

UNIVERSIDADE FEDERAL DO ESPÍRITO SANTO  
CENTRO DE CIÊNCIAS AGRÁRIAS  
DEPARTAMENTO DE CIÊNCIAS FLORESTAIS E DA MADEIRA

LUCIANE NAIMEKE SCHMIDT

AVALIAÇÃO DE DIFERENTES FORMAS DE AJUSTE DA FUNÇÃO  
WEIBULL

JERÔNIMO MONTEIRO  
ESPÍRITO SANTO

2014

LUCIANE NAIMEKE SCHMIDT

AVALIAÇÃO DE DIFERENTES FORMAS DE AJUSTE DA FUNÇÃO  
WEIBULL

Monografia apresentada ao Departamento de Ciências Florestais e da Madeira da Universidade Federal do Espírito Santo, como requisito parcial para obtenção do título de Engenheira Florestal.

Orientador: Prof. Dr. Gilson Fernandes da Silva.

JERÔNIMO MONTEIRO

ESPÍRITO SANTO

2014

LUCIANE NAIMEKE SCHMIDT

AVALIAÇÃO DE DIFERENTES FORMAS DE AJUSTE DA FUNÇÃO  
WEIBULL

Monografia apresentada ao Departamento de Ciências Florestais e da Madeira da  
Universidade Federal do Espírito Santo, como requisito parcial para obtenção do  
título de Engenheira Florestal

Aprovada em ...11... de ...julho... de ...2014...

COMISSÃO EXAMINADORA



---

Prof. Dr. Gilson Fernandes da Silva  
Universidade Federal do Espírito Santo  
Orientador



---

Prof. Dr. Adriano Ribeiro Mendonça  
Universidade Federal do Espírito Santo  
Examinador



---

Eng. Florestal Giovanni Correia Vieira  
Universidade Federal do Espírito Santo  
Examinador

*“Quem acredita sempre alcança.”*

Renato Russo.

## AGRADECIMENTOS

À Deus, por sempre estar presente em minha vida sendo minha base de força e superação para vencer os desafios.

Aos meus pais, Hilsenir Naimeke Schmidt e Luiz Schmidt, pelo apoio, carinho e dedicação em todos os momentos.

À Universidade Federal do Espírito Santo, ao curso de Engenharia Florestal e todo o Departamento de Ciências Florestais e da Madeira, por me conceder as bases necessárias para exercer a melhor profissão do mundo.

Ao meu orientador, Gilson Fernandes da Silva, pelos conhecimentos, pela confiança e pela dedicada orientação.

Ao professor, Adriano Ribeiro de Mendonça, e o mestrando, Giovanni Correia Vieira, por aceitarem o convite em participar da minha banca.

Ao professor, Clayton Vieira Fraga Filho, pela valiosa ajuda e disponibilidade prestada para a elaboração do estudo.

Ao meu namorado, Rodolpho Vieira, pela paciência, apoio e compreensão.

Às minhas companheiras de República, Daniely Mielke Dias e Sissa Kumaira, por dividirem comigo as melhores aventuras e pela tolerância nos dias estressantes.

Às minhas amigas, Larissa Marchiori Sena e Carolina Gomes, por tornarem minha passagem em Alegre ainda mais intensa e agradável.

À minha querida amiga Mariza de Oliveira, por todo companheirismo desde o primeiro período. Sem dúvidas uma amizade que fez toda a diferença na graduação.

Aos meus amigos floresteiros da turma 2010/1, Letícia Mayara Magnago, Ana Clara Caou Rodrigues, Marcos André Lagaas, Tais Rizzo Moreira, Nathan Bruno da Silva, Bárbara Favaleza, Carla Basílio Monteiro, Marcela Souza Medeiros e todos os outros. Obrigada por fazerem parte dessa fase tão importante da minha vida e me proporcionar momentos tão divertidos e especiais. Vocês são demais!

À todos os outros amigos que conquistei nesses anos de Alegre. Fica aqui o meu sincero agradecimento.

## RESUMO

Os modelos de distribuição diamétrica são empregados para avaliar o crescimento e a produção de um povoamento, contribuindo para o planejamento florestal. Com isso, o estudo objetivou avaliar as diferentes formas da função Weibull empregadas na estimação da distribuição diamétrica. Realizou-se o ajuste das funções Weibull de dois e três parâmetros, completa, truncada à esquerda, truncada à direita e truncada à esquerda e à direita, pelo método da máxima verossimilhança, em dados de diâmetro de um híbrido de *Eucalyptus urophylla* x *Eucalyptus grandis*, para 56 parcelas na idade de 62,4 meses. O teste de Kolmogorov-Sminov, a 5% de significância, foi utilizado para analisar a qualidade dos ajustes. Constatou-se aderência entre os valores observados e estimados para todas as funções Weibull avaliadas, revelando a eficiência das mesmas para descrever a distribuição diamétrica de povoamentos florestais equiâneos.

**Palavras-chave:** Crescimento e produção, distribuição diamétrica, função de densidade de probabilidade.

## SUMÁRIO

LISTA DE TABELAS .....	viii
LISTA DE FIGURAS .....	ix
LISTA DE QUADROS .....	x
1 INTRODUÇÃO.....	1
1.1 Objetivos .....	2
1.1.1 Objetivo geral.....	2
1.1.2 Objetivos específicos .....	2
2 REVISÃO DE LITERATURA.....	4
2.1 Variáveis aleatórias .....	4
2.2 Distribuições de probabilidade.....	5
2.3 Funções de distribuição de probabilidade .....	6
2.4 Distribuição de probabilidade Weibull.....	10
2.4.1 Histórico da distribuição Weibull .....	10
2.4.2 Aplicações da distribuição Weibull .....	10
2.4.3 Funções de densidade de probabilidade da distribuição Weibull.....	11
2.4.4 Amostras completas e truncadas utilizadas na distribuição Weibull .....	13
2.5 Métodos de ajuste da distribuição Weibull .....	14
2.5.1 Método da máxima verossimilhança .....	14
2.5.2 Método baseado nos momentos da distribuição.....	15
2.5.3 Método baseado no percentis da distribuição.....	15
2.6 Métodos de avaliação do ajuste das distribuições.....	16
2.6.1 Testes de aderência .....	16
2.6.1.1 Teste de Kolmogorov-Smirnov .....	17
2.6.1.2 Teste Qui-quadrado.....	18
2.6.1.3 Teste de Anderson-Darling.....	18
2.6.2 Assimetria e curtose .....	19

3	METODOLOGIA .....	20
3.1	Descrição dos dados .....	20
3.2	Formas da função Weibull selecionadas para avaliação .....	20
3.3	Avaliação dos ajustes .....	22
4	RESULTADOS E DISCUSSÃO .....	24
5	CONCLUSÕES.....	29
6	REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS .....	30
	APÊNDICES.....	36
	APÊNDICE A - Dedução das funções de máxima verossimilhança para as distribuições Weibull dois e três parâmetros, completas e truncadas. ....	36
	APÊNDICE B – Valores estimados dos parâmetros de forma, escala e locação e os resultados do teste de Kolmogorov-Smirnov, onde KS representa o valor calculado e p-valor > 0,05 não rejeição da hipótese nula, para as funções Weibull de dois e três parâmetros, completas e truncadas, nas 56 parcelas avaliadas na idade de 62,4 meses.....	42

## LISTA DE TABELAS

Tabela 1 - Valores estimados para os parâmetros de forma e escala, e os resultados do teste de Kolmogorov-Smirnov, onde KS representa o valor calculado do teste e p-valor $> 0,05$ não rejeição da hipótese nula, para as funções Weibull de dois parâmetros, correspondente a parcela 53.....	24
Tabela 2 - Valores estimados para os parâmetros de forma, escala e locação, e os resultados do teste de Kolmogorov-Smirnov, onde KS representa o valor calculado do teste e p-valor $> 0,05$ não rejeição da hipótese nula, para as funções Weibull de três parâmetros, correspondente a parcela 53.....	26

## LISTA DE FIGURAS

Figura 1 - Influência do parâmetro de locação ( $\alpha$ ) sobre a distribuição Weibull.....	12
Figura 2 - Influência do parâmetro de escala ( $b$ ) sobre a distribuição Weibull .....	12
Figura 3 - Influência do parâmetro de forma ( $c$ ) sobre a distribuição Weibull.....	13
Figura 4 - Distribuições diamétricas observadas (barras) e estimadas (linhas), referentes, respectivamente, a função Weibull de dois parâmetros completa, truncada à esquerda, truncada à direita, e truncada à esquerda e à direita, para a parcela 53.....	25
Figura 5 - Distribuições diamétricas observadas (barras) e estimadas (linhas), referentes, respectivamente, a função Weibull de três parâmetros completa, truncada à esquerda, truncada à direita, e truncada à esquerda e à direita, para a parcela 53.....	27

## LISTA DE QUADROS

Quadro 1 – Modelos das distribuições de probabilidade beta, gama, Weibull, normal, log-normal e hiperbólica, com as respectivas função de densidade de probabilidade (fdp) e a função de distribuição acumulada (fda) .....	7
---	---

# 1 INTRODUÇÃO

O conhecimento do crescimento e da produção presente e futura de árvores e povoamentos florestais em diferentes condições de idade, qualidade de sítio e densidade de plantio, principalmente quando se destinam as florestas ao aproveitamento múltiplo da produção, é um importante passo para viabilizar o planejamento e o controle da atividade florestal (MAESTRI, 2003). Entretanto, mais do que conhecer é necessário avaliar o crescimento e a produção de um povoamento. Para isso foram desenvolvidos os modelos de distribuição diamétrica. Esses se baseiam em funções de densidade de probabilidade e avaliam o povoamento por classe de diâmetro (ARAÚJO JÚNIOR et al., 2010).

De acordo com Bailey e Dell (1973) os modelos de distribuição diamétrica apresentam alta correlação do diâmetro com outras importantes variáveis do povoamento como a altura, o volume, o custo de conversão e tipificação dos produtos. Campos e Leite (2006) afirmam que a modelagem em nível de distribuição diamétrica é realizada em duas etapas, sendo a primeira caracterizada pelo ajuste da função de densidade de probabilidade (fdp) aos dados de distribuição de diâmetros de cada parcela e em cada medição, e a segunda pela correlação dos parâmetros da fdp com as características do povoamento.

A função de densidade de probabilidade Weibull é a mais utilizada na área florestal devido às diversas vantagens que essa propicia (BINOTI et al., 2010). Bailey e Dell (1973) afirmam que a função Weibull apresenta flexibilidade e simplicidade em representar tendências, fato que a torna a mais utilizada nos estudos. Para Guimarães (1994, apud BINOTI et al., 2010, p. 148) a preferência pode ser explicada, em parte, pelo fato dos plantios equiâneos apresentarem distribuições diamétricas assimétricas à direita, em razão das árvores superiores apresentarem maiores taxas de crescimento em relação as suprimidas. Esse fato proporciona uma configuração que coincide com as condições ideais para o ajuste da função Weibull.

Dentre os métodos utilizados para o ajuste da função Weibull, o mais empregado é o método da máxima verossimilhança. Vários estudos já comprovaram a eficiência desse em relação aos demais (LOPES, 2007). O método é considerado o melhor por fornecer estimativas mais confiáveis, precisas e com menor tendenciosidade quando comparado a métodos como o dos momentos e o dos

percentis (BAILEY; DELL, 1973; CAMPOS; LEITE, 2006; SANTOS, 2008; SILVA, 2001).

A função Weibull pode apresentar dois ou três parâmetros. Os parâmetros  $a$ ,  $b$  e  $c$  correspondem, respectivamente, aos parâmetros de locação, escala e forma. A função com dois parâmetros é caracterizada pela supressão do parâmetro de locação, o que ocorre quando  $a = 0$ . Além disso, a função Weibull também pode ser apresentada na sua forma completa ou na sua forma truncada. O truncamento da função pode ocorrer à direita, à esquerda e, à direita e à esquerda (BATISTA, 1989).

Soares et al. (2011), em um estudo de projeção da distribuição diamétrica e produção de povoamentos de eucalipto empregando diferentes formas da função Weibull, verificou que o truncamento da função aumenta a eficiência do modelo, indicando que o ato de truncar a função pode ser vantajoso em termos de precisão principalmente quando é necessário considerar limites superior, inferior ou bilateral nas distribuições a serem estimadas. Para Maltamo, Puumalainen e Päivinen (1995) a função Weibull de dois parâmetros é mais segura e propicia maior liberdade ao parâmetro de forma, fato que a torna ainda mais flexível para descrever tendências. Assim, uma importante tarefa é avaliar as diferentes formas existentes da função Weibull e verificar qual delas é mais adequada para descrever a distribuição diamétrica de povoamentos florestais equiâneos.

## **1.1 Objetivos**

### **1.1.1 Objetivo geral**

Avaliar as diferentes formas da função Weibull empregadas na estimação da distribuição diamétrica.

### **1.1.2 Objetivos específicos**

- Ajustar as funções Weibull com dois e três parâmetros, completa, truncada à esquerda, truncada à direita e truncada à esquerda e à direita, utilizando o método da máxima verossimilhança;

- Analisar e comparar as funções ajustadas utilizando o teste de aderência de Kolmogorov-Smirnov;
- Selecionar a forma da função de densidade de probabilidade Weibull que melhor representa a base de dados.

## 2 REVISÃO DE LITERATURA

### 2.1 Variáveis aleatórias

As variáveis aleatórias são definidas como toda e qualquer variável que se associa a uma distribuição de probabilidade, isto é, assume valores que se relacionam a um experimento aleatório (REGAZZI, 1997; ANDERSON; SWEENEY; WILLIAMS, 2008). A utilização de variáveis aleatórias para descrever os resultados de um experimento possibilita um melhor tratamento matemático comparado ao uso de palavras (REGAZZI, 1997).

De acordo com os valores numéricos que assumem, as variáveis aleatórias podem ser classificadas em discretas ou contínuas (ANDERSON; SWEENEY; WILLIAMS, 2008).

Uma variável aleatória discreta é aquela que adquire valores inteiros bem definidos, podendo estes serem finitos ou infinitos (CUNHA, 1994; REGAZZI, 1997; ANDERSON; SWEENEY; WILLIAMS, 2008). Exemplos desse tipo de variável são o número de galhos de uma árvore ou de árvores de um povoamento, ou ainda, o número de troncos por unidade de área. Geralmente, os dados de variáveis aleatórias discretas são obtidos por meio de contagem. Esta se baseia em contabilizar a frequência de ocorrência de eventos específicos (CUNHA, 1994).

A variável aleatória contínua é aquela que pode assumir infinitos valores num intervalo finito (CUNHA, 1994; REGAZZI, 1997). Exemplo comum desse tipo de variável na engenharia florestal é o diâmetro. Esse pode adquirir uma infinidade de valores dentro de um intervalo de classe diamétrica. Outros exemplos são a altura, o peso e o volume. Os dados das variáveis aleatórias contínuas podem ser obtidos por meio de medição (CUNHA, 1994).

De acordo com Husch, Miller e Beers (1982), o estabelecimento de classes para variáveis contínuas ocorre com o intuito de facilitar o manuseio de dados em programas computacionais. Com isso, frequências podem ser assinaladas para tais classes.

## 2.2 Distribuições de probabilidade

Segundo Freund e Simon (2000), uma distribuição de probabilidade corresponde a associação de probabilidades aos valores de uma variável aleatória. Conforme os autores acima, existem duas regras que se aplicam a qualquer distribuição probabilística: os valores devem estar compreendidos no intervalo de 0 a 1; e a soma de todos os valores deve ser igual a 1.

Nas distribuições de probabilidade, as frequências esperadas de ocorrência da variável aleatória são estimadas pelas funções de probabilidade (GUIMARÃES, 2002). Contudo, a escolha da função para descrever as probabilidades de interesse tem sido o principal problema em ajustes de distribuições. Dentre os critérios utilizados para selecionar uma distribuição, cita-se: simplicidade em termos de ajuste para obtenção da estimativa dos parâmetros; flexibilidade 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).

A classificação das funções de distribuição de probabilidade ocorre de acordo com o tipo de variável envolvida (GUIMARÃES, 2002). No caso de uma variável aleatória discreta, a função  $p(x)$ , que associa as probabilidades aos valores da variável, é chamada de função de probabilidade (fp). No caso da variável aleatória contínua é designada como função de densidade de probabilidade (fdp) (LIRA, 2004).

As funções de densidade de probabilidade tem sido cada vez mais empregadas. Os fatores que colaboraram para a expansão de seu uso são: facilidade de estimativa dos parâmetros dos modelos não lineares, o que decorre dos avanços da informática; os conceitos de modelos lineares generalizados, na qual modelos de regressão se baseiam em distribuições de erros não normais; e as técnicas de modelagem, principalmente no que se refere à dinâmica das populações (GUIMARÃES, 2002). Em se tratando de distribuição diamétrica, as fdp 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).

### 2.3 Funções de distribuição de probabilidade

As funções de distribuição de probabilidade são importantes para estimar o acontecimento potencial de eventos de ocorrência incerta (GUIMARÃES, 2002) e podem ser ajustadas para dados discretos e contínuos. Dentre as diversas funções existentes, destacam-se para o ajuste de dados amostrais de variáveis aleatórias discretas: Bernoulli, binomial, binomial negativa, hipergeométrica, geométrica e Poisson. Já as distribuições uniforme, normal, log-normal, gama, valores extremos ou Gumbel, Weibull, exponencial, beta, qui-quadrado, t de Student, F de Snedecor, hiperbólica, entre outras, são utilizadas para o ajuste de dados amostrais de variáveis aleatórias contínuas (CARGNELUTTI FILHO; MATZENAUER; TRINDADE, 2004). No meio florestal as funções beta, gama, Weibull, normal, log-normal e hiperbólica são algumas das mais estudadas.

