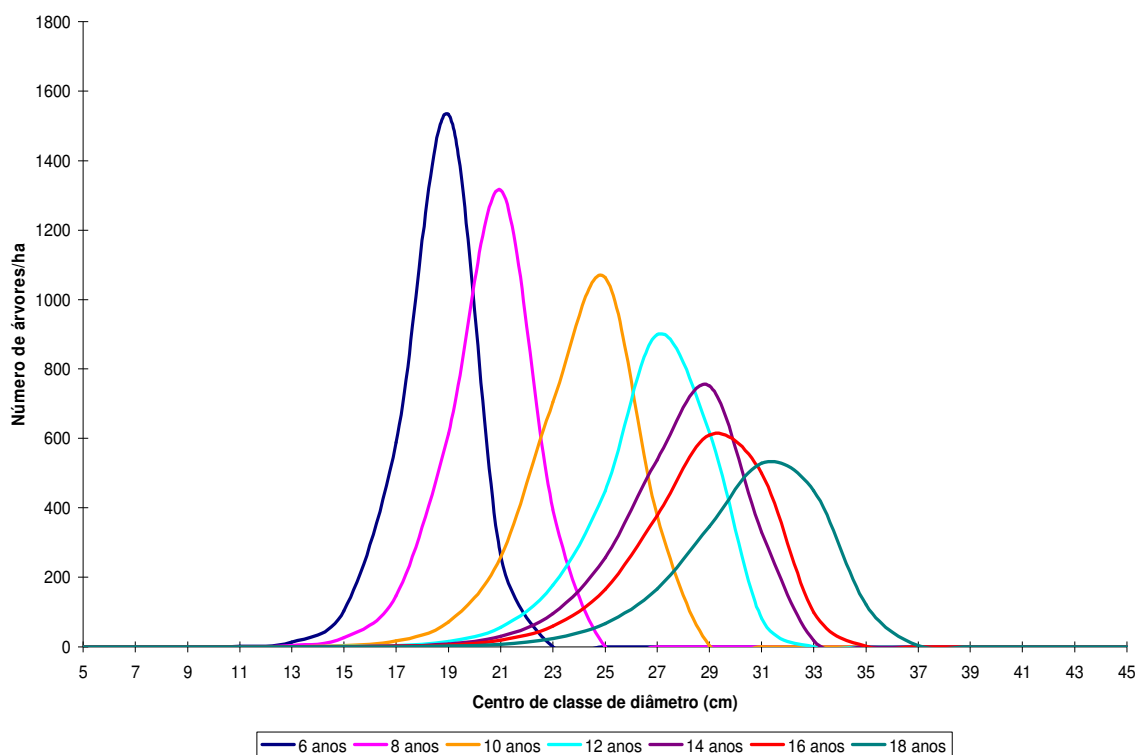


Figura 20 – Distribuição do número de árvores/ha por classe diamétrica, em função das idades no espaçamento 2 x 2 m, em Otacílio Costa, SC.

4.3.2 Prognose da probabilidade de freqüência por classe de diâmetro no tratamento com espaçamento de 2 x 3 m

Para a determinação da prognose da probabilidade de freqüências por classe de diâmetro, no tratamento com espaçamento 2 x 3 m, também foi utilizado o método de distribuição Weibull proposto por Cao (2004). Inicialmente, foram determinados os parâmetros preditores dos componentes b e c da distribuição Weibull, ou seja, b_1, b_2, b_3 e b_4 são os parâmetros preditores de b , com valores de 0,5095, 0,0247, 2,0221 e 3,7371 respectivamente; e c_1, c_2, c_3 e c_4 os preditores de c , com valores de 3,7831, -0,1235, -0,4119 e -0,2536 respectivamente, com a soma dos quadrados igual a 3,6E-13. Por meio desses valores, foram determinados os parâmetros b e c (Tabela 14).

Tabela 14 – Parâmetros da distribuição Weibull, em função das idades no espaçamento 2 x 3 m, em Otacílio Costa, SC

Idade	Parâmetros		Weibull
	b	c	
6	18,766	19,936	$f(s) = (19,936/18,766) \cdot ((DAP/18,766)^{(19,936-1)}) \cdot \exp(-(DAP/18,766)^{19,936})$
8	23,618	18,625	$f(s) = (18,625/23,618) \cdot ((DAP/23,618)^{(18,625-1)}) \cdot \exp(-(DAP/23,618)^{18,625})$
10	27,252	17,862	$f(s) = (17,862/27,252) \cdot ((DAP/27,252)^{(17,862-1)}) \cdot \exp(-(DAP/27,252)^{17,862})$
12	29,006	17,502	$f(s) = (17,502/29,006) \cdot ((DAP/29,006)^{(17,502-1)}) \cdot \exp(-(DAP/29,006)^{17,502})$
14	31,221	17,181	$f(s) = (17,181/31,221) \cdot ((DAP/31,221)^{(17,181-1)}) \cdot \exp(-(DAP/31,221)^{17,181})$
16	31,852	17,067	$f(s) = (17,067/31,852) \cdot ((DAP/31,852)^{(17,067-1)}) \cdot \exp(-(DAP/31,852)^{17,067})$
18	33,170	16,903	$f(s) = (16,903/33,170) \cdot ((DAP/33,170)^{(16,903-1)}) \cdot \exp(-(DAP/33,170)^{16,903})$

Na Tabela 15, estão apresentadas as classes diamétricas determinadas, os centro de classes utilizados nas equações selecionadas e os resultados das probabilidades de frequência (%) e do número de árvores por hectare (N/ha), para cada idade e em cada classe diamétrica, do tratamento com espaçamento 2 x 3 m, segundo o método proposto por Cao (2004). A maior probabilidade foi obtida aos 6 anos na classe diamétrica de 19-20,9 cm, com 37,334% das árvores/ha, seguido pela idade de 8 anos na classe de 23-24,9 cm, com 26,843% de árvores/ha. Aos 18 anos, na classe de 37-38,9 cm, a probabilidade máxima foi de 17,76% de árvores, sendo esta a menor probabilidade máxima se comparada às demais idades.

Os valores das probabilidades por classe diamétrica em função das idades para o tratamento 2 x 3 m, de acordo com o métodos proposto por Cao (2004), estão ilustrados na Figura 21.

