

**ESTRUTURA DA DISTRIBUIÇÃO DIAMÉTRICA EM PLANTIO EXPERIMENTAL DE  
CANDEIA (*Eremanthus erythropappus* (DC.) MacLeish)**

STRUCTURE OF THE DIAMETER DISTRIBUTION OF AN EXPERIMENTAL PLANTATION OF  
CANDEIA (*Eremanthus erythropappus* (DC.) MacLeish)

Andressa Ribeiro<sup>1</sup> Antonio Carlos Ferraz Filho<sup>2</sup> José Roberto Soares Scolforo<sup>3</sup> Sylvio Péllico Netto<sup>4</sup>  
Sebastião do Amaral Machado<sup>5</sup>

**RESUMO**

O presente trabalho teve como objetivo principal caracterizar a distribuição diamétrica de um plantio experimental de candeia com diferentes tratamentos (idade, espaçamento e trato silvicultural distintos), através do ajuste de diversas funções de densidade de probabilidade. Posteriormente, realizou-se a prognose dos parâmetros da função selecionada em função da idade. Foram testadas as funções Gamma, Normal, Log normal, Weibull 2 parâmetros (2P) e Weibull 3 parâmetros (3P) para os diferentes tratamentos; a escolha do melhor ajuste foi baseada no teste de aderência de Kolmogorov-Smirnov a 95% de probabilidade. A função Weibull 3P para a maioria dos tratamentos resultou em melhores ajustes, principalmente nas árvores podadas, sendo então selecionada para a prognose dos parâmetros em função da idade. Foi detectado que a poda influenciou o parâmetro de escala, porém, não o de forma, enquanto o espaçamento de plantio não influenciou nenhum dos parâmetros da função de Weibull de forma significativa. Assim, equações lineares foram ajustadas para a prognose dos parâmetros em função da idade. Uma simulação foi empregada considerando florestas podadas ou não para avaliar o comportamento da distribuição diamétrica em função da idade do plantio, na qual foi verificado que as equações obtidas distinguem de forma satisfatória os plantios de candeia podados ou não.

**Palavras-chave:** prognose; funções de densidade de probabilidade; manejo florestal.

**ABSTRACT**

The present study had as its main objective to characterize the diameter distribution of an experimental plantation of 'candeia' trees submitted to different treatments (age, spacing and silvicultural treatments), by adjusting several probability density functions. Subsequently, a prognosis of the selected function parameters in relation to age was conducted. The probability density functions tested were: Gamma, Normal, Log-normal, 2-parameter Weibull (2P) and 3-parameter Weibull (3P) for the different study groups. The selection of the best fit was based on the Kolmogorov-Smirnov test with a probability of 95%. The Weibull 3P function present the best fits for the majority of the treatments, especially for pruned trees, being thus chosen for the prognosis of the parameters according to age. It was detected that pruning affected the scale parameters, but not the shape parameters, while spacing did not influence the function parameters in a significant manner. Hence, linear equations were adjusted for the prognosis of the parameters in relation

1 Engenheira Florestal, Ma., Professora Assistente na Universidade Federal do Piauí, Campus Profa. Cinobelina Elvas, CEP 64900-000, Bom Jesus (PI), Brasil. andressa.florestal@gmail.com

2 Engenheiro Florestal, Dr., Professor Adjunto na Universidade Federal de Lavras, Caixa Postal 3037, CEP 37200-000, Lavras (MG), Brasil. acferrazfilho@gmail.com

3 Engenheiro Florestal, Dr., Professor Titular da Universidade Federal de Lavras, Caixa Postal 3037, CEP 37200-000, Lavras (MG), Brasil. Pesquisador 1A do CNPq. scolforo@dcf.ufla.br

4 Engenheiro Florestal, Dr., Professor da Sênior Universidade Federal do Paraná, Rua Lothário Meissner, 632, CEP 80210-170, Curitiba (PR), Brasil. sylviopelliconetto@gmail.com

5 Engenheiro Florestal, PhD., Professor Sênior da Universidade Federal do Paraná, Rua Lothário Meissner, 632, CEP 80210-170, Curitiba (PR), Brasil. Pesquisador 1A do CNPq. samachado@ufpr.br

to age. A simulation was conducted considering pruned and not pruned trees in order to evaluate the behavior of the diametric distribution in relation to the plantation age, in which it was found that the parameterized equations satisfactorily distinguished between the pruned and not pruned 'candeia' plantations.

