

Estatística

Métodos para empregar na caracterização da distribuição diamétrica de Cerrado tocantinense

Methods for use in the characterization of the diametric distribution of the tocantins Cerrado

Valdir Carlos Lima de Andrade¹ 

¹ Universidade Federal do Tocantins, Palmas, TO, Brasil

RESUMO

A característica “J-invertido”, de tendência da distribuição diamétrica (d.d.) de matas nativas, é muito utilizada para balizar a condução da produção florestal. Por isso, o objetivo deste trabalho foi avaliar a d.d. gerada por meio de diferentes métodos empíricos e estatísticos em um fragmento de Cerrado *stricto sensu* com 30,0 ha. Para isso, foi realizado um inventário florestal com cinco parcelas retangulares de 1.000,0 m² cada representando, em média, 6,0 ha de floresta por parcela. Como critérios de avaliação, se adotou à análise gráfica quanto à tendência de um “J - invertido” e o resultado do ajuste de três modelos de regressão considerando-se: significância na estimativa de coeficientes, coeficiente de determinação, erro padrão residual (EPR) e gráficos de resíduos. O método que se destacou na elaboração de d.d., foi empregado no ajuste das distribuições de probabilidades Weibull e Sb-Johnson, as quais foram avaliadas pelo teste de Kolmogorov-Smirnov (K-S). Concluiu-se que usar classes diamétricas fixas em 5 cm, aliado ao ajuste na forma não linear, é mais adequado para caracterizar a curva exponencial negativa com EPR de 12,5 árvores/ha, melhor que o respectivo ajuste na forma linear com EPR de 24,1 árvores/ha. Quanto as distribuições de probabilidades, se obteve melhor aderência aos dados observados da d.d. de cerrado tocantinense pela aplicação da função Sb-Johnson com $d_n=0,0091^{ns}$, sendo 50,5% inferior ao valor obtido pela distribuição Weibull ($d_n=0,0137^{ns}$).

Palavras-chave: Inventário florestal; Floresta inequiânea; Probabilidade

ABSTRACT

The “inverted-J” characteristic, which refers to the tendency of the diameter distribution (d.d.) of native forests, is widely used to guide forestry management. Therefore, the objective of this study was to evaluate the d.d. generated through different empirical and statistical methods in a 30.0-ha fragment of Cerrado *stricto sensu*. To this end, a forest inventory was conducted with five rectangular plots of 1,000.0 m² each, representing, on average, 6.0 ha of forest per plot. The evaluation criteria adopted were

graphical analysis of the tendency of an “inverted-J” and the results of fitting three regression models, considering: significance in the estimated coefficients, coefficient of determination, residual standard error (RSE), and residual plots. The method that stood out in the development of d.d. was used to fit the Weibull and Sb-Johnson probability distributions, which were evaluated by the Kolmogorov-Smirnov (K-S) test. It was concluded that using fixed diameter classes of 5,0 cm, combined with the nonlinear fit, is more appropriate to characterize the negative exponential curve with an RSE of 12.5 trees/ha, better than the respective linear fit with an RSE of 24.1 trees/ha. Regarding the probability distributions, better adherence to the observed data of the d.d. of Tocantins cerrado was obtained by applying the Sb-Johnson function with $d_n = 0.0091^{ns}$, being 50.5% lower than the value obtained by the Weibull distribution ($d_n = 0.0137^{ns}$).

Keywords: Forest inventory; Uneven forest; Probability

1 INTRODUÇÃO

As florestas naturais, com equilíbrio em sua dinâmica sucessional, apresentam uma distribuição diamétrica (d.d.) tendendo à um “J-invertido”. Característica esta que, identificada no final do século IX pelo engenheiro florestal François Henri de Lallemand de Liocourt em um estudo sobre o manejo de abetos na França (Picard e Gasparotto, 2016), é aplicada tanto na tomada de decisões quanto no estudo do manejo florestal sustentável de matas nativas em diferentes regiões do Brasil, cabendo citar:

- Venturoli *et al.* (2015), que estudaram a estrutura diamétrica de um Cerrado *Stricto Sensu* no estado de Goiás, região Centro-Oeste;
- Imaña-Encinas *et al.* (2013), que analisaram a d.d. de um fragmento de Floresta Atlântica no Espírito Santo, região Sudeste;
- Braz *et al.* (2012) na região Norte que, por meio do estudo da estrutura diamétrica remanescente pós-colheita, identificaram sustentabilidade da floresta remanescente;

Estudos em florestas inequidêneas, também, são feitos com enfoque nos métodos utilizados para elaborar uma d.d. e estimar o número de árvores por classe diamétrica. Nesse quesito, há uma gama de possibilidades com o uso de métodos empíricos e métodos estatísticos, seguidos do emprego de equações de regressão e, ou, de uma função densidade de probabilidades (fdp) (Braz *et al.*, 2012; Venturoli *et al.*, 2015; Santos *et al.*, 2016; Cerqueira *et al.*, 2017).

Nos estudos que avaliaram métodos para gerar uma d.d. de florestas naturais brasileiras, observou-se que a amplitude de classe diamétrica influencia no ajuste de uma fdp e que as distribuições Sb Johnson e Weibull tem destaque em aderência aos dados reais da d.d. gerada, por exemplo, nos estudos feitos em: Floresta Ombrófila (Santos *et al.*, 2016; Cysneiros *et al.*, 2017; Guilherme *et al.*, 2020); em Caatinga (Marangon *et al.*, 2016); em Cerrado (Cerqueira *et al.*, 2017); e em área de transição entre Florestas Aluvial e Cerrado (Kuchla *et al.*, 2015).

