

UNIVERSIDADE FEDERAL DO PARANÁ

LUCIANE NAIMEKE SCHMIDT

**DINÂMICA DA DISTRIBUIÇÃO DIAMÉTRICA DE POVOAMENTOS DE
EUCALIPTO NA REGIÃO CENTRAL DE MINAS GERAIS**

CURITIBA

2017

LUCIANE NAIMEKE SCHMIDT

**DINÂMICA DA DISTRIBUIÇÃO DIAMÉTRICA DE POVOAMENTOS DE
EUCALIPTO NA REGIÃO CENTRAL DE MINAS GERAIS**

Dissertação apresentada como requisito parcial à obtenção do grau de Mestra em Engenharia Florestal, no Curso de Pós-graduação em Engenharia Florestal, Setor de Ciências Agrárias, da Universidade Federal do Paraná.

Orientador: Prof. Dr. Sebastião do Amaral Machado

Coorientadores: Prof. Dr. Allan Libanio Pelissari
Prof. Dr. Gilson Fernandes da Silva

CURITIBA

2017

Ficha catalográfica elaborada pela
Biblioteca de Ciências Florestais e da Madeira - UFPR

Schmidt, Luciane Naimeke

Dinâmica da distribuição diamétrica de povoamentos de eucalipto na região central de Minas Gerais / Luciane Naimeke Schmidt. – Curitiba, 2017.
89 f. : il.

Orientador: Prof. Dr. Sebastião do Amaral Machado

Coorientadores: Prof. Dr. Allan Libanio Pelissari

Prof. Dr. Gilson Fernandes da Silva

Dissertação (Mestrado) - Universidade Federal do Paraná, Setor de Ciências Agrárias, Programa de Pós-Graduação em Engenharia Florestal. Defesa: Curitiba, 10/02/2017.

Área de concentração: Manejo Florestal.

1. Florestas - Medição. 2. Florestas - Métodos estatísticos. 3. Eucalipto - Minas Gerais. 4. Dendrometria. 5. Teses. I. Machado, Sebastião do Amaral. II. Pelissari, Allan Libanio. III. Silva, Gilson Fernandes da. IV. Universidade Federal do Paraná, Setor de Ciências Agrárias. V. Título.

CDD – 634.9

CDU – 634.0.521(815.1)



MINISTÉRIO DA EDUCAÇÃO
UNIVERSIDADE FEDERAL DO PARANÁ
PRÓ-REITORIA DE PESQUISA E PÓS-GRADUAÇÃO
Setor CIÊNCIAS AGRÁRIAS
Programa de Pós-Graduação ENGENHARIA FLORESTAL

TERMO DE APROVAÇÃO

Os membros da Banca Examinadora designada pelo Colegiado do Programa de Pós-Graduação em ENGENHARIA FLORESTAL da Universidade Federal do Paraná foram convocados para realizar a arguição da dissertação de Mestrado de **LUCIANE NAIMEKE SCHMIDT** intitulada: **DINÂMICA DA DISTRIBUIÇÃO DIAMÉTRICA DE POVOAMENTOS DE EUCALIPTO NA REGIÃO CENTRAL DE MINAS GERAIS**, após terem inquirido a aluna e realizado a avaliação do trabalho, são de parecer pela sua aprovação.

Curitiba, 10 de Fevereiro de 2017.

SEBASTIÃO DO AMARAL MACHADO
Presidente da Banca Examinadora (UFPR)

DENISE JETON CARDOSO
Avaliador Externo (EMBRAPA)

RODRIGO GERONI MENDES NASCIMENTO
Avaliador Externo (UNICENTRO)



Dedico esse trabalho aos meus pais, por estarem sempre presentes, me incentivando em todos os desafios, e vibrando comigo a cada conquista.

AGRADECIMENTOS

À Deus, por sempre estar presente em minha vida, me fortalecendo em todos os momentos difíceis.

Aos meus pais, Hilsenir Naimeke Schmidt e Luiz Schmidt, pelo constante apoio, incentivo e amor.

À Universidade Federal do Paraná e ao curso de Pós-graduação em Engenharia Florestal, por me concederem as bases necessárias para o aprimoramento da minha profissão.

Ao meu orientador, Sebastião do Amaral Machado, pelos conhecimentos, dedicada orientação e oportunidade de conviver com sua excelente pessoa e profissional.

Ao co-orientador, professor Allan Libanio Pelissari, pela valiosa ajuda, dedicação e disponibilidade prestada.

Ao co-orientador, professor Gilson Fernandes da Silva, pela confiança de sempre e pelas contribuições no presente estudo.

Aos amigos da Pós-graduação, Antonio, Myrcia, Johnatan, Igor, e em especial, Isis, Karen e Vinicius, pela amizade, risadas e conhecimentos compartilhados.

Aos demais amigos que conquistei em Curitiba, Mateus, Elaine, Heloísa, Ana Carla, e todos os outros, pela companhia, apoio e amizade. Com certeza coloriram minha passagem pela cidade cinzenta.

“ Entrega o teu caminho ao Senhor,
confia nele e o mais ele fará. ”

Salmos 37:5

RESUMO

O objetivo deste trabalho foi testar e selecionar funções densidade de probabilidade para avaliar a dinâmica da distribuição diamétrica de povoamentos de eucalipto em função dos fatores idade, sítio e densidade. Os dados foram provenientes de parcelas de inventário contínuo e mensuradas em algumas ocasiões, em povoamentos não desbastados de eucalipto clonal, localizados na região Central do estado de Minas Gerais. As funções densidade de probabilidade Gamma, Beta, Weibull de três parâmetros, Normal, Log-normal e Sb de Johnson foram testadas e, posteriormente, selecionada a de melhor ajuste pelo teste de aderência de Kolmogorov-Smirnov, ao nível de 95% de probabilidade. Para avaliar o comportamento da distribuição diamétrica nas diferentes classes de idade, sítio e densidade, empregou-se as medidas de assimetria e curtose e análise gráfica das curvas ajustadas. A função Weibull de três parâmetros foi escolhida como a mais apropriada para descrever a estrutura diamétrica dos povoamentos estudados. De modo geral, houve aumento da amplitude dos diâmetros com o avanço da idade, com a melhora da produtividade do sítio e com o aumento da densidade. O número de árvores diminuiu nas classes diamétricas inferiores e aumentou nas classes superiores, deslocando as curvas para a direita, e aumentando o grau de curtose à medida que os povoamentos envelheceram.

Palavras-chave: Função densidade probabilística. Capacidade produtiva do local. Normalidade.

ABSTRACT

The aim of this study was to test and select probabilistic density functions to evaluate the dynamics of diametric distribution of eucalypt stands as a function of age, site and density. Data came from permanent and temporary plots of unthinned clonal eucalypt stands, located in the Central region of Minas Gerais State, Brazil. The probabilistic density functions Gamma, Beta, Weibull with three parameters, Normal, Log-normal and Johnson Sb were fitted and then selected by the Kolmogorov-Smirnov test at 95% probability. In order to evaluate diametric distribution behavior in different age, site and density classes, asymmetry and kurtosis measures and graphical analysis for the fitted curves were used. The three parameters Weibull function was selected to describe the diametric structure of the studied stands. In general, there was an increase for diameters amplitude with aging, improvement of site productivity and higher densities. As the stands grows older the number of trees in lower classes decreases and for higher classes it increases, shifting the curves to the right and increasing the degree of kurtosis as the stands grows older.

Key-words: Probabilistic density function. Site productive capacity. Kurtosis.

LISTA DE FIGURAS

FIGURA 1 - DISTRIBUIÇÃO DIAMÉTRICA DE <i>Pinus caribaea</i> var. <i>hondurensis</i> AOS 19 ANOS EM TRÊS SÍTIOS COM DIFERENTES NÍVEIS DE PRODUTIVIDADE (A) E DISTRIBUIÇÃO DIAMÉTRICA PARA O ÍNDICE DE SÍTIO 29 PARA <i>Pinus caribaea</i> var. <i>hondurensis</i> NAS IDADES DE 15 A 19 ANOS (B).....	20
FIGURA 2 - COMPORTAMENTO DAS CURVAS DA DISTRIBUIÇÃO GAMMA PARA DIFERENTES VALORES DOS PARÂMETROS DE FORMA (α) E DE ESCALA (β).....	23
FIGURA 3 - COMPORTAMENTO DAS CURVAS DA DISTRIBUIÇÃO BETA PARA DIFERENTES VALORES DOS PARÂMETROS DE FORMA (α , β).....	25
FIGURA 4 - A: INFLUÊNCIA DO VALOR DO PARÂMETRO DE LOCAÇÃO SOBRE A DISTRIBUIÇÃO WEIBULL, EM QUE $c = 3,6$; $b = 40$; $a = 0$ NA CURVA (1); $a = 20$ NA (2) e $a = 40$ NA (3); B: INFLUÊNCIA DO VALOR DO PARÂMETRO DE ESCALA, EM QUE $b = 40$ ($a = 0$ e $c = 3,6$) NA CURVA (1), $b = 20$ ($a = 40$ e $c = 3,6$) NA (2), e $b = 10$ ($a = 80$ e $c = 3,6$) NA (3); C: INFLUÊNCIA DO VALOR DO PARÂMETRO DE FORMA, EM QUE $c = 0,5$ ($a = 0$ e $b = 20$) NA CURVA (1), $c = 1$ ($a = 0$ e $b = 20$) NA (2), $c = 2$ ($a = 0$ e $b = 30$) NA (3), $c = 3,6$ ($a = 10$ e $b = 50$) NA (4), e $c = 12,0$ ($a = 50$ e $b = 80$) NA (5).....	28
FIGURA 5 - COMPORTAMENTO DAS CURVAS DA DISTRIBUIÇÃO NORMAL PARA DIFERENTES VALORES DE MÉDIA (μ) E DESVIO PADRÃO (σ).....	30
FIGURA 6 - COMPORTAMENTO DAS CURVAS DA DISTRIBUIÇÃO LOG-NORMAL PARA DIFERENTES VALORES DE MÉDIA (μ) E VARIÂNCIA (σ^2).....	32
FIGURA 7 - COMPORTAMENTO DAS CURVAS DA DISTRIBUIÇÃO SB DE JOHNSON COM $\epsilon = 0$, $\lambda = 1$, E DIFERENTES VALORES DOS PARÂMETROS γ E n	34

FIGURA 8 - CURVAS DE DISTRIBUIÇÃO SIMÉTRICA (A), ASSIMÉTRICA POSITIVA (B) E ASSIMÉTRICA NEGATIVA (C).....	41
FIGURA 9 - CURVAS DE DISTRIBUIÇÃO COM DIVERGENTES GRAUS DE ACHATAMENTO.....	42
FIGURA 10 - CURVAS DA DISTRIBUIÇÃO DIAMÉTRICA ESTIMADAS PELAS FUNÇÕES GAMMA, BETA, WEIBULL DE TRÊS PARÂMETROS, SB DE JOHNSON, NORMAL E LOG-NORMAL PARA AS PARCELAS 1 COM 8 ANOS (1), 2 COM 5 ANOS (2), 35 COM 6 ANOS (3) E 36 COM 8 ANOS DE IDADE (4), CARACTERIZANDO OS PIORES AJUSTES.....	57
FIGURA 11 - CURVAS DA DISTRIBUIÇÃO DIAMÉTRICA ESTIMADAS PELAS FUNÇÕES BETA, GAMA, WEIBULL DE TRÊS PARÂMETROS, SB DE JOHNSON, NORMAL E LOG-NORMAL PARA AS PARCELAS 10 COM 6 ANOS (1), 28 COM 5 ANOS (2), 38 COM 3 ANOS (3) E 19 COM 8 ANOS DE IDADE (4), CARACTERIZANDO OS MELHORES AJUSTES.....	59
FIGURA 12 - EVOLUÇÃO DAS CURVAS DE DISTRIBUIÇÃO DIAMÉTRICA ESTIMADAS PELA FUNÇÃO WEIBULL DE TRÊS PARÂMETROS EM FUNÇÃO DO FATOR IDADE, VARIANDO DE 3 A 8 ANOS.....	61
FIGURA 13 - EVOLUÇÃO DAS CURVAS DE DISTRIBUIÇÃO DIAMÉTRICA ESTIMADAS PELA FUNÇÃO WEIBULL DE TRÊS PARÂMETROS PARA AS PARCELAS DO SÍTIO I – 33 METROS (A), DO SÍTIO II – 27 METROS (B) E DO SÍTIO III – 21 METROS (C), NAS IDADES DE 3 A 8 ANOS.....	64
FIGURA 14 - EVOLUÇÃO DAS CURVAS DE DISTRIBUIÇÃO DIAMÉTRICA ESTIMADAS PELA FUNÇÃO WEIBULL DE TRÊS PARÂMETROS PARA AS PARCELAS DA DENSIDADE I – 33,25 m ² /ha (A), DA DENSIDADE II – 24,12 m ² /ha (B) E DA DENSIDADE III – 14,99 m ² /ha (C), NAS IDADES DE 3 A 8 ANOS.....	69

LISTA DE TABELAS

TABELA 1 - ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS DOS DADOS ESTRATIFICADOS POR IDADE, SÍTIO E DENSIDADE.....	52
TABELA 2 - CENTRO DE CLASSES DIAMÉTRICAS (cm) EM QUE SE CONCENTRARAM OS DIÂMETROS MODAIS, PARA AS DIFERENTES CLASSES DE SÍTIO E IDADES ESTUDADAS.....	66
TABELA 3 - CENTRO DE CLASSES DIAMÉTRICAS (cm) EM QUE SE CONCENTRARAM OS DIÂMETROS MODAIS, PARA AS DIFERENTES CLASSES DE DENSIDADE E IDADES ESTUDADAS.....	70

SUMÁRIO

1 INTRODUÇÃO	13
2 OBJETIVOS	15
2.1 OBJETIVO GERAL	15
2.2 OBJETIVOS ESPECÍFICOS	15
3 REVISÃO DE LITERATURA	16
3.1 DIÂMETRO	16
3.2 DISTRIBUIÇÃO DIAMÉTRICA.....	16
3.3 FATORES QUE INFLUENCIAM A DISTRIBUIÇÃO DIAMÉTRICA.....	19
3.4 FUNÇÃO DENSIDADE PROBABILÍSTICA	21
3.4.1 Função Gamma.....	22
3.4.2 Função Beta.....	24
3.4.3 Função Weibull.....	26
3.4.4 Função Normal.....	29
3.4.5 Função Log-normal	31
3.4.6 Função Sb de Johnson.....	33
3.5 MÉTODOS DE AJUSTE DAS DISTRIBUIÇÕES	35
3.5.1 Método de máxima verossimilhança	35
3.5.2 Método dos momentos.....	36
3.5.3 Regressão não linear	37
3.6 MÉTODOS DE AVALIAÇÃO DO AJUSTE DAS DISTRIBUIÇÕES.....	39
3.6.1 Teste de Kolmogorov-Smirnov	40
3.7 ASSIMETRIA E CURTOSE.....	40
4 MATERIAL E MÉTODOS	43
4.1 DESCRIÇÃO DOS DADOS E DA ÁREA DE ESTUDO.....	43
4.2 NÚMERO E AMPLITUDE DE CLASSES DIAMÉTRICAS.....	44
4.3 FUNÇÕES DE DISTRIBUIÇÕES PROBABILÍSTICAS TESTADAS	44

4.3.1 Função Gamma.....	45
4.3.2 Função Beta.....	45
4.3.3 Função Weibull.....	46
4.3.4 Função Normal.....	46
4.3.5 Função Log-normal.....	46
4.3.6 Função Sb de Johnson.....	47
4.4 MÉTODO DE AJUSTE DAS FUNÇÕES.....	47
4.5 SELEÇÃO DO MELHOR MODELO.....	48
4.6 ANÁLISE DOS FATORES IDADE, SÍTIO E DENSIDADE.....	49
4.6.1 Assimetria e Curtose.....	49
5 RESULTADOS E DISCUSSÃO.....	51
5.1 CARACTERIZAÇÃO DOS DADOS.....	51
5.2 AJUSTE DAS FUNÇÕES DENSIDADE DE PROBABILIDADE.....	54
5.3 ANÁLISE DOS FATORES IDADE, SÍTIO E DENSIDADE NA DISTRIBUIÇÃO DIAMÉTRICA.....	60
5.3.1 Fator idade.....	60
5.3.2 Fator sítio.....	63
5.3.3 Fator densidade.....	67
6 CONCLUSÕES.....	72
REFERÊNCIAS.....	73
APÊNDICE.....	82

1 INTRODUÇÃO

A demanda do setor industrial por madeiras provenientes de reflorestamentos ou plantios comerciais de espécies arbóreas é crescente, e cada vez mais exigente em termos de qualidade. Nesse cenário, as espécies exóticas do gênero *Eucalyptus*, que constituem grande parte dos plantios no Brasil (IBÁ, 2016), têm se destacado, especialmente quando se trata de híbridos, os quais combinam as melhores características genéticas de duas espécies distintas. Dessa forma, o planejamento do uso dos recursos florestais, principalmente em relação aos procedimentos silviculturais e de manejo, é imprescindível para suprir as demandas e atender as exigências do mercado consumidor.

A caracterização da estrutura diamétrica é uma importante ferramenta empregada para avaliar o crescimento e a produção, bem como para conhecer a dinâmica e o potencial de uso de povoamentos florestais, principalmente para multiprodutos. O conhecimento dessas informações possibilita viabilizar o planejamento e o controle da atividade florestal, sendo, portanto, fundamental na tomada de decisão quanto ao manejo da floresta.

Para se obter a distribuição diamétrica de uma determinada floresta, é necessário agrupar os diâmetros, obtidos da medição direta das árvores, em classes de amplitudes definidas conforme as características do povoamento. No entanto, quando se deseja avaliar o crescimento e a produção por classe de diâmetro, surge a necessidade de se empregar os modelos estatísticos de distribuição diamétrica, os quais permitem analisar detalhadamente a predição do porte das árvores do povoamento por meio de funções densidade de probabilidade (CARELLI NETTO, 2008; ARAÚJO JÚNIOR et al., 2010).

As funções densidade de probabilidade permitem obter a probabilidade de ocorrência do número de árvores por hectare e por classe de diâmetro em intervalos previamente definidos (SCOLFORO, 2006). Na área florestal, diversas funções têm sido empregadas para descrever a estrutura diamétrica de florestas, das quais se destacam a Beta, Gamma, Weibull, Normal, Log-normal e Sb de Jonhson (HAFLEY; SCHREUDER, 1977; MACHADO et al., 2009; TÉO et al., 2012; SANQUETTA et al., 2015).

O comportamento da distribuição diamétrica obedece certas formas características, que podem ser alteradas de um povoamento para o outro em função

de vários fatores, tais como a idade, o sítio e a densidade. Portanto, qualquer influência desses fatores no crescimento em diâmetro das árvores irá automaticamente modificar a distribuição diamétrica do povoamento (BARTOSZECK, 2000).

Diante do exposto, torna-se evidente a importância de estudos sobre a dinâmica da distribuição diamétrica de espécies do gênero *Eucalyptus* e os fatores que influenciam em seu comportamento, possibilitando conhecer o crescimento e a produção dos povoamentos em diferentes classes de idade, produtividade e densidade, bem como obter informações relevantes para o planejamento florestal.

2 OBJETIVOS

2.1 OBJETIVO GERAL

Testar e selecionar funções densidade de probabilidade para avaliar a dinâmica da distribuição diamétrica de povoamentos de eucalipto clonal em função dos fatores idade, sítio e densidade.

2.2 OBJETIVOS ESPECÍFICOS

- Ajustar as funções densidade de probabilidade Gamma, Beta, Weibull de três parâmetros, Normal, Log-normal e Sb de Johnson, e selecionar a mais adequada para descrever a distribuição diamétrica do conjunto de dados.
- Avaliar o comportamento das curvas de distribuição diamétrica ajustadas para diferentes classes de idade, sítio e densidade, empregando a função escolhida como a mais apropriada para os dados.

3 REVISÃO DE LITERATURA

3.1 DIÂMETRO

O diâmetro é uma variável obtida por meio de medição direta das árvores e geralmente apresenta alta correlação com outras variáveis, incluindo o volume, o valor, o custo de conversão e especificações do produto (BAILEY; DELL, 1973). Constitui-se uma medida básica e necessária para o cálculo de área transversal, área basal, volume, crescimento e quocientes de forma (MACHADO; FIGUEIREDO FILHO, 2009).

Conforme Silva e Paula Neto (1979), os diâmetros ou as circunferências devem ser tomados com bastante precisão, pois quaisquer tipos de erros cometidos durante a mensuração podem comprometer seriamente o trabalho florestal.

Nos países em que prevalece o sistema métrico, o diâmetro ou a circunferência são tomados na altura do peito, ou seja, 1,30 m, e por esse motivo é denominado de DAP (diâmetro a altura do peito) ou CAP (circunferência a altura do peito), respectivamente.

Segundo Silva e Paula Neto (1979) e Machado e Figueiredo Filho (2009), as razões pelas quais o diâmetro ou a circunferência à altura do peito assume maior importância em relação as demais informações de um inventário florestal são:

- É uma variável de fácil acesso e medição. O operador tem contato direto com o tronco da árvore, o que possibilita medir o diâmetro diretamente por meio de instrumentos simples e fáceis de serem utilizados;
- Serve de base para muitos outros fins, tal como o cálculo do volume;
- Possibilita o cálculo da área basal pela soma das áreas transversais de todas as árvores;
- Possibilita conhecer a frequência com que as árvores ocorrem nas classes diamétricas, ou seja, conhecer a distribuição diamétrica do povoamento, fato que auxilia no planejamento e aproveitamento econômico das florestas.

3.2 DISTRIBUIÇÃO DIAMÉTRICA

A distribuição diamétrica de uma floresta consiste em um histograma de frequência do DAP das árvores (ROBINSON, 2004), e é obtida por meio do

agrupamento dos indivíduos em intervalos de DAP, ou seja, em classes diamétricas (LOETSCH; ZÖHRER; HALLER, 1973).

Não há regra definida para a divisão de uma sequência de diâmetros em classes (SCHAAF et al., 2006; MACHADO; FIGUEIREDO FILHO, 2009). Se a amplitude total de variação dos diâmetros do povoamento florestal for grande, adota-se intervalos de classes maiores e vice-versa. Normalmente tem-se empregado classes diamétricas com intervalos de 1 a 3 cm para plantios florestais ainda jovens. Já para as florestas nativas, em que a amplitude de variação dos diâmetros é maior, tem-se utilizado classes com intervalos de 5, 10 ou mesmo 20 cm (MACHADO; FIGUEIREDO FILHO, 2009).

Para Araújo Júnior et al. (2010), a amplitude das classes em estudos de crescimento e produção tem sido determinada conforme o porte das árvores. No entanto, esses autores ressaltam que por vezes a definição dessa amplitude não considera a mudança do porte das árvores ao longo do tempo, destacando a importância de realizar estudos direcionados para a verificação das inconsistências na projeção da distribuição diamétrica por essa variação. Uma das maneiras mais conhecidas para estabelecer o número de classes diamétricas para um conjunto de dados é por meio da fórmula de Sturges (MACHADO; FIGUEIREDO FILHO, 2009):

$$N_c = 1 + 3,3 * \log(n) \quad (1)$$

Em que: N_c = número de classes diamétricas; n = número de observações; e \log = logaritmo decimal.

O tamanho de cada classe, ou seja, o intervalo de classe, é obtida a partir do seguinte cálculo:

$$I_c = A/N_c \quad (2)$$

Em que: I_c = intervalo de classe; e A = amplitude entre o maior e o menor diâmetro observado, ou amplitude total.

Machado e Figueiredo Filho (2009) mencionam que outra opção de estabelecer o número de classes é com base no diâmetro médio e no desvio padrão

da parcela ou do povoamento florestal. Esse é considerado o método mais adequado para as plantações ou povoamentos cuja distribuição de diâmetros se aproxima da normal. Os intervalos de classe podem ser iguais a um desvio padrão ou percentuais dele.

No que se refere a maneira direta de se obter informações da distribuição de diâmetros de um povoamento florestal, destaca-se a medição de uma amostra de árvores (ROBINSON, 2004). O método de amostragem mais indicado para tal finalidade é a instalação de parcelas permanentes (SCHAAF et al., 2006).

De acordo com Bailey e Dell (1973), a quantificação da distribuição diamétrica e sua relação com o sítio, composição, idade e densidade do povoamento são importantes tanto para fins econômicos quanto biológicos. Esses autores afirmam que a distribuição diamétrica é a ferramenta mais simples e poderosa para descrever as propriedades das árvores de um povoamento.

Para o manejo das florestas plantadas, ou equiâneas, em que é possível definir a idade, a importância da distribuição diamétrica está associada aos estudos da predição ou prognose de produções futuras por classe de diâmetro, ou seja, permite avaliar os multiprodutos da madeira (SCOLFORO, 1998).

Já para as florestas nativas, ou inequiâneas, que não apresentam idade definida, uma vez que são originadas da regeneração natural, de maneira contínua (ORELLANA, 2009), a distribuição diamétrica é uma relevante medida de estoque. Além disso, por meio dessa possibilita-se conhecer a amplitude dos diâmetros, verificar onde ocorre maior concentração do número de árvores, distinguir diferentes tipos florestais, auxiliar na elaboração de tabelas de produção que consideram a dinâmica da população florestal, quando associada a informações de crescimento periódico do diâmetro ou quando aliada a mudança de árvores para classes sucessivas, e ainda contribuir na identificação da regeneração natural ao nível de espécie e floresta como um todo.

Ao nível operacional, quando se emprega o conceito de floresta balanceada descrito por De Liocourt (1898) e Meyer (1952), ou a análise da estrutura da floresta, ou ainda a análise do estoque de regeneração a nível de espécie, o conhecimento da distribuição diamétrica possibilita que sejam implementadas técnicas para remover as árvores por classe de diâmetro (SCOLFORO, 1998).

As distribuições diamétricas são classificadas em: unimodal, multimodal e decrescente. A distribuição unimodal se caracteriza por apresentar a forma de monte

ou sino, com um único ponto de maior frequência, como é o caso da curva de distribuição normal (BARTOSZECK, 2000). É característica de povoamentos jovens e equiâneos, no entanto, algumas espécies de florestas naturais heterogêneas podem apresentar esse tipo de distribuição quando tratadas isoladamente. De maneira geral, é típica de florestas que se regeneram em ciclos (SCOLFORO, 1998).

A distribuição multimodal se caracteriza por apresentar mais de um ponto de maior frequência (SCOLFORO, 1998). Conforme especificada no relatório do inventário florestal realizado na região de Altamira, a distribuição diamétrica da castanheira apresenta mais de uma moda, e isso deve-se nitidamente a distúrbios naturais que ocorrem na floresta, sendo um exemplo de distribuição multimodal que ocorre naturalmente (WEBER, 2011).