O maior número de árvores no tratamento 2 x 3 m foi observado aos 6 anos na classe diamétrica de 19-20,9 cm, com 1.168,5 árvores/ha, seguido da idade de 8 anos na classe de 23-24,9 cm, com 900,3 árvores/ha. Aos 18 anos, na classe 37-38,9 cm, foi observado o valor máximo de 523,4 árvores/há, sendo este o menor valor se comparado aos máximos das demais idades (Tabela 15).

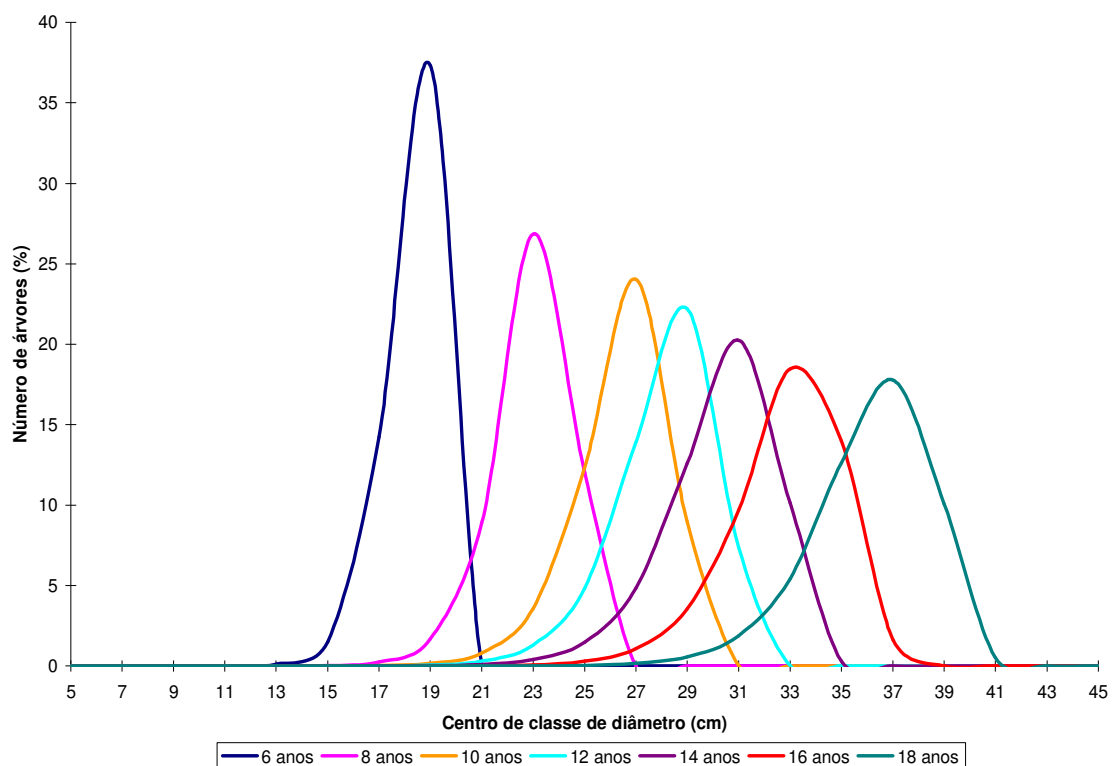


Figura 21 – Probabilidade do número de árvores para cada classe diamétrica, em função das idades, no espaçamento 2 x 3 m, em Otacílio Costa, SC.

No tratamento com espaçamento de 2 x 3 m, ocorreu uma significativa variação diamétrica entre as idades de 6 e 8, 8 e 10 e entre 16 e 18 anos, uma vez que o número máximo de árvores não apresentou aumento consecutivo (Tabela 15). Este evento pode ser justificado pelo maior espaçamento entre as árvores, propiciando uma menor competição entre si, promovendo aumento significativo em seus diâmetros.

A Figura 22 ilustra a distribuição do número de árvores por hectare, por classe diamétrica, em função das idades para o tratamento 2 x 3 m, de acordo com o métodos proposto por Cao (2004).

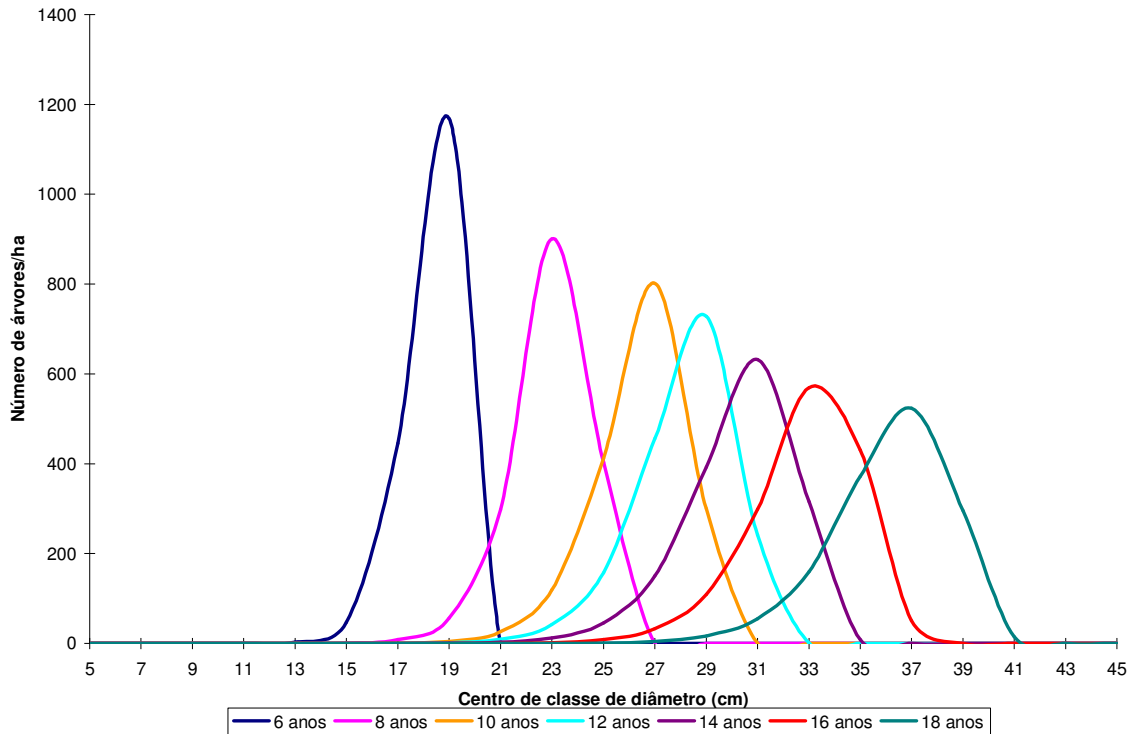


Figura 22 – Distribuição do número de árvores/ha por classe diamétrica, em função das idades do tratamento com espaçamento 2 x 3 m, do experimento da empresa Klabin S.A., em Otacílio Costa, SC.

