UNIVERSIDADE FEDERAL DO PARANÁ
BIOFIX Scientific Journal v. 5 n. 2 p. 239-245 2020
DOI: dx.doi.org/10.5380/biofix.v5i2.71815

ADERÊNCIA DE FUNÇÕES DE DISTRIBUIÇÃO DIAMÉTRICA EM DIFERENTES AMPLITUDES DE CLASSES DE UM FRAGMENTO DE FLORESTA INEQUIÂNEA

ADHERENCE OF DIAMETRIC DISTRIBUTION FUNCTIONS IN DIFFERENT CLASS AMPLITUDE OF AN UNEVEN-AGED FOREST FRAGMENT

Stephany da Silva Guilherme[1], Danilo Henrique dos Santos Ataíde[2], Laís Cândido Silva[3], Pedro Vaz da Rocha[4], Rafaella De Angeli Curto[5], Emanuel José Gomes de Araújo[6]

[1] Universidade Federal Rural do Rio de Janeiro, Seropédica, Rio de Janeiro, Brasil – stephanyguilherme@yahoo.com.br

[2 3 4 5 6] Universidade Federal Rural do Rio de Janeiro, Seropédica, Rio de Janeiro, Brasil – daniloataide.florestal@gmail.com, laiscandido30@hotmail.com, pedrovaz-522@hotmail.com, rafaellacurto@yahoo.com.br & ejgaraujo@gmail.com

RESUMO

Variações na amplitude de classes diamétricas podem influenciar na estimativa dos parâmetros e consequentemente na aderência de funções densidade de probabilidade. Com base nisso, o objetivo deste trabalho foi analisar o efeito da amplitude de classe no ajuste de funções densidade de probabilidade (fdp) em fragmento de floresta inequiânea no Instituto de Florestas da Universidade Federal Rural do Rio de Janeiro, município de Seropédica, Rio de Janeiro. Foi realizado o censo dos indivíduos arbóreos com diâmetro a 1,30 m do solo (DAP) igual ou superior a 5,0 cm. As amplitudes de classe de 5 a 10 cm foram determinadas empiricamente, enquanto que a de 15 cm foi obtida pelo método de Sturges. Foram ajustadas pelo método da máxima verossimilhança as funções de densidade Beta, Gamma, Log-normal, Sb Johnson e Weibull 3P. O Teste de Kolmogorov-Smirnov (KS) foi utilizado para selecionar o melhor modelo e o de Weibull 3P apresentou o melhor desempenho para descrever a distribuição diamétrica. A função Sb Johnson melhorou seus resultados à medida que a amplitude de classe aumentou, enquanto que a Beta, Log-Normal e a função Gamma não foram aderentes em nenhuma das amplitudes de classes. Verificou-se que a amplitude de classe de diâmetro influencia no ajuste da função de densidade de probabilidade em florestas inequiâneas.

PALAVRAS-CHAVE: **Estrutura Diamétrica, Floresta Inequiânea, Modelagem, Sturges.**

ABSTRACT

Variations in the amplitude of diametric classes can influence the estimation of parameters and, consequently, the adherence of probability density functions. Therefore, this work aimed to analyze the effect of class amplitude in the adjustment of probability density functions in an uneven-aged forest fragment at the Forest Institute of the Federal Rural University of Rio de Janeiro, municipality of Seropédica, Rio de Janeiro. A census of tree individuals with a diameter of 1.30 m from the ground (DBH) equal to or greater than 5.0 cm was carried out. Class 5 to 10 cm amplitudes were determined empirically and 15 cm by the Sturges method. Beta, Gamma, Log-normal, Sb Johnson and Weibull 3P functions were adjusted using the maximum likelihood method. The Kolmogorov-Smirnov (KS) test was used to select the best model and the Weibull 3P test showed the best performance to describe the diametric distribution. The Sb Johnson function improved its results as the class amplitude increased, while the Beta, Log-Normal and Gamma functions were not adherent in any of the class amplitudes. This work showed that the diameter class amplitude influences the adjustment of the probability density function in uneven-aged forests.