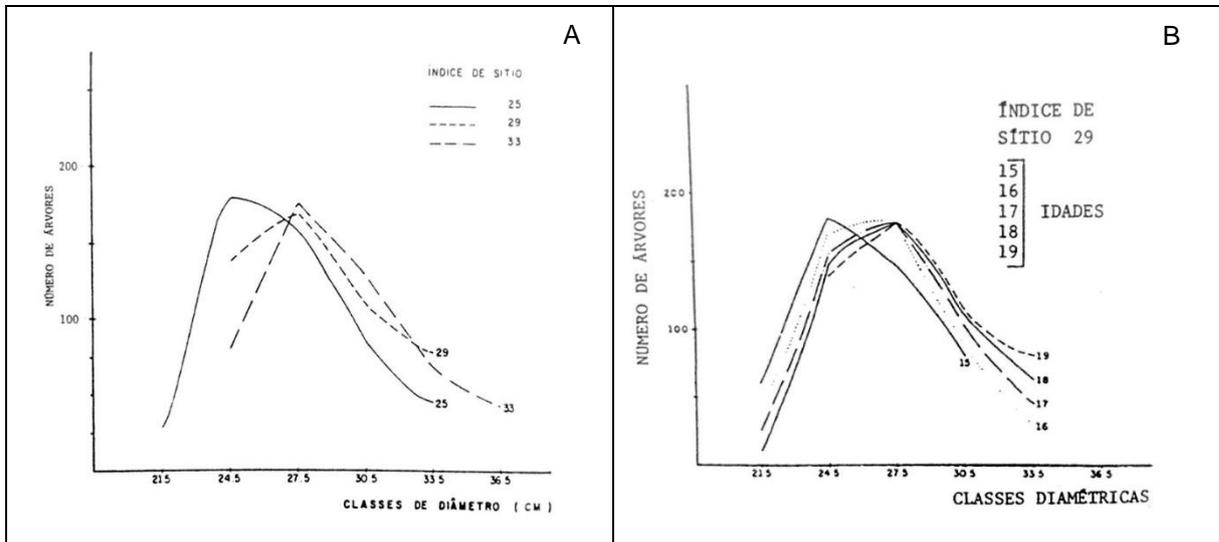
Caracterizada por apresentar forma típica da distribuição exponencial negativa, ou seja, forma de J invertido, a distribuição decrescente é comum aos tipos florestais onde há regeneração contínua, como é o caso da maioria das florestas nativas de composição variada em espécie e idade (SCOLFORO, 1998).

3.3 FATORES QUE INFLUENCIAM A DISTRIBUIÇÃO DIAMÉTRICA

A distribuição diamétrica, dentro de uma amplitude diametral, não ocorre de maneira aleatória, mas obedece determinadas formas características do povoamento. Tais formas podem sofrer alteração de um povoamento para o outro em função de diferentes fatores, tais como sítio, idade, densidade, espécie, posição sociológica e tamanho da copa. Com isso, qualquer influência desses fatores no crescimento do diâmetro irá modificar a distribuição diamétrica do povoamento (BARTOSZECK, 2000).

Scolforo (1998) exemplifica divergentes comportamentos da distribuição diamétrica unimodal, em que é possível verificar a influência do sítio nas distribuições diamétricas, e também como essas se apresentam na idade próxima da rotação (FIGURA 1).

FIGURA 1 - DISTRIBUIÇÃO DIAMÉTRICA DE *Pinus caribaea* var. *hondurensis* AOS 19 ANOS EM TRÊS SÍTIOS COM DIFERENTES NÍVEIS DE PRODUTIVIDADE (A) E DISTRIBUIÇÃO DIAMÉTRICA PARA O ÍNDICE DE SÍTIO 29 PARA *Pinus caribaea* var. *hondurensis* NAS IDADES DE 15 A 19 ANOS (B)



FONTE: SCOLFORO (1998).

Bartoszeck et al. (2004), estudando a dinâmica da distribuição diamétrica em bracingais de diferentes idades, sítios e densidades na região metropolitana de Curitiba, verificaram que variações nesses fatores influenciam o comportamento das curvas de distribuição. Para o fator idade, constataram deslocamento da curva para a direita, com acentuado achatamento ao longo do tempo. No que se refere ao fator sítio, observaram que a curva se deslocou para a direita à medida que aumentaram os valores de índice de sítio e, ao mesmo tempo, ocorreu um achatamento para o sítio mais produtivo. Quanto à densidade, notaram que ocorreu deslocamento da curva para a esquerda à medida que essa aumentou, e o achatamento evoluiu da maior para a menor densidade.

Tonon (1998) estudou o efeito da densidade inicial e do sítio sobre o crescimento e produção de bracingais na região metropolitana de Curitiba, e constatou que menores densidades iniciais e sítios melhores propiciaram aumento no DAP, volume e área transversal médios, para todas as idades estudadas.

Crechi (1996), utilizando dados de *Araucaria angustifolia* (Bertol.) Kuntze, verificou que o fator densidade influenciou significativamente o crescimento do diâmetro médio aritmético e do diâmetro médio quadrático, além de outras variáveis, como a área transversal média, a altura média e o volume médio. Esse autor observou

que houve relação direta com a idade e inversa com a densidade, ou seja, quanto maior a idade e menor a densidade, maiores foram os valores médios de tais variáveis.

Pollack et al. (1992), utilizando dados de *Picea glauca* (Moench) Voss., verificaram que espaçamentos mais amplos produziram árvores com maiores diâmetros. Bernardo et. al. (1998) também observaram que o espaçamento influenciou visivelmente no crescimento em diâmetro das árvores de três diferentes espécies: *Eucalyptus camaldulensis* Dehn, *Eucalyptus pellita* F. Muell. e *Eucalyptus urophylla* S.T. Blake. Esses autores notaram diâmetros maiores à medida que os níveis de espaçamento aumentaram. Além disso, os autores mencionados anteriormente constataram que o fator idade teve significativo efeito sobre o crescimento em diâmetro médio.

3.4 FUNÇÃO DENSIDADE DE PROBABILIDADE

Nas distribuições probabilísticas, as frequências esperadas de ocorrência da variável aleatória são estimadas por funções probabilísticas. Tais funções são classificadas conforme as variáveis aleatórias envolvidas, que podem ser discretas ou contínuas, nas quais o número de ocorrências é finito e infinito, respectivamente (GUIMARÃES, 2002).

As funções probabilísticas contínuas, também conhecidas como funções densidade de probabilidade (fdp's), podem ser agrupadas quanto aos picos de frequência, simetria, tipo de curvatura e número de variáveis aleatórias (GUIMARÃES, 2002). Conforme Prodan et al. (1997), as fdp's $f(x)$ devem satisfazer as seguintes condições:

- $f(x) \geq 0$, para todos os valores de x dentro do intervalo considerado;
- $\int_{-\infty}^{+\infty} f(x) dx = 1$;
- $f(x) = 0$, se x está contido fora do intervalo considerado.

A probabilidade que x caia no intervalo a e b é dada pela seguinte expressão:

$$P = (a \leq x < b) = \int_a^b f(x) dx \quad (3)$$

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

$$F(x) = \int_0^x f(t) dt \quad (4)$$

As propriedades da função acumulada são:

- não é decrescente;
- quando x tende a mais infinito: $f(x) = 1$;
- quando x tende a menos infinito: $f(x) = 0$.

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

Na escolha de qual fdp empregar para descrever as variáveis de interesse, considerando que esse é o principal problema em ajustes de distribuições, alguns critérios têm sido adotados: a fdp deve ser relativamente simples, em termos de ajuste, para obter a estimativa dos parâmetros; suficientemente flexível para ajustar-se a um espectro amplo de formas; facilmente integrável dentro de vários intervalos de classes e; ajustar-se bem a qualquer conjunto de observações (HAFLEY; SCHREUDER, 1977).

Quando se trata de distribuição diamétrica, as fdp's permitem estimar a provável distribuição dos diâmetros, descrevendo a estrutura de um povoamento (BARRA, 2003), e conseqüentemente, facilitando o planejamento da produção florestal (MACHADO; MELLO; BARROS, 2000). As fdp's mais empregadas para se ajustarem aos conjuntos de dados de diâmetros de árvores são a Gama, Beta, Normal, Log-normal, Weibull e Sb de Johnson (HAFLEY; SCHREUDER, 1977; NANANG, 1998).

3.4.1 Função Gamma

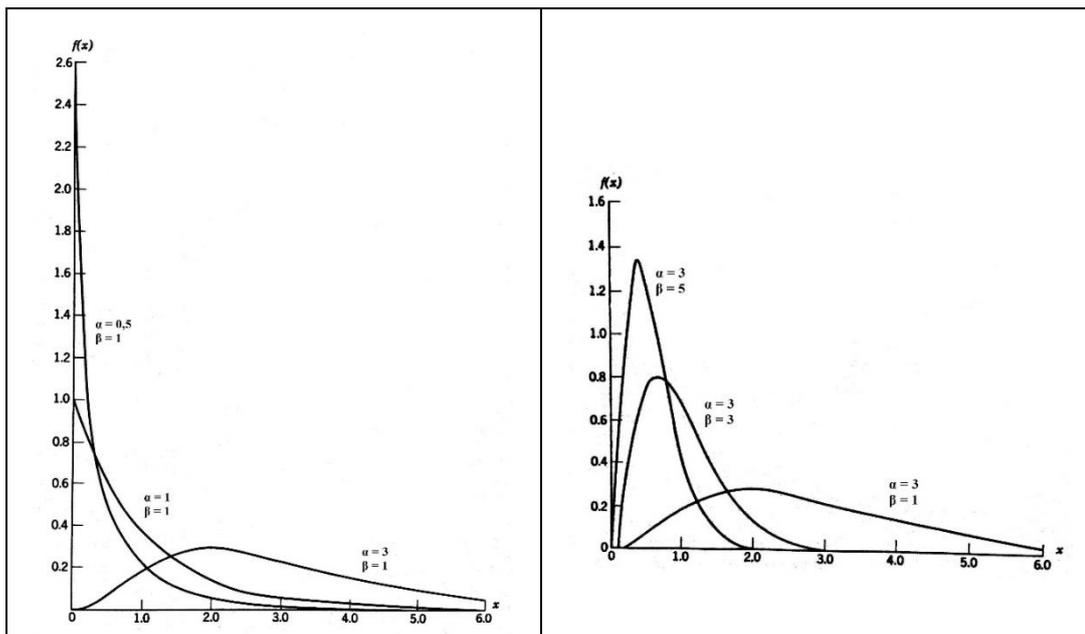
A função Gamma refere-se a uma generalização da função fatorial e foi introduzida em 1729 pelo matemático Leonard Euler (GUIMARÃES, 2002). Em estudos de distribuição diamétrica de povoamentos florestais, vem sendo aplicada desde a década de 1960 com o trabalho publicado por Nelson (1964), que a testou para descrever a estrutura diamétrica e o crescimento de plantações de *Pinus taeda* L.

Considerada flexível, a função Gamma pode ser aplicada tanto para florestas nativas quanto plantadas, assumindo ou ajustando-se aos diferentes tipos de curvas, passando por diferentes graus de assimetria (SCOLFORO, 1998).

Os parâmetros associados à função Gamma são α e β , e supõem-se ambos positivos. O parâmetro que determina as diferentes formas da distribuição é representado por α , enquanto β é o parâmetro de escala que define as dimensões da curva de distribuição (HAHN; SHAPIRO, 1967).

Variando os valores de α e β , pode-se obter uma ampla variedade de formas da função densidade Gamma, conforme ilustrado na FIGURA 2. Em geral, essa função é unimodal, com pico em $x = 0$ para $\alpha \leq 1$ e em $x = (\alpha - 1)/\beta$ para $\alpha > 1$ (SOONG, 1986).

FIGURA 2 - COMPORTAMENTO DAS CURVAS DA DISTRIBUIÇÃO GAMMA PARA DIFERENTES VALORES DOS PARÂMETROS DE FORMA (α) E DE ESCALA (β)



FONTE: HAHN e SHAPIRO (1967).

Diferentes métodos podem ser empregados para o ajuste da função Gamma, destacando-se o da máxima verossimilhança e dos momentos (LIMA, 2014). Scolforo (2006) indica o método dos momentos como o mais adequado para estimar os parâmetros dessa função devido a maior facilidade nos cálculos. Já Catalunha et al. (2002) afirmam que o principal método para estimação dos parâmetros é o da máxima verossimilhança.

O emprego da função Gamma no ajuste de dados de diâmetros pode ser observado no trabalho de Finger (1982), que estudou a distribuição diamétrica de *Acacia mearnsii* De Wild. no Rio Grande do Sul e adotou o método de ajuste da máxima verossimilhança, contudo, não verificou bons ajustes nas idades estudadas.

Araújo Júnior et al. (2013) avaliaram o comportamento da função densidade de probabilidade Gamma com 2 parâmetros para a descrição da estrutura diamétrica de povoamentos de um híbrido de *Eucalyptus grandis* x *Eucalyptus urophylla*, localizados na região nordeste da Bahia, para diferentes idades. Esses autores supracitados concluíram que a função foi satisfatória para modelar a projeção da distribuição diamétrica dos povoamentos em estudo.

3.4.2 Função Beta

A função Beta foi desenvolvida por Pearson em 1894 (FINGER, 1992 citado por ORELLANA, 2009, p. 7) e empregada inicialmente na área florestal por Clutter e Bennett (1965) na predição de madeira para múltiplos usos em plantações de *Pinus elliottii* Engelm. nos Estados Unidos. Bastante flexível, a função Beta pode assumir diversas formas para uma ampla faixa de distribuição (KNOEBEL; BURKHART; BECK, 1986; SCOLFORO, 1998).

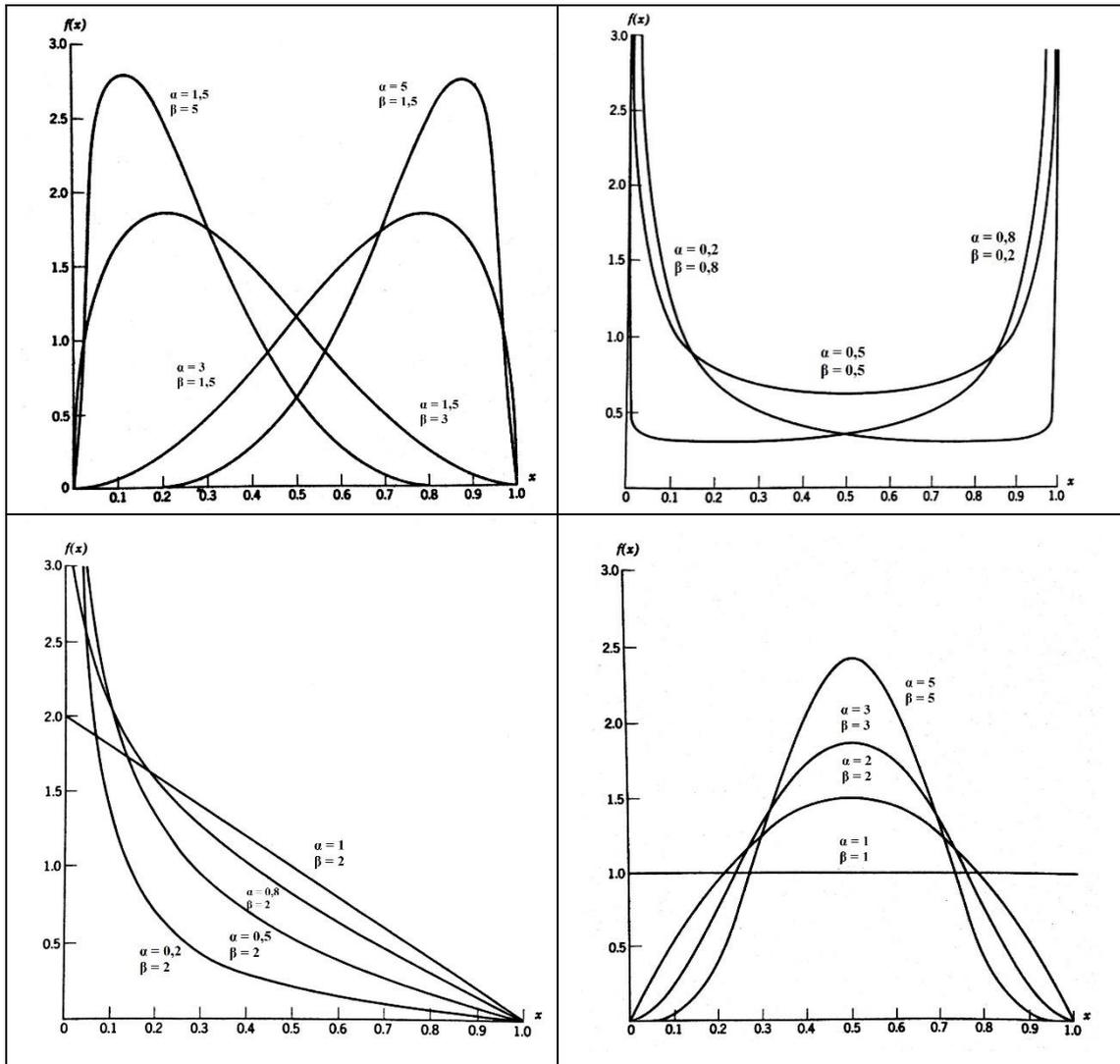
Os parâmetros relacionados a função Beta são α e β , em que ambos definem a forma da distribuição e assumem apenas valores positivos. Para α e $\beta > 1$, a distribuição é unimodal com pico em $x = (\alpha - 1) / (\alpha + \beta - 2)$. Admite forma de U quando $\alpha, \beta < 1$, e forma de J quando $\alpha \geq 1$ e $\beta < 1$. A forma de J invertido se manifestará quando $\alpha < 1$ e $\beta \geq 1$, e, como caso especial, resulta em distribuição uniforme sobre o intervalo (0,1) para $\alpha = \beta = 1$. A distribuição é simétrica quando o valor de $\alpha = \beta$ (FIGURA 3) (HAHN; SHAPIRO, 1967; SOONG, 1986).

Devido a sua versatilidade como distribuição sobre um intervalo finito, a distribuição Beta é empregada para representar grande número de quantidades físicas cujos valores estejam restritos a um intervalo identificável (HAHN; SHAPIRO, 1967; SOONG, 1986). Com isso, no caso da distribuição diamétrica, a fdp apresenta limites definidos entre o menor e o maior diâmetro da floresta ou da amostra (KNOEBEL; BURKHART; BECK, 1986).

Como desvantagem, o emprego da função Beta se limita ao fato de não fornecer estimativas para $x = 0$ (origem), e ter sua aplicação dependente da variação

do eixo x entre os limites de 0 e 1 (GUIMARÃES, 2002). Além disso, a função deve ser numericamente integrada para obter as probabilidades nos intervalos de classes diamétricas, uma vez que não existe sua função cumulativa de densidade na forma fechada (KNOEBEL; BURKHART; BECK, 1986).

FIGURA 3 - COMPORTAMENTO DAS CURVAS DA DISTRIBUIÇÃO BETA PARA DIFERENTES VALORES DOS PARÂMETROS DE FORMA (α , β)



FONTE: HAHN e SHAPIRO (1967).

O ajuste da função Beta pode ser obtido por meio do método dos momentos, da máxima verossimilhança, da regressão, dentre outros (SCOLFORO, 1998). O método dos momentos foi empregado por Machado et al. (2009) no ajuste da função Beta para dados de *Araucaria angustifolia* em um fragmento de Floresta Ombrófila Mista no Paraná. Orellana (2009) ajustou tal função aplicando tanto o método dos

momentos quanto da máxima verossimilhança para expressar a distribuição diamétrica de um fragmento de Floresta Ombrófila Mista, e encontrou desempenhos semelhantes para ambos considerando os ajustes da floresta como um todo.

A função Beta tem sido amplamente empregada em estudos de distribuição diamétrica. Barros et al. (1979) verificaram resultados satisfatórios ajustando essa função para descrever a estrutura diamétrica de espécies da Floresta Nacional do Tapajós. Na estimativa do número de árvores por classe de diâmetro para *Eucalyptus camaldulensis*, Thiersch (1997) apontou as distribuições Sb de Johnson e Beta como os melhores modelos para o ajuste dos dados.

3.4.3 Função Weibull

A função Weibull foi proposta inicialmente em 1928 por Fisher e Tippett em estudo de valores extremos. Posteriormente, foi desenvolvida de modo independente por Waloddi Weibull em seus trabalhos sobre a resistência dos materiais em 1939 (BAILEY; DELL, 1973).

Bailey e Dell (1973) consideraram a função Weibull matematicamente mais simples e flexível, e quando comparada à distribuição beta, mais fácil de ser aplicada pelo fato de não exigir integração numérica no cálculo do número de indivíduos nas classes. A superioridade de tal função também pode ser explicada pela sua capacidade de descrever diferentes tendências e a facilidade de correlação de seus parâmetros com variáveis do povoamento (SOARES et al., 2010).

Batista (1989) atesta que existe uma íntima relação entre os parâmetros e o comportamento da distribuição Weibull, sendo essa uma das razões de sua grande aplicabilidade. Conforme os valores dos coeficientes, a função Weibull pode exibir diferentes formas, ajustando-se bem à dados de florestas heterogêneas, cuja distribuição é decrescente, como também de florestas homogêneas, em que a distribuição é unimodal com diferentes graus de assimetria (SCOLFARO, 1998).

O parâmetro de locação é representado por a e controla a posição da curva sobre o eixo das abcissas. Quando $a = 0$ a distribuição se inicia na origem, sendo então chamada de “Weibull de dois parâmetros”. A função “Weibull de três parâmetros” se faz presente quando $a > 0$ (FIGURA 4A). O parâmetro de escala (b) controla as dimensões que a curva assume, se tornando essa cada vez mais dispersa

a medida que o valor de b aumenta. Isso pode ser facilmente notado quando a função adquire forma de sino (FIGURA 4B) (BATISTA, 1989).

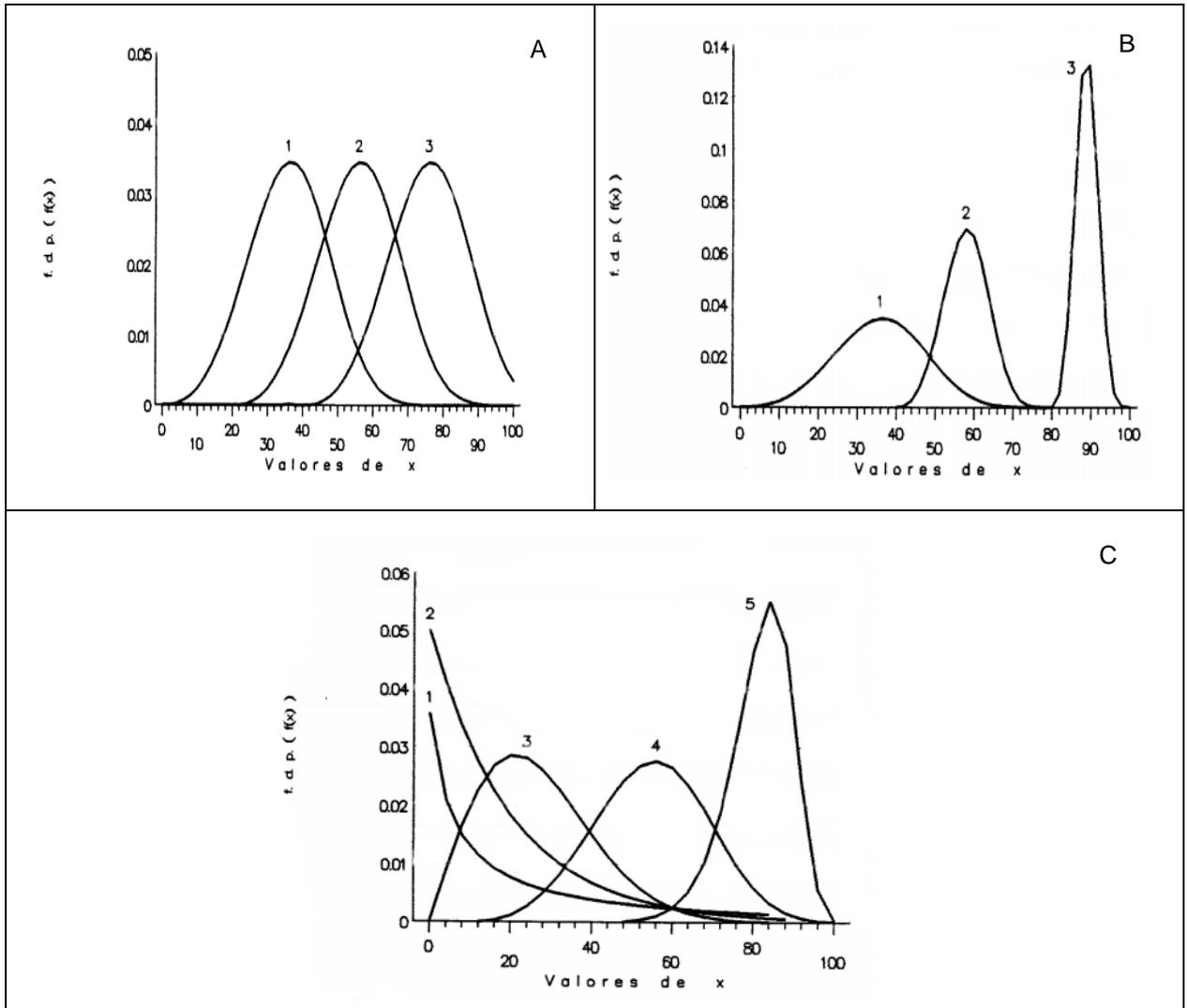
Representado por c , o parâmetro de forma controla as diversas formas que a distribuição pode assumir. A forma de “J invertido”, típica da distribuição diamétrica de florestas temperadas e tropicais naturais, se faz presente quando $c < 1$. A distribuição exponencial, ou de De Liocourt como é conhecida na Biometria Florestal, pode ser considerada um caso particular da Weibull, em que $c = 1$. Outro caso especial é quando $c = 2$, em que a curva resulta na distribuição Rayleigh. Quando c apresenta valor entre 1 e 3,6 a distribuição se torna assimétrica positiva, e adquire forma praticamente simétrica quando $c = 3,6$, semelhante à distribuição normal nesse caso. À medida que c assume valor superior a 3,6 e tende ao infinito, a distribuição torna-se assimétrica negativa tendendo a uma forma extremamente leptocúrtica (FIGURA 4C) (BAILEY; DELL, 1973; MERGANIC; STERBA, 2006).

Existem diferentes maneiras de ajustar a função Weibull, das quais Scolforo (1998) cita o método da máxima verossimilhança, método dos momentos, método dos percentis e método gráfico. Lei (2008) assegura que o método da máxima verossimilhança é considerado o melhor e assintoticamente o mais eficiente, sendo, portanto, o mais empregado para estimar os parâmetros da distribuição Weibull.