Inicialmente a distribuição beta foi utilizada por Clutter e Bennett (1965) na predição de madeira para múltiplos usos em plantações de *Pinus elliottii*. Posteriormente outros autores também empregaram a função em seus estudos, como Palahí et al. (2007), Machado et al. (2009) e Stepka, Lisboa e Kurchaidt (2011).

No que se refere a distribuição de probabilidade gama, essa vem sendo aplicada para descrever a distribuição diamétrica de povoamentos florestais desde a década de 1960 com um estudo publicado por Nelson (1964). Machado et al. (2009), Koehler, Caraiola e Pereira Netto (2010), Stepka, Lisboa e Kurchaidt (2011) e Araújo Júnior et al. (2013), são autores que também utilizaram a função gama em pesquisas no meio florestal.

Já a distribuição Weibull é uma das mais consagradas funções de densidade de probabilidade na área florestal, sendo muito utilizada para a caracterização de distribuições diamétricas (MACHADO et al., 2009). Bailey e Dell (1973) foram os primeiros autores que empregaram a função Weibull em florestas. Outros estudos desenvolvidos na área foram publicados por Schreuder e Swank (1974), Batista (1989), Binoti et al. (2010), Araújo Júnior et al. (2012) e Binoti et al. (2012).

No que tange a distribuição normal, foi introduzida pelo matemático De Moivre em 1733, porém aplicada pela primeira vez em 1809 por Gauss (ROSS, 2000, apud WEBER, 2011, p. 29), e é considerada de extrema importância no campo das probabilidades, podendo ser aplicada em diversas áreas de conhecimento (MEYER,

1974, apud WEBER, 2011, p. 28). Schreuder e Swank (1974), Machado et al. (2009) e Stepka, Lisboa e Kurchaidt (2011) são exemplos de autores que utilizaram a distribuição normal em seus estudos.

Já a distribuição de probabilidades log-normal, termo aplicado primeiramente por Gaddum em 1945, é comumente utilizada para análise geral de confiabilidade. Porém, no âmbito florestal, essa geralmente não apresenta vantagens quando comparada a outras distribuições (CARELLI NETTO, 2008). Foi aplicada em estudos florestais por Bliss e Reinker (1964), Schreuder e Swank (1974) e Hafley e Schreuder (1977).

A função hiperbólica foi utilizada por Guimarães em 2002 para descrever distribuição de diâmetros (BINOTI et al., 2011). Em um estudo comparando a eficiência das funções Weibull e hiperbólica para descrição de distribuições diamétricas de povoamentos de *Tectona grandis*, Binoti et al. (2011) constatou a superioridade da função hiperbólica. Essa também se mostrou eficiente para descrever a distribuição diamétrica de sistemas agrossilvipastoris (BINOTI et al., 2012).

Conforme Bailey e Dell (1973), Schreuder e Swank (1974), Zutter et al. (1982), Batista (1989), Cunha (1994), Catalunha et al. (2002), Guimarães (2002), Machado et al. (2009), Campos e Leite (2009), Stepka, Lisboa e Kurchaidt (2011) e Binoti et al. (2012), os modelos das distribuições de probabilidade beta, gama, Weibull, normal, log-normal e hiperbólica podem ser descritos de acordo com o quadro 1:

Quadro 1 – Modelos das distribuições de probabilidade beta, gama, Weibull, normal, log-normal e hiperbólica, com as respectivas função de densidade de probabilidade (fdp) e a função de distribuição acumulada (fda)

*Continua*

Distribuição	Função	Modelo
Beta	fdp	$f(x) = \frac{\Gamma(\gamma + \beta)}{\Gamma(\gamma)\Gamma(\beta)(b-a)^{\gamma+\beta-1}} (x-a)^{\gamma-1}(b-x)^{\beta-1}$
	fda	$F(x) = \int_a^b \frac{\Gamma(\gamma+\beta)}{\Gamma(\gamma)\Gamma(\beta)(b-a)^{\gamma+\beta-1}} (x-a)^{\gamma-1}(b-x)^{\beta-1} dx$ <p><math>\gamma</math> e <math>\beta</math> parâmetros da distribuição.</p>

Quadro 1 – Modelos das distribuições de probabilidade beta, gama, Weibull, normal, log-normal e hiperbólica, com as respectivas função de densidade de probabilidade (fdp) e a função de distribuição acumulada (fda)

*Continuação*

Distribuição	Função	Modelo
Gama	fdp	$f(x) = \frac{1}{\beta^\alpha \Gamma(\alpha)} (x)^{\alpha-1} \exp\left(-\frac{x}{\beta}\right)$ $0 < x < \infty, \alpha > 0 \text{ e } \beta > 0.$ $\Gamma(\alpha) = \int_0^\infty u^{\alpha-1} \exp^{-u} du$
	fda	$F(x) = \int_0^x \frac{(x)^{\alpha-1} \exp\left(-\frac{x}{\beta}\right)}{\beta^\alpha \Gamma(\alpha)} dx$ $x > 0, \alpha > 0 \text{ e } \beta > 0.$ <p><math>\alpha</math> é o parâmetro de forma, <math>\beta</math> é o parâmetro escala.</p>
Weibull 2 e 3 parâmetros	fdp	$f(x) = \left(\frac{c}{b}\right) \left(\frac{x}{b}\right)^{c-1} \exp\left[-\left(\frac{x}{b}\right)^c\right]$ $x \geq 0, b > 0, c > 0.$
	fda	$F(x) = \int_0^{+\infty} f(x) dx = 1 - \exp\left[-\left(\frac{x}{b}\right)^c\right]$
	fdp	$f(x) = \left(\frac{c}{b}\right) \left(\frac{x-\alpha}{b}\right)^{c-1} \exp\left[-\left(\frac{x-\alpha}{b}\right)^c\right]$ $x \geq \alpha, \alpha \geq 0, b > 0, c > 0.$
	fda	$F(x) = \int_0^{+\infty} f(x) dx = 1 - \exp\left[-\left(\frac{x-\alpha}{b}\right)^c\right]$ <p><math>\alpha</math> é o parâmetro de forma, <math>b</math> é o parâmetro escala e <math>c</math> é o parâmetro locação.</p>

Quadro 1 – Modelos das distribuições de probabilidade beta, gama, Weibull, normal, log-normal e hiperbólica, com as respectivas função de densidade de probabilidade (fdp) e a função de distribuição acumulada (fda)

Conclusão

Distribuição	Função	Modelo
Normal	fdp	$f(x) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{1}{2}\left(\frac{x-\mu}{\sigma}\right)^2\right), x \geq 0.$
	fda	$F(x) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^x \exp\left(-\frac{1}{2}\left(\frac{x-\mu}{\sigma}\right)^2\right) dx$ $\sigma^2$ é a variância, $\sigma$ é o desvio padrão e $\mu$ é a média.
Log-normal	fdp	$f(x) = \frac{\exp\left(-\frac{1}{2}\left(\frac{\ln x - \mu}{\sigma}\right)^2\right)}{x\sigma\sqrt{2\pi}}, x \geq 0$
	fda	$F(x) = \frac{1}{x\sigma\sqrt{2\pi}} \int_0^x \exp\left(-\frac{1}{2}\left(\frac{\ln x - \mu}{\sigma}\right)^2\right) dx$ $\sigma^2$ é a variância, $\sigma$ é o desvio padrão e $\mu$ é a média.
Hiperbólica 2 e 3 parâmetros	fdp	$f(x) = \left\{ \frac{\gamma}{\beta} \left(\frac{x}{\beta}\right)^{\gamma-1} \left(1 - \tanh\left(\frac{x}{\beta}\right)^\gamma\right)^2 \right\}$
	fdp	$f(x) = \left\{ \frac{\gamma}{\beta} \left(\frac{x-\alpha}{\beta}\right)^{\gamma-1} \left(1 - \tanh\left(\frac{x-\alpha}{\beta}\right)^\gamma\right)^2 \right\}$ $x > 0, \beta > 0, \gamma > 0.$ $\alpha$ é o parâmetro de locação, $\beta$ é o parâmetro de escala e $\gamma$ é o parâmetro de forma.

Para a construção de modelos de distribuição de diâmetros, as funções de densidade de probabilidade que mais se destacam são a beta e a Weibull (LEITE et al., 2013). Essas também se sobressaem como as mais utilizadas no meio florestal (SANTOS, 2008).

## 2.4 Distribuição de probabilidade Weibull

### 2.4.1 Histórico da distribuição Weibull

A distribuição de Weibull foi proposta inicialmente em 1928 por Fisher e Tippett em estudo de valores extremos. Em seguida, foi desenvolvida de modo independente por Waloddi Weibull em seus estudos sobre a resistência dos materiais no ano de 1939. O trabalho de Weibull se destacou logo após a II Guerra Mundial quando foi dada ênfase às análises de resistência dos materiais, passando a ser chamada pelo seu nome a distribuição de probabilidades (BAILEY; DELL, 1973).

### 2.4.2 Aplicações da distribuição Weibull

O campo de aplicabilidade da distribuição Weibull é vasto. Weibull (1951) publicou um artigo citando vários exemplos de aplicação da função. Relatou a sua boa adaptabilidade a dados de: força das fibras de algodão indiano, fadiga de um aço ST-37, estatura de adultos do sexo masculino nascidos nas ilhas britânicas, superfície de grãos de *Phaseolus vulgaris*, entre outros.

No meio florestal, a distribuição Weibull foi primeiramente empregada como modelo de distribuição diamétrica por Bailey em 1973 (KNOEBEL; BURKHART; BECK, 1986) e desde então tem sido intensivamente utilizada em estudos florestais (CUNHA, 1994; FIGURA, 2010). Bailey e Dell (1973) consideraram a função Weibull matematicamente mais simples e flexível, e quando comparada a distribuição beta, mais fácil de ser aplicada pelo fato de não exigir integração numérica para se calcular o número de indivíduos nas classes. Além disso, a distribuição Weibull se torna superior as outras devido a sua capacidade de descrever diferentes tendências e a facilidade de correlação de seus parâmetros com variáveis do povoamento (SOARES et al., 2010).

A distribuição Weibull também tem sido aplicada em outros estudos no setor florestal como em trabalhos para modelar a distribuição de biomassa de copa e diâmetro de galhos de acordo com os tratamentos silviculturais aplicados em plantios de *Pinus taeda* (GILLESPIE; ALLEN; VOSE, 1994); para modelar a distribuição de biomassa das acículas e galhos de *Pinus contorta* (GARY, 1978); para representação de diversas variáveis de povoamentos de *Pinus strobus* e *Pinus taeda* (SCHREUDER; SWANK, 1974); entre outros.

### 2.4.3 Funções de densidade de probabilidade da distribuição Weibull

As funções de densidade de probabilidade são apresentadas de diversas formas na distribuição de Weibull, sendo que nos estudos de distribuição de diâmetros é mais comum encontrar da seguinte forma (BATISTA, 1989):

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

para  $x \geq a$ , e

$$f(x) = 0$$

para  $x < a$ , onde  $x$  é a variável aleatória,  $a \geq 0$ ,  $b > 0$  e  $c > 0$  os parâmetros da distribuição.

A função de densidade de probabilidade apresentada acima é normalmente chamada de “Weibull - 3 parâmetros” (BATISTA, 1989). A supressão do parâmetro  $a$  ocorre quando esse resulta em zero, caracterizando a função “Weibull – 2 parâmetros” (BATISTA, 1989; BINOTI et al., 2012):

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

onde  $b > 0$  e  $c > 0$ .

Existe uma íntima relação entre os parâmetros e o comportamento da distribuição Weibull, sendo essa uma das razões da grande aplicabilidade da distribuição (BATISTA, 1989). O parâmetro de locação é representado por  $a$  e controla a posição da curva sobre o eixo das abcissas (Figura 1). O parâmetro  $b$  é o parâmetro de escala e controla as dimensões que a curva assume, se tornando essa cada vez mais dispersa a medida que o valor de  $b$  aumenta (Figura 2). O parâmetro de forma é representado por  $c$  e controla as diversas formas que a distribuição pode assumir (Figura 3). A forma de “J invertido”, típica da distribuição diamétrica de florestas temperadas dissetâneas e de florestas tropicais naturais, se faz presente quando  $c \leq 1$  (BAILEY; DELL, 1973; BATISTA, 1989).

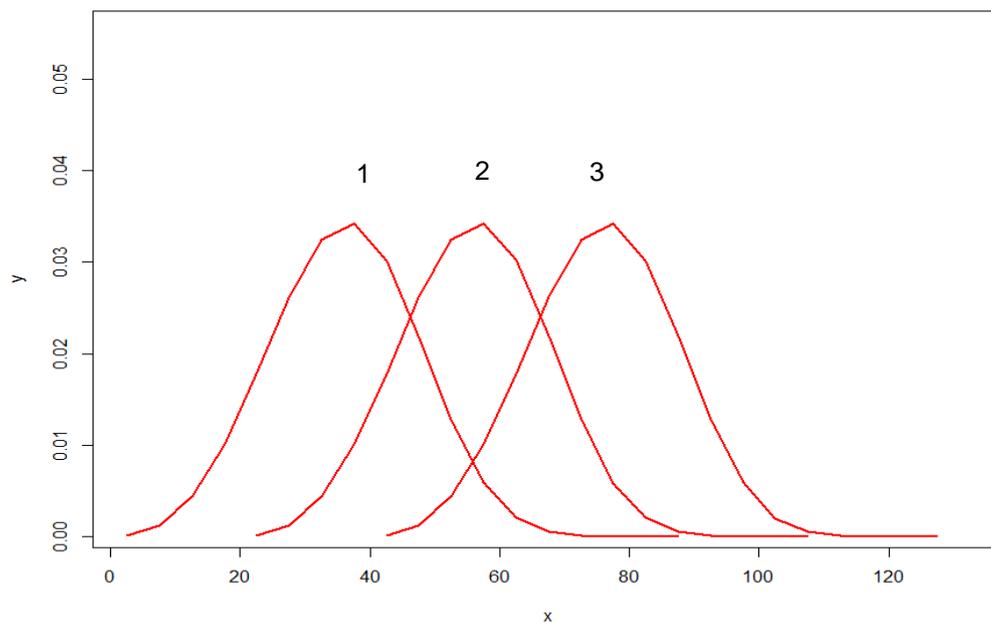


Figura 1 - Influência do parâmetro de locação ( $\alpha$ ) sobre a distribuição Weibull, onde o eixo y corresponde a fdp ( $f(x)$ ) e o eixo x aos valores da variável ( $x$ ). Valores dos parâmetros:  $c = 3,6$ ,  $b = 40$ ,  $\alpha = 0$  na curva (1),  $\alpha = 20$  na (2), e  $\alpha = 40$  na (3)

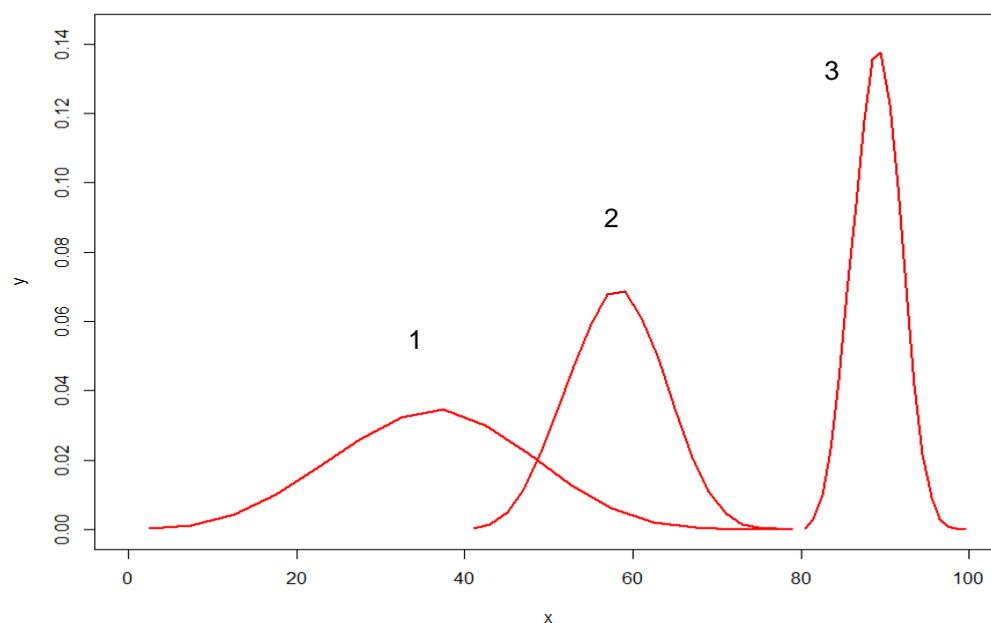


Figura 2 - Influência do parâmetro de escala ( $b$ ) sobre a distribuição Weibull, onde o eixo y corresponde a fdp ( $f(x)$ ) e o eixo x aos valores da variável ( $x$ ). Valores dos parâmetros: Na curva (1)  $b = 40$  ( $\alpha = 0$ ;  $c = 3,6$ ), (2)  $b = 20$  ( $\alpha = 40$ ;  $c = 3,6$ ), e (3)  $b = 10$  ( $\alpha = 80$ ;  $c = 3,6$ )