KEYWORDS: **Diametric Structure, Uneven-aged Forest, Modelling, Sturges.**

INTRODUÇÃO

O conhecimento da estrutura da floresta auxilia no planejamento e na realização de estratégias de conservação e manejo florestal. A distribuição de frequência da variável diâmetro a 1,30 m do solo (DAP) permite descrever a estrutura da floresta ou de uma espécie que a constitui (SCOLFORO, 2006), indicando o grau de ocupação, dominância e sucessão (NASCIMENTO et al., 2012).

Em florestas inequiâneas, a distribuição diamétrica segue uma tendência exponencial decrescente com o aumento dos diâmetros (LIMA; LEÃO, 2013; CYSNEIROS et al., 2017; REIS et al., 2018), onde observa-se um maior número de árvores nas primeiras classes da variável diâmetro. Esse comportamento pode ser considerado como um indicador de equilíbrio na comunidade florestal, pelo fluxo contínuo das menores árvores em diâmetro para as maiores classes diamétricas, sustentado pela ausência de perturbações significativas (RUBIN et al., 2006; REIS et al., 2018).

Uma maneira de descrever esta distribuição é por meio das funções densidade de probabilidade (FDP), que permitem conhecer a probabilidade associada com cada valor da classe diamétrica (CAMPOS; LEITE, 2017). Dentre as principais funções utilizadas em estudos florestais destacam-se as funções Weibull, Beta, Gamma, Log-Normal e Sb Johnson (MACHADO et al., 2009; SOARES et al., 2011; ARAÚJO et al., 2012; NASCIMENTO et al., 2012; SILVA, 2012; RIBEIRO et al., 2014; DIAMANTOPOULOU et al., 2015; CYSNEIROS et al., 2017).

A forma da distribuição diamétrica é sensível ao intervalo de classe utilizado para agrupar os dados (ORELLANA et al., 2014), e um dos fatores que pode influenciar a aderência das funções é a amplitude da classe de diâmetro, definida empiricamente ou por meio de métodos estatísticos, como por exemplo, o método de Sturges (STURGES, 1926).

Mesmo representando melhor a floresta, menores amplitudes podem influenciar negativamente no ajuste de funções densidade de probabilidade, decrescendo a precisão dos modelos à medida que diminuem esses intervalos (MACHADO et al., 2009; CYSNEIROS et al., 2017). Por outro lado, os maiores intervalos de classe podem contribuir de forma mais acentuada para o êxito no ajuste e, consequentemente, em melhores estimativas da estrutura da floresta (CYSNEIROS et al., 2017).

No entanto, o comportamento das funções probabilísticas relacionadas à variação da amplitude de classe deve ser investigado, visando propiciar estimativas acuradas e associadas à realidade da comunidade florestal. Assim, a hipótese levantada neste estudo é que variações na amplitude de classes diamétricas influenciam na estimativa dos parâmetros das funções e, consequentemente, na aderência destas aos dados.

Diante disso, o objetivo deste trabalho foi analisar o efeito da amplitude de classe no ajuste de funções densidade de probabilidade em fragmento de floresta inequiânea.

MATERIAL E MÉTODOS

Os dados foram coletados em fragmento de floresta inequiânea, com área de 2,2 hectares, localizado na Universidade Federal Rural do Rio de Janeiro, Seropédica-RJ, nas coordenadas centrais 22°45’27” S e 43°41’54” O. O clima da região segundo a classificação de Köppen é do tipo Aw, tropical com chuvas de verão (ALVARES et al., 2014). A precipitação e a temperatura média anual são de 1.274 mm e 23,7°C respectivamente, com a altitude variando entre 0 a 25 m e revelo predominantemente plano (GASPARINI et al., 2013; SILVA, 2012; DERECZYNSKI, 2014).

Realizou-se o censo das árvores com valor de circunferência a 1,30 m do solo (CAP) igual ou superior a 15,7 cm. Esta variável foi mensurada com fita métrica e convertida para DAP (diâmetro a 1,30 m do solo) por meio da relação DAP= CAP/π. Além disso, o comportamento do conjunto de dados em estudo foi explorado por análise descritiva.

As amplitudes de classes testadas foram de 1 a 10 cm, definidas empiricamente, além da amplitude de classe determinada pelo método estatístico, com base no estimador de Sturges (STURGES, 1926). Este método estima o número de classes por meio da equação 1.

$$\mathrm{nc} = 1 + 3{,}3\log(\mathrm{N}) \qquad (1)$$

Em que: nc = número de classes; e N = número de indivíduos mensurados.