Portanto, pelo que foi elucidado, há poucos estudos sobre d.d. de Cerrado elaboradas por diferentes métodos empíricos e estatísticos, especificamente na região norte do Brasil onde se inclui o estado do Tocantins. Por isso, fundamenta-se o objetivo deste estudo para avaliar a d.d. de Cerrado tocantinense gerada por diferentes métodos empíricos e estatísticos considerando-se o ajuste de equações de regressão e, também, empregando-se a d.d. de maior destaque no ajuste de fdp's.

2 MATERIAIS E MÉTODOS

As etapas para condução deste trabalho consistiram de: inventário florestal, emprego de métodos empíricos e estatísticos para elaborar diferentes d.d.'s, ajuste de equações de regressão linear e não linear e ajuste das distribuições Weibull e Sb Johnson, cujas etapas são descritas à seguir.

2.1 Coleta de dados e elaboração de diferentes d.d.'s

Os dados utilizados foram coletados em 30,0 ha de Cerrado *stricto sensu* localizado no município de Gurupi, Tocantins. Foi realizado um inventário florestal com cinco parcelas retangulares de 1.000,0 m² cada distribuídas sistematicamente na área inventariada, o que se resume à uma intensidade amostral de 1,7% representando cerca de 6,0 ha da área inventariada por unidade amostral.

Foram medidos o diâmetro situado a 1,3 m do terreno (DAP) de um total de 583 árvores com $D \geq 5,0$ cm. Esses dados foram utilizados na elaboração de diferentes

tabelas de d.d. empregando-se métodos empíricos, com amplitudes de classes diamétricas de 5,0 cm (AF5) e 10,0 cm (AF10), e métodos estatísticos utilizando-se: Sturges (St), Scott (Sc), Raíz Quadrada (RQ) e Raíz Cúbica (RC), para os quais se aplicou as seguintes equações 1 à 4 (Ferreira, 2009; Santos *et al.*, 2016; Marangon *et al.*, 2016):

$$\text{Sturges:} \quad k = 1 + (3,3219) \text{ Log}(n) \quad (1)$$

$$\text{Scott:} \quad k = \frac{(At) (\sqrt[3]{n})}{(3,49) (S_D)} \quad (2)$$

$$\text{Raíz quadrada:} \quad k = \sqrt{n}; n > 100 \quad (3)$$

$$\text{Raíz cúbica:} \quad k = \sqrt[3]{n} \quad (4)$$

Onde:

k= número de classes diamétricas; Log= logaritmo decimal; At= amplitude total (cm); n= tamanho da amostra; s_D = desvio padrão do diâmetro medido a 1,3 m

2.2 Equações de regressão ajustadas

Na análise da d.d., gerada pelos métodos: AF5, AF10, St, Sc, RQ e RC, inicialmente se aprovou somente as distribuições que apresentaram o número de árvores por hectare em relação da classe de diâmetro tendendo à um "J - invertido" com o aumento do diâmetro. Em seguida, utilizando-se as d.d.'s aprovadas, foram estimadas as seguintes equações lineares 5, 6 e 7:

$$\widehat{\text{Ln}}(F) = \widehat{b}_0 + \widehat{b}_1 \left(\frac{1}{D} \right) \quad (5)$$

$$\widehat{\text{Ln}}(F) = \widehat{b}_0 + \widehat{b}_1 \text{ Ln}(D) \quad (6)$$

$$\widehat{\text{Ln}}(F) = \widehat{b}_0 + \widehat{b}_1 (D) \quad (7)$$

Onde:

\widehat{b}_0 e \widehat{b}_1 = coeficientes estimados por regressão linear simples; $\widehat{\text{Ln}}(F)$ = estimativa do logaritmo neperiano da Frequência (número de árvores/ha); D= centro da classe de DAP (cm)

Na escolha da equação linear que melhor se ajustou aos dados de d.d., foram adotados os critérios estatísticos: significância das estimativas de \widehat{b}_0 e \widehat{b}_1 pelo teste t

de *Student*, coeficiente de determinação (R^2), erro padrão residual (EPR) e gráficos de resíduos. Se ressalta que, nesta análise, os critérios de R^2 e EPR não tiveram seus valores recalculados em número de árvores por ha por utilizarem a mesma variável dependente, sendo: $\widehat{Ln(F)}$ para as equações 5, 6 e 7.

A equação selecionada dentre 5, 6 e 7, permitiu identificar o método que se destacou na elaboração de uma d.d. do fragmento de cerrado inventariado. Em seguida, visando comparação ao ajuste linear selecionado, utilizou-se os dados desta d.d. na estimativa da equação selecionada em sua forma não linear. Na análise realizada, utilizou-se de R^2 e EPR recalculados, considerando-se o número de árvores por ha devido ao ajuste utilizar formas diferentes da variável dependente, sendo: $\widehat{Ln(F)}$ para linear e $\widehat{(F)}$ para não linear.

2.3 Funções densidade de probabilidades ajustadas

Os dados de d.d., gerados pelo método que se destacou dentre AF5, AF10, St, Sc, RQ e RC, foram empregados no ajuste das distribuições de probabilidades Weibull com três parâmetros (W3P) e Sb Johnson (Sbj). Este ajuste foi avaliado quanto à aderência aos dados observados por meio do teste de Kolmogorov-Smirnov (K-S). As equações utilizadas para este fim são as seguintes equações 8, 9 e 10, respectivamente:

$$\text{W3P: } f(D; \epsilon; \delta; \gamma) = \left(\frac{\delta}{\gamma}\right) \left[\frac{(D - \epsilon)}{\gamma}\right]^{(\delta-1)} e^{\left\{-\left[\frac{(D-\epsilon)}{\gamma}\right]^{(\delta)}\right\}} \quad (8)$$

$$\text{Sbj: } f(D; \epsilon; \lambda; \delta; \gamma) = \left(\frac{\delta}{\sqrt{2\pi}}\right) \left[\frac{\lambda}{(D - \epsilon)(\lambda + \epsilon - D)}\right] e^{-0,5\left\{\gamma + \delta \ln\left[\frac{(D-\epsilon)}{(\lambda+\epsilon-D)}\right]\right\}} \quad (9)$$

$$\text{Teste K-S: } d_n = \text{Sup } |F_o(D) - F_e(D)| \quad (10)$$

Onde:

$\epsilon = D_{\min} - k$ = parâmetro de locação em W3P e Sbj; D = diâmetro; γ = parâmetro de escala em W3P e de forma em Sbj; δ = parâmetro de forma em W3P e Sbj; $\lambda = D_{\max} - \epsilon + 3,8$ = parâmetro de escala em Sbj; D_{\min} = diâmetro mínimo; D_{\max} = diâmetro máximo; d_n = módulo do desvio observado; $F_o(D)$ = distribuição cumulativa observada; $F_e(D)$ = distribuição cumulativa esperada; demais já definidos anteriormente

A decisão, tanto por W3P e Sbj como pelo teste K-S, se deu devido à estas distribuições sempre se destacarem dentre outras ajustadas aos dados de d.d. de florestas multiâneas e, também, pelo teste K-S ser ideal para avaliar a aderência de uma fdp aos dados observados de uma d.d. (Téo *et al.*, 2015; Marangon *et al.*, 2016; Schikowski *et al.*, 2016; Guilherme *et al.*, 2020).

Diante disso, o ajuste de W3P foi feito pelo método dos percentis e Sbj por meio do método de Knoebell-Burkhart (Scolforo, 2006). Inicialmente, aplicando-se as equações 8 e 9 com diferentes combinações dos percentis, dentre 30,0% à 90,0% para W3P e de 40,0% à 95,0% para Sbj, adotou-se como resultado final o percentil que apresentou o total da frequência relativa mais próximo de 1,0 resultando em um total de árvores estimado bem próximo do total observado.

Os resultados obtidos, também foram otimizados aplicando-se a metodologia de Barra *et al.* (2004) visando obter δ , γ que minimizassem a maior diferença d_n no teste K-S por meio de Programação Não Linear (PNL), com e sem k . Para isso, empregou-se a função de distribuição cumulativa $F(x)$ de W3P e Sbj (Barra *et al.*, 2004; Nascimento *et al.*, 2013), representadas pelas seguintes equações 11 e 12, respectivamente:

$$F(D) = 1 - e^{-\left\{ \left[\frac{D - (D_{\min} - k)}{\gamma} \right]^{(\delta)} \right\}}; \text{restrições: } >0, >0, \text{ com e sem } k \leq 1,3 \quad (11)$$

$$F(D) = \Phi \left\{ \gamma + \delta \text{Ln} \left[\frac{D - (D_{\min} - k)}{\lambda + (D_{\min} - k) - D} \right] \right\}; \text{restrições: } -\infty < < +\infty, >0, \text{ com e sem } k \leq 1,3 \quad (12)$$

Onde:

$F(D)$ = função de distribuição cumulativa; $\Phi = F(D)$ da distribuição normal padronizada em Sbj; demais já foram definidos anteriormente

Ainda, para obter valores otimizados de γ , δ e k com a aplicação da PNL, adotou-se a minimização de SQRes (Santos *et al.*, 2016) e, também, de $SQ(d_n)$ obtidos pelas seguintes equações 13 e 14, respectivamente:

$$SQRes = \sum_{i=1}^I (No_i - Ne_i)^2 \quad (13)$$

$$SQ(d_n) = \sum_{i=1}^I (d_{n_i})^2 \quad (14)$$

Onde:

SQRes=soma de quadrados dos resíduos; $i=i$ -ésima classe de diâmetro; No_i =número observado de árvores/ha; Ne_i =número estimado de árvores/ha; $SQ(d_n)$ = soma de quadrados de d_n do teste K-S; demais já foram definidos anteriormente

Conforme ressaltado por Scolforo (2006), que quando a integral de uma fdp é de difícil obtenção se pode empregar a própria fdp para estimar probabilidades com amplitudes de classes menores, se procedeu a avaliação também empregando-se a equação 9 da fdp Sbj utilizando-se classes de diâmetro com 1,0 cm de amplitude que, por conseguinte, gerou os dados necessários para obter uma tabela com distribuição cumulativa de probabilidades.

Por fim, é importante ressaltar que nos testes estatísticos realizados adotou-se o nível de 5,0% de significância, tanto no teste t de *Student* para verificar a significância das estimativas de \hat{b}_0 e \hat{b}_1 (equações 6, 7 e 8), quanto no teste K-S para avaliar a aderência do ajuste de W3P e Sbj às frequências observadas. Já, no ajuste de W3P e Sbj, foi elaborada uma planilha no *software MS Excel 2019* sendo utilizada, também, a ferramenta *Solver* deste *software* para aplicar a metodologia de Barra *et al.* (2004).