Observou-se que a distribuição do número de árvores determinada pelo método Cao teve a mesma tendência que a observada no método Capability. Pode se perceber que tanto para no espaçamento 2 x 2 m, quanto no de 2 x 3 m, as distribuições do número de árvores por classe diamétrica apresentaram assimetria à esquerda, com leve achatamento das curvas em relação ao eixo horizontal e o deslocamento à direita das árvores com o passar dos anos, refletido pelo aumento diamétrico. Assim como a diminuição do número de árvores/ha nas maiores classes diamétricas por idade, esse mesmo resultado foi observado por Nogueira et al. (2005) no estudo da determinação da idade técnica de desbastes para um híbrido de *Eucalyptus* sp.

5 CONCLUSÕES

Os resultados obtidos no presente trabalho, realizado com *Pinus taeda* permitiram concluir que:

a) Para a idade de 18 anos, a espécie estudada apresentou maior valor médio de diâmetro no tratamento com espaçamento 2 x 3 m, se comparado ao tratamento com espaçamento de 2 x 2 m, em consequência do maior espaço vital disponível às árvores.

b) A menor mortalidade aos 18 anos é observada no espaçamento 2 x 2 m em relação ao 2 x 3 m, como consequência do aumento da competição entre as árvores.

c) Entre as funções de distribuição diamétrica estudadas, a função Normal é a que apresenta o melhor ajuste nas idades iniciais de 6, 8 e 10 anos, tanto para o espaçamento 2 x 2 m quanto para o de 2 x 3 m.

d) Nas idades de 12, 14, 16 e 18 anos, a função de probabilidade que melhor representa a distribuição por classe diamétrica, dentre as função estudadas, é a função Ln-normal no espaçamento 2 x 2 m, e a função Gama para o espaçamento 2 x 3 m.

e) O estudo da prognose da distribuição de freqüência por classe diamétrica é eficiente quando representada pela função Weibull, ajustada pelo método de Cao, a partir de dados agrupados das idades estudadas, dos espaçamentos 2 x 2 m e 2 x 3.

6 REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ABREU, E. **Modelagem da prognose precoce do volume por classe diamétrica para *Eucalyptus grandis***. 2000. 69p. Dissertação (Mestrado em Engenharia Florestal) – Universidade Federal de Lavras, Lavras.

ÁLVAREZ, J. G. **Análisis y caracterización de las distribuciones diamétricas de *Pinus pinaster* Ait. En Galicia**. 1997. 269p. Tese (Doutorado em Ingenieros de Montes) – Universidade Politécnica de Madrid, Madrid.

AMARAL, P. **Introdução à Quimiometria: Erros na análise estatística**. Universidade de Lisboa – Faculdade de Ciências e Tecnologia. Lisboa, Portugal. Abril, 1996. Disponível em: <<http://www.dq.fct.unl.pt/QOF/chem3.html>> Acesso em: 13 de junho de 2007.

ANDERSON, T. W.; DARLING, D. A. A test of goodness of fit. **Journal of the American Statistical Association**, Alexandria, v. 49, n. 268, p. 765-769, dez., 1954.

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

BAILEY, R. L. Computer programs for quantifying diameter distributions with the Weibull function. **Forest Science**, Bethesda, v. 20, n. 3, p. 229, set., 1974.

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

BAILEY, R. L. et al. A compatible model relating slash pine plantation survival to density, age, site index and type and intensity of thinning. **Forest Science**, Bethesda, v. 31, n. 1, p. 181-189, mar., 1985.

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

BARRERA, M. **Modelos de Distribución diamétrica para dos variedades de álamo en el valle central de la Séptima Región**. 1995. 60p. Tese (Doutorado em Engenharia Florestal) – Escola de Engenharia Florestal, Faculdade de Recursos Naturais - Universidade de Talca, Talca.

BARTOSZECK, A. C. P. S. et al. A distribuição diamétrica para bracatingais em diferentes idades, sítios e densidades da região metropolitana de Curitiba. **Floresta**, Curitiba, v. 34, n. 3, p. 305-324, set./dez., 2004.

BATISTA, J. L. F. **A função Weibull como modelo para a distribuição de diâmetro de espécies arbóreas tropicais**. 1989. 125p. Dissertação (Mestrado em Engenharia Florestal) – Universidade de São Paulo – Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Piracicaba.

BELCHER, D. M.; CLUTTER, J. L. Yield of slash pine plantations in the Georgia and North Florida coastal plain. **School of Forest Resources**, v. 2, n. 1, p. 52, 1977.

BLISS, C. I.; REINKER, K. A. A lognormal approach to diameter distributions in even-aged stands. **Forest Science**, Bethesda, v. 10, n. 3, p. 350-360, set., 1964.

BORDERS, B. E., et al. Percentile-based distributions characterize forest stand tables. **Forest Science**, Bethesda, v. 33, n. 2, p. 570-576, jun., 1987.

BURK, T.; NEWBERRY, J. A simple algorithm for moment-based recovery of Weibull distribution Parameters. **Forest Science**, Bethesda, v. 30, n. 2, p. 329-332, jun., 1984.

CAMPOS, H. **Estatística experimental não-paramétrica**. 4.ed. Piracicaba: Departamento de Matemática e Estatística – ESALQ, 1983. 349p.

CAMPOS, J. C. C.; TURNBULL, K. Um sistema para estimar a produção por classe de diâmetro e sua aplicação na interpretação do efeito de desbaste. **Revista Árvore**, Viçosa, v. 5, n. 1, p. 1-16, 1981.

CAO, Q. V. A method to distribute mortality in diameter distribution models. **Forest Science**, Bethesda, v. 43, n. 3, p. 435-442, ago., 1997.