A amplitude de classe (Ac) igual a 15 cm foi determinada pela equação 2:

$$\mathrm{A_c} = \text{máximo-mínimo}/(\mathrm{nc}\text{-}1) \qquad (2)$$

Em que: máximo = maior diâmetro mensurado; e mínimo = menor diâmetro mensurado.

As funções densidade de probabilidade ajustadas foram: Beta (Equação 3), Gamma (Equação 4), Log-Normal (Equação 5), Sb Johnson (Equação 6) e Weibull 3 parâmetros (Equação 7), conforme descrito por Scolforo (2006). Estas funções foram ajustadas pelo método da máxima verossimilhança, utilizando a versão de teste do

software Table Curve 2D v5.01, em cada amplitude de classe avaliada.

Beta

$$f(x)=\frac{\Gamma(\alpha+\beta)}{\Gamma(\alpha)\Gamma(\beta)}\left(\frac{x-a}{b-a}\right)^{\alpha-1}\left(1-\frac{x-a}{b-a}\right)^{\beta-1}\frac{1}{b-a} \quad (3)$$

Em que: Γ = função gama; α, β = parâmetros de forma; a = menor diâmetro mensurado; b = maior diâmetro mensurado; e x = variável aleatória diâmetro.

Gamma

$$f(x)=\frac{x^{\alpha-1}.\ e^{-\frac{x}{\beta}}}{\beta^{\alpha}.\Gamma(\alpha)} \quad (4)$$

Em que: Γ = função gama; α = parâmetro de escala; β = parâmetro de forma a ser estimado > 0; e = exponencial; e x = variável aleatória diâmetro.

Log-Normal

$$f(x)=\frac{1}{x\,\sigma\sqrt{2\pi}}e^{-\frac{1}{2}\left(\frac{\ln(x)-\mu}{\sigma}\right)^2} \quad (5)$$

Em que: σ = desvio padrão da variável aleatória diâmetro; μ = média da variável aleatória diâmetro; π = constante pi; e = exponencial; e x = variável aleatória diâmetro.

Sb Johnson

$$f(x)=\frac{\delta\,\lambda}{\sqrt{2\pi}\,(x-\varepsilon)(\lambda+\varepsilon-x)}e^{-1/2\left[\gamma+\delta\ln\left(\frac{x-\varepsilon}{\lambda+\varepsilon-x}\right)\right]^2} \quad (6)$$

Em que: ε = parâmetro de locação; λ = parâmetro de escala; δ = parâmetro de curtose; γ = parâmetro de assimetria; e x = variável aleatória diâmetro.

Weibull 3P

$$f(x)=\left(\frac{\gamma}{\beta}\right)\left(\frac{x-\alpha}{\beta}\right)^{\gamma-1}e^{-\left(\frac{x-\alpha}{\beta}\right)^{\gamma}} \quad (7)$$

Em que: γ = parâmetro de forma; β = parâmetro de escala; α = parâmetro de locação; e x = variável aleatória diâmetro.

Teste de Kolmogorov-Smirnov

Para verificar a aderência das funções aos dados observados, aplicou-se o teste de Kolmogorov - Smirnov (K-S), com 95% de probabilidade. O valor calculado da estatística K-S é estimado pela equação 8, que representa o ponto de maior divergência entre a frequência estimada relativa acumulada com a frequência observada relativa acumulada (SCOLFORO, 2006).

$$K\text{-}S_{calc.}=\frac{Máximo[Fo(x)-Fe(x)]}{N} \quad (8)$$

Em que: Fo(x) = frequência observada relativa acumulada; Fe(x) = frequência estimada relativa acumulada; e N = frequência total.

O valor de K-S tabelado para uma população acima de 100 indivíduos (α = 0,95) foi determinado pela equação 9. Quando o K-S calculado for menor que o tabelado, aceita-se a hipótese nula de que as frequências observadas e estimadas possuem aderência (SCOLFORO, 2006).

$$K\text{-}S_{tab.}=\frac{1{,}35}{\sqrt{N}} \quad (9)$$

A classificação das funções probabilísticas foi realizada a partir da soma dos valores de K-S calculado em todas as amplitudes observadas, com o objetivo de verificar a função de melhor desempenho.