Nanang (1998) comparando três maneiras de estimar os parâmetros da função Weibull empregando dados de povoamentos de *Azadirachta indica* A. Juss, verificou resultados muito próximos no ajuste para o método da máxima verossimilhança e dos momentos, afirmando que a função Weibull ajustada por ambas metodologias descreveram melhor os dados quando todos os grupos etários foram combinados.

Zarnoch e Dell (1985) compararam os estimadores de máxima verossimilhança e dos percentis no ajuste da distribuição Weibull para dados de plantios de *Pinus taeda*, e constataram a superioridade na precisão e menor erro quadrático médio empregando o método de máxima verossimilhança. No entanto, os autores afirmam que o método dos percentis não deve ser descartado como inadequado, considerando que esse apresenta a simplicidade de uso como importante característica.

FIGURA 4 - A: INFLUÊNCIA DO VALOR DO PARÂMETRO DE LOCAÇÃO SOBRE A DISTRIBUIÇÃO WEIBULL, EM QUE $c = 3,6$; $b = 40$; $a = 0$ NA CURVA (1); $a = 20$ NA (2) e $a = 40$ NA (3); B: INFLUÊNCIA DO VALOR DO PARÂMETRO DE ESCALA, EM QUE $b = 40$ ($a = 0$ e $c = 3,6$) NA CURVA (1), $b = 20$ ($a = 40$ e $c = 3,6$) NA (2), e $b = 10$ ($a = 80$ e $c = 3,6$) NA (3); C: INFLUÊNCIA DO VALOR DO PARÂMETRO DE FORMA, EM QUE $c = 0,5$ ($a = 0$ e $b = 20$) NA CURVA (1), $c = 1$ ($a = 0$ e $b = 20$) NA (2), $c = 2$ ($a = 0$ e $b = 30$) NA (3), $c = 3,6$ ($a = 10$ e $b = 50$) NA (4), e $c = 12,0$ ($a = 50$ e $b = 80$) NA (5)



FONTE: BATISTA (1989).

No meio florestal, a função Weibull foi primeiramente empregada como modelo de distribuição diamétrica por Bailey e Dell em 1973 (KNOEBEL; BURKHART; BECK, 1986), e desde então tem sido bastante utilizada em estudos florestais. Merganic e Sterba (2006) analisaram as propriedades da função Weibull e sua aplicação a um conjunto de dados de florestas nativas e manejadas, e verificaram que essa não é adequada para descrever a distribuição diamétrica em povoamentos florestais jovens, recomendando seu uso em plantios com distribuição unimodal e diâmetro médio acima de 7 cm.

Binoti et al. (2010) utilizaram a função Weibull de três parâmetros em um modelo de distribuição diamétrica para plantios de eucalipto submetidos a desbaste e constataram que todos os ajustes apresentaram aderência pelo teste de Kolmogorov-Smirnov. Bons resultados empregando essa função também foram verificados por Miguel et al. (2010) na prognose da produção por classe diamétrica para povoamentos de *Eucalyptus urophylla*.

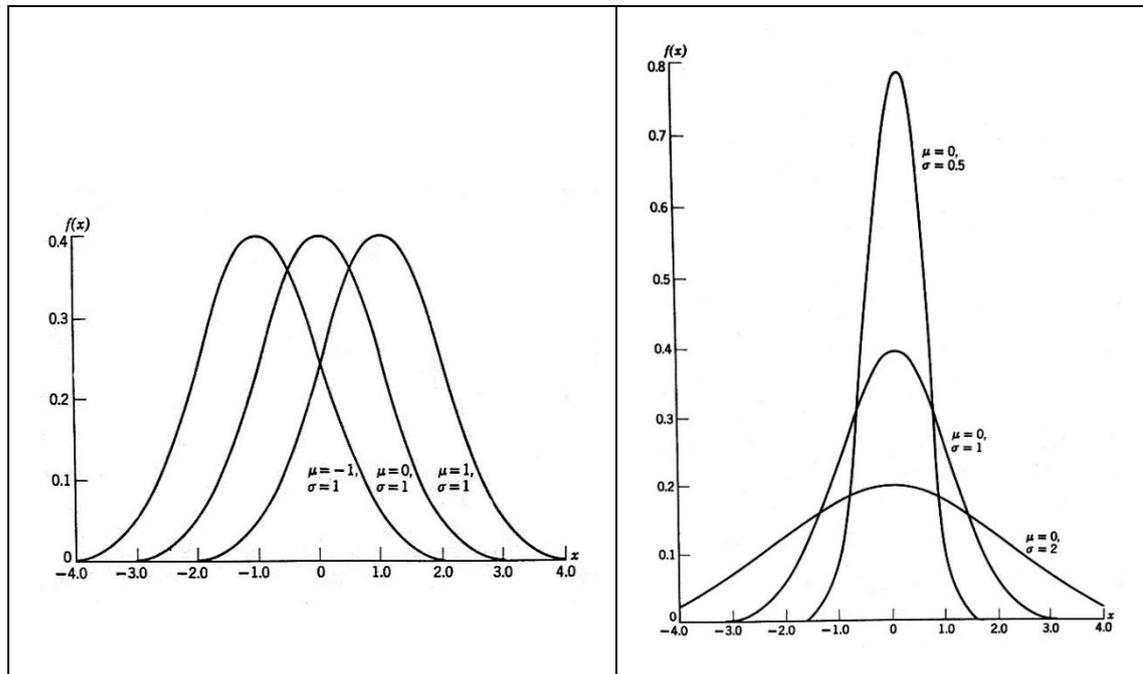
3.4.4 Função Normal

Introduzida pelo matemático De Moivre em 1733, porém aplicada pela primeira vez em 1809 por Gauss (CARELLI NETTO, 2008), a distribuição Normal apresenta ampla aplicação na área da estatística experimental (STEPKA; LISBOA; KURCHAIDT, 2011).

Em estudos na área florestal podem ocorrer casos de povoamentos ou outras situações que se distribuem normalmente. Entretanto, existem conjuntos de dados que geram curvas assimétricas, onde o modelo Normal provavelmente não apresentará um bom ajuste. Em florestas naturais, por exemplo, conforme a situação que se está estudando, dificilmente o modelo Normal será aderente, pois como não existe o controle de espécies, o conjunto de dados poderá apresentar assimetria devido à sua grande variabilidade (SILVA et al., 2003).

Os dois parâmetros da distribuição Normal são μ e σ , que representam a média e o desvio padrão, respectivamente. Essa distribuição sempre será simétrica e com a mesma forma. Devido a isso, não apresenta parâmetro de forma. Curvas com diferentes valores de média para um mesmo valor de desvio padrão e divergentes valores de desvio padrão para um mesmo valor de média podem ser observados na FIGURA 5, respectivamente (HAHN; SHAPIRO, 1967).

FIGURA 5 - COMPORTAMENTO DAS CURVAS DA DISTRIBUIÇÃO NORMAL PARA DIFERENTES VALORES DE MÉDIA (μ) E DESVIO PADRÃO (σ)



FONTE: HAHN e SHAPIRO (1967).

De acordo com Scolforo (1998), a forma mais comum de ajustar a função Normal é por meio do método dos momentos. Autores que empregaram essa metodologia no ajuste da função Normal foram Machado et al. (2009) e Ribeiro et al. (2014). Schreuder e Swank (1974) e Bartoszeck et al. (2004) ajustaram tal função pelo método da máxima verossimilhança, diferente de Stepka, Lisboa e Kurchaidt (2011) que adotaram o método dos mínimos quadrados.

Diversos autores têm empregado a função Normal em seus trabalhos sobre a distribuição diamétrica de povoamentos florestais. Kayes et al. (2012) compararam a performance da distribuição Weibull, Normal e Log-normal no ajuste de dados de diâmetro de plantios de *Acacia auriculiformis* A. Cunn. ex Benth. na região nordeste de Bangladesh, e observaram que a função Normal apresentou pior desempenho. As funções Weibull e Log-normal foram igualmente eficazes para descrever a distribuição diamétrica dos dados em estudo de acordo com os resultados do teste de Kolmogorov-Smirnov.

Bons resultados utilizando a função Normal foram encontrados em estudo sobre a distribuição diamétrica de *Araucaria angustifolia* em um fragmento de Floresta Ombrófila Mista, desenvolvido por Machado et al. (2009). Esses autores testaram diferentes funções densidade de probabilidade e verificaram pelos resultados do teste

de Kolmogorov-Smirnov que a função Normal foi a mais eficiente no ajuste para os intervalos de classe com amplitudes de 2 e 6,55 cm. Outro trabalho empregando dados de *Araucaria angustifolia* em florestas naturais na região sul do Brasil, foi realizado por Machado, Bartoszeck e Oliveira (1997), que constataram que a função de melhor ajuste e precisão para a Tipologia I (florestas primárias) foi a Weibull, seguida pela Normal.

3.4.5 Função Log-normal

A função Log-normal, termo empregado primeiramente por Gaddum em 1945, é comumente utilizada para análise geral de confiabilidade (CARELLI NETTO, 2008). Conforme o próprio nome indica, refere-se à função cuja transformação logarítmica da variável x apresenta distribuição Normal (GUIMARÃES, 2002).

Tal função tem sido empregada em uma variedade de aplicações, da economia à biologia, para processos em que o valor observado é uma proporção aleatória do valor antecedente (HAHN; SHAPIRO, 1967). No entanto, conforme Guimarães (2002), uma desvantagem de seu uso é o fato de descrever somente curvas com assimetria positiva.

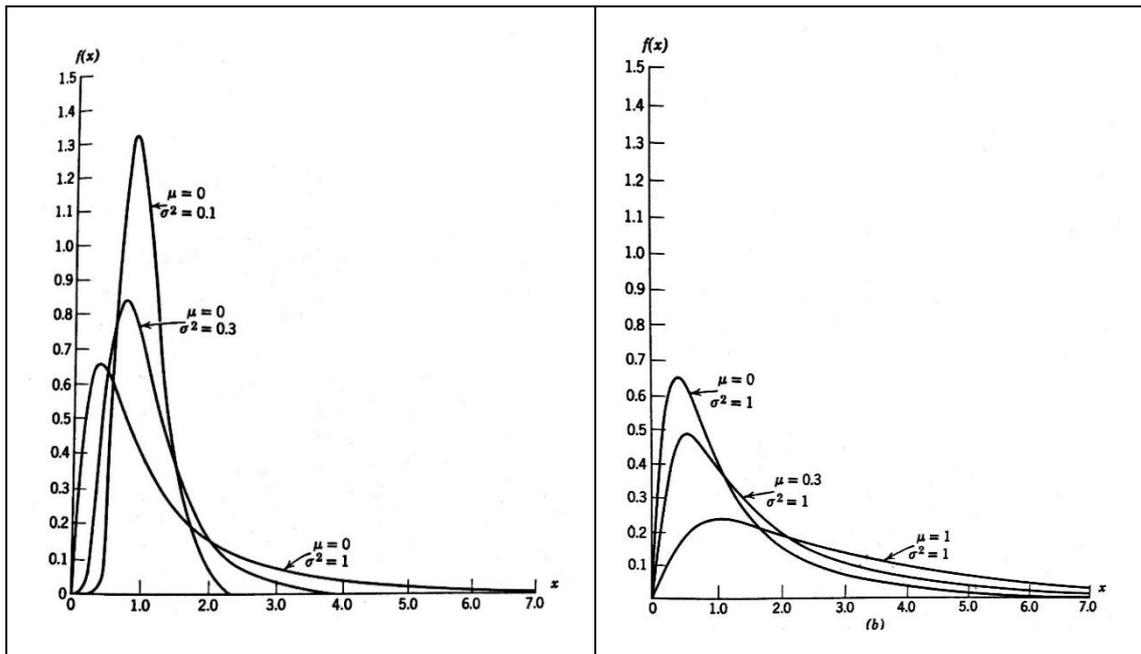
Uma característica particular da distribuição Log-normal é a sensibilidade ao tamanho da amostra. Sua curva sofre um ajustamento quando o tamanho é insuficiente, apresentando-se truncada no ponto em que a amostra está representada por um ou poucos indivíduos. À medida que o tamanho aumenta, a curva vai se deslocando para a esquerda, revelando a forma característica dessa distribuição (CARELLI NETTO, 2008).

A distribuição Log-normal é uma alternativa à distribuição Normal, considerando que os logaritmos dos diâmetros podem se distribuir normalmente. Contudo, o que distingue ambas as funções é que para obter a média e a variância da função Log-normal deve-se antes transformar os valores de diâmetro para logaritmo neperiano dos diâmetros (SCOLFORO, 1998).

Assim como na função Normal, os parâmetros que compõem a função Log-normal são μ e σ , equivalentes a média e o desvio padrão, respectivamente. No entanto, μ e σ representam na função Log-normal os parâmetros de escala e forma, respectivamente, e não parâmetros de locação e escala como na função Normal (HAHN; SHAPIRO, 1967).

A função Log-normal pode assumir muitas formas para variáveis não negativas, conforme pode ser observado na FIGURA 6, em que a distribuição assume diferentes valores de μ e σ . Sua curva é assimétrica positiva, em que o grau de assimetria cresce à medida que o valor de σ aumenta (HAHN; SHAPIRO, 1967).

FIGURA 6 - COMPORTAMENTO DAS CURVAS DA DISTRIBUIÇÃO LOG-NORMAL PARA DIFERENTES VALORES DE MÉDIA (μ) E VARIÂNCIA (σ^2)



FONTE: HAHN e SHAPIRO (1967).

Diferentes métodos podem ser adotados para ajustar a função Log-normal, dentre os quais se destacam o método da máxima verossimilhança, utilizado por Machado et al. (2009), e o método dos momentos, aplicado por Bartoszeck et al. (2004).

Resultados satisfatórios testando o desempenho da função Log-normal foram verificados por Nanang (1998), que ao comparar as frequências de diâmetro observados e estimados dentro dos grupos etários para dados de *Azadirachta indica*, utilizando o critério de Kolmogorov-Smirnov, constatou melhor ajuste pela função em questão. Outros estudos importantes empregando a função Log-normal foram desenvolvidos por Bliss e Reinker (1964), Schreuder e Swank (1974) e Hafley e Schreuder (1977).

3.4.6 Função Sb de Johnson

A função Sb foi primeiramente descrita por Johnson em 1949 e apresentada no âmbito florestal por Hafley e Schreuder em 1977. Scolforo e Thiersch (1998) afirmam que essa, dentre outras, foi proposta por Johnson na tentativa de encontrar uma função para representar uma grande variedade de modelos de distribuição. Está associada à distribuição Normal por meio de transformações logarítmicas, porém descrevendo diferentes graus de assimetria de acordo com seus parâmetros.

Por meio de uma variedade de conjunto de dados, a função Sb demonstrou ser relativamente estável. Mateus e Tomé (2011) modelaram a distribuição diamétrica de plantios de *Eucalyptus globulus* Labill. empregando a função Sb de Johnson, e justificaram a escolha dessa pela sua flexibilidade em modelar distribuições com diferentes formas.

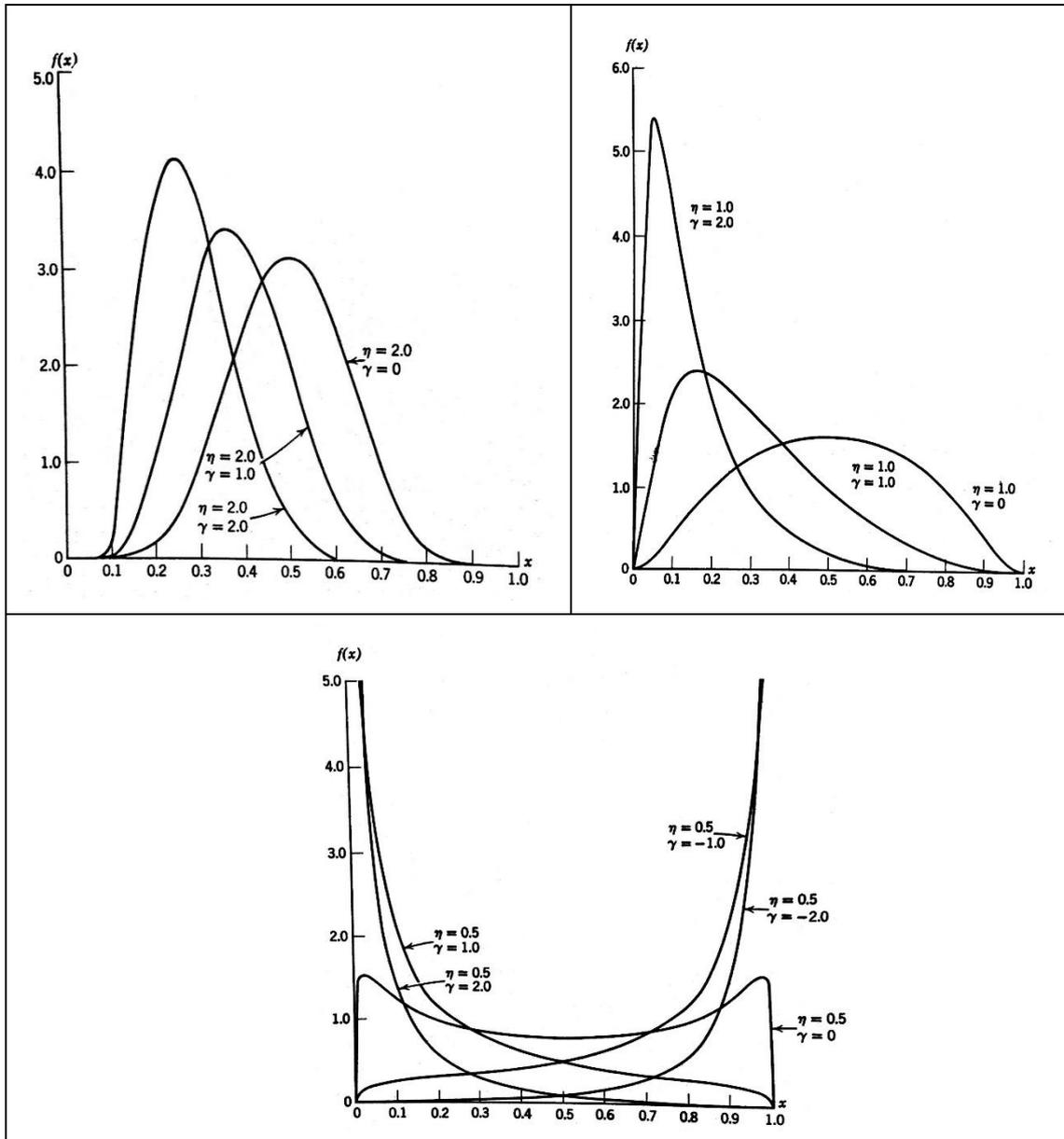
De acordo com Hafley e Schreuder (1977), essa função é muito flexível em termos de sua habilidade para ajustar conjuntos de dados empíricos e é relativamente simples de ser aplicada. Quando os limites superior e inferior do conjunto de dados são conhecidos, estimadores de máxima verossimilhança dos parâmetros da distribuição são facilmente computados.

A fdp Sb de Johnson apresenta quatro parâmetros. O parâmetro de locação é representado por ϵ e o parâmetro de escala por λ . Quanto à forma da distribuição, essa é definida por dois parâmetros, γ e n , sendo que γ indica a assimetria e n a curtose (FIGURA 7) (SCOLFORO; THIERSCH, 1998).

Diferentes métodos foram desenvolvidos e aplicados no ajuste da função Sb. Johnson (1949) propôs essa distribuição com ajuste pelo método da máxima verossimilhança. Uma formulação do ajuste dos parâmetros de assimetria e curtose foi apresentada por Johnson e Kitchen (1971). Slifker e Shapiro (1980) ajustaram tal função pelo método dos quatro pontos percentis.

Scolforo e Thiersch (1998) compararam o ajuste da função Sb pelo método da máxima verossimilhança e dos momentos na estimativa do número de árvores e de volume em diferentes idades e condições de sítio para dados de *Eucalyptus camaldulensis*, e constataram maior precisão na distribuição teórica obtida pelo método dos momentos.

FIGURA 7 - COMPORTAMENTO DAS CURVAS DA DISTRIBUIÇÃO SB DE JOHNSON COM $\epsilon = 0$, $\lambda = 1$, E DIFERENTES VALORES DOS PARÂMETROS γ E η



FONTE: HAHN e SHAPIRO (1967).

Muitos outros trabalhos têm abordado com detalhes o uso da função Sb de Johnson. Hafley e Schreuder (1977), trabalhando com dados de *Pinus elliottii*, testaram as funções Beta, Sb de Johnson, Gama, Weibull, Log-normal e Normal quanto a flexibilidade em relação ao quadrado da assimetria e da curtose. Esses autores constataram que a função Sb apresentou melhor desempenho em termos de qualidade de ajuste.

Bons resultados empregando a função Sb também foram verificados por Mateus e Tomé (2011), indicando que a mesma é apropriada para descrever a

distribuição de diâmetros de plantações de *Eucalyptus globulus* em Portugal. Téo et al. (2012) averiguaram que as funções Sb de Johnson e Weibull de três parâmetros apresentaram os melhores resultados na representação da dinâmica da distribuição diamétrica de povoamentos de *Pinus taeda* na região de Caçador, no Estado de Santa Catarina.

3.5 MÉTODOS DE AJUSTE DAS DISTRIBUIÇÕES

Conforme a complexidade da fdp, sua possibilidade de linearização, a existência de algoritmos e a disponibilidade de recursos computacionais, existem diferentes métodos que podem ser empregados com o intuito de estimar os parâmetros da distribuição. Entre os mais utilizados, pode-se destacar o da máxima verossimilhança, dos mínimos quadrados, dos momentos e dos percentis (PRODAN et al., 1997).

A escolha de qual método a ser utilizado irá depender da precisão requerida e da função empregada (ARAÚJO JÚNIOR et al., 2010). Algumas funções podem se ajustar melhor do que outras dependendo da estrutura da floresta e de como os diâmetros se dispõem nos intervalos de classes, assim como alguns métodos de ajuste podem apresentar melhores estimativas do que os demais (ORELLANA, 2009).

De acordo com Machado, Bartoszeck e Oliveira (1997) alguns desses métodos servem apenas para o ajuste de distribuições decrescentes, outros para distribuições unimodais, e ainda aqueles que se ajustam bem a ambos os tipos de distribuição, portanto considerados mais flexíveis. Normalmente, nos estudos de distribuições diamétricas são testadas diferentes funções e métodos para predição dos parâmetros (ORELLANA, 2009).

3.5.1 Método de máxima verossimilhança

O método da máxima verossimilhança foi originalmente desenvolvido por Fisher em 1922, e consiste em buscar, entre os prováveis valores dos parâmetros populacionais da distribuição de probabilidade, aqueles que possibilitarão a ocorrência de dados mais próximos possíveis dos observados, ou seja, encontrar o valor do vetor de parâmetros que maximize a função de verossimilhança (MYUNG, 2003).

Suponha que X seja uma variável aleatória com distribuição de probabilidades $f(x; \theta)$, em que θ é o único parâmetro desconhecido. Considerando que x_1, x_2, \dots, x_n sejam os valores observados na amostra aleatória de tamanho n , a função de verossimilhança da amostra é:

$$L(\theta) = f(x_1; \theta) * f(x_2; \theta) * \dots * f(x_n; \theta) \quad (6)$$

A função verossimilhança é agora uma função apenas do parâmetro desconhecido θ . Assim, o estimador de máxima verossimilhança de θ é o valor de θ que maximiza a função verossimilhança $L(\theta)$ (MONTGOMERY, RUNGER; 2003a).

O método de máxima verossimilhança costuma ser o mais empregado pelos estatísticos matemáticos para estimativa dos parâmetros da função. Tal preferência se justifica por ser geralmente um método fácil de usar e produzir estimadores com boas propriedades estatísticas. No entanto, em algumas situações podem aparecer complicações durante sua utilização, como por exemplo, nem sempre maximizar a função verossimilhança é uma tarefa simples, pois as equações obtidas de $\frac{dL(\theta)}{d\theta} = 0$ podem ser difíceis de solucionar. Além disso, não é sempre possível empregar diretamente métodos de cálculo para determinar o máximo de $L(\theta)$ (MONTGOMERY, RUNGER; 2003a).

Araújo Júnior et al. (2010) atribuíram boa qualidade de ajuste ao método da máxima verossimilhança ao empregar a função Weibull de dois parâmetros para dados de híbrido obtido a partir do *Eucalyptus grandis* x *Eucalyptus urophylla*, observando aderência dos dados a função em todas as parcelas e idades avaliadas. Utilizando os mesmos dados mencionados anteriormente, Araújo Júnior et al. (2013) também verificaram que o método da máxima verossimilhança foi eficiente no ajuste da função Gamma.

3.5.2 Método dos momentos

O método dos momentos é uma técnica empregada para obter estimadores dos parâmetros da distribuição e baseia-se na combinação do momento amostral com a correspondente distribuição de momentos, sendo solucionado a partir de um sistema de k equações com k incógnitas (ZASADA, 2013).

De acordo com Zasada (2013), esse método apresenta algumas limitações, como por exemplo, as estimativas fornecidas podem estar fora do espaço dos parâmetros, principalmente para pequenas amostras. Além disso, estimativas obtidas pelo método dos momentos não consideram todas as informações contidas na amostra. Produz, na maioria dos casos, estimadores imparciais, no entanto, esses podem não ser os mais eficientes.

Considere X_1, X_2, \dots, X_n seja uma amostra aleatória de distribuição de probabilidade $f(x)$, em que $f(x)$ pode ser uma função probabilística discreta ou função densidade de probabilidade contínua. O k -ésimo momento populacional (ou momento da distribuição) é a $E(X^k)$, $k = 1, 2, \dots$. O correspondente k -ésimo momento amostral é $(\frac{1}{n}) \sum_{i=1}^n X_i^k$, $k = 1, 2, \dots$ (MONTGOMERY, RUNGER; 2003b).

Para melhor compreensão, suponha que o primeiro momento populacional seja $E(X) = \mu$, e o primeiro momento amostral seja $(\frac{1}{n}) \sum_{i=1}^n X_i = \bar{X}$. Assim, se igualar os momentos populacional e amostral, resulta em $\mu = \bar{X}$. Com isso, a média amostral é o momento estimador da média populacional. Em geral, os momentos populacionais serão funções de parâmetros desconhecidos da distribuição, como, $\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_m$ (MONTGOMERY, RUNGER; 2003b).

Em um estudo desenvolvido por Loureiro et al. (2013) com dados de um plantio de *Araucaria angustifolia*, em que as avaliações foram realizadas em um período antes e um após o desbaste, constataram que o método dos momentos se mostrou eficiente no ajuste da função Beta. Resultados satisfatórios também foram encontrados por Arce (2004), que utilizaram tal método no ajuste das funções Gamma e Weibull de três parâmetros para dados de florestas clonais de *Populus deltoides* Marsh.

3.5.3 Regressão não linear

É considerado não linear o modelo em que ao menos uma das derivadas parciais da função não linear em relação aos parâmetros depende de pelos menos um dos parâmetros do modelo (BATES, WATTS; 1988). Geralmente os modelos não lineares são deduzidos por meio de suposições teóricas e os parâmetros resultantes são interpretáveis (MATTOS, 2013).