CAO, Q. V. Predicting parameters of a Weibull function for modeling diameter distribution. **Forest Science**, Bethesda, v. 50, n. 4, p. 682-685, ago., 2004.

CAO, Q.; BURKHART, H. A segmented distribution approach for modeling diameter frequency data. **Forest Science**, Bethesda, v. 30, n. 1, p. 129-137, mar., 1984.

CARGNELUTTI FILHO, A.; MATZENAUER, R.; TRINDADE, J. K. Ajustes de funções de distribuição de probabilidade à radiação solar global no Estado do Rio Grande do Sul. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v. 39, n. 12, p. 1157-1166, dez., 2004.

CATALUNHA, M. J. et al. Aplicação de cinco funções densidade de probabilidade a séries de precipitação pluvial no Estado de Minas Gerais. **Revista Brasileira de Agrometeorologia**, Santa Maria, v. 10, n. 1, p. 153-162, nov., 2002.

CHARLES ANNIS, P. E. **Statistical Engineering: Extreme Value Distributions**. Palm Beach Gardens, Florida. 2007. Disponível em: <http://www.statisticalengineering.com/extreme_value.htm>. Acesso em: 16 de outubro de 2007.

CLUTTER, J. L.; BELCHER, D. M. Yield of sitep repared slash pine plantations in the lower coastal, plain of Georgia and Florida. In: **Growth models for long-term forecasting of timber yields**. Blacksburg: IUFRO, School of Forestry and Wildlife Resources, State Unversity, 1978. p. 53-70.

CLUTTER, J. L.; BENNETT, F. A. Diameter distributions in old-field slash pine plantations. **Georgia Forest Research Council Report**, v. 13, p. 1-9, 1965.

CLUTTER, J. L. et al. **Timber management: a quantitative approach**. New York: John Wiley and Sons Ltd. 1983. 333p.

CONTI, F. Laboratório de Informática, **Biometria** – UFPA, 2007. Disponível em: <<http://www2.ufpa.br/dicas/biome/colabio.htm>>. Acesso em: 15/05/2007.

COUTO, H. T. Z. **Distribuições de diâmetros em plantações de *Pinus caribaea* Morelet var. *caribaea***. 1980. 83p. Tese de Livre Docência. Universidade de São Paulo - Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Piracicaba.

COUTO, L. **Influencia do espaçamento no crescimento de *Eucalyptus urophylla* de origem híbrida, cultivada na região de Coronel Fabriciano**. 1977. 54 p. Dissertação (Mestrado em Ciências Florestais). Universidade Federal de Viçosa, Viçosa.

CUNHA, U. S. **Análise da estrutura diamétrica de uma floresta tropical úmida da Amazônia Brasileira**. 1995. 134p. Dissertação (Mestrado em Engenharia Florestal) – Universidade Federal do Paraná, Curitiba.

CUNHA NETO, F. R. **Sistema de predição presente e futura da produção por classe de diâmetro utilizando a função Weibull para *Eucalyptus grandis* e *Eucalyptus urophylla***. 1994. 157p. Dissertação (Mestrado em Engenharia Florestal) – Universidade Federal de Lavras, Lavras.

DANNENBERG, R. B. Nyquist Reference Manual - Random Number Generators. Carnegie Mellon University. School of Computer Science. Disponível em: <<http://www.cs.cmu.edu/~rbd/doc/nyquist/part14.html>>. Acesso em: 05 de novembro de 2007.

DEL RIO, M. **Régimen de claras y modelo de producción para *Pinus sylvestris* L. en los sistemas Centrales Ibérico**. 1998. 219p. Tese (Doutorado em Ingenieros de Montes) – Universidade Politécnica de Madrid, Madrid.

EMBRAPA. **Zoneamento Pedoclimático para *Pinus taeda* no Estado de Santa Catarina**. Rio de Janeiro: Embrapa Solos, n. 10, p. 21 p.1999.

FINGER, C. A. G. **Distribuição de diâmetros em acácia negra, *Acacia mearnsii* de Wild em diferentes povoamentos e idades**. 1982. 124p. Dissertação (Mestrado em Engenharia Florestal) – Universidade Federal do Paraná, Curitiba.

FINGER, C. A. G. **Fundamentos de Biometria Florestal**. Santa Maria: UFSM/CEPEF/Fatec, 1992. 269p.

GADOW, K. V. Fitting distributions in *Pinus patula* stands. **South African Forestry Journal**, Pretoria, n. 126, p. 20-29, 1983.

GADOW, K. V. Die Erfassung von Durchmesservertelungen in gleichaltigen Kiefernbeständen. **Forstweiss**, v. 103, p. 369-374, 1984.

GARCÍA GÜEMES, C.; CAÑADAS, N.; MONTERO, G. Modelización de la distribución diamétrica de las masas de *Pinus pinea* L. de Valladolid (España) mediante la function Weibull. **Investigación Agraria Sistemas y Recursos Forestales**, v. 11, p. 263-282. 2002.

GIBBONS, J. G.; CHAKRABORTI, S. **Nonparametric Statistical Inference**. 3. ed. New Your: DEKKER, v. 131, 1992, 544p.

GLADE, J. E. **Prognose de volume por classes diamétricas para *Eucalyptus grandis* Hill Ex-Maiden**. 1986. 94p. Dissertação (Mestrado em Engenharia Florestal) – Universidade Federal de Paraná, Curitiba.

GUIDORIZZI, H. L. **Um curso de cálculo**. São Paulo: LTC, 2001. p. 45-60.

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

HAFLEY, W .L.; SCHREUDER, H. T. Statistical distributions for fitting diameter and height data in even-aged stands. **Canadian Journal of Forest Research**, Ottawa, v. 4, n. 3, p. 481-487, set., 1977.

HARTER, H. L.; MOORE, A. H. Maximum likelihood estimation of the parameters of the Gamma and Weibull populations from complete and from censored samples. **Technometrics**, Washington, v. 7, n. 4, p. 639-643, nov., 1965.

ICESS – USP: INSTITUTE FOR COMPUTATIONAL EARTH SYSTEM SCIENCE. USP – UNIVERSIDADE DE SÃO PAULO. **Distribuições Contínuas**. 2007. Disponível em <<http://www.icess.ucsb.edu/gem/dist__continua.htm>> Acesso em 04 de novembro de 2007.

