

Yara Karolynne Lopes Abreu

**EMPREGO DE FUNÇÕES DE DENSIDADE DE PROBABILIDADE NA
MODELAGEM DA DISTRIBUIÇÃO DIAMÉTRICA DE CLONES DE *Eucalyptus* spp.
NO POLO GESSEIRO DO ARARIPE**

Recife – PE

Janeiro de 2018



UNIVERSIDADE FEDERAL RURAL DE PERNAMBUCO
PRÓ-REITORIA DE PESQUISA E PÓS-GRADUAÇÃO
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM BIOMETRIA E ESTATÍSTICA
APLICADA

**EMPREGO DE FUNÇÕES DE DENSIDADE DE PROBABILIDADE NA
MODELAGEM DA DISTRIBUIÇÃO DIAMÉTRICA DE CLONES DE *Eucalyptus* spp.
NO POLO GESSEIRO DO ARARIPE**

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Biometria e Estatística Aplicada como exigência parcial a obtenção do título de Mestre.

**Área de Concentração: Biometria e
Estatística Aplicada**

Orientador: Prof. José Antônio Aleixo da Silva

Co-orientador: Prof. Rinaldo Luiz C. Ferreira

Recife - PE

Janeiro de 2018

Dados Internacionais de Catalogação na Publicação (CIP)
Sistema Integrado de Bibliotecas da UFRPE
Biblioteca Central, Recife-PE, Brasil

A162e Abreu, Yara Karolynne Lopes.
Emprego de funções de densidade de probabilidade na modelagem da distribuição diamétrica de clones de *Eucalyptus spp.* No polo gesseiro do Araripe / Yara Karolynne Lopes Abreu. - Recife, 2018.

113 f.: il.

Orientador: José Antônio Aleixo da Silva.

Coorientador: Rinaldo Luiz C. Ferreira.

Dissertação (Mestrado) Universidade Federal Rural de Pernambuco, Pós-Graduação em Biometria e Estatística Aplicada, Recife, 2018.

Inclui referências e apêndices.

1. Teste de Esfericidade de Mauchly. 2. Densidade populacional 3. Análise de variância I. Silva, Antônio Aleixo da, orient. II. Ferreira, Rinaldo Luiz C., coorient. III. Título.

CDD 310

UNIVERSIDADE FEDERAL RURAL DE PERNAMBUCO

PRÓ-REITORIA DE PESQUISA E PÓS-GRADUAÇÃO

PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM BIOMETRIA E ESTATÍSTICA APLICADA

**EMPREGO DE FUNÇÕES DE DENSIDADE DE PROBABILIDADE NA
MODELAGEM DA DISTRIBUIÇÃO DIAMÉTRICA DE CLONES DE *Eucalyptus* spp.
NO POLO GESSEIRO DO ARARIPE**

Yara Karolynne Lopes Abreu

Dissertação julgada adequada para a obtenção do título de Mestre em Biometria e Estatística Aplicada. Defendida e aprovada em 22/01/2018 pela comissão examinadora.

Orientador:

Prof. José Antônio Aleixo da Silva

Orientador

Banca examinadora:

Prof. Antônio Samuel Alves da Silva
UFRPE

Prof. Fernando Henrique de Lima Gadelha
IFPE

*Dedico este trabalho a minha família,
porto seguro da minha vida e provedora de
recursos para realização de cada um dos meus
sonhos.*

AGRADECIMENTOS

Agradeço a Deus por todas as oportunidades concedidas ao longo do tempo e por me agradecer com Sua força quando as minhas já não eram suficientes, sem dúvidas, os sonhos de Deus são maiores que os teus, tão grandes que nem pode imaginar...

Ao meu orientador, Prof. José Antônio Aleixo da Silva pela confiança, conselhos, ensinamentos, passados ao longo desses dois anos, e acima de tudo por cada aula de humanidade, simplicidade e preocupação com o bem-estar de todos.

À minha família, que é a base de tudo que me tornei e mesmo distante sempre se faz presente em cada momento da minha vida, investindo nas minhas ideias e sonhos por mais malucos e complexos que pudessem parecer. Amo muito vocês!!!

Ao meu namorado Paulo Gama pelo companheirismo, paciência, carinho e força nos mais diversos momentos... Obrigada meu amor por estar sempre ao meu lado!!!

À CAPES, à UFRPE, ao DEINFO e aos professores pela concessão da bolsa e pelos ensinamentos e oportunidade de desenvolver meu potencial acadêmico ao longo desses dois anos.

Aos meus irmãos acadêmicos Wesley e Guera e a minha eterna irmã Genilda que se disponibilizaram a estar do meu lado no decorrer desta caminhada e aos meus colegas de turma que foram as pessoas capazes de tornar cada dia mais alegre, David, Iloane, Jucarlos, Patrícia e Sara. Não tem como não ser feliz com pessoas como vocês.

Aos amigos novos e antigos por me apoiarem ao longo da imensa jornada acadêmica, como o pessoal da vila do Chaves, à família Santiago Gama e as queridas Juh e Cynthia...

A todos que ajudaram direta ou indiretamente para a conclusão desta dissertação, meu MUITO OBRIGADA!

“To infinity... and beyond!”

(Buzz Lightyear)

RESUMO

Quando se opta pelo plantio de florestas energéticas é interessante conseguir quantificar e prognosticar o estoque dessas. A distribuição diamétrica é uma ferramenta simples e poderosa para caracterizar a estrutura de uma floresta, além de ser uma indicadora da estrutura do estoque em crescimento. Diante disto, objetiva-se, com a realização do presente trabalho, aplicar diferentes funções de densidade de probabilidade (fdp) para explicar o comportamento da distribuição diamétrica de clones de *Eucalyptus* spp. em função de diferentes idades e densidades populacionais no Polo Gesseiro do Araripe. Para tanto, se ajustou a distribuição diamétrica de três clones em cinco densidades de plantio (2m x 1m; 2m x 2m; 2m x 3m; 3m x 3m; 4m x 2m) pelas fdps Beta, Dagum, Gamma, Normal, S_B Johnson e Weibull nas idades de 48, 54 e 60 meses. A escolha do melhor modelo foi baseada nos resultados de duas metodologias: ranqueamento de estatísticas e análise de variância com comparação de médias pelo teste de Tukey (5% de significância). Constatou-se que a função que melhor descreveu a distribuição do diâmetro dos clones de *Eucalyptus* spp foi a fdp Dagum, enquanto a Gamma apresentou os piores ajustes para a maioria dos cenários analisados. O método de seleção por ranqueamento, apesar de bastante utilizado na área florestal, tende a atribuir pesos distintos a estatísticas que não diferem entre si, enquanto a comparação de médias pelo teste de Tukey, apesar de não levar em consideração o número de parâmetros utilizados em cada função, é uma alternativa para entender o comportamento geral das estimativas e verificar se existem tendências de subestimação ou superestimação de valores.

Palavras-chave: Teste de Esfericidade de Mauchly; Densidade populacional; Análise de Variância.

ABSTRACT

When planting energy forests, it is interesting to quantify and predict its stock. The diameter distribution is a simple and powerful tool to characterize the structure of a forest and serves as an indicator of the growth stock structure. Therefore, the objective of this work is to apply different probability density functions (pdf) to explain the behavior of the diametric distribution of the *Eucalyptus* spp. clones according to different ages and population densities in the Gypsum Pole of Araripe. Therefore, it was adjusted the diametric distribution of three clones at five planting densities (2m x 1m; 2m x 2m; 2m x 3m; 3m x 3m; 4m x 2m) by the pdfs Beta, Dagum, Gamma, Normal, Johnson S_B and Weibull at ages 48, 54 and 60 months. The choice of the best model was based on the results of two methodologies: statistical ranking and analysis of variance with Tukey test (5% significance). It was found that the function that best described the diameter distribution of *Eucalyptus* spp. clones was Dagum, while Gamma presented the worst adjustments for most of the scenarios analyzed. The method of selection by rankings, although widely used in the forest science, tends to assign different weights to statistics that do not differ, whereas the comparison of means by the Tukey test, although it does not take into account the number of parameters used in each function, is an alternative to understand the general behavior of the estimates and to verify if there are tendencies of underestimation or overestimation of values.

Key-words: Mauchly's Sphericity test; Population density; Analysis of Variance.

LISTA DE FIGURAS

Figura 1- Diagrama simplificado da relação filogenética dos eucaliptos.....	17
Figura 2 - Densidade da fdp Beta para diferentes valores e α e β	28
Figura 3 - Efeito da variação dos parâmetros	30
Figura 4 - Formas da fdp Gamma.....	31
Figura 5 - Formas da fdp Normal	33
Figura 6 - Comportamento das curvas da fdp S_B Johnson com $\tau = 0$, $\lambda = 1$, e diferentes valores dos parâmetros γ e n	35
Figura 7 - Diferentes formas da fdp Weibull.....	36
Figura 8 - Representação do Polo Gesseiro do Araripe com destaque para a área do plantio de clones de <i>Eucalyptus</i> localizada na Estação Experimental do IPA.	38
Figura 9 - Distribuição diamétrica de <i>Eucalyptus</i> spp. no Polo Gesseiro do Araripe	55
Figura 10 - Incremento médio anual (IMA) e incremento corrente anual (ICA) e idade técnica de rotação para os clones de <i>Eucalyptus</i> spp. no Polo Gesseiro do Araripe	61
Figura 11 - Comportamento das fdps na descrição da distribuição diamétrica de <i>Eucalyptus</i> spp. aos 48 meses no Polo Gesseiro do Araripe	63
Figura 12 - Comportamento das fdps na descrição da distribuição diamétrica de <i>Eucalyptus</i> spp. aos 54 meses no Polo Gesseiro do Araripe	64
Figura 13 - Comportamento das fdps na descrição da distribuição diamétrica de <i>Eucalyptus</i> spp. aos 60 meses no Polo Gesseiro do Araripe	65

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 - Descrição dos tratamentos avaliados no Módulo de Experimentação Florestal do Polo Gesseiro do Araripe.....	39
Tabela 2 - Valores dos fatores de forma médios por tratamento no Módulo de Experimentação Florestal do Polo Gesseiro do Araripe.....	41
Tabela 3 - Análise descritiva do experimento estratificado por idade.....	54
Tabela 4 - Análise descritiva do experimento estratificado por clone.....	56
Tabela 5 - Análise descritiva do experimento estratificado por densidade populacional.....	57
Tabela 6 - Teste de esfericidade de Mauchly, para a variável volume no experimento do Polo Gesseiro do Araripe	59
Tabela 7 - ANOVA para a variável volume de <i>Eucalyptus</i> spp. avaliados no experimento Polo Gesseiro do Araripe	60
Tabela 8 - Ranqueamento dos valores do teste de Kolmogorov-Smirnov ajustado para diferentes fdps em função de diferentes densidades populacionais e idades	67
Tabela 9 - Valores do teste de Kolmogorov-Smirnov, índice de ajuste, raiz do erro médio quadrático, critério de Akaike e Índice de Furnival ajustado para diferentes fdps em povoamento de <i>Eucalyptus</i> spp. no Polo Gesseiro do Araripe.....	68
Tabela 10 - Ranqueamento dos valores do teste de Índice de Ajuste de Schalaegel ajustado para diferentes fdps em função de diferentes densidades populacionais e idades	70
Tabela 11 - Ranqueamento dos valores do teste Raiz do Erro Médio Quadrático ajustado para diferentes fdps em função de diferentes densidades populacionais e idades	71
Tabela 12 - Ranqueamento dos valores do Critério de Informação de Akaike ajustado para diferentes fdps em função de diferentes densidades populacionais e idades	71
Tabela 13 - Ranqueamento dos valores do Índice de Furnival ajustado para diferentes fdps em função de diferentes densidades populacionais e idades	72
Tabela 14 - ANOVA para a variável frequência da distribuição diamétrica de <i>Eucalyptus</i> spp. avaliados no experimento no Polo Gesseiro do Araripe.....	73
Tabela 15 - Teste de esfericidade de Mauchly, para frequência da distribuição diamétrica no experimento no Polo Gesseiro do Araripe.....	73
Tabela 16 - Resultado do teste de Tukey para frequência da distribuição diamétrica dos clones de <i>Eucalyptus</i> spp. no experimento do Polo Gesseiro do Araripe.....	74

SUMÁRIO

1. INTRODUÇÃO	14
2. OBJETIVOS	15
2.1 OBJETIVO GERAL	15
2.2 OBJETIVOS ESPECÍFICOS.....	15
3. REVISÃO DE LITERATURA	16
3.1 POLO GESSEIRO DO ARARIPE	16
3.2 GÊNERO <i>Eucalyptus</i>	17
3.2.1 Origem	17
3.2.2 Características	19
3.2.3 Principais usos e aplicações	19
3.2.4 Plantio e manejo do gênero <i>Eucalyptus</i> no Brasil	19
3.3 MODELAGEM MATEMÁTICA APLICADA À CIÊNCIA FLORESTAL	20
3.4 MODELAGEM DE CRESCIMENTO E PRODUÇÃO	22
3.4.1 Modelos Matemáticos	22
3.4.2 Modelos Biológicos	23
3.5 DISTRIBUIÇÃO DIAMÉTRICA	23
3.6 FUNÇÃO DE DENSIDADE DE PROBABILIDADE (fdp)	26
3.6.1 Beta	27
3.6.2 Dagum	29
3.6.3 Gamma	30
3.6.4 Normal	32
3.6.5 S_B Johnson	34
3.6.6 Weibull	35
4 MATERIAL E MÉTODOS	38
4.1 ÁREA DE ESTUDO	38
4.1.1 Descrição da área de estudo	38
4.1.2 Levantamento dos dados	39
4.2 ESTIMATIVA DA IDADE TÉCNICA DE ROTAÇÃO (ITR)	40
4.2.1 Estimativa do volume	40
4.2.2 Teste de Esfericidade de Mauchly	41
4.3 AJUSTE DAS FUNÇÕES DE DENSIDADE DE PROBABILIDADE (fdp)	42

4.3.1 Distribuição Beta	43
4.3.2 Distribuição Dagum	44
4.3.3 Distribuição Gamma	45
4.3.4 Distribuição Normal	45
4.3.5 Distribuição S_B Johnson	46
4.3.6 Distribuição Weibull	48
4.4 SELEÇÃO DA MELHOR FUNÇÃO DE DENSIDADE DE PROBABILIDADE	49
4.4.1 Estatísticas utilizadas para avaliar o desempenho das fdps	49
4.4.1.1 Teste Kolmogorov-Smirnov	49
4.4.1.2 Índice de Ajuste Schlaegel	49
4.4.1.3 Raiz do Erro Médio Quadrático (REMQ)	50
4.4.1.4 Critério de Informação de Akaike	50
4.4.1.5 Índice de Furnival	51
4.4.1.6 Análise de Variância	52
4.4.2 Metodologias de comparação de ajuste de funções	52
5 RESULTADOS E DISCUSSÃO	54
5.1 ANÁLISE DESCRITIVA DOS DADOS	54
5.1.1 Análise descritiva do plantio por idade	54
5.1.2 Análise descritiva dos clones	56
5.1.2 Análise descritiva das densidades populacionais	57
5.2 ESTIMATIVA DA IDADE TÉCNICA DE ROTAÇÃO	59
5.2.1 Teste de Esfericidade de Mauchly	59
5.2.2 Resultado da ANOVA	59
5.2.3 Idade técnica de rotação (ITR) em função da densidade populacional do plantio ..	59
5.3 AJUSTE DAS FUNÇÕES DE DENSIDADE DE PROBABILIDADE (fdp)	62
5.3.1 Ajuste da distribuição diamétrica em função do espaçamento e da idade	62
5.3.2 Ranqueamento das estatísticas	66
5.3.3 Análise de Variância	72
5.4 SELEÇÃO DA MELHOR FUNÇÃO DE DENSIDADE DE PROBABILIDADE	74
6 CONCLUSÕES	76
REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	77
APÊNDICES	87

APÊNDICE A – ANÁLISE DA VARIÁVEL VOLUME	87
APÊNDICE B – ANÁLISE DA FREQUÊNCIA DIAMÉTRICA	104
APÊNDICE C – COEFICIENTES ESTIMADOS	111

1 INTRODUÇÃO

A região do Araripe no estado de Pernambuco apresenta alta demanda de lenha, principalmente no Polo Gesseiro do Araripe que é responsável pela produção de cerca de 97% do gesso consumido no país. Estudos realizados em 2006, demonstraram a diversificação da matriz energética nessa área, entretanto a lenha compõe 73% dessa matriz (ATECEL, 2006), chegando a ser praticamente a única fonte energética para as pequenas indústrias de pré-moldados. A maior parte da lenha utilizada nas indústrias calcinadoras é proveniente do desmatamento da Caatinga (SILVA, 2008/2009), e o uso irracional desse recurso o torna cada vez mais escasso, fazendo-se necessária a adoção de novas alternativas para suprir as necessidades energéticas da indústria do gesso.

Uma das alternativas utilizadas para mitigar tal problema é a implantação de florestas de rápido crescimento, como as do gênero *Eucalyptus*, que além de apresentarem rápido crescimento, também são consideradas bastante plásticas e apresentam diversos usos (PINTO et al., 2014). O plantio de florestas energéticas promove a minimização de impactos sobre as florestas nativas das regiões em que se encontram e maior produtividade quando comparadas às florestas nativas (PIERRO, 2015).

Quando se opta pelo plantio de florestas energéticas é importante conseguir quantificar e prognosticar, com alto grau de confiabilidade, o estoque dessas florestas (ABREU et al., 2002). A quantificação de crescimento e de produtividade é uma condição essencial para definir a utilização produtos florestais, bem como fornecer informações importantes para o manejo adequado em cada área plantada.

A distribuição diamétrica é uma ferramenta simples e poderosa para caracterizar a estrutura de uma floresta e serve como indicador do estoque de crescimento. O diâmetro é uma variável com múltiplos usos, pois se correlaciona bem com variáveis importantes como altura, volume, valor, custo de conversão e tipificação de produtos. A quantificação da distribuição diamétrica e sua relação com a composição do povoamento, idade e a densidade de plantio são úteis tanto para entender a dinâmica de aspectos econômicos como biológicos das florestas (BAILEY; DELL, 1973).

Diante disto, com a realização deste trabalho, objetiva-se aplicar diferentes funções de densidade de probabilidade (fdp) para explicar o comportamento da distribuição diamétrica de clones de *Eucalyptus* spp. em função de diferentes idades e densidades populacionais no Polo Gesseiro do Araripe.

2 OBJETIVOS

2.1 OBJETIVO GERAL

Aplicar diferentes funções de densidade de probabilidade (fdp) e comparar testes para a escolha da fdp mais adequada para explicar o comportamento da distribuição diamétrica de clones de *Eucalyptus* spp. em função de diferentes idades e densidades populacionais no Polo Gesseiro do Araripe.

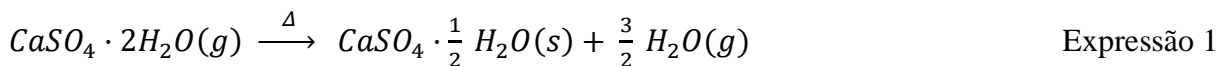
2.2 OBJETIVOS ESPECÍFICOS

- Estimar a idade técnica de rotação (ITR) para as densidades populacionais dos clones de *Eucalyptus* spp no Polo Gesseiro do Araripe;
- Ajustar e selecionar a distribuição diamétrica das árvores pelas fdps Beta, Dagum, Gamma, Normal, S_B Johnson e Weibull em diferentes idades e densidades populacionais;
- Comparar métodos para a seleção das melhores fdps.

3 REVISÃO DE LITERATURA

3.1 POLO GESSEIRO DO ARARIPE

A microrregião do Araripe está localizada na Mesorregião do Sertão Pernambucano, limitada pelos estados do Ceará e Piauí. De acordo com o Sistema de Informações Territoriais (2015), é formada pelos municípios de Araripina, Bodocó, Exu, Granito, Ipubi, Moreilândia, Ouricuri, Santa Cruz, Santa Filomena e Trindade. Os municípios de Araripina, Exu, Ipubi, Ouricuri e Trindade formam o Polo Gesseiro do Araripe, uma região conhecida mundialmente pela produção de gesso a partir do mineral gipsita, que quando submetido à desidratação em fornos, geralmente aquecidos por lenha, transforma-se em gesso pela reação química (SILVA et al., 2017):



Essas cidades são responsáveis pela produção de cerca de 97% do gesso produzido no país (SILVA, 2008/2009) e cerca de 45.000 empregos diretos e outros 45.000 indiretos. No ano de 2016 foram produzidas aproximadamente 5.000.000 toneladas de gesso. Atualmente, o polo é formado por 21 minas e 128 calcinadoras, valores inferiores aos apresentados por Silva (2016) em função da crise econômica que afeta a indústria da construção civil no País.

A indústria do gesso necessita de energia no aquecimento das caldeiras para a produção do gesso, e por conta disso é a maior responsável pelo consumo de lenha oriunda da Caatinga na região. Acredita-se que cerca de 65% dessa vegetação já foram consumidos, (SANTOS, 2010), visto que são necessários 250 kg de lenha da Caatinga, vendidos a R\$ 90,00, para produzir uma tonelada de gesso. A escassez da lenha na região do Araripe promove a exploração da vegetação em regiões próximas, evidenciando a necessidade da criação de políticas que garantam a produção de lenha na própria região do Polo Gesseiro, de forma a garantir a minimização com custos de transporte e preservação da vegetação nativa da região.

A lenha de eucalipto (*Eucalyptus* spp.) e algaroba (*Prosopis* spp.) vem sendo utilizada na região como uma alternativa mais rentável e econômica. Para produzir uma tonelada de gesso são necessários de 150 a 180 kg de eucalipto ou 180 kg de algaroba, vendidos a R\$ 130,00 e R\$ 150,00, respectivamente, desconsiderando-se os custos com o transporte da madeira, que na maioria dos casos é proveniente de outros estados.

3.2 GÊNERO *Eucalyptus*

Eucalipto é o nome popular dado à diversas espécies pertencentes ao gênero *Eucalyptus*, que possui mais de 700 espécies, apresentando características e usos distintos que podem ser aplicados em várias áreas (SEGURA, 2015).

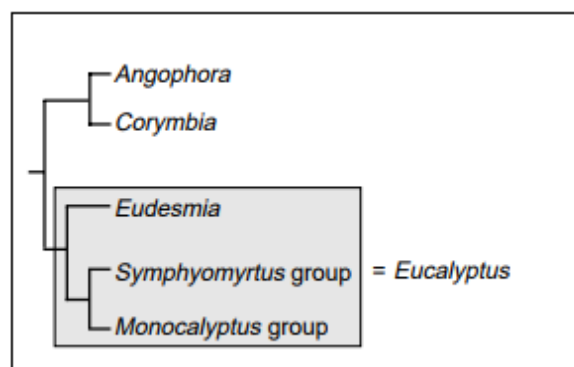
3.2.1 Origem

Pertencente à família *Myrtaceae*, o gênero *Eucalyptus* é originário da Austrália, Nova Guiné, Indonésia e Filipinas. Caracterizado como um gênero de grande plasticidade e dispersão mundial, possui a capacidade de se adaptar a diferentes ambientes e características edafoclimáticas nas mais diversas partes do planeta (LIMA, 1996; IGLESIAS; WILSTERMANN, 2009).

A denominação *Eucalyptus* foi dada pelo botânico francês Charles Louis L'Héritier de Brutelle, em 1788, para descrever o novo gênero registrado na Tasmânia pelo Jornal de Abel Janszoon Tasman, em 1642. O nome originário do grego “eu” que significa “bem” e “kalypto” que significa “coberto” faz referência à natureza operculada da flor, que não possui pétalas e sépalas conspícuas, originando frutos que protegem a semente de forma “bem coberta” (ROZEFELDS, 1996; SANTOS et al., 1997).

Desde a descoberta desse gênero, algumas espécies foram classificadas erroneamente como pertencentes ao gênero *Eucalyptus*, entretanto o gênero não apresentava um agrupamento taxonômico natural. Estudos filogenéticos realizados a partir de 1970, indicaram a existência de duas outras linhagens principais dentro do gênero *Eucalyptus*. Deste modo em 1990, surgiram gêneros *Corymbia* e *Angophora* (Figura 1), cuja a diferenciação botânica é realizada com base na relação existente entre as sépalas e as pétalas das flores (ROZEFELDS, 1996).

Figura 1- Diagrama simplificado da relação filogenética dos eucaliptos



Fonte: Rozefelds (1996)

As espécies do gênero *Corymbia* são os maiores exemplos dessa classificação errônea, pois estão mais próximas ao gênero *Angophora* que do *Eucalyptus*. As espécies pertencentes ao gênero *Corymbia* são denominadas de “eucaliptos de jardim”, apresentam usos distintos e cerca de 113 espécies foram caracterizadas previamente como pertencentes ao gênero *Eucalyptus* (VILAS BÔAS; MAX.; MELO, 2009).

O gênero *Eucalyptus* foi introduzido no Brasil no início do século XIX, durante a criação do Jardim Botânico do Rio de Janeiro, pelo imperador D. João VI. Por anos o eucalipto foi plantado com a finalidade de ornamentação ou para servir de quebra vento em diversas propriedades (PEREIRA et al., 2000). Todavia, o responsável pelas primeiras plantações econômicas de eucalipto no Brasil foi o silvicultor Edmundo Navarro de Andrade, que entre 1904 e 1909 realizou experimentos com diversas espécies nativas e exóticas no Horto de Jundiá – SP e constatou o acelerado desenvolvimento do eucalipto em relação às demais espécies avaliadas (SILVA, 2008-2009).

O destaque no desenvolvimento foi tanto, que a Companhia Paulista de Estradas de Ferro (atual Ferrovia Paulista S.A. – FEPASA) optou pelas espécies desse gênero na produção de dormentes para a construção das estradas de ferro, e iniciou os primeiros plantios comerciais em 1909 (MORA; GARCIA, 2000).

3.2.2 Características

As espécies de eucalipto conhecidas são plantas lenhosas compostas por folhas em disposição alternas ou opostas e, em alguns raros casos, cruzadas com estípulas diminutas. Dentre as espécies catalogadas existem cerca de 40 arbustivas, conhecidas como “*mallees*”, caracterizadas por apresentarem diversos troncos em um único núcleo lenhoso e altura variando entre 3 e 10 metros, e alta resistência à seca. As demais espécies apresentam alturas que variam de 30 a 50 metros, mas existe uma espécie denominada “*serbal*”, cuja altura pode ser superior a 90 metros, e é considerada a madeira dura mais alta do mundo (GRANADOS-SÁNCHEZ; LÓPEZ-RÍOS, 2007). KOCH et al. (2004) cita que Ferguson, um inspetor florestal australiano, descreveu um exemplar de *Eucalyptus* com 150 metros de altura e DAP de 5,5 metros em 1872 nas proximidades do rio Watts.

As espécies do gênero possuem folhas coriáceas com cutícula grossa, afim de evitar perdas excessivas de água em ambientes demasiadamente quente e por conta disso a

decomposição das mesmas ocorre lentamente, proporcionando a formação abundante de serapilheira nos plantios (ROKICH; BELL, 1995).

Os eucaliptos são espécies perenes e demandantes de luz para o seu crescimento, que ocorre tanto em períodos secos quanto chuvosos, que podem ser retratados por meio dos anéis de crescimento dos exemplares, em locais com estações definidas. Desenvolvem-se nos mais diversos ambientes, desde vales com água em abundância até em áreas caracterizadas como desertas. Atualmente, encontram-se cultivadas em lugares remotos da Austrália, Estados Unidos, México, África e América do Sul (GRANADOS-SÁNCHEZ; LÓPEZ-RÍOS, 2007).

Outras características que garantem o sucesso da propagação desse gênero pelo mundo são a versatilidade do uso de produtos de origem madeireira e não-madeireira e alta variabilidade genética, que associados ao emprego de estratégias de melhoramento genético, promoveram o acréscimo do incremento médio anual de 10m³/ha/ano na década de 60 para mais de 40m³/ha nos dias atuais (LIMA, 1996; ALFENAS et al., 2004; IBA, 2016).

3.2.3 Principais usos e aplicações

Diante da gama de características de cor, densidade da madeira, cheiro, peso, dureza, elasticidade, porte e outras características das diversas espécies do gênero *Eucalyptus*, atribui-se uma diversidade de usos, que vão desde produtos de origem madeireira para a produção de postes, estacas, mourões, carvão, papel, celulose, movelaria, até atribuições de origem não-madeireira relacionadas à crédito de carbono, extração de óleo essencial, artesanato, medicinal e dentre outras (SILVA, 2008-2009).

A possibilidade de diversos usos para a madeira de eucaliptos tem estimulado a implantação de florestas de uso múltiplos, mas dependem da escolha da espécie e das condições climáticas da área associada a características física e químicas do solo da região em que se pretende implantar o empreendimento (WILCKEN, 2008; SCAVINSK, 2014).

Estudos estão sendo realizados para aumentar a eficiência de retirada de produtos das florestas de uso múltiplos, garantindo o aproveitamento de seu potencial econômico, ao mesmo tempo que garante a sustentabilidade ambiental na área do plantio (SCAVINSK, 2014).

3.2.4 Plantio e manejo do gênero *Eucalyptus* no Brasil

O Brasil possui uma área de 7,8 milhões de hectares de florestas plantadas, dessas, aproximadamente 72% são destinadas ao plantio de espécies do gênero *Eucalyptus*. Os maiores produtores brasileiros de madeira de eucalipto são os estados de Minas Gerais (24%), São Paulo

(17%) e Mato Grosso do Sul (15%), e são destinados à produção de papel e celulose, carvão vegetal, painéis de madeira e pisos laminados, dentre outros usos (IBA, 2016).

A indústria florestal brasileira é mundialmente reconhecida pela elevada produtividade das florestas plantadas no País. Detentor do título de maior produtividade e menor intervalo de rotação no mundo, é possível produzir cerca de 36 m³ de madeira por hectare com rotação média de sete anos enquanto os Estados Unidos produzem 10 m³ por hectare, com rotação média de 11 anos (IBÁ, 2016).

Esses números são resultados da soma de variáveis edafoclimáticas adequadas ao desenvolvimento das espécies e técnicas de melhoramento genético, que combinou características de rápido crescimento, resistência à pragas e densidade da madeira adequadas a determinados usos, como celulose, energético ou movelaria (ASSIS; ABAD; AGUIAR, 1996; OLIVEIRA CASTRO et al., 2016; MOREIRA; SIMIONI; OLIVEIRA, 2017).

Nos últimos anos os principais estudos estão voltados ao desenvolvimento de clones híbridos de *Eucalyptus* que suportem longos períodos de estiagem e necessitem de menor quantidade de água durante seu desenvolvimento. Tais clones seriam uma alternativa viável para impulsionar o plantio de eucalipto na região Nordeste do Brasil. Gadelha et al. (2015) testaram diversos clones na região da Chapada do Araripe e constataram que a introdução de espécies do gênero *Eucalyptus* como fonte energética é uma alternativa viável para a região, conhecida pela elevada produtividade de gesso, e ainda pode contribuir para a minimização da exploração da vegetação nativa da região.