**Keywords:** prognosis; probability density function; forest management.

## INTRODUÇÃO

A utilização dos recursos florestais sem um planejamento conciso pode provocar seu esgotamento. Embora a candeia (*Eremanthus erythropappus* (DC.) MacLeish) seja uma espécie nativa, encontrada em diferentes regiões do Brasil, bem como na Argentina e Paraguai, detentora de grande potencial econômico e, conseqüentemente, altamente comercializada, estudos sobre o seu desenvolvimento e silvicultura são recentes.

A madeira da candeia apresenta alta durabilidade natural, sendo utilizada como moirões de cerca, além de possuir em sua composição um óleo amplamente empregado em indústrias farmacêuticas e de cosméticos denominado alfabisabolol (PÉREZ, 2001). Sua extração se dá, na maioria dos casos, em florestas nativas, onde não se sabe ao certo a idade e a taxa de crescimento dos indivíduos. O Instituto Estadual de Florestas do estado de Minas Gerais regulamenta a exploração de um candeial nativo através da Portaria n. 001/2007, que fundamenta normas para o manejo florestal da espécie, porém, essa não estabelece um tempo de rotação na exploração do candeial, o que gera demandas por estudos, a fim de garantir sua sustentabilidade econômica e ambiental.

Uma possível alternativa é o plantio da espécie, que além de aliviar a pressão de exploração em áreas nativas, possibilita uma geração de renda extra para produtores rurais. Scolforo et al. (2008) estimaram que a espécie pode atingir uma renda bruta de R\$ 10.869,67/ha, considerando uma rotação de dez anos. Portanto, a fim de acompanhar o desenvolvimento da espécie e identificar padrões, estudos de distribuição diamétrica em experimentos estruturados com diferentes espaçamentos e tratamentos silviculturais se tornam peça-chave para tomada de decisão correta quanto ao seu manejo. Assim, pesquisas relativas à distribuição diamétrica são importantes para caracterização da estrutura da floresta e, por conseguinte, a prognose do crescimento e da produção.

Bailey e Dell (1973) afirmaram que a quantificação da distribuição diamétrica e suas

relações com o sítio, a composição do povoamento, a idade e a densidade são valiosas, tanto para fins econômicos, como para fins biológicos. Assim, a distribuição diamétrica surge como um indicador potencial da estrutura da floresta, permitindo distinguir diferentes tipos florestais, além de viabilizar a prognose dos múltiplos produtos (SCOLFORO, 2006). Loetsch et al. (1973) definiram a distribuição diamétrica como sendo um indicador da estrutura do estoque de crescimento, permitindo com certa experiência, a elaboração de conclusões a respeito da estrutura da floresta.

Deste modo, o presente trabalho teve como objetivos: avaliar comparativamente o comportamento das funções de densidade probabilísticas Normal, Log Normal, Gamma e Weibull com dois e três parâmetros, a fim de descrever a estrutura florestal de um plantio experimental de candeia, partindo da evolução das distribuições diamétricas ao longo dos anos de 2005 a 2008 e, posteriormente, após a escolha da melhor função, realizar a prognose dos seus parâmetros em relação à idade do plantio.

## MATERIAL E MÉTODOS

Os dados são provenientes de um plantio experimental implantado em março de 2002, no município de Carrancas - MG. A área experimental foi distribuída em quatro blocos, esses divididos em quatro parcelas casualizadas, as quais foram subdivididas em quatro subparcelas com 56 covas cada. Nas parcelas foi analisado o efeito do espaçamento (1,5x1,5m; 1,5x2,0m; 1,5x2,5m e 1,5x3,0m) e nas subparcelas foi avaliado o efeito de podas, resultando em um delineamento experimental com blocos casualizados com parcelas subdivididas em faixas.