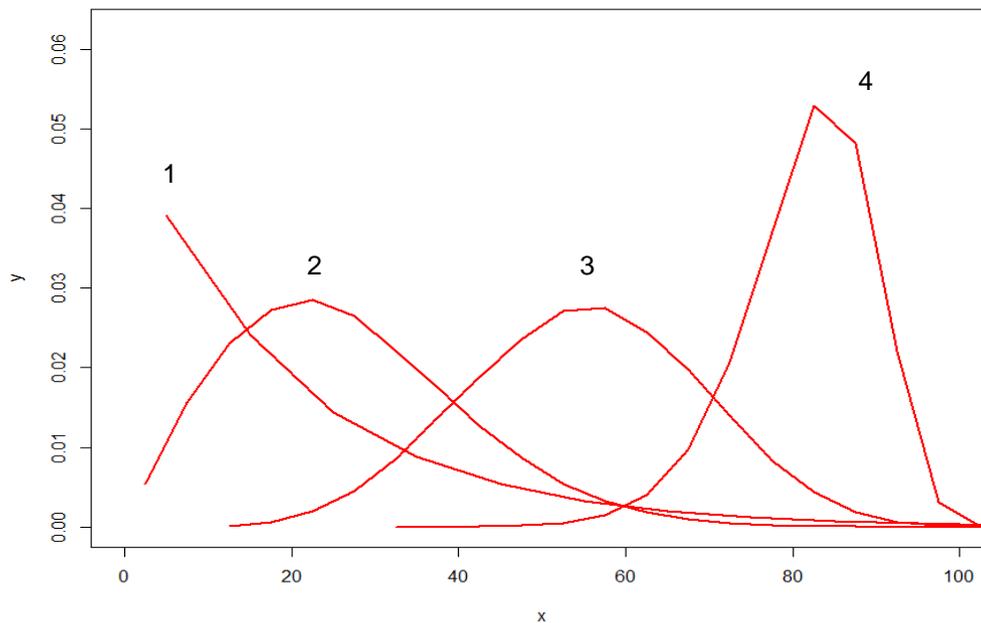


Figura 3 - Influência do parâmetro de forma ( $c$ ) sobre a distribuição Weibull, onde o eixo  $y$  corresponde a fdp ( $f(x)$ ) e o eixo  $x$  aos valores da variável ( $x$ ). Valores dos parâmetros: Na curva (1)  $c = 1,0$  ( $\alpha = 0$ ;  $b = 20$ ), (2)  $c = 2,0$  ( $\alpha = 0$ ;  $b = 30$ ), (3)  $c = 3,6$  ( $\alpha = 10$ ;  $b = 50$ ), (4)  $c = 12,0$  ( $\alpha = 5$ ;  $b = 80$ )

A “Weibull - 3 parâmetros” leva em consideração o parâmetro de locação, fato que não ocorre para “Weibull - 2 parâmetros”, onde  $a$  é considerado nulo (BAILEY; DELL, 1973). A eliminação do parâmetro  $a$  pode ser explicada pelo baixo impacto que ocasiona na precisão das estimativas (RUSTAGI, 1977, apud NOGUEIRA, 2003, p. 12). O parâmetro de locação geralmente é relacionado com o diâmetro mínimo do povoamento (BAILEY; DELL, 1973; BINOTI et al., 2010) e é apresentado como um termo independente, no qual deve ser conhecido previamente para se obter os demais parâmetros (BARRA et al., 2004).

#### 2.4.4 Amostras completas e truncadas utilizadas na distribuição Weibull

As amostras utilizadas na distribuição Weibull podem ser completas ou apresentar truncamento (BATISTA, 1989). Segundo Silva (2001) os dados de mensuração dos diâmetros são ditos como completos quando uma parcela apresenta todas as árvores com os diâmetros mensurados. Porém, uma maneira de aperfeiçoar as estimativas é a utilização da distribuição truncada. Essa pode ser definida como um subintervalo da distribuição completa, na qual a função de densidade de probabilidade não é a mesma para ambas. Quando se deseja

trabalhar com um subintervalo da distribuição completa é necessário desenvolver novas equações com base em uma distribuição de diâmetros truncada (SILVA, 2001).

Quando apresentarem truncamento, as amostras podem ser classificadas em truncada à direita, truncada à esquerda e, truncada à direita e à esquerda (BATISTA, 1989). As medidas de diâmetro superiores a um diâmetro mínimo, ou ponto de truncamento, resultam em dados truncados a esquerda. Quando as árvores de diâmetros superiores que um mínimo são mensuradas e é realizada uma contagem de todas as árvores menores que o diâmetro mínimo, torna-se possível obter os dados que ficam restritos à esquerda. Nesse caso, o diâmetro mínimo é dito como o ponto de restrição (SILVA, 2001). O truncamento à direita normalmente é representado pelo diâmetro máximo do povoamento (BINOTI et al., 2010; SOARES et al., 2010).

## **2.5 Métodos de ajuste da distribuição Weibull**

Vários métodos podem ser utilizados com o intuito de estimar os parâmetros da distribuição Weibull (BATISTA, 1989). Cunha (1994) afirma que o método da máxima verossimilhança, dos momentos e dos percentis são os mais utilizados para tal finalidade. Contudo, a escolha de qual método será utilizado irá depender da precisão requerida e da função empregada (ARAÚJO JÚNIOR et al., 2010).

### **2.5.1 Método da máxima verossimilhança**

O método de máxima verossimilhança foi proposto inicialmente em 1821, pelo matemático alemão Gauss. Em 1922, Fischer redescobriu a idéia e passou a estudar as suas propriedades (CUNHA, 1994). O método basicamente consiste em adotar para o parâmetro o valor que maximize a função de verossimilhança, correspondente ao resultado obtido na amostra. Em outras palavras, se baseia em escolher, entre os prováveis valores dos parâmetros populacionais, aqueles que possivelmente possibilitarão a ocorrência de uma amostra idêntica aquela que efetivamente se obteve (LOPES, 2007).

Esse método geralmente fornece estimadores consistentes, assintoticamente eficientes e com distribuição assintoticamente normal. Os estimadores de máxima verossimilhança para a função “Weibull - 2 parâmetros” tanto para amostras

completas, quanto para amostras censuradas e progressivamente censuradas foram divulgados por Cohen em 1965 (BATISTA, 1989; LOPES, 2007). Os mesmos estimadores foram deduzidos por Couto (1980). Para a função “Weibull - 3 parâmetros”, a dedução dos estimadores foi realizada por Harter e Moore (1965). Esses desenvolveram um algoritmo baseado no método iterativo de falsa posição para solucionar os problemas gerados pela correlação dos parâmetros, fato que impedia estimar o valor de um desses sem conhecer os outros dois (BATISTA, 1989).

### **2.5.2 Método baseado nos momentos da distribuição**

O método baseado nos momentos da distribuição foi introduzido por Karl Pearson em 1902 . Empregado com o intuito de obter estimadores de parâmetros, o método se baseia na combinação do momento amostral com a correspondente distribuição de momentos (LIRA, 2004).

Silva et al. (2002) afirma que o método dos momentos estabelece que os parâmetros de escala e forma da distribuição de Weibull apresentam relação, respectivamente, aos momentos amostrais de primeira e segunda ordens centrados na origem. Em estudos de distribuições diamétricas, o primeiro momento amostral centrado na origem corresponde ao diâmetro médio aritmético do povoamento e o segundo ao diâmetro médio quadrático (FIGURA, 2010).

Figura (2010) explorou a utilização do método dos momentos no ajuste da distribuição Weibull e sua aplicabilidade na descrição da estrutura diamétrica de povoamentos, encontrando resultados satisfatórios. Eisfeld (2004) também utilizou o método em seu estudo referente a modelagem do crescimento e da produção de *Pinus taeda* L. por meio de função probabilística e processo de difusão.

### **2.5.3 Método baseado no percentis da distribuição**

Os percentis são medidas de posição que dividem a distribuição em cem partes iguais (CORREA, 2003). De acordo com Barra et al. (2004) qualquer um dos métodos de ajuste citados até o momento podem ser utilizados para estimar a função quando se conhece a verdadeira distribuição para uma dada população, pois são equivalentes quanto à eficiência. Contudo, se é desejado a obtenção de um modelo de distribuição para simulação da produção florestal no qual não se conhece a verdadeira distribuição e essa será estimada em cenários de prognose ou

projeção, é indicado o método que gere menor dependência de funções auxiliares com projeções heterodoxas (WENDLING, 2007).

Wendling, Emerenciano e Hosokawa (2011) afirmam que o método mais simples, claro e independente para estimar os parâmetros da função de densidade de probabilidade Weibull, nos cenários de simulação citados anteriormente, é o dos percentis. De acordo com o autor supracitado o método necessita apenas de funções auxiliares para estimar os dois diâmetros percentis com segurança análoga às funções para estimar os limites diamétricos, diâmetro mínimo e máximo, que também devem ser utilizados nessa ou em quaisquer outras hipóteses de método a se empregar.

Consta-se poucos trabalhos na literatura em que o método dos percentis foi empregado (WENDLING; EMERENCIANO; HOSOKAWA, 2011). Maestri (1992) estudou a produção presente e futura da *Acacia mearnsii*, por meio da distribuição Weibull e utilização do método dos percentis, obtendo bons resultados. Soares et al. (2007), em uma pesquisa realizada no estado da Bahia com *Eucalyptus sp.*, empregou os percentis tomados a 50 e 75% da distribuição diamétrica e as alturas correspondentes aos diâmetros nessas posições, em modelos para realizar prognose em produção volumétrica, também encontrando resultados satisfatórios.

Contudo, a maioria dos autores empregam o método de máxima verossimilhança para ajuste das funções, afirmando que esse apresenta superioridade em relação aos outros. De acordo com Silva (2001), para se estimar os parâmetros da função Weibull, o método da máxima verossimilhança é considerado o melhor. Santos (2008) assegura que esse método fornece para os parâmetros da função de densidade de probabilidade Weibull estimativas com maior grau de precisão e confiabilidade. Para Bailey e Dell (1973) o método é considerado o melhor, porém exige cálculos iterativos. Araújo Júnior et al. (2010) afirma que o método é o mais indicado para ajustar a função Weibull devido a otimização do processo de estimativa dos parâmetros pelos procedimentos computacionais.

## **2.6 Métodos de avaliação do ajuste das distribuições**

### **2.6.1 Testes de aderência**

Para avaliar a qualidade do ajuste das distribuições adota-se os testes de aderência. Conforme Cargnelutti Filho, Matzenauer e Trindade (2004) esses são

imprescindíveis para averiguar se a distribuição de probabilidade dos dados de uma variável em análise pode ser estudada por uma função de distribuição de probabilidade conhecida.

As estatísticas de teste e os critérios de decisão apresentados pelos testes de aderência são diferentes, porém as hipóteses testadas são as mesmas. A hipótese de nulidade é de que a variável aleatória adere à distribuição específica. Já a hipótese alternativa é contrária a de nulidade (TORMAN; COSTER; RIBOLDI, 2012). O teste de Kolmogorov-Smirnov, do qui-quadrado e de Anderson-Darling são alguns dos testes de aderência mais empregados.

#### **2.6.1.1 Teste de Kolmogorov-Smirnov**

O teste de Kolmogorov-Smirnov foi introduzido em 1933 por Kolmogorov com a finalidade de averiguar se uma série de dados pertence a uma determinada distribuição com média igual a zero e com variâncias conhecidas (OLIVEIRA, 2008). Esse teste é baseado no módulo da maior diferença entre a frequência acumulada estimada e a frequência acumulada observada. Esta diferença entre as duas distribuições corresponde a um valor  $D$  e é comparada com um valor tabelado que se fundamenta no tamanho da amostra e no nível de significância. Assim, o objetivo do teste é encontrar a maior divergência existente, que corresponde ao máximo valor de  $D$  (CATALUNHA et al., 2002; BINOTI et al., 2010; FIGURA, 2010; PINTO et al., 2010), ou seja, verificar se os dados seguem a distribuição específica (SCUDINO, 2008).

Assim, o teste geralmente é aplicado para verificar se a característica estudada da amostra é proveniente de uma população com distribuição específica. É considerado o mais apropriado para dados ordenados ou quando a variável apresenta distribuição contínua, além de não provocar alterações quando se estimam os parâmetros da distribuição (CARELLI NETTO, 2008).

Finger (1982), Jorge, Veiga e Pontinha (1990), Binoti et al. (2010), Binoti et al. (2011) e Binoti et al. (2012), são alguns autores que empregaram o teste de Kolmogorov-Smirnov em estudos de distribuição diamétrica e obtiveram resultados satisfatórios.

### **2.6.1.2 Teste Qui-quadrado**

O teste qui-quadrado foi proposto por Karl Pearson em 1900 (MEMÓRIA, 2004) e se baseia no somatório dos erros absolutos das frequências, que é comparado com um valor tabelado de acordo com o nível de significância que se deseja e os graus de liberdade da distribuição (CATALUNHA et al., 2002; PINTO et al., 2010).

O qui-quadrado é um teste não paramétrico, ou seja, não depende de parâmetros populacionais como a média e a variância (CARELLI NETTO, 2008). Porém, o teste apresenta algumas limitações como por exemplo: a frequência de uma classe não pode ser inferior a cinco e perda de informações devido ao agrupamento dos dados. Já o teste de Kolmogorov-Smirnov pode ser executado tanto com dados agrupados, onde não há restrição quanto ao número nem ao valor das classes, como também com dados individuais, sendo geralmente mais eficiente que o teste do qui-quadrado em pequenas amostras (CATALUNHA et al., 2002; CAMPOS, 1983, apud CARGNELUTTI FILHO; MATZENAUER; TRINDADE, 2004, p. 1158).

Catalunha et al. (2002) afirma que o teste de qui-quadrado é mais rigoroso do que o teste de Kolmogorov-Smirnov. Para Leotti, Birck e Riboldi (2005) os testes de Anderson-Darling e Kolmogorov-Smirnov apresentam vantagens sobre o teste de qui-quadrado, incluindo maior poder e invariância em relação aos pontos médios dos intervalos escolhidos.

### **2.6.1.3 Teste de Anderson-Darling**

Proposto por Anderson e Darling (1952), o teste Anderson-Darling é utilizado para verificar se uma amostra de dados é proveniente de uma determinada distribuição, sendo considerado uma modificação do teste de Kolmogorov-Smirnov (SCUDINO, 2008). O teste de Anderson-Darling pertence a classe quadrática de estatísticas baseadas na função de distribuição empírica, pois trabalha com as diferenças quadráticas entre a distribuição empírica e a hipotética (ANDERSON; DARLING, 1952; LEOTTI; BIRCK; RIBOLDI, 2005; CARELLI NETTO, 2008).

De acordo com Carelli Netto (2008), o teste é considerado mais sensível em relação aos testes de Kolmogorov-Smirnov e de qui-quadrado, pois proporciona maior peso aos pontos da cauda da distribuição. Com isso, valores pequenos da estatística de Anderson-Darling indicam melhores estimativas dos dados pela

distribuição, ou seja, quanto menor o valor melhor será o ajuste da curva sobre os dados.

Estudos na área florestal que utilizaram o teste de Anderson-Darling foram de Carnelli Netto (2008) e Schneider et al. (2008).

### **2.6.2 Assimetria e curtose**

As medidas de assimetria e curtose são utilizadas para descrever as formas e a evolução das curvas de distribuição (MACHADO et al., 2006). A assimetria é denominada 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).

Quando os valores da média, mediana e moda são iguais, a distribuição é simétrica. Assimétrica é toda distribuição que apresentar deformação. Assim, a assimetria pode dar-se na cauda direita ou esquerda da curva de frequências. Quando a assimetria ocorre na cauda direita da distribuição é chamada de assimétrica à direita ou positiva, e quando ocorre na cauda esquerda é chamada de assimétrica à esquerda ou negativa (CORREA, 2003).

A curtose, por sua vez, pode ser classificada em três tipos de curvas de frequência de acordo com o grau de achatamento (CORREA, 2003). A base referencial é a curva normal e recebe o nome de mesocúrtica. Quando a distribuição apresenta uma curva de frequência mais fechada (ou mais aguda em sua parte superior) que a normal, essa é denominada léptocúrtica. Platicúrtica é a curva que se apresenta mais aberta (ou mais achatada em sua parte superior) em relação a normal (CRESPO, 2002).

Machado et al. (2006) e Machado et al. (2009) são autores que aplicaram as medidas de assimetria e curtose em seus trabalhos.

### 3 METODOLOGIA

#### 3.1 Descrição dos dados

O estudo foi realizado baseando-se nos dados de um plantio homogêneo com o híbrido obtido a partir do *Eucalyptus urophylla* e *Eucalyptus grandis*, localizado no município de Guaçuí, região sul do Espírito Santo, a 622 metros de altitude, com coordenadas centrais aproximadas no Sistema de Projeção Cartográfica UTM, Datum SAD 69, Zona 24S iguais a: 220.051 m e 7.690.288 m. Para o ajuste utilizou-se 56 parcelas cuja a medição foi executada aos 62,4 meses.

O agrupamento dos dados em classes foi realizado com intervalos regulares de 2 cm de amplitude. O número de classes por parcela variou em função da diferença entre os diâmetros mínimo e máximo observados em cada unidade amostral.

#### 3.2 Formas da função Weibull selecionadas para avaliação

As funções de densidade de probabilidade de Weibull que foram ajustadas e comparadas são (ZUTTER et al., 1982; McEWEN; PARRESOL, 1991):

- 2 parâmetros completa:

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

$$x \geq 0, \quad b > 0, \quad c > 0$$

- 2 parâmetros truncada à esquerda:

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

$$x \geq t, \quad b > 0, \quad c > 0$$

- 2 parâmetros truncada à direita:

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

$$0 \leq x \leq T, \quad b > 0, \quad c > 0$$

- 2 parâmetros truncada à direita e à esquerda:

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

$$t \leq x \leq T, \quad b > 0, \quad c > 0$$

- 3 parâmetros completa:

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

$$x \geq a, \quad a \geq 0, \quad b > 0, \quad c > 0$$

- 3 parâmetros truncada à esquerda:

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

$$x \geq t, \quad 0 \leq a < t, \quad b > 0, \quad c > 0$$

- 3 parâmetros truncada à direita:

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

$$a \leq x \leq T, \quad a \geq 0, \quad b > 0, \quad c > 0$$

- 3 parâmetros truncada à direita e a esquerda:

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

$$t \leq x \leq T, \quad 0 \leq a > t, \quad b > 0, \quad c > 0$$

Em que:

$a$  = parâmetro de locação;

$b$  = parâmetro de escala;

$c$  = parâmetro de forma;

$x$  = variável aleatória;

$T$  = ponto de truncamento à direita;

$t$  = ponto de truncamento à esquerda.