3.3 MODELAGEM MATEMÁTICA APLICADA À CIÊNCIA FLORESTAL

Hans Carl von Carlowitz foi um alemão, segundo filho de um mestre florestal e administrador de minas de prata. No século XVII, houve uma escassez de madeira em toda a Europa e com isso a necessidade da adoção de técnicas que viabilizassem o máximo aproveitamento desta, e baseado em estudos econômicos e ambientais o alemão desenvolveu o termo desenvolvimento florestal sustentável. Carl von Carlowitz foi o primeiro a usar a palavra “sustentabilidade”, além de ser o primeiro autor a falar sobre florestas no mundo, demonstrando o comportamento de desenvolvimento das árvores ao longo do tempo (ZIELLO et al., 2012).

A mensuração florestal nasceu concomitantemente à ciência florestal e foi incorporada como disciplina nos estados germânicos do século XVIII. Seu desenvolvimento ocorreu no século XIX, com a adoção de técnicas e informações matemáticas, mas a introdução de métodos estatísticos para análises no âmbito florestal ocorreu apenas no século XX nos Estados Unidos (BATISTA, 2014).

As primeiras ideias aplicadas à temática de mensuração florestal surgiram com o teste de sistemas de manejo pelo inspetor florestal Johann Gottlieb Beckmann (SCOTT, 1996). O teste consistia em marcar árvores com pregos coloridos que correspondiam à classe de diâmetro que as árvores pertenciam, e a partir daí, contava-se a quantidade de pregos de cada cor para estimar a quantidade de madeira contida na área. Graças a sua colaboração inicial, no início do século XIX os cientistas florestais haviam definido os passos para estimar, controlar e prever aspectos relacionados à produção e planejamento florestal.

Dois tipos de modelos podem ser utilizados para descrever um fenômeno, são eles os modelos matemáticos e os modelos biológicos. Os modelos matemáticos são capazes de explicar um fenômeno de forma bastante eficaz, mas se ajustam adequadamente apenas ao banco de dados em que foram gerados, enquanto os modelos biológicos levam em conta aspectos fisiológicos e têm uma visão embasada no funcionamento e arquitetura do indivíduo (VANCLAY, 1994; PRETZSCH, 2009).

O uso de técnicas de modelagem utiliza o contexto estatístico para representar um fenômeno de forma simplificada, sua aplicação na mensuração florestal se deu após a criação das primeiras tabelas de volume, denominadas “tabelas empíricas”. Os resultados empíricos permitiram o aprimoramento das técnicas de mensuração e proporcionaram o uso da regressão linear na área florestal, como no trabalho de Trorey, que utilizou essa técnica para demonstrar a relação existente entre a altura e o diâmetro das árvores (BATISTA, 2014).

No ano seguinte, Schumacher e Hall (1933) utilizaram a regressão linear múltipla para modelar o volume das árvores a partir das variáveis altura total (Ht) e diâmetro a altura do peito (DAP). Reineke (1933) aplicou a mesma técnica para estimar a densidade máxima de árvores que um talhão pode comportar. Schumacher (1939) utilizou variáveis do povoamento para criar o primeiro modelo volumétrico, empregado até hoje como um dos modelos mais eficientes na estimativa de volume. Em 1959, o modelo de crescimento não linear foi introduzido por Richards, e mudou o rumo da modelagem da produção florestal, graças ao aumento da possibilidade de técnicas de modelagem (BATISTA, 2014).

Diante das possibilidades da modelagem de variáveis de produção florestal e da diversidade de modelos criados, ressalta-se a necessidade utilizar um banco de dados representativo e consistente, afim de gerar estimativas precisas sobre o futuro dos empreendimentos florestais.

3.4 MODELAGEM DE CRESCIMENTO E PRODUÇÃO

Modelos utilizam a sumarização de dados para retratar o funcionamento de um sistema real. No setor florestal são comumente utilizados para prever o crescimento e a produção de uma área (VANCLAY, 1994). Os estudos envolvendo a modelagem de crescimento e produção projetam características de indivíduos ou de um povoamento num cenário futuro baseado em dados de condições iniciais (BATISTA, 2014). O crescimento de uma árvore ou de um povoamento florestal é o fenômeno mais importante que ocorre em uma floresta, conceituado como o alongamento e engrossamento das raízes, troncos e galhos, o conhecimento do crescimento e da produção presente e futura de uma área é fundamental para o planejamento da atividade florestal (MIGUEL, 2009; CAMPOS; LEITE, 2013).

Segundo Ribeiro (2017), existe uma grande variedade de técnicas para a predição e projeção do crescimento e da produção, no início as modelagens de crescimento e produção eram realizadas de forma independente, entretanto a soma dos crescimentos não correspondia à produção predita pelo modelo utilizado. Deste modo a obtenção de equações compatíveis tanto ao crescimento quanto à produção foi o maior desafio para os cientistas florestais até a década de 60, quando Clutter e Sullivan propuseram um sistema de equações simultâneas, e promoveram a melhoria do processo de estimação de variáveis de difícil obtenção.

Desde então diversos estudos e técnicas foram criadas para explicarem o funcionamento dos diversos fenômenos ligados às florestas, dentre elas está a adoção de modelos matemáticos ou biológicos.

3.4.1 Modelos Matemáticos

Modelos matemáticos são aplicados quando não há base teórica para fundamentar a relação existente entre as variáveis do sistema e são constituídos a partir de observações de dados experimentais por meio de técnicas de regressão. Desta forma, podem ser caracterizados como modelos essencialmente descritivos e identificados por meio de equações matemáticas. Estes modelos utilizam parâmetros que proporcionam bons ajustes, mas os coeficientes resultantes não exprimem as relações funcionais da árvore (SILVA, 2014/2015).

Segundo Clarke e Primo (2012) tais modelos podem ser aplicados em várias áreas do conhecimento e são tidos como “modelos propositivos”, visto que sua aplicação ocorre logo após a realização do experimento, quando o pesquisador já está com os dados, entende o comportamento do fenômeno e aplica o modelo com uma finalidade pré-definida.

Os modelos empíricos de produção podem ser expressos de diversas formas, baseado nas variáveis escolhidas para seu desenvolvimento. Normalmente são divididos em três

categorias: modelo global do povoamento, modelo para classe diamétrica e modelos para árvores individuais.

3.4.2 Modelos Biológicos

Os modelos biológicos são considerados altamente sofisticados, pois necessitam de um amplo conhecimento científico e de processos biológicos (WEISKITTEL, 2011). Na maior parte das vezes a aplicação desse tipo de modelo não apresenta facilidade de aplicação prática, mas quando empregadas, são resultado das melhores ferramentas de pesquisa desenvolvidas.

Esses modelos realizam a modelagem de variáveis baseados em processos físicos e biológicos, por isso são conhecidos como modelos fisiológicos. Ao contrário dos modelos matemáticos, que modelam estatisticamente os dados já obtidos, os biológicos tentam realizar a simulação dos processos e por conta disso demandam de uma quantidade maior de dados relacionados ao sistema biológico em que os processos estão inseridos, tais como temperatura, radiação, índice de área foliar, fotossíntese e respiração, que nem sempre são variáveis de fácil obtenção (VILLEGAS et al., 2004).

Ao contrário dos modelos matemáticos, os coeficientes dos modelos biológicos conseguem explicar com sucesso o comportamento do crescimento ou produção do povoamento avaliado, além de predizerem a produção de madeira em florestas (SILVA, 2014/2015). Os modelos fisiológicos podem ser expressos de diversas formas, e estarem baseados em diversos aspectos, desse modo são divididos em modelos ecofisiológicos, modelos baseados no clima e modelos baseados na arquitetura das árvores.

3.5 DISTRIBUIÇÃO DIAMÉTRICA

O diâmetro é uma variável de múltiplos usos dentro da mensuração florestal, já que é a partir dela que são obtidas outras variáveis como: área seccional, volume e coeficiente de forma. Pode ser obtida tanto para árvores com casca quanto sem casca, normalmente a 1,30 m de altura acima do nível do solo para os países que adotam o SI (sistema internacional de medidas), sendo conhecido pelo termo “diâmetro a altura do peito” (DAP) (SKOVSGAARD, 2004). A partir do diâmetro das árvores é possível conhecer a distribuição diamétrica da floresta, definir o grau de ocupação de uma área, bem como modelar e prognosticar o crescimento e sua produção da floresta ao longo do tempo (SCOLFORO 2006).

Existem diversos equipamentos que podem ser utilizados determinar ou estimar o diâmetro das árvores, como: suta, fita métrica, medidores óticos de diâmetro e bandas dendrométricas. As bandas dendrométricas são utilizadas para acompanhar o crescimento em

diâmetro da árvore ao longo do tempo, e são comumente utilizadas para o estudo da dinâmica de crescimento da florestal. Já os medidores óticos realizam a estimativa das medidas de diâmetro em cenários pontuais ao longo do tempo (NICOLETTI; SILVA; FLORIANI, 2015).

A distribuição diamétrica é um dos principais indicadores utilizados para avaliar o crescimento das florestas, pois é capaz de descrever as propriedades de um povoamento. Neste caso, a variável diâmetro é obtida por medição direta das árvores, conforme os métodos mencionados anteriormente, além de ser adotada como principal variável de mensuração por ser bem correlacionada com outras variáveis importantes, como o volume, qualidade de produção e custos de exploração (UMAÑA; ALENCAR, 1998; CASTRO et al., 2016).

A modelagem do crescimento por classe diamétrica se baseia no uso de funções de distribuição probabilísticas para descrever as alterações ocorridas na estrutura do povoamento (ou nas classes de diâmetro) ao longo do tempo. Então, a descrição da estrutura diamétrica dos povoamentos para essas situações é feita pela aplicação de funções de densidade de probabilidade (fdp).

É vasta a gama de fdps que existem, algumas já foram testadas e consagradas para o meio florestal, como é o caso da Weibull (BAILEY; DELL, 1973; BATISTA 1989; SILVA, 1996; BINOTTI, 2010) de dois ou três parâmetros. Mas, as distribuições probabilísticas Normal, Log-normal, Exponencial, Beta, Gamma, S_B Johnson, S_B bivariada e Hiperbólica também foram consideradas eficientes para descrever a estrutura diamétricas de diversas espécies (SCOLFORO; THIERSCH, 1998; CAMPOS; LEITE, 2013).

Segundo a literatura florestal, o crescimento em diâmetro tende a aumentar com o aumento da idade, adaptação da espécie e qualidade do sítio, porém tende a se reduzir com o aumento da densidade inicial ou presente (FINGER, 1992; LISITA et al., 1997; SCHUMACHER; POGGIANI, 1999; OLIVEIRA; ADENESKY FILHO; QUADROS, 2017).

Para Scolforo (2006), a partir de dados de distribuição diamétrica é possível diagnosticar em quais classes ocorrem a maior concentração de árvores, possibilitando identificar os diferentes tipos de floresta e a partir dessas informações elaborar tabelas de produção, que levam em consideração a dinâmica da população florestal e os múltiplos usos da floresta. Segundo Bailey e Dell (1973), a relação entre distribuição diamétrica, sítio, idade, densidade, espécie, posição sociológica e tamanho da copa é importante para fins econômicos e biológicos, uma vez que a distribuição diamétrica, utilizada como indicador da estrutura do estoque de crescimento, é influenciada por esses fatores.

Machado et al. (2009) testaram as funções probabilísticas Normal, Log-normal, Gamma, Beta e Weibull para estudar o comportamento da distribuição diamétrica para florestas

naturais de *Araucaria angustifolia* no Sul do Brasil, e concluíram que os melhores resultados foram obtidos com a adoção das funções Beta e Weibull. Bartoszeck et al. (2004) ajustaram as fdps Normal, Log-normal, Gama, Beta, Weibull com dois e três parâmetros e S_B Johnson, para cada combinação de idade, sítio e densidade em plantios de *Mimosa scabrella* e detectaram os melhores resultados com o uso da S_B Johnson para a maioria das combinações de dados utilizadas. Schneider et al. (2008) empregaram a Weibull para estimar a produtividade de *Pinus taeda* L. em diferentes densidades e idades, e afirmaram que as estimativas encontradas por essa Função de Densidade Probabilística eram precisas e muito próximas dos valores observados. Leite et al. (2010) mostraram a superioridade da fdp Hiperbólica em relação à Weibull para a descrição da distribuição diamétrica de povoamentos equiâneos de *Eucalyptus* spp.

A escolha da espécie adequada ao objetivo proposto é um fator que pode garantir o sucesso ou fracasso de um empreendimento. Meyer (1928) concluiu que quanto mais tolerante é a espécie florestal maior é a assimetria à esquerda, ocasionado pela maior concentração de diâmetros nas classes de maiores diâmetros. Prodan (1968) afirma que os povoamentos equiâneos apresentam a curva de distribuição diamétrica com tendência a unimodalidade, com maiores frequências nos valores médios e menores nos valores extremos. Ao contrário do encontrado em florestas tropicais multiâneas, em que se observa a distribuição do tipo “J” invertido, de forma que as maiores frequências se encontram nas menores classes de DAP (HENTZ et al., 2016).

A distribuição diamétrica de um povoamento florestal puro e equiâneo se aproxima da distribuição normal nas idades jovens, mas com o passar dos anos, a curva de distribuição vai se tornando cada vez mais assimétrica, com deslocamento para a direita, aumentando sua assimetria e curtose (LIMA; LEÃO, 2013).

Já a densidade, é um termo quantitativo que expressa o grau de ocupação da área por fustes (SKOVSGAARD, 2004). Pode ser medido com base na área basal por unidade de área ou número de árvores por unidade de área. A influência da densidade depende do estrato da floresta a qual a árvore pertence, mas os maiores espaçamentos promovem o desenvolvimento de maiores diâmetros, pois em espaçamentos mais amplos existe espaço para o crescimento das raízes e das copas, o que resulta num maior crescimento em diâmetro (REIS; REIS, 1997; GUERRA et al., 2014).

3.6 FUNÇÃO DE DENSIDADE DE PROBABILIDADE

O emprego da estatística vem contribuindo de forma significativa para os avanços na Ciência Florestal, visto que os conceitos, testes, modelos e funções são fundamentais para o diagnóstico, previsão e planejamento das atividades deste ramo, pois para um planejamento adequado diversos fatores devem ser considerados e muitas variáveis precisam ser estimadas (SILVA et al., 2003).

As funções de densidade de probabilidade são exemplos de ferramentas que permitem a previsão de fenômenos pela utilização de modelos matemáticos capazes de descrever o comportamento de variáveis do meio físico ou biológico (ORELLANA, 2009). Tais funções são classificadas de acordo com as variáveis aleatórias envolvidas no estudo, e podem ser discretas ou contínuas, cujo número de ocorrências é finito e infinito, respectivamente.

No âmbito da mensuração florestal, as principais variáveis estudadas são classificadas como contínuas, cujas funções utilizadas podem ser agrupadas quanto aos picos de frequência, simetria, tipo de curvatura e número de variáveis aleatórias envolvidas no fenômeno.

Segundo Prodan et al. (1997), as funções de densidade de probabilidade $f(x)$ devem satisfazer as seguintes condições:

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

Para cada fdp existe uma função de distribuição acumulada, que é a sua integral:

$$P(X \leq x) = F(x) = \int_a^b f(x)dx = 1 \quad \text{Expressão 2}$$

Cujas propriedades são:

- Não decrescente;
- $\lim_{x \rightarrow \infty} F(x) = 1$;
- $\lim_{x \rightarrow -\infty} F(x) = 0$.

Apesar de existirem distribuições já consagradas para o meio florestal não existe uma indicação adequada de uma fdp adequada a qualquer situação, visto que os estudos realizados nessa área tratam de processos biológicos com interferência de fatores bióticos e abióticos, por diversas vezes, incontroláveis (BARROS, 1980; ARCE, 2004; ORELLANA et al., 2017).

Diversas funções de densidade de probabilidade possuem aplicações nas ciências florestais, entre elas: Beta, Dagum, Gamma, Normal S_B Johnson e Weibull.

3.6.1 Beta

A função de densidade de probabilidade $f(x)$ tem limites definidos entre o menor e o maior valor da amostra. Deste modo, a variável estudada apresenta distribuição Beta caso sua função de distribuição possa ser expressa por:

$$f(x) = \frac{1}{B(\alpha, \beta)} - \frac{(x-a)^{\alpha-1}(b-x)^{\beta-1}}{(b-a)^{\alpha+\beta-1}} \quad \text{Expressão 3}$$

Para: $b \geq x > a$; $\alpha > 0$; $\beta > 0$

Em que:

x = variável aleatória;

b = valor máximo da variável aleatória;

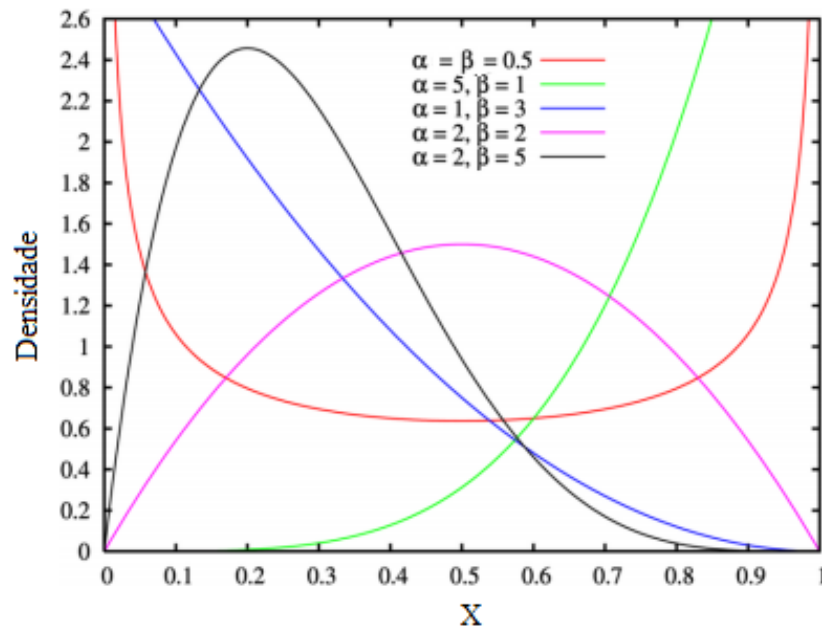
a = valor mínimo da variável aleatória;

α, β = parâmetros a serem estimados;

B = função Beta

Pearson desenvolveu a função Beta em 1894, mas apenas em 1965 Clutter e Bennett (1965) a empregaram na predição de madeira para múltiplos usos em plantações de *Pinus elliottii* nos Estados Unidos. Desde então é uma função muito utilizada no âmbito florestal por sua flexibilidade diversidade de formas (ORELLANA et al., 2014) para uma ampla faixa de distribuição (Figura 2).

Figura 2 - Densidade da fdp Beta para diferentes valores e α e β



Fonte: Adaptado de Diprima e Boyce (2010)

Por conta de sua versatilidade, a distribuição Beta é empregada para representar uma gama de variáveis físicas cujos valores estejam restritos a um intervalo conhecido (KIESCHNICK; MCCULLAGH, 2003). Por conta disto, nos trabalhos com distribuição diamétrica, a fdp apresenta limites definidos entre o menor e o maior diâmetro da floresta ou da amostra.

Entretanto, as principais desvantagens do emprego da função Beta se encontram no fato de não fornecer estimativas para $x = 0$ (origem), e da necessidade de a função ser numericamente integrada para obter as probabilidades nos intervalos de classes diamétricas, visto que não existe sua função cumulativa na forma fechada (SCOLFORO, 2006).

Os parâmetros relacionados à função Beta são α e β . Ambos definem a forma da distribuição assumindo apenas valores positivos. Para α e $\beta > 1$, a distribuição é unimodal com pico em $x = \frac{(\alpha-1)}{(\alpha+\beta-2)}$. Já quando $\alpha, \beta < 1$ a função apresenta forma de U, e forma de J quando $\alpha \geq 1$ e $\beta < 1$. A forma de J invertido, comum em florestas nativas, será observado quando $\alpha < 1$ e $\beta \geq 1$. Quando $\alpha = \beta = 1$ a função apresentará uma distribuição uniforme sobre o intervalo (0,1) e distribuição é simétrica quando o valor de $\alpha = \beta$ (PICCO, 2015).

A estimação dos parâmetros da função Beta pode ser obtida pelo método dos momentos, da máxima verossimilhança, da regressão, dentre outros (PICCO, 2015). Entretanto, o método dos momentos é o mais empregado em estudos florestais (MACHADO; MELLO; ARANTES

DE BARROS, 2000; MACHADO et al., 2009). Barros et al. (1979) compararam modelos para descrever a distribuição diamétrica na Floresta Nacional do Tapajós e verificaram que a distribuição Beta se destacou, apresentando ajuste aceitável e podendo ser recomendada para estudos em florestas com características similares. Glade (1986) estudou seis modelos (Normal, Lognormal, Gama, Weibull, S_B Johnson e Beta) em uma floresta equiânea de *Eucalyptus grandis*, concluindo que as funções Weibull, S_B Johnson e Beta apresentaram os melhores ajustes, com pouca diferença entre elas.

Orellana (2009) ajustou tal função aplicando tanto o método dos momentos quanto da máxima verossimilhança para expressar a distribuição diamétrica de um fragmento de Floresta Ombrófila Mista, e encontrou desempenhos semelhantes para ambos considerando os ajustes da floresta como um todo. Stepka, Lisboa e Kurchaidt (2011) avaliaram a aderência de funções de probabilidade para um plantio de *Eucalyptus* sp. no Paraná concluíram que a função Beta é aderente segundo o teste de Kolmogorov-Smirnov.

3.6.2 Dagum

O modelo de distribuição Dagum foi proposto em 1977, por Camilo Dagum, que buscava uma solução bem fundamentada, simples, flexível e com um bom ajuste para qualquer distribuição empírica aplicada às ciências econômicas (DAGUM, 1977). Tal distribuição é especificada com modelos de três e quatro parâmetros (SILVA, 2015).

Segundo Dagum (1977), os principais requisitos para que uma variável aleatória siga a distribuição Dagum são:

- Distribuição geralmente unimodal com assimetria positiva;
- Por se tratar de um modelo inicialmente utilizado para economia, há a possibilidade de x assumir valores nulos ou negativos;
- Existência de um limite inferior ou mínimo, no caso da distribuição diamétrica seria o diâmetro mínimo da floresta ou amostra;
- A taxa de crescimento da variável estudada corresponde ao crescimento de $f(x)$ - α sucessivamente menores e ditadas pela própria função $F(x)$. Em que $F(x)$ representa a função de distribuição e α é a ordenada na origem ($\alpha < 1$).

A representação da função Dagum é dada por:

$$f(x) = \frac{\alpha k \left(\frac{x}{\beta}\right)^{\alpha k - 1}}{\beta \left[1 + \left(\frac{x}{\beta}\right)^{\alpha}\right]^{k+1}} \quad \text{Expressão 4}$$

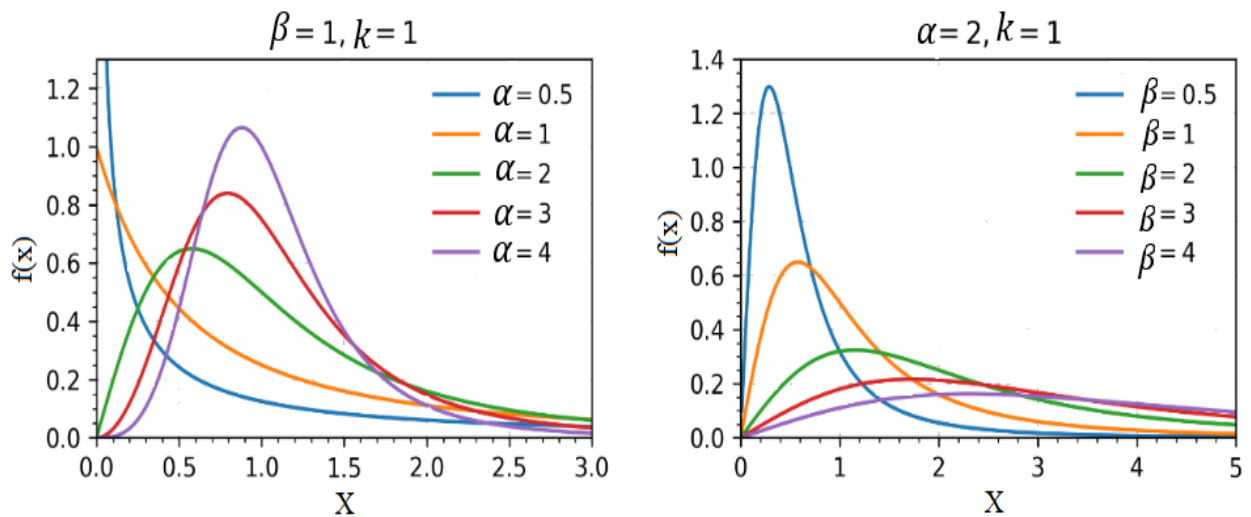
Em que:

x = variável aleatória;

α, β, k = parâmetros a serem estimados, maiores que zero.

O parâmetro β da distribuição Dagum é uma escala enquanto os dois parâmetros restantes são α e κ são parâmetros de forma (Figura 3).

Figura 3 - Efeito da variação dos parâmetros



Fonte: Adaptado de Kleiber (2008)

Carneiro (1982) conclui que a função Dagum é um modelo razoavelmente parcimonioso, visto que permite a interpretação de todos os parâmetros por meio de processos de estimação simples. Schikowski et al. (2016) avaliaram a dinâmica da distribuição diamétrica de *Araucaria angustifolia* em um remanescente de floresta ombrófila mista para o período de 1995 a 2014, e constatou que a função Dagum apresentou melhores resultados para idades maiores, passando do 6º lugar em 1995 para o 2º lugar em 2014, de acordo com o ranqueamento considerado.

3.6.3 Gamma

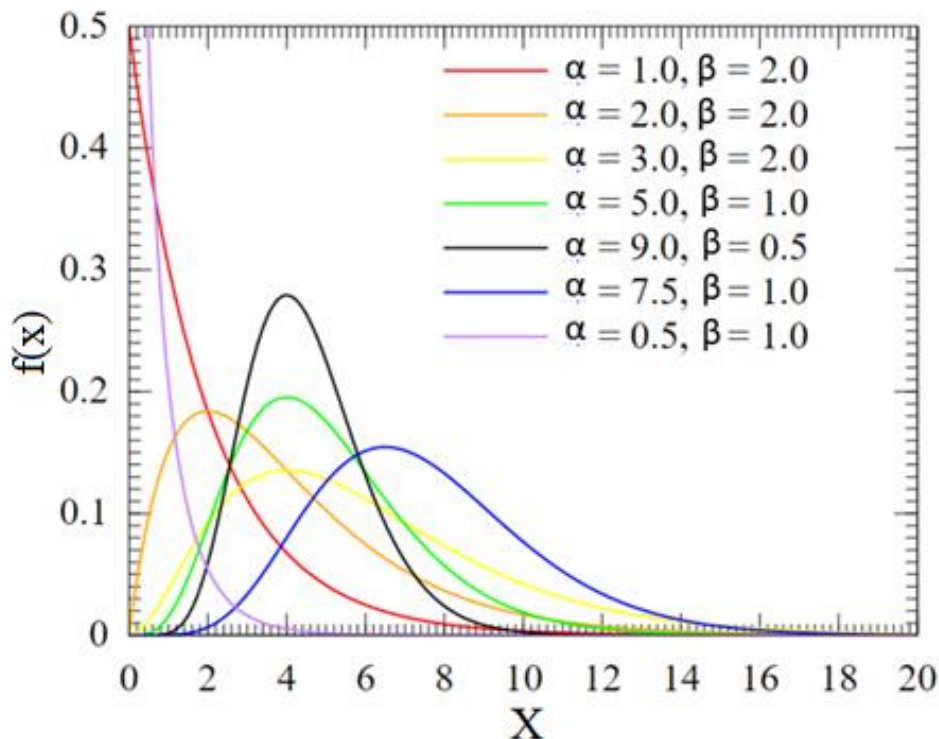
A função Gama (Γ) é uma das funções mais importantes na matemática, foi introduzida por Euler em 1730 (GLADE, 1986), como resultado de uma pesquisa sobre uma forma de interpolação do fatorial de um número. De acordo com Scolforo (1995), a Gamma é uma função flexível, e pode ser aplicada em florestas naturais ou plantadas. Os parâmetros associados à função Gamma são α e β e são positivos. O parâmetro que determina as diferentes formas da

distribuição é representado por α , enquanto β é o parâmetro de escala que define as dimensões da curva de distribuição (HAHN; SHAPIRO, 1967).

Foi aplicada pela primeira vez no setor florestal por Nelson (1964) para estudar a distribuição diamétrica de *Pinus taeda* L. Entretanto, Finger (1982) estudou a distribuição diamétrica Gamma pelo método da máxima verossimilhança em um plantio de *Acacia mearnsii* Wild. e concluiu que a função não apresentou bons ajustes.

Netto (2008) relata que a Gamma é a função que melhor representa a distribuição diamétrica de um povoamento de *Pinus taeda* L., submetidos ao espaçamento de 2 m x 3 m. Resultados semelhantes foram encontrados por Junior et al. (2013) e por Castro et al. (2016) para descrever a distribuição diamétrica em povoamentos de *Eucalyptus*. Podendo se ajustar a diferentes tipos de curvas, passando por diversos graus de assimetria (Figura 4).

Figura 4 - Formas da fdp Gamma



Fonte: Adaptado de Diprima e Boyce (2010)

A fdp da Gamma é dada por:

$$f(x) = \frac{x^{\alpha-1} \exp\left(-\frac{x}{\beta}\right)}{\Gamma(\alpha) \beta^{\alpha}} \quad \text{Expressão 5}$$

Para: $x \geq 0$; $\alpha > 0$; $\beta > 0$

Em que:

x = variável aleatória;

Γ = Função Gamma;

α, β = parâmetros a serem estimados;

$\Gamma(\alpha) = n! \sim \sqrt{2\pi n} \left(\frac{n}{e}\right)^n$ (fórmula de Stirling);

exp = exponenciação.

3.6.4 Normal

A distribuição Normal é a mais familiar e uma das mais importantes distribuições de probabilidade. Foi introduzida pelo matemático francês De Moivre em 1733 (MEYER, 1984), mas foi aplicada pela primeira vez por Gauss em 1809, e desde então é uma das distribuições mais utilizadas na área de estatística experimental (STEPKA; LISBOA; KURCHAIDT, 2011). A maior parte dos fenômenos biológicos resultam de dados que estão distribuídos de maneira suficientemente normal, e deste modo, a distribuição Normal pode ser aplicada nas mais diversas áreas do conhecimento, pois é capaz de descrever fenômenos físicos e financeiros, bem como descrever características como idade, altura, peso, dentre outras em diversos tipos de populações (NETTO, 2008).

A importância desta distribuição na Engenharia Florestal se deve ao fato de que muitas variáveis biométricas serem aproximadamente normais ou pelo menos a parte central de uma curva não-normal ser razoavelmente aproximada com uma curva Normal (LEÃO, 2006; NETTO, 2008). Na área florestal existem exemplos em que os povoamentos seguem a distribuição normal, mas também existem conjuntos de dados que apresentam curvas assimétricas, que não permitem a utilização da distribuição Normal. Em florestas plantadas, a distribuição Normal pode ser capaz de representar o comportamento e a dispersão dos diâmetros, o que não ocorre em florestas nativas por conta da grande variabilidade de espécies e suas respectivas características (SILVA, 2003; SANTOS et al., 2015).