O número inicial de árvores variou ao passar dos anos devido à taxa de ingresso de novos fustes em um mesmo indivíduo, sendo característica da espécie uma bifurcação acentuada. Esses foram tratados como indivíduos independentes, pois a ramificação ocorreu em pontos inferiores a 1,30 m do solo. As medições ocorreram em intervalos

de aproximadamente 6 meses, totalizando até o momento 14 medições. Foram mensuradas em cada medição a altura total (H) e a circunferência a 1,30 m do solo de cada fuste (CAP), adotando uma circunferência mínima de nove centímetros. Na presente pesquisa, utilizaram-se dados de apenas três períodos de medição, nas idades 3,7; 4,6 e 6,5 anos.

Silva (2009), ao estudar o crescimento e a produção do mesmo experimento, verificou, através de uma análise de variância, que não houve diferença estatística entre os diâmetros nos diferentes espaçamentos utilizados no plantio, porém, para a interação entre o espaçamento de plantio e a prática de podas houve significância a 5%. Portanto, a base de dados foi dividida em diferentes tratamentos conforme idade, espaçamento e trato silvicultural

(grupo de árvores podadas ou não) unindo-se os quatro blocos por tratamento. Na Tabela 1 estão apresentados os diferentes tratamentos avaliados no estudo.

Realizou-se o ajuste das distribuições probabilísticas Normal, Log Normal, Gamma e Weibull dois e três parâmetros para as caracterizações diamétricas. O número de classes e seus respectivos intervalos foram obtidos através da formulação de Struges, citado por Hoaglin et al. (1983). Cada distribuição foi ajustada para o período de três observações (idades), distinguindo os diferentes tratamentos. As estruturas matemáticas das distribuições probabilísticas ajustadas estão listadas na Tabela 2.

Os parâmetros das funções de densidade de probabilidade foram determinados utilizando o

TABELA 1: Tratamentos avaliados no estudo.

TABLE 1: Treatments evaluated in the study.

Tratamento	Idade (anos)	Espaçamento	Grupo
T1.1	3,7	1,5 x 1,5m	Testemunha
T1.2	3,7	1,5 x 2,0m	Testemunha
T1.3	3,7	1,5 x 2,5m	Testemunha
T1.4	3,7	1,5 x 3,0m	Testemunha
T2.1	4,6	1,5 x 1,5m	Testemunha
T2.2	4,6	1,5 x 2,0m	Testemunha
T2.3	4,6	1,5 x 2,5m	Testemunha
T2.4	4,6	1,5 x 3,0m	Testemunha
T3.1	6,5	1,5 x 1,5m	Testemunha
T3.2	6,5	1,5 x 2,0m	Testemunha
T3.3	6,5	1,5 x 2,5m	Testemunha
T3.4	6,5	1,5 x 3,0m	Testemunha
P1.1	3,7	1,5 x 1,5m	Poda
P1.2	3,7	1,5 x 2,0m	Poda
P1.3	3,7	1,5 x 2,5m	Poda
P1.4	3,7	1,5 x 3,0m	Poda
P2.1	4,6	1,5 x 1,5m	Poda
P2.2	4,6	1,5 x 2,0m	Poda
P2.3	4,6	1,5 x 2,5m	Poda
P2.4	4,6	1,5 x 3,0m	Poda
P3.1	6,5	1,5 x 1,5m	Poda
P3.2	6,5	1,5 x 2,0m	Poda
P3.3	6,5	1,5 x 2,5m	Poda
P3.4	6,5	1,5 x 3,0m	Poda

TABELA 2: Estrutura matemática das funções de densidade probabilística ajustadas.

TABLE 2: Mathematical structure of the adjusted probability density functions.