No truncamento à direita considerou-se o diâmetro máximo observado em cada parcela, e o truncamento à esquerda foi de 5 cm.

As funções Weibull foram ajustadas aos dados de distribuição diamétrica observados em cada parcela. O ajuste foi realizado com base no método da máxima verossimilhança, empregando-se para isso o software R versão 3.0.3. No APÊNDICE A são apresentadas as deduções das funções Weibull de máxima verossimilhança.

### 3.3 Avaliação dos ajustes

Para avaliar a qualidade dos ajustes das funções Weibull, foi utilizado o teste de Kolmogorov-Smirnov, a 5% de probabilidade (ARAÚJO JÚNIOR et al., 2010):

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

Em que:

$D$  = maior diferença entre as distribuições;

$S(X)$  = frequência acumulada observada;

$F(X)$  = frequência acumulada estimada.

As hipóteses do teste são descritas como:

$H_0$  = os dados observados são estatisticamente iguais aos estimados;

$H_1$  = os dados observados não são estatisticamente iguais aos estimados.

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. A aderência do teste é verificada comparando o valor calculado ( $D$ ) com o valor crítico tabelado ( $D_{(N,\alpha)}$ ): se  $D < D_{(N,\alpha)}$  não se rejeita  $H_0$ , ou seja, os dados observados são estatisticamente iguais aos estimados; se  $D > D_{(N,\alpha)}$  rejeita-se  $H_0$ , ou seja, os dados observados não são estatisticamente iguais aos estimados. O nível de significância é representado por  $\alpha$  e o número de observações por  $N$  (SCUDINO, 2008).

## 4 RESULTADOS E DISCUSSÃO

Com a estimação dos parâmetros da distribuição Weibull a partir do método da máxima verossimilhança, foram determinadas as probabilidades e o número de árvores (N) nas classes diamétricas de cada parcela para a idade de 62,4 meses. Utilizando o teste de Kolmogorov-Smirnov, a 5% de probabilidade, com o intuito de verificar a qualidade do ajuste das funções, constatou-se que todas as parcelas na idade estudada, apresentaram resultados não significativos, ou seja, a distribuição diamétrica estimada não divergiu significativamente em relação a observada, para todas as funções Weibull de dois parâmetros. Na Tabela 1 são apresentados os valores estimados para os parâmetros da distribuição e os resultados do teste de Kolmogorov-Smirnov, para as funções Weibull de dois parâmetros, correspondente a parcela 53, selecionada aleatoriamente.

Tabela 1 - Valores estimados para os parâmetros de forma e escala, e os resultados do teste de Kolmogorov-Smirnov, onde KS representa o valor calculado do teste e p-valor > 0,05 não rejeição da hipótese nula, para as funções Weibull de dois parâmetros, correspondente a parcela 53

<b>Distribuição</b>	<b>forma</b>	<b>escala</b>	<b>KS</b>	<b>KS p-valor</b>
Weibull 2P	7,127	15,613	0,143	0,999
Weibull 2P trunc. à esquerda	7,116	15,611	0,143	0,999
Weibull 2P trunc. à direita	7,099	15,620	0,143	0,999
Weibull 2P trunc. à esquerda e direita	7,116	15,612	0,143	0,999

A Figura 4 permite observar, respectivamente, para as funções Weibull de dois parâmetros completa, truncada à esquerda, truncada à direita e truncada à esquerda e à direita, as distribuições observadas e estimadas correspondentes à parcela 53. A frequência corresponde a N e o centro de classe é dado em cm.

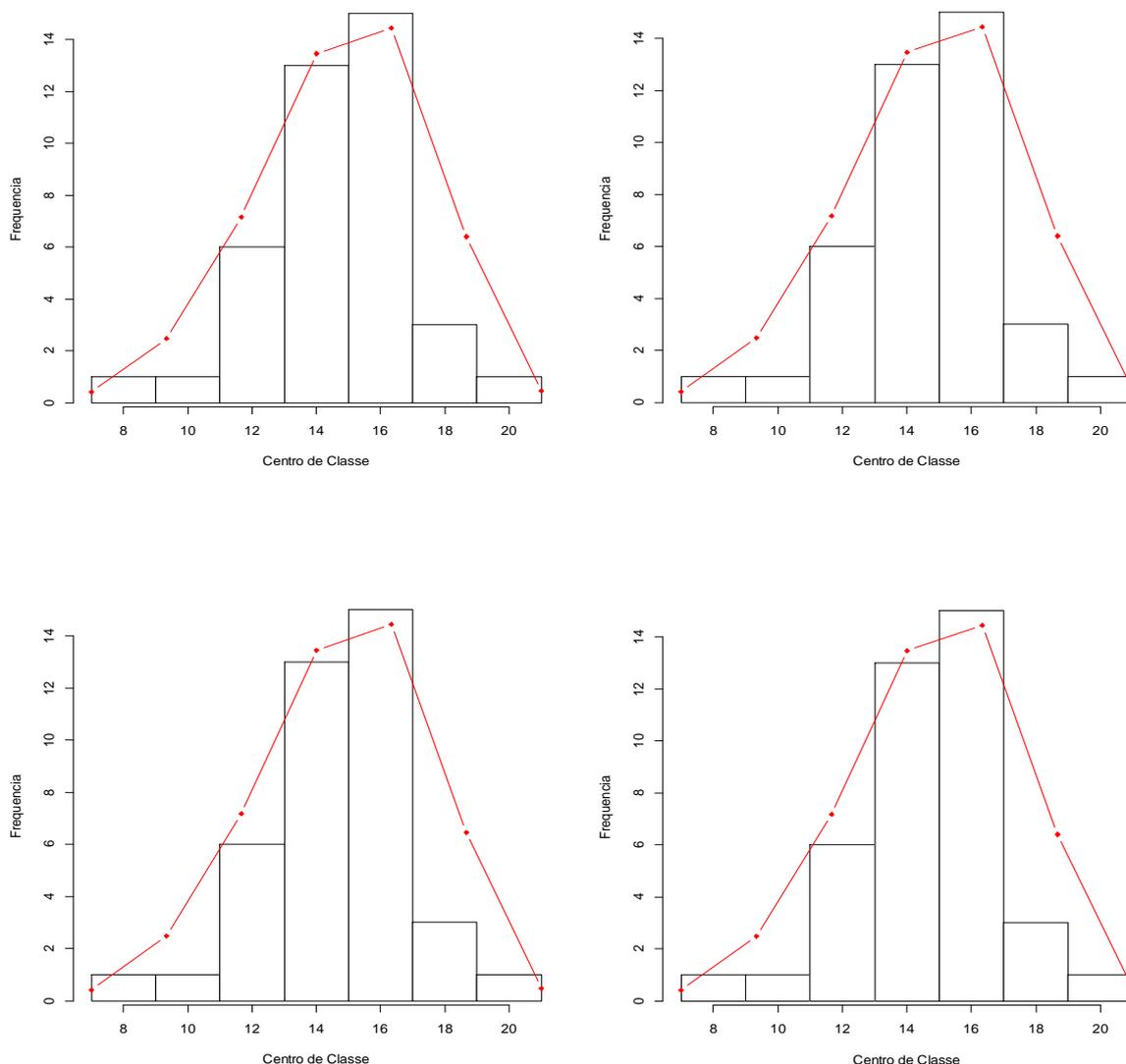


Figura 4 - Distribuições diamétricas observadas (barras) e estimadas (linhas), referentes, respectivamente, a função Weibull de dois parâmetros completa, truncada à esquerda, truncada à direita, e truncada à esquerda e à direita, para a parcela 53

Tais resultados comprovam que o método da máxima verossimilhança foi eficiente no ajuste de todas as funções Weibull de dois parâmetros. Soares et al. (2010) testaram a função Weibull dois parâmetros truncada à direita para dados de diâmetros de um povoamento do híbrido *Eucalyptus grandis* W. Hill ex Maiden x *Eucalyptus urophylla* S. T. Blake, e encontraram resultados não significativos, a partir do teste de Kolmogorov-Smirnov, para todas as parcelas e idades analisadas. Bons ajustes para a função Weibull de dois parâmetros completa foram encontrados por Araújo Júnior et al. (2010). Esses verificaram aderência dos dados a função em

todas as parcelas e idades avaliadas, e atribuíram a boa qualidade do ajuste ao método da máxima verossimilhança.

Soares et al. (2011), estudando a projeção da distribuição diamétrica e produção de povoamentos de eucalipto empregando diferentes formas da função Weibull, verificaram a inexistência de diferenças significativas entre as distribuições estimadas e observadas, para todas as parcelas e idades, utilizando a função Weibull de dois parâmetros truncada à direita. Com a utilização da função Weibull 2 parâmetros completa, ocorreu a significância do teste para algumas parcelas e idades. Assim, os autores supracitados constataram que o truncamento da função possibilitou uma maior proporção de resultados não significativos.

Para as funções Weibull de três parâmetros, tanto para a completa como para as truncadas, também constatou-se bons ajustes, sendo que 100% das parcelas apresentaram aderência entre os valores observados e estimados. Na Tabela 2 são apresentados os valores estimados para os parâmetros da distribuição e os resultados do teste de Kolmogorov-Smirnov, para as funções Weibull de três parâmetros, correspondente a parcela 53, selecionada ocasionalmente.

Tabela 2 - Valores estimados para os parâmetros de forma, escala e locação, e os resultados do teste de Kolmogorov-Smirnov, onde KS representa o valor calculado do teste e p-valor > 0,05 não rejeição da hipótese nula, para as funções Weibull de três parâmetros, correspondente a parcela 53

<b>Distribuição</b>	<b>forma</b>	<b>escala</b>	<b>locação</b>	<b>KS</b>	<b>KS p-valor</b>
Weibull 3P trunc. à esquerda e direita	5,712	12,562	3,010	0,143	0,999
Weibull 3P	5,709	12,551	3,020	0,143	0,999
Weibull 3P trunc. à esquerda	5,716	12,569	3,003	0,143	0,999
Weibull 3P trunc. à direita	5,598	12,395	3,183	0,143	0,999

A Figura 5 permite observar, respectivamente, para as funções Weibull de três parâmetros completa, truncada à esquerda, truncada à direita e truncada à esquerda e à direita, as distribuições observadas e estimadas correspondente a parcela 53. A frequência corresponde a N e o centro de classe é dado em cm.

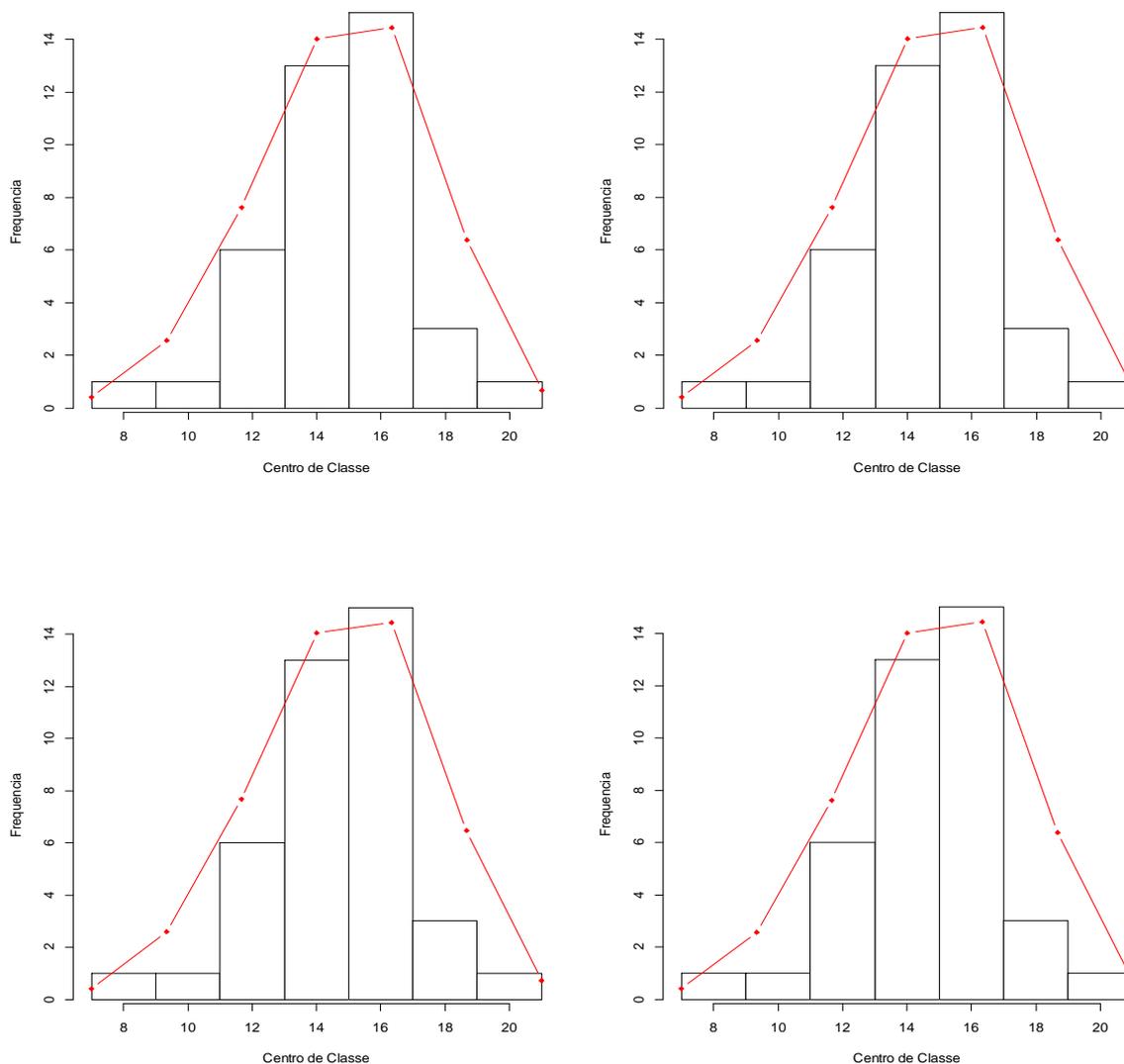


Figura 5 - Distribuições diamétricas observadas (barras) e estimadas (linhas), referentes, respectivamente, a função Weibull de três parâmetros completa, truncada à esquerda, truncada à direita, e truncada à esquerda e à direita, para a parcela 53

Com base nos resultados apresentados, pode-se constatar que o método da máxima verossimilhança também foi eficiente para o ajuste das funções Weibull de três parâmetros. Leite et al. (2013) também encontrou bons resultados ao utilizar esse método de ajuste para a função Weibull de três parâmetros completa empregando dados de diâmetro de um híbrido *Eucalyptus grandis* x *Eucalyptus urophylla*. Os autores supracitados averiguaram que todos os ajustes realizados resultaram em aderência pelo teste de Kolmogorov-Smirnov, a 1% de significância.

Lopes (2007) verificou que a função de densidade de probabilidade Weibull três parâmetros truncada à direita, ajustada pelo método da máxima

verossimilhança, descreve de forma precisa a distribuição diamétrica de sistemas agroflorestais. O autor mencionado anteriormente encontrou grandes proximidades entre as distribuições de diâmetros estimadas e observadas para a maioria das parcelas e medições avaliadas.

O ato de truncar é uma maneira de melhorar as estimativas das distribuições diamétricas (SOARES et al. 2010). Para Nogueira (2003) tal prática elimina a possibilidade da função estimar frequências teóricas acima do ponto de truncamento à direita ou abaixo do ponto de truncamento à esquerda. Porém, para os dados de diâmetros de cada parcela na idade 62,4 meses analisados neste estudo, utilizando as funções Weibull de dois e três parâmetros, a interferência do truncamento se mostrou irrelevante.

As funções de densidade de probabilidade Weibull comparadas neste estudo apresentaram resultados favoráveis, revelando que podem ser utilizadas para descrever a distribuição diamétrica de povoamentos florestais equiâneos. Contudo, as funções Weibull de dois parâmetros são mais utilizadas em pesquisas na área florestal. Tal fato pode ser explicado pela baixa correlação do parâmetro de locação com as características do povoamento (MAESTRI, 1992) e ao baixo impacto que ocasiona sobre a precisão das estimativas (RUSTAGI, 1977, apud NOGUEIRA, 2003, p. 12). De acordo com Maltamo, Puumalainen e Päivinen (1995), o parâmetro de forma adquire maior liberdade quando o de locação é suprimido, tornando a função Weibull de dois parâmetros mais flexível para descrever tendências.

No APÊNDICE B são apresentados os valores dos parâmetros de forma, escala e locação, e do teste de Kolmogorov-Smirnov, estimados e calculados para as funções Weibull de dois e três parâmetros, completas e truncadas, nas 56 parcelas avaliadas na idade de 62,4 meses.

## 5 CONCLUSÕES

As funções de densidade de probabilidade Weibull de dois e três parâmetros, completa, truncada à esquerda, truncada à direita e truncada à esquerda e à direita, apresentaram bons ajustes pelo método da máxima verossimilhança, e podem ser aplicadas na descrição da distribuição diamétrica de povoamentos florestais equiâneos.

Entretanto, considerando que a qualidade do ajuste é similar entre as diferentes formas da função Weibull estudadas, recomenda-se a utilização da função de dois parâmetros completa devido a sua maior simplicidade, já que não estima o parâmetro de locação e nem se limita aos truncamentos, tornando-a mais fácil de ser aplicada. Além disso, essa é encontrada na maioria dos software estatísticos que realizam estimação diamétrica através das funções de densidade de probabilidade.