A função de densidade de probabilidade da Normal é expressa por:

$$f(x) = \frac{1}{(\sigma\sqrt{2\pi})} \exp\left\{-\frac{1}{2}\left[\frac{(x-\mu_1)^2}{\sigma^2}\right]\right\} \quad \text{Expressão 6}$$

Para: $-\infty < x < \infty$; $-\infty < \mu_1 < \infty$; $\sigma_1 > 0$

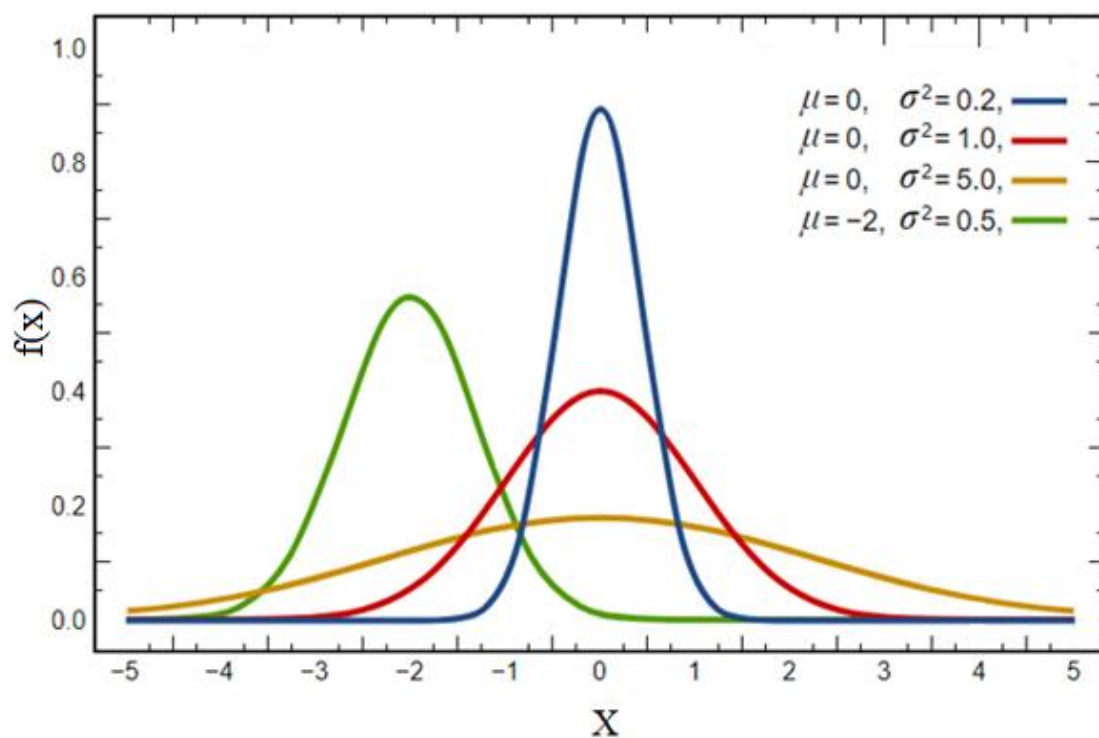
Em que:

x = variável aleatória;

μ e σ = parâmetros a serem estimados.

Os parâmetros da distribuição Normal são μ e σ , que representam a média e o desvio padrão, respectivamente. Por não apresentar um parâmetro de forma, a distribuição Normal apresenta-se simétrica e com a mesma forma. O que pode variar entre populações distintas que apresentam a mesma média, são os valores do desvio padrão (Figura 5).

Figura 5 - Formas da fdp Normal



Fonte: Adaptado de Diprima e Boyce (2010)

A função Normal vem sendo empregada por diversos autores em seus trabalhos sobre a distribuição diamétrica de povoamentos florestais, como nos trabalhos de Machado et al. (1996), Bartoszeck et al. (2004), Santos et al. (2016), Marangon et al. (2016) e Cysneiros et al. (2017).

3.6.5 S_B Johnson

A função S_B foi desenvolvida por Johnson (1949) é considerada uma distribuição muito flexível, dada de sua habilidade para se ajustar a um conjunto de dados empíricos, além de sua

aplicação ser relativamente simples. Acrescido ao fato de estar associada à função Normal por meio de transformações logarítmicas, com o ganho de conseguir descrever diferentes graus de assimetria de acordo com seus parâmetros de assimetria e curtose (SCOLFORO; THIERSCH, 1998). A fdp da S_B Johnson é dada por:

$$f(x) = \left(\frac{\delta}{\sqrt{2\pi}}\right) \frac{\lambda}{(\tau+\lambda-x)(x-\tau)} \exp\left\{-\frac{1}{2}\left[\gamma + \delta \ln\left(\frac{x-\tau}{\tau+\lambda-x}\right)\right]^2\right\} \quad \text{Expressão 7}$$

Para: $\varepsilon < x < \varepsilon + \lambda$; $-\infty < \tau < \infty$; λ e $\delta > 0$; $-\infty < \gamma < \infty$

Em que:

x = variável aleatória;

τ = parâmetro, valor mínimo da variável x ;

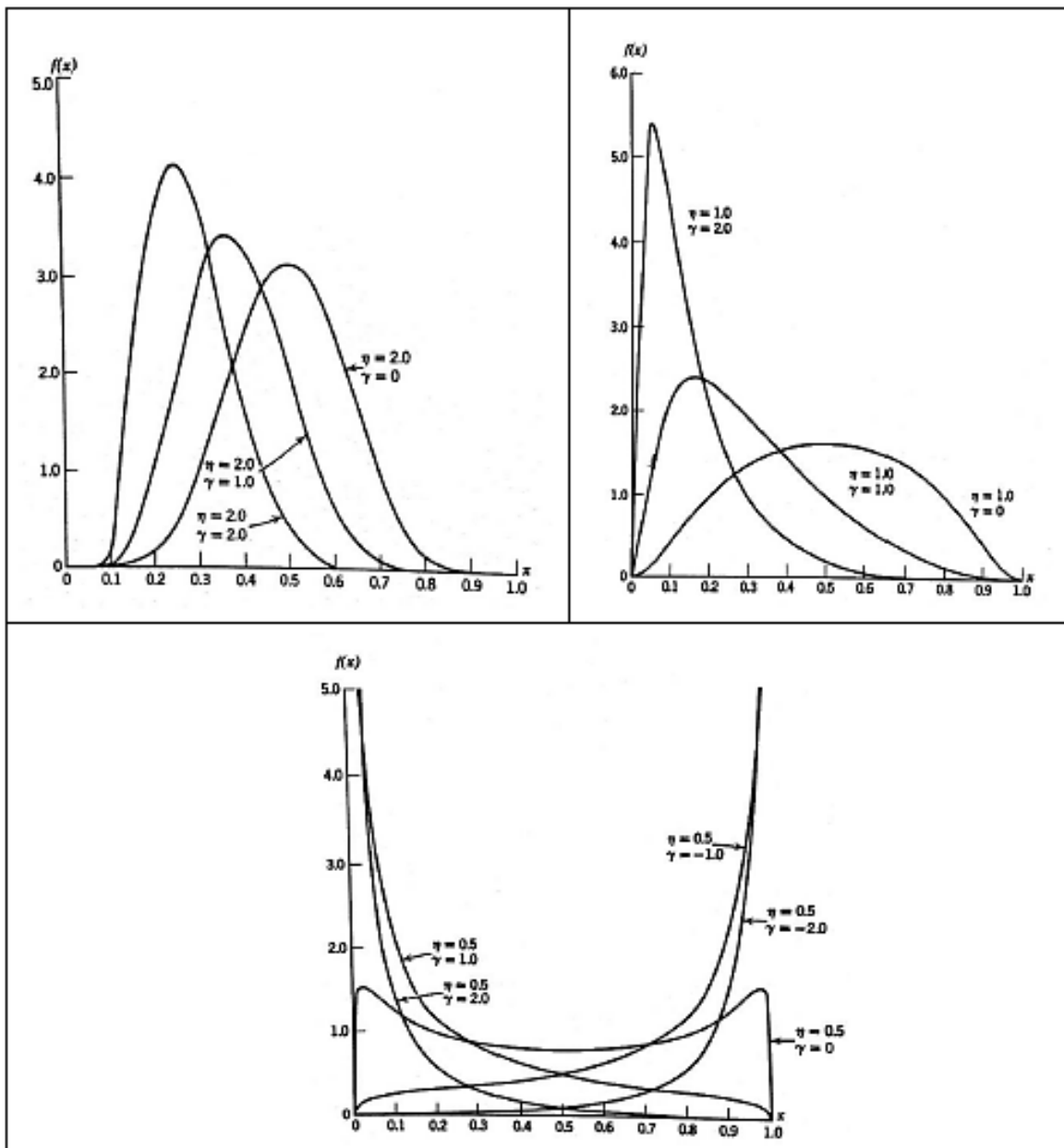
λ = parâmetro, amplitude da variável aleatória;

δ e γ = parâmetros de forma da distribuição. Quando δ aumenta, ocorre um grande aumento na forma; aumentos no valor absoluto de γ implica em mais assimetria.

Foi aplicada no âmbito florestal pela primeira vez por Hafley e Schreuder na década de 70 e demonstrou ser relativamente estável. A fdp S_B Johnson apresenta quatro parâmetros, os quais representam locação, escala, assimetria e curtose e são representados por τ , λ , γ e n , respectivamente (SCOLFORO; THIERSCH, 1998). Alterações nos valores dos parâmetros podem gerar diversos aspectos para a distribuição S_B Johnson, conforme descrito na Figura 6.

Muitos outros trabalhos têm abordado com detalhes o uso da função S_B Johnson, tais como os estudos realizados por Moraes e Silva et al. (2009), que concluíram a eficiência do uso da S_B Johnson para a prognose de *Eucalyptus camaldulensis* Dehnh. Mateus e Tomé (2011) modelaram a distribuição diamétrica de plantios de *Eucalyptus globulus* Labill. empregando a função S_B Johnson, atribuindo a escolha dessa distribuição à sua flexibilidade em modelar distribuições com diferentes formas. Teo et al. (2012) afirmam que a distribuição S_B Johnson e Weibull apresentam os melhores desempenhos para descrever a distribuição diamétrica de *Pinus taeda*, na região de Caçador, Santa Catarina.

Figura 6 - Comportamento das curvas da fdp S_B Johnson com $\tau = 0$, $\lambda = 1$, e diferentes valores dos parâmetros η e n



Fonte: Hahn; Shapiro (1967)

3.6.6 Weibull

A função Weibull foi inicialmente proposta por Fisher e Tippett em um estudo sobre extremos, em 1928 (BATISTA, 1989). Mas em 1939, o engenheiro e matemático sueco Waloddi Weibull desenvolveu, de forma independente, uma função semelhante em seus trabalhos sobre a resistência dos materiais, foi utilizada pela primeira vez na área florestal por Bailey e Dell (1973). A função de densidade de probabilidade da função Weibull é dada por:

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

Expressão 8

Para: $0 < x < \infty$; $\alpha > 0$; $\beta > 0$

Em que:

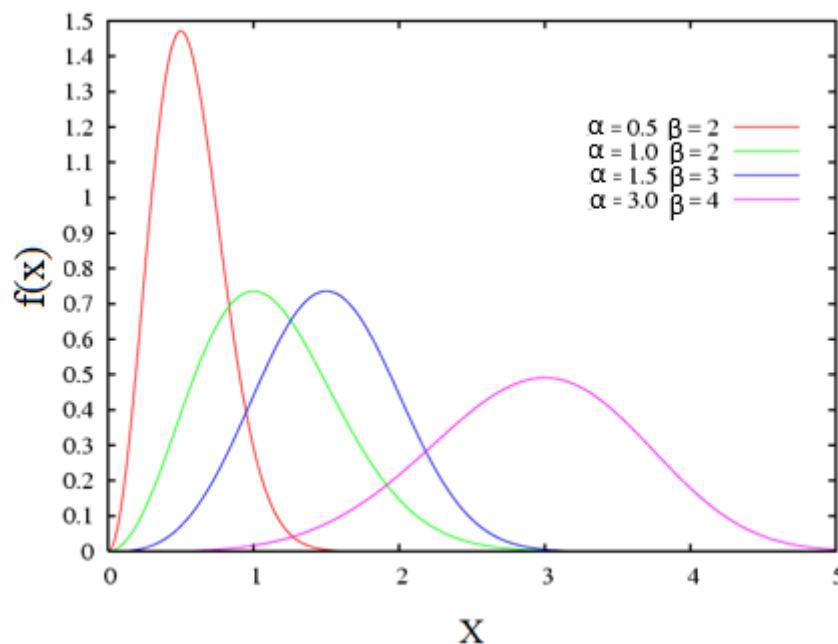
x = variável aleatória;

α = parâmetro de forma;

β = parâmetro de escala

Quando comparada a outras funções, como a Beta, por exemplo, a função Weibull é considerada matematicamente mais simples e flexível por não exigir integração numérica no cálculo do número de indivíduos nas classes. Outro fato que explica a superioridade de Weibull é sua capacidade de descrever diferentes tendências ao mesmo tempo em que correlaciona facilmente seus parâmetros com variáveis do povoamento (THIERSCH, 1997; SOARES et al., 2010). Para Scolforo e Thiersch (1998), a função Weibull pode exibir diferentes formas, de acordo com os valores assumidos por seus coeficientes é capaz de se ajustar bem à dados de florestas nativas, cuja distribuição é decrescente, como também de florestas plantadas, em que a distribuição é unimodal com diferentes graus de assimetria (Figura 7).

Figura 7 - Diferentes formas da fdp Weibull



Fonte: Adaptado de Diprima e Boyce (2010)

Von Laar (1979) afirma que as funções de densidade de probabilidade de Weibull podem se apresentar de duas formas, com dois e três parâmetros. E que estas apresentam três características específicas:

- Assume uma condição de locação da posição inicial da distribuição com um diâmetro mínimo representado por $\alpha < d < \infty$;
- Assume um valor de escala ($\sigma < 0$);
- Assume um valor de forma da distribuição de densidade de probabilidade ($\beta > 0$), para $x \geq 0$.

Para Guimarães (1994), existe um consenso sobre a superioridade da função Weibull em relação a outras empregadas para a distribuição diamétrica de florestas equiâneas e homogêneas. Scolforo (1990) testou a distribuição Weibull em uma variedade de *Pinus* e constatou a compatibilidade da área basal determinada pela soma das classes diamétricas.

Binoti et al. (2010) utilizaram a função Weibull em um modelo de distribuição diamétrica para plantios de eucalipto submetidos a desbaste e constataram que todos os ajustes apresentaram aderência pelo teste de Kolmogorov- Smirnov, bem como os resultados obtidos por Miguel et al. (2009) para prognose da produção por classe diamétrica para povoamentos de *Eucalyptus urophylla*. Neto et al. (2014) ajustou as funções Normal, Ln-Normal, Weibull e Gamma, para as variáveis DAP e altura de híbrido *Eucalyptus urophylla* x *Eucalyptus grandis* em dois arranjos do componente arbóreo e idades diferentes e constatou que a função Weibull foi aderente na maioria dos cenários avaliados.

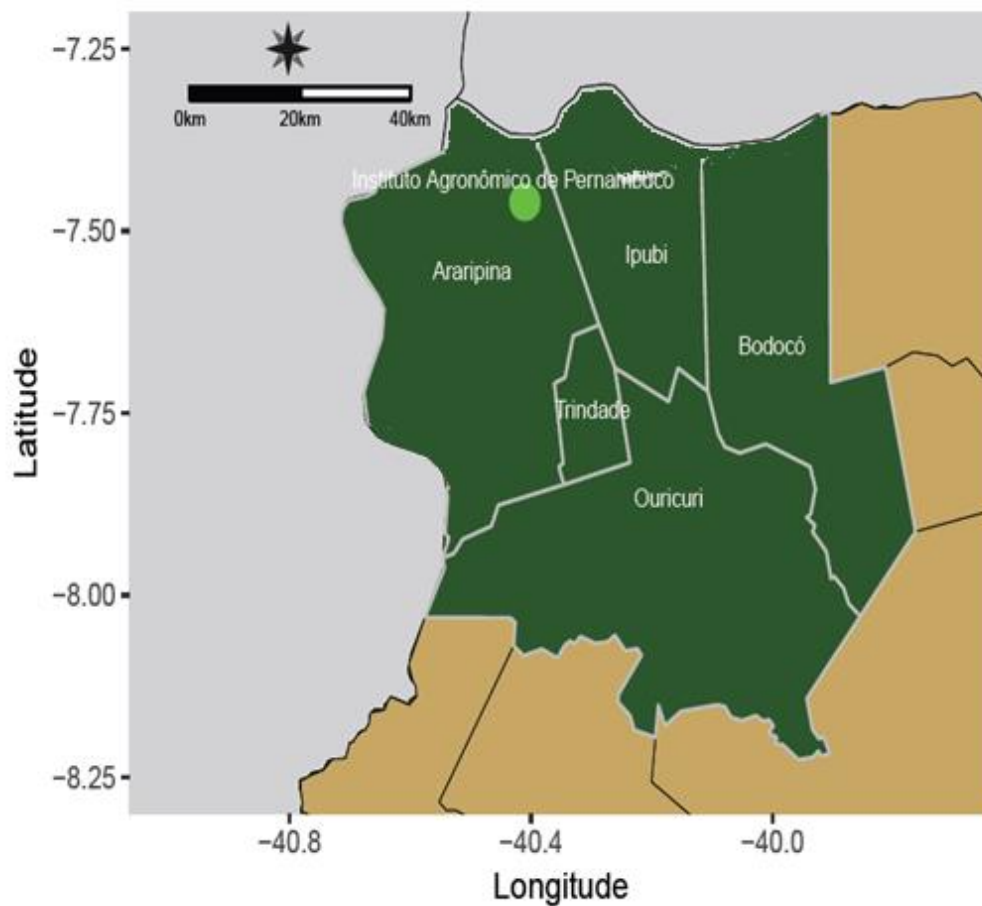
4 MATERIAL E MÉTODOS

4.1 ÁREA DE ESTUDO

4.1.1 Descrição da área de estudo

Os dados utilizados neste trabalho são provenientes de um experimento implantado no ano de 2011 na Estação Experimental do Instituto Agrônomo de Pernambuco (IPA), localizada na Chapada do Araripe, no município de Araripina (Figura 9), com coordenadas geográficas $07^{\circ}27'37''\text{S}$ e $40^{\circ}24'36''\text{W}$, altitude de 831 metros e solos do tipo latossolo amarelo + latossolo vermelho-amarelo (GOUVEIA et al., 2015). O experimento se encontra localizado em uma área de clima do tipo Bshw', semiárido, quente, com chuvas de verão-outono pela classificação de Köppen. Apresenta uma precipitação média de 450 mm/ano, concentrada entre os meses de novembro a maio, o que promove deficiências hídricas de maio a outubro.

Figura 8 - Representação do Polo Gesseiro do Araripe com destaque para a área do plantio de clones de Eucalyptus localizada na Estação Experimental do IPA.



Fonte: A autora

4.1.2 Levantamento dos dados

Para a realização deste trabalho foram utilizadas 60 parcelas permanentes, retangulares e não desbastados, com três variedades de clones de *Eucalyptus*, plantados nos espaçamentos 2m x 1 m, 2 m x 2 m, 3 m x 2 m, 3 m x 3 m e 4 m x 2 m, com quatro repetições por tratamento conforme descrito na tabela 1.

Tabela 1 - Descrição dos tratamentos avaliados no Módulo de Experimentação Florestal do Polo Gesseiro do Araripe.

Clone	Descrição	Espaçamento	Área da parcela (m ²)	Plantas por hectare
C41	Híbrido de <i>Eucalyptus urophylla</i>	2m x 1m	98	5000
		2m x 2m	196	2500
		3m x 2m	294	1667
		3m x 3m	441	1111
		4m x 2m	392	1250
C11	Híbrido de <i>Eucalyptus brassiana</i>	2m x 1m	98	5000
		2m x 2m	196	2500
		3m x 2m	294	1667
		3m x 3m	441	1111
		4m x 2m	392	1250
C39	Híbrido de <i>Eucalyptus urophylla</i>	2m x 1m	98	5000
		2m x 2m	196	2500
		3m x 2m	294	1667
		3m x 3m	441	1111
		4m x 2m	392	1250

* Todos os clones foram obtidos por meio de cruzamento natural

Fonte: A autora

Cada parcela é formada por um total de 49 árvores, considerando o efeito de borda, restaram 25 árvores que formaram a área útil. Para este trabalho foram consideradas as variáveis diâmetro ($DAP = \frac{CAP}{\pi}$) e altura (h) das árvores pertencentes à área útil e com circunferências a altura do peito (CAP) igual ou maior que 6 cm. As árvores foram medidas semestralmente de 2011 a 2016, totalizando 11 medições (18, 24, 30, 36, 42, 48, 54, 60, 66, 72 e 78 meses).

Foi realizada a análise descritiva dos dados, afim de auxiliar no entendimento da estrutura diamétrica dos povoamentos. Tais informações foram fornecidas para os dados totais e estratificados por clone e densidade de plantio.

4.2 ESTIMATIVA DA IDADE TÉCNICA DE ROTAÇÃO (ITR)

Os ajustes das fdps avaliadas no trabalho foram realizados na idade técnica de rotação (ITR), baseado no critério da garantia do máximo incremento médio anual, ou seja, na idade em que o plantio atinge o valor máximo de produção de volume de madeira por unidade de área por ano. Dada pela relação:

$$ICA = IMA$$

Em que:

ICA = incremento corrente anual (m³/ha/ano);

IMA = incremento médio anual (m³/ha/ano).

4.2.1 Estimativa do volume

O experimento avaliado no presente trabalho não possui dados de volume real, diante disto a estimação de volume foi realizada com base na relação existente entre o volume do cilindro e o volume real da árvore, denominado fator de forma, proveniente da cubagem rigorosa de 394 árvores (87 aos 30 meses, 74 aos 36 meses e 233 aos 42 meses), pelo o método de Smalian (CAMPOS; LEITE, 2013):

$$V = \frac{g_1 + g_2}{2} \cdot L \quad \text{Expressão 9}$$

Em que:

V = volume (m³);

g₁ = Área basimétrica do início da tora (m²);

g₂ = Área basimétrica do fim da tora (m²);

L = Comprimento da tora (m).

A Expressão utilizada para estimar o volume de uma árvore é dada por (FIGUEIREDO; SCHROEDER; PAPA, 2009):

$$\hat{V} = \left[\frac{(DAP^2 \cdot \pi)}{4} \right] \cdot H \cdot \bar{f} \quad \text{Expressão 10}$$

Em que:

\hat{V} = volume estimado (m³);

DAP = diâmetro a altura do peito (m);

H = altura;

\bar{f} = fator de forma estimado por tratamento.

Os valores referentes aos fatores de forma foram obtidos pelo quociente entre o volume do cilindro e o volume real obtido pelas árvores cubadas e encontram-se descritos na tabela 2.

Tabela 2 - Valores dos fatores de forma médios por tratamento no Módulo de Experimentação Florestal do Polo Gesseiro do Araripe.

Clone	Descrição	Espaçamento	Fator de forma médio
C41	Híbrido de <i>Eucalyptus urophylla</i>	2m x 1m	0,48
		2m x 2m	0,48
		3m x 2m	0,49
		3m x 3m	0,47
		4m x 2m	0,49
C11	Híbrido de <i>Eucalyptus brassiana</i>	2m x 1m	0,48
		2m x 2m	0,46
		3m x 2m	0,49
		3m x 3m	0,57
		4m x 2m	0,44
C39	Híbrido de <i>Eucalyptus urophylla</i>	2m x 1m	0,47
		2m x 2m	0,47
		3m x 2m	0,46
		3m x 3m	0,48
		4m x 2m	0,48

Fonte: A autora

4.2.2 Teste de Esfericidade de Mauchly

Para avaliar se os dados experimentais apresentavam a forma de parcelas subdivididas no tempo ou em medidas repetidas foi utilizado o teste de esfericidade de Mauchly (1940). Que testa se uma população normal multivariada apresenta variâncias iguais (homocedasticidade) e correlações nulas (independência). Quando tal condição é confirmada a população é classificada como “esférica” e a estratégia de avaliação estatística adequada a série de dados deve ser a de parcelas subdivididas no tempo.

O W de Mauchly (1940) é dado por:

$$W = \frac{(t-1)^{(t-1)} |CSC'|}{[tr(CSC')]^{(t-1)}} \quad \text{Expressão 11}$$

Em que:

W = coeficiente de esfericidade de Mauchly;

$(t - 1)$ = Contrastes ortogonais normalizados;

t = número de medidas repetidas (tempo);

r = repetições;

S = Matriz de covariância amostral;

A hipótese de nulidade é dada por $H_0: \mathbf{C}\Sigma\mathbf{C}' = \lambda\mathbf{I}$. Afim de melhorar a acuracidade da transformação pela Qui-quadrado, definiu-se um valor escalar complementar dado por (FREITAS et al., 2008):

$$\gamma = v - \frac{2t^2 - 3t + 3}{6(t-1)} \quad \text{Expressão 12}$$

Em que:

t = Número de medidas repetidas;

v = Grau de liberdade.

Desta forma, pode-se verificar que:

$$\chi^2 = -\gamma \ln(W) \quad \text{Expressão 13}$$

Para $f = \frac{1}{2}t(t - 1)$ graus de liberdade. E quando $-\gamma \ln(W) > \chi_{f;\alpha}^2$, rejeita-se a hipótese de nulidade ao nível α de significância.

4.3 AJUSTE DAS FUNÇÕES DE DENSIDADE DE PROBABILIDADE

Os parâmetros das fdps foram estimados pelo método da máxima verossimilhança para as funções Gamma, Normal S_B Johnson, Weibull e Dagum pelo método dos momentos para a Função Beta, no software EasyFit versão Demo, e os ajustes foram realizados no software Excel, versão 2013. Os diâmetros foram estratificados em 5 classes de densidade de plantio, que posteriormente foram agrupados em classes definidas pela utilização da fórmula de Sturges (MACHADO; FIGUEIREDO FILHO, 2009), dada por:

$$k = 1 + 3,33 * (\log n) \quad \text{Expressão 14}$$

Em que:

k = número de classes;

n = número de árvores amostradas.

4.3.1 Distribuição Beta

A função de densidade de probabilidade da função Beta é expressa por:

$$f(d) = \frac{1}{B(\alpha, \beta)} \frac{(x - d_{mim})^{\alpha-1} (d_{max} - x)^{\beta-1}}{(d_{max} - d_{mim})^{\alpha+\beta-1}} \quad \text{Expressão 15}$$

Para: $d_{max} \geq d > d_{mim}$; $\alpha > 0$; $\beta > 0$

Em que:

d = diâmetro do centro de classe;

d_{max} = diâmetro máximo da parcela;

d_{mim} = diâmetro mínimo da parcela;

α, β = parâmetros a serem estimados;

B = função Beta.

A estimação dos parâmetros α e β pelo método dos Momentos resulta em:

$$\hat{\alpha} = \frac{(\bar{d} - d_{mim})[(d_{max} - \bar{d})(\bar{d} - d_{mim}) - \sigma^2]}{\sigma^2(d_{max} - d_{mim})} \quad \text{Expressão 16}$$

$$\hat{\beta} = \frac{(d_{max} - \bar{d})[(d_{max} - \bar{d})(\bar{d} - d_{mim}) - \sigma^2]}{\sigma^2(d_{max} - d_{mim})} \quad \text{Expressão 17}$$

Em que:

\bar{d} = média do diâmetro;

d_{max} = diâmetro máximo da parcela;

d_{mim} = diâmetro mínimo da parcela.

4.3.2 Distribuição Dagum

A variável D segue a distribuição Dagum, caso sua função de densidade de probabilidade seja representada por:

$$f(d) = \frac{\alpha k \left(\frac{x}{\beta}\right)^{\alpha k - 1}}{\beta \left[1 + \left(\frac{x}{\beta}\right)^\alpha\right]^{k+1}} \quad \text{Expressão 18}$$

Para: $\alpha > 0$; $\beta > 0$; $k > 0$.

Em que:

d = diâmetro do centro de classe;

α, β, k = parâmetros a serem estimados, maiores que zero.

A aplicação do método da Máxima Verossimilhança para a função Dagum apresenta um sistema de equações que não apresenta uma solução fechada. A técnica normalmente utilizada para facilitar tal resolução é a aplicação da logaritimização da função (HUAN; OLUYEDE, 2014) para obter:

$$\frac{dL}{d\alpha} = \frac{n}{\alpha} - \sum_{i=1}^n \ln(1 + \beta d_i^{-\delta}) + (\phi - 1) \sum_{i=1}^n \frac{(1 + \beta d_i^{-\delta})^{-\alpha} \ln(1 + \beta d_i^{-\delta})}{1 - (1 + \beta d_i^{-\delta})^{-\alpha}} - \quad \text{Expressão 19}$$

$$(\theta - 1) \cdot \phi \sum_{i=1}^n \frac{\left[1 - (1 + \beta d_i^{-\delta})^{-\alpha}\right]^{\phi-1} (1 + \beta d_i^{-\delta})^{-\alpha} \ln(1 + \beta d_i^{-\delta})}{1 - \left[1 - (1 + \beta d_i^{-\delta})^{-\alpha}\right]^{\phi}}$$

$$\frac{dL}{d\beta} = \frac{n}{\beta} - (\alpha + 1) \sum_{i=1}^n \frac{d_i^{-\delta}}{1 + \beta d_i^{-\delta}} + (\phi - 1) \alpha \sum_{i=1}^n \frac{(1 + \beta d_i^{-\delta})^{-\alpha-1} \beta d_i^{-\delta}}{1 - (1 + \beta d_i^{-\delta})^{-\alpha}} - \quad \text{Expressão 20}$$

$$(\theta - 1) \phi \alpha \sum_{i=1}^n \frac{\left[1 - (1 + \beta d_i^{-\delta})^{-\alpha}\right]^{\phi-1} (1 + \beta d_i^{-\delta})^{-\alpha-1} d_i^{-\delta}}{1 - \left[1 - (1 + \beta d_i^{-\delta})^{-\alpha}\right]^{\phi}}$$

$$\frac{dL}{d\delta} = \frac{n}{\delta} - \sum_{i=1}^n \ln d_i + (\alpha + 1)\beta \sum_{i=1}^n \frac{x_i^{-\delta} \ln d_i}{1 + \beta d_i^{-\delta}} - (\phi - 1)\alpha\beta \sum_{i=1}^n \frac{\left[1 - (1 + \beta d_i^{-\delta})^{-\alpha}\right]^{\phi-1} (1 + \beta d_i^{-\delta})^{-\alpha-1} d_i^{-\delta} \ln d_i}{1 - \left[1 - (1 + \beta d_i^{-\delta})^{-\alpha}\right]^{\phi}} + (\theta - 1)\phi\alpha\beta \sum_{i=1}^n \frac{\left[1 - (1 + \beta d_i^{-\delta})^{-\alpha}\right]^{\phi-1} (1 + \beta d_i^{-\delta})^{-\alpha-1} d_i^{-\delta} \ln d_i}{1 - \left[1 - (1 + \beta d_i^{-\delta})^{-\alpha}\right]^{\phi}}$$

Expressão 21

$$\frac{dL}{d\phi} = \frac{n}{\phi} \sum_{i=1}^n \ln \left[1 - (1 + \beta d_i^{-\delta})^{-\alpha}\right] - (\theta - 1) \sum_{i=1}^n \frac{\left[1 - (1 + \beta d_i^{-\delta})^{-\alpha}\right]^{\phi} \ln \left[1 - (1 + \beta d_i^{-\delta})^{-\alpha}\right]}{1 - \left[1 - (1 + \beta d_i^{-\delta})^{-\alpha}\right]^{\phi}}$$

Expressão 22

4.3.3 Distribuição Gamma

A variável aleatória D apresenta distribuição Gamma se a fdp apresentar a forma:

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

Expressão 23

Para: $d \geq 0$; $\alpha > 0$; $\beta > 0$

Em que:

d = diâmetro do centro de classe;

Γ = Função Gamma ($\Gamma = \int_0^{\infty} \exp(-t) t^{x-1} dt$);

α, β = parâmetros a serem estimados;

$\Gamma(\alpha)$ = obtido com a fórmula de Stirling;

\exp = exponenciação.