RESULTADOS E DISCUSSÃO

O número total de árvores amostradas no fragmento foi de 1.541, totalizando 100 espécies, pertencentes a 27 famílias. As três espécies de maior ocorrência foram *Albizia guachapele* (H.B. & K.). Dugand com 643 indivíduos, *Lophanthera lactescens* Ducke com 294 indivíduos e *Erythroxylum pulchrum* A.St.-Hil com 158 indivíduos. O estágio de regeneração (CONAMA 006, 1994) e o estágio sucessional (CONAMA 029, 1994) da área são classificados como médio segundo as respectivas resoluções.

Os valores da variância, desvio padrão e coeficiente de variação, assim como assimetria positiva e curtose leptocúrtica da distribuição (Tabela 1), evidenciaram a estrutura diamétrica como decrescente, sendo este padrão característico de florestas inequiâneas. A assimetria positiva e curtose leptocúrtica (valor positivo) da distribuição diamétrica em vegetação arbórea também foram encontrados por Cysneiros et al. (2017) na Mata Atlântica e Maragon et al. (2016) na Caatinga.

Tabela 1. Análise descritiva dos dados de diâmetros.

Estatística	Valor
Média	16,49
Mediana	11,01
Moda	5,41
Desvio padrão	14,64
Variância	214,45
CV%	88,80
Curtose	14,26
Assimetria	2,92
Intervalo	155,89
Mínimo	5,03
Máximo	160,92
Contagem	1541

Os parâmetros de forma e assimetria das funções (Tabela 2) apresentam valores superiores a zero configurando a distribuição como leptocúrtica, com curvas mais "alongadas" e como assimétrica positiva, respectivamente, devido ao maior número de indivíduos nas primeiras classes, reduzindo à medida que o intervalo de classe aumenta.

A Tabela 3 apresenta os valores do teste de aderência (K-S) das funções para cada amplitude de classe diamétrica. As funções mostram-se aderentes aos dados observados quando seu valor de K-S_{calc} é inferior ao K-S_{tab} de 0,0344.

Tabela 2. Parâmetros estimados das funções densidade de probabilidade para cada amplitude de classe.

Amplitude (cm)	Beta		Gamma		Log-Normal		Sb Johnson		Weibull 3P		
	α	β	α	β	μ	σ	γ	δ	α	β	γ
5	0,70	13,52	2,82	3,29	2,17	0,62	2,18	0,71	5,63	9,59	0,75
6	0,71	14,77	2,87	3,28	2,19	0,62	2,23	0,70	5,99	9,60	0,69
7	0,76	15,80	2,89	3,40	2,23	0,61	2,32	0,72	6,24	9,26	0,67
8	0,80	16,21	2,86	3,63	2,28	0,62	2,38	0,74	6,47	9,11	0,66
9	0,85	16,09	2,82	3,95	2,34	0,63	2,41	0,77	6,52	9,02	0,69
10	0,90	15,89	2,79	4,26	2,40	0,63	2,43	0,79	6,54	9,05	0,72
15	1,06	15,84	2,68	5,30	2,55	0,64	2,64	0,89	7,60	8,55	0,71

Tabela 3. Teste de aderência (K-S) das funções densidade de probabilidade, para cada amplitude de classe.

AC	K-S_{calc}				
	Beta	Gamma	Log-Normal	Sb Johnson	Weibull 3P
5	0,0992*	0,2286*	0,1757*	0,0258	0,0045
6	0,1137*	0,2168*	0,1655*	0,0147	0,0163
7	0,1114*	0,1937*	0,1447*	0,0176	0,0173
8	0,1071*	0,1733*	0,1241*	0,0197	0,0167
9	0,0925*	0,1475*	0,1013*	0,0107	0,0108
10	0,0807*	0,1254*	0,0807*	0,0037	0,0047
15	0,0537*	0,0674*	0,0360*	0,0081	0,0032

AC = amplitude de classe em centímetros; K-S_{calc} = valor de K-S calculado; e *Significativo, com 5 % de probabilidade, indicando não aderência da função aos dados observados.