## 6 REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ANDERSON, D. R.; SWEENEY, D. J.; WILLIAMS, T. A. **Estatística Aplicada à Administração e Economia**. 2. ed. São Paulo: Cengage Learning, 2008.

ANDERSON, T. W.; DARLING, D. A. Asymptotic theory of certain “goodness of fit” criteria based on stochastic processes. **The Annals of Mathematical Statistics**, v. 23, n. 2, p. 193–212, 1952.

ARAÚJO JÚNIOR, C. A., LEITE, H. G.; BINOTI, D. H. B.; CASTRO, R. V. O.; BINOTI, M. L. M. da S.; MARCATTI, G. E. Uso da função Weibull para descrever a área basal por classe de diâmetro de um povoamento de Eucalipto. **Scientia Forestalis**, Piracicaba, v. 40, n. 95, p. 401-406, 2012.

ARAÚJO JÚNIOR, C. A.; LEITE, H. G.; CASTRO, R. V. O.; BINOTI, D. H. B.; ALCÂNTARA, A. E. M. de; BINOTI, M. L. M. da S. Modelagem da distribuição diamétrica de povoamentos de Eucalipto utilizando a função gama. **Cerne**, Lavras, v. 19, n. 2, p. 307-314, 2013.

ARAÚJO JÚNIOR, C. A.; NOGUEIRA, G. S.; OLIVEIRA, M. L. R. de; MIRANDA, R. O. V. de; CASTRO, R. V. O.; PELLI, E. Projeção da distribuição diamétrica de povoamentos de Eucalipto em diferentes amplitudes de classe. **Pesquisa agropecuária brasileira**, Brasília, v. 45, n. 11, p. 1275-1281, 2010.

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)**. 2003. 113 f. Tese (Doutorado em Ciências Florestais) – Universidade Federal do Paraná, Curitiba, 2003.

BARRA, O. S. V.; SANQUETTA, C. R.; ARCE, J. E.; MACHADO, S. do A.; CORTE, A. P. D. Proposta metodológica para o ajuste ótimo da distribuição diamétrica Weibull 3P. **Floresta**, Curitiba, v. 34, n. 3, p. 387-393, 2004.

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

BINOTI, D. H. B.; BINOTI, M. L. M. da S.; LEITE, H. G.; MELIDO, R. C. N.; SANTOS, F. L. do. Descrição da distribuição diamétrica de sistemas agrossilvipastoris utilizando as funções Weibull e hiperbólica. **Revista Árvore**, Viçosa, v. 36, n. 2, p. 349-356, 2012.

BINOTI, D. H. B.; LEITE, H. G.; GUIMARÃES, D. P.; SILVA, M. L. M. da; GARCIA, S. L. R.; FARDIN, L. P. Eficiência das funções Weibull e hiperbólica para descrição de distribuições diamétricas de povoamentos de *Tectona grandis*. **Revista Árvore**, Viçosa-MG, v. 35, n. 2, p. 299-306, 2011.

BINOTI, D. H. B.; LEITE, H. G.; NOGUEIRA, G. S.; SILVA, M. L. M. da; GARCIA, S. L. R.; CRUZ, J. P. da. Uso da função Weibull de três parâmetros em um modelo de distribuição diamétrica para plantios de eucalipto submetidos a desbaste. **Revista Árvore**, Viçosa, 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.

CAMPOS, J. C. C.; LEITE, H. G. **Mensuração florestal: perguntas e respostas**. 3. ed. Viçosa: UFV, 2009.

CAMPOS, J. C. C.; LEITE, H. G. **Mensuração florestal: perguntas e respostas**. 2. ed. Viçosa: Universidade Federal de Viçosa, 2006.

CARELLI NETTO, C. **Dinâmica da distribuição diamétrica de povoamentos de *Pinus taeda* I. em diferentes idades e espaçamentos**. 2008. 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**, Brasília, 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**, Santa Maria, v. 10, n. 1, p. 153-162, 2002.

CLUTTER, J. L., BENNETT, F. A. **Diameter distributions in old-field slash pine plantations**. 13 ed. Georgia: Forest Research Council Report, 1965.

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

COUTO, H. T. Z. **Distribuições de diâmetros em plantações de *Pinus caribaea* Morelet var. *caribaea***. 1980. 83 f. Tese (Livre-Docência) – Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Piracicaba, 1980.

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

CUNHA, U. S. da. **Distribuições diamétricas e relações hipsométricas de uma floresta tropical úmida de 1000 ha, Estação Experimental de Curuá-Una, Santarém – Brasil**. 1994. 90 f. Dissertação (Mestrado em Ciências Florestais) - Universidade Federal do Paraná, Curitiba, 1994.

EISFELD, R. de L. **Modelagem do crescimento e da produção de *Pinus taeda* I. por meio de função probabilística e processo de difusão**. 2004. 67 f. Dissertação (Mestrado em Ciências Florestais) – Universidade Federal do Paraná, Curitiba, 2004.

FIGURA, M. A. **A distribuição de Weibull na descrição da estrutura diamétrica de *Eucalyptus grandis*: um enfoque sobre o método dos momentos.** 2010. 98 f. Dissertação (Mestrado em Engenharia Florestal) - Universidade Federal do Paraná, Curitiba, 2010.

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

FREUND, J. E.; SIMON, G. A. **Estatística Aplicada: economia, administração e contabilidade.** 9. ed. Porto Alegre: Bookman, 2000.

GARY, H. L. The Vertical Distribution of needles and branchwood in thinned and unthinned 80-year-old lodgepole pine. **Northwest Science**, v. 52, n. 4, p. 303-309, 1978.

GILLESPIE, A. R.; ALLEN, H. L.; VOSE, J. M. Amount and vertical distribution of foliage of young loblolly pine trees as affected by canopy position and silvicultural treatment. **Canadian Journal of Forest Research**, Ottawa, v. 24, 1994.

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

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

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

HUSCH, B.; MILLER, C. I.; BEERS, T. W. **Forest mensuration.** 3. ed. New York : John Wiley & Sons, 1982.

JORGE, L. A. B.; VEIGA, R. A. de A.; PONTINHA, A. de A. S. A função Weibull no estudo de distribuições diamétricas em povoamento de *Pinus elliottii* na Estação Experimental de Itapeva. **IPEF**, Piracicaba, n. 43/44, p. 54-60, 1990.

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.

KOEHLER, A. B.; CARAIOLA, M.; PEREIRA NETTO, S. Crescimento, tendências de distribuição de variáveis biométricas e relação hipsométrica em plantios jovens de *Araucaria angustifolia* (Bertol.) Ktze., em Tijuca do Sul, PR. **Scientia Forestalis**, Piracicaba, v. 38, n. 85, p. 53-62, 2010.

LEITE, H. G.; ALCÂNTARA, A. E. M. de; BINOTI, D. H. B.; OLIVEIRA NETO, R. R. de; SILVA, M. L. M. da. Comparação entre predição e projeção da distribuição de diâmetros de povoamentos de Eucalipto submetidos a desbastes. **Revista Árvore**, Viçosa, v. 37, n. 2, p. 321-328, 2013.

LEOTTI, V. B.; BIRCK A. R.; RIBOLDI, J. Comparação dos testes de aderência à normalidade Kolmogorov-Smirnov, Anderson-Darling, Cramer-Von Mises e Shapiro-Wilk por simulação. In: SIMPÓSIO DE ESTATÍSTICA APLICADA À EXPERIMENTAÇÃO AGRONÔMICA E REUNIÃO ANUAL DA REGIÃO BRASILEIRA DA SOCIEDADE INTERNACIONAL DE BIOMETRIA (RBRAS), 11/50, 2005, Londrina. **Anais...** Londrina, 2005.

LIRA, S. A. **Análise de correlação:** abordagem teórica e de construção dos coeficientes com aplicações. 2004. 196 f. Dissertação (Pós-Graduação em Métodos Numéricos em Engenharia dos Setores de Ciências Exatas e de Tecnologia) - Universidade Federal do Paraná, Curitiba, 2004.

LOPES, P. F. **Modelo de distribuição de diâmetros para clones de Eucalipto em sistema agroflorestal.** 2007. 32 f. Dissertação (Mestrado em Ciência Florestal) – Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, 2007.

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

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

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

MAESTRI, R. **Estimativa de produção presente e futura de volume de madeira e peso de casca para povoamentos de acácia-negra (*Acacia mearnsii* de Wild).** 1992, 102 f. Dissertação (Mestrado em Ciências Florestais) - Universidade Federal do Paraná, Curitiba, 1992.

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

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

McEWEN, R. P.; PARRESOL, B. R. Moment expressions and summary statistics for the complete and truncated weibull distribution. **Communication in Statistics – Theory and Methods**, v. 20, n. 4, p. 1361-1372, 1991.

MEMÓRIA, J. M. P. **Breve História da Estatística.** Brasília: Embrapa Informação Tecnológica, 2004.

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

NOGUEIRA, G. S. **Modelagem do crescimento e da produção de povoamentos de *Eucalyptus* sp. e de *Tectona grandis* submetidos a desbaste**. 2003. 132 f. Tese (Doutorado em Ciência Florestal) – Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, 2003.

OLIVEIRA, F. de. **Limites de confiança para variáveis em análises de sementes de espécies florestais**. 2008. 70 f. Dissertação (Mestrado em Engenharia Florestal) – Universidade Federal de Santa Maria, Santa Maria, 2008.

PALAHÍ, M.; PUKKALA, T.; BLASCO, E.; TRASOBARES, A. Comparison of beta, Johnson's SB, Weibull and truncated Weibull functions for modeling the diameter distribution of forest stands in Catalonia (north-east of Spain). **European Journal of Forest Research**, v. 126, n. 4, p. 563-571, 2007.

PINTO, L. C.; MACHADO, E. F. do P.; MELLO, C. R. de; SILVA, A. M. da. 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.

REGAZZI, A. J. **Curso de iniciação à Estatística**. Viçosa, Universidade Federal de Viçosa, 1997.

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

SCHNEIDER, P. R.; FINGER, C. A. G.; BERNETT, L. G.; SCHNEIDER, S. P.; FLEIG, F. D. Estimativa dos parâmetros da função de densidade probabilística de Weibull por regressão aninhada em povoamento desbastado de *Pinus taeda* L. **Ciência Florestal**, Santa Maria, v. 18, n. 3, p. 375 - 385, 2008.

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

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**. 2008. 51 f. Monografia (Graduação em Licenciatura e Bacharel em Matemática) – Universidade Federal Rural do Rio de Janeiro, Seropédica, 2008.

SILVA, A. A. L. da. **Emprego de modelos de crescimento e produção em análise econômica de decisões de manejo florestal**. 2001. 69 f. Tese (Doutorado em Ciência Florestal) – Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, 2001.

SILVA, B. B. da; ALVES, J. J. A.; CAVALCANTI, E. P.; DANTAS, R. T. Potencial eólico na direção predominante do vento no Nordeste Brasileiro. **Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental**, Campina Grande, v. 6, n. 3, p. 431-439, 2002.

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

SOARES, T. S.; LEITE, H. G.; SOARES, C. P. B.; VALE, B. do V. Projeção da distribuição diamétrica e produção de povoamentos de Eucalipto empregando diferentes formas da função Weibull. **Revista Árvore**, Viçosa, v. 35, n. 5, p. 1027-1032, 2011.

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

STEPKA, T. F.; LISBOA, G. dos 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**, Guarapuava, v. 7, n. 3, p. 429-439, 2011.

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

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

WEIBULL, W. A statistical distribution function of wide applicability. **Journal of Applied Mechanics**, v. 18, p. 293-297, 1951.

WENDLING, W. T. **Sistema computacional e modelagem para simulação dinâmica da produção florestal**. 2007. 191 f. Tese (Doutorado em Ciências Florestais) – Universidade Federal do Paraná, Curitiba, 2007.

WENDLING, W. T.; EMERENCIANO, D. B.; HOSOKAWA, R. T. Ajuste da função de distribuição diamétrica Weibull por planilha eletrônica. **Floresta**, Curitiba, v. 41, n. 2, p. 205-220, 2011.

ZUTTER, B. R.; ODERWALD, R. G.; FARRAR JUNIOR, R. M.; MURPHY, P. A. **WEIBUL: A program to estimate parameters of forms of the Weibull distribution using complete, censored, and truncated data**. 3. ed. Blacksburg : Virginia Polytechnic Institute and State University, 1982.

## APÊNDICES

APÊNDICE A - Dedução das funções de máxima verossimilhança para as distribuições Weibull dois e três parâmetros, completas e truncadas.

- **2 parâmetros completa:**

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

Dedução da função de máxima verossimilhança (L):

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

$$L = \frac{c^n}{b^n} \left(\frac{1}{b^{c-1}}\right)^n \prod (x^{c-1}) \exp\left[-\left(\frac{1}{b^c}\right) \sum x^c\right]$$

$$L = \frac{c^n}{b^n} \frac{1}{b^{n(c-1)}} \prod (x^{c-1}) \exp\left[-\left(\frac{1}{b^c}\right) \sum x^c\right]$$

$$L = \frac{c^n}{b^{nc}} \prod (x^{c-1}) \exp\left[-\left(\frac{1}{b^c}\right) \sum x^c\right]$$

- **2 parâmetros truncada à esquerda:**

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

Dedução da função de máxima verossimilhança (L):

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

$$L = \frac{c^n}{b^n} \left(\frac{1}{b^{c-1}}\right)^n \prod (x^{c-1}) \exp \left[ n \left(\frac{t}{b}\right)^c - \sum \left(\frac{x}{b}\right)^c \right]$$

$$L = \frac{c^n}{b^n} \frac{1}{b^{n(c-1)}} \prod (x^{c-1}) \exp \left[ \frac{n t^c}{b^c} \right] \exp \left[ -\left(\frac{1}{b^c}\right) \sum x^c \right]$$

$$L = \frac{c^n}{b^{nc}} \prod (x^{c-1}) \exp \left[ \frac{n t^c}{b^c} \right] \exp \left[ -\left(\frac{1}{b^c}\right) \sum x^c \right]$$

- **2 parâmetros truncada à direita:**

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

Dedução da função de máxima verossimilhança (L):

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

$$L = \frac{\frac{c^n}{b^n} \left(\frac{1}{b^{c-1}}\right)^n \prod (x^{c-1}) \exp \left[ -\left(\frac{1}{b^c}\right) \sum x^c \right]}{\left[ 1 - \exp \left( -\left(\frac{T}{b}\right)^c \right) \right]^n}$$

$$L = \frac{\frac{c^n}{b^n} \frac{1}{b^{n(c-1)}} \prod (x^{c-1}) \exp \left[ -\left(\frac{1}{b^c}\right) \sum x^c \right]}{\left[ 1 - \exp \left( -\left(\frac{T}{b}\right)^c \right) \right]^n}$$

$$L = \frac{\frac{c^n}{b^{nc}} \prod (x^{c-1}) \exp \left[ -\left(\frac{1}{b^c}\right) \sum x^c \right]}{\left[ 1 - \exp \left( -\left(\frac{T}{b}\right)^c \right) \right]^n}$$

- **2 parâmetros truncada à direita e à esquerda:**

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

Dedução da função de máxima verossimilhança (L):

$$L = \prod f(x) = \frac{\left(\frac{c}{b}\right)^n \prod \left(\frac{x}{b}\right)^{c-1} \exp\left[\sum \left(\frac{t}{b}\right)^c - \left(\frac{x}{b}\right)^c\right]}{\left[1 - \exp\left(-\left(\frac{T}{b}\right)^c\right)\right]^n}$$

$$L = \frac{\frac{c^n}{b^n} \left(\frac{1}{b^{c-1}}\right)^n \prod (x^{c-1}) \exp\left[n\left(\frac{t}{b}\right)^c - \sum \left(\frac{x}{b}\right)^c\right]}{\left[1 - \exp\left(-\left(\frac{T}{b}\right)^c\right)\right]^n}$$

$$L = \frac{\frac{c^n}{b^n} \frac{1}{b^{n(c-1)}} \prod (x^{c-1}) \exp\left[\frac{n t^c}{b^c}\right] \exp\left[-\left(\frac{1}{b^c}\right) \sum x^c\right]}{\left[1 - \exp\left(-\left(\frac{T}{b}\right)^c\right)\right]^n}$$

$$L = \frac{\frac{c^n}{b^{nc}} \prod (x^{c-1}) \exp\left[\frac{n t^c}{b^c}\right] \exp\left[-\left(\frac{1}{b^c}\right) \sum x^c\right]}{\left[1 - \exp\left(-\left(\frac{T}{b}\right)^c\right)\right]^n}$$

- **3 parâmetros completa:**

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

Dedução da função de máxima verossimilhança (L):

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

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

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

$$L = \frac{c^n}{b^{nc}} \prod (x-a)^{c-1} \exp\left[-\left(\frac{1}{b^c}\right) \sum (x-a)^c\right]$$

- **3 parâmetros truncada à esquerda:**

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

Dedução da função de máxima verossimilhança (L):

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

$$L = \frac{c^n}{b^n} \left(\frac{1}{b^{c-1}}\right)^n \prod (x-a)^{c-1} \exp\left[n\left(\frac{t-a}{b}\right)^c - \sum \left(\frac{x-a}{b}\right)^c\right]$$

$$L = \frac{c^n}{b^n} \frac{1}{b^{n(c-1)}} \prod (x-a)^{c-1} \exp\left[\frac{n(t-a)^c}{b^c}\right] \exp\left[-\left(\frac{1}{b^c}\right) \sum (x-a)^c\right]$$

$$L = \frac{c^n}{b^{nc}} \prod (x-a)^{c-1} \exp\left[\frac{n(t-a)^c}{b^c}\right] \exp\left[-\left(\frac{1}{b^c}\right) \sum (x-a)^c\right]$$