Distribuição	Função de Densidade Probabilística
Normal	$f(x) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2}\left(\frac{x-\mu}{\sigma}\right)^2}$
Log Normal	$f(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi} * \sigma^2} e^{-\frac{1}{2}\left(\frac{\ln(x)-\mu^2}{\sigma^2}\right)}$
Gamma	$f(x) = \frac{x^{\alpha-1} e^{-x/\beta}}{\beta^\alpha \Gamma(\alpha)}$
Weibull 2P	$f(x) = \left(\frac{c}{b}\right) \left(\frac{x}{b}\right)^{c-1} e^{-\left[\left(\frac{x}{b}\right)^c\right]}$
Weibull 3P	$f(x) = \left(\frac{c}{b}\right) \left(\frac{x-a}{b}\right)^{c-1} e^{-\left[\left(\frac{x-a}{b}\right)^c\right]}$

Em que:  $f(x)$  = Função de densidade de probabilidade da variável  $x$ ;  $x$  = variável aleatória objeto de estudo (diâmetro em centímetro);  $\pi$  = constante Pi (3,14159265...);  $e$  = constante de Euler (2,71828182...);  $a, b, c, \alpha, \beta$  = parâmetros a serem estimados.

programa estatístico Statgraphics Centurion XV.

A estimativa dos parâmetros das distribuições Gamma, Weibull 2P e 3P foram feitas pelo método da máxima verossimilhança. O ajuste da função Weibull pelo método da máxima verossimilhança proporciona estimativas mais confiáveis e com menor tendenciosidade do que outros métodos como o dos momentos e o dos percentis (BAILEY e DELL, 1973; CAMPOS e LEITE, 2006). Para as distribuições Log Normal e Normal, os parâmetros foram estimados utilizando o método dos momentos, conforme descrito por Scolforo (2006).

A seleção da melhor distribuição probabilística foi baseada no teste de Kolmogorov Smirnov, adotando 95% de probabilidade para testar a hipótese de aderência. Esse teste foi preferido, pois, segundo Scolforo (2006), ele não apresenta valores tendenciosos quando o número de observações por classe diamétrica for inferior a cinco, fato comum neste trabalho. Gadow (1983) afirmou que o teste de Kolmogorov Smirnov é superior para a análise de qualidade de ajuste de funções de distribuição, pois não é afetado pelo número de árvores, ao contrário das estatísticas de Chi-quadrado e razão de máxima

verossimilhança.

Após a escolha da melhor função de densidade de probabilidade, avaliou-se o comportamento dos seus parâmetros em função do tempo, possibilitando, assim, a realização da prognose da distribuição das árvores nas diferentes classes diamétricas. Bailey & Dell (1973) afirmaram que os valores do parâmetro de forma para a função Weibull apresentam uma relação com a idade, tendo em vista que esse pode simular diversas distribuições (tais como a normal e exponencial, com assimetria à esquerda ou à direita) dependendo do seu valor. A correlação de parâmetros de uma distribuição de densidade de probabilidade com características do talhão já foram empregados com sucesso por diversos autores, como McGee & Della-Bianca (1967), Cao (2004), Petráš et al. (2010) e Binoti et al. (2010).

## RESULTADOS E DISCUSSÃO

As estatísticas descritivas do conjunto de dados, analisando separadamente as árvores de candeia podadas e não podadas (testemunha) nos quatro diferentes espaçamentos em três idades de

medição, estão listadas na Tabela 3. Os valores das estatísticas foram crescentes em todos os tratamentos ao longo dos anos de medição, em ambas as variáveis dendrométricas avaliadas. O número de indivíduos é crescente devido à taxa de ingresso de novos fustes em uma mesma cova, principalmente no grupo das testemunhas.

Na Tabela 4 estão apresentados os parâmetros obtidos para as distribuições Normal, Log Normal, Gamma, Weibull 2P e Weibull 3P. Tais valores foram utilizados nas funções de densidade de probabilidade para a estimativa das frequências relativas por classe diamétrica nas diferentes idades de medição.