O modelo de regressão não linear pode ser escrito como:

$$y_i = f(x_i, \theta) + \epsilon_i \quad (7)$$

Em que y_i é a variável resposta, $f(.)$ é uma função não linear contínua, com forma conhecida, do vetor de variáveis explicativas x_i , e dos parâmetros desconhecidos θ , ϵ_i é o erro aleatório, tal que $i = 1, 2, \dots, n$.

Um modelo de regressão não linear pode ser considerado “intrinsecamente linear” caso possa ser reduzido a um modelo linear por meio de uma reparametrização adequada, ou ainda, ser linearizado via alguma transformação. Quando não é possível reduzir o modelo à forma linear, têm-se os chamados modelos “intrinsecamente não lineares”. Na prática, geralmente, um modelo não linear é linearizado para facilitar a obtenção das estimativas dos parâmetros. No entanto, o inconveniente de uma transformação é que, além do parâmetro perder sua interpretação intrínseca, pode-se alterar a estrutura e distribuição do erro (MAZUCHELI, ACHCAR; 2002).

De acordo com Draper e Smith (1966), em alguns problemas não lineares é mais conveniente resolvê-los por meio de técnica iterativa. Isso funcionará de modo satisfatório ou não dependendo da forma das equações e do método iterativo empregado. Existem vários algoritmos disponíveis utilizados para a obtenção dos parâmetros estimados por meio de rotina de cálculos computacionais, dos quais menciona-se a linearização, método gradiente e método de Marquardt.

O método desenvolvido por Marquardt surge para ampliar consideravelmente o número de problemas práticos que podem ser enfrentados por estimativas não lineares. Esse representa uma harmonização entre o método de linearização (ou série de Taylor) e o método gradiente, buscando combinar as melhores características e evitar as limitações mais graves de ambos (DRAPER, SMITH; 1966). Dessa forma, quando se está longe da solução, o algoritmo faz uso do método gradiente para indicar a direção do vetor dos parâmetros para atingir a convergência. Ao se aproximar da solução, a direção do vetor é indicada pela série de Taylor, considerado melhor para tal situação (MARQUARDT, 1963).

O método de Marquardt é considerado bom já que na maioria das vezes converge e não provoca o abrandamento como normalmente o método do gradiente faz (DRAPER, SMITH; 1966). Machado et al. (2009) estimaram os parâmetros das funções Weibull de dois e três parâmetros, Weber, Exponencial e Gamma (adaptada) para dados de um fragmento de Floresta Ombrófila Mista empregando o algoritmo de

Marquardt, encontrando melhores ajustes com as funções de Weber e Gamma (adaptada). Para dados de clones de eucalipto, bons resultados foram verificados por Silva et al. (2009) no ajuste do modelo volumétrico de Schumacher-Hall empregando o método de Marquardt.

3.6 MÉTODOS DE AVALIAÇÃO DO AJUSTE DAS DISTRIBUIÇÕES

Existe uma variedade de formas para avaliar o ajuste das funções, e cada método enfatiza aspectos diferentes das distribuições podendo originar resultados contraditórios entre si.

Para tal finalidade, pode-se empregar os testes de aderência, que admitem, por hipótese, que a distribuição da variável de interesse na população seja descrita por determinado modelo de distribuição de probabilidade que está sendo testado. Em outras palavras, verifica a boa ou má aderência dos dados da amostra ao modelo (COSTA NETO, 2002).

As estatísticas e os critérios de decisão apresentados pelos testes de aderência são diferentes, porém as hipóteses testadas são as mesmas. (TORMAN; COSTER; RIBOLDI, 2012). Se houver boa aderência e a amostra for razoavelmente grande, pode-se admitir, em princípio, que o modelo fornece uma satisfatória idealização da distribuição populacional. Inversamente, a rejeição dessa hipótese em um dado nível de significância, indica que o modelo testado é inadequado para representar a distribuição da população (COSTA NETO, 2002).

Costa Neto (2002) cita, dentre as diversas maneiras de realizar os testes de aderência, três delas: teste de Qui-quadrado, teste de Kolmogorov-Smirnov (KS), e; análise gráfica. Esse autor afirma que o método proposto por Kolmogorov e Smirnov é mais poderoso que o do Qui-quadrado.

Conforme Campos (1983 citado por CARGNELUTTI FILHO; MATZENAUER; TRINDADE, 2004, p. 1158) o teste do Qui-quadrado apresenta limitações: perda de informações devido ao agrupamento dos dados em classes e não admite que a frequência de uma classe seja inferior a cinco. Diferente do teste de KS, que pode ser empregado para dados agrupados ou não agrupados, sendo geralmente mais eficiente que o Qui-quadrado em pequenas amostras, ou seja, menos de 30 observações.

3.6.1 Teste de Kolmogorov-Smirnov

Proposto por Kolmogorov e Smirnov, o teste KS consiste em comparar a frequência acumulativa estimada, obtida por meio da integral da função densidade de probabilidade da distribuição estudada, com a frequência acumulativa observada. O ponto de maior divergência entre as duas distribuições é o valor K de Kolmogorov-Smirnov (SCOLFORO; THIERSCH, 1998).

Quanto as hipóteses testadas, a de nulidade é rejeitada quando o valor de K é maior que o valor crítico tabelado, o qual se baseia no tamanho da amostra e no nível de significância desejado (COSTA NETO, 2002; PINTO et al., 2010).

Considerado o mais apropriado para dados ordenados ou quando a variável apresenta distribuição contínua, o teste de KS não provoca alterações quando se estimam os parâmetros da distribuição (CARELLI NETTO, 2008). Pode ser empregado tanto para dados agrupados quanto individuais, sendo que no caso do agrupamento, não há restrição quanto ao número nem ao valor das classes (CATALUNHA et al., 2002)

3.7 ASSIMETRIA E CURTOSE

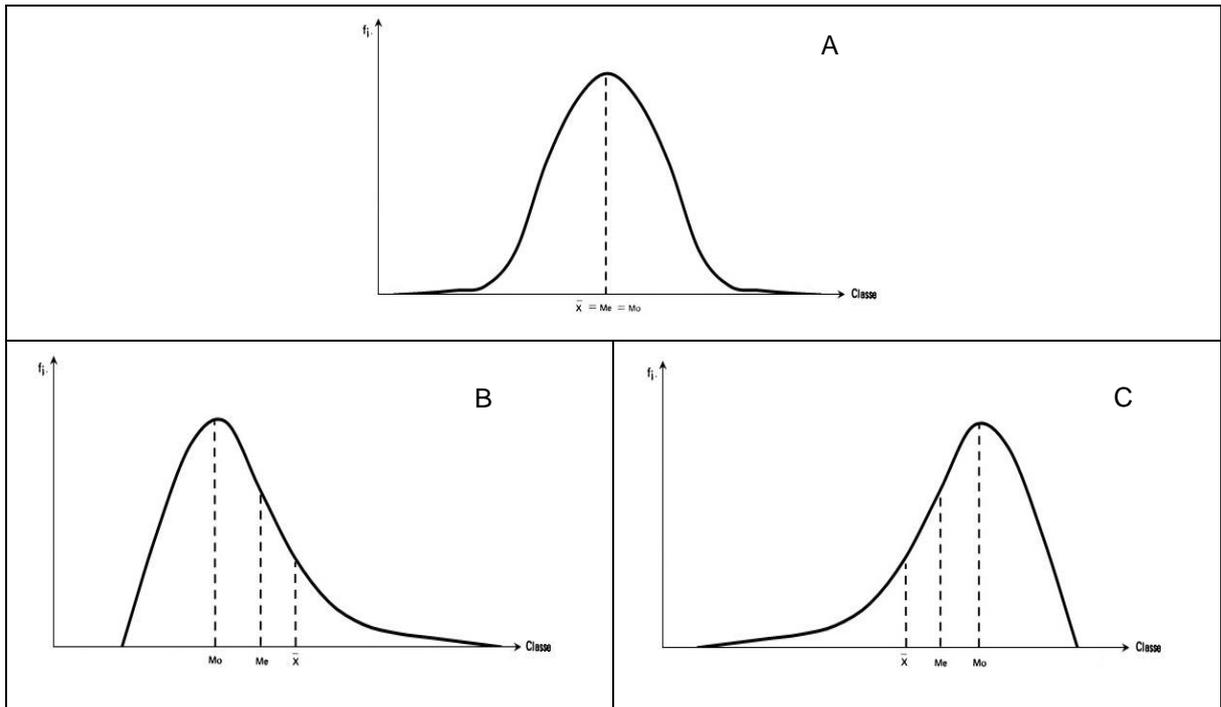
As medidas de assimetria e curtose são utilizadas para descrever as formas e a evolução das curvas de distribuição em função de vários fatores (MACHADO et al., 2006). Assimetria denomina-se como o grau de afastamento de uma distribuição da unidade de simetria, enquanto a curtose refere-se ao grau de achatamento de uma determinada distribuição em comparação a uma distribuição padrão, ou também chamada de curva normal (CORREA, 2003).

Uma distribuição de frequência é considerada simétrica quando os valores da média, mediana e moda são iguais, ou seja, coincidem num mesmo ponto (FIGURA 8A). Assimetria ocorrerá quando a média, mediana e a moda recaírem em pontos diferentes da distribuição, sendo o deslocamento dos pontos para a direita ou para a esquerda (PEREIRA, TANAKA; 1990).

Quando a assimetria ocorre na cauda direita da curva de frequências, ela é chamada de assimétrica à direita ou positiva. Nesse caso, a média aritmética apresentará um valor maior do que a mediana, e essa, por sua vez, um valor maior do que a moda (FIGURA 8B). Distribuição assimétrica à esquerda ou negativa é

aquela que ocorre na cauda esquerda da curva de frequências. Nessa situação, a média será menor do que a mediana, que por sua vez, é menor do que a moda (FIGURA 8C) (PEREIRA, TANAKA; 1990).

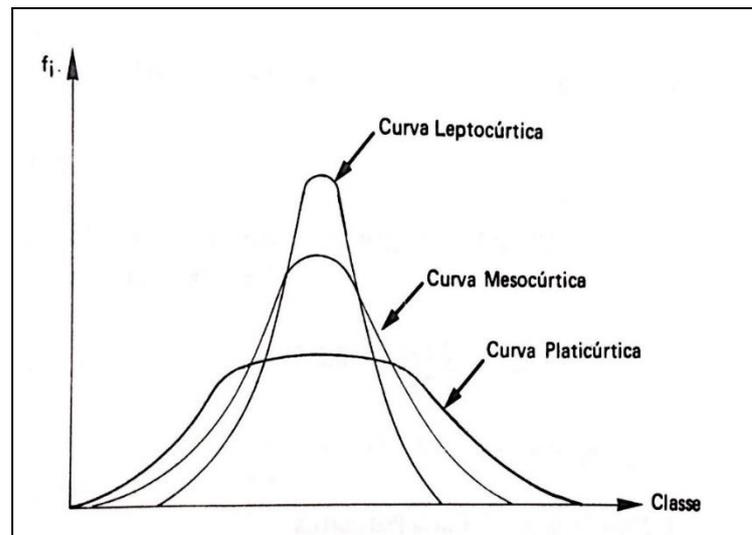
FIGURA 8 - CURVAS DE DISTRIBUIÇÃO SIMÉTRICA (A), ASSIMÉTRICA POSITIVA (B) E ASSIMÉTRICA NEGATIVA (C)



FONTE: O autor (2017).

A curtose pode ser classificada em três tipos de curvas de frequência conforme o grau de achatamento (CORREA, 2003). A curva normal recebe o nome de mesocúrtica e atua como base referencial. Já a distribuição que apresenta uma curva de frequência mais fechada (ou mais aguda em sua parte superior) do que a normal é denominada leptocúrtica. E platicúrtica é a curva que se apresenta mais aberta (ou mais achatada em sua parte superior) em relação a normal (FIGURA 9) (CRESPO, 2002).

FIGURA 9 - CURVAS DE DISTRIBUIÇÃO COM DIVERGENTES GRAUS DE ACHATAMENTO



FONTE: PEREIRA e TANAKA (1990).

4 MATERIAL E MÉTODOS

4.1 DESCRIÇÃO DOS DADOS E DA ÁREA DE ESTUDO

Para a realização deste estudo, foram utilizados dados de povoamentos não desbastados com 20 genótipos (clones de eucalipto), plantados em espaçamento 3 m x 3 m e 3,3 m x 3 m na região Central do estado de Minas Gerais.

Conforme classificação de Köppen, o clima predominante nessa região é Cwa, caracterizado como subtropical de inverno seco (com temperaturas inferiores a 18°C) e verão quente (com temperaturas superiores a 22°C). Apresenta precipitação de 1.300 a 1.600 mm.ano⁻¹ e altitude entre 600 e 1000 m (SÁ JÚNIOR et al., 2012; ALVARES et al., 2013). Quanto a classificação dos tipos de solo, verifica-se o predomínio de Latossolos e Argissolos, ambos variando de vermelho a vermelho-amarelo, e ainda Cambissolos Háplicos (IBGE, 2007).

Os dados foram provenientes de 43 parcelas, com área variando entre 227,7 e 366,3 m², cujas medições foram realizadas entre os anos de 2006 e 2012, nas idades de 3 a 8 anos. Em cada parcela, foram medidos anualmente os diâmetros a 1,30 m de altura (DAP) de todas as árvores, as alturas totais (HT) de dez árvores e as alturas das árvores dominantes. Do número total de unidades amostrais, 12 (27,9%) foram contínuas, e, portanto, medidas em todas as seis ocasiões, e as demais em algumas ocasiões, sendo que 21 (48,8%) foram mensuradas em cinco, e 10 (23,3%) em quatro.

A capacidade produtiva foi definida por índices de local estabelecidos pelo método da curva-guia para uma idade índice de 60 meses, empregando para isso o modelo ajustado de Schumacher não linear, que apresentou coeficiente de determinação de 0,8347 e erro padrão relativo de 9,74% (FRAGA FILHO, 2016).

$$Hd = 41,35701 * e^{\left(\frac{-27,24102}{I}\right)} \quad (8)$$

Com isso, os povoamentos foram classificados em três classes de sítio, sendo que a classe I apresentou altura dominante de 33 m, a classe II de 27 m e a classe III de 21 m. A maioria das parcelas mensuradas (62,8%) foram enquadradas na classe de produtividade intermediária (Classe II), e as demais inseridas entre as classes de sítio I (14%) e III (23,2%).

Quanto à densidade, os povoamentos foram classificados em três classes, empregando para isso a variável área basal, que indica o grau de ocupação do terreno pelos fustes das árvores na altura de 1,3 m (MACHADO; FIGUEIREDO FILHO, 2014), e, portanto, consiste em um bom indicador da densidade de vegetação de um povoamento. A área basal foi calculada para cada parcela pela soma das áreas transversais das árvores, e esses valores estimados para hectare. A amplitude encontrada entre a menor e maior área basal de todas as parcelas foi utilizada para determinar os limites das três classes de densidade. As parcelas que se enquadraram na classe de densidade I apresentaram área basal média de 33,25 m²/ha, na classe II 24,12 m²/ha e na classe III 14,99 m²/ha.

Para auxiliar na avaliação da estrutura diamétrica dos povoamentos, algumas estatísticas descritivas foram calculadas. Essas informações foram fornecidas para os dados totais e estratificados por idade, sítio e densidade, avaliando-se a variável diâmetro à altura do peito. Além disso, também foi avaliada a concentração de árvores nas classes diamétricas, baseando-se nas frequências relativas provenientes das frequências absolutas observadas, para cada parcela e idade estudadas.

4.2 NÚMERO E AMPLITUDE DE CLASSES DIAMÉTRICAS

Para os dados em estudo, adotou-se intervalos de classes regulares de 2 cm, conforme recomendação de Araújo Júnior et al. (2010) para povoamentos de eucalipto clonal. O número de classes por parcela variou em função da diferença entre os diâmetros mínimo e máximo observados em cada unidade amostral.

4.3 FUNÇÕES DE DISTRIBUIÇÕES PROBABILÍSTICAS TESTADAS

As frequências de árvores foram estimadas em cada classe de diâmetro para todas as combinações de parcelas e idades estudadas, a partir de dados agrupados. Para isso, testou-se as funções de densidade de probabilidade Gamma, Beta, Weibull de três parâmetros, Normal, Log-normal e Sb de Johnson.

4.3.1 Função Gamma

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

Em que: α e β = parâmetros de forma e de escala da distribuição, respectivamente; \exp = base do logaritmo natural; e $\Gamma(\alpha)$ = função Gama do parâmetro alfa.

As condições que devem ser satisfeitas são:

$$\alpha, \beta > 0;$$

$$x \geq 0.$$

4.3.2 Função Beta

$$f(x) = \frac{\Gamma(\alpha+\beta)}{\Gamma(\alpha)\Gamma(\beta)} \frac{1}{x_{max}-x_{min}} \frac{1}{\alpha+\beta-1} (x-x_{min})^{\alpha-1} (x_{max}-x)^{\beta-1} \quad (10)$$

Em que: α e β = parâmetros a serem estimados e definem a forma da distribuição, para $\alpha = \beta$ a distribuição é simétrica, $\alpha > \beta$ é assimétrica negativa e $\alpha < \beta$ é assimétrica positiva (GUIMARÃES, 2002); Γ = função matemática Gama; e x = variável aleatória cuja distribuição se deseja estudar, sendo que x_{min} e x_{max} representam os limites inferior e superior da função, respectivamente. Tais limites podem ser os diâmetros mínimo e máximo absolutos reais (SCOLFORO, 1995) ou o limite inferior da primeira e o superior da última classe diamétrica (LOETSCH; ZÖHRER; HALLER, 1973).

Os parâmetros e variáveis da função devem satisfazer as seguintes condições:

$$\alpha, \beta > 0;$$

$$x_{min} < x < x_{max};$$

$$-\infty < x_{min} < x_{max} < +\infty.$$

4.3.3 Função Weibull

$$f(x) = \left(\frac{c}{b}\right) \left(\frac{x-a}{b}\right)^{c-1} \exp \left[-\left(\frac{x-a}{b}\right)^c \right] \quad (11)$$

Em que: a , b e c = parâmetros de locação, de escala e de forma da distribuição, respectivamente.

Devem satisfazer as seguintes condições:

$$x \geq 0;$$

$$b, c > 0.$$

De acordo com Batista (1989) a fdp apresentada acima é normalmente chamada de “Weibull - três parâmetros”. A supressão do parâmetro a ocorre quando esse resulta em zero, caracterizando a função “Weibull – dois parâmetros”.

4.3.4 Função Normal

$$f(x) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} \left(\exp \left(-\frac{1}{2} \frac{(x-\mu)^2}{\sigma^2} \right) \right) \quad (12)$$

Em que: μ = média aritmética da variável aleatória x ; σ = desvio padrão da variável aleatória x ; σ^2 = variância da variável aleatória x ; e π = constante pi (3,1416).

Deve satisfazer a seguinte condição:

$$-\infty < x < +\infty.$$

4.3.5 Função Log-normal

$$f(x) = \frac{\exp \left[-\frac{1}{2} \left(\frac{\ln x - \mu}{\sigma} \right)^2 \right]}{x\sigma\sqrt{2\pi}} \quad (13)$$

Em que: $\ln x$ = logaritmo neperiano da variável x .

Deve satisfazer a seguinte condição:

$$x > 0.$$

4.3.6 Função Sb de Johnson

$$f(x) = \frac{\delta}{\sqrt{2\pi}} \cdot \frac{\lambda}{(x-\varepsilon)(\lambda+\varepsilon-x)} \cdot \exp\left\{-\frac{1}{2}\left[\gamma + \delta \cdot \ln\left(\frac{x-\varepsilon}{\lambda+\varepsilon-x}\right)\right]^2\right\} \quad (14)$$

Em que: ε = parâmetro de locação; λ = parâmetro de escala; e δ e γ = determinam a forma da distribuição, sendo que δ indica a curtose e γ indica a assimetria.

Devem satisfazer as seguintes condições:

$$\begin{aligned} \varepsilon < x < \varepsilon + \lambda; \\ -\infty < \gamma < +\infty; \\ -\infty < \varepsilon < +\infty; \\ \lambda > 0; \\ \delta > 0. \end{aligned}$$

O parâmetro ε deve ser um valor menor que o diâmetro mínimo observado, ou seja, é o limite inferior, e o parâmetro λ expressa a amplitude entre o menor e o maior diâmetros observados.

4.4 MÉTODO DE AJUSTE DAS FUNÇÕES

As funções testadas foram ajustadas por meio de regressão não linear, pelo método dos mínimos quadrados não lineares com múltiplas iterações, de acordo com o procedimento de Marquardt (1963), empregando o *software* Table Curve 2d, versão trial 5.01 (Table Curve, 2016).

Segundo Marquardt (1963), para estimar os parâmetros de um modelo pelo método dos mínimos quadrados não lineares, a maioria dos algoritmos baseiam-se em duas aproximações: 1) o modelo pode ser expandido como uma série de Taylor e as correções para os vários parâmetros calculadas a cada iteração no pressuposto de linearidade local; e 2) tem-se empregado várias modificações do método gradiente. Ambos os métodos frequentemente não convergem, a série de Taylor por causa da divergência das iterações sucessivas, e o método gradiente por causa da convergência lenta após as primeiras iterações.

Nesse estudo realizado por Marquardt (1963), o método “*maximum neighborhood*” foi desenvolvido para executar uma interporlação ótima entre os

métodos da série de Taylor e o gradiente. Tal interpolação foi baseada na “*maximum neighborhood*” em que a série de Taylor truncada propiciou uma representação adequada do modelo não linear.

4.5 SELEÇÃO DO MELHOR MODELO

Para comparar a precisão das frequências estimadas a partir dos modelos estatísticos testados com as frequências observadas, empregou-se o teste de aderência proposto por Kolmogorov (1933) e Smirnov (1948), definido pela seguinte expressão:

$$D = \text{MAX} |F(X) - S(X)| \quad (15)$$

Em que: D = maior diferença entre as distribuições; $S(X)$ = frequência acumulada observada; e $F(X)$ = frequência acumulada estimada.

Conforme citado por Machado et al. (2009), o teste apresenta duas hipóteses, em que H_0 , ou hipótese nula, indica que os diâmetros observados seguem as distribuições propostas. De modo contrário, H_1 , ou hipótese alternativa, indica que os diâmetros observados não seguem as distribuições propostas.

A estatística do teste pressupõe que quando H_0 for verdadeira, as diferenças entre $S(X)$ e $F(X)$ sejam pequenas e estejam dentro do limite dos erros aleatórios. Verifica-se a aderência comparando o valor calculado (D) com o valor crítico tabelado ($D_{(N,\alpha)}$): se $D < D_{(N,\alpha)}$ aceita-se H_0 ; se $D > D_{(N,\alpha)}$ rejeita-se H_0 . O número de observações é representado por N e o nível de significância, adotado neste estudo 5%, por α (SCUDINO, 2008).

Para a escolha do melhor modelo, adotou-se um ordenamento em que as pontuações foram distribuídas da seguinte maneira: o modelo que apresentou menor valor D de Kolmogorov para cada parcela nas diferentes idades recebeu pontuação 1. O segundo menor valor D de Kolmogorov foi pontuado com 2, e assim sucessivamente, até a pontuação 6 para o maior valor. Os modelos que apresentaram o mesmo D receberam pontuação igual. Por fim, como critério de decisão, as pontuações de todas as parcelas e idades foram somadas e o modelo que apresentou

menor valor no somatório foi selecionado como o mais adequado para o ajuste dos dados em estudo.

4.6 ANÁLISE DOS FATORES IDADE, SÍTIO E DENSIDADE

Após selecionar a função que melhor descreve os dados, as parcelas foram estratificadas por idade, sítio e densidade, e então ajustadas por meio dessa função. Posteriormente, construiu-se tabelas de frequências por classe de diâmetro e foram traçadas as curvas de distribuição diamétrica estimadas para as diferentes idades, sítios e densidades. Tais curvas foram utilizadas para avaliar o comportamento da distribuição dos diâmetros em função dos fatores avaliados.

4.6.1 Assimetria e Curtose

Para descrever as formas e a evolução das curvas observadas, foram empregadas as medidas de assimetria e curtose. Existem muitas maneiras de determinar a grandeza e o sinal de assimetria de uma curva, porém a mais simples baseia-se na comparação das medidas de tendência central (SPIEGEL, 2006). Assim, para avaliar o grau de desvio ou afastamento da simetria, pode-se considerar (CRESPO, 2002):

$$\bar{x} - M_o \quad (16)$$

Em que: \bar{x} : média aritmética; M_o : moda; e M_d : mediana.

No entanto, essa medida, por ser absoluta, apresenta a mesma deficiência que o desvio padrão, ou seja, não permite a possível comparação entre as medidas de duas distribuições (CRESPO, 2002). Dessa maneira, torna-se preferível a utilização do coeficiente de assimetria de Pearson, dado por:

$$A_s = \frac{3(\bar{x} - M_d)}{s} \quad (17)$$

De acordo com o resultado encontrado, a distribuição apresenta: $A_s = 0$: assimetria nula ou distribuição simétrica; $A_s < 0$: assimetria negativa ou à esquerda; e $A_s > 0$: assimetria positiva ou à direita. Assimetria é considerada moderada se $0,15 < |A_s| \leq 1$, e forte se $|A_s| > 1$.

No que se refere a curtose, o coeficiente ou grau de achatamento pode ser encontrado por meio da relação entre os percentis 10º e 90º e o desvio quartil, calculado a partir da seguinte expressão (CRESPO, 2002):

$$C = \frac{Q_3 - Q_1}{2(P_{90} - P_{10})} \quad (18)$$

Em que: $C = 0,263$: curva mesocúrtica, ou base referencial; $C < 0,263$: curva leptocúrtica, ou seja, apresenta um pico relativamente alto; e $C > 0,263$: curva platicúrtica, ou seja, apresenta um topo mais achatado.

5 RESULTADOS E DISCUSSÃO

5.1 CARACTERIZAÇÃO DOS DADOS

Para o conjunto total dos dados, encontrou-se amplitude diamétrica variando de 5,2 a 27,3 cm, com média aritmética de 17,36 cm e desvio padrão de $\pm 3,60$ cm. Na TABELA 1 estão apresentadas as estatísticas descritivas para os dados estratificados, primeiramente por idade, em seguida por idade e classes de sítio, e, posteriormente por idade e classes de densidade.

Quanto a concentração de árvores nas classes diâmetros, os resultados permitiram evidenciar que a maior concentração se encontra na classe diamétrica com valor central de 18 cm (26,67%). Além disso, observou-se que as classes centrais da distribuição, variando de 13 a 21 cm, concentram 81,1% das árvores, sendo um fato comum nas florestas plantadas, uma vez que a maior parte dessas é formada por uma única espécie, cuja distribuição dos diâmetros se aproxima da normalidade, conforme verificado por Lima e Leão (2013) para dados de seringueira. Esses autores verificaram que 33,84% dos indivíduos se encontraram no valor central de 26,8 cm para o método estatístico, e 28,96% deles estiveram presentes no valor central de 26 cm pelo método empírico. Esses resultados foram justificados como característicos de povoamentos florestais jovens.