- **3 parâmetros truncada à direita:**

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

Dedução da função de máxima verossimilhança (L):

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

$$L = \frac{\frac{c^n}{b^n} \left(\frac{1}{b^{c-1}}\right)^n \prod (x-a)^{c-1} \exp\left[-\left(\frac{1}{b^c}\right) \sum (x-a)^c\right]}{\left[1 - \exp\left(-\left(\frac{T-a}{b}\right)^c\right)\right]^n}$$

$$L = \frac{\frac{c^n}{b^n} \frac{1}{b^{n(c-1)}} \prod (x-a)^{c-1} \exp\left[-\left(\frac{1}{b^c}\right) \sum (x-a)^c\right]}{\left[1 - \exp\left(-\left(\frac{T-a}{b}\right)^c\right)\right]^n}$$

$$L = \frac{\frac{c^n}{b^{nc}} \prod (x-a)^{c-1} \exp\left[-\left(\frac{1}{b^c}\right) \sum (x-a)^c\right]}{\left[1 - \exp\left(-\left(\frac{T-a}{b}\right)^c\right)\right]^n}$$

- **3 parâmetros truncada à direita e à esquerda:**

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

Dedução da função de máxima verossimilhança (L):

$$L = \prod f(x) = \frac{\left(\frac{c}{b}\right)^n \prod \left(\frac{x-a}{b}\right)^{c-1} \exp\left[\sum \left(\frac{t-a}{b}\right)^c - \left(\frac{x-a}{b}\right)^c\right]}{\left[1 - \exp\left(-\left(\frac{T-a}{b}\right)^c\right)\right]^n}$$

$$L = \frac{\frac{c^n}{b^n} \left(\frac{1}{b^{c-1}}\right)^n \prod (x-a)^{c-1} \exp\left[n\left(\frac{t-a}{b}\right)^c - \sum \left(\frac{x-a}{b}\right)^c\right]}{\left[1 - \exp\left(-\left(\frac{T-a}{b}\right)^c\right)\right]^n}$$

$$L = \frac{\frac{c^n}{b^n} \frac{1}{b^{n(c-1)}} \prod (x-a)^{c-1} \exp\left[\frac{n(t-a)^c}{b^c}\right] \exp\left[-\left(\frac{1}{b^c}\right) \sum (x-a)^c\right]}{\left[1 - \exp\left(-\left(\frac{T-a}{b}\right)^c\right)\right]^n}$$

$$L = \frac{\frac{c^n}{b^{nc}} \prod (x-a)^{c-1} \exp\left[\frac{n(t-a)^c}{b^c}\right] \exp\left[-\left(\frac{1}{b^c}\right) \sum (x-a)^c\right]}{\left[1 - \exp\left(-\left(\frac{T-a}{b}\right)^c\right)\right]^n}$$

APÊNDICE B – Valores estimados dos parâmetros de forma, escala e locação e os resultados do teste de Kolmogorov-Smirnov, onde KS representa o valor calculado e p-valor > 0,05 não rejeição da hipótese nula, para as funções Weibull de dois e três parâmetros, completas e truncadas, nas 56 parcelas avaliadas na idade de 62,4 meses.

<b>Distribuição</b>	<b>forma</b>	<b>escala</b>	<b>locação</b>	<b>KS</b>	<b>KS p_valor</b>	<b>parcela</b>
Weibull 2P trunc. à esquerda e direita	8,101	16,389	0,000	0,444	0,336	1
Weibull 2P	8,116	16,387	0,000	0,333	0,699	1
Weibull 2P trunc. à esquerda	8,112	16,387	0,000	0,333	0,699	1
Weibull 2P trunc. à direita	6,949	16,813	0,000	0,333	0,699	1
Weibull 3P	8,116	16,387	0,000	0,333	0,699	1
Weibull 3P trunc. à direita	8,116	16,387	0,000	0,333	0,699	1
Weibull 3P trunc. à esquerda	7,872	16,336	0,050	0,333	0,699	1
Weibull 3P trunc. à esquerda e direita	6,594	15,303	1,199	0,333	0,699	1

<b>Distribuição</b>	<b>forma</b>	<b>escala</b>	<b>locação</b>	<b>KS</b>	<b>KS p_valor</b>	<b>parcela</b>
Weibull 2P	6,008	15,879	0,000	0,143	0,999	2
Weibull 2P trunc. à esquerda	5,979	15,872	0,000	0,143	0,999	2
Weibull 2P trunc. à direita	5,270	16,484	0,000	0,143	0,999	2
Weibull 2P trunc. à esquerda e direita	5,972	15,876	0,000	0,143	0,999	2
Weibull 3P	6,008	15,879	0,000	0,143	0,999	2
Weibull 3P trunc. à esquerda	5,233	13,997	1,809	0,143	0,999	2
Weibull 3P trunc. à direita	4,073	13,473	3,167	0,143	0,999	2
Weibull 3P trunc. à esquerda e direita	5,513	14,813	1,064	0,143	0,999	2

<b>Distribuição</b>	<b>forma</b>	<b>escala</b>	<b>locação</b>	<b>KS</b>	<b>KS p_valor</b>	<b>parcela</b>
Weibull 2P	8,114	16,448	0,000	0,250	0,964	3
Weibull 2P trunc. à esquerda	8,108	16,446	0,000	0,250	0,964	3
Weibull 2P trunc. à direita	7,644	16,588	0,000	0,250	0,964	3
Weibull 2P trunc. à esquerda e direita	8,104	16,449	0,000	0,250	0,964	3
Weibull 3P	8,114	16,448	0,000	0,250	0,964	3
Weibull 3P trunc. à esquerda	7,601	15,623	0,815	0,250	0,964	3
Weibull 3P trunc. à direita	8,114	16,448	0,000	0,250	0,964	3
Weibull 3P trunc. à esquerda e direita	7,549	15,542	0,898	0,250	0,964	3

<b>Distribuição</b>	<b>forma</b>	<b>escala</b>	<b>locação</b>	<b>KS</b>	<b>KS p_valor</b>	<b>parcela</b>
Weibull 2P trunc. à esquerda e direita	9,811	16,422	0,000	0,333	0,893	4
Weibull 2P	9,823	16,420	0,000	0,333	0,893	4
Weibull 2P trunc. à esquerda	9,822	16,420	0,000	0,333	0,893	4
Weibull 2P trunc. à direita	8,748	16,733	0,000	0,167	0,999	4
Weibull 3P	9,823	16,420	0,000	0,333	0,893	4
Weibull 3P trunc. à esquerda	5,159	11,356	4,999	0,167	0,999	4
Weibull 3P trunc. à direita	9,823	16,420	0,000	0,333	0,893	4
Weibull 3P trunc. à esquerda e direita	4,606	11,354	4,999	0,167	0,999	4

<b>Distribuição</b>	<b>forma</b>	<b>escala</b>	<b>locação</b>	<b>KS</b>	<b>KS p_valor</b>	<b>parcela</b>
Weibull 2P trunc. à esquerda e direita	8,274	17,466	0,000	0,286	0,963	5
Weibull 2P	8,287	17,463	0,000	0,143	0,999	5
Weibull 2P trunc. à esquerda	8,285	17,463	0,000	0,143	0,999	5
Weibull 2P trunc. à direita	7,309	17,878	0,000	0,143	0,999	5
Weibull 3P trunc. à esquerda e direita	7,813	16,611	0,850	0,143	0,999	5
Weibull 3P	8,287	17,463	0,000	0,143	0,999	5
Weibull 3P trunc. à esquerda	7,768	16,501	0,954	0,143	0,999	5
Weibull 3P trunc. à direita	8,287	17,463	0,000	0,143	0,999	5

<b>Distribuição</b>	<b>forma</b>	<b>escala</b>	<b>locação</b>	<b>KS</b>	<b>KS p_valor</b>	<b>parcela</b>
Weibull 2P trunc. à esquerda e direita	7,855	17,039	0,000	0,444	0,336	6
Weibull 2P	7,874	17,033	0,000	0,333	0,699	6
Weibull 2P trunc. à esquerda	7,871	17,033	0,000	0,333	0,699	6
Weibull 2P trunc. à direita	5,442	20,231	0,000	0,333	0,699	6
Weibull 3P	7,874	17,033	0,000	0,333	0,699	6
Weibull 3P trunc. à direita	7,874	17,033	0,000	0,333	0,699	6
Weibull 3P trunc. à esquerda	7,474	16,608	0,433	0,333	0,699	6
Weibull 3P trunc. à esquerda e direita	5,447	17,985	0,342	0,222	0,979	6

<b>Distribuição</b>	<b>forma</b>	<b>escala</b>	<b>locação</b>	<b>KS</b>	<b>KS p_valor</b>	<b>parcela</b>
Weibull 2P	11,518	17,370	0,000	0,167	0,999	7
Weibull 2P trunc. à esquerda	11,518	17,370	0,000	0,167	0,999	7
Weibull 2P trunc. à direita	11,224	17,407	0,000	0,167	0,999	7
Weibull 2P trunc. à esquerda e direita	11,513	17,371	0,000	0,167	0,999	7
Weibull 3P trunc. à esquerda e direita	11,011	16,719	0,645	0,167	0,999	7
Weibull 3P	11,518	17,370	0,000	0,167	0,999	7
Weibull 3P trunc. à esquerda	10,029	15,330	2,024	0,167	0,999	7
Weibull 3P trunc. à direita	11,518	17,370	0,000	0,167	0,999	7

<b>Distribuição</b>	<b>forma</b>	<b>escala</b>	<b>locação</b>	<b>KS</b>	<b>KS p_valor</b>	<b>parcela</b>
Weibull 2P	14,296	16,645	0,000	0,250	0,999	8
Weibull 2P trunc. à esquerda	14,296	16,645	0,000	0,250	0,999	8
Weibull 2P trunc. à direita	13,288	16,760	0,000	0,250	0,999	8
Weibull 2P trunc. à esquerda e direita	14,282	16,646	0,000	0,250	0,999	8
Weibull 3P trunc. à esquerda e direita	12,503	15,075	1,551	0,250	0,999	8
Weibull 3P	14,296	16,645	0,000	0,250	0,999	8
Weibull 3P trunc. à esquerda	7,924	11,607	4,999	0,250	0,999	8
Weibull 3P trunc. à direita	11,061	14,135	2,628	0,250	0,999	8

<b>Distribuição</b>	<b>forma</b>	<b>escala</b>	<b>locação</b>	<b>KS</b>	<b>KS p_valor</b>	<b>parcela</b>
Weibull 2P trunc. à esquerda e direita	12,429	17,302	0,000	0,333	0,893	9
Weibull 2P	12,439	17,301	0,000	0,167	0,999	9
Weibull 2P trunc. à esquerda	12,440	17,301	0,000	0,167	0,999	9
Weibull 2P trunc. à direita	11,895	17,372	0,000	0,167	0,999	9
Weibull 3P trunc. à esquerda	6,784	12,220	4,999	0,167	0,999	9
Weibull 3P trunc. à esquerda e direita	9,892	13,862	3,425	0,333	0,893	9
Weibull 3P	12,439	17,301	0,000	0,167	0,999	9
Weibull 3P trunc. à direita	12,439	17,301	0,000	0,167	0,999	9

<b>Distribuição</b>	<b>forma</b>	<b>escala</b>	<b>locação</b>	<b>KS</b>	<b>KS p_valor</b>	<b>parcela</b>
Weibull 2P	8,290	17,010	0,000	0,167	0,999	10
Weibull 2P trunc. à esquerda	8,288	17,010	0,000	0,167	0,999	10
Weibull 2P trunc. à direita	7,932	17,136	0,000	0,167	0,999	10
Weibull 2P trunc. à esquerda e direita	8,282	17,012	0,000	0,167	0,999	10
Weibull 3P trunc. à esquerda e direita	6,384	13,184	3,785	0,167	0,999	10
Weibull 3P	2,901	6,151	10,607	0,167	0,999	10
Weibull 3P trunc. à esquerda	5,962	12,394	4,999	0,167	0,999	10
Weibull 3P trunc. à direita	2,344	6,064	11,074	0,167	0,999	10

<b>Distribuição</b>	<b>forma</b>	<b>escala</b>	<b>locação</b>	<b>KS</b>	<b>KS p_valor</b>	<b>parcela</b>
Weibull 2P	7,707	16,319	0,000	0,167	0,999	11
Weibull 2P trunc. à esquerda	7,702	16,319	0,000	0,167	0,999	11
Weibull 2P trunc. à direita	7,359	16,438	0,000	0,167	0,999	11
Weibull 2P trunc. à esquerda e direita	7,697	16,320	0,000	0,167	0,999	11
Weibull 3P trunc. à esquerda e direita	5,193	11,196	4,999	0,167	0,999	11
Weibull 3P	3,639	8,044	8,107	0,167	0,999	11
Weibull 3P trunc. à esquerda	4,795	11,073	4,999	0,167	0,999	11
Weibull 3P trunc. à direita	2,562	7,079	9,449	0,167	0,999	11

<b>Distribuição</b>	<b>forma</b>	<b>escala</b>	<b>locação</b>	<b>KS</b>	<b>KS p_valor</b>	<b>parcela</b>
Weibull 2P	7,974	16,295	0,000	0,143	0,999	12
Weibull 2P trunc. à esquerda	7,970	16,295	0,000	0,143	0,999	12
Weibull 2P trunc. à direita	7,828	16,327	0,000	0,143	0,999	12
Weibull 2P trunc. à esquerda e direita	7,967	16,295	0,000	0,143	0,999	12
Weibull 3P trunc. à esquerda e direita	6,785	14,003	2,270	0,143	0,999	12
Weibull 3P	7,974	16,295	0,000	0,143	0,999	12
Weibull 3P trunc. à esquerda	7,040	14,491	1,787	0,143	0,999	12
Weibull 3P trunc. à direita	7,974	16,295	0,000	0,143	0,999	12

<b>Distribuição</b>	<b>forma</b>	<b>escala</b>	<b>locação</b>	<b>KS</b>	<b>KS p_valor</b>	<b>parcela</b>
Weibull 2P trunc. à esquerda e direita	9,508	16,820	0,000	0,333	0,893	13
Weibull 2P	9,527	16,814	0,000	0,333	0,893	13
Weibull 2P trunc. à esquerda	9,527	16,814	0,000	0,333	0,893	13
Weibull 2P trunc. à direita	7,022	18,916	0,000	0,167	0,999	13
Weibull 3P	9,527	16,814	0,000	0,333	0,893	13
Weibull 3P trunc. à esquerda	9,280	16,560	0,245	0,333	0,893	13
Weibull 3P trunc. à direita	5,330	16,531	3,208	0,167	0,999	13
Weibull 3P trunc. à esquerda e direita	3,762	11,614	4,999	0,167	0,999	13

<b>Distribuição</b>	<b>forma</b>	<b>escala</b>	<b>locação</b>	<b>KS</b>	<b>KS p_valor</b>	<b>parcela</b>
Weibull 2P	13,228	16,669	0,000	0,250	0,999	14
Weibull 2P trunc. à esquerda	13,228	16,669	0,000	0,250	0,999	14
Weibull 2P trunc. à direita	12,608	16,743	0,000	0,250	0,999	14
Weibull 2P trunc. à esquerda e direita	13,217	16,671	0,000	0,250	0,999	14
Weibull 3P	4,326	5,730	10,833	0,250	0,999	14
Weibull 3P trunc. à esquerda	9,458	11,761	4,999	0,250	0,999	14
Weibull 3P trunc. à direita	1,990	4,358	12,827	0,250	0,999	14
Weibull 3P trunc. à esquerda e direita	8,511	11,598	4,999	0,250	0,999	14

<b>Distribuição</b>	<b>forma</b>	<b>escala</b>	<b>locação</b>	<b>KS</b>	<b>KS p_valor</b>	<b>parcela</b>
Weibull 2P	13,155	17,168	0,000	0,200	0,999	15
Weibull 2P trunc. à esquerda	13,155	17,168	0,000	0,200	0,999	15
Weibull 2P trunc. à direita	12,736	17,216	0,000	0,200	0,999	15
Weibull 2P trunc. à esquerda e direita	13,148	17,169	0,000	0,200	0,999	15
Weibull 3P trunc. à esquerda e direita	9,411	12,365	4,782	0,200	0,999	15
Weibull 3P	9,212	12,110	5,035	0,200	0,999	15
Weibull 3P trunc. à esquerda	9,285	12,202	4,944	0,200	0,999	15
Weibull 3P trunc. à direita	7,545	10,476	6,721	0,200	0,999	15

<b>Distribuição</b>	<b>forma</b>	<b>escala</b>	<b>locação</b>	<b>KS</b>	<b>KS p_valor</b>	<b>parcela</b>
Weibull 2P	9,896	16,485	0,000	0,167	0,999	16
Weibull 2P trunc. à esquerda	9,895	16,485	0,000	0,167	0,999	16
Weibull 2P trunc. à direita	9,408	16,590	0,000	0,167	0,999	16
Weibull 2P trunc. à esquerda e direita	9,888	16,487	0,000	0,167	0,999	16
Weibull 3P trunc. à esquerda e direita	6,798	11,494	4,999	0,167	0,999	16
Weibull 3P	6,273	10,634	5,798	0,167	0,999	16
Weibull 3P trunc. à esquerda	6,571	11,367	4,999	0,167	0,999	16
Weibull 3P trunc. à direita	4,640	8,852	7,737	0,167	0,999	16