Observa-se uma tendência crescente dos parâmetros ao longo dos anos para as distribuições Normal e Log Normal. Já os parâmetros referentes à forma e escala da distribuição Gamma foram

ambos decrescentes. Na distribuição Weibull 2P, o parâmetro de escala foi crescente e o de forma foi decrescente. Tal fato é explicado devido à taxa de ingresso nas classes diamétricas inferiores, ou seja, fustes ingressando no diâmetro mínimo de medição. O parâmetro de forma na distribuição Weibull 3P foi decrescente nos dois grupos de árvores estudados (poda e testemunha), porém, o parâmetro de escala foi crescente no grupo das árvores podadas e nas testemunhas esse se comportou de forma variável.

Para tomada de decisão correta quanto à melhor função ajustada, o teste de aderência de Kolmogorov Smirnov foi aplicado e os resultados estão listados na Tabela 5. Os valores de  $D$  calculado ( $D_{cal}$ ), que foram menores que os de  $D$  tabelado ( $D_{tab}$ ), indicam a não rejeição da hipótese de nulidade, concluindo-se que as frequências esperadas e observadas são similares sob o ponto

TABELA 3: Estatísticas descritivas para os tratamentos nas três idades de medição.

TABLE 3: Descriptive statistics for the treatments in the three ages measured.

Tratamento	n	Altura (m)				Diâmetro (cm)			
		Máximo	Média	Mínimo	Desvio Padrão	Máximo	Média	Mínimo	Desvio Padrão
T1.1	338	5,889	3,561	2,350	0,549	6,112	3,600	2,387	0,655
T2.1	503	6,462	3,774	2,370	0,619	6,462	3,621	2,706	0,720
T3.1	680	8,117	4,026	2,260	0,712	8,117	3,847	2,865	0,832
T1.2	486	5,666	3,589	2,228	0,542	7,003	3,628	2,069	0,765
T2.2	602	7,035	3,898	2,865	0,642	7,130	3,795	2,865	0,815
T3.2	800	7,544	4,152	2,500	0,747	8,976	4,001	2,865	0,936
T1.3	494	6,716	3,634	2,260	0,591	7,544	3,667	2,228	0,764
T2.3	685	7,480	3,813	2,483	0,686	7,580	3,709	2,483	0,805
T3.3	929	8,785	4,146	2,865	0,727	8,785	3,935	2,865	0,892
T1.4	565	6,366	3,656	1,900	0,480	7,289	3,723	2,069	0,754
T2.4	828	8,117	4,063	2,460	0,661	8,117	3,891	2,706	0,882
T3.4	1113	8,531	4,233	2,865	0,691	8,913	4,046	2,865	0,956
P1.1	345	4,500	3,562	2,630	0,306	7,926	4,622	2,865	0,891
P2.1	375	5,080	4,041	2,650	0,39	9,517	4,843	2,769	1,110
P3.1	424	6,100	4,491	3,050	0,481	12,191	5,243	2,865	1,467
P1.2	315	4,200	3,518	2,600	0,310	7,576	4,644	3,024	1,019
P2.2	400	4,870	3,968	2,590	0,425	8,945	4,775	2,865	1,307
P3.2	476	5,900	4,477	2,850	0,524	11,523	5,155	2,865	1,608
P1.3	340	4,500	3,489	1,66	0,334	7,639	4,921	3,024	1,039
P2.3	431	5,200	4,011	2,93	0,385	8,435	4,995	2,737	1,368
P3.3	517	5,960	4,432	2,86	0,469	10,536	5,426	2,865	1,721
P1.4	355	4,630	3,463	2,490	0,325	7,226	4,788	2,865	1,006
P2.4	501	5,100	3,906	2,100	0,427	8,531	4,86	2,801	1,351
P3.4	662	6,200	4,260	2,530	0,505	9,645	5,116	2,865	1,664

TABELA 4: Parâmetros das funções Normal, Log normal, Gamma, Weibull 2P e Weibull 3P obtidos para os dois grupos de *Eremanthus erythropappus* nas três idades de observação.TABLE 4: Parameters for the Normal, Log normal, Gamma, Weibull 2P and Weibull 3P functions obtained for the two study groups and three measurement ages of *Eremanthus erythropappus*.