Por meio da utilização do método da Máxima Verossimilhança se encontra os parâmetros α e β podem ser estimados por:

$$\hat{\alpha} = \frac{\left\{1 + \frac{4}{3} \left[\ln(\bar{d}) - \frac{\sum_{i=1}^n \ln d_i}{n} \right]\right\}^{\frac{1}{2}}}{4 \left[\ln(\bar{d}) - \frac{\sum_{i=1}^n \ln d_i}{n} \right]}$$

Expressão 24

$$\hat{\beta} = \frac{d}{\alpha}$$

Expressão 25

Em que:

d = diâmetro do centro de classe;

\bar{d} = diâmetro médio.

4.3.4 Distribuição Normal

A variável D é normalmente distribuída, se ela apresenta a função de densidade probabilística dada por:

$$f(d) = \frac{1}{(\sqrt{2\pi} \sigma_1)} \exp \left[-\frac{1}{2} \left(\frac{(d - \mu_1)^2}{\sigma_1^2} \right) \right] \quad \text{Expressão 26}$$

Para: $-\infty < d < \infty$; $-\infty < \mu_1 < \infty$; $\sigma_1 > 0$

Cujos parâmetros estimados pelo método da Máxima Verossimilhança são:

$$\widehat{\mu}_1 = \frac{1}{n} (\sum_{i=1}^n d_i) \quad \text{Expressão 27}$$

$$\widehat{\sigma}_1 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (d_i - \bar{d})^2 \quad \text{Expressão 28}$$

Em que:

d = diâmetro do centro de classe;

$\widehat{\mu}_1$ = média estimada;

$\widehat{\sigma}_1$ = desvio padrão estimado;

n = número de observações.

4.3.5 Distribuição S_B Johnson

Com o intuito de encontrar uma função de distribuição que representasse uma grande variedade de modelos de distribuição, Johnson (1949) desenvolveu a distribuição S_B , que está associada à distribuição Normal por meio de transformações logarítmicas, mas é capaz de descrever diferentes graus de assimetria, cuja função de densidade de probabilidade é:

$$f(d) = \left(\frac{\delta}{\sqrt{2\pi}}\right) \frac{\lambda}{(\tau+\lambda-d)(d-\tau)} \exp\left\{-\frac{1}{2}\left[\gamma + \delta \ln\left(\frac{d-\tau}{\tau+\lambda-d}\right)\right]^2\right\} \quad \text{Expressão 29}$$

Para: $\tau < d < \tau + \lambda$; $-\infty < \tau < \infty$; λ e $\delta > 0$; $-\infty < \gamma < \infty$

Em que:

τ = parâmetro, valor mínimo da variável d ;

λ = parâmetro, amplitude da variável aleatória;

d = diâmetro do centro de classe ou da i -ésima árvore da parcela;

δ e γ = parâmetros de forma da distribuição. Quando δ aumenta, ocorre um grande aumento na forma; aumentos no valor absoluto de γ implica em mais assimetria.

Glade (1986) afirma que para estimar os parâmetros pelo método da Máxima Verossimilhança, substitui-se:

$$y_i = \left(\frac{d_i - \tau}{\lambda}\right) \quad \text{Expressão 30}$$

Originando:

$$f(y) = \left\{ \frac{\delta}{[\sqrt{2\pi} \lambda y_i (1 - y_i)]} \right\} \exp\left\{-\frac{1}{2}\left[\gamma + \delta \ln\left(\frac{y_i}{1 - y_i}\right)\right]^2\right\} \quad \text{Expressão 31}$$

Para: $0 < y < 1$; $-\infty < \gamma < \infty$; λ e $\delta > 0$

Transformando:

$$f_i = \ln\left(\frac{y_i}{1 - y_i}\right) \quad \text{Expressão 32}$$

As estimativas dos parâmetros são:

$$\hat{\gamma} = -\delta \bar{f} \quad \text{Expressão 33}$$

$$\hat{\delta} = \left[\frac{n}{\sum_{i=1}^n (f_i - \bar{f})^2} \right]^{\frac{1}{2}} = \frac{1}{sf} \quad \text{Expressão 34}$$

Em que:

\bar{f} = média aritmética da função;

sf = desvio padrão da função;

n = número de observações;

γ e δ = parâmetros da função.

4.3.6 Distribuição Weibull

Uma variável aleatória apresenta distribuição Weibull, quando ela apresenta a seguinte função de distribuição de probabilidade:

$$f(d) = \frac{\alpha}{\beta} \left(\frac{x}{\beta}\right)^{\alpha-1} e^{-\left(\frac{x}{\beta}\right)^\alpha} \quad \text{Expressão 35}$$

Para: $0 < d < \infty$; $\alpha > 0$; $\beta > 0$

Em que:

d = diâmetro do centro de classe;

α = parâmetro de forma;

β = parâmetro de escala

Os parâmetros estimados pelo método da Máxima Verossimilhança resultam nas seguintes equações:

$$\hat{\beta} = \sum_{i=1}^n \left(d_i \frac{\hat{c}}{n}\right)^{\frac{1}{\hat{c}}} \quad \text{Expressão 36}$$

$$\hat{c} = \frac{n}{\left[\left(\frac{1}{\hat{\beta}}\right)^{\hat{c}} \sum_{i=1}^n d_i^{\hat{c}} \ln d_i \sum_{i=1}^n \ln d_i\right]} \quad \text{Expressão 37}$$

Em que:

d_i = diâmetro do centro de classe ou da i-ésima árvore da parcela;

n = número de observações;

$\hat{\beta}$ e \hat{c} = estimadores da função.

4.4 SELEÇÃO DA MELHOR FUNÇÃO DE DENSIDADE DE PROBABILIDADE

4.4.1 Estatísticas utilizadas para avaliar o desempenho das fdps

4.4.1.1 Teste Kolmogorov-Smirnov

Os testes de aderência são utilizados para verificar a qualidade de ajuste produzida pelos métodos de distribuição de probabilidade pela comparação das frequências observadas e estimadas. Neste estudo se empregou o teste de aderência de Kolmogorov-Smirnov, por ser considerado superior para a análise de qualidade de ajuste de funções de distribuição, visto que não é afetado pelo número de árvores (RIBEIRO et al., 2014), sendo definido pela expressão:

$$D = \text{MAX} |F(x) - S(x)| \quad \text{Expressão 38}$$

Em que:

D = maior diferença entre as distribuições;

$S(x)$ = frequência acumulada observada;

$F(x)$ = frequência acumulada estimada.

Cuja significância do teste é dada por:

$$D_{\text{calculado}} = \frac{D}{N} \quad \text{Expressão 39}$$

Em que:

D = valor da maior divergência da distribuição;

N = número total de árvores.

Caso $D_{\text{calculado}}$ for maior ou igual ao valor crítico tabelado (D_{tabelado}), em função de um nível α de significância, as distribuições são consideradas não aderentes, enquanto se $D_{\text{calculado}}$ for menor que o D_{tabelado} as distribuições são aderentes. O valor de D_{tabelado} é dado em função de N indivíduos, para casos em que N é maior que 50 e $\alpha = 0,05\%$, o valor de D_{tabelado} é dado por:

$$D_{\text{tabelado}} = \frac{1,36}{\sqrt{N}} \quad \text{Expressão 40}$$

4.4.1.2 Índice de Ajuste Schlaegel

O índice de ajuste foi desenvolvido por Schlaegel (1981) para testar a qualidade do ajuste de modelos para a estimação de biomassa. O índice de ajuste de Schlaegel se objetiva

em determinar o percentual de ajuste entre os resultados esperados por modelo ou função e os dados observados, e quanto maior o valor encontrado, melhor será o ajuste. O valor do I.A. é definido por:

$$IA = 1 - \frac{(n-1)}{(n-p-1)} \cdot \left(\frac{SQ_{res}}{SQ_{total}} \right) \quad \text{Expressão 41}$$

Em que:

IA = Índice de Ajuste de Schlaegel;

n = número de observações;

p = número de parâmetros;

SQ_{res} = soma dos quadrados do resíduo;

SQ_{total} = soma dos quadrados total.

4.4.1.3 Raiz do Erro Médio Quadrático (REMQ)

A raiz do erro médio quadrático (REMQ) indica o grau de similaridade entre os dados observados e os estimados usando as funções de densidade de probabilidade. Sendo mais sensível a valores extremos e o valor ideal para esta estatística é igual a zero (LOPES et al., 2014). A REMQ é calculada pela expressão:

$$REMQ = \sqrt{\frac{1}{N-p} \sum_{i=1}^N (\hat{X}_i - X_i)^2} \quad \text{Expressão 42}$$

Em que:

REMQ = raiz do erro médio quadrático;

\hat{X}_i = valor estimado;

X_i = valor observado;

P = número de parâmetros;

N = número total de árvores.

4.4.1.4 Critério de Informação de Akaike

O critério de informação de Akaike (AIC) foi desenvolvido pelo matemático japonês Hirotugu Akaike, é descrito como um procedimento para identificação de modelos estatísticos parcimoniosos e adequados para descrever um dado fenômeno. Este critério aplica uma penalidade ao acréscimo de novas variáveis ao modelo, e é capaz de comparar modelos com diferentes estruturas. Inicialmente definido como a função log da máxima verossimilhança

negativa avaliada nos parâmetros estimados (AKAIKE, 1974). O critério de informação de Akaike é descrito por:

$$AIC = n \cdot \ln \left(\frac{SQ_{res}}{n} \right) + 2p \quad \text{Expressão 43}$$

Em que:

n = número de observações;

ln = logaritmo natural;

SQ_{res} = soma de quadrados do resíduo;

p = número de parâmetros do modelo.

Os modelos que apresentam menores valores de AIC são considerados os melhores modelos, ou seja, são capazes de apresentar bons ajustes com o menor número de parâmetros.

4.4.1.5 Índice de Furnival

Desenvolvido e publicado por Furnival (1961), o índice de Furnival (I.F.) é um dos principais critérios de informações utilizado nas Ciências Florestais para a seleção de variáveis de difentes naturezas e pesos, a partir de conceitos de máxima verossimilhança (SILVA; BAILEY, 1991). O cálculo do índice pode ser realizado pela expressão:

$$I.F. = |f'(d)|^{-1} \cdot S \quad \text{Expressão 44}$$

Em que:

$|f'(d)|$ = média geométrica da primeira derivada da variável dependente em relação a d;

S = erro padrão residual;

n = número de observações;

p = número de parâmetros.

Silva e Bailey (1991), propuseram uma correção no I.F., afim de evitar tendenciosidade na escolha de modelos apenas por apresentarem um menor número de parâmetros, dada por:

$$I.F. = |f'(d)|^{-1} \cdot S \cdot \exp \left[\frac{(n-p)}{2n} \right] \quad \text{Expressão 45}$$

Em que:

n = número de observações;

p = número de parâmetros.

Assim como o critério de Akaike, quanto menor o valor do Índice de Furnival, maior a capacidade de ajuste do modelo avaliado.

4.4.1.6 Análise de Variância

Para o desenvolvimento desta etapa, o experimento foi alocado em um delineamento multivariado de medidas repetidas no tempo (48, 54 e 60 meses), com: cinco densidades de plantio - 2m x 1 m, 2 m x 2 m, 3 m x 2 m, 3 m x 3 m e 4 m x 2 m; sete tratamentos - T1: frequência observada (testemunha); T2: ajuste da função Beta; T3: ajuste da função Dagum; T4: ajuste da função Gamma; T5: ajuste da função Normal; T6: ajuste da função S_B Johnson; T7: ajuste da função Weibull; e nove blocos, representados pelas classes diamétricas.

A análise multivariada em delineamento de medidas repetidas foi realizada de acordo com o modelo (NEMEC, 1996):

$$Y_{ijk} = \mu + \rho_l + \tau_j + \delta_i + \gamma_k + (\tau\delta)_{ji} + (\gamma\tau)_{kj} + (\gamma\delta)_{ki} + (\gamma\tau\delta)_{kji} + \varepsilon_{ijkl} \text{ Expressão 46}$$

Em que:

Y_{ijk} = variável resposta (frequência diamétrica);

μ = média geral;

τ_j = efeito da j-ésima fdp;

δ_i = efeito do i-ésima densidade de plantio;

γ_k = efeito do k-ésimo tempo;

ρ_l = efeito do l-ésimo bloco;

$(\tau\delta)_{ji}$ = interação da j-ésima fdp com o i-ésimo espaçamento;

$(\gamma\tau)_{kj}$ = interação do k-ésimo tempo com a j-ésima fdp;

$(\gamma\delta)_{ki}$ = interação do k-ésimo tempo com o i-ésima densidade de plantio;

$(\gamma\tau\delta)_{kji}$ = interação do k-ésimo tempo com a j-ésima fdp e o i-ésima densidade de plantio;

ε_{ijkl} = erro aleatório.

Os valores foram submetidos aos testes de significância de Traço de Pillai, de Wilks, Traço de Lawley-Hotelling e Maior raiz de Roy, e quando verificadas diferenças entre as interações tempo x função de probabilidade, tempo x densidade de plantio e tempo x função de probabilidade x densidade de plantio, as médias foram comparadas por meio do teste de Tukey

ao nível de 5% de significância. As análises foram realizadas com auxílio do comando “REPEATED” do SAS (Statistical Analysis System).

4.4.2 Metodologias de comparação de ajuste de funções

Para a seleção da função que melhor descreve o comportamento da distribuição diamétrica dos dados avaliados foram utilizadas duas metodologias. A primeira é comumente utilizada para a escolha da “melhor” função no meio florestal e consiste na adoção de ranqueamento dos resultados dos testes realizados em todos os cenários (MACHADO et al., 2009; TEO et al., 2012).

A seleção da melhor função de densidade de probabilidade se deu primeiramente pela verificação da aderência e posteriormente pela análise da função que apresentou maior Índice de Ajuste (I.A.), e menores valores de Raiz do Erro Médio Quadrático (REQM), Coeficiente de Informação de Akaike (AIC) e Índice de Furnival (I.F.).

As pontuações foram distribuídas no ranking da seguinte forma: o modelo que apresentou menor valor D de Kolmogorov nas diferentes idades e densidades recebeu pontuação 1, enquanto o maior valor D de Kolmogorov foi pontuado com 6. Deste modo, a função que apresentou menor valor no somatório é a mais adequada para o ajuste dos dados em estudo pelo teste de Kolmogorov-Smirnov, o mesmo método foi utilizado para REQM, AIC e I.F. E o pensamento semelhante para I.A., entretanto a pontuação 1 foi dada a função com maior índice e a pontuação 6 foi atribuída à função com menor valor do índice.

A segunda metodologia, consiste na utilização de um delineamento casualizado em blocos (DCB), com sete tratamentos (T1: frequências observadas, T2: fdp Beta, T3: fdp Dagum, T4: fdp Gamma, T5: fdp Normal, T6: fdp Weibull, T7: fdp S_B Johnson) em nove blocos representado pelas classes diamétricas. Os resultados foram submetidos à análise de variância e as médias comparadas pelo teste de Tukey ao nível de 5% de significância.

A análise em delineamento casualizado em blocos foi realizada de acordo com o modelo (SILVA; SILVA, 1999):

$$Y_{ij} = \mu + \tau_i + \beta_j + \varepsilon_{ij} \quad \text{Expressão 47}$$

Y_{ij} = frequência diamétrica;

μ = média geral;

τ_i = efeito da i -ésima fdp;

β_j = efeito do j -ésimo bloco;

ε_{ij} = erro aleatório.

5 RESULTADOS E DISCUSSÃO

5.1 ANÁLISE DESCRITIVA DOS DADOS

A análise descritiva dos dados foi dividida de acordo com os fatores avaliados, afim de facilitar a compreensão de cada um destes. Deste modo, seção 5.1.1 apresenta informações referentes ao diâmetro de acordo com a idade, a seção 5.1.2 apresenta informações diamétricas referentes aos três clones de *Eucalyptus* spp. implantados no experimento e a seção 5.1.3 descreve os aspectos diamétricos referentes às densidades de plantio adotadas no experimento.

5.1.1 Análise descritiva do plantio por idade

Observando o conjunto de dados gerais do experimento, estratificado por idade, é possível observar que o número de árvores avaliadas passou de 1140 (aos 18 meses) para 1355 (aos 78 meses), que se deu pelo “ingrowth”, ou seja, a consideração dos indivíduos que adquiriram DAP maior ou igual a 1,91 cm. Os valores de diâmetro variaram entre 1,91 e 21,8 cm, com média de 9,39 cm, amplitude de 19,89 cm e desvio padrão de 3,23 cm, aos 78 meses (Tabela 3).

Tabela 3 - Análise descritiva do experimento estratificado por idade

Idade (meses)	Número de árvores	Dméd	Dmín	Dmáx	Variância	Desvio Padrão
18	1140	3,8	1,91	6,28	0,92	0,96
24	1283	5,49	1,91	10,5	4,17	2,04
30	1323	6,67	1,91	12,89	6,62	2,57
36	1338	7,28	1,91	14,01	7,28	2,7
42	1340	7,82	1,91	14,45	8,03	2,83
48	1346	8,28	1,91	16,62	8,4	2,9
54	1354	8,7	1,91	19,74	9,76	3,12
60	1355	8,92	1,99	20,05	9,87	3,14
66	1356	9,13	1,91	20,37	10,26	3,2
72	1356	9,25	1,91	20,85	10,28	3,21
78	1355	9,39	1,91	21,8	10,46	3,23

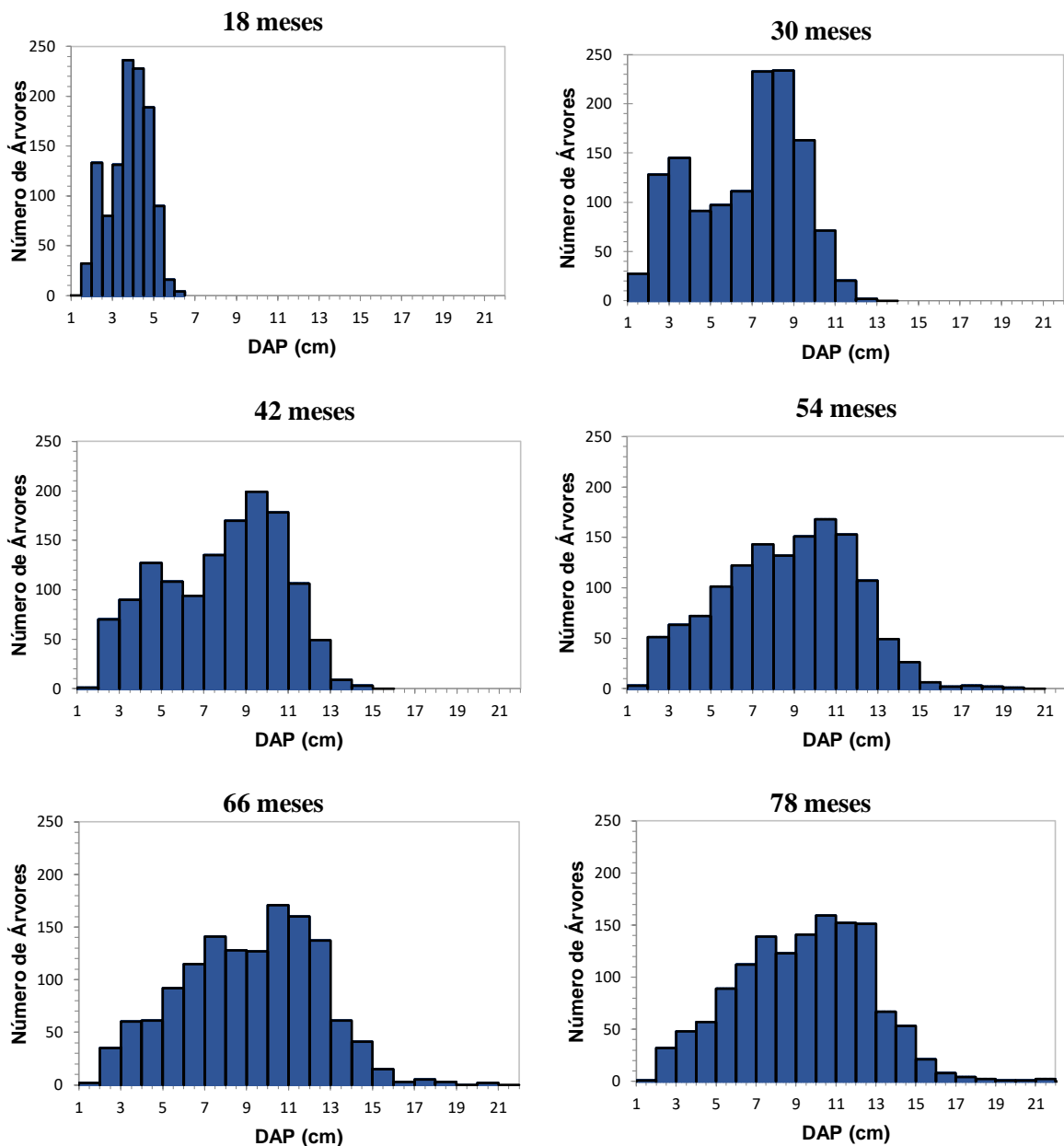
Fonte: A autora

Quanto a concentração de árvores por classe diamétrica, os resultados evidenciam que, em todas as idades, houve maior concentração de árvores nas classes centrais da distribuição (Figura 9). De acordo com Lima e Leão (2013), é característico que plantios homogêneos e equiâneos apresentem distribuição próxima a uma curva normal.

Observa-se ainda que com o aumento do diâmetro e da idade existe uma tendência de assimetria a direita. Bartoszeck et al. (2004) e Machado, Plácido e Bartoszeck (2006) observaram que as curvas de distribuição diamétrica tendem a apresentar achatamento e se deslocar para a direita à medida que o povoamento envelhece.

Com base nos histogramas da Figura 9, verifica-se que o plantio de *Eucalyptus* spp., na chapada do Araripe está em processo de envelhecimento, visto que aos 78 meses existe uma concentração de árvores nas maiores classes de diâmetro e uma tendência de achatamento da distribuição quando comparada as idades iniciais.

Figura 9 - Distribuição diamétrica de *Eucalyptus* spp. no Polo Gesseiro do Araripe



Fonte: A autora

5.1.2 Análise descritiva dos clones

A descrição dos valores de diâmetro dos clones C41, C11 e C39 apresentam comportamentos semelhantes. Foram avaliadas aos 78 meses 453, 450 e 452 árvores, respectivamente, com médias de 9,23; 9,37 e 9,49 cm (Tabela 4). Silva (2008), pelo uso de estimativas, classificou os clones C41, C11 e C39 como os mais produtivos para a região do Araripe.

Tabela 4 - Análise descritiva do experimento estratificado por clone

Clone	Idade (meses)	Número de árvores	Dméd	Dmín	Dmáx	Variância	Desvio Padrão
I	18	384	3,83	1,91	6,19	0,91	0,95
	24	426	5,63	1,91	10,22	4,37	2,09
	30	440	6,71	1,91	12,89	6,52	2,55
	36	446	7,28	1,75	14,01	7,26	2,69
	42	446	7,81	1,97	14,45	8,00	2,83
	48	450	8,19	1,91	16,62	8,53	2,92
	54	450	8,62	1,91	19,74	9,75	3,12
	60	451	8,79	1,99	20,05	9,66	3,11
	66	451	8,97	1,91	20,37	9,78	3,13
	72	451	9,12	2,07	20,37	9,81	3,13
	78	453	9,23	1,91	21,80	10,10	3,18
II	18	374	3,81	1,91	5,93	0,66	0,81
	24	425	5,50	1,91	9,39	3,56	1,89
	30	440	6,78	1,91	11,78	6,00	2,45
	36	442	7,30	1,91	13,05	6,83	2,61
	42	442	7,78	2,01	13,85	7,39	2,72
	48	449	8,28	2,12	15,20	7,73	2,78
	54	449	8,69	1,91	17,98	9,38	3,06
	60	449	8,92	2,07	19,18	9,61	3,10
	66	449	9,15	2,23	20,37	9,97	3,16
	72	449	9,27	2,23	20,85	9,96	3,16
	78	450	9,37	2,23	21,33	10,19	3,19
III	18	382	3,77	1,91	6,28	1,19	1,09
	24	432	5,33	1,91	10,50	4,54	2,13
	30	443	6,52	1,91	12,25	7,34	2,71
	36	445	7,23	1,91	13,37	7,91	2,81
	42	446	7,85	1,91	14,42	8,82	2,97
	48	447	8,33	1,91	15,17	8,92	2,99
	54	452	8,78	1,91	16,23	10,33	3,21
	60	452	9,01	2,07	16,63	10,59	3,25
	66	454	9,39	1,91	17,19	11,28	3,36
	72	454	9,36	1,91	17,83	11,26	3,36
	78	454	9,49	1,91	18,46	11,63	3,41

Fonte: A autora

Os valores de diâmetro máximo dos clones C41 e C11 (21,80 cm e 21,33 cm) foram superiores ao do clone C39 (18,46 cm). Gadelha (2010) concluiu que os clones C41 e C11 apresentaram rendimentos volumétricos superiores ao C39, mas recomenda a utilização dos três para a geração de energia dos fornos do Polo Gesseiro do Araripe, justificando que a diversidade de materiais genéticos diminui a susceptibilidade do plantio no caso de aparecimento de pragas e doenças.

5.1.2 Análise descritiva das densidades populacionais

As parcelas com menores densidades populacionais apresentaram maiores valores de DAP. A densidade IV (3m x 3m), com diâmetro médio de 10,52 cm, aos 78 meses contrasta com o diâmetro médio de 7,9 cm encontrado pela densidade I (2 m x 1 m) na mesma idade (Tabela 5).

Tabela 5 - Análise descritiva do experimento estratificado por densidade populacional

(continua)

Densidade	Idade (meses)	Número de árvores	D _{méd}	D _{mín}	D _{máx}	Variância	Desvio Padrão
I	18	220	3,19	0,91	5,05	0,86	0,93
	24	218	5,24	1,91	8,91	3,22	1,79
	30	221	6,16	1,91	10,19	4,15	2,04
	36	222	6,6	1,91	10,98	4,82	2,19
	42	222	6,94	1,91	11,30	4,77	2,18
	48	225	7,19	1,91	13,85	5,32	2,31
	54	234	7,33	1,91	17,83	7,08	2,66
	60	234	7,55	2,07	18,30	7,25	2,69
	66	236	7,71	1,91	18,78	8,00	2,83
	72	236	7,85	1,91	18,94	7,93	2,82
	78	238	7,9	1,91	19,10	8,40	2,9
II	18	214	3,76	1,91	5,95	1,21	1,1
	24	264	4,79	1,91	10,50	4,82	2,2
	30	270	6,04	1,91	11,36	7,32	2,7
	36	274	6,76	1,91	13,37	8,19	2,86
	42	276	7,29	2,01	13,88	9,19	3,03
	48	277	7,74	2,12	15,20	8,85	2,98
	54	277	8,22	2,07	17,98	9,24	3,04
	60	277	8,43	1,99	19,18	9,24	3,04
	66	277	8,64	1,91	20,37	9,36	3,06
	72	277	8,77	2,07	20,85	9,43	3,07
	78	277	8,93	2,23	21,33	9,41	3,07

Fonte: A autora

(conclusão)

Densidade	Idade (meses)	Número de árvores	D _{méd}	D _{mín}	D _{máx}	Variância	Desvio Padrão
III	18	253	3,74	1,91	5,59	0,54	0,74
	24	269	6,29	1,91	10,22	3,11	1,76
	30	270	7,44	1,91	11,94	4,24	2,06
	36	270	7,85	1,91	12,10	4,39	2,09
	42	270	8,15	2,07	12,10	4,59	2,14
	48	271	8,53	1,91	14,48	5,67	2,38
	54	272	8,93	2,07	19,74	7,76	2,79
	60	272	9,09	2,07	20,05	7,99	2,83
	66	272	9,27	2,07	20,37	8,26	2,87
	72	272	9,4	2,55	20,37	8,35	2,89
	78	272	9,53	2,55	21,80	8,54	2,92
IV	18	245	4,00	1,91	6,28	1,15	1,07
	24	277	5,32	1,91	10,5	4,18	2,05
	30	289	6,59	1,91	12,25	7,44	2,73
	36	290	7,43	1,91	12,57	8,14	2,85
	42	290	8,27	2,07	14,42	9,39	3,06
	48	290	8,89	2,51	15,17	9,07	3,01
	54	290	9,51	2,55	15,92	10,00	3,16
	60	290	9,83	2,55	16,55	10,08	3,17
	66	290	10,14	2,55	17,19	10,27	3,2
	72	290	10,33	2,55	17,83	10,26	3,2
	78	290	10,52	2,55	18,46	10,33	3,21
V	18	234	4,02	1,91	6,19	0,98	0,99
	24	254	5,74	1,91	10,19	4,12	2,03
	30	271	7,02	1,91	12,89	8,18	2,86
	36	281	7,61	1,91	14,01	9,30	3,05
	42	281	8,24	1,97	14,45	10,15	3,19
	48	281	8,77	2,02	16,62	10,43	3,23
	54	283	9,25	1,91	18,78	11,55	3,4
	60	283	9,41	1,99	17,43	11,70	3,42
	66	283	9,57	2,07	18,14	12,11	3,48
	72	283	9,65	2,23	18,30	11,95	3,46
	78	283	9,73	2,23	18,46	12,18	3,49

Fonte: A autora

Os tratamentos com menores densidades de plantio apresentam maiores médias de diâmetro, existe uma relação direta entre a diminuição do incremento médio mensal e o aumento da densidade de plantio, justificado pela maior competição por água, luz e nutrientes entre as árvores nos menores espaçamentos (LEITE; NOGUEIRA; MOREIRA, 2006). É possível observar ainda que houve uma estagnação precoce do crescimento em diâmetro nos menores espaçamentos. Na densidade I, o incremento diamétrico mensal de 48 a 78 meses foi

de 0,024 cm/mês, enquanto na densidade IV, no mesmo período de tempo, foi de 0,054 cm/mês, demonstrando a influência da densidade populacional no crescimento diamétrico.