JOHNSON, N. L.; KOTZ, S. **Distributions in statistics. Continuous univariate distributions - 2**. New York: Wiley, 1970. 307p.

KLEIN, J. E. M. et al. Produção de madeira e casca de Acácia-negra (*Acacia mearnsii* De Wild) em diferentes espaçamentos. **Ciência Florestal**, Santa Maria, v. 2, n. 1, p. 87-97, 1992.

KRONKA, F. J. N.; NALON, M.A.; MATSUKUMA, C.K. **Inventário florestal da vegetação natural do Estado de São Paulo**. São Paulo: Secretaria do Meio Ambiente – Instituto Florestal, 2005. 200p.

LAPPI, J.; BAILEY, R. L. Estimation of the diameter increment function or other tree relations using angle-count samples. **Forest Science**, Bethesda, v. 33, n. 3, p. 725-739, set., 1987.

LEÃO, D. **Estatística Básica**. Estatcamp Consultoria em Estatística e Qualidade: São Carlos, 2006. 113p.

LEE, E. T. **Statistical methods for survival data analysis**. Belmont: Lifetime Learning, 1980. 557p.

LEITE, H. G. et al. Um modelo para estimar a produção de madeira para celulose e energia derivado da função Weibull. **Revista Árvore**, v. 14, p. 102-118, 1990.

LEOTTI, V. B.; BIRCK, A. R.; RIBOLDI, J. Comparação dos Testes de Aderência à Normalidade Kolmogorov-Smirnov, Anderson-Darling, Cramer-Von Mises e Shapiro-Wilk por Simulação. In: SIMPÓSIO DE ESTATÍSTICA APLICADA À EXPERIMENTAÇÃO AGRONÔMICA, 11.; REUNIÃO ANUAL DA REGIÃO BRASILEIRA DA SOCIEDADE INTERNACIONAL DE BIOMETRIA, 50., 2005, Londrina, **Anais eletrônicos...** Londrina: 2005. Disponível em: <<http://www.posgraduacao.ufla.br/gauss/congresso/11seagro/conteudo/arquivos/205.pdf>>. Acesso em: 17 de novembro de 2006.

LIMPERT, E.; STAHE, W. A.; ABBT, M. Log-normal distributions across the sciences-keys and clues. **BioScience**, Washington, v. 51, n. 5, p. 341-352, maio, 2001.

LITTLE, S. N. Weibull diameter distributions for mixed stands of western conifers. **Canadian Journal of Forest Research**, Ottawa, v. 13, n. 1, p. 85-88, fev., 1983.

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

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

MAESTRI, R. **Estimativa de produção presente e futura de volume de madeira e peso de casca para povoamentos de Acácia-negra (*Acacia mearnsii* de Wild)**. 1992, 102p. Dissertação (Mestrado em Engenharia Florestal) – Universidade Federal do Paraná, Curitiba.

MAGURRAN, A .E. **Ecological Diversity and its Measurement**. London: Croom Helm, 1988. 179p.

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

MALTAMO, M.; PUUMALAINEN, J.; PÄIVINEN, R. Comparison of Beta and Weibull functions for modeling basal area diameter distribution in stands of *Pinus sylvestris* and *Picea abies*. **Canadian Journal of Forest Research**, Ottawa, v. 10, p. 284-295, 1995.

MARCHIORI, J. N. C. **Dendrologia das gimnospermas**. Santa Maria: UFSM, 1996. 158p.

MARTINEZ-ESPINOSA, M.; LOUSADA-NETO, F.; CALIL JÚNIOR, C. **Estatística geral com aplicações à engenharia**. São Paulo: Editora Atlas. 2004. 165p.

MEDRADO, M. J. S. **Cultivo do Pinus. Embrapa Florestas – Sistema de Produção**, 5. Versão eletrônica. 2005. Disponível em: <<http://sistemasdeproducao.cnptia.embrapa.br/FontesHTML/Pinus/CultivodoPinus/apresentacao.htm>>. Acesso em: 15 de junho de 2007.

MEYER, P. L. **Probabilidade: Aplicações à estatística**. Rio de Janeiro: Livros técnicos e científicos. 1977. 391p.

MOTTA, F. S., BEIRSDORF, M. J. C., GARCEZ, R. B. **Zoneamento agrícola do Rio Grande do Sul e Santa Catarina: normas agroclimáticas**. Pelotas: Ministério da Agricultura, 1971. 80p.

NCSU. ***Pinus taeda* L. - Range and Habitat**. Raleigh: North Carolina State University, 2008. Disponível em: <<http://www.ncsu.edu/project/dendrology/index/plantae/vascular/seedplants/gymnosperms/conifers/pine/pinus/australes/loblolly/habitat.html>>. Acesso em: 7 de janeiro de 2008.

NELSON, T. C. Diameter distribution and growth of Loblolly pine. **Forest Science**, Bethesda v. 10, n. 1, p. 105-14, mar., 1964.

NEWNHAM, R. Variable – from taper functions for four Alberta tree species. **Canadian Journal of Forest Research**, Ottawa, v. 22. n. 2, p. 210-223, fev., 1992.

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

PASQUALI, L. A **Curva Normal**. 2007. Disponível em: <<http://www.psi-ambiental.net/pdf/PasqCap03.pdf>>. Acesso em: 13 de outubro de 2007.

PRODAN, M. et al. **Mensura Forestal**. San José, Costa Rica: IICA, 1997. 586p.

PULZ, F. A. et al. Acuracidade da predição da distribuição diamétrica de uma floresta inequidiana com a matriz de transição. **Cerne**, Lavras, v. 5, n. 1, p. 01-14, jan./fev., 1999.

REYNOLDS, M. R.; BURK, T. E.; HUANG, W. C. Goodness of-fit tests and model selection procedures for diameter distribution models. **Forest Science**, Bethesda, v. 34, n. 2, p. 373-399, jun., 1988.

RODOVANSKI, E. **Modelos estatísticos para previsão de crescimento de plantações florestais**. 2003. 107p. Dissertação (Mestrado em Engenharia Florestal) – Universidade Federal do Paraná, Curitiba.

SANQUETTA, C. R. **Fundamentos biométricos dos modelos de simulação florestal**. Curitiba: UFPR, 1996. 49p.