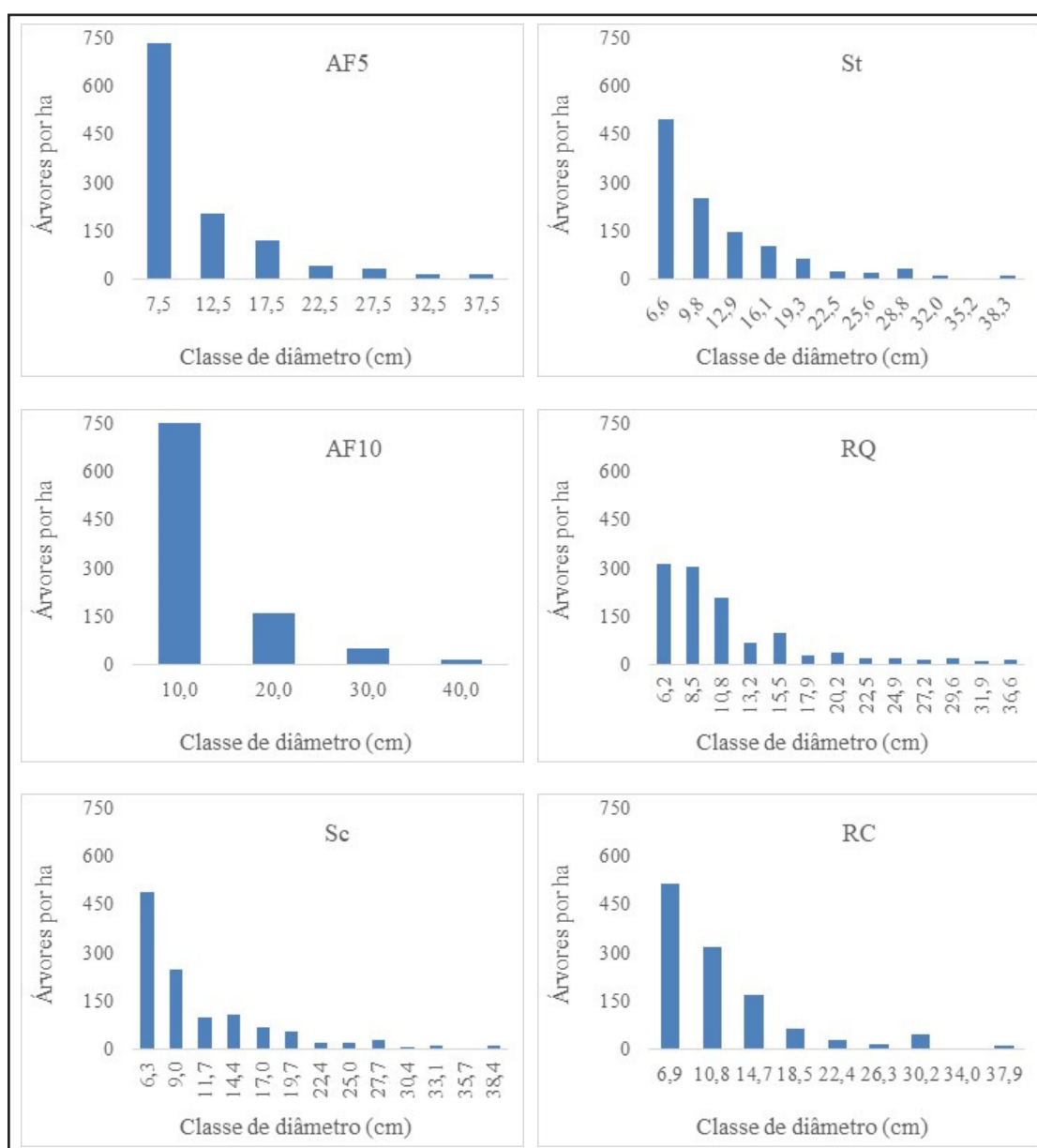
3 RESULTADOS E DISCUSSÃO

3.1 Análise de diferentes d.d.'s e equações de regressão

Na Figura 1 se pode observar que, embora todos os métodos apresentem a tendência esperada de "J - invertido", os métodos AF10 e RQ não se mostraram adequados para caracterizar a d.d. do cerrado inventariado. No caso de AF10, houve a divisão dos dados em apenas quatro classes de diâmetro e no método RQ ocorreu

a mesma quantidade de árvores nas duas primeiras classes diamétricas, sendo irreal ao que se esperava acontecer. Por isso, os métodos AF10 e RQ foram excluídos das análises posteriores feitas neste trabalho.

Figura 1 – Distribuição diamétrica de um Cerrado *sensu stricto* obtida pelo emprego de seis diferentes métodos. Em que: St= Sturges, Sc=Scott, RQ= raiz quadrada, RC= raiz cúbica, AF5 e AF10= classes diamétricas com amplitudes fixas em 5,0 cm e 10,0 cm, respectivamente



Fonte: autores (2024)

A partir dos métodos aprovados: St, Sc, RC e AF5, se obteve as equações lineares 5, 6 e 7 com estimativas altamente significativas dos coeficientes \hat{b}_0 e \hat{b}_1 ao nível de 5% pelo teste *t* de *student* (Tabela 1). Também, dentro de cada d.d. avaliada, se observa que as equações 5 e 7 apresentaram os piores resultados de EPR e R². Portanto, com base nestes critérios, se evidencia a equação 6 como a que melhor se ajustou aos dados da d.d. gerada por todos os métodos avaliados (St, Sc, RC e AF5).

Analisando os resultados referentes à equação 6 (Tabela 1), observa-se que apresentou altos valores de R² (acima de 91,6%) com exceção do método RC que apresentou R² de 86,0%. Assim, também por resultar no pior valor de EPR=0,647, este método RC demonstrou ser inadequado para elaborar uma d.d. do Cerrado *sensu stricto* inventariado. Portanto, diante desse cenário de resultados, se decidiu por excluir também o método RC das análises subsequentes neste trabalho.