5.2 ESTIMATIVA DA IDADE TÉCNICA DE ROTAÇÃO

5.2.1 Teste de Esfericidade de Mauchly

O teste desenvolvido por Mauchly (1940) avalia a igualdade entre as variâncias e a nulidade das correlações de uma população normal. Com base nos resultados da Tabela 6, nota-se que a condição de esfericidade foi violada com um nível de significância de 0,0001%, justificando a necessidade da adoção de estatística multivariada com parcelas repetidas ao longo do tempo. Cujas estatísticas referentes a análise multivariada encontram-se descritos no Apêndice A.

Tabela 6 - Teste de esfericidade de Mauchly, para a variável volume no experimento do Polo Gesseiro do Araripe

Variáveis	G.L.	Crítério de Mauchly	χ^2	Pr > χ^2
Variáveis Transformadas	54	9,31E-18	1626,122	< 0,0001
Componentes Ortogonais	54	1,07E-13	1238,381	< 0,0001

Fonte: A autora

A falta de esfericidade é comum em trabalhos realizados nas ciências agrárias, pois as mesmas variáveis são coletadas em tempos distintos, fazendo com que exista alta correlação entre os tempos mais próximos, diminuindo a possibilidade de nulidade entre as correlações.

5.2.2 Resultado da ANOVA

Sabendo da dependência das variáveis no tempo, realizou-se uma análise de variância para determinar quais fatores influenciam a produção volumétrica, e conseqüentemente, a idade técnica de rotação. A análise estatística apresentada na Tabela 7, revela o efeito do espaçamento na produção volumétrica dos clones de *Eucalyptus* spp. com 0,0001 de significância. Ao mesmo tempo em que se nota que os clones testados não apresentam comportamentos diferenciados em função da densidade de plantio, visto que apresenta valor de 0,06885, quando se considera $\alpha = 0,05$.

A produção volumétrica, assim como o incremento diamétrico, é fortemente influenciado pelo adensamento do plantio. O incremento em diâmetro tende a ser menor nos plantios mais adensados, entretanto a produção volumétrica/hectare pode ser maior nessas áreas por conta do maior número de indivíduos (COELHO; MELLO; SIMÕES, 1970).

Tabela 7 - ANOVA para a variável volume de *Eucalyptus* spp. avaliados no experimento Polo Gesseiro do Araripe

F.V	G.L.	Q.M.	Valor F	Pr > F
Clone	2	0,00020425	0,38	0,6885
Espaçamento	4	0,00890499	16,41	< 0,0001
Clone*Espaçamento	8	0,00011252	2,07	0,0587
Erro	45	0,00054262		

Fonte: A autora

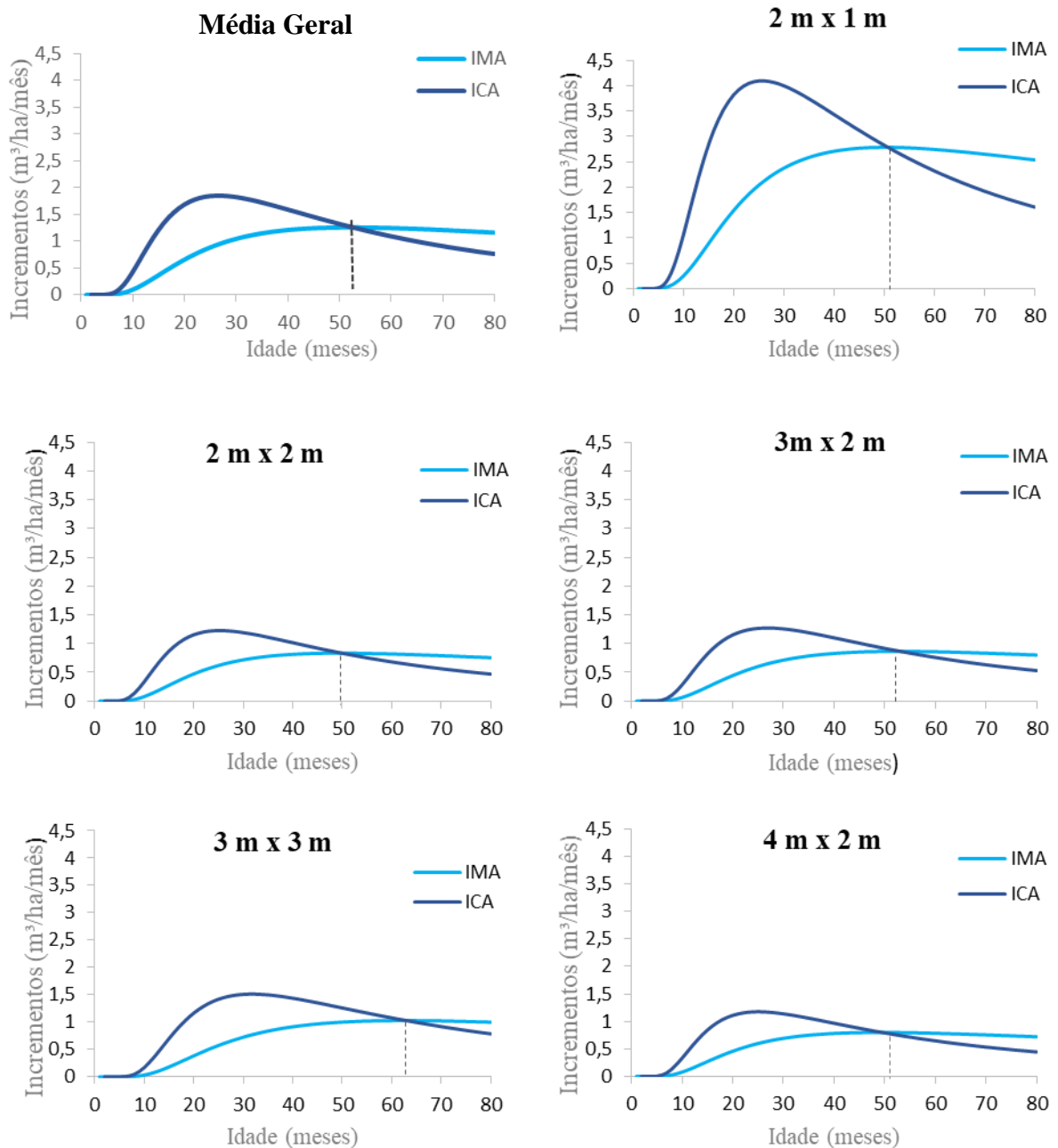
A escolha do espaçamento tem um grande efeito no custo final do produto, cabendo ao profissional se precaver durante a seleção do espaçamento inicial (SANQUETTA et al., 2017). Durante a escolha da densidade inicial deve-se considerar tanto a finalidade da madeira a ser produzida, quanto os custos relacionados ao manejo do povoamento e o período de rotação.

5.2.3 Idade técnica de rotação (ITR) em função da densidade populacional do plantio

Diante da constatação da influência da densidade de plantio na produção volumétrica de *Eucalyptus* spp. na região do Polo Gesseiro do Araripe, a idade técnica de rotação (ITR) foi estimada para um cenário geral de plantio contendo todos os clones e espaçamentos, em seguida a ITR foi estimada separadamente para cada densidade populacional.

A ITR para o plantio, incluindo as informações dos três clones e cinco espaçamentos, indica a idade de aproximadamente 52 meses como a adequada para a realização do corte (Figura 10). No espaçamento 2 m x 1 m a idade cai para 50,2 meses, e na condição de plantio de 3 m x 3 m a idade técnica de rotação é de aproximadamente 62 meses. De acordo com os dados do IBÁ (2017), a idade média de rotação para *Eucalyptus* no país está entre 60 e 72 meses, e produz em média 35,5 m³/ha/ano que corresponde a aproximadamente 3,00 m³/ha/mês. Silva et al. (2013) avaliaram a produtividade volumétrica de 15 híbridos de *Eucalyptus*, incluindo C41, C11 e C39 na região do Araripe, com espaçamento de 3 m x 2 m e concluiu que a idade técnica de rotação para os clones foi de 84 meses.

Figura 10 - Incremento médio anual (IMA) e incremento corrente anual (ICA) e idade técnica de rotação para os clones de *Eucalyptus* spp. no Polo Gesseiro do Araripe



Fonte: A autora

Apesar de valores de incremento médio inferiores à média nacional, Silva et al. (2013) afirmam que são valores promissores diante da condição pluviométrica da região, que não chega a 800 mm anuais. Outro fator, é a superioridade do incremento médio da madeira de *Eucalyptus* spp. quando comparada à Caatinga, que segundo dados da Associação Plantas do Nordeste - APNE (2015) apresenta incremento médio mensal de aproximadamente 0,083 m³/ha/mês.

Entretanto, é importante lembrar que apesar de apresentarem maior produtividade volumétrica, os plantios com maiores adensamentos demandam de maiores custos para o controle de pragas e doenças e a realização de tratamentos silviculturais, se comparado aos plantios com menores graus de adensamento.

5.3 AJUSTE DAS FUNÇÕES DE DENSIDADE DE PROBABILIDADE (FDP)

As funções de densidade de probabilidade Beta, Dagum, Gamma, Normal, Weibull e S_B Johnson foram ajustadas para as cinco densidades de plantio, nas idades de 48, 54 e 60 meses, totalizando noventa ajustes. Foram adotados como critérios para a comparação entre as distribuições as estatísticas do teste de Kolmogorov-Smirnov (95% de probabilidade), Índice de Ajuste Schlaegel, Raiz do Erro Médio Quadrático, Critério de Akaike, Índice de Furnival, e Análise de Variância.

O critério de escolha do modelo que melhor descreve o comportamento diamétrico nos cinco espaçamentos foi dividido em duas metodologias, em que a primeira consiste no ranqueamento das estatísticas, conforme descrito na anteriormente. Em algumas idades não foi possível realizar o ajuste da função S_B Johnson, justificado pela não convergência da função e impossibilitando o cálculo das estatísticas para a comparação das distribuições, nessas situações a função recebeu a maior pontuação.

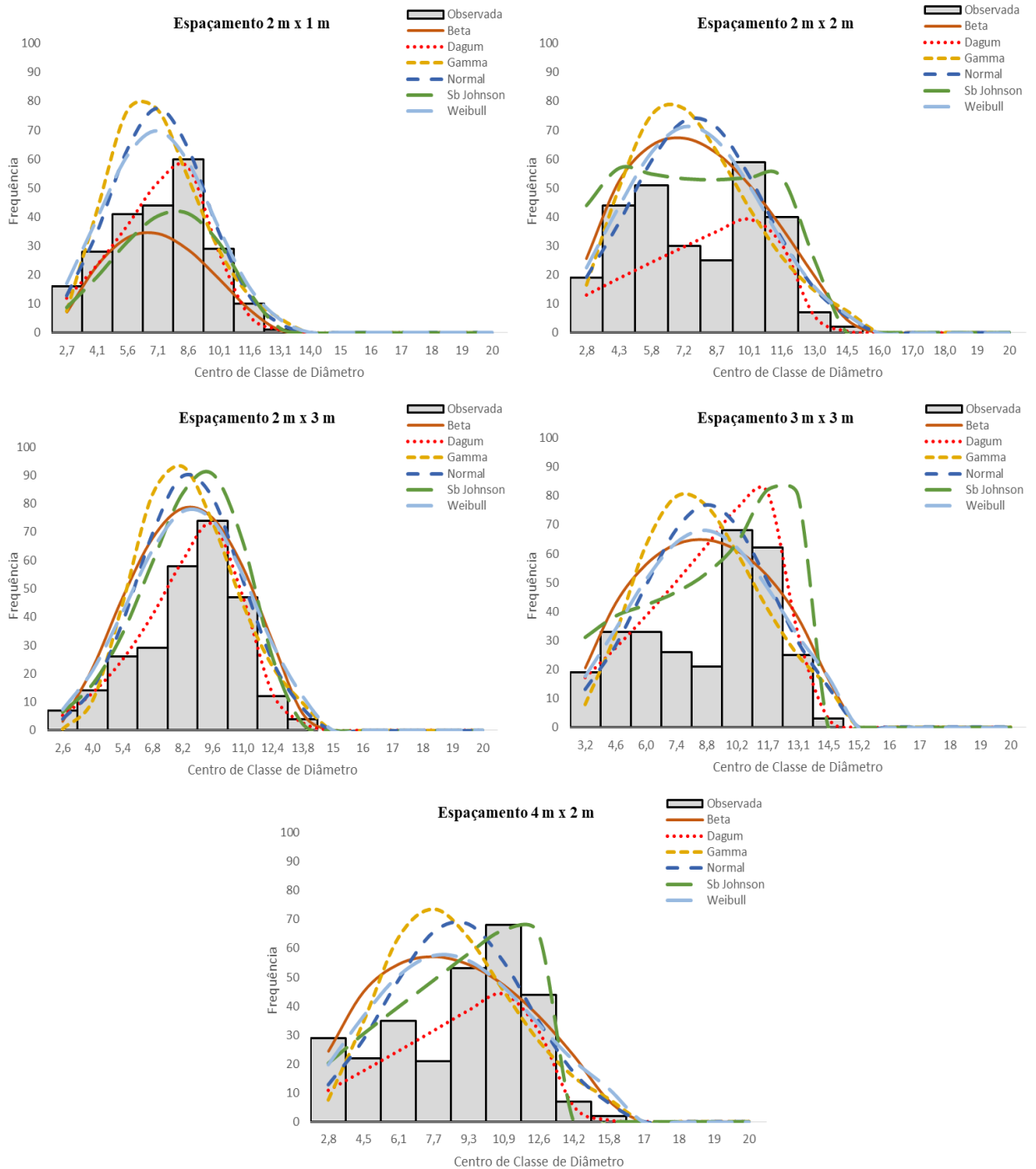
A segunda metodologia foi a aplicação da análise de variância multivariada, considerando a frequência observada e os ajustes de cada função como tratamentos, nos cinco espaçamentos e três tempos avaliados, considerando $\alpha = 0,05$ e em caso de significância, a comparação das médias foi realizada pelo teste de Tukey. Cujo critério de melhor ajuste é atribuído a fdp que possui as médias mais próximas aos valores observados.

5.3.1 Ajuste da distribuição diamétrica em função do espaçamento e da idade

Nesta seção são apresentados os gráficos das probabilidades de distribuições diamétricas e as respectivas curvas das distribuições Beta, Dagum, Gamma, Normal, Weibull e S_B Johnson nas diferentes idades e espaçamentos. Possibilitando a observação do comportamento de cada função em relação aos fatores estudados.

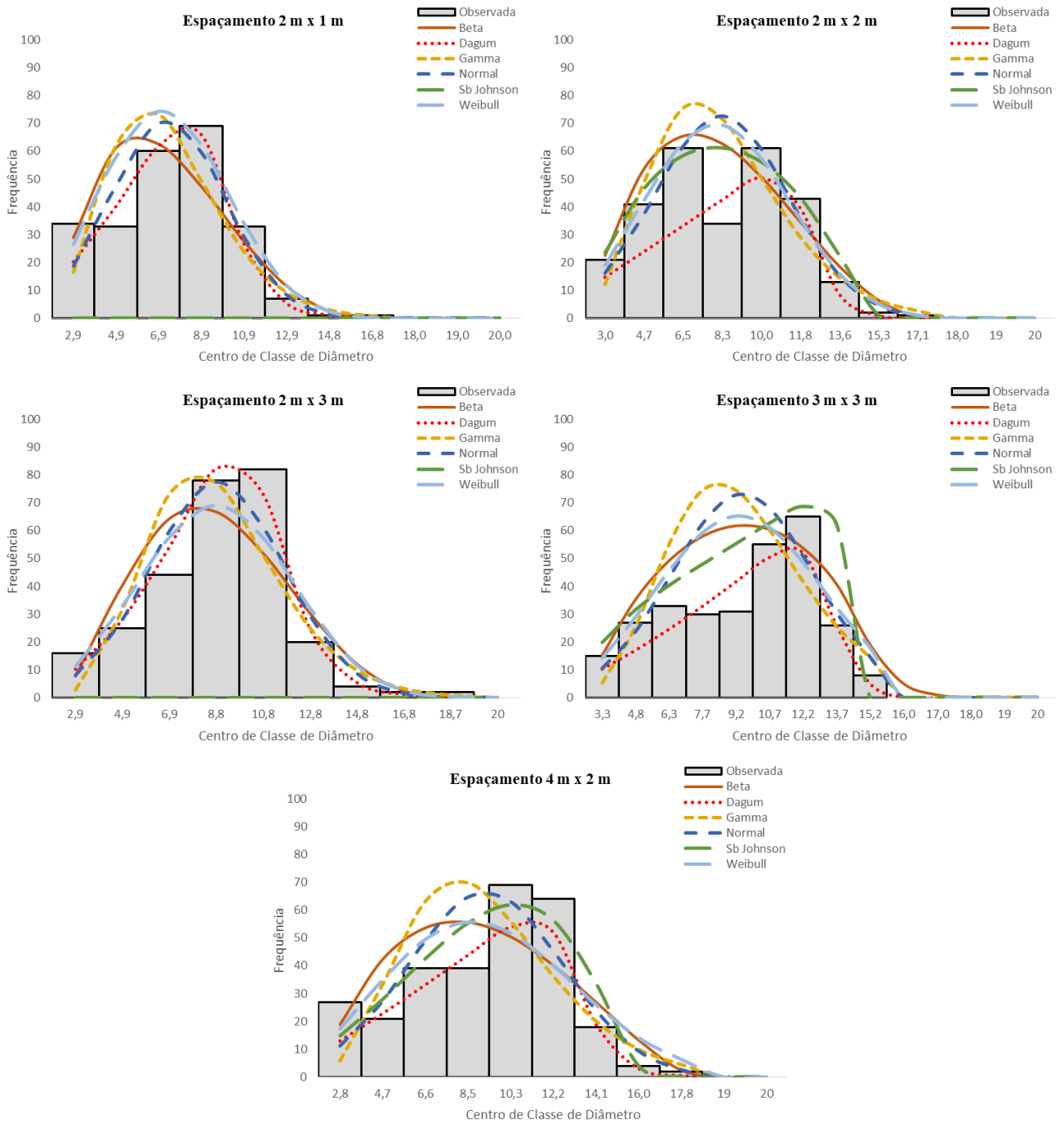
Os ajustes das distribuições por espaçamento, nas idades de 48, 54 e 60 meses podem ser observados nas figuras 11, 12 e 13. A partir das observações na idade de 48 meses é possível notar a tendência de superestimação dos valores nas menores classes de diâmetro e subestimação dos valores nas maiores classes pelas funções Gamma e S_B Johnson, entretanto este comportamento não é observado nas idades posteriores.

Figura 11 - Comportamento das fdps na descrição da distribuição diamétrica de *Eucalyptus* spp. aos 48 meses no Polo Gesseiro do Araripe



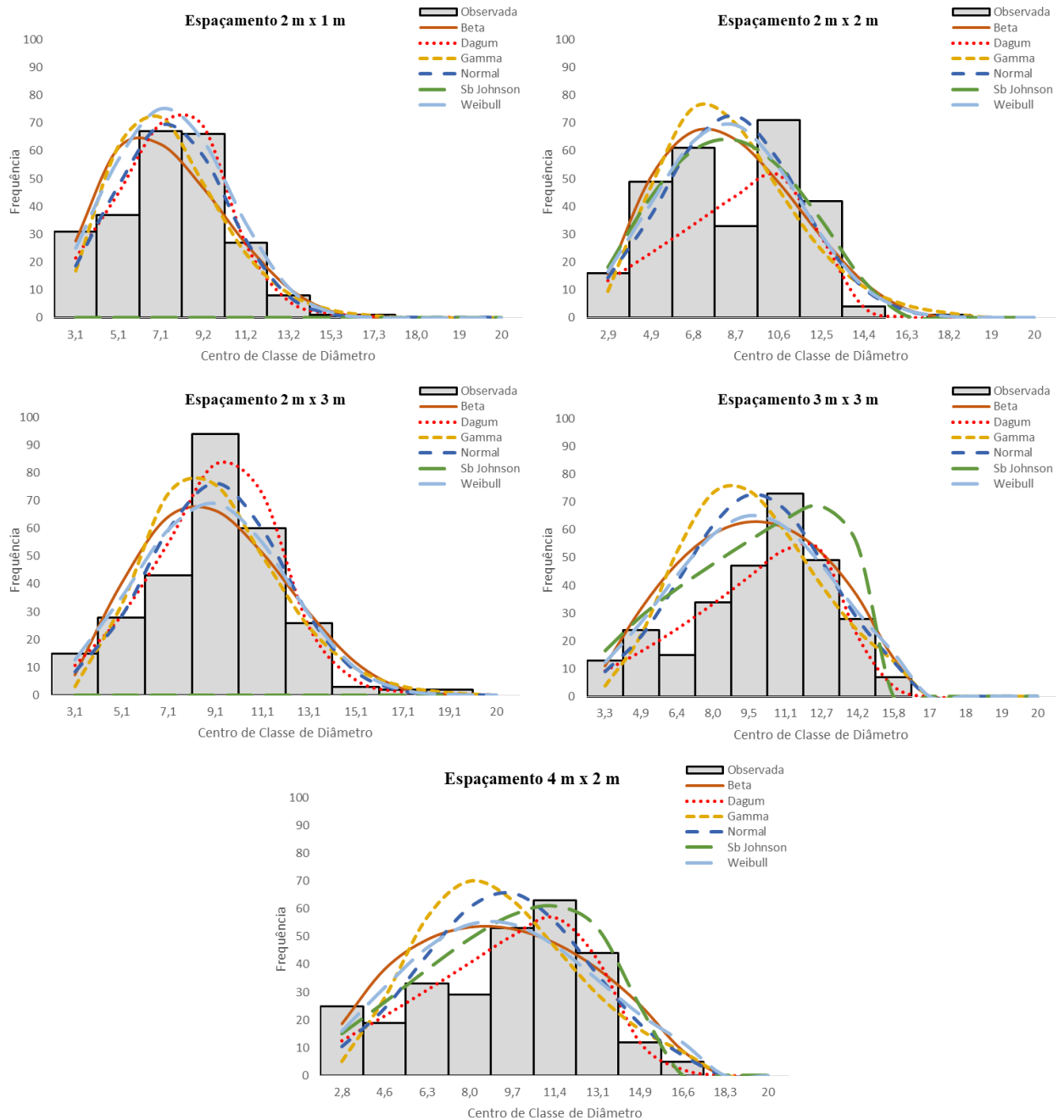
Fonte: A autora

Figura 12 - Comportamento das fdps na descrição da distribuição diamétrica de *Eucalyptus* spp. aos 54 meses no Polo Gesseiro do Araripe



Fonte: A autora

Figura 13 - Comportamento das fdps na descrição da distribuição diamétrica de *Eucalyptus* spp. aos 60 meses no Polo Gesseiro do Araripe



Fonte: A autora

Visualmente, para os espaçamentos 2m x 1m e 2m x 3m, a função Dagum apresentou os melhores ajustes em todas as idades (Figuras 11, 12 e 13), que podem ser justificados matematicamente pelos valores do Índice de Ajuste, superiores a 96%. Enquanto a função S_B

Johnson, que apresentou ajuste de 4,1% e 31,6% aos 48 meses nos espaçamentos 2m x 1m e 2m x 3m, respectivamente, bem como não convergiu para as demais idades avaliadas, em ambos os espaçamentos (Tabela 9).

Os resultados observados nos espaçamentos 2m x 2m e 4m x 2m, mostram que a função S_B Johnson foi capaz de explicar adequadamente a distribuição diamétrica com índices de ajuste mínimo de 81,4% aos 48 meses no espaçamento 2m x 2m. No mesmo espaçamento, aos 48 meses a Dagum apresentou índice de ajuste de 37,6% (Tabela 9). A função Gamma apresentou menores valores de ajuste para o espaçamento de 3m x 3m, divergindo com a fdp Dagum, que apresentou os melhores ajustes, em todas as idades avaliadas.

Existem distribuições consideradas tradicionais para as Ciências Florestais, como Beta, Gamma, Normal, Log-normal, S_B Johnson e Weibull de dois e três parâmetros. Lindsay, Wood e Woollons (1996) e Carretero e Alvarez (2013), citados por Sanquetta et al. (2014) testaram funções para descrever a distribuição diamétrica de espécies florestais e constataram que a fdp Dagum pode ser utilizada para o meio florestal e ainda apresentam superioridade quanto a flexibilidade de ajuste e capacidade de cobrir maiores áreas de assimetria e curtose, se comparadas a Weibull.

5.3.2 Ranqueamento das estatísticas

As estatísticas detalhadas das análises referentes ao ajuste das funções de densidade de probabilidade realizadas no presente trabalho são apresentadas na Tabela 9.

Nenhuma das funções avaliadas apresentou aderência para todos os cenários avaliados, mas a função que melhor representou a probabilidade da distribuição diamétrica das árvores na região do Araripe, segundo o teste de aderência de Kolmogorov-Smirnov, foi a Normal, com menor valor de ranqueamento geral (Tabela 8). A função Weibull foi a que pior representou a probabilidade da distribuição diamétrica no cenário geral, esses resultados podem ser corroborados pelas estatísticas encontradas por Netto (2008), para o estudo da distribuição diamétrica de *Pinus taeda*, que constatou que a função Normal apresentou menores valores de K-S, enquanto a função Weibull obteve maiores valores para os testes de aderência utilizados em todas as idades avaliadas.

Tabela 8 - Ranqueamento dos valores do teste de Kolmogorov-Smirnov ajustado para diferentes fdp sem função de diferentes densidades populacionais e idades

Função/Idade	Espaçamentos												$\sum_{i=1}^n f_{dp48i}$	$\sum_{i=1}^n f_{dp54i}$	$\sum_{i=1}^n f_{dp60i}$	$\sum_{i=1}^n f_{dpi}$			
	2m x 1m			2m x 2m			2m x 3m			3m x 3m							4m x 2m		
	48	54	60	48	54	60	48	54	60	48	54	60					48	54	60
Beta	4	1	2	5	3	3	5	2	2	4	3	3	2	2	3	20	11	13	44
Dagum	1	3	1	6	6	6	1	3	3	2	1	1	1	2	1	11	15	12	38
Gamma	3	4	4	2	5	5	2	4	4	6	4	5	6	6	6	19	23	24	66
Normal	2	2	3	1	1	1	3	1	1	3	2	2	4	5	4	13	11	11	35
Sb Johnson	5	6	6	3	2	2	6	6	6	1	6	4	3	1	5	18	21	23	62
Weibull	6	5	5	4	4	4	4	5	5	5	5	6	5	4	2	24	23	22	69

Fonte: A autora

Quando se considera apenas os espaçamentos, é possível verificar que a fdp Dagum apresenta menor somatório para 2 m x 1 m, 3 m x 3 m e 4 m x 2 m, entretanto se encontra na última posição para todas as idades do espaçamento 2 m x 2 m (Tabela 8) Para a idade de 48 meses, a função apresentou valores de KS iguais a 0,054; 0,423; 0,038; 0,339; 0,150 (Tabela 9) nos espaçamentos avaliados e obteve o menor somatório para a idade.

A distribuição Weibull, largamente usada na área florestal, para esta pesquisa não apresentou aderência em nenhum dos cenários avaliados, resultado semelhante ao encontrado por Stepka, Lisboa e Kurchaidt (2011).

O teste de aderência de Kolmogorov-Smirnov é comumente utilizado como único critério para selecionar a função que melhor descreve a distribuição diamétrica em florestas (MACHADO et al., 2009; LEITE et al., 2010), entretanto é um critério bastante influenciável pelo número de observações e segundo Torman, Coster e Riboldi (2012), o teste apresentou o menor índice de acerto em testes de aderência a normalidade.

O ranqueamento para as estatísticas do Índice de Ajuste, Raiz do Erro Médio Quadrático, Critério de Akaike e Índice de Furnival apresentam resultados semelhantes (Tabela 9). A função Dagum apresenta melhores resultados para o ajuste da distribuição diamétrica de *Eucalyptus* spp. na região do Araripe e a função Gamma não se ajusta adequadamente ao conjunto de dados.