SANTA CATARINA. Gabinete de Planejamento e Coordenação Geral. Subchefia de Estatística, Geografia e Informática. **Atlas de Santa Catarina**. Rio de Janeiro: Aerofoto Cruzeiro, 1986. 173p.

SAS Institute. SAS User's Guide: Statistics. **PROC CAPABILITY and General Statements**. Disponível em: <<http://www.asu.edu/sas/sasdoc/sashtml/qc/index.htm>>. Acesso em: 23 de novembro de 2007.

SCHNEIDER, P. R. **Betriebswirtschaftliche und ertragskundliche Grundlagen der Forsteinrichtung in Sudbrasilien am Beispiel von *Pinus elliottii***. 1984. 190p. Tese (Doutorado em Engenharia Florestal) – Albert-Ludwigs Universität Freiburg, Freiburg, Alemanha.

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

SCOLFORO, J. R. S. **Modelagem do crescimento e da produção de florestas plantadas e nativas**. Lavras: UFLA/FAEPE, 1998. 453p.

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

SCOLFORO, J. R. S.; PULZ, F. A.; MELLO, J. M. Modelagem da produção, idade das florestas nativas, distribuição espacial das espécies e a análise estrutural. In.: **Manejo Florestal**, 1998, p. 189-256.

SHIMIZU, J. Y. **Cultivo do Pinus. Embrapa Florestas – Sistema de Produção, 5**. Versão eletrônica. Novembro, 2005. Disponível em: <http://sistemasdeproducao.cnptia.embrapa.br/FontesHTML/Pinus/CultivodoPinus/03_2_pinus_taeda.htm>. Acesso em: 15 de junho de 2007.

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

SILVA, E. Q. da. **Nova função de densidade de probabilidade aplicável à Ciência Florestal**. 2003. 98p. Tese (Doutorado em Engenharia Florestal) – Universidade Federal do Paraná, Curitiba.

SMALLEY, G. W.; BAILEY, R. L. **Yield tables and stand structure for loblolly pine plantations in Tennessee, Alabama and Georgia highlands**. Washington: USDA, 1974. 81p.

SOARES, J. B. **Otimização do sortimento de produtos florestais a partir de funções de distribuição diamétrica e funções de forma**. 1993. 10p. Dissertação (Mestrado em Ciência Florestal) – Universidade Federal de Viçosa, Viçosa.

SOARES, S. T. et al. Avaliação de um modelo de passo invariante na predição da estrutura de um povoamento de *Eucalyptus* sp. **Revista Árvore**, Viçosa, v. 31, n. 2, p. 275-283, mar./abr., 2007.

SOUZA, D. R. **Efeitos do espaçamento na produtividade volumétrica de madeira em povoamentos de *Pinus oocarpa* e *Pinus caribea* var. *hondurensis* até os 16 anos de idade.** 1995. 80p. Dissertação (Mestrado em Ciência Florestal) – Universidade de São Paulo – Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Piracicaba.

SBS – Sociedade Brasileira de Silvicultura. **Estatística.** Disponível em: <www.sbs.org.br/estatistica>. Acesso em: 2 de setembro de 2005.

SBS – Sociedade Brasileira de Silvicultura. **SBS dia a dia.** Disponível em: <www.sbs.org.br/estatistica>. Acesso em: 16 de maio de 2006.

SOKAL, R. R.; ROHLF, F. J. **Biometry.** San Francisco: W.H. Freeman, 1982.

SOMERS, G. L.; FARRAR Jr., R. M. Biomathematical growth equations for natural longleaf pine stands. **Forest Science**, Bethesda, v. 37, n. 1, p. 227-244, mar., 1991.

STEPHENS, M. A. Goodness of fit for the extreme value distribution. **Biometrika**, Oxford, v. 64, n. 3, p. 583-588, dez., 1977.

SUGIHARA, G. Minimal community structure: An explanation of species abundances patterns. **American Naturalist**, Chicago, v. 116, n. 6, p. 770-787, dez., 1980.

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

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

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

TORRES-ROJO, J. M.; MAGAÑA-TORRES, O. S.; ACOSTA-MIRELES, M. Metodología para mejorar la predicción de parámetros de distribuciones. **Agrociencia**, Texcoco, v. 34, n. 5, p. 627-637, set./out., 2000.

UMAÑA, C. L. A. **Distribuições diamétricas de árvores em dez hectares de floresta tropical úmida da Dois Mil madeireira, Itacoatiara**. 1997. 44p. Dissertação (Mestrado em Ciências Florestais). Universidade Federal do Amazonas, Manaus.

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

VAN DEUSEN, P. C. Fitting assumed distributions to horizontal point sample diameters. **Forest Science**, Bethesda, v. 32, n. 1, p. 146-148, mar., 1986.

VALE, A. T.; MARTINS, I. S.; ARAÚJO, W. L. O. Estudo da densidade básica de três espécies do cerrado. **Revista Árvore**, Viçosa, v. 16, n. 2, p. 202-208, maio/ago., 1992.

VEIGA, R. A. A.; BRISTER, G. H. Avaliação de funções de rendimento para plantações de *Pinus elliottii* no sudeste do Estados Unidos da América. **Revista Silvicultura**, São Paulo, v. 8, n. 28, p. 715-719, 1983.