Tabela 1 – Resultados das equações geradas para estimar o número de árvores em função do centro da classe de diâmetro Universidade Federal do Tocantins

Equação	\hat{b}_0^*	\hat{b}_1^*	EPR	R ²
Método de Sturges (St):				
5	1,7038	34,6991	0,690	0,806
6	11,3260	-2,5362	0,454	0,916
7	6,7832	-0,1350	0,462	0,913
Método de Scott (Sc):				
5	1,5813	33,5622	0,641	0,819
6	10,9489	-2,4729	0,433	0,917
7	6,5173	-0,1315	0,478	0,900
Método da Raíz Cúbica (RC):				
5	1,7187	36,5409	0,855	0,756
6	11,7978	-2,6542	0,647	0,860
7	7,0393	-0,1412	0,657	0,856
Método de amplitude fixa em 5 cm (AF5):				
5	2,053	36,750	0,444	0,921
6	11,7333	-2,5193	0,177	0,988
7	7,1316	-0,1304	0,351	0,951

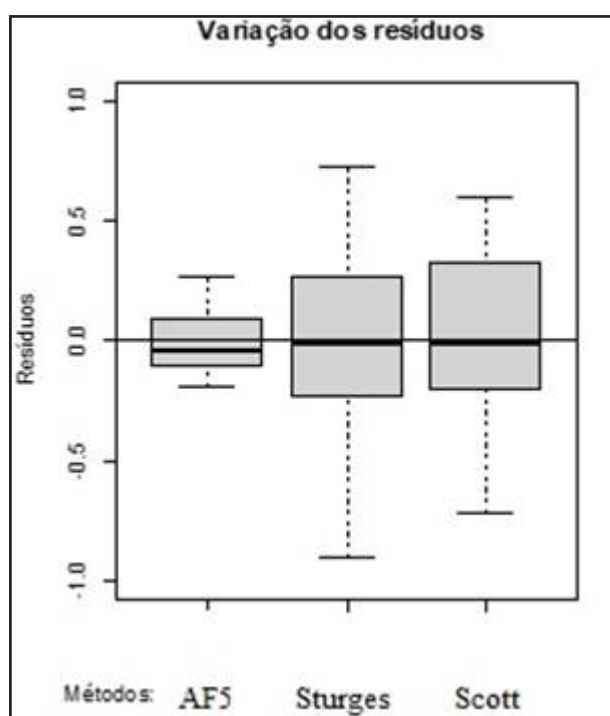
\hat{b}_0^* e \hat{b}_1^* = estimativa significativa ao nível de 5% pelo teste *t* de *Student* para os coeficientes \hat{b}_0 e \hat{b}_1 das equações 5, 6 e 7; EPR= erro padrão residual; R²= coeficiente de determinação

Fonte: autores (2024)

Dentre os métodos estatísticos St e Sc, observa-se que o ajuste da equação 6 resultou em valores de R^2 e EPR muito próximos (Tabela 1), evidenciando-se inexpressiva superioridade do método Sc com menor valor de EPR (0,433 *versus* 0,454) e maior R^2 (91,7% *versus* 91,6%). Portanto, considerando-se R^2 e EPR da equação 6, se pôde selecionar St e Sc para elaborar uma tabela de d.d. dentre os métodos estatísticos avaliados (Figura 1 e Tabela 1).

Por outro lado, quanto ao método empírico AF5, a sua d.d. empregada no ajuste da equação 6 resultou em valores superiores aos métodos estatísticos St e Sc, inclusive quanto ao EPR de 0,177 que representa uma redução expressiva de 156,5% e de 144,6%, respectivamente (Tabela 1).

Figura 2 – Diagrama em caixa com apresentação do menor valor, primeiro quartil, mediana, terceiro quartil e maior valor dos resíduos obtidos pela aplicação da equação 6 gerada por meio da d.d de cada método AF5, Sturges e Scott



Fonte: autores (2024)

Diante das análises feitas, demonstra-se que o método AF5 é o melhor dentre todos os métodos avaliados para caracterizar a d.d. do Cerrado *sensu stricto*

inventariado. Essa inferência, feita nos resultados obtidos pelo ajuste da equação 6 (Tabela 1), se complementa na Figura 2 que foi feita com os resíduos oriundos do ajuste da mesma equação com d.d.'s diferentes.

Observa-se, a menor e expressiva amplitude de variação dos resíduos ocorrendo no método AF5. Graficamente, tanto para o intervalo interquartil quanto para a amplitude total, se observa que o método AF5 apresentou os resíduos tendo um menor grau de espalhamento, evidenciando que o erro cometido é bem menor quando comparado aos demais métodos St e Sc.

Especificado o método AF5 para elaborar uma tabela de d.d. de Cerrado *sensu stricto* e a equação linear 6 para ajuste aos dados desta tabela, se procedeu à estimativa na sua forma não linear: $(\hat{F}) = \delta_0 (CD)^{\delta_1}$. Como resultado, se obteve a equação: $(\hat{F}) = 90.950,48 (CD)^{-2,3925}$ (15); com valores recalculados de EPR=12,7 árvores ha⁻¹. Frente à tais resultados, a equação 6 com ajuste linear (Tabela 1) resultou na equação: $(\hat{F}) = e^{[11,7333-2,5193 \text{Ln}(CD)]}$ (16); com valores recalculados de EPR=24,1 árvores ha⁻¹.

No cenário de resultados obtidos pelas equações 15 e 16, se observa que a equação 15 superou de forma expressiva a equação 16 (EPR de 12,7 árvores/ha *versus* 24,1 árvores/há), significando que: ao se empregar a equação 15, se obtém, em média, uma variação de $\pm 12,7$ árvores/ha em relação à curva exponencial negativa gerada frente à $\pm 24,1$ árvores/ha proporcionado pela curva da equação 16, o que representa uma redução no EPR de 47,30% (-11,4 árvores/ha) com uso da equação 15.