O teste K-S demonstrou que as funções Beta, Gamma e Log-Normal exibiram uma tendência de melhoria na aderência aos dados, conforme aumentava a amplitude de classe, porém, não apresentaram aderência significativa aos dados observados em nenhuma das amplitudes de classe avaliadas, em virtude da subestimativa do número de árvores por classe.

No estudo de Marangon et al. (2016), afim de testar a função que melhor descrevesse a distribuição diamétrica das espécies *Poincianella bracteosa* (Tul.) L.P.Queiroz, *Mimosa ophthalmocentra* Mart. ex Benth. e *Manihot carthaginensis* Müll.Arg., verificaram que as funções Beta e Gamma não apresentaram aderência por meio do teste K-S com elevados erros de estimativa, sendo não indicadas para representação diamétrica dessas espécies.

As frequências diamétricas estimadas pela função Sb Johnson apresentaram aderência em todas as amplitudes, evidenciado pelo teste K-S, tornando-a a segunda melhor função dentre as testadas. A função Sb Johnson também apresentou boa aderência para a comunidade florestal de *Senefeldera verticillata* (Vell.) Croizat e *Cupania racemosa* Radlk. no estudo de Cysneiros et al. (2017), comprovando seu desempenho e eficiência.

A função Weibull 3P apresentou superioridade na aderência em todas as amplitudes de classe, uma vez que suas estimativas demostraram pequenas diferenças entre o número de árvores observadas e estimadas à medida que a amplitude de classe aumenta. Resultado observado também no trabalho de Nascimento et al. (2012) que confirmam a flexibilidade, precisão e correlação existente entre os coeficientes desta função e os atributos populacionais da floresta.

Avaliando a estrutura diamétrica da comunidade e de quatro espécies principais de uma floresta de terra firme da Floresta Estadual do Amapá (FLOTA/AP) em Calçoene/AP, por meio das funções de densidade probabilísticas, Santos et al. (2016) verificaram que a função Weibull 3P apresentou melhor aderência aos dados observados, destacando sua flexibilidade a dados de florestas heterogêneas.

Santos et al. (2019) testando funções para modelagem

da distribuição de diâmetro do povoamento do híbrido de *Eucalytpus urophylla* S.T. Blake x *Eucalyptus grandis* Hill ex Maiden, na região Centro Oeste de Mato Grosso, concluíram que a função Weibull 3P obteve o melhor desempenho, destacando a flexibilidade da função também para florestas equiâneas.

A Tabela 4 apresenta o ranking das funções densidade de probabilidade, em que a primeira colocação apresentou menor somatório de K-S, até a última posição com maior somatório de K-S. Estes resultados confirmam a superioridade da função Weibull 3P na representação da estrutura diamétrica desta floresta.

Tabela 4. Ranking das funções densidade de probabilidade.

Ranking	Modelo	Σ K-S_{calc}
1º	Weibull 3P	0,0735
2º	Sb Johnson	0,1003
3º	Beta	0,6582
4º	Log-Normal	0,8301
5º	Gamma	1,1526

Σ K-S_{calc} = somatório dos valores de K-S calculados de todas as amplitudes.

A superioridade da função Weibull 3P, é evidenciada pelas curvas de frequências estimadas em relação as observadas, em todas as amplitudes de classe (Figura 1). As curvas da função Gamma, confirma sua inferioridade na aderência aos dados observados, devido seus parâmetros resultarem em curvas mais "achatadas", acarretando subestimativa do número de árvores por classe de diâmetro.

CONCLUSÕES

A amplitude de classe de diâmetro influencia o ajuste das funções densidade de probabilidade, alterando a aderência aos dados observados. Quando esta amplitude é determinada pela fórmula de Sturges, propicia as melhores aderências em todas as funções testadas.

De maneira geral, as funções Beta, Gamma, Log-Normal, Sb Johnson e Weibull 3P melhoram seus resultados à medida que a amplitude de classe aumenta, embora apenas Sb Johnson e Weibull 3P são aderentes em todas as amplitudes de classes utilizadas neste trabalho.

A função densidade de probabilidade Weibull 3P deve ser preferencialmente utilizada para representar a estrutura diamétrica do fragmento de floresta inequiânea em estudo, pois gera estimativas com melhor aderência aos dados observados em todas as amplitudes avaliadas.