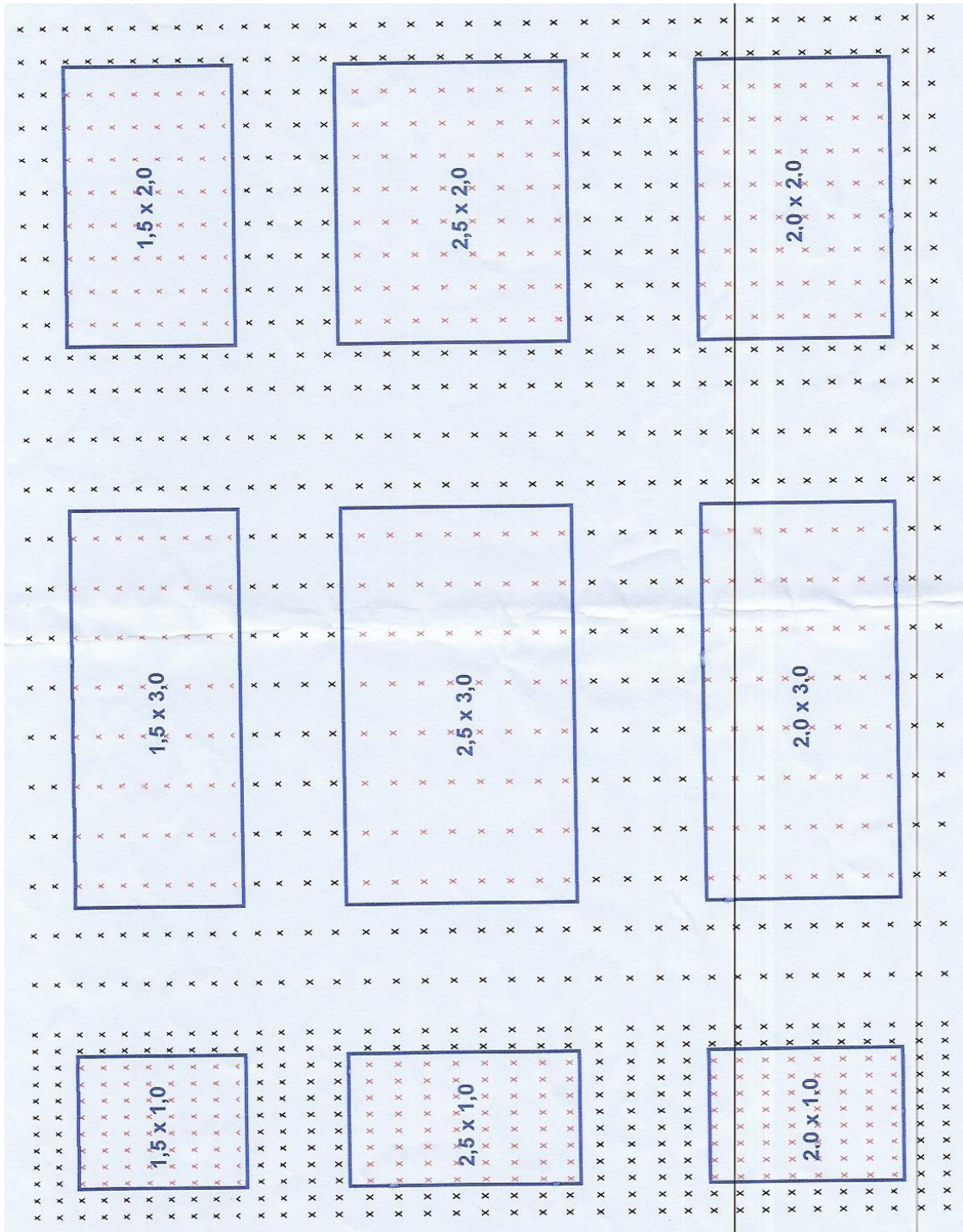
VON LAAR, A. **Biometrische Methoden in der Forstwissenschaft. Teil I: Verfahrensgrundlagen**. South Africa: University Stellenbosch. 1979. 385p.

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

ZOONEKYND, V. **Probability Distributions**, 2007. Disponível em: <http://zoonek2.free.fr/UNIX/48_R/07.html>. Acesso em: 4 de novembro de 2007.

APÊNDICES

APÊNDICE A – Croqui dos tratamentos utilizados no trabalho, do experimento da empresa Klabin S.A., em Otacilio Costa, SC.



APÊNDICE B – Programação pelo método Capability para a escolha do modelo que melhor representou a probabilidade da distribuição diamétrica dos tratamentos com espaçamento 2 x 2 m

```

=====
* AJUSTE DA DISTRIBUIÇÃO DIAMETRICA EM POVOAMENTOS FLORESTAIS
* MÉTODO CAPABILITY
* FUNÇÕES: WEIBUL, GAMMA, NORMAL E LOGNORMAL
* Universidade Federal de Santa Maria
* Departamento de Ciências Florestais
=====
* IDADE = IDADE DO POVOAMENTO
* TRAT = TRATAMENTO (espaçamento)
* REP = REPETIÇÃO DO TRATAMENTO
* ARVORE = ÁRVORES DO TRATAMENTO
* CAP = CIRCUNFERÊNCIA À ALTURA DO PEITO
* H = ALTURA DA ÁRVORE
* D = DIAMETRO DA ÁRVORE
* N = NUMERO DE ÁRVORES NA AMOSTRA
=====;
DATA DADOS;
  INFILE 'C:\KLABIN\DADOS 2 x 2.dat';
  INPUT Idade Trat $ REP ARVORE CAP h CODIGO $;
  IF CAP = 0 THEN DELETE;
  D = CAP/3.141593;

LABEL D = 'DAP (cm)';
IF D EQ 0 THEN DELETE;
SYMBOL1 C = BLACK V = NOME I = 1; /* HISTOGRAMA OUTLINE */
PATTERN1 C = GRAY V = S R = 3;
TITLE1 'Distribuicao Diametrica';

PROC SORT DATA=DADOS; BY IDADE TRAT;          *Determinação por idade;
  BY IDADE TRAT;

PROC CAPABILITY DATA = DADOS NOPRINT GRAPHICS;
VAR D;
SPECS LSL = 0 CLSL = BLACK LLSL = 1
USL = 44 CUSL = BLACK LUSL = 1;
HISTOGRAM /
MIDPOINTS = 0 TO 44 BY 2
NORMAL (COLOR = BLACK L = 1)
LOGNORMAL(COLOR = RED L = 1)
WEIBULL (COLOR = GREEN L = 1)
GAMMA (COLOR = YELLOW L = 1)
LEGEND = LEGEND1
CFRAME = WHITE;
INSET N MEAN = 'Média' (5.3) STD = 'S' (5.3) SKEWNESS = 'Assimetria' (5.3) KURTOSIS =
'Curiose' (5.3)/HEADER = 'RESUMO DAS ESTATISTICAS'
POS = NE
CFILL = WHITE
CTEXT = BLACK;
LEGEND1 CFRAME = WHITE CBORDER = BLACK;
BY IDADE TRAT;
RUN;
QUIT;

```

APÊNDICE C – Parâmetros das equações de distribuição de frequência para as idades 6, 8 10, 12, 14, 16 e 18 anos no tratamento com espaçamento 2 x 2 m, em Otacílio Costa, SC