Neste interim, pode-se referenciar o estudo de Rangel *et al.* (2006), no qual avaliaram o ajuste linear e não linear da d.d. de um fragmento de Mata Atlântica em Minas Gerais. Obtiveram que a equação não linear foi a que melhor representou o estoque de madeira das espécies avaliadas, permitindo melhor previsão da produção ao empregar a alternativa de manejo baseada na equação não linear. Paralelamente, se pode inferir uma mesma expectativa de tendência com a equação não linear 15, conforme as considerações feitas anteriormente quanto aos resultados obtidos que favoreceram à esta equação ao invés do emprego da equação 16.

3.2 Método AF5 Empregado no ajuste de funções densidade de probabilidades

Em sequência a este estudo, se procedeu ao emprego dos dados de d.d. gerados pelo método empírico AF5 também no ajuste das distribuições W3P e Sbj. Na Tabela 2 se observa pelo teste K-S com d_n^{ns} que, tanto para a função cumulativa de W3P como para Sbj, houve aderência aos dados de d.d. de cerrado tocantinense quando ajustadas empregando-se percentis diferentes dos usuais ($d_n=0,0212^{ns}$; $d_n=0,0226^{ns}$), sendo percentis de 60,0% e 90,0% para W3P com $k=0,0115$ e de 30,0% e 90,0% para Sbj com $k=0,0640$. Já, para valores usuais de percentis, observa-se pelo teste K-S com d_n^* que não houve aderência à d.d. estudada ($d_n=0,0946^*$; $d_n=0,1996^*$).

Tabela 2 – Resultados das funções densidade de probabilidades Weibull e Sb-Johnson ajustadas aos dados de distribuição diamétrica obtidos com emprego do método AF5

Fun	Método	γ	δ	ϵ	λ	d_n
F(D) W3P	Percentis 30 e 90	6,4803	1,0304			0,0946*
F(D) W3P; $k=0,0115$	Percentis 60 e 90	5,3103	0,8263	4,9885		0,0212 ^{ns}
F(D) W3P; $k=0,0114$	Solver	4,9308	0,8070	4,9886		0,0159 ^{ns}
F(D) W3P; $k=0,0114$	Solver: SQRes	4,9351	0,7473	4,9886		0,0239 ^{ns}
F(D) W3P; $k=0,0114$	Solver: SQ(dn)	5,0851	0,8267	4,9886		0,0137 ^{ns}
F(D) Sbj; $k=1,3$;	Percentis 50 e 95	1,3973	0,6976	3,700	37,661	0,1996*
F(D) Sbj; $k=0,064$	Percentis 40 e 95	1,4584	0,6270	4,936	36,425	0,0226 ^{ns}
F(D) Sbj; $k=0,064$	Solver	1,5150	0,6419	4,936	36,425	0,0128 ^{ns}
F(D) Sbj; $k=0,064$	Solver: SQRes	1,5200	0,6455	4,936	36,425	0,0119 ^{ns}
F(D) Sbj; $k=0,064$	Solver: SQ(dn)	1,5355	0,6568	4,936	36,425	0,0091 ^{ns}
fdp Sbj; $k=1,3$	Percentis 50 e 95	1,3973	0,6976	3,700	37,661	0,2009*
fdp Sbj; $k=0,064$	Percentis 40 e 95	1,4584	0,6270	4,936	36,425	0,0164 ^{ns}
fdp Sbj; $k=0,064$	Solver	1,4650	0,6386	4,936	36,425	0,0125 ^{ns}
fdp Sbj; $k=0,064$	Solver: SQRes	1,4842	0,6361	4,936	36,425	0,0103 ^{ns}
fdp Sbj; $k=0,103$	Solver_SQ(K-S)	1,5269	0,6561	4,897	36,463	0,0094 ^{ns}

Em que: F(D)= função de distribuição cumulativa para a variável diâmetro D sendo equação 11 para Weibull(W3P) e equação 12 para Sb Johnson (Sbj), fdp=função densidade de probabilidades de Sbj com equação 9, d_n =valor obtido para a estatística de Kolmogorov-Smirnov, SQ(d_n)=soma de quadrados de d_n , SQRes=soma de quadrado dos resíduos em árvores/ha, teste K-S tabelado=0,0559, * e ns=significativo e não significativo, respectivamente

Fonte: autores (2024)

No ajuste otimizado das fdp's empregando-se o Solver-Excel (Tabela 2), conforme Barra *et al.* (2004), também se obteve evidência estatística de aderência aos dados de d.d. de cerrado pelo teste K-S com d_n^{ns} , havendo redução nos valores para $d_n=0,0159^{ns}$ (W3P) e $d_n=0,0128^{ns}$ (Sbj). Estes resultados representam uma redução nos valores de d_n de 25,0% para W3P e de 43,4% para Sbj, respectivamente, em relação ao uso de percentis diferentes aos usuais ($0,0212^{ns}$; $0,0226^{ns}$).

Por outro lado, nos demais ajustes otimizados empregando-se a ferramenta solver, pelo teste K-S com d_n^{ns} , também se obteve aderência à d.d. estudada. Porém, minimizar a SQRes em Wb3P ($d_n=0,0239^{ns}$), se mantém com um valor próximo ao uso de percentis diferentes aos usuais ($0,0212^{ns}$). Nesta fdp, o menor valor de $d_n=0,0137^{ns}$ foi obtido quando se objetivou minimizar $SQ(d_n)$. Este resultado, representa uma redução de 13,8% em relação à minimizar o maior valor de d_n ($0,0159^{ns}$) e de 85,5% em relação ao emprego do ajuste com percentis usuais de 30% e 90% ($0,0946^*$).