Tabela 9 - Valores do teste de Kolmogorov-Smirnov, índice de ajuste, raiz do erro médio quadrático, critério de Akaike e Índice de Furnival ajustado para diferentes fdps em povoamento de Eucalyptus spp. no Polo Gesseiro do Araripe

(continua)

Distribuição	Estatística	Espaçamento														
		2m x 1m			2m x 2m			2m x 3m			3m x 3m			4m x 2m		
		48	54	60	48	54	60	48	54	60	48	54	60	48	54	60
Beta	D _{cal} (5%)	0,334*	0,064	0,049	0,379*	0,147*	0,120*	0,421*	0,040	0,040	0,4179*	0,347*	0,281*	0,201*	0,055	0,148*
	D _{tab}	0,090	0,088	0,088	0,082	0,082	0,082	0,083	0,082	0,082	0,080	0,080	0,080	0,081	0,081	0,081
	I. A.	0,501	0,974	0,917	0,784	0,890	0,826	0,866	0,919	0,935	0,728	0,819	0,855	0,816	0,896	0,881
	REMQ	2,282	1,755	1,413	3,314	2,095	2,544	3,099	1,793	1,577	3,830	2,879	2,500	2,808	1,884	2,033
Dagum	D _{cal} (5%)	0,054	0,069	0,040	0,423*	0,226*	0,281*	0,038	0,042	0,042	0,339*	0,108*	0,112*	0,150*	0,055	0,040
	D _{tab}	0,090	0,088	0,088	0,082	0,082	0,082	0,083	0,082	0,082	0,080	0,080	0,080	0,081	0,081	0,081
	I. A.	0,977	0,963	0,982	0,376	0,732	0,536	0,984	0,978	0,963	0,824	0,912	0,890	0,573	0,891	0,945
	REMQ	0,781	1,119	0,851	1,312	0,412	0,295	0,447	0,142	0,183	2,400	1,526	1,416	0,958	0,460	0,775
Gamma	D _{cal} (5%)	0,328*	0,105*	0,065	0,407*	0,184*	0,152*	0,351*	0,082	0,083*	0,438*	0,359*	0,320	0,295*	0,162*	0,223*
	D _{tab}	0,090	0,088	0,088	0,082	0,082	0,082	0,083	0,082	0,082	0,080	0,080	0,080	0,081	0,081	0,081
	I. A.	0,799	0,810	0,871	0,694	0,832	0,772	0,759	0,818	0,861	0,559	0,661	0,704	0,586	0,975	0,691
	REMQ	3,299	2,752	2,215	4,180	2,744	3,058	4,055	2,758	2,367	5,121	4,180	3,749	4,303	0,939	3,441
Normal	D _{cal} (5%)	0,321*	0,065	0,052	0,113*	0,097	0,078	0,359*	0,039	0,039	0,374*	0,310*	0,252*	0,228*	0,093*	0,161*
	D _{tab}	0,090	0,088	0,088	0,082	0,082	0,082	0,083	0,082	0,082	0,080	0,080	0,080	0,081	0,081	0,081
	I. A.	0,855	0,909	0,951	0,712	0,862	0,800	0,835	0,920	0,936	0,654	0,753	0,586	0,735	0,840	0,834
	REMQ	2,759	1,659	1,184	3,914	2,402	2,779	3,393	1,785	1,575	4,359	3,421	4,285	3,325	2,305	2,434
Sb Johnson	D _{cal} (5%)	0,556*	-	-	0,413*	0,134*	0,095*	0,427*	-	-	0,330*	0,366*	0,316*	0,203*	0,052	0,166*
	D _{tab}	0,082	-	-	0,082	0,082	0,082	0,083	-	-	0,080	0,080	0,080	0,081	0,081	0,081
	I. A.	0,041	-	-	0,814	0,916	0,858	0,316	-	-	0,733	0,834	0,845	0,880	0,908	0,910
	REMQ	3,464	-	-	2,937	1,490	2,011	6,869	-	-	4,125	2,689	2,458	2,019	1,389	1,420
Weibull	D _{cal} (5%)	0,701*	0,282*	0,292*	0,417*	0,161*	0,130*	0,361*	0,108*	0,092*	0,423*	0,363*	0,331*	0,240*	0,090*	0,137*
	D _{tab}	0,090	0,083	0,083	0,082	0,082	0,082	0,083	0,082	0,082	0,080	0,080	0,080	0,081	0,081	0,081
	I. A.	0,743	0,557	0,554	0,662	0,853	0,796	0,884	0,874	0,873	0,748	0,811	0,877	0,830	0,895	0,871
	REMQ	4,254	4,389	4,346	4,295	2,488	2,799	2,818	2,241	2,203	4,019	3,193	2,497	2,815	1,919	2,183

(conclusão)

Distribuição	Estatística	Espaçamento														
		2m x 1m			2m x 2m			2m x 3m			3m x 3m			4m x 2m		
		48	54	60	48	54	60	48	54	60	48	54	60	48	54	60
Beta	AIC	411,23	415,67	343,92	690,83	418,26	514,74	649,36	537,05	485,73	795,92	635,47	600,19	669,20	569,55	514,96
	I.F.	3,99	3,90	3,35	5,68	3,47	4,13	5,40	4,36	3,97	6,44	4,88	4,59	5,37	4,46	4,05
Dagum	AIC	-106,94	59,57	-70,76	549,63	437,61	566,36	-152,91	1,40	142,72	672,33	170,54	235,95	478,44	237,47	72,94
	I.F.	1,28	1,83	1,39	2,15	0,67	0,48	0,73	0,23	0,30	3,94	2,50	2,32	1,57	0,75	1,27
Gamma	AIC	570,79	485,93	382,56	796,34	563,17	623,27	778,77	557,95	474,51	951,31	833,61	770,50	824,11	-31,53	703,38
	I.F.	5,42	4,52	3,64	6,87	4,51	5,02	6,66	4,53	3,89	8,41	6,87	6,16	7,07	1,54	5,65
Normal	AIC	467,73	243,84	83,42	759,02	488,39	569,18	665,13	319,45	251,16	856,93	716,34	847,03	678,23	475,68	506,55
	I.F.	4,53	2,72	1,94	6,43	3,95	4,56	5,57	2,93	2,59	7,16	5,62	7,04	5,46	3,79	4,00
Sb Johnson	AIC	692,86	-	-	635,30	331,83	456,16	1058,15	-	-	846,47	619,35	573,99	464,61	312,28	320,55
	I.F.	5,67	-	-	4,81	2,44	3,29	11,24	-	-	6,75	4,40	4,02	3,31	2,27	2,33
Weibull	AIC	401,52	778,00	719,92	730,01	443,47	533,74	590,10	398,84	371,35	797,11	645,80	560,53	641,27	516,53	486,62
	I.F.	3,91	6,85	6,15	6,09	3,63	4,27	4,84	3,39	3,22	6,45	4,97	4,29	5,11	4,06	3,85

O Índice de Ajuste é uma estatística que avalia a qualidade do ajuste de uma função ou modelo em relação aos valores reais, e o índice de ajuste proposto por Schalaegel é capaz de comparar modelos de diferentes naturezas. Apresentando maiores valores de ajuste para a função Dagum nos espaçamentos 2 x 1; 2 x 3 e 3 x 3 (Tabela 9), o menor valor do somatório total (Tabela 10).

Tabela 10 - Ranqueamento dos valores do teste de Índice de Ajuste de Schalaegel ajustado para diferentes fdps em função de diferentes densidades populacionais e idades

Função/Idade	Espaçamentos												$\sum_{i=1}^n f_{dp48i}$	$\sum_{i=1}^n f_{dp54i}$	$\sum_{i=1}^n f_{dp60i}$	$\sum_{i=1}^n f_{dp60i}$			
	2m x 1 m			2m x 2m			2m x 3m			3m x 3m							4m x 2m		
	48	54	60	48	54	60	48	54	60	48	54	60	48	54	60				
Beta	5	1	3	2	2	2	4	5	5	4	3	3	3	3	3	18	14	16	48
Dagum	1	2	1	6	6	6	1	1	1	1	1	1	6	5	1	15	15	10	40
Gamma	3	4	4	6	5	5	5	4	4	6	6	5	5	1	6	25	20	24	69
Normal	2	3	2	3	3	3	3	2	2	5	5	6	4	6	5	17	19	18	54
Sb Johnson	6	6	6	1	1	1	6	6	6	3	2	4	1	2	2	17	17	19	53
Weibull	4	5	5	5	4	4	2	3	3	2	4	2	2	4	4	15	20	18	53

Fonte: A autora

A fdp Gamma não foi capaz de se ajustar adequadamente ao conjunto de dados, ficando com a última posição no ranking, em todas as idades. A distribuição Normal, que segundo o teste de Kolmogorov-Smirnov é a fdp mais aderente ao conjunto de dados, apresentou índices de ajuste inferiores a Dagum, Beta, S_B Johnson e Weibull.

O índice de ajuste e a raiz do erro médio quadrático são estatísticas inversamente proporcionais, ou seja, quanto maior o percentual de ajuste de uma função menor a raiz do erro quadrático médio. Por conta disso, a função que apresenta maior percentual de ajuste deve apresentar menores valores da raiz do erro quadrático médio.

Comparando os valores do ranqueamento e o somatório final por idade entre o I.A. e a REMQ (Tabelas 10 e 11), é possível notar que estas apresentam diferenças de ranqueamento. O sistema adotado classifica as funções baseado nos valores inteiros encontrados em cada estatística, entretanto não há garantia que valores considerados como diferentes pelo ranqueamento adotado apresentem diferenças significantes entre si, demonstrando, desta forma, um aspecto de ineficiência da técnica de ranqueamento.

Tabela 11 - Ranqueamento dos valores do teste Raiz do Erro Médio Quadrático ajustado para diferentes fdps em função de diferentes densidades populacionais e idades

Função/Idade	Espaçamentos															$\sum_{i=1}^n f_{d_{p48i}}$	$\sum_{i=1}^n f_{d_{p54i}}$	$\sum_{i=1}^n f_{d_{p60i}}$	$\sum_{i=1}^n f_{d_{pi}}$
	2m x 1 m			2m x 2m			2m x 3m			3m x 3m			4m x 2m						
	48	54	60	48	54	60	48	54	60	48	54	60	48	54	60				
Beta	2	3	3	2	2	2	3	3	3	4	3	3	3	4	3	14	15	14	43
Dagum	1	1	1	6	6	6	1	1	1	1	1	1	1	1	1	10	10	10	30
Gamma	4	4	4	6	5	5	5	5	5	6	6	5	6	2	6	27	22	25	74
Normal	3	2	2	3	3	3	4	2	2	5	5	6	5	6	5	20	18	18	56
Sb Johnson	6	6	6	1	1	1	6	6	6	3	2	4	2	3	2	18	18	19	55
Weibull	5	5	5	5	4	4	2	4	4	2	4	2	4	5	4	18	22	19	59

Fonte: A autora

De acordo com a Tabela 10, as funções são classificadas como Dagum (1^a), Beta (2^a), S_B Johnson e Weibull (3^a), Normal (4^a) e Gamma (5^a). Enquanto para REMQ (Tabela 11), as funções estão classificadas na seguinte ordem: Dagum (1^a), Beta (2^a), S_B Johnson (3^a), Normal (4^a), Weibull (5^a) e Gamma (6^a).

Weiskittel et al. (2011) descreve o Critério de Informação de Akaike como uma estratégia de seleção de modelos de forma simples e objetiva, e por conta disso vem sendo muito utilizadas nos últimos anos. Considerando o AIC, a Dagum apresentou menores valores em todas as idades avaliadas enquanto a fdp Gamma obteve maiores índices (Tabela 12). O ranqueamento de AIC ordenou as funções na seguinte ordem: Dagum (1^a), Beta (2^a), S_B Johnson (3^a), Weibull (4^a), Normal (5^a) e Gamma (6^a) (Tabela 12).

Tabela 12 - Ranqueamento dos valores do Critério de Informação de Akaike ajustado para diferentes fdps em função de diferentes densidades populacionais e idades

Função/Idade	Espaçamentos															$\sum_{i=1}^n f_{d_{p48i}}$	$\sum_{i=1}^n f_{d_{p54i}}$	$\sum_{i=1}^n f_{d_{p60i}}$	$\sum_{i=1}^n f_{d_{pi}}$
	2m x 1 m			2m x 2m			2m x 3m			3m x 3m			4m x 2m						
	48	54	60	48	54	60	48	54	60	48	54	60	48	54	60				
Beta	3	3	3	3	2	2	1	1	1	2	3	4	4	6	5	13	15	15	43
Dagum	1	1	1	1	3	4	4	2	2	1	1	1	2	2	1	9	9	9	27
Gamma	5	4	4	6	6	6	2	3	3	6	6	5	6	1	6	25	20	24	69
Normal	4	2	2	5	5	5	5	5	4	5	5	6	5	4	4	24	21	21	66
Sb Johnson	6	6	6	2	1	1	3	4	5	4	2	3	1	3	2	16	16	17	49
Weibull	2	5	5	4	4	3	6	6	6	3	4	2	3	5	3	18	24	19	61

Fonte: A autora

O Índice de Furnival é um critério semelhante ao AIC, mas foi desenvolvido para a comparação de modelos florestais, sendo considerada a melhor alternativa para avaliar modelos em que as variáveis resposta não estão na mesma escala (WEISKITTEL et al., 2011). O

ranqueamento das funções para o índice de Furnival classificou-as da seguinte forma: Dagum (1ª), Weibull (2ª), Beta (3ª), S_B Johnson (4ª), Normal (5ª) e Gamma (6ª) (Tabela 13).

Tanto na determinação do Critério de Akaike, quanto no cálculo do Índice de Furnival, o número de parâmetros é considerado na comparação entre as funções, penalizando aquelas que apresentam maior número de parâmetros, afim de garantir o princípio da parcimônia e o modelo como menor valor é escolhido como modelo ótimo.

Tabela 13 - Ranqueamento dos valores do Índice de Furnival ajustado para diferentes fdps em função de diferentes densidades populacionais e idades

Função/Idade	Espaçamentos															$\sum_{i=1}^n f_{dp48i}$	$\sum_{i=1}^n f_{dp54i}$	$\sum_{i=1}^n f_{dp60i}$	$\sum_{i=1}^n f_{dpi}$
	2m x 1 m			2m x 2m			2m x 3m			3m x 3m			4m x 2m						
	48	54	60	48	54	60	48	54	60	48	54	60	48	54	60				
Beta	3	3	3	3	3	3	3	4	5	2	3	4	4	4	4	15	17	19	51
Dagum	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	6	3	5	10	7	22
Gamma	5	4	4	6	6	6	5	5	4	6	6	5	6	5	2	28	26	21	75
Normal	4	2	2	5	5	5	4	2	2	5	5	6	5	3	6	23	17	21	61
Sb Johnson	6	6	6	2	2	2	6	6	6	4	2	2	2	1	5	20	17	21	58
Weibull	2	5	5	4	4	4	2	3	3	3	4	3	3	2	1	14	18	16	48

Fonte: A autora

O ranqueamento demonstra a superioridade do ajuste da função Dagum nas estatísticas avaliadas, enquanto a fdp Gamma não descreveu de forma satisfatória a distribuição diamétrica das árvores. Nos cenários avaliados, Gamma apresentou a tendência de superestimar a frequência dos menores diâmetros.

Apesar do ranqueamento das funções intermediárias ser alterado de acordo com a estatística avaliada, a função Beta assumiu a segunda colocação no ranking, para o I.A., REMQ e AIC. Entretanto as funções Normal, S_B Johnson e Weibull apresentaram colocações distintas, variando de acordo com a estatística avaliada. Para o I.F., a função Weibull subiu para a segunda posição do ranking, que pode ser explicado pela menor penalização quanto ao número de parâmetros para a função.

5.3.3 Análise de Variância

Por meio da análise de variância para a frequência dos diâmetros dos clones de *Eucalyptus* se verificou a existência de diferenças significativas entre as funções de probabilidade, os espaçamentos e da interação entre as fdps e os espaçamentos (Tabela 14).

Tabela 14 - ANOVA para a variável frequência da distribuição diamétrica de *Eucalyptus* spp. avaliados no experimento no Polo Gesseiro do Araripe

F.V	G.L.	Q.M.	Valor F	Pr > F
FDP	6	1797,31	3,85	0,0011
Espaçamento	4	6127,17	13,13	< 0,0001
Bloco	8	37285,66	79,9	< 0,0001
FDP x Espa	24	766,62	1,64	0,0327
Erro	265	466,65		

Fonte: A autora

Por meio do teste de Mauchly é possível observar a violação da condição de esfericidade com 0,0001% de probabilidade para a variável em estudo (Tabela 15). Por conta disso, rejeita-se a hipótese de que os dados apresentam distribuição normal com igualdade entre as variâncias e a nulidade das correlações. Justificando, portanto, a necessidade do emprego da análise experimental multivariada de medidas repetidas.

Tabela 15 - Teste de esfericidade de Mauchly, para frequência da distribuição diamétrica no experimento no Polo Gesseiro do Araripe

Variáveis	G.L.	Crítério de Mauchly	χ^2	Pr > χ^2
Variáveis Transformadas	2	3,03E-02	315,09	< 0,0001
Componenetes Ortogonais	2	2,95E-01	322,33	< 0,0001

Fonte: A autora

O objetivo da seção é comparar o ajuste entre as funções Beta, Dagum, Gamma, Normal, S_B Johnson e Weibull com a frequência diamétrica observada no plantio de *Eucalyptus* spp. na chapada do Araripe. Deste modo, as estatísticas referentes aos demais fatores avaliados se encontram descritos no Apêndice B.

As funções que melhor descrevem a distribuição diamétrica das árvores do experimento são aquelas que estiverem alocadas na mesma classe de acordo com o teste de Tukey. A partir dos valores observados na Tabela 16, nota-se que a função Dagum encontra-se alocada nas mesmas classes que a frequência observada na área, de acordo com o teste de Tukey.

Aos 48 meses, a média diamétrica do experimento é 29,57 cm, entre as médias estimadas pelas fdps, a Dagum apresentou o valor médio de 28,59. Apesar de subestimar a média diamétrica para região, a função se encontra na mesma classe que os valores observados. As demais funções são classificadas pelo teste de Tukey como semelhantes, e indicam uma tendência de superestimação dos valores reais, corroborando com a figura 11.

Tabela 16 - Resultado do teste de Tukey para frequência da distribuição diamétrica dos clones de *Eucalyptus* spp. no experimento do Polo Gesseiro do Araripe

Tratamentos	48 meses	54 meses	60 meses
	Médias	Médias	Médias
F. Observada	29,956 bc	30,244 ab	30,244 ba
Beta	37,581 ba	34,015 a	33,533 a
Dagum	28,589 c	27,021 ab	27,665 ba
Gamma	39,968 a	33,358 a	32,898 a
Normal	39,831 a	33,104 a	32,713 a
S_B Johnson	38,56 a	22,134 b	21,968 b
Weibull	39,707 a	33,709 a	32,529 a

As médias seguidas pela mesma letra diferem não estatisticamente entre si ao nível de 5% de probabilidade.

Fonte: A autora

A classificação das médias pelo teste de Tukey para as idades de 54 e 60 meses deu-se de forma semelhante, e novamente indicou uma maior aproximação entre as médias observadas e fdp Dagum. Observa-se ainda a tendência de subestimação dos valores pela fdp S_B Johnson e superestimação pelas demais.

5.4 SELEÇÃO DA MELHOR FUNÇÃO DE DENSIDADE DE PROBABILIDADE

De acordo com as estatísticas apresentadas, com a estratégia de ranqueamento adota no presente trabalho e comparação das médias pelo teste de Tukey, a função Dagum apresentou estatística de ajuste e precisão satisfatória para descrever a distribuição diamétrica dos clones de *Eucalyptus* em diferentes idades e espaçamento, todavia, é uma função pouco usual no meio florestal, apesar de ser considerada flexível para representar a distribuição de altura de *Acacia mearnsii* (SANQUETTA et al., 2014), além de apresentar resultados satisfatórios na descrição do comportamento da distribuição diamétrica de *Araucaria angustifolia* (SCHIKOWSKI et al., 2016). Jesus et al. (2017) observou uma ligeira superioridade da função Dagum em relação as fdps Beta e Weibull no ajuste da área seccional de clones do híbrido de *E. urophylla* x *E. grandis*.

A fdp Gamma apresentou os piores ajustes para a maioria dos cenários analisados, de acordo com a metodologia de ranqueamento. Stepka, Lisboa e Kurchaidt (2011) concluíram que apesar de apresentarem aderência pelo teste de Kolmogorov-Smirnov, as funções Beta e Gamma não conseguiram representar a distribuição dos diâmetros estudados.

A técnica de ranqueamento, baseada na atribuição de peso de acordo com o resultado de estatísticas específicas, é comumente utilizado como metodologia de seleção de funções na área florestal. Mas, a atribuição dos pesos é realizada de forma arbitrária, baseada apenas nos

valores absolutos das estimativas e não leva em consideração a existência de diferenças significativas ou não entre os valores. Exemplo disso são os ranqueamentos distintos para as funções intermediárias entre as estatísticas apresentadas no trabalho.

A comparação de médias pelo teste de Tukey é capaz de agrupar as médias estimadas, tornando possível a comparação entre os valores estimados e observados. Apesar de não levar em consideração o número de parâmetros utilizados em cada fdp é uma alternativa para entender o comportamento geral das estimativas e verificar se existem tendências de subestimação ou superestimação de valores.

A associação entre análise de variância e teste de comparação de média, no caso de diferenças significativas entre os tratamentos e a representação gráfica dos ajustes com relação aos dados observados pode ser adotado como uma estratégia para comparação entre os valores observados e estimados.

6 CONCLUSÕES

A idade técnica de rotação para o plantio, incluindo as informações dos três clones e cinco espaçamentos é 52 meses, mas varia de acordo com a densidade populacional adotada;

A função que melhor descreveu a distribuição do diâmetro de *Eucalyptus* spp foi a fdp Dagum;

A fdp Gamma apresentou os piores ajustes para a maioria dos cenários analisados, de acordo com a metodologia de ranqueamento;

O método de seleção por ranqueamento tende a atribuir pesos distintos a estatísticas que não diferem entre si;

A comparação de médias pelo teste de Tukey é uma alternativa para entender o comportamento geral das estimativas e verificar se existem tendências de subestimação ou superestimação de valores.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- ABREU, E. C. R et al. Modelagem para prognose precoce do volume por classe diamétrica para *Eucalyptus grandis*. **Scientia Forestalis**, n. 61, p. 86-102, 2002.
- AKAIKE, H. A new look at statistical model identification. **IEEE Trans. on Automatic Control**, v. 19, n. 6, p. 716-723, 1974
- ALFENAS, A. C. et al. **Clonagem e doenças do eucalipto**. Viçosa, UFV, 2004, p. 234.
- ARCE, J. E. Modelagem da estrutura de florestas clonais de *Populus deltoides* Marsh. através de distribuições diamétricas probabilísticas. **Ciência Florestal**, Santa Maria, v. 14, n. 1, p. 149-164, 2004.
- ASSIS, T. F.; ABAD, J. I. M.; AGUIAR, A. M. Melhoramento genético do eucalipto. **Informe Agropecuário**, Belo Horizonte (Brazil), v. 18, p. 32-51, 1996.
- ASSOCIAÇÃO PLANTAS DO NORDESTE/CENTRO NORDESTINO DE INFORMAÇÃO SOBRE PLANTAS (APNE/CNIP). Banco de Dados. **In: BRASIL. Ministério do Meio Ambiente**. Estatística Florestal da Caatinga v. 2. Natal, RN, 2015.
- ATECEL – Associação Técnica Científica Ernesto Luiz de Oliveira. **Diagnóstico energético do setor industrial do Polo gesseiro da Meso região de Araripina-PE**. Campina Grande, 2006, 126p.
- BAILEY, R.; DELL, T. Quantifying diameter distributions with the Weibull function. **Forest Science**, v. 19, n. 2, p. 97-104, 1973.
- BARROS, P. L. C. et al. Comparação de modelos descritivos da distribuição diamétrica em uma floresta tropical. **Revista Floresta**, v. 10, n. 2, p. 19-32. 1979.
- BARROS, P.L.C. **Estudo das distribuições diamétricas da floresta do planalto Tapajós - Pará**. Dissertação (Mestrado em Ciências Florestais). Setor de Ciências Agrárias, Universidade Federal do Paraná. Curitiba, p. 123, 1980.
- BARTOSZECK, A. C. P. et al. A distribuição diamétrica para bracatingais em diferentes idades, sítios e densidades na região metropolitana de Curitiba. **Floresta**, v. 34, n. 3, p. 305-323, 2004.
- BATISTA, J. L. F. **Biometria Florestal segundo o Axioma da Verossimilhança Com Aplicações em Mensuração Florestal**. Tese de Livre-Docente. Departamento de Ciências Florestais – ESALQ-USP, Piracicaba, 2014.
- BATISTA, J.L.F. **A função Weibull como modelo para a distribuição de diâmetros de espécies arbóreas tropicais**. Dissertação (Mestrado em Ciências Florestais) - Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz. Piracicaba, p. 116, 1989.

BINOTI et al. Uso da função Weibull de três parâmetros em um modelo de distribuição diamétrica para plantios de eucalipto submetidos a desbaste. **Árvore**, v. 34, n. 1, p. 147-156, 2010.

CAMPOS, J. C. C.; LEITE, H. G. **Mensuração Florestal: perguntas e respostas**. 4. ed. Viçosa: UFV, 2013. 605 p.

CARNEIRO, J. F. Modelo de Dagum de distribuição pessoal do rendimento: uma aplicação às receitas familiares em Portugal. **Análise Social**, v. 18, n. 70, p. 231-243, 1982.

CASTRO, R. V. O. et al. Função gama generalizada para descrever a distribuição diamétrica de um povoamento de eucalipto. **Floresta**, v. 46, n. 1, p. 67 - 73, 2016.

CASTRO, R. V. O. et al. Modelagem do crescimento e da produção de povoamentos de *Eucalyptus* em nível de distribuição diamétrica utilizando índice de local. **Revista Árvore**, v. 40, n. 1, p. 107-116, 2016.

CLARKE, K. A.; PRIMO, D. M. **A model discipline: Political science and the logic of representations**. Oxford University Press, 2012. 219 p.

CLUTTER, J. L. Compatible growth and yield model for loblolly pine. **Forest Science**, Bethesda, v. 9, n. 3, p. 354-371, 1963.

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

COELHO, AS; MELLO, H. A.; SIMÕES, J. W. Comportamento de espécies de eucaliptos face ao espaçamento. **IPEF, Piracicaba**, v. 1, p. 29-55, 1970.

CYSNEIROS, V. C. et al. Distribuição diamétrica de espécies da Floresta Ombrófila Densa no Sul do Estado do Rio de Janeiro. **Pesquisa Florestal Brasileira**, v. 37, n. 89, p. 1-10, 2017.

DAGUM C. A. New Model of Personal Income Distribution — Specification, and Estimation, **Research Paper** n. 7710, Universidade de Otava, 1977.

DIPRIMA R.C.; BOYCE W. E. **Equações Diferenciais Elementares e Problemas de Valores de Contorno**, editora LTC, 9ª edição, 2010

FIGUEIREDO, E. O.; SCHROEDER, R.; PAPA, D. de A. Fatores de forma para 20 espécies florestais comerciais da Amazônia. **Embrapa Acre-Comunicado Técnico (INFOTECA-E)**, 2009.

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

FINGER, C. A. G. **Fundamentos de biometria florestal**. Santa Maria, RS: UFSM/CEPEF/FATEC, 1992. 269 p.

FREITAS, E. G. et al. Modelo univariado aplicado a dados longitudinais de cana-de-açúcar. **Revista Brasileira de Biometria**, São Paulo, v. 26, n. 2, p. 93-106, 2008.

FURNIVAL, G.M. An index for comparing equations used in constructing volume tables. **Forest Science**, v. 7, p. 337-341. 1961

GADELHA, F. H. L. **Rendimento volumétrico e energético de clones de híbridos de *Eucalyptus uruphylla* (cruzamento natural) e *Eucalyptus brassiana* (cruzamento natural) na Chapada do Araripe-PE**. Dissertação (Ciências Florestais) - Universidade Federal Rural de Pernambuco. Recife 2010.

GADELHA, F. H. L. **Desempenho silvicultural e avaliação econômica de clones híbridos de eucaliptos plantados em diferentes regimes de manejo para fins energéticos**. Tese de doutorado (Ciências Florestais) - Universidade Federal Rural de Pernambuco. Recife, 2014.

GADELHA, F. H. L et al. Produtividade de clones de eucaliptos em diferentes sistemas de manejo para fins energéticos. **Pesquisa Florestal Brasileira**, v. 35, n. 83, p. 263-270, 2015.

GLADE, J. E. **Prognose de volume por classes diamétricas para *Eucalyptus grandis* Hill ex-Maiden**. Dissertação de Mestrado (Ciências Florestais) - Universidade Federal do Paraná, Curitiba, 1986.

GOUVEIA, J. F et al. Modelos volumétricos mistos em clones de *Eucalyptus* no polo gesseiro do Araripe, Pernambuco. **FLORESTA**, v. 45, n. 3, p. 587-598, 2015.

GRANADOS-SÁNCHEZ, D.; LÓPEZ-RÍOS, G. F. Fitogeografía y ecología del género *Eucalyptus*. **Revista Chapingo. Serie ciencias forestales y del ambiente**, v. 13, n. 2, 2007.

GUERRA, S. P. S. et al. Heating value of eucalypt wood grown on SRC for energy production. **Fuel**, v. 137, p. 360-363, 2014.

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

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

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

HENTZ, Â. M. K. et al. Distribuição diamétrica e determinação da altura em plantio de *Araucaria angustifolia* (Bertol.) Kuntze na região central do Rio Grande do Sul. **Scientia Plena**, v. 12, n. 1, 2016.

HUANG, S.; OLUYEDE, B. O. Exponentiated kumaraswamy-dagum distribution with applications to income and lifetime data. **Journal of Statistical Distributions and Applications**, v. 1, n. 1, p. 8, 2014.

IBÁ - INDÚSTRIA BRASILEIRA DE ÁRVORES. **Relatório anual da IBÁ 2016, ano base 2015**. Brasília: IBÁ, 2016. 96 p. Disponível em:<http://iba.org/images/shared/Biblioteca/IBA_RelatorioAnual2016_.pdf> Acesso em: 10/08/2017.

IBÁ - INDÚSTRIA BRASILEIRA DE ÁRVORES. **Relatório anual da IBÁ 2017, ano base 2016**. Brasília: IBÁ, 2017. 80 p. Disponível em:<http://iba.org/images/shared/Biblioteca/IBA_RelatorioAnual2017_.pdf>. Acesso em: 17/12/2017.

IGLESIAS, G. T.; WILSTERMANN, D. *Eucalyptus universalis*. Global cultivated eucalypt forests map 2009. **GIT Forestry Consulting's EUCALYPTOLOGICS: Information Resources on Eucalyptus Cultivation Worldwide**, 2008.

JESUS, C. M. et al. Funções de densidade de probabilidade para estimativa das distribuições de variáveis dendrométricas em um povoamento clonal de eucalipto. **Revista Espacios**. v. 38 n. 16, 2017.

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

JUNIOR, C. A. A. et al. Modelagem da distribuição diamétrica de povoamentos de eucalipto utilizando a função Gama. **Cerne**, Lavras, v. 19, n. 2, 2013, p. 307-314.

KIESCHNICK, R.; MCCULLOUGH, B. D. Regression analysis of variates observed on (0, 1): percentages, proportions and fractions. **Statistical modelling**, v. 3, n. 3, p. 193-213, 2003.

KLEIBER, C. A guide to the Dagum distribution. In: Duangkamon, C., ed. **Modeling Income Distributions and Lorenz Curves Series: Economic Studies in Inequality, Social Exclusion and Well-Being**. Vol. 5. New York: Springer, 2008

KOCH, G. W. et al. The limits to tree height. **Nature**, v. 428, n. 6985, p. 851-854, 2004.

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

LEITE G., H.; NOGUEIRA, S. G.; MOREIRA, A. M. Efeito do espaçamento e da idade sobre variáveis de povoamentos de *Pinus Taeda* L. **Revista Árvore**, v. 30, n. 4, 2006.

LEITE, H. G. et al. Avaliação do ajuste das funções Weibull e hiperbólica a dados de povoamentos de eucalipto submetidos a desbaste. **Revista Árvore**, v.34, n.2, p.305-311, 2010.

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

LIMA, W.P. **Impacto ambiental do Eucalipto**. Editora da Universidade de São Paulo, 2. ed., 1996, 303p.

LISITA, A. et al. Efeitos de reespaçamentos na produção, no diâmetro médio e na estrutura de povoamentos de *Eucalyptus camaldulensis*. **Rev. Árvore. SIF**, v. 21, n. 4, p. 473-482, 1997.

LOPES, F B. et al. Modelagem da qualidade das águas a partir do sensoriamento remoto hiperespectral. **Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental**. v. 18, 2014.

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

MACHADO, S. A.; PLÁCIDO, A. C.; BARTOSZECK, A. F. Dinâmica da Distribuição Diamétrica de Bracatingais da Região Metropolitana de Curitiba. **Revista Árvore**, v. 30, n. 5, 2006.

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

MACHADO, S. A. et al. Distribuição diamétrica de *Araucaria angustifolia* (Bert.) O. Ktze. em um fragmento de Floresta Ombrófila Mista. **Scientia Agraria**, v. 10, n. 2, 2009.

MARANGON, G et al. Modelagem da Distribuição Diamétrica de Espécies Lenhosas da Caatinga, Semiárido Pernambucano. **Ciência Florestal**, v. 26, n. 3, 2016.

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

MAUCHLY, John W. Significance test for sphericity of a normal n-variate distribution. **The Annals of Mathematical Statistics**, v. 11, n. 2, p. 204-209, 1940.