<b>Distribuição</b>	<b>forma</b>	<b>escala</b>	<b>locação</b>	<b>KS</b>	<b>KS p_valor</b>	<b>parcela</b>
Weibull 2P	9,441	17,363	0,000	0,286	0,938	17
Weibull 2P trunc. à esquerda	9,440	17,363	0,000	0,286	0,938	17
Weibull 2P trunc. à direita	9,084	17,431	0,000	0,286	0,938	17
Weibull 2P trunc. à esquerda e direita	9,435	17,364	0,000	0,286	0,938	17
Weibull 3P	9,441	17,363	0,000	0,286	0,938	17
Weibull 3P trunc. à esquerda	6,634	12,604	4,710	0,286	0,938	17
Weibull 3P trunc. à direita	9,441	17,363	0,000	0,286	0,938	17
Weibull 3P trunc. à esquerda e direita	6,666	12,651	4,664	0,286	0,938	17

<b>Distribuição</b>	<b>forma</b>	<b>escala</b>	<b>locação</b>	<b>KS</b>	<b>KS p_valor</b>	<b>parcela</b>
Weibull 2P	13,318	16,523	0,000	0,200	0,999	18
Weibull 2P trunc. à esquerda	13,318	16,523	0,000	0,200	0,999	18
Weibull 2P trunc. à direita	13,115	16,539	0,000	0,200	0,999	18
Weibull 2P trunc. à esquerda e direita	13,315	16,523	0,000	0,200	0,999	18
Weibull 3P trunc. à esquerda e direita	11,485	14,367	2,144	0,200	0,999	18
Weibull 3P	13,318	16,523	0,000	0,200	0,999	18
Weibull 3P trunc. à esquerda	9,137	11,510	4,991	0,200	0,999	18
Weibull 3P trunc. à direita	13,318	16,523	0,000	0,200	0,999	18

<b>Distribuição</b>	<b>forma</b>	<b>escala</b>	<b>locação</b>	<b>KS</b>	<b>KS p_valor</b>	<b>parcela</b>
Weibull 2P trunc. à esquerda e direita	10,608	15,175	0,000	0,429	0,575	19
Weibull 2P	10,621	15,173	0,000	0,286	0,963	19
Weibull 2P trunc. à esquerda	10,620	15,173	0,000	0,286	0,963	19
Weibull 2P trunc. à direita	9,461	15,391	0,000	0,286	0,963	19
Weibull 3P	10,621	15,173	0,000	0,286	0,963	19
Weibull 3P trunc. à esquerda	6,332	11,432	3,641	0,286	0,963	19
Weibull 3P trunc. à direita	10,621	15,173	0,000	0,286	0,963	19
Weibull 3P trunc. à esquerda e direita	8,563	12,907	2,183	0,286	0,963	19

<b>Distribuição</b>	<b>forma</b>	<b>escala</b>	<b>locação</b>	<b>KS</b>	<b>KS p_valor</b>	<b>parcela</b>
Weibull 2P	10,601	16,205	0,000	0,200	0,999	20
Weibull 2P trunc. à esquerda	10,601	16,205	0,000	0,200	0,999	20
Weibull 2P trunc. à direita	10,584	16,207	0,000	0,200	0,999	20
Weibull 2P trunc. à esquerda e direita	10,601	16,205	0,000	0,200	0,999	20
Weibull 3P	2,929	4,385	11,622	0,200	0,999	20
Weibull 3P trunc. à esquerda	9,215	14,374	1,850	0,200	0,999	20
Weibull 3P trunc. à direita	2,862	4,357	11,663	0,200	0,999	20
Weibull 3P trunc. à esquerda e direita	7,404	11,173	4,999	0,200	0,999	20

<b>Distribuição</b>	<b>forma</b>	<b>escala</b>	<b>locação</b>	<b>KS</b>	<b>KS p_valor</b>	<b>parcela</b>
Weibull 2P	10,343	16,254	0,000	0,167	0,999	21
Weibull 2P trunc. à esquerda	10,343	16,254	0,000	0,167	0,999	21
Weibull 2P trunc. à direita	10,303	16,259	0,000	0,167	0,999	21
Weibull 2P trunc. à esquerda e direita	10,342	16,254	0,000	0,167	0,999	21
Weibull 3P trunc. à esquerda e direita	7,234	11,238	4,999	0,167	0,999	21
Weibull 3P	4,472	6,971	9,173	0,167	0,999	21
Weibull 3P trunc. à esquerda	7,696	11,220	4,999	0,167	0,999	21
Weibull 3P trunc. à direita	4,382	6,917	9,238	0,167	0,999	21

<b>Distribuição</b>	<b>forma</b>	<b>escala</b>	<b>locação</b>	<b>KS</b>	<b>KS p_valor</b>	<b>parcela</b>
Weibull 2P	14,006	16,242	0,000	0,333	0,893	22
Weibull 2P trunc. à esquerda	14,006	16,242	0,000	0,333	0,893	22
Weibull 2P trunc. à direita	13,937	16,246	0,000	0,333	0,893	22
Weibull 2P trunc. à esquerda e direita	14,004	16,242	0,000	0,333	0,893	22
Weibull 3P	14,006	16,242	0,000	0,333	0,893	22
Weibull 3P trunc. à esquerda	12,084	14,245	1,978	0,333	0,893	22
Weibull 3P trunc. à direita	14,006	16,242	0,000	0,333	0,893	22
Weibull 3P trunc. à esquerda e direita	6,007	11,289	4,999	0,167	0,999	22

<b>Distribuição</b>	<b>forma</b>	<b>escala</b>	<b>locação</b>	<b>KS</b>	<b>KS p_valor</b>	<b>parcela</b>
Weibull 2P	10,327	15,907	0,000	0,200	0,999	23
Weibull 2P trunc. à esquerda	10,327	15,907	0,000	0,200	0,999	23
Weibull 2P trunc. à direita	10,127	15,935	0,000	0,200	0,999	23
Weibull 2P trunc. à esquerda e direita	10,323	15,907	0,000	0,200	0,999	23
Weibull 3P trunc. à esquerda e direita	6,941	10,860	4,999	0,200	0,999	23
Weibull 3P	4,773	7,572	8,241	0,200	0,999	23
Weibull 3P trunc. à esquerda	6,990	10,869	4,999	0,200	0,999	23
Weibull 3P trunc. à direita	3,770	6,503	9,366	0,200	0,999	23

<b>Distribuição</b>	<b>forma</b>	<b>escala</b>	<b>locação</b>	<b>KS</b>	<b>KS p_valor</b>	<b>parcela</b>
Weibull 2P trunc. à esquerda e direita	9,326	16,183	0,000	0,429	0,541	24
Weibull 2P	9,337	16,181	0,000	0,286	0,938	24
Weibull 2P trunc. à esquerda	9,335	16,181	0,000	0,286	0,938	24
Weibull 2P trunc. à direita	8,592	16,391	0,000	0,286	0,938	24
Weibull 3P trunc. à esquerda	6,521	13,849	1,906	0,286	0,938	24
Weibull 3P	9,337	16,181	0,000	0,286	0,938	24
Weibull 3P trunc. à direita	9,337	16,181	0,000	0,286	0,938	24
Weibull 3P trunc. à esquerda e direita	7,373	14,058	2,141	0,286	0,938	24

<b>Distribuição</b>	<b>forma</b>	<b>escala</b>	<b>locação</b>	<b>KS</b>	<b>KS p_valor</b>	<b>parcela</b>
Weibull 2P	13,394	16,322	0,000	0,200	0,999	25
Weibull 2P trunc. à esquerda	13,394	16,322	0,000	0,200	0,999	25
Weibull 2P trunc. à direita	12,832	16,371	0,000	0,200	0,999	25
Weibull 2P trunc. à esquerda e direita	12,716	16,302	0,000	0,200	0,999	25
Weibull 3P trunc. à esquerda	9,662	14,460	1,936	0,200	0,999	25
Weibull 3P trunc. à esquerda e direita	7,538	11,261	4,999	0,200	0,999	25
Weibull 3P	13,394	16,322	0,000	0,200	0,999	25
Weibull 3P trunc. à direita	13,394	16,322	0,000	0,200	0,999	25

<b>Distribuição</b>	<b>forma</b>	<b>escala</b>	<b>locação</b>	<b>KS</b>	<b>KS p_valor</b>	<b>parcela</b>
Weibull 2P	8,401	16,308	0,000	0,143	0,999	26
Weibull 2P trunc. à esquerda	8,399	16,307	0,000	0,143	0,999	26
Weibull 2P trunc. à direita	8,239	16,345	0,000	0,143	0,999	26
Weibull 2P trunc. à esquerda e direita	8,396	16,308	0,000	0,143	0,999	26
Weibull 3P trunc. à esquerda e direita	7,163	13,965	2,321	0,143	0,999	26
Weibull 3P	7,194	14,015	2,271	0,143	0,999	26
Weibull 3P trunc. à esquerda	7,215	14,054	2,231	0,143	0,999	26
Weibull 3P trunc. à direita	6,637	13,308	3,015	0,143	0,999	26

<b>Distribuição</b>	<b>forma</b>	<b>escala</b>	<b>locação</b>	<b>KS</b>	<b>KS p_valor</b>	<b>parcela</b>
Weibull 2P	8,747	16,275	0,000	0,167	0,999	27
Weibull 2P trunc. à esquerda	8,747	16,275	0,000	0,167	0,999	27
Weibull 2P trunc. à direita	8,666	16,291	0,000	0,167	0,999	27
Weibull 2P trunc. à esquerda e direita	8,744	16,275	0,000	0,167	0,999	27
Weibull 3P trunc. à esquerda e direita	6,235	11,557	4,681	0,167	0,999	27
Weibull 3P	2,613	5,008	10,999	0,167	0,999	27
Weibull 3P trunc. à esquerda	6,372	11,534	4,951	0,167	0,999	27
Weibull 3P trunc. à direita	2,331	4,862	11,232	0,167	0,999	27

<b>Distribuição</b>	<b>forma</b>	<b>escala</b>	<b>locação</b>	<b>KS</b>	<b>KS p_valor</b>	<b>parcela</b>
Weibull 2P	7,594	16,710	0,000	0,286	0,938	28
Weibull 2P trunc. à esquerda	7,589	16,709	0,000	0,286	0,938	28
Weibull 2P trunc. à direita	6,770	17,076	0,000	0,286	0,938	28
Weibull 2P trunc. à esquerda e direita	7,578	16,712	0,000	0,286	0,938	28
Weibull 3P	7,594	16,710	0,000	0,286	0,938	28
Weibull 3P trunc. à esquerda	3,587	12,071	5,000	0,286	0,938	28
Weibull 3P trunc. à direita	7,594	16,710	0,000	0,286	0,938	28
Weibull 3P trunc. à esquerda e direita	3,596	12,087	4,999	0,286	0,938	28

<b>Distribuição</b>	<b>forma</b>	<b>escala</b>	<b>locação</b>	<b>KS</b>	<b>KS p_valor</b>	<b>parcela</b>
Weibull 2P trunc. à esquerda e direita	8,155	16,493	0,000	0,375	0,627	29
Weibull 2P	8,170	16,490	0,000	0,250	0,964	29
Weibull 2P trunc. à esquerda	8,166	16,489	0,000	0,250	0,964	29
Weibull 2P trunc. à direita	7,092	16,998	0,000	0,250	0,964	29
Weibull 3P	8,170	16,490	0,000	0,250	0,964	29
Weibull 3P trunc. à esquerda	7,099	14,594	1,843	0,250	0,964	29
Weibull 3P trunc. à direita	8,170	16,490	0,000	0,250	0,964	29
Weibull 3P trunc. à esquerda e direita	7,718	15,784	0,704	0,250	0,964	29

<b>Distribuição</b>	<b>forma</b>	<b>escala</b>	<b>locação</b>	<b>KS</b>	<b>KS p_valor</b>	<b>parcela</b>
Weibull 2P	9,195	16,835	0,000	0,167	0,999	30
Weibull 2P trunc. à esquerda	9,194	16,835	0,000	0,167	0,999	30
Weibull 2P trunc. à direita	9,090	16,855	0,000	0,167	0,999	30
Weibull 2P trunc. à esquerda e direita	9,192	16,836	0,000	0,167	0,999	30
Weibull 3P trunc. à esquerda e direita	6,434	11,790	4,999	0,167	0,999	30
Weibull 3P	4,413	8,175	8,544	0,167	0,999	30
Weibull 3P trunc. à esquerda	6,617	11,787	4,999	0,167	0,999	30
Weibull 3P trunc. à direita	4,090	7,854	8,901	0,167	0,999	30

<b>Distribuição</b>	<b>forma</b>	<b>escala</b>	<b>locação</b>	<b>KS</b>	<b>KS p_valor</b>	<b>parcela</b>
Weibull 2P	9,324	17,206	0,000	0,200	0,999	31
Weibull 2P trunc. à esquerda	9,324	17,206	0,000	0,200	0,999	31
Weibull 2P trunc. à direita	8,740	17,368	0,000	0,200	0,999	31
Weibull 2P trunc. à esquerda e direita	9,315	17,208	0,000	0,200	0,999	31
Weibull 3P trunc. à esquerda e direita	6,238	12,243	4,999	0,200	0,999	31
Weibull 3P	3,884	7,545	9,512	0,200	0,999	31
Weibull 3P trunc. à esquerda	6,503	12,162	4,999	0,200	0,999	31
Weibull 3P trunc. à direita	8,283	16,488	0,888	0,200	0,999	31

<b>Distribuição</b>	<b>forma</b>	<b>escala</b>	<b>locação</b>	<b>KS</b>	<b>KS p_valor</b>	<b>parcela</b>
Weibull 2P	12,095	16,782	0,000	0,200	0,999	32
Weibull 2P trunc. à esquerda	12,095	16,782	0,000	0,200	0,999	32
Weibull 2P trunc. à direita	11,889	16,804	0,000	0,200	0,999	32
Weibull 2P trunc. à esquerda e direita	12,091	16,783	0,000	0,200	0,999	32
Weibull 3P trunc. à esquerda e direita	10,071	14,048	2,721	0,200	0,999	32
Weibull 3P	6,260	8,858	7,867	0,200	0,999	32
Weibull 3P trunc. à esquerda	8,407	11,755	4,999	0,200	0,999	32
Weibull 3P trunc. à direita	5,203	7,748	9,006	0,200	0,999	32

<b>Distribuição</b>	<b>forma</b>	<b>escala</b>	<b>locação</b>	<b>KS</b>	<b>KS p_valor</b>	<b>parcela</b>
Weibull 2P	8,232	17,190	0,000	0,200	0,999	33
Weibull 2P trunc. à esquerda	8,230	17,190	0,000	0,200	0,999	33
Weibull 2P trunc. à direita	7,600	17,425	0,000	0,200	0,999	33
Weibull 2P trunc. à esquerda e direita	8,221	17,193	0,000	0,200	0,999	33
Weibull 3P	3,330	7,493	9,495	0,200	0,999	33
Weibull 3P trunc. à esquerda	5,832	12,131	4,999	0,200	0,999	33
Weibull 3P trunc. à direita	6,128	14,434	2,969	0,200	0,999	33
Weibull 3P trunc. à esquerda e direita	5,647	12,097	4,999	0,200	0,999	33

<b>Distribuição</b>	<b>forma</b>	<b>escala</b>	<b>locação</b>	<b>KS</b>	<b>KS p_valor</b>	<b>parcela</b>
Weibull 2P trunc. à esquerda e direita	13,541	17,346	0,000	0,400	0,819	34
Weibull 2P	13,555	17,344	0,000	0,200	0,999	34
Weibull 2P trunc. à esquerda	13,555	17,344	0,000	0,200	0,999	34
Weibull 2P trunc. à direita	12,612	17,463	0,000	0,200	0,999	34
Weibull 3P trunc. à esquerda	9,860	13,083	4,248	0,200	0,999	34
Weibull 3P trunc. à esquerda e direita	12,346	15,748	1,594	0,200	0,999	34
Weibull 3P	13,555	17,344	0,000	0,200	0,999	34
Weibull 3P trunc. à direita	13,555	17,344	0,000	0,200	0,999	34

<b>Distribuição</b>	<b>forma</b>	<b>escala</b>	<b>locação</b>	<b>KS</b>	<b>KS p_valor</b>	<b>parcela</b>
Weibull 2P	12,198	17,041	0,000	0,200	0,999	35
Weibull 2P trunc. à esquerda	12,198	17,041	0,000	0,200	0,999	35
Weibull 2P trunc. à direita	12,056	17,054	0,000	0,200	0,999	35
Weibull 2P trunc. à esquerda e direita	12,195	17,041	0,000	0,200	0,999	35
Weibull 3P trunc. à esquerda e direita	10,485	15,776	1,189	0,200	0,999	35
Weibull 3P	12,198	17,041	0,000	0,200	0,999	35
Weibull 3P trunc. à esquerda	9,999	14,494	2,527	0,200	0,999	35
Weibull 3P trunc. à direita	12,198	17,041	0,000	0,200	0,999	35

<b>Distribuição</b>	<b>forma</b>	<b>escala</b>	<b>locação</b>	<b>KS</b>	<b>KS p_valor</b>	<b>parcela</b>
Weibull 2P trunc. à esquerda e direita	8,009	16,500	0,000	0,375	0,627	36
Weibull 2P	8,028	16,495	0,000	0,375	0,627	36
Weibull 2P trunc. à esquerda	8,024	16,494	0,000	0,375	0,627	36
Weibull 2P trunc. à direita	5,864	18,542	0,000	0,250	0,964	36
Weibull 3P	8,028	16,495	0,000	0,375	0,627	36
Weibull 3P trunc. à direita	8,028	16,495	0,000	0,375	0,627	36
Weibull 3P trunc. à esquerda	7,111	15,089	1,301	0,375	0,627	36
Weibull 3P trunc. à esquerda e direita	6,923	15,154	1,167	0,250	0,964	36