Na distribuição Sbj, minimizar tanto SQRes quanto $SQ(d_n)$, se observa aderência à d.d. com valores de d_n iguais à $0,0119^{ns}$ e $0,0091^{ns}$, respectivamente. Valores estes, inferiores ao uso de percentis diferentes aos usuais ($d_n=0,0226^{ns}$). Estes resultados, representam uma redução de 47,4% para minimizar SQRes e de 59,7% para minimizar $SQ(d_n)$. Também, se considerado o menor valor de d_n ; que foi: $d_n=0,0091^{ns}$, se obtém uma redução de 28,9% em relação à minimizar o maior de d_n conforme Barra *et al.*, 2004 ($0,0128^{ns}$) e de 95,4% em relação ao uso de percentis usuais ($0,1996^*$).

Quanto aos ajustamentos feitos, de maneira geral, se observa que Wb3P supera Sbj apenas quando se emprega os percentis ($0,0946^*$ versus $0,1996^*$; e $0,0212^{ns}$ versus $0,0226^{ns}$). Nos ajustes feitos por PNL empregando-se o Solver, Sbj foi superior a Wb3P. Portanto, diante dos resultados obtidos e considerando-se o valor de d_n , se pode inferir que:

- 1) Empregar PNL para minimizar $SQ(d_n)$, tanto em W3P quanto em Sbj, se mostra mais adequado para obter aderência aos dados observados de d.d. de Cerrado no Tocantins;

2) Empregar PNL para minimizar $SQ(d_n)$ na fdp S_{bj} , se mostra mais adequado para obter aderência aos dados observados de d.d. de Cerrado no Tocantins.

Para a fdp S_{bj} (equação 9) se observa que esta não superou o emprego de $F(D) S_{bj}$ (equação 12) apenas quando se utilizou os percentis usuais ($d_n=0,2009^*$) e quando houve o emprego do Solver para otimizar a estimativa de γ e δ , no qual houve a inclusão de k resultando em 0,103 ($d_n=0,0094^{ns}$). Considerando-se o menor d_n , ainda se pode observar que o emprego da $F(D) S_{bj}$ é a melhor opção quando se emprega o Solver para otimizar a estimativa de γ e δ , no qual não houve a inclusão de k resultando em 0,064 ($d_n=0,0091^{ns}$).

Inferência similar aos presentes resultados com o método empírico AF5 e emprego de PNL, se observa em Cysneiros *et al.* (2017) que, dentre seis diferentes distribuições de probabilidades, obtiveram o melhor nível de ajustamento para S_{bj} utilizando o conjunto de todas as espécies de uma Floresta Ombrófila Densa no Rio de Janeiro. Já, Teo *et al.* (2015) nestas mesmas condições, avaliaram nove diferentes distribuições de probabilidades e obtiveram destaque para S_{bj} no ajuste à d.d. de um fragmento de Floresta Ombrófila Mista em Santa Catarina.

Ainda, se pode considerar Schikowski *et al.* (2016) que, avaliando a dinâmica de *Araucária angustifolia* em floresta natural, verificaram dentre oito distribuições de probabilidade destaque para S_{bj} em caracterizar a estrutura diamétrica desta importante espécie florestal e puderam demonstrar que a população analisada está em processo de mudança concernente à sua d.d. Também, Guilherme *et al.* (2020) que, apesar de W3P resultar em melhor desempenho para descrever a d.d. de um fragmento inequiâneo dentre cinco diferentes distribuições avaliadas, verificaram que S_{bj} se apresentou como a segunda melhor fdp melhorando seus resultados com o aumento da amplitude de classe diamétrica.

4 CONCLUSÃO

Neste trabalho a melhor caracterização do padrão esperado de 'J-invertido', na área de cerrado inventariada, foi o emprego da amplitude de classe diamétrica fixa em 5 cm (método empírico AF5).

Dentre os modelos de regressão avaliados, a aplicação da equação 6 foi a mais recomendada nas condições estudadas. Deve-se preferir o seu respectivo ajuste não linear, tendo a forma funcional: $(\hat{F}) = \hat{\delta}_0 (CD)^{\hat{\delta}_1}$.

Os métodos de Sturges e Scott apresentaram os melhores resultados dentre os quatro métodos estatísticos avaliados na determinação do número de classes diamétricas para cerrado tocantinense.

Pelo resultado do teste K-S, concluiu-se que ambas distribuições Weibull e Sb-Johnson empregando-se percentis usuais não resultam em aderência à d.d. observada de Cerrado no Tocantins.

Quanto ao emprego de PNL para minimizar $SQ(d_n)$, tanto em $F(D) W3P$ quanto em $F(D) Sbj$, se mostrou mais adequado para obter aderência aos dados observados de d.d. de Cerrado no Tocantins. Dentre estas funções, se obteve um melhor ajuste para $F(D) Sbj$ quando se utiliza o solver para otimizar as estimativas de γ e δ sem a inclusão de k .

Os resultados deste estudo disponibilizam um conhecimento importante sobre a elaboração de uma d.d. em áreas de Cerrado tocantinense, seguido da aplicação de seus dados no ajuste de uma equação de regressão na forma não linear e, principalmente, no ajuste da fdp Sbj empregando-se PNL para otimizar as estimativas de seus parâmetros, preferencialmente, minimizando-se $SQ(d_n)$.

REFERÊNCIAS

BARRA, O. S. V. ; SANQUETA, C. R.; ARCE, J. E.; MACHADO, S. A.; CORTES, A. P. D. Proposta metodológica para ajuste ótimo da distribuição diamétrica Weibull 3P. **Revista Floresta**, v.34, n.3, p.387-393, set./dez. 2004.

BRAZ, E. M.; SCHNEIDER, P. R.; MATTOS, P. P.; THAINES, F.; SELLE, G. L.; OLIVEIRA, M. F.; OLIVEIRA, L. C. Manejo da estrutura diamétrica remanescente de florestas tropicais. **Ciência Florestal**, Santa Maria, v. 22, n. 4, p. 787-794, 2012. <https://doi.org/10.5902/198050987559>.