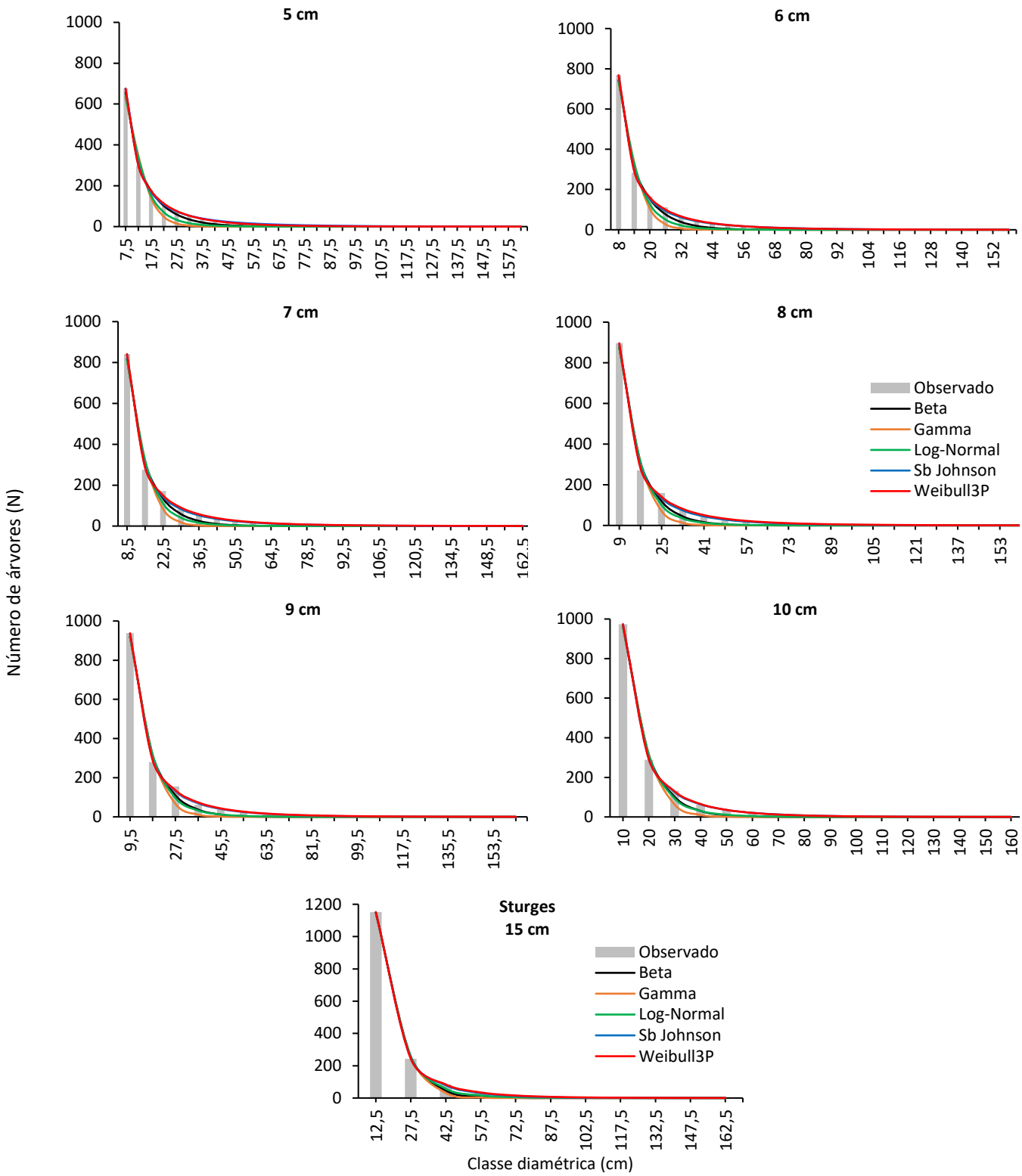

Figura 1. Número de árvores observadas e estimadas pelas funções densidade de probabilidade para cada amplitude de classe.