TABELA 1 - ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS DOS DADOS ESTRATIFICADOS POR IDADE, SÍTIO E DENSIDADE

(continua)

Idade (anos)	Classe de sítio	Classe de Densidade	Número de parcelas	Média do número de árvores / parcela	Dméd	Dmín	Dmáx	Variância	Desvio Padrão	Assimetria	Forma	Curtose	Forma
3			15	28	13,8	6,4	17,8	2,704	1,644	-0,282	Negativa	0,211	Leptocúrtica
4			35	29	15,7	6,2	20,7	4,647	2,156	-0,472	Negativa	0,233	Leptocúrtica
5			43	28	16,8	5,2	22,7	6,149	2,480	-0,334	Negativa	0,243	Leptocúrtica
6			43	28	17,8	5,3	24,6	7,870	2,805	-0,357	Negativa	0,256	Leptocúrtica
7			42	28	18,5	5,4	26,3	9,274	3,045	-0,350	Negativa	0,229	Leptocúrtica
8			39	27	19,2	5,5	27,3	10,184	3,191	-0,268	Negativa	0,250	Leptocúrtica
3	I		2	28	14,7	8,2	17,8	3,904	1,976	-0,417	Negativa	0,248	Leptocúrtica
4	I		5	31	16,0	6,5	20,7	6,338	2,518	-0,488	Negativa	0,266	Platicúrtica
5	I		6	30	17,3	6,5	22,7	7,989	2,826	-0,711	Negativa	0,244	Leptocúrtica
6	I		6	30	18,3	7,2	24,6	10,146	3,185	-0,543	Negativa	0,244	Leptocúrtica
7	I		6	29	19,2	7,8	26,3	12,011	3,466	-0,473	Negativa	0,252	Leptocúrtica
8	I		2	26	20,9	15,0	25,3	6,049	2,460	-0,525	Negativa	0,236	Leptocúrtica
3	II		9	29	13,8	6,4	17,0	2,003	1,415	-0,398	Negativa	0,199	Leptocúrtica
4	II		21	29	15,9	6,4	20,5	4,107	2,027	-0,444	Negativa	0,220	Leptocúrtica
5	II		27	28	17,0	5,2	22,4	5,763	2,401	-0,323	Negativa	0,241	Leptocúrtica
6	II		27	28	18,0	5,3	24,5	7,559	2,749	-0,404	Negativa	0,237	Leptocúrtica
7	II		27	28	18,8	5,4	26,2	8,975	2,996	-0,418	Negativa	0,219	Leptocúrtica
8	II		27	28	19,5	5,5	27,3	10,898	3,301	-0,384	Negativa	0,242	Leptocúrtica
3	III		4	27	13,5	7,4	17,0	3,311	1,820	-0,465	Negativa	0,262	Leptocúrtica

Em que: Dméd = diâmetro médio (cm), Dmín = diâmetro mínimo (cm); e Dmáx = diâmetro máximo (cm).

TABELA 1: ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS DOS DADOS ESTRATIFICADOS POR IDADE, SÍTIO E DENSIDADE

(conclusão)

	Classe de sítio	Classe de densidade	Número de parcelas	Média do número de árvores / parcela	Dméd	Dmín	Dmáx	Variância	Desvio Padrão	Assimetria	Forma	Curtose	Forma
4	III		9	28	14,9	7,1	18,4	4,035	2,009	-0,465	Negativa	0,263	Mesocúrtica
5	III		10	27	15,9	7,4	20,5	4,895	2,212	-0,427	Negativa	0,266	Platicúrtica
6	III		10	27	16,7	7,4	21,9	5,726	2,393	-0,403	Negativa	0,266	Platicúrtica
7	III		9	27	17,3	8,8	23,7	6,272	2,504	-0,337	Negativa	0,255	Leptocúrtica
8	III		10	27	18,2	8,9	25,2	7,178	2,679	-0,277	Negativa	0,265	Platicúrtica
5		I	3	33	17,8	7,9	22,7	5,786	2,405	-0,287	Negativa	0,256	Leptocúrtica
6		I	11	32	18,3	7,2	24,6	9,305	3,050	-0,458	Negativa	0,234	Leptocúrtica
7		I	17	31	19,1	7,8	26,3	10,364	3,219	-0,412	Negativa	0,254	Leptocúrtica
8		I	21	29	19,8	7,1	27,3	10,455	3,233	-0,406	Negativa	0,247	Leptocúrtica
4		II	21	31	15,9	6,4	20,7	4,522	2,126	-0,372	Negativa	0,241	Leptocúrtica
5		II	32	28	17,0	5,2	22,4	5,825	2,413	-0,363	Negativa	0,244	Leptocúrtica
6		II	28	27	17,7	5,3	23,9	6,874	2,622	-0,412	Negativa	0,252	Leptocúrtica
7		II	23	26	18,2	5,4	26,0	7,842	2,800	-0,288	Negativa	0,233	Leptocúrtica
8		II	18	25	18,5	5,5	26,8	8,882	2,980	-0,228	Negativa	0,245	Leptocúrtica
3		III	15	28	13,8	6,4	17,8	2,704	1,644	-0,282	Negativa	0,211	Leptocúrtica
4		III	14	26	15,2	6,2	20,5	4,509	2,123	-0,461	Negativa	0,239	Leptocúrtica
5		III	8	25	15,5	7,4	20,5	5,583	2,363	-0,461	Negativa	0,261	Leptocúrtica
6		III	4	24	16,1	8,8	22,2	6,692	2,587	-0,145	Negativa	0,293	Platicúrtica
7		III	2	23	16,7	10,8	24,0	8,181	2,860	0,255	Positiva	0,283	Platicúrtica

Em que: Dméd = diâmetro médio (cm), Dmín = diâmetro mínimo (cm); e Dmáx = diâmetro máximo (cm).

5.2 AJUSTE DAS FUNÇÕES DENSIDADE DE PROBABILIDADE

As funções densidade de probabilidade Gamma, Beta, Normal, Log-normal, Weibull de três parâmetros e Sb de Johnson foram ajustadas para 43 parcelas, variando entre as idades de 3 a 8 anos, resultando em 1.232 análises, apresentadas no APÊNDICE 1. Com os resultados de tais análises, montou-se uma tabela para comparação das distribuições. O critério estatístico empregado para a escolha do melhor modelo foi o teste de Kolmogorov-Smirnov, ao nível de 95% de probabilidade, em que os valores calculados do teste foram comparados com os respectivos valores tabelados.

Verificou-se que todas as combinações de funções, parcelas e idades, apresentaram resultados não significativos pelo teste de Kolmogorov-Smirnov (APÊNDICE 1), indicando a aderência dos dados as funções propostas. Assim, a escolha do melhor modelo foi realizada por meio de um ordenamento, em que as pontuações foram distribuídas conforme mencionado no subtópico 4.5 dos materiais e métodos.

Os ajustes de algumas parcelas em determinadas idades não foram possíveis para as funções Weibull de três parâmetros e Sb de Johnson. Isso ocorreu porque o método de ajuste não converge para um resultado quando o número de classes é igual ou inferior ao número de parâmetros do modelo. Tal fato impossibilitou o cálculo do teste de Kolmogorov-Smirnov para as parcelas e idades que apresentaram esse problema, considerando que não foi possível estimar as frequências para as classes diamétricas. Com isso, as funções Weibull de três parâmetros e Sb de Johnson receberam maior pontuação nas parcelas e idades em que ocorreu a falta de ajuste.

O somatório das pontuações para todas as combinações de funções, parcelas e idades, possibilitou selecionar a função que, de modo geral, melhor se ajustou ao conjunto de dados. Todas as combinações apresentaram resultados não significativos, o que indicou que as funções testadas podem ser empregadas para descrever os dados em estudo, no entanto, foi selecionada aquela que obteve o melhor desempenho. Assim, mesmo que não tenha sido ajustada para algumas parcelas e idades, a função Weibull de três parâmetros apresentou o menor valor do somatório das pontuações e, por isso, foi selecionada para avaliar os fatores idade, sítio e densidade da dinâmica da distribuição diamétrica dos povoamentos em estudo.

No ordenamento efetuado, a função Beta apresentou resultado próximo a função Weibull de três parâmetros, se posicionando em segundo lugar, seguida pelas funções Normal e Sb de Johnson. As funções Gamma e Log-normal apresentaram os piores ajustes (APÊNDICE 1). Esses resultados confirmam a superioridade da função Weibull, sendo simples e flexível ao se ajustar ao conjunto de dados com diferentes características, justificando sua aplicabilidade em pesquisas florestais.

Moraes Neto et al. (2014) testaram as funções Log-normal, Weibull e Gamma, todas com três parâmetros, e a função Normal, pelo método dos percentis, empregando dados de diâmetro do híbrido *Eucalyptus urophylla* x *Eucalyptus grandis* para dois tratamentos em duas idades, os quais verificaram que as funções Weibull e Normal foram superiores no ajuste, considerando os testes de aderência de Kolmogorov-Smirnov, Anderson-Darling, Cramer-von Mises e Qui-quadrado. A função Gamma apresentou os piores resultados, se mostrando, em alguns casos, inadequada aos dados observados.

Abreu et al. (2002) utilizaram dados de povoamentos de *Eucalyptus grandis* Hill ex Maiden, situados no município de Luiz Antonio, estado de São Paulo, para ajustar as funções probabilísticas Beta, Weibull de três parâmetros e Sb de Johnson, e concluíram que a função Weibull, ajustada pelo método dos momentos, se mostrou mais precisa, considerando os resultados do teste de Kolmogorov-Smirnov.

Binoti et al. (2010) empregaram a função Weibull de três parâmetros em estudo da modelagem da distribuição diamétrica. Esses autores utilizaram dados de povoamento desbastado do híbrido *Eucalyptus urophylla* x *Eucalyptus grandis*, localizado na região Nordeste do estado da Bahia, com idades variando de 27 a 112 meses, e constataram que a função Weibull foi aderente aos dados observados pelo teste de Kolmogorov-Smirnov, ao nível de 1% de probabilidade.

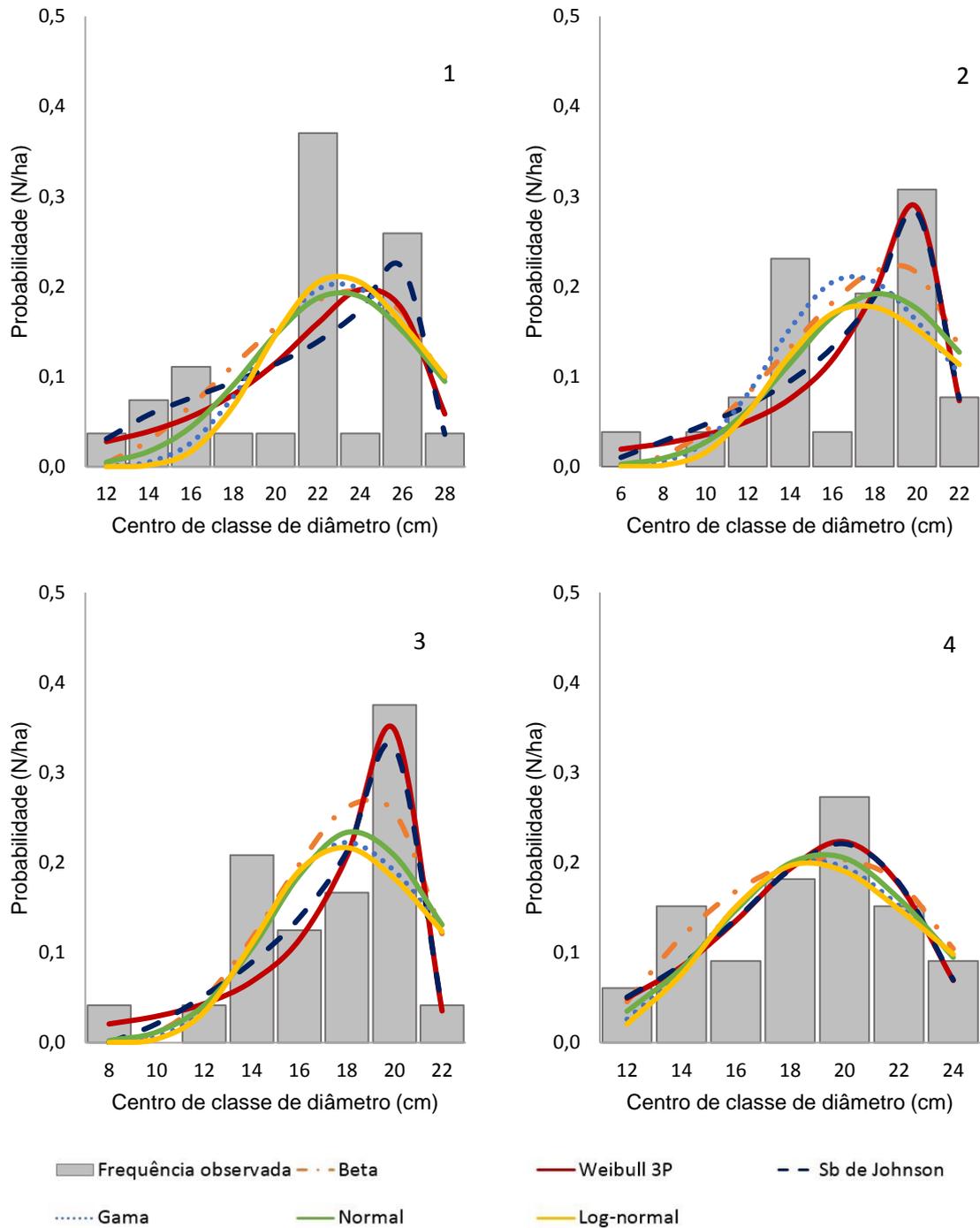
Gorgoso et al. (2012), utilizando dados de povoamentos de *Pinus pinaster* Aiton, *Pinus radiata* D. Don. e *Pinus sylvestris* L. no Noroeste da Espanha, compararam a precisão das funções Weibull de três parâmetros, Sb de Johnson e Beta, empregando alguns dos métodos de ajuste mais utilizados e valores fixos diferentes para o parâmetro de locação. Constataram que todas as funções testadas foram adequadas para descrever a distribuição diamétrica desses povoamentos, uma vez que se deve considerar o método de ajuste empregado, bem como o valor apropriado para o parâmetro de locação.

Com dados de florestas clonais de *Populus deltoides*, Arce (2004) ajustou as funções probabilísticas Normal, Gama, Beta, Sb de Johnson e Weibull com dois e três parâmetros, e concluiu que todas podem ser empregadas para caracterizar a evolução da distribuição diamétrica dessa espécie no tempo. Resultado semelhante também foi verificado no presente estudo, em que todas as funções testadas apresentaram aderência aos dados observados, podendo ser empregadas para descrever a estrutura diamétrica da floresta estudada.

Para completar a decisão de escolha, foram traçadas as curvas das frequências estimadas sobre o histograma das frequências observadas e, assim, verificadas as tendências nas classes diamétricas para todas as combinações. Tais comportamentos podem ser visualizados para algumas parcelas e idades nas FIGURAS 10 e 11, selecionadas de acordo com os resultados do teste de Kolmogorov-Smirnov, em que os piores (FIGURA 10) e melhores ajustes (FIGURA 11) foram enfatizados.

Na FIGURA 10 são apresentadas as curvas das frequências estimadas sobre o histograma das frequências observadas de algumas parcelas e idades em que os ajustes foram estatisticamente piores. Notou-se que as funções não apresentaram ajuste satisfatório aos dados observados nesses casos, em que a multimodalidade se fez presente. É importante ressaltar que esse padrão de distribuição multimodal ocorreu para algumas parcelas e idades, fato que pode ter sido influenciado pelo intervalo de classe adotado, o número de classes de diâmetro e o número de observações. No entanto, a distribuição diamétrica dos povoamentos estudados, considerando o conjunto de dados total, apresentou padrão de distribuição unimodal, característico de florestas equiâneas.

FIGURA 10 - CURVAS DA DISTRIBUIÇÃO DIAMÉTRICA ESTIMADAS PELAS FUNÇÕES GAMMA, BETA, WEIBULL DE TRÊS PARÂMETROS, SB DE JOHNSON, NORMAL E LOG-NORMAL PARA AS PARCELAS 1 COM 8 ANOS (1), 2 COM 5 ANOS (2), 35 COM 6 ANOS (3) E 36 COM 8 ANOS DE IDADE (4), CARACTERIZANDO OS PIORES AJUSTES



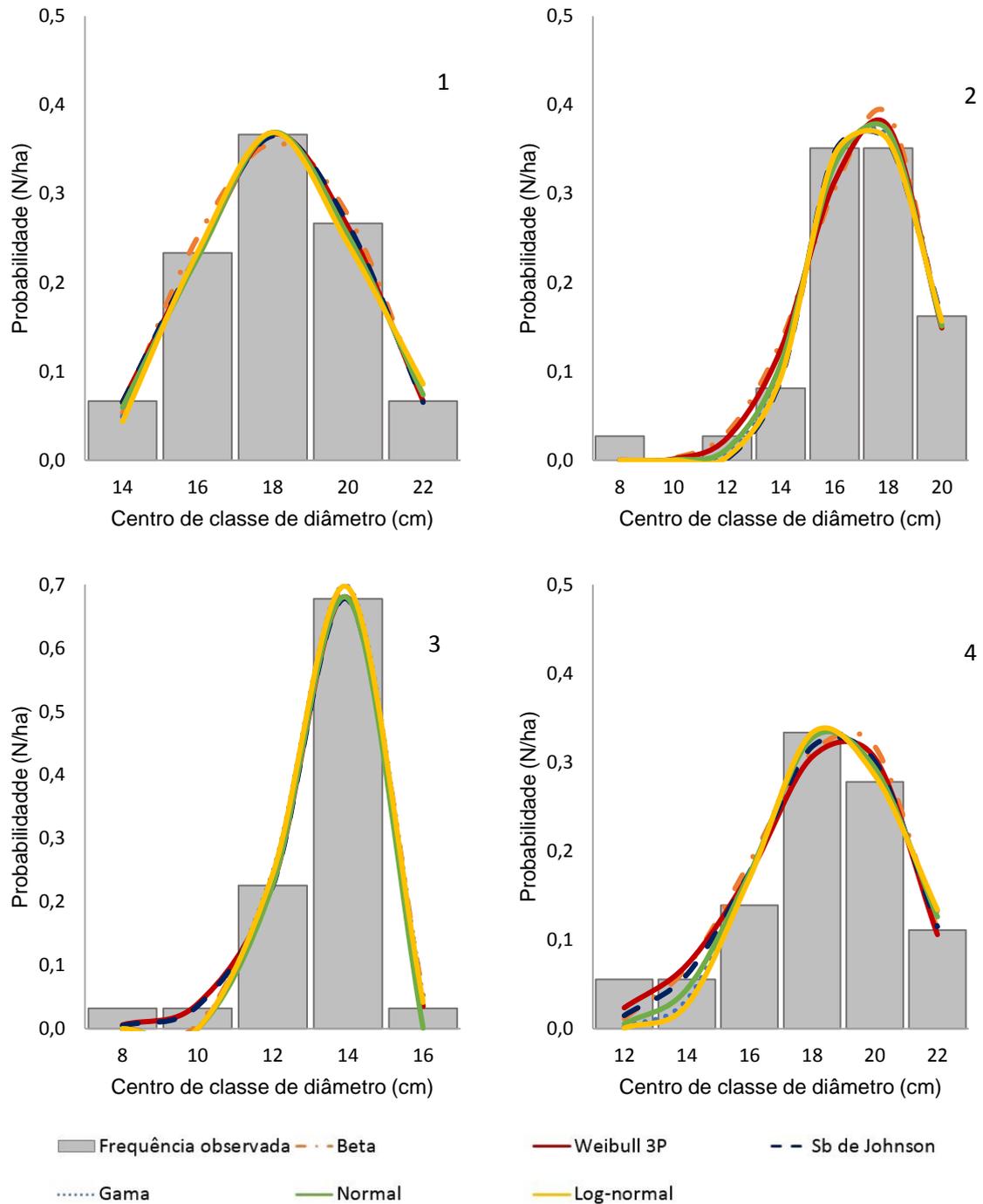
FONTE: O autor (2017).

A influência da amplitude e do número de classes no comportamento da distribuição diamétrica foi verificado por Araújo Júnior et al. (2010), ao avaliarem a qualidade do ajuste da função Weibull, empregando dados de eucalipto. Esses autores testaram diferentes amplitudes de classe: 1, 2, 3, 4 e 5 cm, e verificaram que as distribuições diamétricas observadas apresentaram tendência normal até a amplitude de 3 cm para todas as idades consideradas. Essa tendência não foi observada para algumas parcelas com amplitude acima de 4 cm, em razão da quantidade de classes ter sido menor que três. Com isso, notaram que maiores intervalos de classe ocasionaram perdas de informações acerca do comportamento da distribuição diamétrica e resultaram em inconsistências nos cálculos de projeção.

Para dados que apresentam padrão de distribuição multimodal, existem funções que foram desenvolvidas para se ajustarem a essa característica. Ebling e Péllico Netto (2015) testaram as funções Beta, Exponencial, Gama, Normal e Weibull de três parâmetros, tradicionais na área florestal, além das funções multimodais elaboradas por Silva et al. (2003) e Weber (2011), para a modelagem da distribuição diamétrica de *Araucaria angustifolia* com padrão de distribuição multimodal. Esses autores verificaram que os modelos multimodais apresentaram a melhor capacidade de explicar as relações biológicas entre as variáveis. Além disso, concluíram que as funções densidade de probabilidade tradicionalmente empregadas no meio florestal não apresentam ajustes satisfatórios, recomendando a função polinomial truncada de Silva et al. (2003) como uma alternativa para distribuições multimodais, podendo ser empregada para outras espécies ou comunidades florestais, desde que apresente um ajuste adequado.

Na FIGURA 11 foram apresentados os melhores ajustes das distribuições, havendo maior aproximação das curvas das frequências estimadas à configuração dos dados observados. Notou-se que as funções testadas apresentaram ajustes semelhantes, visto que, em alguns casos, suas curvas estimadas praticamente se sobrepuseram.

FIGURA 11 - CURVAS DA DISTRIBUIÇÃO DIAMÉTRICA ESTIMADAS PELAS FUNÇÕES BETA, GAMA, WEIBULL DE TRÊS PARÂMETROS, SB DE JOHNSON, NORMAL E LOG-NORMAL PARA AS PARCELAS 10 COM 6 ANOS (1), 28 COM 5 ANOS (2), 38 COM 3 ANOS (3) E 19 COM 8 ANOS DE IDADE (4), CARACTERIZANDO OS MELHORES AJUSTES



FONTE: O autor (2017).

5.3 ANÁLISE DOS FATORES IDADE, SÍTIO E DENSIDADE NA DISTRIBUIÇÃO DIAMÉTRICA

5.3.1 Fator idade

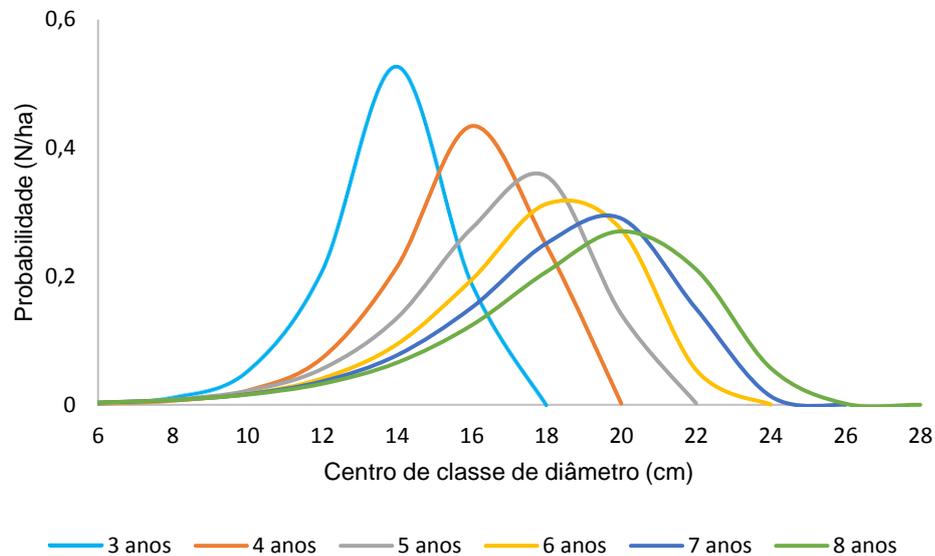
Para avaliar a dinâmica da distribuição dos diâmetros ao longo do tempo, o conjunto de dados total foi estratificado por idade, variando de 3 a 8 anos, com as frequências estimadas pela função Weibull de três parâmetros. Essas frequências foram relativizadas para construir as curvas da distribuição diamétrica para cada uma das idades avaliadas.

Verificou-se que houve aumento na amplitude total dos diâmetros com o avanço da idade. O número de árvores nas classes de menor DAP diminuiu, enquanto nas classes de DAP maior aumentou, resultando em deslocamento das curvas para a direita. De acordo com os coeficientes de assimetria e curtose apresentados na Tabela 1, a distribuição dos diâmetros foi classificada como assimétrica negativa ou à esquerda para todas as idades estudadas, com grau de assimetria moderado (coeficiente entre 0,15 e 1).

Quanto à curtose, todos os coeficientes encontrados foram menores que 0,263, classificando as curvas como leptocúrticas, em que o topo da curva de distribuição é mais alto, quando comparado ao da distribuição normal. Notou-se também tendência de aumento nos valores desses coeficientes com o avanço da idade, exceto para 7 anos. Nas idades 6 e 8 anos, os coeficientes de curtose ficaram próximos de 0,263, indicando que as curvas se aproximaram da base referencial da distribuição teórica normal. Essa tendência não foi observada para os coeficientes de assimetria.

Na FIGURA 12 é possível observar a evolução das curvas de distribuição diamétrica em função do fator idade. Nota-se que as curvas não apresentaram simetria e, com o avanço da idade, se tornaram mais achatadas. Portanto, as curvas de distribuição diamétrica apresentaram assimetria negativa ou à esquerda, e aumentaram o grau de achatamento à medida que os povoamentos envelheceram.

FIGURA 12 - EVOLUÇÃO DAS CURVAS DE DISTRIBUIÇÃO DIAMÉTRICA ESTIMADAS PELA FUNÇÃO WEIBULL DE TRÊS PARÂMETROS EM FUNÇÃO DO FATOR IDADE, VARIANDO DE 3 A 8 ANOS



FONTE: O autor (2017).