MEYER, P. L. **Probabilidade: aplicações à estatística**. Livros Técnicos e Científicos Editora S. A., ed. 2, Rio de Janeiro, 1984, p. 391.

MEYER, W.H. Rates of growth of immature douglas-fir as shown by periodic remeasurements of permanent sample plots. **Journal of Agricultural Research**, Washington, v. 36, n. 3, p. 193-215, 1928.

MIGUEL, E. P. **Avaliação biométrica e prognose da produção de *Eucalyptus urophylla* (ST Blake) na região norte do Estado de Goiás**. Dissertação (Programa de Pós-Graduação em Engenharia Florestal). Setor de Ciências Agrárias-Universidade Federal do Paraná. Curitiba **p. 165**. 2009.

MORA, A.L.; GARCIA, C.H. A cultura do eucalipto no Brasil. São Paulo, Sociedade Brasileira de Silvicultura, 2000.112p.

MOREIRA, J. M. M. Á. P.; SIMIONI, F. J.; OLIVEIRA, E. B. Importância e desempenho das florestas plantadas no contexto do Agronegócio Brasileiro. **FLORESTA**, v. 47, n. 1, p. 85-94, 2017.

- NEMEC, A. F. L. Analysis of repeated measures and time series: an introduction with forestry examples. Victoria, B.C.: **Biometric Information Handbook**, 1996. 83p
- NELSON, T. C. Diameter distribution and growth of loblolly pine. **Forest Science**, v. 10, n. 1, p. 105-114, 1964.
- NETO, S. P. M. et al. Distribuição diamétrica e altimétrica do híbrido *Eucalyptus urophylla* x *Eucalyptus grandis* em sistema agrossilvipastoril. **Boletim de Pesquisa**, 2014.
- NETTO, C. C. **Dinâmica da distribuição diamétrica de povoamentos de *Pinus taeda* L. em diferentes idades e espaçamentos**. Dissertação (Mestrado em Engenharia Florestal) – Universidade de Santa Maria, Santa Maria, p. 106. 2008.
- NICOLETTI, M. F.; SILVA, E.; FLORIANI, M. M. P. Metodologia não destrutiva para quantificação do volume e biomassa do fuste em remanescente florestal. **Nativa**, v. 3, n. 4, p. 287-291, 2015.
- OLIVEIRA CASTRO, C. A. et al. Breve histórico do melhoramento genético do eucalipto no Brasil sob a ótica dos avanços biométricos. **Ciência Rural**, v. 46, n. 9, p. 1585-1593, 2016.
- OLIVEIRA, J. R.; ADENESKY FILHO, E.; QUADROS, K. E. Avaliação do crescimento do lenho de *Araucaria angustifolia* no planalto norte de Santa Catarina. **FLORESTA**, v. 47, n. 2, p. 155-164, 2017.
- ORELLANA, E. **Funções de Densidade de Probabilidade no ajuste da distribuição diamétrica de um fragmento de floresta ombrófila mista**. 139 f. Dissertação (Mestrado em Ciências Florestais) – Universidade Estadual do Centro Oeste, Irati, 2009.
- ORELLANA, E. et al. Métodos de Ajuste e Procedimentos de Seleção de Funções Probabilísticas para Modelar a Distribuição Diamétrica em Floresta Nativa e Araucária. **Ciência Florestal**, v. 27, n. 3, 2017.
- ORELLANA, E. et al. Modelagem da distribuição diamétrica de espécies florestais em um fragmento de floresta ombrófila mista. **Revista Árvore**, v. 38, n. 2, 2014.
- PEREIRA, J. C. D. et al. **Características da madeira de algumas espécies de eucalipto plantadas no Brasil**. Colombo: Embrapa Florestas, 2000. 113 p.
- PICCO, D. S. U. **Modelo de regressão beta para teste de estresse em risco de crédito de instituições financeiras**. Dissertação (Mestrado em Estatística) - Universidade de Brasília-UNB, Brasília. 2015.
- PIERRO, B. Modos de restaurar as florestas. **Pesquisa FAPESP**, v. 238, p. 32-35, 2015.
- PINTO, D. S. et al. Seleção precoce para características de crescimento em testes clonais de *Eucalyptus*. **Scientia. Forestalis**, Piracicaba, v. 42, n. 102, p. 251-257, 2014.
- PRETZSCH, H. Forest dynamics, growth, and yield. In: **Forest Dynamics, Growth and Yield**. Springer Berlin Heidelberg, 2009. p. 1-39.
- PRODAN M. **Forest biometrics**. Oxford: Pergamon Press; 1968. 447p

- PRODAN, M. et al. **Mensura Forestal**. GTZ/IICA. Serie Investigación y Educación en Desarrollo Sostenible. San José, Costa Rica. 1997, p. 586.
- REINEKE, L. H. Perfecting a stand-density index for even-aged forests. **Journal of Agricultural Research**, v.46, p.627-638, 1933.
- REIS, G. G.; REIS, M. G. F. Fisiologia da brotação de eucalipto com ênfase nas suas relações hídricas. **Série técnica IPEF**, v. 11, n. 30, p. 9-22, 1997.
- RIBEIRO A. African Mahogany Plantations: Modeling Growth and Yield In Brazil. Tese (Doutorado em Engenharia Florestal) – Universidade Federal de Lavras, Lavras, 165p. 2017
- RIBEIRO, A. et al. Estrutura da distribuição diamétrica em plantio experimental de candeia (*Eremanthus erythropappus* (DC.) MacLeish). **Ciência Florestal**, v. 24, n. 4, 2014.
- RODRIGUES, J. A.; SANTOS FILHO, J.; CHAVES, L. M. Funções densidade de probabilidade para a estimativa de precipitação mensal. Semina: **Ciências Exatas e Tecnológicas**, v. 34, n. 1, p. 03-08, 2013.
- ROKICH, D. P.; BELL, D. T. Light quality and intensity effects on the germination of species from the jarrah (*Eucalyptus marginata*) forest of Western Australia. **Australian Journal of Botany**. n. 43, p.169-79, 1995.
- ROZEFELDS, A. C. Eucalyptus phylogeny and history: a brief summary. **Tasforests-Hobart**, v. 8, p. 15-26, 1996.
- SANQUETTA, C. R. et al. Renda bruta de múltiplos produtos de madeira em povoamentos de *Pinus taeda* submetidos a diferentes densidades de plantio e regimes de desbaste: abordagem experimental. **Revista Acadêmica: Ciência Animal**, v. 2, n. 4, p. 15-27, 2017.
- SANQUETTA, C. R. et al. Probabilistic Distributions for *Acacia Mearnsii* De Wild Total Height and the Influence of Environmental Factors. **Journal of Applied Mathematics and Physics**, v. 2, n. 03, p. 1, 2014.
- SANTOS, A. et al. Kinetic modeling of kraft delignification of *Eucalyptus globulus*. **Industrial & engineering chemistry research**, v. 36, n. 10, p. 4114-4125, 1997.
- SANTOS, C. S. A. Modelos simétricos transformados não-lineares com aplicação na estimativa volumétrica em híbrido de *Eucalyptus tereticornis* no Polo Gesseiro do Araripe. In: Simpósio Nacional de probabilidade e Estatística, 19. 2010. São Pedro – SP. [Anais...].
- SANTOS, R. O. et al. **Modelagem da distribuição em altura de *Eschweilera coriacea* (DC.) S.A. Mori em uma floresta ombrófila densa, Amapá, Brasil**. CONTECC, 2015.
- SANTOS, R. O. et al. Distribuição diamétrica de uma comunidade arbórea na Floresta Estadual do Amapá, Brasil. **Biota Amazônia**, v. 6, n. 2, p. 24-31, 2016.

SCAVINSKI, V. **Projeção da produção utilizando curvas de sítio anamórficas e polimórficas para plantios de *Eucalyptus grandis* W. Hill.** Dissertação (Mestrado em Ciências Florestais) - Universidade Estadual do Centro-Oeste, Irati, p. 61. 2014.

SCHIKOWSKI, A. B. et al. Dinâmica da distribuição diamétrica de *Araucaria angustifolia* em um remanescente de floresta ombrófila mista no Paraná. **Revista Bras. Biom**, Lavras, v.34, n. 1, p. 163-182, 2016.

SCHLAEGEL, B. E. Testing, reporting, and using biomass estimation models. In: SOUTHERN FOREST BIOMASS WORKSHOP1., Clemson. **Proceedings of...**Clemson: Forest Science Institute of Clemson University, 1981. p. 95-112

SCHNEIDER, P. R. et al. Estimativa dos parâmetros da função de densidade probabilística de weibull por regressão aninhada em povoamento desbastado de *Pinus taeda* L. **Ciência Florestal**, v. 18, n. 3, 2008.

SCHUMACHER, F. X. A new growth curve and its application to timber yield studies. **Journal of Forestry**, Oxford, n. 37, p. 819-820, 1939.

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

SCHUMACHER, M. V.; POGGIANI, F. Produção de biomassa e remoção de nutrientes em povoamentos de *Eucalyptus camaldulensis* Dehnh, *Eucalyptus grandis* hill ex Maiden e *Eucalyptus torelliana* F. Muell, plantados em Anhembi, SP. **Ciência florestal**, v. 3, n. 1, p. 21-34, 1999.

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

SCOLFORO, J. R. **Crescimento e produção florestal-parte 2.** Lavras: UFLA/FAEPE, 1995.

SCOLFORO, J. R. S.; THIERSCH, A. Estimativas e testes da distribuição de frequência diamétrica para *Eucalyptus camaldulensis*, através da distribuição SB, por diferentes métodos de ajuste. **Scientia Forestalis**, n.54, p.3-106, 1998.

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

SCOTT, J. C. State simplifications: Nature, space, and people. **Nomos**, v. 38, p. 42-85, 1996.

SEGURA, T. E. S. **Avaliação das madeiras de *Corymbia citriodora*, *Corymbia torelliana* e seus híbridos visando à produção de celulose kraft branqueada.** Tese (Doutorado em Recursos Florestais) - Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo, Piracicaba, p. 198, 2015.

SILVA J.A.A. **Dynamics of stand structure in fertilized Slash pine plantations.** PhD thesis, University of Georgia, Athens, USA, 1986

SILVA, I.P.; SILVA, J. A. A. **Métodos estatísticos aplicados à pesquisa científica: uma abordagem para profissionais da pesquisa agropecuária**. Recife: UFRPE, p. 305, 1999.

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

SILVA, J. A.A.; BAILEY, R. L. Considerações teóricas sobre o uso correto do Índice de Furnival na seleção de equações volumétricas. **Rev. Árv.**, Viçosa, v. 15, n. 3, p. 323-327, 1991.

SILVA, S. M.F.S. **Comparação entre equações volumétricas regionais e equações baseadas em volumes da primeira tora em clones de *Eucalyptus* na chapada do Araripe – PE**. Dissertação (Mestrado Ciências Florestais) - Universidade Federal Rural de Pernambuco – Recife, 2008.

SILVA, V. S. M et al. Prognose da produção de *Eucalyptus camaldulensis* Dehnh. pela aplicação da função de distribuição Sb de Johnson. **Revista Árvore**, v. 33, n. 5, 2009.

SILVA, J. A. A. Potencialidades de florestas energéticas de *Eucalyptus* no Polo Gesseiro do Araripe-Pernambuco. **Anais da Academia Pernambucana de Ciência Agrônômica**, v. 5, p. 301-319, 2008-2009

SILVA, J. A. A. et al. Produtividade volumétrica de clones de *Eucalyptus* spp. no Polo Gesseiro do Araripe, Pernambuco. **Anais da Academia Pernambucana de Ciência Agrônômica**, v. 10, p. 240-260, 2013.

SILVA, J. A. A. Conceitos e princípios básicos de modelagem matemática em ciências florestais. **Anais da Academia Pernambucana de Ciência Agrônômica**, v. 12, p. 195-215, 2014-2015.

SILVA, R. P. B. **Metodologia de Caracterização e Modelagem de Tráfego para a Transmissão de Imagens Médicas**. Dissertação (Ciência da Computação) - Universidade Federal de Sergipe, 2015.

SILVA, J. W. L. **Modelagem da biomassa e da quantidade de carbono de clones de *Eucalyptus* da Chapada do Araripe-PE**. Dissertação (Mestrado em Biometria e Estatística Aplicada) - Universidade Federal Rural de Pernambuco, Recife, 2016

SILVA, K. K. M et al. Caracterização química e mineralógica dos resíduos da mineração de gipsita no Semiárido Pernambucano. **HOLOS**, v. 6, p. 194-200, 2017.

SISTEMA DE INFORMAÇÕES TERRITORIAIS. **Caderno Territorial – Sertão do Araripe**, 2015. Disponível em http://sit.mda.gov.br/download/caderno/caderno_territorial_081_Sert%C3%83%C2%A3o%20do%20Araripe%20-%20PE.pdf Acesso em: 25/10/2017

SKOVSGAARD, J. P. Forest measurements: mensuration. In: **Encyclopedia of forest sciences**. 2004. p. 550-566.

SOARES, T. S. et al. Comparação de diferentes abordagens na modelagem da distribuição diamétrica. **Floresta**, v. 40, n. 4, p. 731-738, 2010.

STEPKA, T. F.; LISBOA, G. S.; KURCHAIT, S. M. Funções densidade de probabilidade para a estimativa da distribuição diamétrica em povoamento de *Eucalyptus* sp na região centro-sul do Paraná Probability density functions for estimating the diameter distribution in *Eucalyptus* sp stand. **Ambiência**, v. 7, n. 3, p. 429-439, 2011.

TÉO, S. J. et al. Desempenho de funções de densidade probabilísticas para descrever a distribuição diamétrica de *Pinus taeda*, na região de Caçador, SC. **Floresta**, v. 42, n. 4, p. 741-754, 2012.

THIERSCH, A. **Eficiência das distribuições diamétricas para prognose da produção de *Eucalyptus camaldulensis***. Dissertação (Mestrado em Ciências Florestais) - Universidade Federal de Lavras. Lavras, p. 155, 1997.

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

UMAÑA, C. L. A.; ALENCAR, J. C. Distribuições diamétricas da floresta tropical úmida em uma área no município de Itacoatiara-AM. **Acta Amazonica**, v. 28, n. 2, p. 167-190, 1998.

VANCLAY, J. K. **Modelling forest growth and yield: Applications to Mixed Tropical forests**. Wallingford UK: CAB International. 1994. 329 p.

VILAS BÔAS, O.; MAX, J. C. M.; MELO, A.C.G. Crescimento comparativo de espécies de *Eucalyptus* e *Corymbia* no município de Marília, SP. **Rev. Inst. Flor., São Paulo**, v. 21, n. 1, p. 63-72, 2009.

VILLEGAS, J. R. et al. Modelos empíricos del crecimiento y rendimiento de tomate podado a tres recimos. **Revista Fitotecnia Mexicana**, Chapingo, v. 27, n. 1, p. 63-67, 2004

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

WEISKITTEL, A. R. et al. Process-Based Models. **Forest Growth and Yield Modeling**, p. 227-252, 2011.

WILCKEN, C. F. et al. Guia prático de manejo de plantações de eucalipto. **Botucatu: FEPAF**, 2008.

ZIELLO, C. et al. First flowering of wind-pollinated species with the greatest phenological advances in Europe. **Ecography**, v. 35, n. 11, p. 1017-1023, 2012.

APÊNDICE A – ANÁLISE DA VARIÁVEL VOLUME

The GLM Procedure

Class Level Information

Class	Levels	Values
C	3	1 2 3
E	5	1 2 3 4 5

Dependent Variable: V1

Source	DF	Sum of Squares	Mean Square	F Value	Pr > F
Model	14	0.00002371	0.00000169	5.24	<.0001
Error	45	0.00001453	0.00000032		
Corrected Total	59	0.00003824			

R-Square	Coeff Var	Root MSE	V1 Mean
0.620021	24.53017	0.000568	0.002316

Source	DF	Type I SS	Mean Square	F Value	Pr > F
C	2	0.00000099	0.00000049	1.53	0.2270
E	4	0.00001701	0.00000425	13.18	<.0001
C*E	8	0.00000570	0.00000071	2.21	0.0446

Dependent Variable: V2

Source	DF	Sum of Squares	Mean Square	F Value	Pr > F
Model	14	0.00032693	0.00002335	3.30	0.0012
Error	45	0.00031857	0.00000708		
Corrected Total	59	0.00064550			

R-Square	Coeff Var	Root MSE	V2 Mean
0.506478	29.70244	0.002661	0.008958

Source	DF	Type I SS	Mean Square	F Value	Pr > F
C	2	0.00002646	0.00001323	1.87	0.1661
E	4	0.00011380	0.00002845	4.02	0.0072
C*E	8	0.00018667	0.00002333	3.30	0.0048

Dependent Variable: V3

Source	DF	Sum of Squares	Mean Square	F Value	Pr > F
Model	14	0.00109920	0.00007851	3.82	0.0003
Error	45	0.00092387	0.00002053		
Corrected Total	59	0.00202307			

R-Square Coeff Var Root MSE V3 Mean
0.543333 27.31632 0.004531 0.016587

Source	DF	Type I SS	Mean Square	F Value	Pr > F
C	2	0.00004569	0.00002284	1.11	0.3376
E	4	0.00048677	0.00012169	5.93	0.0006
C*E	8	0.00056674	0.00007084	3.45	0.0035

Dependent Variable: V4

Source	DF	Sum of Squares	Mean Square	F Value	Pr > F
Model	14	0.00194484	0.00013892	4.45	<.0001
Error	45	0.00140437	0.00003121		
Corrected Total	59	0.00334921			

R-Square Coeff Var Root MSE V4 Mean
0.580685 24.48559 0.005586 0.022815

Source	DF	Type I SS	Mean Square	F Value	Pr > F
C	2	0.00013899	0.00006949	2.23	0.1196
E	4	0.00070969	0.00017742	5.69	0.0009
C*E	8	0.00109615	0.00013702	4.39	0.0006

Dependent Variable: V5

Source	DF	Sum of Squares	Mean Square	F Value	Pr > F
Model	14	0.00391798	0.00027986	5.83	<.0001
Error	45	0.00215968	0.00004799		
Corrected Total	59	0.00607766			

R-Square Coeff Var Root MSE V5 Mean
0.644653 24.88594 0.006928 0.027838

Source	DF	Type I SS	Mean Square	F Value	Pr > F
C	2	0.00007936	0.00003968	0.83	0.4440
E	4	0.00291068	0.00072767	15.16	<.0001
C*E	8	0.00092794	0.00011599	2.42	0.0290

Dependent Variable: V6

Source	DF	Sum of Squares	Mean Square	F Value	Pr > F
Model	14	0.00544386	0.00038885	6.21	<.0001
Error	45	0.00281889	0.00006264		
Corrected Total	59	0.00826275			

R-Square Coeff Var Root MSE V6 Mean
0.658843 24.89711 0.007915 0.031790

Source	DF	Type I SS	Mean Square	F Value	Pr > F
C	2	0.00007072	0.00003536	0.56	0.5726
E	4	0.00430404	0.00107601	17.18	<.0001
C*E	8	0.00106910	0.00013364	2.13	0.0520

Dependent Variable: V7

Source	DF	Sum of Squares	Mean Square	F Value	Pr > F
Model	14	0.00720849	0.00051489	6.24	<.0001
Error	45	0.00371245	0.00008250		
Corrected Total	59	0.01092094			

R-Square Coeff Var Root MSE V7 Mean
0.660061 25.58591 0.009083 0.035500

Source	DF	Type I SS	Mean Square	F Value	Pr > F
C	2	0.00006741	0.00003370	0.41	0.6671
E	4	0.00588322	0.00147080	17.83	<.0001
C*E	8	0.00125787	0.00015723	1.91	0.0826

Dependent Variable: V8

Source	DF	Sum of Squares	Mean Square	F Value	Pr > F
Model	14	0.00816434	0.00058317	6.51	<.0001
Error	45	0.00403407	0.00008965		
Corrected Total	59	0.01219841			

R-Square Coeff Var Root MSE V8 Mean
0.669296 25.20119 0.009468 0.037570

Source	DF	Type I SS	Mean Square	F Value	Pr > F
C	2	0.00003930	0.00001965	0.22	0.8040
E	4	0.00679284	0.00169821	18.94	<.0001
C*E	8	0.00133220	0.00016653	1.86	0.0910

Dependent Variable: V9

Source	DF	Sum of Squares	Mean Square	F Value	Pr > F
Model	14	0.00949068	0.00067791	6.81	<.0001
Error	45	0.00448279	0.00009962		
Corrected Total	59	0.01397348			

R-Square Coeff Var Root MSE V9 Mean
0.679193 24.91710 0.009981 0.040056

Source	DF	Type I SS	Mean Square	F Value	Pr > F
C	2	0.00002808	0.00001404	0.14	0.8689
E	4	0.00802966	0.00200741	20.15	<.0001
C*E	8	0.00143294	0.00017912	1.80	0.1026

Dependent Variable: V10

Source	DF	Sum of Squares	Mean Square	F Value	Pr > F
Model	14	0.01072983	0.00076642	6.69	<.0001
Error	45	0.00515520	0.00011456		
Corrected Total	59	0.01588503			

R-Square Coeff Var Root MSE V10 Mean
0.675468 25.04721 0.010703 0.042732

Source	DF	Type I SS	Mean Square	F Value	Pr > F
C	2	0.00002122	0.00001061	0.09	0.9117
E	4	0.00924682	0.00231170	20.18	<.0001
C*E	8	0.00146179	0.00018272	1.60	0.1533

Dependent Variable: V11

Source	DF	Sum of Squares	Mean Square	F Value	Pr > F
Model	14	0.01398152	0.00099868	6.52	<.0001
Error	45	0.00688924	0.00015309		
Corrected Total	59	0.02087076			

R-Square Coeff Var Root MSE V11 Mean
0.669909 25.30462 0.012373 0.048897

Source	DF	Type I SS	Mean Square	F Value	Pr > F
C	2	0.00000676	0.00000338	0.02	0.9782
E	4	0.01234211	0.00308553	20.15	<.0001
C*E	8	0.00163265	0.00020408	1.33	0.2522

The GLM Procedure Repeated Measures Analysis of Variance

Repeated Measures Level Information

Dependent Variable	V1	V2	V3	V4	V5	V6	V7	V8	V9	V10	V11
Level of TIME	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11

Partial Correlation Coefficients from the Error SSCP Matrix / Prob > |r|

DF = 45	V1	V2	V3	V4	V5	V6
V1	1.000000	0.778109	0.930535	0.951634	0.987357	0.963543
V2	0.778109	1.000000	0.893080	0.801444	0.772335	0.774878
V3	0.930535	0.893080	1.000000	0.960875	0.925410	0.912193
V4	0.951634	0.801444	0.960875	1.000000	0.957016	0.937140

DF = 45	V7	V8	V9	V10	V11
V1	0.919929	0.913402	0.903575	0.890080	0.853540
V2	0.730393	0.720910	0.704970	0.687976	0.663936
V3	0.864978	0.856103	0.842963	0.825558	0.788612
V4	0.898819	0.896693	0.891158	0.876473	0.840247

DF = 45	V1	V2	V3	V4	V5	V6
V5	0.987357	0.772335	0.925410	0.957016	1.000000	0.980210
V6	0.963543	0.774878	0.912193	0.937140	0.980210	1.000000
V7	0.919929	0.730393	0.864978	0.898819	0.944143	0.987321
V8	0.913402	0.720910	0.856103	0.896693	0.938273	0.982209
V9	0.903575	0.704970	0.842963	0.891158	0.927971	0.973385
V10	0.890080	0.687976	0.825558	0.876473	0.916302	0.964429
V11	0.853540	0.663936	0.788612	0.840247	0.881299	0.937638

DF = 45	V7	V8	V9	V10	V11
V5	0.944143	0.938273	0.927971	0.916302	0.881299
V6	0.987321	0.982209	0.973385	0.964429	0.937638
V7	1.000000	0.997828	0.992086	0.987625	0.968622
V8	0.997828	1.000000	0.997874	0.994386	0.977677
V9	0.992086	0.997874	1.000000	0.997648	0.983675
V10	0.987625	0.994386	0.997648	1.000000	0.992759
V11	0.968622	0.977677	0.983675	0.992759	1.000000

The GLM Procedure
Repeated Measures Analysis of Variance

Partial Correlation Coefficients from the Error SSCP Matrix of the
Variables Defined by the Specified Transformation / Prob > |r|

DF = 45	TIME_1	TIME_2	TIME_3	TIME_4	TIME_5
TIME_1	1.000000	0.985043	0.959101	0.937541	0.897108
TIME_2	0.985043	1.000000	0.981734	0.954942	0.916400
TIME_3	0.959101	0.981734	1.000000	0.985938	0.955841
TIME_4	0.937541	0.954942	0.985938	1.000000	0.968094
TIME_5	0.897108	0.916400	0.955841	0.968094	1.000000
TIME_6	0.884774	0.911640	0.951860	0.954329	0.985437
TIME_7	0.854854	0.877289	0.912735	0.910050	0.939932
TIME_8	0.852288	0.873774	0.910554	0.914433	0.939422
TIME_9	0.827620	0.844951	0.885404	0.900807	0.916310
TIME_10	0.815269	0.826731	0.871190	0.890536	0.913965

DF = 45	TIME_6	TIME_7	TIME_8	TIME_9	TIME_10
TIME_1	0.884774	0.854854	0.852288	0.827620	0.815269
TIME_2	0.911640	0.877289	0.873774	0.844951	0.826731
TIME_3	0.951860	0.912735	0.910554	0.885404	0.871190

Partial Correlation Coefficients from the Error SSCP Matrix of the
Variables Defined by the Specified Transformation / Prob > |r|

DF = 45	TIME_6	TIME_7	TIME_8	TIME_9	TIME_10
TIME_4	0.954329	0.910050	0.914433	0.900807	0.890536
TIME_5	0.985437	0.939932	0.939422	0.916310	0.913965
TIME_6	1.000000	0.976547	0.971176	0.943084	0.935555
TIME_7	0.976547	1.000000	0.992327	0.961372	0.956783
TIME_8	0.971176	0.992327	1.000000	0.985476	0.979465
TIME_9	0.943084	0.961372	0.985476	1.000000	0.991543
TIME_10	0.935555	0.956783	0.979465	0.991543	1.000000

SPHERICITY TESTS MAUCHLY'S

Variables	DF	Mauchly's Criterion	Chi-Square	Pr > ChiSq
Transformed Variates	54	9.313E-18	1626.1216	<.0001
Orthogonal Components	54	1.072E-13	1238.381	<.0001

**MANOVA Test Criteria and Exact F Statistics for the Hypothesis of no TIME
Effect**

H = Type III SSCP Matrix for TIME

Statistic	Value	F Value	Num DF	Den DF	Pr > F
Wilks' Lambda	0.0351	98.96	10	36	<.0001
Pillai's Trace	0.9648	98.96	10	36	<.0001
Hotelling-Lawley Trace	27.4870	98.96	10	36	<.0001
Roy's Greatest Root	27.4879	98.96	10	36	<.0001

**MANOVA Test Criteria and F Approximations for the Hypothesis of no TIME*C
Effect**

H = Type III SSCP Matrix for TIME*C

Statistic	Value	F Value	Num DF	Den DF	Pr > F
Wilks' Lambda	0.2510	3.58	20	72.	<.0001
Pillai's Trace	0.9173	3.13	20	74	0.0002
Hotelling-Lawley Trace	2.3127	4.07	20	57.10	<.0001
Roy's Greatest Root	1.9727	7.30	10	37	<.0001

MANOVA Test Criteria and F Approximations for the Hypothesis of no TIME*E Effect
H = Type III SSCP Matrix for TIME*E

Statistic	Value	F Value	Num DF	Den DF	Pr > F
Wilks' Lambda	0.01640142	6.77	40	138.36	<.0001
Pillai's Trace	2.20402270	4.79	40	156.00	<.0001
Hotelling-Lawley Trace	9.91476808	8.62	40	89.22	<.0001
Roy's Greatest Root	5.98336092	23.34	10	39.00	<.0001

MANOVA Test Criteria and F Approximations for the Hypothesis of no TIME*C*E Effect

H = Type III SSCP Matrix for TIME*C*E

Statistic	Value	F Value	Num DF	Den DF	Pr > F
Wilks' Lambda	0.03016207	2.18	80	236.9	<.0001
Pillai's Trace	2.31705222	1.75	80	344	0.0003
Hotelling-Lawley Trace	6.57312740	2.84	80	130.15	<.0001
Roy's Greatest Root	4.27454520	18.38	10	43	<.0001

Repeated Measures Analysis of Variance
Tests of Hypotheses for Between Subjects Effects

Source	DF	Type III SS	Mean Square	F Value	Pr > F
C	2	0.00040849	0.00020425	0.38	0.6885
E	4	0.03561995	0.00890499	16.41	<.0001
C*E	8	0.00900186	0.00112523	2.07	0.0587
Error	45	0.02441771	0.00054262		

Repeated Measures Analysis of Variance
Univariate Tests of Hypotheses for Within Subject Effects

Source	DF	Type III SS	Mean Square	F Value	Pr > F	Adj Pr > F	
						G - G	H - F
TIME	10	0.12816874	0.0128	769.43	<.0001	<.0001	<.0001
TIME*C	20	0.00011648	0.0000	0.35	0.9964	0.7530	0.8101
TIME*E	40	0.01521670	0.0003	22.84	<.0001	<.0001	<.0001
TIME*C*E	80	0.00196790	0.0000	1.48	0.0079	0.1725	0.1444
Error(TIME)	450	0.00749595	0.0001				

Tukey's Studentized Range (HSD) Test for V1

Alpha	0.05
Error Degrees of Freedom	45
Error Mean Square	3.229E-7
Critical Value of Studentized Range	3.42751
Minimum Significant Difference	0.0004

Tukey Grouping	Mean	N	C
A	0.0024976	20	1
A	0.0022358	20	2
A	0.0022157	20	3

Tukey's Studentized Range (HSD) Test for V2

Alpha	0.05
Error Degrees of Freedom	45
Error Mean Square	7.079E-6
Critical Value of Studentized Range	3.42751
Minimum Significant Difference	0.002

Tukey Grouping	Mean	N	C
A	0.0098219	20	1
A	0.0088444	20	2
A	0.0082072	20	3

Tukey's Studentized Range (HSD) Test for V3

Alpha	0.05
Error Degrees of Freedom	45
Error Mean Square	0.000021
Critical Value of Studentized Range	3.42751
Minimum Significant Difference	0.0035

Tukey Grouping	Mean	N	C
A	0.017387	20	1
A	0.017001	20	2
A	0.015374	20	3

Tukey's Studentized Range (HSD) Test for V4

Alpha	0.05
Error Degrees of Freedom	45
Error Mean Square	0.000031
Critical Value of Studentized Range	3.42751
Minimum Significant Difference	0.0043

Tukey Grouping	Mean	N	C
A	0.024885	20	1
A	0.022291	20	2
A	0.021270	20	3

Tukey's Studentized Range (HSD) Test for V5

Alpha	0.05
Error Degrees of Freedom	45
Error Mean Square	0.000048
Critical Value of Studentized Range	3.42751
Minimum Significant Difference	0.0053