REFERÊNCIAS

ALVARES, C.A. et al. Köppen's climate classification map for Brazil. **Meteorologische Zeitschrift**, v.22, n.6, p.711-728, 2014.

ARAÚJO, E.J.G. et al. Relações dendrométricas em fragmentos de povoamentos de pinus, em Minas Gerais. **Pesquisa Florestal Brasileira**, v.32, n.72, p.355-366, 2012.

BRASIL. RESOLUÇÃO CONAMA nº 006, de 04 de maio de 1994. Diário Oficial da União, Poder Executivo, Brasília, DF, 30 mai. Seção 1, p.7913-7914.

BRASIL. RESOLUÇÃO CONAMA nº 029, de 07 de dezembro de 1994. Diário Oficial da União, Poder Executivo, Brasília, DF, 30

dez. Seção 1, p.21349-21350.

CAMPOS, J.C.C.; LEITE, H.G. **Mensuração Florestal: perguntas e respostas**. 5.ed. atualizada e ampliada. Viçosa: Editora UFV. 2017.

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.

DIAMANTOPOULOU, M.J. et al. Estimation of Weibull function parameters for modelling tree diameter distribution using least squares and artificial neural networks methods. **Biosystems Engineering**, v.133, p.33-45, 2015.

GASPARINI, K.A. et al. Técnicas de geoprocessamento e sensoriamento remoto aplicadas na identificação de conflitos do uso da terra em Seropédica-RJ. **Floresta e Ambiente**, v.20, n.3, p.296-306, 2013.

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

MACHADO, S.D.A. et al. Distribuição diamétrica de *Araucaria angustifolia* (bert.) o. ktze. em um fragmento de floresta ombrófila mista. **Scientia Agraria**, v.10, n.2, p.103-110, 2009.

MARANGON, G.P. et al. Modelagem da distribuição diamétrica de espécies lenhosas da caatinga, semiárido pernambucano**. Ciência Florestal**, v.26, n.3, p.863-874, 2016.

NASCIMENTO, R.G.M. et al. Modelo de projeção por classe diamétrica para florestas nativas: enfoque na função probabilística de Weibull. **Pesquisa Florestal Brasileira**, v.32, n.70, p.209-2019, 2012.

ORELLANA, E. et al. Modelagem da distribuição diamétrica de espécies florestais em um Fragmento de Floresta Ombrófila Mista. **Revista Árvore**, v.38, n.2, p.297-308, 2014.

REIS, L.P. et al. Prognose da distribuição diamétrica na amazônia utilizando redes neurais artificiais e autômatos celulares. **Floresta**, v.48, n.1, p.93-102, 2018.

RIBEIRO, A. et al. Structure of the diameter distribution of an experimental plantation of candeia (*Eremanthus erythropappus* (DC.) MacLeish). **Ciência Florestal**, v.24, n.4, p.1049-1059, 2014.

RUBIN, B.D. et al. Diameter distributions and structural sustainability in forests. **Forest Ecology and Management**, v.222, p.427-438, 2006.

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.

SANTOS, M.A. et al. Modelagem da distribuição diamétrica para Eucalipto seminal na região Centro Oeste de Mato Grosso. **Advances in Forestry Science**, v.6, n.2, p.639-643, 2019.

SCOLFORO, J.R.S. **Biometria Florestal: Modelos de Crescimento e Produção Florestal**. Lavras: UFLA/FAEPE, 2006.

SILVA, F. Modelagem pré-colheita da estrutura diamétrica de plantios de *Pinus* spp. por meio de distribuições probabilísticas. **Floresta**, v.42, n.2, p.381-390, 2012.

SILVA, W.L.; DERECZYNSKI, C.P. Caracterização climatológica e tendências observadas em extremos climáticos no estado do Rio de Janeiro. **Anuário do Instituto de Geociências**, v.37, n.2, p.123-138, 2014.

SOARES, T.S. et al. Projeção da distribuição diamétrica e produção de povoamentos de eucalipto empregando diferentes formas da função Weibull. **Revista Árvore**, v.35, n.5, p.1027-1032, 2011.

STURGES, H.A. The choice of a class interval. **Journal of the American Statistical Association,** v.21, n.153, p.65-66, 1926.

Recebido em 19-03-2020 *Aceito em 22-04-2020*