De acordo com Machado et al. (2006), o aumento do diâmetro e a redução drástica do número de árvores por hectare faz com que as curvas de distribuição diamétrica se movimentem para a direita e se tornem mais achatadas à medida que o povoamento envelhece, apresentando ligeira influência do sítio. Esses efeitos foram observados nos estudos de Carelli Netto (2008) e Téó et al. (2011), utilizando dados de povoamentos de *Pinus taeda*.

O deslocamento das curvas para a direita com o aumento da idade, observado no presente trabalho, também está em conformidade com o estudo de Sanquetta et al. (2014), que verificaram o aumento da assimetria negativa na dinâmica da distribuição diamétrica de povoamentos de *Acacia mearnsii* no Rio Grande do Sul. Quanto à curtose, esses autores encontraram curvas leptocúrticas para todas as idades estudadas, bem como notaram que a frequência de indivíduos nas classes de menor diâmetro foi maior, no entanto, diminuiu com o avanço da idade. Ao mesmo tempo, conforme o desenvolvimento da floresta, a frequência nas maiores classes diamétricas aumentou e deslocou as curvas para a direita.

Ferreira (2011), analisando a estrutura diamétrica de povoamentos clonais de eucalipto, com idade de 60 meses no semiárido de Pernambuco, observou a distribuição dos diâmetros do tipo assimétrica positiva e leptocúrtica. Esse autor afirmou que as curvas com elevação do pico de distribuição, comparadas com a curva

normal, indicaram a existência de maior número de indivíduos com diâmetros próximos ao diâmetro médio do povoamento. Diferente desses resultados, Moraes Neto et al. (2014), avaliando a distribuição diamétrica de eucalipto clonal em dois arranjos do componente arbóreo e nas idades de 30 e 54 meses, constataram que a distribuição dos diâmetros foi simétrica e platicúrtica.

Sanquetta et al. (2015), empregando dados de um povoamento de *Pinus* sp. com ciclo de 28 anos, localizados no Sul do Brasil e sob regime de manejo com desbastes realizados aos 8 e 11 anos, observaram que as curvas de distribuição diamétrica evidenciaram assimetria positiva com o aumento da idade, e se tornaram menos achatadas. Esses autores concluíram que o crescimento dos diâmetros apresentou alta correlação com a idade e com as intervenções ocorridas no povoamento.

Quanto as características das curvas de distribuição diamétrica, também pode ser observado na FIGURA 12, que o deslocamento e achatamento dessas tenderam a apresentar maior similaridade à medida que os povoamentos envelheceram. Isso ocorreu devido a estagnação do crescimento em diâmetro quando aumenta a competição por água e nutrientes entre as árvores. Tal estagnação pode ser entendida como o momento de colheita, finalizando-se uma rotação, ou ainda como o momento de intervenção de manejo para a redução da densidade da floresta, por meio de desbaste, para possibilitar que as árvores remanescentes acelerem o seu crescimento em diâmetro (BATISTA; COUTO; SILVA FILHO, 2014). Essas considerações levam a salientar que o conhecimento e a identificação da estagnação do crescimento em diâmetro influencia em importantes tomadas de decisão quanto ao manejo da floresta.

Uma das maneiras de identificar a estagnação do crescimento é por meio de estimativas dos incrementos correntes anuais (ICA) e dos incrementos médios anuais (IMA). A interseção das curvas de ICA e IMA indica que o povoamento atingiu a produtividade máxima, com a estabilização do seu crescimento. Assim, a idade em que ocorre o cruzamento dessas curvas é considerada, para determinadas culturas florestais, como a idade do primeiro desbaste (WEBER, 2007) ou a idade técnica de corte (COELHO, 2010).

5.3.2 Fator sítio

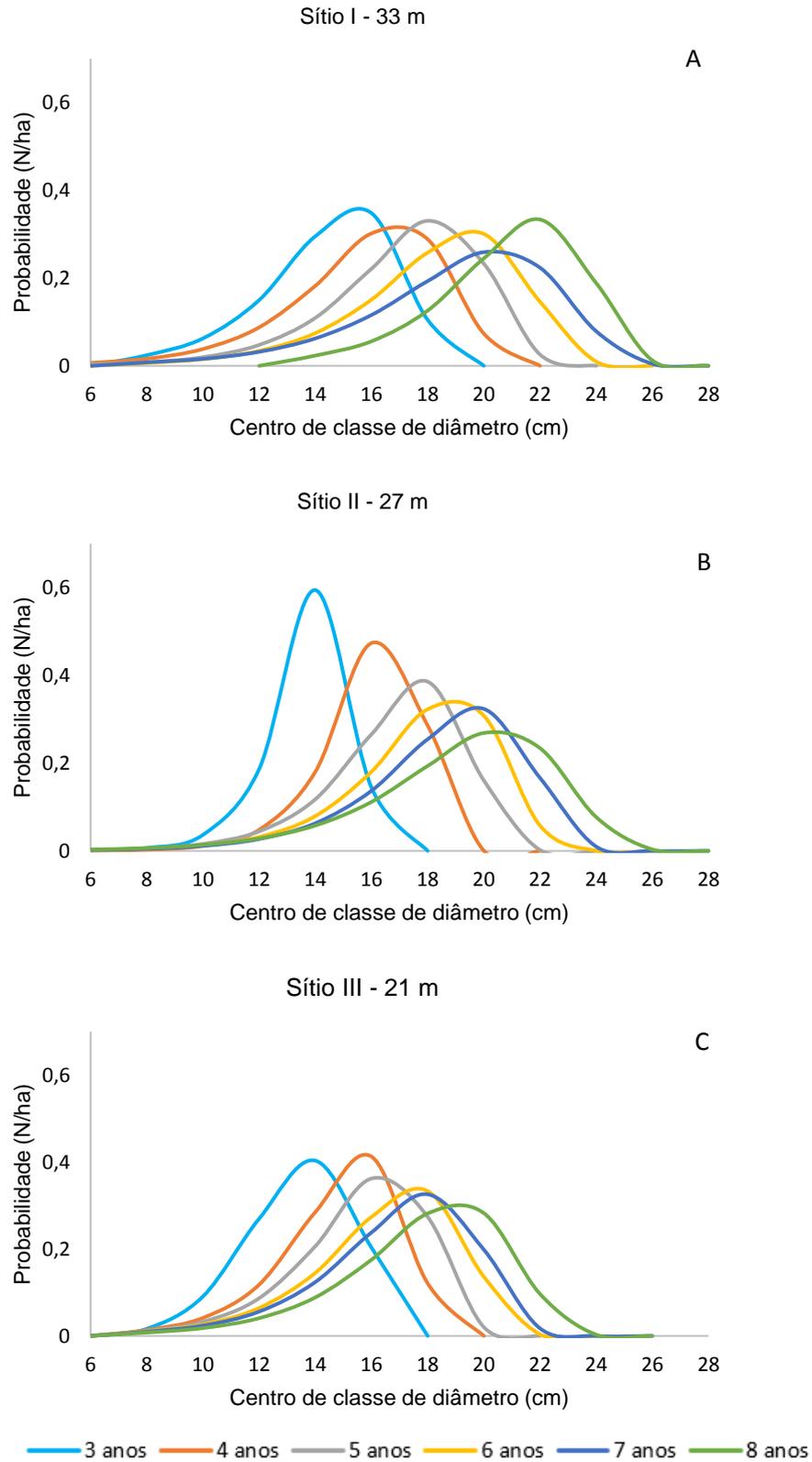
Para avaliar a influência do fator sítio na dinâmica da distribuição diamétrica ao longo do tempo, o conjunto de dados total foi estratificado em três classes de sítio, sendo que a classe I apresentou altura dominante de 33 m, a classe II de 27 m e a classe III de 21 m. Em seguida, as curvas da distribuição diamétrica foram traçadas, empregando as frequências estimadas pela função Weibull de três parâmetros, para as diferentes classes de sítio e idades estudadas.

Para a classe de sítio I – 33 m, a FIGURA 13A e os coeficientes de assimetria e curtose encontrados na Tabela 1, permitiram caracterizar as curvas da distribuição diamétrica como assimétricas negativas ou à esquerda, com grau moderado de assimetria (coeficiente entre 0,15 e 1), e leptocúrticas, com exceção da idade de 4 anos, classificada como platicúrtica, a qual apresentou topo da distribuição mais achatado. Nota-se que o grau de achatamento das curvas nessa classe de sítio foi similar em todas as idades. Os valores dos coeficientes de curtose encontrados variaram entre 0,236 a 0,266 e apresentaram proximidade ao valor de 0,263 para as idades de 4 e 7 anos, o que indicou que a distribuição dos diâmetros se aproximou da distribuição normal.

As curvas de distribuição diamétrica ajustadas para a classe de sítio II – 27 m foram classificadas como assimétricas negativas ou à esquerda, apresentando grau de assimetria entre 0,15 e 1, considerado moderado, e leptocúrticas, com aumento nos valores dos coeficientes de curtose com o avanço da idade, exceto para 6 e 7 anos. A FIGURA 13B evidenciou o deslocamento das curvas para a direita e o maior grau de achatamento à medida que os povoamentos envelheceram.

Para a classe de sítio III – 21 m, as curvas de distribuição diamétrica também apresentaram assimetria negativa ou à esquerda e de grau moderado (FIGURA 13C). Os coeficientes encontrados demonstraram tendência em aumentar seus valores nas idades superiores. Quanto ao achatamento, para as idades 3 e 7 anos, as curvas foram classificadas como leptocúrticas; para 4 anos, como mesocúrtica; e para as idades de 5, 6 e 8 anos, como platicúrticas. Os valores dos coeficientes de curtose foram muito semelhantes para todas as idades estudadas, variando de 0,255 a 0,266, o que indicou que as curvas apresentaram distribuição dos diâmetros muito próxima à distribuição normal.

FIGURA 13 - EVOLUÇÃO DAS CURVAS DE DISTRIBUIÇÃO DIAMÉTRICA ESTIMADAS PELA FUNÇÃO WEIBULL DE TRÊS PARÂMETROS PARA AS PARCELAS DO SÍTIO I – 33 METROS (A), DO SÍTIO II – 27 METROS (B) E DO SÍTIO III – 21 METROS (C), NAS IDADES DE 3 A 8 ANOS



FONTE: O autor (2017).

Portanto, as curvas de distribuição diamétrica, para todas as classes de sítio e idades estudadas, foram assimétricas negativas e de grau moderado, e apresentaram maior deslocamento para a direita à medida que os povoamentos envelheceram e aumentaram a capacidade produtiva do local. Quanto à curtose, a classe de sítio II apresentou, de maneira mais evidente, o achatamento das curvas com o avanço da idade. As classes I, sítio mais produtivo, e III, sítio menos produtivo, apresentaram curvas mais semelhantes entre as idades estudadas, com menor evolução no grau de achatamento ao longo do tempo.

Tais resultados fortalecem a hipótese de que o crescimento em diâmetro das árvores é maior em sítios mais produtivos, estando em conformidade com as observações feitas por Scolforo e Thiersch (1998). Esses autores, empregando dados de *Eucalyptus camaldulensis*, notaram acentuado crescimento em diâmetro nas maiores idades e sítios mais produtivos, o que propiciou assimetrias mais acentuadas nesses casos. Nos sítios menos produtivos e menores idades, a dinâmica de desenvolvimento da floresta é lenta, o que propiciou formas para a distribuição observada similares à distribuição normal.

A FIGURA 13 também permitiu verificar o aumento na amplitude total dos diâmetros em função da idade. O número de árvores nas classes inferiores diminuiu, enquanto nas classes superiores aumentou, o que resultou no deslocamento das curvas para a direita. Comparando as curvas de mesma idade nas diferentes classes de sítio, notou-se que a amplitude dos diâmetros foi maior no sítio mais produtivo em relação aos demais, exceto para a idade 8 anos, que não apresentou diâmetros nas classes inferiores a 13 cm. No entanto, o número de árvores nas classes superiores foi maior nesse sítio e idade.

Esse comportamento para idades superiores pode ser justificado pelo início ou aumento da competição entre as árvores, o que induz a mortalidade em povoamentos equiâneos. De acordo com Murphy e Farrar (1998), citado por Roveda et al. (2016), a mortalidade inicial será menor em locais com melhor capacidade produtiva. No entanto, a partir do momento em que se inicia a competição entre as árvores, a mortalidade será mais intensa nos sítios mais produtivos, visto que as árvores crescem mais rapidamente nestes ambientes.

No que se refere ao diâmetro modal, observou-se que esse aumentou com o avanço da idade para todas as classes de sítio. Quando confrontado os valores dessa variável entre os diferentes sítios, considerando a mesma idade, constatou-se que os

locais mais produtivos apresentaram, em maioria, maiores diâmetros modais (TABELA 2).

TABELA 2 - CENTRO DE CLASSES DIAMÉTRICAS (cm) EM QUE SE CONCENTRARAM OS DIÂMETROS MODAIS, PARA AS DIFERENTES CLASSES DE SÍTIO E IDADES ESTUDADAS

Idades (anos)	Classes de sítio		
	I (33 m)	II (27 m)	III (21 m)
3	16	14	14
4	16	16	16
5	18	18	16
6	20	18	18
7	20	20	18
8	22	20	20

FONTE: O autor (2017).

De modo geral, verificou-se que os sítios mais produtivos apresentaram maior amplitude entre a menor e a maior classe diamétrica, o que traduz em um ritmo de crescimento mais intenso das árvores. Além disso, no sítio menos produtivo (classe III - 21 m) ocorreu maior concentração de árvores nas classes inferiores, em relação ao sítio mais produtivo (classe I - 33 m), que apresentou maior número de árvores nas classes de maior diâmetro. Esses comportamentos também foram verificados por Bartoszeck (2000) para dados de *Mimosa scabrella* Bentham, com idades variando de 3,9 a 7,6 anos, e índices de sítio de 10,2; 13,5 e 16,8 m na idade de referência de 7 anos, e por Scolforo (1990) para dados de *Pinus caribaea* var. *hondurensis*, aos 19 anos de idade, para índices de sítio 25, 29 e 33 m.

Téo et al. (2012) estudaram o desempenho de diferentes funções probabilísticas para descrever a estrutura diamétrica de *Pinus taeda*, em diferentes idades e classes de sítio, e verificaram que as curvas de distribuição diamétrica apresentaram assimetria negativa ou à direita e curtose positiva, ou leptocúrtica, para todas as classes de idade e de sítio estudadas. Esses autores constataram, de maneira geral, aumento da amplitude dos valores dos diâmetros e um achatamento da distribuição diamétrica com o avanço da idade e com a melhora da produtividade do local. Além disso, à medida que o povoamento se tornou mais velho, notaram aumento dos valores do diâmetro máximo e do diâmetro modal das distribuições para

as classes de sítio de maior produtividade, o que não foi observado para o sítio menos produtivo.

De acordo com Ribeiro (2013), o crescimento em diâmetro das espécies depende do genótipo, da produtividade do sítio e do espaçamento. Esse autor ressaltou, ainda, que quanto mais produtivo for o sítio, mais inclinada será a curva de produção em diâmetro, e, com isso, mais cedo ocorrerá o máximo incremento corrente anual, que apresentará maiores valores, comparado aos sítios menos produtivos. Assim, locais com melhores capacidades produtivas apresentam maiores taxas de crescimento das árvores. Quanto maior essa taxa, mais cedo o povoamento inicia o processo de competição entre as árvores e a estagnação do crescimento.

Demolinari (2006), estudando o crescimento de plantios clonais de híbridos não desbastados de *Eucalyptus urophylla* x *Eucalyptus grandis* verificou que quanto maior a capacidade produtiva do local, menor é a idade técnica de corte, pois mais cedo as curvas de ICA e IMA se cruzam, o que significa que o povoamento atingiu a máxima produtividade, ou, estagnação do crescimento. Com isso, uma das maneiras de se avaliar a influência dos sítios no crescimento da floresta é por meio dos incrementos correntes anuais e médios anuais, que possibilitam identificar a estagnação do crescimento e o momento ideal de intervenção, os quais ocorrerão em idades mais jovens nos sítios mais produtivos.

5.3.3 Fator densidade

Para avaliar a influência do fator densidade na dinâmica da distribuição diamétrica ao longo do tempo, o conjunto de dados foi estratificado em três classes de densidade. A classe I apresentou área basal média de 33,25 m²/ha, a classe II 24,12 m²/ha e a classe III 14,99 m²/ha. Em seguida, as curvas de distribuição diamétrica foram traçadas, empregando as frequências estimadas pela função Weibull de três parâmetros, para as diferentes classes de densidade e idades estudadas.

Notou-se que as classes de densidade não apresentaram curvas de distribuição diamétrica em todas as idades estudadas. Isso ocorreu devido à ausência de parcelas representativas para a classe de densidade I (área basal média de 33,25 m²/ha) nas idades de 3 e 4 anos, como também para a classe de densidade III (área basal média 14,99 m²/ha) aos 8 anos, ao passo que a classe II (área basal média 24,12 m²/ha) não apresentou parcelas representativas na idade de 3 anos. Esse

comportamento era esperado, uma vez que era mínima a possibilidade de ocorrência de parcelas com maior área basal média nas idades inferiores, como também em idades superiores a ocorrência de parcelas de menor área basal média.

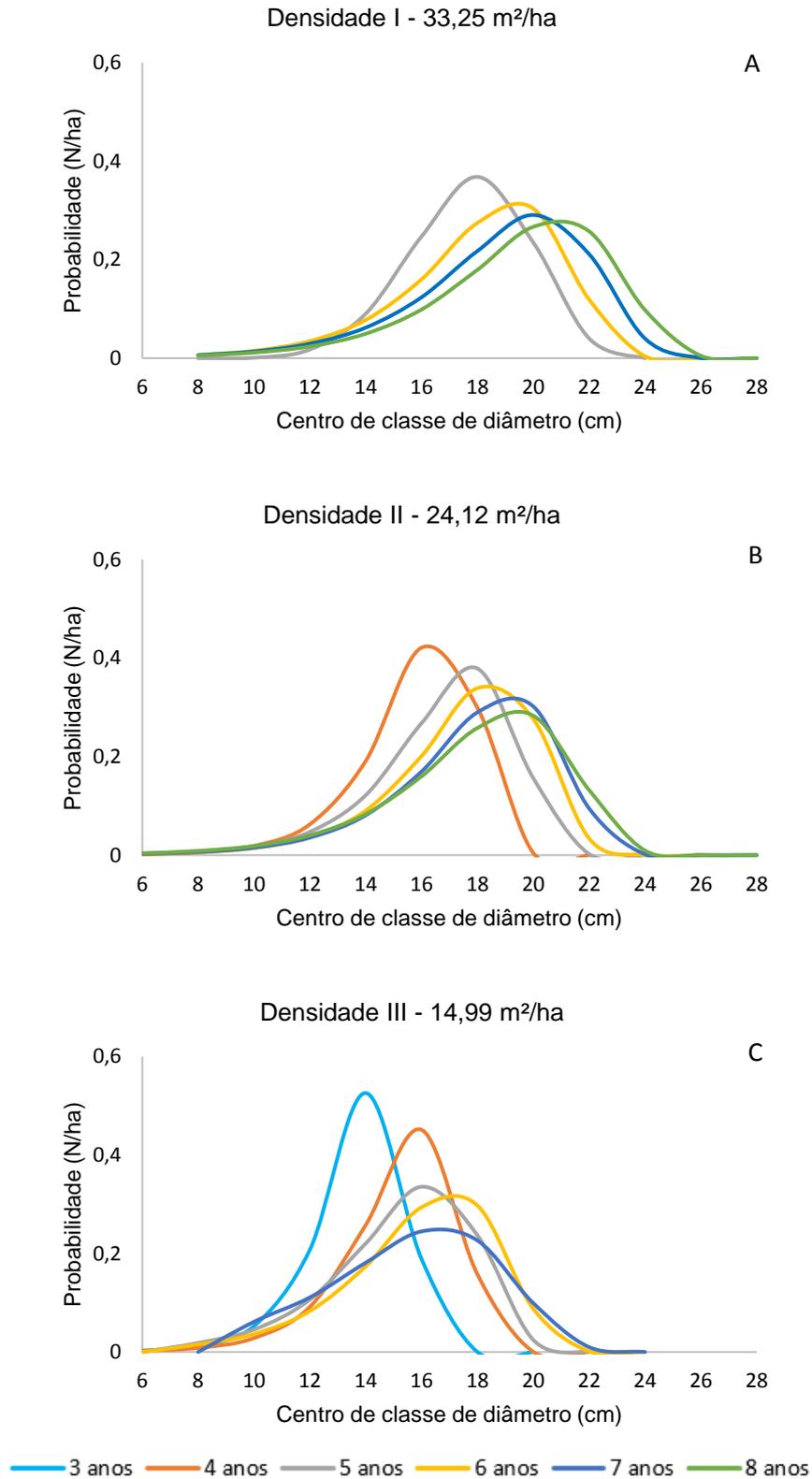
Avaliando o comportamento das curvas de distribuição diamétrica na classe de densidade I – 33,25 m²/ha, baseando-se na FIGURA 14A e nos coeficientes de assimetria e curtose encontrados na Tabela 1, foi possível caracterizá-las como assimétricas negativas ou à esquerda, com grau de assimetria moderado (coeficiente entre 0,15 e 1), apresentando, para as idades de 6 a 8 anos, proximidade no valor dos coeficientes. As curvas também foram classificadas como leptocúrticas, com grau de achatamento aumentando à medida que os povoamentos envelheceram. Os valores dos coeficientes de curtose variaram entre 0,234 a 0,256, apresentando proximidade ao valor de 0,263, o que caracteriza a distribuição normal.

Para a classe de densidade II – 24,12 m²/ha, as curvas de distribuição diamétrica apresentaram assimetria negativa com grau moderado, e, quanto à curtose, foram classificadas como leptocúrticas. Os valores dos coeficientes de curtose foram próximos entre as idades estudadas, variando de 0,233 a 0,252.

A classe de densidade III – 14,99 m²/ha, apresentou curvas assimétricas negativas, para as idades de 3 a 6 anos, e assimétrica positiva para a idade de 7 anos. No que se refere ao achatamento, as curvas foram leptocúrticas para as idades de 3 a 5 anos, aumentando os valores dos coeficientes à medida que os povoamentos envelheceram. O coeficiente de curtose encontrado para 5 anos (0,261) foi muito semelhante ao que caracteriza a distribuição normal (0,263). Para as idades de 6 e 7 anos, as curvas foram classificadas como platicúrticas.

Logo, as curvas de distribuição diamétrica, para todas as classes de densidade e idades estudadas, apresentaram assimetria negativa, com exceção da classe III, na idade de 7 anos, que foi caracterizada como assimétrica positiva. O grau de assimetria foi moderado em todos os casos, com deslocamento das curvas para a direita à medida que os povoamentos se tornaram mais velhos. Em relação à curtose, as curvas foram classificadas como leptocúrticas, exceto para as idades de 6 e 7 anos, na classe III. Observou-se, em todas as classes de densidade, aumento no grau de achatamento com o avanço da idade.

FIGURA 14 - EVOLUÇÃO DAS CURVAS DE DISTRIBUIÇÃO DIAMÉTRICA ESTIMADAS PELA FUNÇÃO WEIBULL DE TRÊS PARÂMETROS PARA AS PARCELAS DA DENSIDADE I – 33,25 m²/ha (A), DA DENSIDADE II – 24,12 m²/ha (B) E DA DENSIDADE III – 14,99 m²/ha (C), NAS IDADES DE 3 A 8 ANOS



FONTE: O autor (2017).

Além disso, notou-se que o diâmetro modal e a amplitude total dos diâmetros aumentaram com o envelhecimento dos povoamentos. O número de árvores apresentou tendência em diminuir nas classes inferiores e aumentar nas superiores, resultando em curvas deslocadas para a direita. Comparando as curvas de mesma idade nas diferentes classes de densidade, verificou-se que a amplitude dos diâmetros é maior na classe com área basal média de 33,25 m²/ha. No que se refere ao diâmetro modal, as classes I e II apresentaram maiores valores em relação a classe III (TABELA 3).

TABELA 3 - CENTRO DE CLASSES DIAMÉTRICAS (cm) EM QUE SE CONCENTRARAM OS DIÂMETROS MODAIS, PARA AS DIFERENTES CLASSES DE DENSIDADE E IDADES ESTUDADAS

Idade (anos)	Classes de densidade		
	I (33,25 m ² /ha)	II (24,12 m ² /ha)	III (14,99 m ² /ha)
3	-	-	14
4	-	16	16
5	18	18	16
6	20	18	18
7	20	20	16
8	20	20	-

FONTE: O autor (2017).

Na FIGURA 14 também foi constatado que as curvas de distribuição diamétrica da classe de densidade III (menor área basal média por hectare) apresentaram mudança no grau de achatamento mais evidente com o avanço da idade, comparada as classes de densidades maiores. Sabe-se que quanto maior a área basal por hectare, menor o espaço vital de crescimento, e, conseqüentemente, menor o incremento. Assim, nos locais de menor densidade, o nível de competição entre as árvores é mais baixo, possibilitando maiores incrementos em diâmetro, principalmente nos indivíduos dominantes, o que intensifica a mudança de árvores para as classes de diâmetro sucessivas.

Santos et al. (2015), empregando dados de povoamentos não manejados de *Ocotea porosa* (Nees & Mart.) Barroso, verificaram o efeito negativo da competição no crescimento das árvores. Esses autores notaram que o incremento diminui com o aumento da competição e com maiores valores de área basal por hectare. Esse efeito também foi constatado por Silveira et al. (2015), que observaram a existência de

associação entre a competição e o incremento em diâmetro de *Trichilia clausenii* C.DC., e concluíram que quanto maior a concorrência por espaço vital, menor o crescimento das árvores.

Na classe de densidade III para a idade de 7 anos, não foi observada a presença de árvores nos centros de classes de diâmetro 6 e 8 cm. Esse comportamento pode ser justificado pela mudança de árvores para sucessivas classes de diâmetro, ou ainda pela mortalidade de indivíduos. De acordo com Naves, Gandolfi e Rother (2015), a competição por recursos e a mortalidade é maior nas classes de menor diâmetro. Demolinari (2006) verificou essa relação para dados de híbridos não desbastados de *Eucalyptus urophylla* x *Eucalyptus grandis*.

6 CONCLUSÕES

- A função Weibull de três parâmetros é a mais adequada para descrever a distribuição diamétrica dos povoamentos de eucalipto.
- O comportamento das curvas de distribuição diamétrica para as diferentes classes de idade, sítio e densidade, estão em conformidade com o desenvolvimento biológico esperado.
- Para o fator idade, as distribuições diamétricas são assimétricas negativas e leptocúrticas para todas as idades estudadas. Ocorre aumento da amplitude diamétrica, deslocamento das curvas para a direita e aumento do grau de curtose das curvas à medida que os povoamentos envelhecem.
- No que se refere ao fator sítio, as distribuições diamétricas são assimétricas negativas, e na maioria dos casos, leptocúrticas. Com o avanço da idade, ocorre aumento da amplitude diamétrica e deslocamento das curvas para a direita, mais evidenciados para a classe de maior produtividade. Já o aumento do grau de curtose é mais evidente para a classe intermediária.
- Em relação ao fator densidade, as distribuições diamétricas são, em sua maioria, assimétricas negativas e leptocúrticas. Com o avanço da idade, ocorre aumento da amplitude diamétrica e deslocamento das curvas para a direita, mais evidenciados para a classe de maior densidade. Já o aumento do grau de curtose é mais evidente para a classe com menor área basal média/ha.