Tukey Grouping	Mean	N	C
A	0.029444	20	1
A	0.027255	20	2
A	0.026814	20	3

Tukey's Studentized Range (HSD) Test for V6

Alpha	0.05
Error Degrees of Freedom	45
Error Mean Square	0.000063
Critical Value of Studentized Range	3.42751
Minimum Significant Difference	0.0061

Tukey Grouping	Mean	N	C
A	0.033231	20	1
A	0.031525	20	2
A	0.030612	20	3

Tukey's Studentized Range (HSD) Test for V7

Alpha	0.05
Error Degrees of Freedom	45
Error Mean Square	0.000082
Critical Value of Studentized Range	3.42751
Minimum Significant Difference	0.007

Tukey Grouping	Mean	N	C
A	0.036844	20	1
A	0.035401	20	2
A	0.034253	20	3

Tukey's Studentized Range (HSD) Test for V8

Alpha	0.05
Error Degrees of Freedom	45
Error Mean Square	0.00009
Critical Value of Studentized Range	3.42751
Minimum Significant Difference	0.0073

Tukey Grouping	Mean	N	C
A	0.038515	20	1
A	0.037657	20	2
A	0.036539	20	3

Tukey's Studentized Range (HSD) Test for V9

Alpha	0.05
Error Degrees of Freedom	45
Error Mean Square	0.0001
Critical Value of Studentized Range	3.42751
Minimum Significant Difference	0.0076

Tukey Grouping	Mean	N	C
A	0.040705	20	1
A	0.040354	20	2
A	0.039110	20	3

Tukey's Studentized Range (HSD) Test for V10

Alpha	0.05
Error Degrees of Freedom	45
Error Mean Square	0.000115
Critical Value of Studentized Range	3.42751
Minimum Significant Difference	0.0082

Tukey Grouping	Mean	N	C
A	0.043388	20	1
A	0.042862	20	2
A	0.041948	20	3

Tukey's Studentized Range (HSD) Test for V11

Alpha	0.05
Error Degrees of Freedom	45
Error Mean Square	0.000153
Critical Value of Studentized Range	3.42751
Minimum Significant Difference	0.0095

Tukey Grouping	Mean	N	C
A	0.049367	20	1
A	0.048718	20	2
A	0.048605	20	3

Tukey's Studentized Range (HSD) Test for V1

Alpha	0.05
Error Degrees of Freedom	45
Error Mean Square	3.229E-7
Critical Value of Studentized Range	4.01842
Minimum Significant Difference	0.0007

Tukey Grouping	Mean	N	E
A	0.0032797	12	4
B	0.0023951	12	5
CB	0.0021161	12	1
CB	0.0021064	12	3
C	0.0016844	12	2

Tukey's Studentized Range (HSD) Test for V2

Alpha	0.05
Error Degrees of Freedom	45
Error Mean Square	7.079E-6
Critical Value of Studentized Range	4.01842
Minimum Significant Difference	0.0031

Tukey Grouping	Mean	N	E
A	0.011102	12	1
BA	0.009634	12	4
BA	0.008865	12	5
BA	0.008184	12	2
B	0.007003	12	3

Tukey's Studentized Range (HSD) Test for V3

Alpha	0.05
Error Degrees of Freedom	45
Error Mean Square	0.000021
Critical Value of Studentized Range	4.01842
Minimum Significant Difference	0.0053

Tukey Grouping	Mean	N	E
A	0.019436	12	4
A	0.019140	12	5
BA	0.018034	12	1
BC	0.013604	12	3
C	0.012722	12	2

Tukey's Studentized Range (HSD) Test for V4

Alpha	0.05
Error Degrees of Freedom	45
Error Mean Square	0.000031
Critical Value of Studentized Range	4.01842
Minimum Significant Difference	0.0065

Tukey Grouping	Mean	N	E
A	0.028439	12	4
BA	0.024685	12	5
BA	0.022054	12	1
B	0.020072	12	3
B	0.018825	12	2

Tukey's Studentized Range (HSD) Test for V5

Alpha	0.05
Error Degrees of Freedom	45
Error Mean Square	0.000048
Critical Value of Studentized Range	4.01842
Minimum Significant Difference	0.008

Tukey Grouping	Mean	N	E
A	0.040009	12	4
B	0.029890	12	5
CB	0.025437	12	1
CB	0.024625	12	3
C	0.019228	12	2

Tukey's Studentized Range (HSD) Test for V6

Alpha	0.05
Error Degrees of Freedom	45
Error Mean Square	0.000063
Critical Value of Studentized Range	4.01842
Minimum Significant Difference	0.0092

Tukey Grouping	Mean	N	E
A	0.046400	12	4
B	0.034322	12	5
CB	0.029490	12	1
CB	0.027784	12	3
C	0.020952	12	2

Tukey's Studentized Range (HSD) Test for V7

Alpha	0.05
Error Degrees of Freedom	45
Error Mean Square	0.000082
Critical Value of Studentized Range	4.01842
Minimum Significant Difference	0.0105

Tukey Grouping	Mean	N	E
A	0.052671	12	4
B	0.038164	12	5
CB	0.032926	12	1
CB	0.030909	12	3
C	0.022827	12	2

Tukey's Studentized Range (HSD) Test for V8

Alpha	0.05
Error Degrees of Freedom	45
Error Mean Square	0.00009
Critical Value of Studentized Range	4.01842
Minimum Significant Difference	0.011

Tukey Grouping	Mean	N	E
A	0.056441	12	4
B	0.039672	12	5
CB	0.034693	12	1
CB	0.032617	12	3
C	0.024428	12	2

Tukey's Studentized Range (HSD) Test for V9

Alpha	0.05
Error Degrees of Freedom	45
Error Mean Square	0.0001
Critical Value of Studentized Range	4.01842
Minimum Significant Difference	0.0116

Tukey Grouping	Mean	N	E
A	0.060880	12	4
B	0.041699	12	5
CB	0.036896	12	1
CB	0.034672	12	3
C	0.026134	12	2

Tukey's Studentized Range (HSD) Test for V10

Alpha	0.05
Error Degrees of Freedom	45
Error Mean Square	0.000115
Critical Value of Studentized Range	4.01842
Minimum Significant Difference	0.0124

Tukey Grouping	Mean	N	E
A	0.065448	12	4
B	0.043491	12	5
CB	0.039658	12	1
CB	0.036801	12	3
C	0.028264	12	2

Tukey's Studentized Range (HSD) Test for V11

Alpha	0.05
Error Degrees of Freedom	45
Error Mean Square	0.000153
Critical Value of Studentized Range	4.01842
Minimum Significant Difference	0.0144

Tukey Grouping	Mean	N	E
A	0.075638	12	4
B	0.048117	12	5
CB	0.045963	12	1
CB	0.041802	12	3
C	0.032963	12	2

Level of		Level of		-----V1-----		-----V2-----		-----V3-----	
C	E	N	Mean	Std Dev	Mean	Std Dev	Mean	Std Dev	
1	1	4	0.00252445	0.00035584	0.01163842	0.00352502	0.02008236	0.00377204	
1	2	4	0.00191214	0.00015995	0.01029942	0.00226634	0.01483437	0.00124193	
1	3	4	0.00194028	0.00073766	0.00566337	0.00263119	0.01066033	0.00469953	
1	4	4	0.00337125	0.00076644	0.01016556	0.00297692	0.01905378	0.00535128	
1	5	4	0.00273990	0.00043869	0.01134266	0.00226343	0.02230431	0.00325966	
2	1	4	0.00209213	0.00010497	0.01198662	0.00184292	0.01886940	0.00274467	
2	2	4	0.00153482	0.00022353	0.00732947	0.00209903	0.01183692	0.00180025	
2	3	4	0.00156962	0.00031317	0.00467286	0.00145767	0.00994036	0.00219786	
2	4	4	0.00348139	0.00056483	0.01018134	0.00266091	0.02279720	0.00498398	
2	5	4	0.00250081	0.00032880	0.01005155	0.00231498	0.02156343	0.00424192	
3	1	4	0.00173163	0.00024514	0.00968093	0.00291617	0.01515104	0.00408866	
3	2	4	0.00160630	0.00027249	0.00692367	0.00068648	0.01149607	0.00180782	
3	3	4	0.00280916	0.00086243	0.01067283	0.00430765	0.02021065	0.00670404	
3	4	4	0.00298660	0.00101012	0.00855627	0.00305865	0.01645646	0.00651429	
3	5	4	0.00194472	0.00093911	0.00520215	0.00290950	0.01355334	0.00806437	

Level of		Level of		-----V4-----		-----V5-----		-----V6-----	
C	E	N	Mean	Std Dev	Mean	Std Dev	Mean	Std Dev	
1	1	4	0.02450657	0.00386849	0.02913680	0.00545114	0.03360351	0.00765934	
1	2	4	0.02661892	0.00243299	0.02198955	0.00289172	0.02416878	0.00363901	
1	3	4	0.01664059	0.00558991	0.02163248	0.00726000	0.02538245	0.00756942	
1	4	4	0.02836288	0.00636301	0.04054240	0.00962456	0.04507762	0.01093469	
1	5	4	0.02829795	0.00423941	0.03391959	0.00547995	0.03792510	0.00612279	
2	1	4	0.02298319	0.00204531	0.02610173	0.00158012	0.03085551	0.00134928	
2	2	4	0.01441114	0.00139385	0.01689649	0.00141931	0.01866045	0.00100325	
2	3	4	0.01476713	0.00178220	0.01850537	0.00301756	0.02091046	0.00282262	
2	4	4	0.03246061	0.00679843	0.04325511	0.00782195	0.05121871	0.00812959	
2	5	4	0.02683057	0.00416434	0.03151556	0.00421614	0.03598122	0.00473529	
3	1	4	0.01867369	0.00393883	0.02107367	0.00332549	0.02401016	0.00384227	
3	2	4	0.01544625	0.00338612	0.01879731	0.00367078	0.02002535	0.00289651	
3	3	4	0.02880965	0.00932010	0.03373700	0.01030479	0.03706037	0.01118918	
3	4	4	0.02449336	0.00850778	0.03622826	0.01248846	0.04290347	0.01527613	
3	5	4	0.01892564	0.00992182	0.02423502	0.01127771	0.02905985	0.01312833	

Level of		Level of		-----V7-----		-----V8-----		-----V9-----	
C	E	N	Mean	Std Dev	Mean	Std Dev	Mean	Std Dev	
1	1	4	0.03800454	0.01008638	0.03958069	0.01050979	0.04156354	0.01101861	
1	2	4	0.02644452	0.00509958	0.02757433	0.00545283	0.02912685	0.00577782	
1	3	4	0.02906382	0.00771704	0.03079928	0.00843608	0.03293209	0.00930093	
1	4	4	0.04951370	0.01245448	0.05248532	0.01262351	0.05601687	0.01276488	
1	5	4	0.04119328	0.00723195	0.04213615	0.00694759	0.04388499	0.00768104	
2	1	4	0.03465802	0.00135803	0.03642086	0.00122916	0.03867189	0.00117595	
2	2	4	0.02030216	0.00214411	0.02164869	0.00249194	0.02331635	0.00307249	
2	3	4	0.02346571	0.00389043	0.02507659	0.00463123	0.02699294	0.00555165	

Level of Level of			-----V7-----		-----V8-----		-----V9-----	
C	E	N	Mean	Std Dev	Mean	Std Dev	Mean	Std Dev
2	4	4	0.05890978	0.00830711	0.06374378	0.00864290	0.06931519	0.00882731
2	5	4	0.03967183	0.00494708	0.04139571	0.00494908	0.04347215	0.00503703
3	1	4	0.02611655	0.00398534	0.02807809	0.00394921	0.03045354	0.00382781
3	2	4	0.02173358	0.00321198	0.02406037	0.00350407	0.02595804	0.00375028
3	3	4	0.04019797	0.01167661	0.04197484	0.01251691	0.04409171	0.01353809
3	4	4	0.04959099	0.01861554	0.05309468	0.01915288	0.05730809	0.01984755
3	5	4	0.03362724	0.01478632	0.03548470	0.01568337	0.03773995	0.01673815

Level of Level of			-----V10-----		-----V11-----	
C	E	N	Mean	Std Dev	Mean	Std Dev
1	1	4	0.04453655	0.01227031	0.05067906	0.01568088
1	2	4	0.03107139	0.00593208	0.03608492	0.00627135
1	3	4	0.03520286	0.01008162	0.04044159	0.01169357
1	4	4	0.06032643	0.01288402	0.06957885	0.01314429
1	5	4	0.04580067	0.00837693	0.05004935	0.01015312
2	1	4	0.04122414	0.00190839	0.04776902	0.00363602
2	2	4	0.02510835	0.00428706	0.02878752	0.00618498
2	3	4	0.02894108	0.00642529	0.03312746	0.00831421
2	4	4	0.07379887	0.00852480	0.08426275	0.00786304
2	5	4	0.04523531	0.00460716	0.04964339	0.00462926
3	1	4	0.03321217	0.00387116	0.03944207	0.00403402
3	2	4	0.02861113	0.00371484	0.03401743	0.00401019
3	3	4	0.04625947	0.01457637	0.05183780	0.01755111
3	4	4	0.06221964	0.02184016	0.07307213	0.02564997
3	5	4	0.03943758	0.01787139	0.04465722	0.01991030

APÊNDICE B – ANÁLISE DA FREQUÊNCIA DIAMÉTRICA

Class	Levels	Values
fdp	7	1 2 3 4 5 6 7
esp	5	1 2 3 4 5
bl	9	1 2 3 4 5 6 7 8 9

Dependent Variable: t1

Source	DF	Sum of Squares	Mean Square	F Value	Pr > F
Model	42	131790.4082	3137.8669	17.82	<.0001
Error	265	46672.9169	176.1242		
C. Total	307	178463.3251			

R-Square	Coeff Var	Root MSE	t1 Mean
0.738473	36.62439	13.27118	36.23591

Source	DF	Type I SS	Mean Square	F Value	Pr > F
fdp	6	6397.2139	1066.2023	6.05	<.0001
esp	4	9412.4385	2353.1096	13.36	<.0001
bl	8	111182.0808	13897.7601	78.91	<.0001
fdp*esp	24	4798.6750	199.9448	1.14	0.3047

Dependent Variable: t2

Source	DF	Sum of Squares	Mean Square	F Value	Pr > F
Model	42	128881.8884	3068.6164	15.08	<.0001
Error	265	53932.6703	203.5195		
C.Total	307	182814.5588			

R-Square	Coeff Var	Root MSE	t2 Mean
0.704987	46.86665	14.26603	30.43961

Source	DF	Type I SS	Mean Square	F Value	Pr > F
fdp	6	5315.8702	885.9784	4.35	0.0003
esp	4	9731.4060	2432.8515	11.95	<.0001
bl	8	103312.4983	12914.0623	63.45	<.0001
fdp*esp	24	10522.1140	438.4214	2.15	0.0018

Dependent Variable: t3

Source	DF	Sum of Squares	Mean Square	F Value	Pr > F
Model	42	123591.4161	2942.6528	12.98	<.0001
Error	265	60080.9504	226.7206		
C. Total	307	183672.3665			

R-Square	Coeff Var	Root MSE	t3 Mean
0.672891	49.90950	15.05724	30.16909

Source	DF	Type I SS	Mean Square	F Value	Pr > F
fdp	6	4656.01342	776.00224	3.42	0.0029
esp	4	8935.22965	2233.80741	9.85	<.0001
bl	8	99475.61924	12434.45240	54.84	<.0001
fdp*esp	24	10524.55383	438.52308	1.93	0.0066

REPEATED MEASURES ANALYSIS OF VARIANCE

Dependent Variable	t1	t2	t3
Level of time	1	2	3

SPHERICITY TESTS

Variables	DF	Mauchly's Criterion	Chi-Square	Pr > ChiSq
Transformed Variates	2	0.3031447	315.09591	<.0001
Orthogonal Components	2	0.2949510	322.32974	<.0001

MANOVA Test Criteria and Exact F Statistics for the Hypothesis of no time Effect

H = Type III SSCP Matrix for time

E = Error SSCP Matrix

S=1 M=0 N=131

Statistic	Value	F Value	Num DF	Den DF	Pr > F
Wilks' Lambda	0.82617495	27.77	2	264	<.0001
Pillai's Trace	0.17382505	27.77	2	264	<.0001
Hotelling-Lawley Trace	0.21039738	27.77	2	264	<.0001
Roy's Greatest Root	0.21039738	27.77	2	264	<.0001

MANOVA Test Criteria and F Approximations for the Hypothesis of no time*fdp Effect

H = Type III SSCP Matrix for time*fdp

Statistic	Value	F Value	Num DF	Den DF	Pr > F
Wilks' Lambda	0.85038578	3.71	12	528	<.0001
Pillai's Trace	0.15096114	3.61	12	530	<.0001
Hotelling-Lawley Trace	0.17435299	3.83	12	407	<.0001
Roy's Greatest Root	0.16473838	7.28	6	265	<.0001

MANOVA Test Criteria and F Approximations for the Hypothesis of no time*esp Effect

H = Type III SSCP Matrix for time*esp

E = Error SSCP Matrix

S=2 M=0.5 N=131

Statistic	Value	F Value	Num DF	Den DF	Pr > F
Wilks' Lambda	0.86179357	5.10	8	528	<.0001
Pillai's Trace	0.14328701	5.11	8	530	<.0001
Hotelling-Lawley Trace	0.15447534	5.09	8	374	<.0001
Roy's Greatest Root	0.08562245	5.67	4	265	0.0002

MANOVA Test Criteria and F Approximations for the Hypothesis of no time*bl Effect

H = Type III SSCP Matrix for time*bl

E = Error SSCP Matrix

Statistic	Value	F Value	NumDF	Den DF	Pr > F
Wilks' Lambda	0.64164315	8.20	16	528	<.0001
Pillai's Trace	0.36431015	7.38	16	530	<.0001
Hotelling-Lawley Trace	0.54922045	9.04	16	428	<.0001
Roy's Greatest Root	0.53177274	17.61	8	265	<.0001

MANOVA Test Criteria and F Approximations for the Hypothesis of no time*fdp*esp Effect

H = Type III SSCP Matrix for time*fdp*esp

E = Error SSCP Matrix

S=2 M=10.5 N=131

Statistic	Value	F Value	Num DF	Den DF	Pr > F
Wilks' Lambda	0.78992561	1.38	48	528	0.0522
Pillai's Trace	0.21505007	1.33	48	530	0.0735
Hotelling-Lawley Trace	0.25964307	1.42	48	483	0.0371
Roy's Greatest Root	0.23255763	2.57	24	265	0.0001

**Repeated Measures Analysis of Variance
Tests of Hypotheses for Between Subjects Effects**

Source	DF	Type III SS	Mean Square	F Value	Pr > F
fdp	6	10783.8899	1797.3150	3.85	0.0011
esp	4	24508.6873	6127.1718	13.13	<.0001
bl	8	298285.3426	37285.6678	79.90	<.0001
fdp*esp	24	18399.1014	766.6292	1.64	0.0327
Error	265	123662.9561	466.6527		

Univariate Tests of Hypotheses for Within Subject Effects

Source	DF	Type III SS	Mean Square	Adj Pr > F		G - G	H - F
				F Value	Pr > F		
time	2	7028.53613	3514.26807	50.31	<.0001	<.0001	<.0001
time*fdp	12	5439.27050	453.27254	6.49	<.0001	<.0001	<.0001
time*esp	8	2925.96665	365.74583	5.24	<.0001	0.0002	<.0001
time*bl	16	15069.00119	941.81257	13.48	<.0001	<.0001	<.0001
time*fdp*esp	48	7446.24143	155.13003	2.22	<.0001	0.0005	0.0002
Error(time)	530	37023.58155	69.85581				

Tukey's Studentized Range (HSD) Test for t1

Alpha	0.05
Error Degrees of Freedom	265
Error Mean Square	176.1242
Critical Value of Studentized Range	4.20183
Minimum Significant Difference	8.4214
Harmonic Mean of Cell Sizes	43.84615

Means with the same letter are not significantly different.

Tukey Grouping	Mean	N	fdp
A	39.968	45	4
A	39.831	45	5
A	39.707	38	7
A	38.560	45	6
B A	37.581	45	2
B C	29.956	45	1
C	28.589	45	3

Tukey's Studentized Range (HSD) Test for t2

Alpha	0.05
Error Degrees of Freedom	265
Error Mean Square	203.5195
Critical Value of Studentized Range	4.20183
Minimum Significant Difference	9.0526
Harmonic Mean of Cell Sizes	43.84615

Tukey Grouping	Mean	N	fdp
A	34.015	45	2
A	33.709	38	7
A	33.358	45	4
A	33.104	45	5
BA	30.244	45	1
BA	27.021	45	3
B	22.134	45	6

Tukey's Studentized Range (HSD) Test for t3

Alpha	0.05
Error Degrees of Freedom	265
Error Mean Square	226.7206
Critical Value of Studentized Range	4.20183
Minimum Significant Difference	9.5547
Harmonic Mean of Cell Sizes	43.84615

Tukey Grouping	Mean	N	fdp
A	33.533	45	2
A	32.898	45	4
A	32.713	45	5
A	32.529	38	7
BA	30.244	45	1
BA	27.665	45	3
B	21.968	45	6

Tukey's Studentized Range (HSD) Test for t1

Alpha	0.05
Error Degrees of Freedom	265
Error Mean Square	176.1242
Critical Value of Studentized Range	3.88437
Minimum Significant Difference	6.5754
Harmonic Mean of Cell Sizes	61.46341

NOTE: Cell sizes are not equal.

Tukey Grouping	Mean	N	esp
A	43.240	63	4
B A	39.282	63	3
B A	37.547	63	2
B	33.889	56	5
C	26.961	63	1

Tukey's Studentized Range (HSD) Test for t2

Alpha	0.05
Error Degrees of Freedom	265
Error Mean Square	203.5195
Critical Value of Studentized Range	3.88437
Minimum Significant Difference	7.06830
Harmonic Mean of Cell Sizes	61.46341

Tukey Grouping	Mean	N	esp
A	39.043	63	4
BA	32.495	63	2
B	31.622	56	5
BC	26.230	63	3
C	22.939	63	1

Tukey's Studentized Range (HSD) Test for t3

Alpha	0.05
Error Degrees of Freedom	265
Error Mean Square	226.7206
Critical Value of Studentized Range	3.88437
Minimum Significant Difference	7.4603
Harmonic Mean of Cell Sizes	61.46341

Tukey Grouping	Mean	N	esp
A	37.805	63	4
A	33.938	56	5
BA	30.458	63	2
BC	26.106	63	3
C	22.956	63	1

Level of fdp	Level of esp	N	-----t1-----		-----t2-----		-----t3-----	
			Mean	Std Dev	Mean	Std Dev	Mean	Std Dev
1	1	9	25.4444444	20.5311417	26.4444444	26.1060870	26.4444444	26.6369626
1	2	9	30.7777778	19.4664954	30.7777778	22.9607152	30.7777778	26.8410962
1	3	9	30.1111111	24.5226653	30.3333333	31.1608729	30.3333333	31.0362691
1	4	9	32.2222222	20.6565836	32.2222222	17.8520151	32.2222222	21.0759210
1	5	9	31.2222222	21.3294267	31.4444444	23.7545317	31.4444444	19.0401622
2	1	9	17.1088889	13.4650366	26.8911111	25.3244513	26.3611111	25.2794711
2	2	9	42.6377778	22.1925189	35.0500000	24.2863830	32.3477778	25.9097838
2	3	9	43.1344444	28.8350854	30.6488889	26.4233057	30.3700000	26.3837545
2	4	9	46.2066667	18.0413442	43.7311111	17.4558926	41.6344444	19.5962688
2	5	9	38.8177778	17.2881157	33.7555556	19.1105207	36.9533333	15.9334609
3	1	9	24.1355556	21.3587810	24.6144444	26.1748950	26.5477778	28.4284570
3	2	9	21.8588889	13.2411106	23.8222222	18.6463319	22.1100000	18.9655675
3	3	9	31.1033333	25.2180198	31.0488889	31.3813426	31.3288889	31.5454325
3	4	9	43.1511111	26.4865246	28.9077778	16.8439305	28.6255556	17.9409407
3	5	9	22.6944444	15.1185756	26.7122222	20.0581777	29.7111111	18.9124036
4	1	9	33.8033333	30.1772497	26.5466667	28.0286826	26.0255556	27.6118716
4	2	9	41.4933333	26.6836073	34.6122222	27.8870677	32.1355556	28.2774805
4	3	9	42.4855556	34.3251836	30.5911111	30.1445130	30.3188889	29.6942648
4	4	9	44.3111111	26.6567456	41.8400000	25.6759732	40.1588889	26.0615773
4	5	9	37.7455556	25.2340420	33.2000000	25.0878282	35.8500000	24.0616427
5	1	9	33.6300000	28.7846708	26.0511111	27.0260636	25.5377778	26.6854796
5	2	9	40.9188889	24.7095308	34.0911111	26.5127698	31.7222222	27.0271617
5	3	9	42.7611111	32.4817951	30.4566667	29.0380957	30.1722222	28.6235859
5	4	9	44.2777778	24.2568711	41.9255556	23.2560455	40.3188889	23.8498131
5	5	9	37.5677778	23.1343164	32.9933333	23.3900390	35.8144444	21.9011530
6	1	9	20.9444444	15.8533538	0.0000000	0.0000000	0.0000000	0.0000000
6	2	9	43.7911111	19.0641879	34.6877778	23.7852579	32.1088889	24.9946401
6	3	9	42.8088889	33.1856047	0.0000000	0.0000000	0.0000000	0.0000000
6	4	9	48.6922222	25.4782857	43.1311111	22.6768877	41.6377778	22.8162381
6	5	9	36.5655556	25.7642922	32.8522222	23.0288573	36.0955556	20.9541751
7	1	9	33.6622222	25.7422555	30.0277778	28.8828287	29.7766667	29.3015345
7	2	9	41.3488889	23.3686143	34.4266667	25.4535970	32.0044444	26.1657520
7	3	9	42.5700000	26.4820973	30.5277778	25.9599200	30.2211111	26.0686274
7	4	9	43.8200000	19.4384689	41.5455556	18.9483826	40.0400000	19.6754854
7	5	2	28.1200000	11.7662568	26.1000000	12.4167951	23.8600000	11.0732922

APÊNDICE C – COEFICIENTES ESTIMADOS

Função Beta

Idade	Espaçamento	Coeficientes	
		$\hat{\alpha}$	$\hat{\beta}$
48 meses	2m x 1 m	2,35	3,05
	2m x 2m	1,82	2,43
	2m x 3m	2,98	2,76
	3m x 3m	1,78	1,86
	4m x 2m	1,69	2,10
54 meses	2m x 1 m	2,11	4,23
	2m x 2m	2,04	3,36
	2m x 3m	2,95	4,67
	3m x 3m	1,88	1,78
	4m x 2m	1,93	2,65
60 meses	2m x 1 m	2,14	4,37
	2m x 2m	2,43	4,17
	2m x 3m	2,94	4,75
	3m x 3m	2,11	2,03
	4m x 2m	1,76	2,01

Função Dagum

Idade	Espaçamento	Coeficientes		
		$\hat{\alpha}$	$\hat{\beta}$	$\hat{\kappa}$
48 meses	2m x 1 m	9,75	0,18	13,54
	2m x 2m	22,41	12,01	0,08
	2m x 3m	10,95	0,21	15,07
	3m x 3m	12,74	0,09	26,38
	4m x 2m	12,86	0,10	21,37
54 meses	2m x 1 m	10,03	0,22	10,63
	2m x 2m	17,53	12,30	0,12
	2m x 3m	11,35	0,26	11,15
	3m x 3m	13,43	0,12	19,69
	4m x 2m	13,34	0,13	16,50
60 meses	2m x 1 m	10,07	0,25	9,71
	2m x 2m	17,79	12,46	0,12
	2m x 3m	11,55	0,27	11,13
	3m x 3m	13,71	0,13	19,47
	4m x 2m	13,54	0,13	16,43

Função Gamma

Idade	Espaçamento	Coeficientes	
		$\hat{\alpha}$	$\hat{\beta}$
48 meses	2m x 1 m	9,20	0,78
	2m x 2m	6,76	1,14
	2m x 3m	12,86	0,66
	3m x 3m	8,70	1,02
	4m x 2m	7,37	1,19
54 meses	2m x 1 m	7,39	0,99
	2m x 2m	7,31	7,69
	2m x 3m	9,99	0,89
	3m x 3m	9,05	1,05
	4m x 2m	7,40	1,25
60 meses	2m x 1 m	7,64	0,98
	2m x 2m	1,12	1,10
	2m x 3m	10,09	0,90
	3m x 3m	9,57	1,03
	4m x 2m	7,56	1,24

Função Normal

Idade	Espaçamento	Coeficientes	
		$\hat{\mu}$	$\hat{\sigma}$
48 meses	2m x 1 m	7,14	2,36
	2m x 2m	7,74	2,98
	2m x 3m	8,53	2,38
	3m x 3m	8,89	3,01
	4m x 2m	8,77	3,23
54 meses	2m x 1 m	7,29	2,68
	2m x 2m	8,22	3,04
	2m x 3m	8,89	2,81
	3m x 3m	9,51	3,16
	4m x 2m	9,25	3,40
60 meses	2m x 1 m	7,51	2,72
	2m x 2m	8,43	3,04
	2m x 3m	9,07	2,85
	3m x 3m	9,83	3,17
	4m x 2m	9,41	3,42

Função S_B Johnson

Idade	Espaçamento	Coeficientes			
		$\hat{\tau}$	$\hat{\lambda}$	\hat{A}	\hat{Y}
48 meses	2m x 1 m	1,91	16,34	1,55	-0,56
	2m x 2m	1,91	10,81	0,65	0,03
	2m x 3m	2,12	26,17	2,20	-2,03
	3m x 3m	2,51	10,92	0,61	-0,38
	4m x 2m	2,02	14,33	0,83	-0,54
54 meses	2m x 1 m	-	-	-	-
	2m x 2m	1,91	14,92	1,03	0,06
	2m x 3m	-	-	-	-
	3m x 3m	2,55	13,24	0,78	-0,42
	4m x 2m	1,91	20,41	1,27	-0,67
60 meses	2m x 1 m	-	-	-	-
	2m x 2m	2,07	17,48	1,27	0,10
	2m x 3m	-	-	-	-
	3m x 3m	2,55	13,82	0,82	-0,46
	4m x 2m	1,99	18,11	1,08	-0,60

Função Weibull

Idade	Espaçamento	Coeficientes	
		$\hat{\alpha}$	$\hat{\beta}$
48 meses	2m x 1 m	3,11	7,98
	2m x 2m	2,83	8,67
	2m x 3m	3,58	9,49
	3m x 3m	2,99	9,98
	4m x 2m	2,54	9,96
54 meses	2m x 1 m	2,84	8,17
	2m x 2m	2,94	9,18
	2m x 3m	3,23	9,93
	3m x 3m	3,07	10,65
	4m x 2m	2,57	10,48
60 meses	2m x 1 m	2,98	8,38
	2m x 2m	3,03	9,40
	2m x 3m	3,55	10,11
	3m x 3m	3,17	10,99
	4m x 2m	2,61	10,66