Idade	Equação	Parâmetros				Constante
		μ	σ	α	β	α'
6	Normal	12,56788	2,06544	–	–	–
	Ln-normal	2,516984	0,172064	–	–	0
	Weibull	–	13,43486	0	6,460293	–
	Gamma	–	–	35,47504	0,354274	–
8	Normal	14,93124	2,942893	–	–	–
	Ln-normal	2,682807	0,208807	–	–	0
	Weibull	–	16,12807	0	5,525459	–
	Gamma	–	–	24,3799	0,612441	–
10	Normal	16,45303	3,596348	–	–	–
	Ln-normal	2,77598	0,224869	–	–	0
	Weibull	–	17,89621	0	4,953298	–
	Gamma	–	–	20,54893	0,800676	–
12	Normal	17,72108	4,052892	–	–	–
	Ln-normal	2,848879	0,228746	–	–	0
	Weibull	–	19,34101	0	4,625283	–
	Gamma	–	–	19,48821	0,909323	–
14	Normal	19,0435	4,505089	–	–	–
	Ln-normal	2,919249	0,235373	–	–	0
	Weibull	–	20,83123	0	4,473088	–
	Gamma	–	–	18,36237	1,037094	–
16	Normal	20,56558	4,801514	–	–	–
	Ln-normal	2,997003	0,231502	–	–	0
	Weibull	–	22,47602	0	4,496953	–
	Gamma	–	–	18,95089	1,085204	–
18	Normal	21,10463	5,226806	–	–	–
	Ln-normal	3,019652	0,244803	–	–	0
	Weibull	–	23,15311	0	4,265303	–
	Gamma	–	–	16,92091	1,247252	–

Sendo: μ = miu; σ = sigma; α = alpha; β = beta; a = constante.

APÊNDICE D – Parâmetros das equações de distribuição de freqüência para as idades 6, 8 10, 12, 14, 16 e 18 anos no tratamento com espaçamento 2 x 3 m, em Otacílio Costa, SC

Idade	Equação	Parâmetros				Constante
		μ	σ	α	β	α'
6	Normal	13,97064	2,033356	–	–	–
	Ln-normal	2,625736	0,153279	–	–	0
	Weibull	–	14,83566	0	7,697613	–
	Gamma	–	–	44,72135	0,312393	–
8	Normal	17,22123	2,92359	–	–	–
	Ln-normal	2,830294	0,184244	–	–	0
	Weibull	–	18,42438	0	6,806431	–
	Gamma	–	–	31,71388	0,543019	–
10	Normal	19,13359	3,828969	–	–	–
	Ln-normal	2,925787	0,253031	–	–	0
	Weibull	–	20,63453	0	5,68999	–
	Gamma	–	–	19,65202	0,97362	–
12	Normal	20,53434	4,354452	–	–	–
	Ln-normal	2,998998	0,218398	–	–	0
	Weibull	–	22,29744	0	5,109435	–
	Gamma	–	–	21,81022	0,941501	–
14	Normal	21,69697	4,798453	–	–	–
	Ln-normal	3,052714	0,222996	–	–	0
	Weibull	–	23,63037	0	4,820767	–
	Gamma	–	–	20,60771	1,052857	–
16	Normal	22,845	5,193692	–	–	–
	Ln-normal	3,102398	0,232644	–	–	0
	Weibull	–	24,91622	0	4,771822	–
	Gamma	–	–	19,15197	1,192828	–
18	Normal	23,72719	5,656079	–	–	–
	Ln-normal	3,138064	0,241409	–	–	0
	Weibull	–	25,9608	0	4,507387	–
	Gamma	–	–	17,67364	1,342518	–

Sendo: μ = miu; σ = sigma; α = alpha; β = beta; a = constante.

APÊNDICE E – Programação pelo método CAO, para a determinação dos parâmetros *b* e *c* da distribuição Weibull, no espaçamento 2 x 2 m:

```

=====
* AJUSTE DA DISTRIBUIÇÃO DIAMETRICA EM POVAMENTOS FLORESTAIS
*   FUNÇÕES: WEIBUL, GAMMA, NORMAL E LOGNORMAL
*   MÉTODO CAO
*   Universidade Federal de Santa Maria
*   Departamento de Ciências Florestais
=====
* OPCAO DE CALCULO PELO METODO DE CAO (PROC NLIN)
* ENTRADA DAS PARCELAS COM A SEGUINTE ESTRUTURA:
* INPUT T N HD NHA D;
*   T = IDADE DO POVOAMENTO
*   N = NUMERO DE ÁRVORES NA AMOSTRA
*   HD = ALTURA DOMINANTE
*   NHA = NUMERO DE ÁRVORES POR HECTARE
*   D = DIAMETRO DA ÁRVORE
=====;
DATA DADOS; *SET DADOS;
INFILE 'C:\KLABIN\Tabela_CAO.4a.dat'EXPANDTABS;
INPUT TRAT $ D H T B HD NH G V;
IF D LT 6 THEN DELETE;
IF D GT 36 THEN DELETE;
NHLOG = LOG(NH);
HDLOG = LOG(HD);
*   PDO = DIAMETRO MÍNIMO;
PD0 = 6;
*   A = AMPLITUDE DA CLASSE DE DIAMETRO;
A = 2;
Y = 0;

PROC NLIN METHOD = NEWTON;
PARMS B1 = 0.6622 B2 = -0.0208 B3 = 2.0277 B4 = 3.1513
C1 = 3.5878 C2 = -0.1220 C3 = -0.4304 C4 = 0.119;

B = EXP(B1 + B2*NHLOG + B3*HDLOG + B4/T);
C = EXP(C1 + C2*NHLOG + C3*HDLOG + C4/T);
YNH = 0;
IF D > A THEN DO;
*X = (D-2)/2;
*XLOG = LOG(X);
YN = ((C/B)*((D/B)**(C-1)))*EXP(-(D/B)**C);
END;
ELSE DO;
XLOG = -100;
YN = ((C/B)*((D/B)**(C-1)))*EXP(-(D/B)**C);
END;
* OPCAO PARA PONDERAR A DENSIDADE DAS PARCELAS PELO PESO 1/N;
N = 64*NH/2500;
_WEIGHT_ = 1/N;
MODEL Y = YN;
TITLE 'METHOD: MLE REGRESSAO COM MINIMA [-SOMA LN(L)/N]';
OUTPUT OUT = B R = RESIDUO;

RUN;
QUIT;

```