REFERÊNCIAS

- ABREU, E. C. R.; SCOLFORO, J. R. S.; OLIVEIRA, A. D.; MELLO, J. M.; KANEGAE JÚNIOR, H. Modelagem para prognose precoce do volume por classe diamétrica para *Eucalyptus grandis*. **Scientia Forestalis**, n. 61, p. 86-102, 2002.
- ALVARES, C. A.; STAPE, J. L.; SENTELHAS, P. C.; GONÇALVES, J. L. M.; SPAROVEK, G. Köppen's climate classification map for Brasil. **Meteorologische Zeitschrift**, v. 22, n. 6, p. 711-728, 2013.
- ARAÚJO JÚNIOR, C. A.; LEITE, H. G.; CASTRO, R. V. O.; BINOTI, D. H. B.; ALCÂNTARA, A. E. M.; BINOTI, M. L. M. S. Modelagem da distribuição diamétrica de povoamentos de eucalipto utilizando a função gama. **Cerne**, v. 19, n. 2, p. 307-314, 2013.
- ARAÚJO JÚNIOR, C. A.; NOGUEIRA, G. S.; OLIVEIRA, M. L. R.; MIRANDA, R. O. V.; CASTRO, R. V. O.; PELLI, E. Projeção da distribuição diamétrica de povoamentos de eucalipto em diferentes amplitudes de classe. **Pesquisa agropecuária brasileira**, v. 45, n. 11, p. 1275-1281, 2010.
- ARCE, J. E. Modelagem da estrutura de florestas clonais de *Populus deltoides* Marsh. através de distribuições diamétricas probabilísticas. **Ciência Florestal**, v. 14, n. 1, p. 149-164, 2004.
- BAILEY, R.; DELL, T. Quantifying diameter distributions with the Weibull function. **Forest Science**, v. 19, n. 2, p. 97-104, 1973.
- BARRA, O. S. V. **Sistema de simulação de crescimento e produção de *Populus* spp., no Chile (sistema salica)**. 113 f. Tese (Doutorado em Ciências Florestais) – Universidade Federal do Paraná, Curitiba, 2003.
- BARROS, P. L. C.; MACHADO, S. A.; BURGER, D.; SIQUEIRA, J. D. P. Comparação de modelos descritivos da distribuição diamétrica em uma floresta tropical. **Floresta**, v. 10, n. 2, p. 19-32, 1979.
- BARTOSZECK, A. C. P. S. **Evolução da distribuição diamétrica e da relação hipsométrica em função dos fatores idade, sítio e densidade inicial em bracingais da região metropolitana de Curitiba**. 235 f. Dissertação (Mestrado em Engenharia Florestal) - Universidade Federal do Paraná, Curitiba, 2000.
- BARTOSZECK, A. C. P. S.; MACHADO, S. A.; FIGUEIREDO FILHO, A.; OLIVEIRA, E. B. A distribuição diamétrica para bracingais em diferentes idades, sítios e densidades na região metropolitana de Curitiba. **Floresta**, v. 34, n. 3, p. 305-323, 2004.
- BATES, D. M.; WATTS, D. G. **Nonlinear regression**: iterative estimation and linear approximations. [S.l.]: Wiley Online Library, 1988.

BATISTA, J. L. F. **A função Weibull como modelo para a distribuição de diâmetros de espécies arbóreas tropicais**. 116 f. Dissertação (Mestrado em Ciências Florestais) – Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, da Universidade de São Paulo, Piracicaba, 1989.

BATISTA, J. L. F.; COUTO, H. T. Z.; SILVA FILHO, D. F. **Quantificação de recursos florestais: árvores, arvoredos e florestas**. São Paulo: Oficinas de textos, 2014. 384 p.

BERNARDO, A. L.; REIS, M. G. F.; REIS, G. G.; HARRISON, R. B.; FIRME, D. J. Effect of spacing on growth and biomass distribution in *Eucalyptus camaldulensis*, *E. pellita* and *E. urophylla* plantations in southeastern Brazil. **Forest Ecology and Management**, v. 104, p. 1-13, 1998.

BINOTI, D. H. B.; LEITE, H. G.; NOGUEIRA, G. S.; SILVA, M. L. M.; GARCIA, S. L. R.; CRUZ, J. P. Uso da função Weibull de três parâmetros em um modelo de distribuição diamétrica para plantios de eucalipto submetidos a desbaste. **Árvore**, v. 34, n. 1, p. 147-156, 2010.

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

CARELLI NETTO, C. **Dinâmica da distribuição diamétrica de povoamentos de *Pinus taeda* L. em diferentes idades e espaçamentos**. 105 f. Dissertação (Mestrado em Engenharia Florestal) – Universidade Federal de Santa Maria, Santa Maria, 2008.

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

CATALUNHA, J. C.; SEDIYAMA, G. C.; LEAL, B. G.; SOARES, C. P. B.; RIBEIRO, A. Avaliação de cinco funções densidade de probabilidade a séries de precipitação pluvial no estado de Minas Gerais. **Revista Brasileira de Agrometeorologia**, v. 10, n. 1, p. 153-162, 2002.

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

COELHO, V. C. M. **Avaliação do manejo da produção econômica de madeira de *Pinus taeda* L. com características qualitativas superiores**. 131 f. Dissertação (Mestrado em Engenharia Florestal) – Universidade Federal do Paraná, Curitiba, 2010.

CORREA, S. M. B. B. **Probabilidade e Estatística**. 2. ed. Belo Horizonte: PUC Minas Virtual, 2003. 116 p.

COSTA NETO, P. L. O. **Estatística**. 2. ed. São Paulo: Editora Blücher, 2002. 266 p.

CRECHI, E. H. **Efeitos da densidade da plantação sobre a produção, crescimento e sobrevivência de *Araucaria angustifolia* (Bert.) O. Ktze. Em Missiones,**

Argentina. 172 f. Dissertação (Mestrado em Ciências Florestais) - Universidade Federal do Paraná, Curitiba, 1996.

CRESPO, A. A. **Estatística Fácil.** 17. ed. São Paulo: Saraiva, 2002. 224 p.

DE LIOCOURT, F. De l'amenagement des sapinières. **Société Forestière de Franche-Comté et Belfort**, Bulletin trimestriel, p.396-409, juillet 1898.

DEMOLINARI, R. A. **Crescimento de povoamentos de eucalipto não-desbastados.** 81 f. Dissertação (Mestrado em Ciências Florestais) – Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, 2006.

DRAPER, N. R.; SMITH, H. **Applied Regression Analysis.** 1 ed. New York: John Wiley & Sons, 1966. 407 p.

EBLING, A. A.; PÉLLICO NETTO, S. Modelagem de ocorrência de coortes na estrutura diamétrica da *Araucaria angustifolia* (Bertol.) Kuntze. **Cerne**, v. 21, n. 2, p. 251-257, 2015.

FERREIRA, J. C. S. **Análise da estrutura diamétrica em povoamentos de florestas plantadas a partir das funções de densidade de probabilidade.** 116 f. Dissertação (Mestrado em Ciências Florestais) – Faculdade de Tecnologia, Universidade de Brasília, Brasília, 2011.

FINGER, C. A. G. **Distribuição de diâmetros em Acácia negra *Acacia mearnsii* de Wild, em diferentes povoamentos e idades.** 129 f. Dissertação (Mestrado em Ciências Florestais) – Universidade Federal do Paraná, Curitiba, 1982.

FRAGA FILHO, C. V. **Modelagem para prognose do crescimento e produção de eucalipto em diferentes níveis de abordagem.** 281 f. Tese (Doutorado em Ciências Florestais) – Universidade Federal do Espírito Santo, Alegre, 2016.

GORGOSO, J. J.; ROJO, A.; CAMARA-OBREGON, A.; DIEGUEZ-ARANDA, U. A comparison of estimation methods for fitting Weibull, Johnson's SB and beta functions to *Pinus pinaster*, *Pinus radiata* and *Pinus sylvestris* stands in northwest Spain. **Forest Systems**, v. 21, n. 3, p. 446-459, 2012.

GUIMARÃES, D. P. **Uma função hiperbólica de distribuição probabilística de alta flexibilidade.** Planaltina: Embrapa Cerrados, 2002. 39 p.

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

HAHN, G. J.; SHAPIRO, S. S. **Statistical models in engineering.** New York: John Wiley & Sons, 1967. 355 p.

INSTITUTO BRASILEIRO DE ÁRVORES (IBÁ). **Relatório Anual IBÁ 2016.** Disponível em:

<http://iba.org/images/shared/Biblioteca/IBA_RelatorioAnual2016_.pdf>. Acesso em: 05 dez. 2016.

IBGE. Coordenação de Recursos Naturais e Estudos Ambientais. **Manual técnico de pedologia**. 2. ed. Rio de Janeiro: IBGE, 2007. 323 p. (IBGE. Manuais Técnicos em Geociências, 04).

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

JOHNSON, N. L.; KITCHEN, J. O. Some notes on tables to facilitate fitting SB curves. **Biometrika**, v. 58, n. 1, p. 223-226, 1971.

KAYES, I.; DEB, J. C.; COMEAU, P.; DAS, S. Comparing Normal, Lognormal and Weibull distributions for fitting diameter data from Akashmoni plantations in the north-eastern region of Bangladesh. **Southern Forests**, v. 74, n. 3, p. 175–181, 2012.

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

KOLMOGOROV, A. Sulla determinazione empirica di una legge di distribuzione. **Giornale dell'Istituto Italiano degli Attuari**, v. 4, p. 83–91, 1933.

LEI, Y. Evaluation of three methods for estimating the Weibull distribution parameters of Chinese pine (*Pinus tabulaeformis*). **Journal of Forest Science**, v. 54, n. 12, p. 566-571, 2008.

LIMA, J. P. C., LEÃO, J. R. A. Dinâmica de crescimento e distribuição diamétrica de fragmentos de florestas nativa e plantada na Amazônia Sul Ocidental. **Floresta e Ambiente**, v. 20, n. 1, p. 70-79, 2013.

LIMA, R. B. **Distribuição diamétrica e volumetria em vegetação de caatinga arbustiva-arbórea, Floresta - PE**. 138 f. Dissertação (Mestrado em Ciências Florestais) – Universidade Federal Rural de Pernambuco, Pernambuco, 2014.

LOETSCH, F.; ZÖHRER, F.; HALLER, K. E. **Forest inventory**. 2.ed. Munich: BLV Verlagsgesellschaft, 1973. 469 p.

LOUREIRO, G. H.; CURTO, R. A.; PELLICO NETTO, S.; ROSOT, N. C.; MARANGON, G. P. Ajuste de funções de distribuição diamétrica para um povoamento de *Araucaria angustifolia* (Bert.) O. Ktze antes e após desbaste. **Enciclopédia Biosfera**, v. 9, n. 16; p. 56-68, 2013.

MACHADO, S. A.; AUGUSTYNCZIK, A. L. D.; NASCIMENTO, R. G. M.; FIGURA, M. A.; SILVA, L. C. R.; MIGUEL, E. P.; TEO, S. J. Distribuição diamétrica de *Araucaria angustifolia* (Bert.) O. Ktze. em um fragmento de Floresta Ombrófila Mista. **Scientia Agraria**, v. 10, n. 2, p. 103-110, 2009.

MACHADO, S. A.; BARTOSZECK, A. C. P. S.; FIGUEIREDO FILHO, A.; OLIVEIRA, E. B. de. Dinâmica da distribuição diamétrica de bracatingais na região metropolitana de Curitiba. **Árvore**, v. 30, n. 5, p. 759-768, 2006.

MACHADO, S. A.; BARTOSZECK, A. C. P. S.; OLIVEIRA, E. B. Estudo da estrutura diamétrica para *Araucaria angustifolia* em florestas naturais nos estados da região Sul do Brasil. **Floresta**, v. 26, n. 1/2, p. 59-70, 1997.

MACHADO, S. A.; FIGUEIREDO FILHO, A. **Dendrometria**. 2.ed. Guarapuava: UNICENTRO, 2009. 316 p.

MACHADO, S. A.; FIGUEIREDO FILHO, A. **Dendrometria**. 2.ed., 2.reimp. Guarapuava: UNICENTRO, 2014. 316 p.

MACHADO, S. A.; MELLO, J. M.; BARROS, D. A. 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, 2000.

MARQUARDT, D. W. An algorithm for least-squares estimation of Nonlinear parameters. **Journal of Society for Industrial and Applied Mathematics**, v. 11, n. 2, p. 431-441, 1963.

MATEUS, A.; TOMÉ, M. Modelling the diameter distribution of eucalyptus plantations with Johnson's SB probability density function: parameters recovery from a compatible system of equations to predict stand variables. **Annals of Forest Science**, v. 68, n. 2, p. 325-335, 2011.

MATTOS, T. B. **Modelos não lineares e suas aplicações**. 58 p. Monografia (Graduação em Estatística) – Universidade Federal de Juiz de Fora, Juiz de Fora, 2013.

MAZUCHELI, J.; ACHCAR, J. A. Algumas considerações em regressão não linear. **Acta Scientiarum**, v. 24, n. 6, p. 1761-1770, 2002.

MERGANIC, J.; STERBA, H. Characterisation of diameter distribution using the Weibull function: method of moments. **European Journal Forest Research**, v. 125, p. 427-439, 2006.

MEYER, H. A. Structure, growth, and drain in balanced uneven – aged forest. **Journal Forestry**, v. 50, p. 85-92, 1952.

MIGUEL, E. P.; MACHADO, S. A.; FIGUEIREDO FILHO, A.; ARCE, J. E. Using the Weibull function for prognosis of yield by diameter class in *Eucalyptus urophylla* stands. **Cerne**, v. 16, n. 1, p. 94-104, 2010.

MONTGOMERY, D. C.; RUNGER, G. C. **Estatística aplicada e probabilidade para engenheiros**. 2. ed. Rio de Janeiro: LTC, 2003a. 463 p.

MONTGOMERY, D. C.; RUNGER, G. C. **Applied statistics and probability for engineers**. 3. ed. New York: John Wiley & Sons, 2003b. 706 p.

MORAES NETO, S. P.; PULROLNIK, K.; VIVELA, L.; MARCHÃO, R. L.; GUIMARÃES JÚNIOR, R.; MACIEL, G. A. **Distribuição Diamétrica e Altimétrica do híbrido *Eucalyptus urophylla* x *Eucalyptus grandis* em Sistema Agrossilvipastorial**. Planaltina, DF: Embrapa Cerrados, 2014. 26 p. Boletim de Pesquisa e Desenvolvimento / Embrapa Cerrados – EMBRAPA/CNPQ, 317. Disponível em: <<http://www.infoteca.cnptia.embrapa.br/handle/doc/1006111>>. Acesso em 30 nov. 2016.

MYUNG, I. J. Tutorial on maximum likelihood estimation. **Journal of Mathematical Psychology**, v. 47, p. 90–100, 2003.

NANANG, D. M. Suitability of the Normal, Log-normal and Weibull distributions for fitting diameter distributions of neem plantations in Northern Ghana. **Forest Ecology and Management**, v. 103, p. 1-7, 1998.

NAVES, R. P.; GANDOLFI, S.; ROTHER, D. C. Comparando padrões de distribuição de densidade, diâmetro e abundância de espécies em áreas em processo de restauração. **Hoehnea**, v. 42, n. 4, p. 737-748, 2015.

NELSON, T. C. Diameter distribution and growth of loblolly pine. **Forest Science**, v. 10, n. 1, p. 105-114, 1964.

ORELLANA, E. **Funções densidade de probabilidade no ajuste da distribuição diamétrica de um fragmento de floresta ombrófila mista**. 139 f. Dissertação (Mestrado em Ciências Florestais) - Universidade Estadual do Centro Oeste, Irati, 2009.

PEREIRA, W.; TANAKA, O. K. **Estatística: conceitos básicos**. 2 ed. São Paulo: McGraw-Hill, 1990. 341 p.

PINTO, L. C.; MACHADO, E. F. P.; MELLO, C. R.; SILVA, A. M. Análise de distribuições de probabilidades e estimativa da $Q_{7,10}$ para a região do rio Itabapoana, Espírito Santo/Rio de Janeiro. In: CONGRESSO DE PÓS-GRADUAÇÃO DA UFLA, 19, 2010, Lavras. **Anais...** Lavras: UFLA, 2010.

POLLACK, J. C.; JOHNSTINE, W.; COATES, K. D.; LEPAGE, P. The influence of initial spacing on the growth of a 32-year-old White Spruce plantation. **Ministry of Forests: Research Note**, n. 111, 1992. 16 p.

PRODAN, M.; PETERS, R.; COX, R.; REAL, P. **Mensura Forestal**. San José, Costa Rica. Instituto Interamericano de Cooperación para la Agricultura (IICA). 1997. 586 p. (Serie Investigación y Educación en Desarrollo Sostenible).

RIBEIRO, A.; FERRAZ FILHO, A. C.; SCOLFORO, J. R. S.; PÉLLICO NETTO, S.; MACHADO, S. A. Estrutura da distribuição diamétrica em plantio experimental de Candeia (*Eremanthus erythropappus* (DC.) MacLeish) **Ciência Florestal**, v. 24, n. 4, p. 1049-1059, 2014.

RIBEIRO, R. A. Crescimento e produção as variáveis dendrométricas. In: ANAIS DA REUNIÃO TÉCNICA: BIOMETRIA FLORESTAL – MODELOS DE CRESCIMENTO E

PRODUÇÃO, 2013, Colombo. **Anais...** Colombo: Embrapa Florestas - EMBRAPA/CNPF, 2013. p. 14-19. Disponível em: <<http://www.infoteca.cnptia.embrapa.br/infoteca/bitstream/doc/1006111/1/bolpdp317.pdf>>. Acesso em 30 nov. 2016.

ROBINSON, A. Preserving correlation while modeling diameter distributions. **Canadian Journal of Forest Research**, v. 34, p. 221-232, 2004.

ROVEDA, M.; DIAS, A. N.; FIGUEIREDO FILHO, A.; SCAVINSKI, V.; CASTRO, R. R. Testes de identidade de modelos aplicados na construção de curvas de índices de local e na produção de povoamentos de *Eucalyptus grandis*. **Scientia Forestalis**, v. 44, n. 109, p.115-127, 2016.

SÁ JUNIOR, A.; CARVALHO, L. G.; SILVA, F. F.; ALVES, M. C. Application of the Köppen classification for climatic zoning in the state of Minas Gerais, Brazil. **Theoretical and Applied Climatology**. v. 108, n. 1, p. 1–7, 2012.

SANQUETTA, C. R.; BEHLING, A.; CORTE, A. P. D.; PÉLLICO NETTO, S.; RODRIGUES, A. L.; SIMON, A. A. A model based on environmental factors for diameter distribution in Black Wattle in Brazil. **Plos one**, v. 9, n. 6, p. 1-11, 2014.

SANQUETTA, C. R.; CORTE, A. P. D.; BEHLING, A.; SHIOMI, J. G.; SCHIKOWSKI, A. B.; CADORI, G. C. Probabilistic modelling of diameter increment for *Pinus* sp. stands over a cycle of 28 years in Southern Brazil. **Australian Journal of Basic and Applied Sciences**, v. 9, n. 23, p. 625-632, 2015.

SANTOS, A. T.; MATTOS, P. P.; BRAZ, E. M.; ROSOT, N. C. Determinação da época de desbaste pela análise dendrocronológica e morfométrica de *Ocotea porosa* (Nees & Mart.) Barroso em povoamento não manejado. **Ciência Florestal**, v. 25, n. 3, p. 699-709, 2015.

SCHAAF, L. B.; FIGUEIREDO FILHO, A.; GALVÃO, F.; SANQUETTA, C. R. Alteração na estrutura diamétrica de uma floresta ombrófila mista no período entre 1979 e 2000. **Árvore**, v. 30, n. 2, p. 283- 295, 2006.

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

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

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

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

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

SCUDINO, P. A. **A Utilização de alguns testes estatísticos para análise da variabilidade do preço do mel nos municípios de Angra dos Reis e Mangaratiba, Estado do Rio de Janeiro**. 51 f. Monografia (Graduação em Licenciatura e Bacharel em Matemática) – Universidade Federal Rural do Rio de Janeiro, Seropédica, 2008.

SILVA, E. Q.; PÉLLICO NETTO, S.; MACHADO, S. A.; SANQUETTA, C. R. Função densidade de probabilidade aplicável à ciência florestal. **Floresta**, v. 33, n. 3, p. 285-294, 2003.

SILVA, J. A. A.; PAULA NETO, F. **Princípios básicos de Dendrometria**. Recife: Universidade Federal Rural de Pernambuco, 1979, 191 p.

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

SILVEIRA, B. D.; FLORIANO, E. P.; NAKAJIMA, N. Y.; HOSOKAWA, R. T.; ROSOT, N. C.; GRACIOLI, C. R. Relação da morfometria e competição com o crescimento de *Trichilia clausenii* em um fragmento de floresta semidecidual, RS. **Floresta**, v. 45, n. 2, p. 373 - 382, 2015.

SLIFKER, J. F.; SHAPIRO, S. S. The Johnson system: selection and parameter estimation. **Technometrics**, v. 22, n. 2, p. 239-246, 1980.

SMIRNOV, N. Table for estimating the goodness of fit of empirical distributions. **Annals of Mathematical Statistics**, v. 19, p. 279–281, 1948.

SOARES, T. S.; LEITE, H. G.; SOARES, C. P. B.; VALE, B. do V. Comparação de diferentes abordagens na modelagem da distribuição diamétrica. **Floresta**, v. 40, n. 4, p. 731-738, 2010.

SOONG, T. T. **Modelos probabilísticos em engenharia e ciências**. Rio de Janeiro: Livros Técnicos e Científicos, 1986. 238p.

SPIEGEL, M. R. **Estatística**. 3 ed. Pearson Makron Books, 2006. 643 p.

STEPKA, T. F.; LISBOA, G. S.; KURCHAIT, S. M. Funções densidade de probabilidade para a estimativa da distribuição diamétrica em povoamento de *Eucalyptus* sp. na região Centro-sul do Paraná. **Ambiência**, v. 7, n. 3, p. 429-439, 2011.

Table Curve 2D. **Table Curve 2D - Curve fitting made fast and easy (Trial Version 5.01)**. 2016. Disponível em: <<http://www.sigmaplot.co.uk/products/tablecurve2d/tablecurve2d.php>>. Acesso em: 30 jun. 2016.

TÉO, S. J.; BIANCHI, J. C.; PELOSO, A.; NAVA, P. R.; MARCON, A.; EHLERS, T.; COSTA, R. H. Desempenho de funções de densidade probabilísticas para descrever a distribuição diamétrica de *Pinus taeda*, na região de Caçador, SC. **Floresta**, v. 42, n. 4, p. 741 - 754, 2012.

TÉO, S. J.; ROCHA, S. P.; BORTONCELLO, A. C.; PAZ, R. A.; COSTA, R. H. Dinâmica da distribuição diamétrica de povoamentos de *Pinus taeda* na região de Caçador, SC. **Pesquisa Florestal Brasileira**, v. 31, n. 67, p. 183 - 192, 2011.

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

TONON, A. E. N. **Efeitos da densidade inicial e do sítio sobre o crescimento e a produção de bracatingais da região metropolitana de Curitiba**. 193 p. Dissertação (Mestrado em Ciências Florestais) - Universidade Federal do Paraná, Curitiba, 1998.

TORMAN, V. B. L.; COSTER, R.; RIBOLDI, J. Normalidade de variáveis: métodos de verificação e comparação de alguns testes não-paramétricos por simulação. **HCPA**, v. 32, n. 2, p. 227-234, 2012.

WEBER, S. H. **Desenvolvimento de uma função densidade de probabilidade multimodal aplicável à ciência florestal**. 132 f. Tese (Doutorado em Manejo Florestal) - Universidade Federal do Paraná, Curitiba, 2011.

WEBER, K. S. **Manejo da bracatinga (*Mimosa scabrella* Benth.) baseado no crescimento diamétrico de árvores individuais**. 141 f. Dissertação (Mestrado em Engenharia Florestal) - Universidade Federal do Paraná, Curitiba, 2007.

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

ZASADA, M. Evaluation of the double normal distribution for tree diameter distribution modeling. **Silva Fennica**, v. 47, n. 2, p. 1-17, 2013.