	Distribuição										
	Normal		Log Normal		Gamma		Weibull 2P		Weibull 3P		
	m	q	m	q <sup>2</sup>	a	b	b	C	a	b	c
T1.1	3,5996	0,6551	1,2654	0,0301	32,6034	9,0574	3,8794	5,3020	2,3706	1,3883	1,9749
T2.1	3,6207	0,7205	1,2690	0,0336	28,4966	7,8705	3,9244	4,7859	2,7065	0,9946	1,3132
T3.1	3,8469	0,8322	1,3268	0,0387	24,5843	6,3907	4,1874	4,3163	2,8549	1,0443	1,1649
T1.2	3,6276	0,7646	1,2679	0,0404	24,3814	6,7211	3,9421	4,6327	2,0436	1,7894	2,1782
T2.2	3,7952	0,8156	1,3135	0,0384	24,0259	6,5414	4,1315	4,4171	2,8567	0,9618	1,2719
T3.2	4,0012	0,9358	1,3626	0,0455	20,9881	5,2454	4,3756	4,0755	2,9509	1,2186	1,1954
T1.3	3,6667	0,7641	1,2797	0,0379	25,6219	6,9876	3,9819	4,5465	2,2106	1,6452	2,0060
T2.3	3,8183	0,8048	1,2901	0,0387	24,5540	6,6214	4,0378	4,2959	2,4723	1,3880	1,6422
T3.3	3,9349	0,8924	1,3475	0,0423	22,4859	5,7145	4,2947	4,1340	2,8523	1,1469	1,1930
T1.4	3,7230	0,7536	1,2955	0,0371	26,4497	7,1043	4,0361	4,7840	2,0488	1,8909	2,3393
T2.4	3,8910	0,8826	1,3362	0,0426	22,3922	5,7549	4,2468	4,1445	2,7085	1,3054	1,4156
T3.4	4,0461	0,9561	1,3731	0,0469	20,4412	5,0521	4,4274	4,0597	2,8526	1,2740	1,2283
P1.1	4,6209	0,8920	1,5120	0,0375	27,0878	5,8621	4,9914	5,4377	2,8022	2,0529	2,1510
P2.1	4,8443	1,1077	1,5515	0,0535	19,1745	3,9582	5,2845	4,5884	2,6101	2,5198	2,1158
P3.1	5,2434	1,4661	1,6182	0,0787	13,0470	2,4883	5,7912	3,7303	2,7599	2,7753	1,7058
P1.2	4,6470	1,0198	1,5127	0,0470	21,4073	4,6067	5,0617	4,8173	2,9531	1,8939	1,6815
P2.2	4,7738	1,3061	1,5265	0,0732	13,8132	2,8936	5,2715	3,8995	2,8417	2,1126	1,4138
P3.2	5,1569	1,6075	1,5938	0,0924	10,9070	2,1150	5,7385	3,3723	2,8406	2,5291	1,3923
P1.3	4,9224	1,0391	1,5715	0,0450	22,6028	4,5919	5,3470	5,0773	2,8639	2,3231	2,0815
P2.3	4,9949	1,3689	1,5766	0,0769	13,3673	2,6762	5,5152	3,9584	2,6331	2,6468	1,7514
P3.3	5,4267	1,7210	1,6420	0,0991	10,2901	1,8962	6,0468	3,3759	2,8241	2,8665	1,4762
P1.4	4,7901	1,0061	1,5445	0,0444	22,8586	4,7720	5,2026	5,1477	2,8197	2,2247	2,0603
P2.4	4,8595	1,3507	1,5469	0,0762	13,3147	2,7399	5,3719	3,8570	2,7597	2,3248	1,5326
P3.4	5,1169	1,6623	1,5814	0,1017	9,9331	1,9412	5,7115	3,3015	2,8729	2,3915	1,2376

de vista estatístico. Em contrapartida, os ajustes que apresentaram valores significativos são inadequados para descrever o conjunto de dados.