CERQUEIRAC. L.; LISBOA, G. S.; STEPKA, T. F.; FRANÇA, L. C. J.; FONSECA, N. C.; ABREU, Y. K. L.; SANTOS, J. C. Florística, Fitossociologia e Distribuição Diamétrica em um Remanescente de Cerrado *sensu stricto*, Brasil. **Revista ESPACIOS**, v. 38, n. 23, 2017.

CYSNEIROS, V.C.; AMORIM, T. A.; 2, MENDONÇA JÚNIOR, J. O.; GAUI, T. D.; MORAES, J. C. R.; BRAZ, D. M.; MACHADO, S. A. 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, jan./mar. 2017.

FERREIRA, D. F. **Estatística básica**. 2a ed. Lavras: Ed. UFLA, 2009. 664p.

GUILHERME, S. S.; ATAÍDE, D. H. S.; SILVA, L. C.; ROCHA, P. V.; CURTO, R. A.; ARAÚJO, E. J. G. Aderência de funções de distribuição diamétrica em diferentes amplitudes de classes de um fragmento de floresta inequiânea. **BIOFIX Scientific Journal**, v. 5, n. 2, p. 239-245, 2020. DOI 10.5380/biofix.v5i2.71815.

IMANA-ENCINAS, J.; CONCEIÇÃO, C. A.; SANTANA, O. A.; IMAÑA, C. R.; PAULA, J. E. Distribuição diamétrica de um fragmento de Floresta Atlântica no município de Santa Maria de Jetibá, ES. **Floresta**, v. 43, n. 3, p. 385-394, 2013.

KUCHLA, W. J.; STEPKA, T. F.; SAWCZUK, A. R.; LISBOA, G. S. Florística, estrutura horizontal e distribuição diamétrica em área de transição de Cerrado e Floresta Aluvial no município de Campos de Júlio-MT. **Ambiência** (UNICENTRO). v. 11, p. 13-30, 2015.

MARANGON, G.P. ; FERREIRA, R. L.C.; SILVA, J. A. A.; SCHNEIDER, P. R.; LOUREIROG. H. Modelagem da distribuição diamétrica de espécies lenhosas da caatinga, semiárido pernambucano. **Ciência Florestal**, v.26, n.3, p.863-874, jul./set. 2016.

NASCIMENTO, R. G. M; MACHADO, S. A.; FIGUEIREDO FILHO, A.; HIGUCHI, N. Modelagem da sobrevivência, mortalidade e recrutamento de uma floresta na Amazônia Central. **Scientia Forestalis**, Piracicaba, v. 41, n. 99, p. 319-330, set. 2013.

PICARD, N.; GASPAROTTO, D. Liocourt's law for tree diameter distribution in forest stands. **Annals of Forest Science**. v. 73, p. 751–755, 2016. DOI 10.1007/s13595-016-0563-4.

RANGEL, M. S.; CALEGARIO, N.; de MELLO, A. A.; LEMOS, P. C. Melhoria na precisão da prescrição de manejo para floresta natural. **Cerne**, v. 12, n. 2, p. 145-156, 2006.

SANTOS R. O.; ABREU, J. C.; LIMA, R. B.; APARÍCIO, P. S.; SOTTA, E. D.; LIMA, R. C. Distribuição diamétrica de uma comunidade arbórea na Floresta Estadual do Amapá, Brasil. **Biota Amazônia**, v.6, n.2, p.24-31, 2016.

SCHIKOWSKI, A. B.; MARTINS, A. P. M.; SCHIAVO, B. N. V.; STANG, M. B.; CORTE, A. P. D.; PÉLLICO NETTO, S.; SANQUETTA, C. R. dinâmica da distribuição diamétrica de *Araucária angustifolia* em um remanescente de floresta ombrófila mista no Paraná. **Revista Brasileira de Biometria**, Lavras, v.34, n.1, p.163-182, 2016.

SCOLFORO, J. R. S. **Biometria Florestal: modelos de crescimento e produção florestal**. Lavras: Ed. UFLA, 2006. 393p.

TÉO, S. J.; MARCON, F.; 2, SCHNEIDER, C. R.; SANTOS, F. B.; CHIARELLO, K. M. A.; FIORENTIN, L. D. Modelagem da distribuição diamétrica de um fragmento de floresta ombrófil mista em Leblon Régis, SC. **Floresta**, v. 45, n. 2, p. 337–348, abr./jun. 2015. DOI 10.5380/rf.v45i2.34733.

VENTUROLI, F.; CARVALHO, F. A.; SILVA NETO, C. M.; Douglas César de MORAES, D. C.; MARTINS, T. O.; SOUZA, D. M. Manejo Florestal no bioma Cerrado: uma opção para conservar e lucrar. **Scientia Forestalis**, v. 43, n. 107, p. 617-626, 2015.

Contribuição de autoria

1 – Valdir Carlos Lima de Andrade

Doutorado em Engenharia Florestal pela Universidade Federal de Lavras (UFLA). Professor na UFT. <https://orcid.org/0000-0002-5559-9124> • vclandrade@hotmail.com

Contribuição: Administração do Projeto, Análise Formal, Conceituação, Curadoria de dados, Escrita – Primeira Redação, Escrita – Revisão e Edição, Investigação, Metodologia, Obtenção de Financiamento, Recursos, Software, Validação, Visualização de dados.

Como citar este artigo

ANDRADE, V. C. L. de. Métodos para empregar na caracterização da distribuição diamétrica de Cerrado tocantinense. **Ciência e Natura**, Santa Maria, v. 48, 2026, e89144. DOI: <https://doi.org/10.5902/2179460x89144>.