APÊNDICE

APÊNDICE 1: RESULTADOS DO TESTE DE KOLMOGOROV-SMIRNOV AO NÍVEL DE 95% DE PROBABILIDADE

(continua)

Parcela	Idade	D calculado						D tabelado	Parcela	Idade	D calculado						D tabelado
		Beta	Weibull	Sb	Gama	Normal	Lognormal				Beta	Weibull	Sb	Gama	Normal	Lognormal	
1	5	0,130 ^{ns}	0,107 ^{ns}	0,099 ^{ns}	0,205 ^{ns}	0,180 ^{ns}	0,215 ^{ns}	0,262	6	5	0,067 ^{ns}	0,179 ^{ns}	0,102 ^{ns}	0,136 ^{ns}	0,120 ^{ns}	0,147 ^{ns}	0,267
	6	0,110 ^{ns}	0,088 ^{ns}	0,070 ^{ns}	0,179 ^{ns}	0,152 ^{ns}	0,190 ^{ns}	0,262		6	0,050 ^{ns}	0,144 ^{ns}	0,053 ^{ns}	0,134 ^{ns}	0,132 ^{ns}	0,139 ^{ns}	0,267
	7	0,112 ^{ns}	0,093 ^{ns}	0,091 ^{ns}	0,196 ^{ns}	0,168 ^{ns}	0,205 ^{ns}	0,262		7	0,065 ^{ns}	0,115 ^{ns}	0,062 ^{ns}	0,124 ^{ns}	0,122 ^{ns}	0,129 ^{ns}	0,267
	8	0,121 ^{ns}	0,189 ^{ns}	0,154 ^{ns}	0,212 ^{ns}	0,176 ^{ns}	0,229 ^{ns}	0,262		8	0,067 ^{ns}	0,145 ^{ns}	0,051 ^{ns}	0,147 ^{ns}	0,131 ^{ns}	0,157 ^{ns}	0,267
2	5	0,118 ^{ns}	0,179 ^{ns}	0,136 ^{ns}	0,117 ^{ns}	0,173 ^{ns}	0,223 ^{ns}	0,267	7	5	0,018 ^{ns}		0,143 ^{ns}	0,192 ^{ns}	0,150 ^{ns}	0,257	
	6	0,115 ^{ns}	0,155 ^{ns}	0,107 ^{ns}	0,216 ^{ns}	0,178 ^{ns}	0,234 ^{ns}	0,267		6	0,066 ^{ns}	0,035 ^{ns}	0,066 ^{ns}	0,062 ^{ns}	0,067 ^{ns}	0,257	
	7	0,114 ^{ns}	0,181 ^{ns}	0,125 ^{ns}	0,195 ^{ns}	0,161 ^{ns}	0,213 ^{ns}	0,267		7	0,059 ^{ns}	0,043 ^{ns}	0,055 ^{ns}	0,061 ^{ns}	0,053 ^{ns}	0,064 ^{ns}	0,257
3	8	0,102 ^{ns}	0,217 ^{ns}	0,133 ^{ns}	0,238 ^{ns}	0,206 ^{ns}	0,254 ^{ns}	0,267	8	8	0,090 ^{ns}	0,049 ^{ns}	0,044 ^{ns}	0,116 ^{ns}	0,105 ^{ns}	0,121 ^{ns}	0,257
	5	0,070 ^{ns}	0,025 ^{ns}	0,027 ^{ns}	0,114 ^{ns}	0,101 ^{ns}	0,120 ^{ns}	0,278		5	0,038 ^{ns}		0,032 ^{ns}	0,030 ^{ns}	0,035 ^{ns}	0,278	
	6	0,074 ^{ns}	0,074 ^{ns}	0,083 ^{ns}	0,080 ^{ns}	0,075 ^{ns}	0,081 ^{ns}	0,278		6	0,090 ^{ns}	0,040 ^{ns}	0,096 ^{ns}	0,082 ^{ns}	0,103 ^{ns}	0,278	
	7	0,069 ^{ns}	0,075 ^{ns}	0,083 ^{ns}	0,080 ^{ns}	0,075 ^{ns}	0,081 ^{ns}	0,278		7	0,035 ^{ns}	0,016 ^{ns}	0,018 ^{ns}	0,030 ^{ns}	0,024 ^{ns}	0,033 ^{ns}	0,278
4	8	0,072 ^{ns}	0,076 ^{ns}	0,083 ^{ns}	0,080 ^{ns}	0,074 ^{ns}	0,082 ^{ns}	0,278	9	8	0,028 ^{ns}	0,015 ^{ns}	0,005 ^{ns}	0,065 ^{ns}	0,050 ^{ns}	0,073 ^{ns}	0,278
	4	0,103 ^{ns}	0,118 ^{ns}	0,076 ^{ns}	0,150 ^{ns}	0,114 ^{ns}	0,169 ^{ns}	0,230		5	0,042 ^{ns}	0,039 ^{ns}	0,038 ^{ns}	0,060 ^{ns}	0,050 ^{ns}	0,063 ^{ns}	0,257
	5	0,142 ^{ns}	0,109 ^{ns}	0,120 ^{ns}	0,170 ^{ns}	0,149 ^{ns}	0,182 ^{ns}	0,230		6	0,111 ^{ns}	0,109 ^{ns}	0,111 ^{ns}	0,111 ^{ns}	0,110 ^{ns}	0,111 ^{ns}	0,321
	6	0,110 ^{ns}	0,114 ^{ns}	0,083 ^{ns}	0,157 ^{ns}	0,124 ^{ns}	0,174 ^{ns}	0,230		7	0,111 ^{ns}	0,091 ^{ns}	0,089 ^{ns}	0,123 ^{ns}	0,110 ^{ns}	0,130 ^{ns}	0,321
5	7	0,059 ^{ns}	0,082 ^{ns}	0,046 ^{ns}	0,124 ^{ns}	0,089 ^{ns}	0,145 ^{ns}	0,233	10	8	0,111 ^{ns}	0,111 ^{ns}	0,135 ^{ns}	0,111 ^{ns}	0,110 ^{ns}	0,154 ^{ns}	0,321
	4	0,036 ^{ns}	0,083 ^{ns}	0,039 ^{ns}	0,029 ^{ns}	0,028 ^{ns}	0,038 ^{ns}	0,230		5	0,043 ^{ns}	0,043 ^{ns}	0,031 ^{ns}	0,031 ^{ns}	0,034 ^{ns}	0,248	
	5	0,035 ^{ns}	0,056 ^{ns}	0,053 ^{ns}	0,072 ^{ns}	0,055 ^{ns}	0,088 ^{ns}	0,230		6	0,014 ^{ns}	0,008 ^{ns}	0,006 ^{ns}	0,035 ^{ns}	0,024 ^{ns}	0,043 ^{ns}	0,248
	6	0,035 ^{ns}	0,054 ^{ns}	0,045 ^{ns}	0,073 ^{ns}	0,047 ^{ns}	0,089 ^{ns}	0,230		7	0,011 ^{ns}	0,016 ^{ns}	0,004 ^{ns}	0,042 ^{ns}	0,028 ^{ns}	0,051 ^{ns}	0,248
	7	0,076 ^{ns}	0,062 ^{ns}	0,057 ^{ns}	0,060 ^{ns}	0,077 ^{ns}	0,075 ^{ns}	0,230		8	0,024 ^{ns}	0,041 ^{ns}	0,027 ^{ns}	0,047 ^{ns}	0,036 ^{ns}	0,055 ^{ns}	0,248

APÊNDICE 1: RESULTADOS DO TESTE DE KOLMOGOROV-SMIRNOV AO NÍVEL DE 95% DE PROBABILIDADE

(continuação)

Parcela	Idade	D calculado						D tabelado	Parcela	Idade	D calculado						D tabelado
		Beta	Weibull	Sb	Gama	Normal	Lognormal				Beta	Weibull	Sb	Gama	Normal	Lognormal	
11	4	0,139 ^{ns}	0,101 ^{ns}	0,107 ^{ns}	0,107 ^{ns}	0,106 ^{ns}	0,107 ^{ns}	0,257	15	4	0,084 ^{ns}	0,086 ^{ns}	0,096 ^{ns}	0,100 ^{ns}	0,094 ^{ns}	0,110 ^{ns}	0,244
	5	0,122 ^{ns}	0,099 ^{ns}	0,141 ^{ns}	0,138 ^{ns}	0,134 ^{ns}	0,140 ^{ns}	0,257		5	0,049 ^{ns}	0,114 ^{ns}	0,116 ^{ns}	0,151 ^{ns}	0,131 ^{ns}	0,160 ^{ns}	0,244
	6	0,099 ^{ns}	0,107 ^{ns}	0,107 ^{ns}	0,159 ^{ns}	0,146 ^{ns}	0,165 ^{ns}	0,257		6	0,069 ^{ns}	0,095 ^{ns}	0,126 ^{ns}	0,123 ^{ns}	0,109 ^{ns}	0,132 ^{ns}	0,244
	7	0,124 ^{ns}	0,097 ^{ns}	0,140 ^{ns}	0,139 ^{ns}	0,136 ^{ns}	0,140 ^{ns}	0,257		7	0,088 ^{ns}	0,068 ^{ns}	0,110 ^{ns}	0,118 ^{ns}	0,108 ^{ns}	0,122 ^{ns}	0,244
	8	0,123 ^{ns}	0,096 ^{ns}	0,071 ^{ns}	0,161 ^{ns}	0,148 ^{ns}	0,167 ^{ns}	0,257		8	0,069 ^{ns}	0,150 ^{ns}	0,148 ^{ns}	0,199 ^{ns}	0,189 ^{ns}	0,207 ^{ns}	0,244
12	4	0,035 ^{ns}	0,033 ^{ns}		0,035 ^{ns}	0,033 ^{ns}	0,035 ^{ns}	0,257	16	4	0,044 ^{ns}	0,034 ^{ns}	0,054 ^{ns}	0,062 ^{ns}	0,053 ^{ns}	0,065 ^{ns}	0,262
	5	0,043 ^{ns}	0,081 ^{ns}	0,043 ^{ns}	0,043 ^{ns}	0,043 ^{ns}	0,043 ^{ns}	0,284		5	0,095 ^{ns}	0,069 ^{ns}	0,109 ^{ns}	0,113 ^{ns}	0,110 ^{ns}	0,114 ^{ns}	0,267
	6	0,043 ^{ns}	0,080 ^{ns}	0,043 ^{ns}	0,043 ^{ns}	0,043 ^{ns}	0,043 ^{ns}	0,284		6	0,104 ^{ns}	0,077 ^{ns}	0,054 ^{ns}	0,157 ^{ns}	0,143 ^{ns}	0,164 ^{ns}	0,267
	7	0,043 ^{ns}	0,284		7	0,148 ^{ns}	0,120 ^{ns}	0,102 ^{ns}	0,182 ^{ns}	0,176 ^{ns}	0,185 ^{ns}	0,267					
	8	0,049 ^{ns}	0,043 ^{ns}	0,043 ^{ns}	0,043 ^{ns}	0,043 ^{ns}	0,048 ^{ns}	0,284		8	0,102 ^{ns}	0,077 ^{ns}	0,060 ^{ns}	0,114 ^{ns}	0,111 ^{ns}	0,116 ^{ns}	0,267
13	4	0,113 ^{ns}	0,149 ^{ns}	0,069 ^{ns}	0,154 ^{ns}	0,132 ^{ns}	0,169 ^{ns}	0,262	17	4	0,036 ^{ns}	0,035 ^{ns}	0,036 ^{ns}	0,051 ^{ns}	0,036 ^{ns}	0,059 ^{ns}	0,257
	5	0,072 ^{ns}	0,123 ^{ns}	0,047 ^{ns}	0,103 ^{ns}	0,081 ^{ns}	0,118 ^{ns}	0,262		5	0,078 ^{ns}	0,052 ^{ns}	0,040 ^{ns}	0,102 ^{ns}	0,096 ^{ns}	0,105 ^{ns}	0,262
	6	0,039 ^{ns}	0,055 ^{ns}	0,034 ^{ns}	0,075 ^{ns}	0,064 ^{ns}	0,088 ^{ns}	0,262		6	0,036 ^{ns}	0,038 ^{ns}	0,037 ^{ns}	0,081 ^{ns}	0,063 ^{ns}	0,091 ^{ns}	0,262
	7	0,057 ^{ns}	0,165 ^{ns}	0,102 ^{ns}	0,120 ^{ns}	0,106 ^{ns}	0,133 ^{ns}	0,262		7	0,108 ^{ns}	0,071 ^{ns}	0,085 ^{ns}	0,140 ^{ns}	0,133 ^{ns}	0,143 ^{ns}	0,262
	8	0,036 ^{ns}	0,067 ^{ns}	0,034 ^{ns}	0,091 ^{ns}	0,079 ^{ns}	0,106 ^{ns}	0,262		8	0,056 ^{ns}	0,131 ^{ns}	0,099 ^{ns}	0,156 ^{ns}	0,132 ^{ns}	0,169 ^{ns}	0,262
14	4	0,051 ^{ns}	0,022 ^{ns}		0,057 ^{ns}	0,045 ^{ns}	0,063 ^{ns}	0,272	18	4	0,193 ^{ns}	0,143 ^{ns}	0,148 ^{ns}	0,196 ^{ns}	0,191 ^{ns}	0,197 ^{ns}	0,248
	5	0,045 ^{ns}	0,078 ^{ns}	0,045 ^{ns}	0,045 ^{ns}	0,043 ^{ns}	0,045 ^{ns}	0,290		5	0,114 ^{ns}	0,060 ^{ns}	0,080 ^{ns}	0,127 ^{ns}	0,121 ^{ns}	0,129 ^{ns}	0,248
	6	0,087 ^{ns}	0,067 ^{ns}	0,073 ^{ns}	0,090 ^{ns}	0,088 ^{ns}	0,090 ^{ns}	0,290		6	0,226 ^{ns}	0,196 ^{ns}	0,092 ^{ns}	0,230 ^{ns}	0,227 ^{ns}	0,231 ^{ns}	0,248
	7	0,122 ^{ns}	0,062 ^{ns}	0,091 ^{ns}	0,079 ^{ns}	0,070 ^{ns}	0,083 ^{ns}	0,290		7	0,191 ^{ns}	0,122 ^{ns}	0,115 ^{ns}	0,197 ^{ns}	0,193 ^{ns}	0,198 ^{ns}	0,248
	8	0,172 ^{ns}	0,155 ^{ns}	0,142 ^{ns}	0,178 ^{ns}	0,174 ^{ns}	0,179 ^{ns}	0,290		8	0,130 ^{ns}	0,096 ^{ns}	0,097 ^{ns}	0,149 ^{ns}	0,136 ^{ns}	0,154 ^{ns}	0,248

APÊNDICE 1: RESULTADOS DO TESTE DE KOLMOGOROV-SMIRNOV AO NÍVEL DE 95% DE PROBABILIDADE

(continuação)

Parcela	Idade	D calculado						D tabelado	Parcela	Idade	D calculado						D tabelado
		Beta	Weibull	Sb	Gama	Normal	Lognormal				Beta	Weibull	Sb	Gama	Normal	Lognormal	
	4	0,041 ^{ns}	0,013 ^{ns}	0,014 ^{ns}	0,061 ^{ns}	0,040 ^{ns}	0,073 ^{ns}	0,227	4	0,058 ^{ns}	0,024 ^{ns}	0,060 ^{ns}	0,049 ^{ns}	0,065 ^{ns}	0,267		
	5	0,068 ^{ns}	0,032 ^{ns}	0,040 ^{ns}	0,086 ^{ns}	0,071 ^{ns}	0,092 ^{ns}	0,227	5	0,036 ^{ns}	0,041 ^{ns}	0,028 ^{ns}	0,049 ^{ns}	0,034 ^{ns}	0,057 ^{ns}		
19	6	0,053 ^{ns}	0,033 ^{ns}	0,033 ^{ns}	0,100 ^{ns}	0,076 ^{ns}	0,113 ^{ns}	0,227	23	0,030 ^{ns}	0,024 ^{ns}	0,058 ^{ns}	0,046 ^{ns}	0,065 ^{ns}	0,272		
	7	0,084 ^{ns}	0,050 ^{ns}	0,055 ^{ns}	0,118 ^{ns}	0,098 ^{ns}	0,126 ^{ns}	0,227	7	0,076 ^{ns}	0,080 ^{ns}	0,080 ^{ns}	0,077 ^{ns}	0,072 ^{ns}	0,078 ^{ns}		
	8	0,072 ^{ns}	0,053 ^{ns}	0,066 ^{ns}	0,105 ^{ns}	0,089 ^{ns}	0,111 ^{ns}	0,227	8	0,078 ^{ns}	0,051 ^{ns}	0,056 ^{ns}	0,077 ^{ns}	0,072 ^{ns}	0,078 ^{ns}		
	4	0,047 ^{ns}	0,021 ^{ns}	0,025 ^{ns}	0,048 ^{ns}	0,026 ^{ns}	0,060 ^{ns}	0,257	4	0,018 ^{ns}		0,175 ^{ns}	0,158 ^{ns}	0,184 ^{ns}	0,257		
	5	0,032 ^{ns}	0,023 ^{ns}	0,036 ^{ns}	0,077 ^{ns}	0,052 ^{ns}	0,090 ^{ns}	0,257	5	0,021 ^{ns}	0,050 ^{ns}	0,175 ^{ns}	0,157 ^{ns}	0,185 ^{ns}	0,257		
20	6	0,051 ^{ns}	0,022 ^{ns}	0,025 ^{ns}	0,077 ^{ns}	0,055 ^{ns}	0,087 ^{ns}	0,257	24	0,097 ^{ns}	0,050 ^{ns}	0,048 ^{ns}	0,124 ^{ns}	0,114 ^{ns}	0,129 ^{ns}		
	7	0,064 ^{ns}	0,104 ^{ns}	0,087 ^{ns}	0,133 ^{ns}	0,107 ^{ns}	0,147 ^{ns}	0,257	7	0,118 ^{ns}	0,050 ^{ns}	0,050 ^{ns}	0,135 ^{ns}	0,127 ^{ns}	0,143 ^{ns}		
	8	0,034 ^{ns}	0,046 ^{ns}	0,036 ^{ns}	0,077 ^{ns}	0,051 ^{ns}	0,092 ^{ns}	0,257	8	0,124 ^{ns}	0,064 ^{ns}	0,064 ^{ns}	0,136 ^{ns}	0,128 ^{ns}	0,138 ^{ns}		
	4	0,037 ^{ns}	0,037 ^{ns}	0,036 ^{ns}	0,037 ^{ns}	0,035 ^{ns}	0,042 ^{ns}	0,262	4	0,097 ^{ns}	0,057 ^{ns}	0,052 ^{ns}	0,128 ^{ns}	0,122 ^{ns}	0,130 ^{ns}		
	5	0,037 ^{ns}	0,040 ^{ns}	0,035 ^{ns}	0,046 ^{ns}	0,034 ^{ns}	0,056 ^{ns}	0,262	5	0,034 ^{ns}							
21	6	0,078 ^{ns}	0,072 ^{ns}	0,071 ^{ns}	0,088 ^{ns}	0,077 ^{ns}	0,093 ^{ns}	0,262	25	0,034 ^{ns}	0,034 ^{ns}	0,034 ^{ns}	0,036 ^{ns}	0,034 ^{ns}	0,042 ^{ns}		
	7	0,040 ^{ns}	0,035 ^{ns}	0,033 ^{ns}	0,040 ^{ns}	0,033 ^{ns}	0,049 ^{ns}	0,262	7	0,088 ^{ns}	0,038 ^{ns}	0,041 ^{ns}	0,123 ^{ns}	0,113 ^{ns}	0,127 ^{ns}		
	8	0,235 ^{ns}	0,237 ^{ns}	0,234 ^{ns}	0,222 ^{ns}	0,230 ^{ns}	0,216 ^{ns}	0,262	8	0,105 ^{ns}	0,071 ^{ns}	0,120 ^{ns}	0,127 ^{ns}	0,117 ^{ns}	0,130 ^{ns}		
	4	0,043 ^{ns}	0,057 ^{ns}		0,042 ^{ns}	0,041 ^{ns}	0,043 ^{ns}	0,284	4	0,057 ^{ns}	0,033 ^{ns}	0,096 ^{ns}	0,076 ^{ns}	0,106 ^{ns}	0,230		
	5	0,112 ^{ns}	0,063 ^{ns}		0,114 ^{ns}	0,101 ^{ns}	0,119 ^{ns}	0,284	5	0,070 ^{ns}	0,029 ^{ns}	0,025 ^{ns}	0,104 ^{ns}	0,088 ^{ns}	0,111 ^{ns}		
22	6	0,130 ^{ns}	0,124 ^{ns}		0,130 ^{ns}	0,129 ^{ns}	0,130 ^{ns}	0,284	26	0,105 ^{ns}	0,069 ^{ns}	0,075 ^{ns}	0,111 ^{ns}	0,108 ^{ns}	0,112 ^{ns}		
	7	0,085 ^{ns}	0,059 ^{ns}	0,071 ^{ns}	0,084 ^{ns}	0,080 ^{ns}	0,085 ^{ns}	0,284	7	0,109 ^{ns}	0,104 ^{ns}	0,114 ^{ns}	0,112 ^{ns}	0,109 ^{ns}	0,113 ^{ns}		
	8	0,108 ^{ns}	0,073 ^{ns}	0,066 ^{ns}	0,124 ^{ns}	0,119 ^{ns}	0,126 ^{ns}	0,284	8	0,062 ^{ns}	0,071 ^{ns}	0,086 ^{ns}	0,079 ^{ns}	0,073 ^{ns}	0,081 ^{ns}		

APÊNDICE 1: RESULTADOS DO TESTE DE KOLMOGOROV-SMIRNOV AO NÍVEL DE 95% DE PROBABILIDADE

(continuação)

Parcela	Idade	D calculado						D tabelado	Parcela	Idade	D calculado						D tabelado
		Beta	Weibull	Sb	Gama	Normal	Lognormal				Beta	Weibull	Sb	Gama	Normal	Lognormal	
27	4	0,004 ^{ns}			0,007 ^{ns}	0,007 ^{ns}	0,009 ^{ns}	0,272	31	3	0,016 ^{ns}			0,000 ^{ns}	0,192 ^{ns}	0,002 ^{ns}	0,257
	5	0,063 ^{ns}	0,048 ^{ns}		0,053 ^{ns}	0,063 ^{ns}	0,047 ^{ns}	0,272		4	0,050 ^{ns}			0,054 ^{ns}	0,049 ^{ns}	0,058 ^{ns}	0,257
	6	0,000 ^{ns}	0,004 ^{ns}		0,009 ^{ns}	0,006 ^{ns}	0,013 ^{ns}	0,272		5	0,050 ^{ns}			0,058 ^{ns}	0,048 ^{ns}	0,064 ^{ns}	0,257
	7	0,035 ^{ns}	0,005 ^{ns}		0,060 ^{ns}	0,046 ^{ns}	0,068 ^{ns}	0,272		6	0,036 ^{ns}	0,045 ^{ns}		0,058 ^{ns}	0,057 ^{ns}	0,061 ^{ns}	0,257
	8	0,000 ^{ns}	0,002 ^{ns}		0,022 ^{ns}	0,012 ^{ns}	0,028 ^{ns}	0,272		7	0,050 ^{ns}	0,061 ^{ns}		0,123 ^{ns}	0,105 ^{ns}	0,132 ^{ns}	0,257
28	4	0,052 ^{ns}	0,048 ^{ns}	0,046 ^{ns}	0,066 ^{ns}	0,056 ^{ns}	0,070 ^{ns}	0,224	32	8	0,086 ^{ns}	0,078 ^{ns}	0,072 ^{ns}	0,086 ^{ns}	0,073 ^{ns}	0,091 ^{ns}	0,257
	5	0,031 ^{ns}	0,028 ^{ns}	0,052 ^{ns}	0,048 ^{ns}	0,041 ^{ns}	0,050 ^{ns}	0,224		3	0,118 ^{ns}			0,127 ^{ns}	0,124 ^{ns}	0,129 ^{ns}	0,272
	6	0,048 ^{ns}	0,043 ^{ns}	0,054 ^{ns}	0,053 ^{ns}	0,050 ^{ns}	0,054 ^{ns}	0,224		4	0,038 ^{ns}	0,024 ^{ns}		0,038 ^{ns}	0,035 ^{ns}	0,039 ^{ns}	0,272
	7	0,039 ^{ns}	0,041 ^{ns}	0,046 ^{ns}	0,062 ^{ns}	0,047 ^{ns}	0,071 ^{ns}	0,224		5	0,058 ^{ns}			0,165 ^{ns}	0,076 ^{ns}	0,169 ^{ns}	0,272
	8	0,043 ^{ns}	0,031 ^{ns}	0,046 ^{ns}	0,045 ^{ns}	0,033 ^{ns}	0,050 ^{ns}	0,224		6	0,048 ^{ns}			0,165 ^{ns}	0,096 ^{ns}	0,166 ^{ns}	0,272
29	3	0,055 ^{ns}			0,051 ^{ns}	0,060 ^{ns}	0,049 ^{ns}	0,272	33	7	0,042 ^{ns}	0,014 ^{ns}		0,049 ^{ns}	0,036 ^{ns}	0,055 ^{ns}	0,272
	4	0,040 ^{ns}	0,050 ^{ns}	0,040 ^{ns}	0,039 ^{ns}	0,117 ^{ns}	0,039 ^{ns}	0,272		8	0,037 ^{ns}	0,021 ^{ns}	0,024 ^{ns}	0,030 ^{ns}	0,023 ^{ns}	0,032 ^{ns}	0,272
	5	0,035 ^{ns}	0,040 ^{ns}	0,049 ^{ns}	0,034 ^{ns}	0,027 ^{ns}	0,040 ^{ns}	0,272		3	0,007 ^{ns}			0,011 ^{ns}	0,007 ^{ns}	0,015 ^{ns}	0,248
	6	0,055 ^{ns}	0,044 ^{ns}	0,044 ^{ns}	0,083 ^{ns}	0,069 ^{ns}	0,093 ^{ns}	0,272		4	0,013 ^{ns}	0,003 ^{ns}		0,003 ^{ns}	0,012 ^{ns}	0,009 ^{ns}	0,248
	7	0,072 ^{ns}	0,049 ^{ns}	0,080 ^{ns}	0,063 ^{ns}	0,051 ^{ns}	0,068 ^{ns}	0,272		5	0,065 ^{ns}	0,038 ^{ns}		0,064 ^{ns}	0,062 ^{ns}	0,065 ^{ns}	0,248
30	8	0,052 ^{ns}	0,040 ^{ns}	0,096 ^{ns}	0,050 ^{ns}	0,040 ^{ns}	0,056 ^{ns}	0,272	34	6	0,066 ^{ns}	0,067 ^{ns}	0,067 ^{ns}	0,065 ^{ns}	0,062 ^{ns}	0,065 ^{ns}	0,248
	3	0,043 ^{ns}	0,046 ^{ns}		0,043 ^{ns}	0,043 ^{ns}	0,043 ^{ns}	0,284		7	0,053 ^{ns}	0,043 ^{ns}	0,065 ^{ns}	0,054 ^{ns}	0,044 ^{ns}	0,058 ^{ns}	0,248
	4	0,043 ^{ns}	0,043 ^{ns}	0,043 ^{ns}	0,050 ^{ns}	0,043 ^{ns}	0,056 ^{ns}	0,284		8	0,107 ^{ns}	0,085 ^{ns}	0,133 ^{ns}	0,110 ^{ns}	0,097 ^{ns}	0,115 ^{ns}	0,248
	5	0,043 ^{ns}	0,041 ^{ns}	0,041 ^{ns}	0,075 ^{ns}	0,059 ^{ns}	0,083 ^{ns}	0,284		3	0,026 ^{ns}			0,014 ^{ns}	0,014 ^{ns}	0,018 ^{ns}	0,257
	6	0,113 ^{ns}	0,063 ^{ns}	0,078 ^{ns}	0,126 ^{ns}	0,120 ^{ns}	0,127 ^{ns}	0,284		4	0,007 ^{ns}	0,000 ^{ns}		0,017 ^{ns}	0,002 ^{ns}	0,026 ^{ns}	0,257
	7	0,091 ^{ns}	0,053 ^{ns}	0,060 ^{ns}	0,111 ^{ns}	0,095 ^{ns}	0,117 ^{ns}	0,284	5	0,018 ^{ns}	0,019 ^{ns}		0,035 ^{ns}	0,025 ^{ns}	0,042 ^{ns}	0,257	
	8	0,062 ^{ns}	0,090 ^{ns}	0,053 ^{ns}	0,096 ^{ns}	0,078 ^{ns}	0,106 ^{ns}	0,284	6	0,028 ^{ns}	0,007 ^{ns}		0,014 ^{ns}	0,014 ^{ns}	0,017 ^{ns}	0,257	
									7	0,004 ^{ns}	0,003 ^{ns}		0,015 ^{ns}	0,008 ^{ns}	0,023 ^{ns}	0,257	
									8	0,104 ^{ns}	0,124 ^{ns}	0,071 ^{ns}	0,071 ^{ns}	0,082 ^{ns}	0,065 ^{ns}	0,257	