<b>Distribuição</b>	<b>forma</b>	<b>escala</b>	<b>locação</b>	<b>KS</b>	<b>KS p_valor</b>	<b>parcela</b>
Weibull 2P trunc. à esquerda e direita	10,109	17,349	0,000	0,429	0,541	37
Weibull 2P	10,120	17,347	0,000	0,286	0,938	37
Weibull 2P trunc. à esquerda	10,120	17,347	0,000	0,286	0,938	37
Weibull 2P trunc. à direita	9,150	17,587	0,000	0,286	0,938	37
Weibull 3P	10,120	17,347	0,000	0,286	0,938	37
Weibull 3P trunc. à esquerda	5,108	12,155	4,999	0,286	0,938	37
Weibull 3P trunc. à direita	10,120	17,347	0,000	0,286	0,938	37
Weibull 3P trunc. à esquerda e direita	9,831	16,855	0,480	0,286	0,938	37

<b>Distribuição</b>	<b>forma</b>	<b>escala</b>	<b>locação</b>	<b>KS</b>	<b>KS p_valor</b>	<b>parcela</b>
Weibull 2P trunc. à esquerda e direita	12,501	16,404	0,000	0,333	0,893	38
Weibull 2P	12,522	16,403	0,000	0,333	0,893	38
Weibull 2P trunc. à esquerda	12,522	16,403	0,000	0,333	0,893	38
Weibull 2P trunc. à direita	11,801	16,492	0,000	0,333	0,893	38
Weibull 3P	12,522	16,403	0,000	0,333	0,893	38
Weibull 3P trunc. à esquerda	7,010	11,317	4,999	0,167	0,999	38
Weibull 3P trunc. à direita	12,522	16,403	0,000	0,333	0,893	38
Weibull 3P trunc. à esquerda e direita	11,831	15,136	1,280	0,333	0,893	38

<b>Distribuição</b>	<b>forma</b>	<b>escala</b>	<b>locação</b>	<b>KS</b>	<b>KS p_valor</b>	<b>parcela</b>
Weibull 2P	9,730	16,420	0,000	0,200	0,999	39
Weibull 2P trunc. à esquerda	9,729	16,420	0,000	0,200	0,999	39
Weibull 2P trunc. à direita	9,142	16,554	0,000	0,200	0,999	39
Weibull 2P trunc. à esquerda e direita	9,721	16,422	0,000	0,200	0,999	39
Weibull 3P trunc. à esquerda e direita	6,637	11,403	4,977	0,200	0,999	39
Weibull 3P	5,713	9,897	6,458	0,200	0,999	39
Weibull 3P trunc. à esquerda	6,631	11,377	4,999	0,200	0,999	39
Weibull 3P trunc. à direita	5,809	11,663	5,044	0,200	0,999	39

<b>Distribuição</b>	<b>forma</b>	<b>escala</b>	<b>locação</b>	<b>KS</b>	<b>KS p_valor</b>	<b>parcela</b>
Weibull 2P trunc. à esquerda e direita	7,966	17,060	0,000	0,286	0,938	40
Weibull 2P	7,985	17,054	0,000	0,286	0,938	40
Weibull 2P trunc. à esquerda	7,982	17,053	0,000	0,286	0,938	40
Weibull 2P trunc. à direita	5,365	22,014	0,000	0,143	0,999	40
Weibull 3P	7,985	17,054	0,000	0,286	0,938	40
Weibull 3P trunc. à esquerda	7,356	15,963	1,036	0,286	0,938	40
Weibull 3P trunc. à direita	4,818	20,902	1,501	0,143	0,999	40
Weibull 3P trunc. à esquerda e direita	7,768	16,781	0,241	0,286	0,938	40

<b>Distribuição</b>	<b>forma</b>	<b>escala</b>	<b>locação</b>	<b>KS</b>	<b>KS p_valor</b>	<b>parcela</b>
Weibull 2P trunc. à esquerda e direita	8,196	16,086	0,000	0,333	0,931	41
Weibull 2P	8,209	16,084	0,000	0,167	0,999	41
Weibull 2P trunc. à esquerda	8,206	16,083	0,000	0,167	0,999	41
Weibull 2P trunc. à direita	7,184	16,499	0,000	0,167	0,999	41
Weibull 3P trunc. à esquerda	7,138	14,295	1,766	0,167	0,999	41
Weibull 3P trunc. à esquerda e direita	7,531	15,001	1,071	0,167	0,999	41
Weibull 3P	8,209	16,084	0,000	0,167	0,999	41
Weibull 3P trunc. à direita	8,209	16,084	0,000	0,167	0,999	41

<b>Distribuição</b>	<b>forma</b>	<b>escala</b>	<b>locação</b>	<b>KS</b>	<b>KS p_valor</b>	<b>parcela</b>
Weibull 2P	10,991	15,741	0,000	0,167	0,999	42
Weibull 2P trunc. à esquerda	10,991	15,741	0,000	0,167	0,999	42
Weibull 2P trunc. à direita	10,435	15,823	0,000	0,167	0,999	42
Weibull 2P trunc. à esquerda e direita	10,984	15,742	0,000	0,167	0,999	42
Weibull 3P trunc. à esquerda e direita	10,633	15,529	0,192	0,167	0,999	42
Weibull 3P	10,991	15,741	0,000	0,167	0,999	42
Weibull 3P trunc. à esquerda	8,255	11,969	3,749	0,167	0,999	42
Weibull 3P trunc. à direita	10,991	15,741	0,000	0,167	0,999	42

<b>Distribuição</b>	<b>forma</b>	<b>escala</b>	<b>locação</b>	<b>KS</b>	<b>KS p_valor</b>	<b>parcela</b>
Weibull 2P	10,658	15,610	0,000	0,200	0,999	43
Weibull 2P trunc. à esquerda	10,658	15,610	0,000	0,200	0,999	43
Weibull 2P trunc. à direita	10,455	15,642	0,000	0,200	0,999	43
Weibull 2P trunc. à esquerda e direita	10,654	15,611	0,000	0,200	0,999	43
Weibull 3P trunc. à esquerda e direita	7,238	10,576	4,999	0,200	0,999	43
Weibull 3P	2,980	4,438	10,981	0,200	0,999	43
Weibull 3P trunc. à esquerda	7,421	10,746	4,999	0,200	0,999	43
Weibull 3P trunc. à direita	2,672	4,365	11,156	0,200	0,999	43

<b>Distribuição</b>	<b>forma</b>	<b>escala</b>	<b>locação</b>	<b>KS</b>	<b>KS p_valor</b>	<b>parcela</b>
Weibull 2P	13,025	16,899	0,000	0,200	0,999	44
Weibull 2P trunc. à esquerda	13,025	16,899	0,000	0,200	0,999	44
Weibull 2P trunc. à direita	12,596	16,949	0,000	0,200	0,999	44
Weibull 2P trunc. à esquerda e direita	13,018	16,900	0,000	0,200	0,999	44
Weibull 3P trunc. à esquerda e direita	9,101	11,877	4,999	0,200	0,999	44
Weibull 3P	4,459	5,990	10,804	0,200	0,999	44
Weibull 3P trunc. à esquerda	9,389	12,243	4,634	0,200	0,999	44
Weibull 3P trunc. à direita	3,338	5,168	11,760	0,200	0,999	44

<b>Distribuição</b>	<b>forma</b>	<b>escala</b>	<b>locação</b>	<b>KS</b>	<b>KS p_valor</b>	<b>parcela</b>
Weibull 2P	15,069	15,689	0,000	0,250	0,999	45
Weibull 2P trunc. à esquerda	15,069	15,689	0,000	0,250	0,999	45
Weibull 2P trunc. à direita	14,788	15,707	0,000	0,250	0,999	45
Weibull 2P trunc. à esquerda e direita	15,064	15,689	0,000	0,250	0,999	45
Weibull 3P	6,249	6,662	8,973	0,250	0,999	45
Weibull 3P trunc. à esquerda	12,279	12,913	2,758	0,250	0,999	45
Weibull 3P trunc. à direita	5,137	5,811	9,856	0,250	0,999	45
Weibull 3P trunc. à esquerda e direita	10,506	10,696	4,999	0,250	0,999	45

<b>Distribuição</b>	<b>forma</b>	<b>escala</b>	<b>locação</b>	<b>KS</b>	<b>KS p_valor</b>	<b>parcela</b>
Weibull 2P	12,098	17,456	0,000	0,250	0,999	46
Weibull 2P trunc. à esquerda	12,097	17,456	0,000	0,250	0,999	46
Weibull 2P trunc. à direita	11,973	17,470	0,000	0,250	0,999	46
Weibull 2P trunc. à esquerda e direita	12,095	17,456	0,000	0,250	0,999	46
Weibull 3P	2,723	4,066	13,171	0,250	0,999	46
Weibull 3P trunc. à esquerda	8,648	12,450	4,980	0,250	0,999	46
Weibull 3P trunc. à direita	2,279	3,828	13,496	0,250	0,999	46
Weibull 3P trunc. à esquerda e direita	8,628	12,427	4,999	0,250	0,999	46

<b>Distribuição</b>	<b>forma</b>	<b>escala</b>	<b>locação</b>	<b>KS</b>	<b>KS p_valor</b>	<b>parcela</b>
Weibull 2P	13,389	16,226	0,000	0,250	0,999	47
Weibull 2P trunc. à esquerda	13,384	16,226	0,000	0,250	0,999	47
Weibull 2P trunc. à direita	13,326	16,230	0,000	0,250	0,999	47
Weibull 2P trunc. à esquerda e direita	13,387	16,226	0,000	0,250	0,999	47
Weibull 3P	4,390	5,396	10,731	0,250	0,999	47
Weibull 3P trunc. à esquerda	9,270	11,206	4,999	0,250	0,999	47
Weibull 3P trunc. à direita	4,121	5,195	10,944	0,250	0,999	47
Weibull 3P trunc. à esquerda e direita	8,888	11,191	4,999	0,250	0,999	47

<b>Distribuição</b>	<b>forma</b>	<b>escala</b>	<b>locação</b>	<b>KS</b>	<b>KS p_valor</b>	<b>parcela</b>
Weibull 2P	9,599	16,477	0,000	0,286	0,938	48
Weibull 2P trunc. à esquerda	9,598	16,477	0,000	0,286	0,938	48
Weibull 2P trunc. à direita	9,287	16,538	0,000	0,286	0,938	48
Weibull 2P trunc. à esquerda e direita	9,592	16,478	0,000	0,286	0,938	48
Weibull 3P	9,599	16,477	0,000	0,286	0,938	48
Weibull 3P trunc. à esquerda	7,691	12,960	3,524	0,286	0,938	48
Weibull 3P trunc. à direita	9,599	16,477	0,000	0,286	0,938	48
Weibull 3P trunc. à esquerda e direita	8,885	15,366	1,094	0,286	0,938	48

<b>Distribuição</b>	<b>forma</b>	<b>escala</b>	<b>locação</b>	<b>KS</b>	<b>KS p_valor</b>	<b>parcela</b>
Weibull 2P	8,487	16,279	0,000	0,167	0,999	49
Weibull 2P trunc. à esquerda	8,484	16,279	0,000	0,167	0,999	49
Weibull 2P trunc. à direita	8,081	16,388	0,000	0,167	0,999	49
Weibull 2P trunc. à esquerda e direita	8,477	16,281	0,000	0,167	0,999	49
Weibull 3P trunc. à esquerda e direita	7,705	14,948	1,326	0,167	0,999	49
Weibull 3P	8,487	16,279	0,000	0,167	0,999	49
Weibull 3P trunc. à esquerda	7,917	15,242	1,029	0,167	0,999	49
Weibull 3P trunc. à direita	6,438	13,357	3,026	0,167	0,999	49

<b>Distribuição</b>	<b>forma</b>	<b>escala</b>	<b>locação</b>	<b>KS</b>	<b>KS p_valor</b>	<b>parcela</b>
Weibull 2P	6,955	18,167	0,000	0,125	0,999	50
Weibull 2P trunc. à esquerda	6,951	18,166	0,000	0,125	0,999	50
Weibull 2P trunc. à direita	6,715	18,277	0,000	0,125	0,999	50
Weibull 2P trunc. à esquerda e direita	6,946	18,168	0,000	0,125	0,999	50
Weibull 3P trunc. à esquerda e direita	5,208	13,754	4,344	0,125	0,999	50
Weibull 3P	5,215	13,758	4,339	0,125	0,999	50
Weibull 3P trunc. à esquerda	5,206	13,735	4,361	0,125	0,999	50
Weibull 3P trunc. à direita	4,589	12,927	5,306	0,125	0,999	50

<b>Distribuição</b>	<b>forma</b>	<b>escala</b>	<b>locação</b>	<b>KS</b>	<b>KS p_valor</b>	<b>parcela</b>
Weibull 2P trunc. à esquerda e direita	6,647	16,682	0,000	0,250	0,980	51
Weibull 2P	6,668	16,681	0,000	0,250	0,980	51
Weibull 2P trunc. à esquerda	6,656	16,679	0,000	0,250	0,980	51
Weibull 2P trunc. à direita	5,886	17,154	0,000	0,125	0,999	51
Weibull 3P	6,668	16,681	0,000	0,250	0,980	51
Weibull 3P trunc. à direita	6,668	16,681	0,000	0,250	0,980	51
Weibull 3P trunc. à esquerda e direita	3,893	11,482	4,999	0,250	0,980	51
Weibull 3P trunc. à esquerda	6,045	15,723	0,897	0,250	0,980	51

<b>Distribuição</b>	<b>forma</b>	<b>escala</b>	<b>locação</b>	<b>KS</b>	<b>KS p_valor</b>	<b>parcela</b>
Weibull 2P	14,299	17,648	0,000	0,333	0,893	52
Weibull 2P trunc. à esquerda	14,299	17,648	0,000	0,333	0,893	52
Weibull 2P trunc. à direita	13,862	17,686	0,000	0,333	0,893	52
Weibull 2P trunc. à esquerda e direita	14,291	17,649	0,000	0,333	0,893	52
Weibull 3P trunc. à esquerda	9,242	12,766	4,834	0,333	0,893	52
Weibull 3P	14,299	17,648	0,000	0,333	0,893	52
Weibull 3P trunc. à direita	14,299	17,648	0,000	0,333	0,893	52
Weibull 3P trunc. à esquerda e direita	13,675	17,114	0,525	0,333	0,893	52

<b>Distribuição</b>	<b>forma</b>	<b>escala</b>	<b>locação</b>	<b>KS</b>	<b>KS p_valor</b>	<b>parcela</b>
Weibull 2P	7,127	15,613	0,000	0,143	0,999	53
Weibull 2P trunc. à esquerda	7,116	15,611	0,000	0,143	0,999	53
Weibull 2P trunc. à direita	7,099	15,620	0,000	0,143	0,999	53
Weibull 2P trunc. à esquerda e direita	7,116	15,612	0,000	0,143	0,999	53
Weibull 3P trunc. à esquerda e direita	5,712	12,562	3,010	0,143	0,999	53
Weibull 3P	5,709	12,551	3,020	0,143	0,999	53
Weibull 3P trunc. à esquerda	5,716	12,569	3,003	0,143	0,999	53
Weibull 3P trunc. à direita	5,598	12,395	3,183	0,143	0,999	53

<b>Distribuição</b>	<b>forma</b>	<b>escala</b>	<b>locação</b>	<b>KS</b>	<b>KS p_valor</b>	<b>parcela</b>
Weibull 2P	7,972	16,813	0,000	0,167	0,999	54
Weibull 2P trunc. à esquerda	7,969	16,812	0,000	0,167	0,999	54
Weibull 2P trunc. à direita	7,437	17,026	0,000	0,167	0,999	54
Weibull 2P trunc. à esquerda e direita	7,962	16,815	0,000	0,167	0,999	54
Weibull 3P trunc. à esquerda e direita	5,668	11,808	4,999	0,167	0,999	54
Weibull 3P	5,220	11,225	5,512	0,167	0,999	54
Weibull 3P trunc. à esquerda	5,487	11,753	4,995	0,167	0,999	54
Weibull 3P trunc. à direita	3,504	9,175	7,942	0,167	0,999	54

<b>Distribuição</b>	<b>forma</b>	<b>escala</b>	<b>locação</b>	<b>KS</b>	<b>KS p_valor</b>	<b>parcela</b>
Weibull 2P trunc. à esquerda e direita	10,002	16,612	0,000	0,333	0,893	55
Weibull 2P	10,016	16,609	0,000	0,333	0,893	55
Weibull 2P trunc. à esquerda	10,016	16,609	0,000	0,333	0,893	55
Weibull 2P trunc. à direita	8,724	17,005	0,000	0,167	0,999	55
Weibull 3P trunc. à esquerda	8,319	13,840	2,755	0,333	0,893	55
Weibull 3P	10,016	16,609	0,000	0,333	0,893	55
Weibull 3P trunc. à direita	10,016	16,609	0,000	0,333	0,893	55
Weibull 3P trunc. à esquerda e direita	9,701	15,913	0,704	0,333	0,893	55

<b>Distribuição</b>	<b>forma</b>	<b>escala</b>	<b>locação</b>	<b>KS</b>	<b>KS p_valor</b>	<b>parcela</b>
Weibull 2P trunc. à esquerda e direita	11,284	17,692	0,000	0,200	0,999	56
Weibull 2P	11,288	17,691	0,000	0,200	0,999	56
Weibull 2P trunc. à esquerda	11,288	17,691	0,000	0,200	0,999	56
Weibull 2P trunc. à direita	11,123	17,713	0,000	0,200	0,999	56
Weibull 3P trunc. à esquerda	8,056	12,662	4,999	0,200	0,999	56
Weibull 3P	3,824	6,206	11,339	0,200	0,999	56
Weibull 3P trunc. à direita	3,134	5,565	12,047	0,200	0,999	56
Weibull 3P trunc. à esquerda e direita	8,625	13,469	4,180	0,200	0,999	56