Verifica-se que, para a maioria dos tratamentos (75%), o teste foi não significativo a 95% de probabilidade utilizando a função Weibull 3P. Ao avaliar o teste de aderência para o grupo das testemunhas, observa-se que na idade 1 apenas o ajuste da função Weibull 3P no espaçamento 1,5x1,5m foi não significativo, na idade 2 para o espaçamento 1,5x2,0m e 1,5x3,0m novamente a função Weibull 3P se mostrou aderente, sendo os demais tratamentos desse grupo significativos a 95% de probabilidade. Nos tratamentos restantes, a função Weibull 3P apresentou ajustes aderentes, com exceção do tratamento P2.2 (árvores podadas

na idade 2 com espaçamento de 1,5x2,0m).

Em alguns tratamentos outras distribuições se mostraram aderentes além da função Weibull 3P; nos tratamentos P1.1 e P1.3 todas as distribuições foram não significativas.

Diversos trabalhos utilizaram com sucesso a função Weibull, dois e três parâmetros, para caracterização da distribuição diamétrica. Miguel et al. (2010) ajustaram satisfatoriamente a função Weibull 3P em um povoamento de *Eucalyptus urophylla* S.T. Blake para posterior prognose da produção. Binoti et al. (2010) comprovaram a flexibilidade da função Weibull 3P efetuando diferentes ajustes. Blanco Jorge et al. (1990) aplicando a distribuição Weibull 2P em povoamento de *Pinus elliotti*, concluíram que ela se ajustou bem

TABELA 5: Teste de aderência de Kolmogorov Smirnov para as funções testadas nos diferentes tratamentos.  
 TABLE 5: Kolmogorov Smirnov adherence test for the functions tested in different treatments.

	Distribuição					
	$D_{\text{tab}}$	Normal $D_{\text{cal}}$	Log Normal $D_{\text{cal}}$	Gamma $D_{\text{cal}}$	Weibull 2P $D_{\text{cal}}$	Weibull 3P $D_{\text{cal}}$
T1.1	0,0734	0,1048 <sup>1</sup>	0,0735 <sup>1</sup>	0,0846 <sup>1</sup>	0,1151 <sup>1</sup>	0,0585 <sup>ns</sup>
T1.2	0,0612	0,1033 <sup>1</sup>	0,0671 <sup>1</sup>	0,0800 <sup>1</sup>	0,1156 <sup>1</sup>	0,0755 <sup>1</sup>
T1.3	0,0607	0,1257 <sup>1</sup>	0,0922 <sup>1</sup>	0,1044 <sup>1</sup>	0,1283 <sup>1</sup>	0,0807 <sup>1</sup>
T1.4	0,0568	0,0937 <sup>1</sup>	0,0607 <sup>1</sup>	0,0726 <sup>1</sup>	0,1237 <sup>1</sup>	0,0777 <sup>1</sup>
T2.1	0,0602	0,1331 <sup>1</sup>	0,1157 <sup>1</sup>	0,1225 <sup>1</sup>	0,1816 <sup>1</sup>	0,0665 <sup>1</sup>
T2.2	0,0550	0,1306 <sup>1</sup>	0,1001 <sup>1</sup>	0,1096 <sup>1</sup>	0,1787 <sup>1</sup>	0,0445 <sup>ns</sup>
T2.3	0,0516	0,1324 <sup>1</sup>	0,0949 <sup>1</sup>	0,1062 <sup>1</sup>	0,1624 <sup>1</sup>	0,0750 <sup>1</sup>
T2.4	0,0469	0,1202 <sup>1</sup>	0,0848 <sup>1</sup>	0,0933 <sup>1</sup>	0,1753 <sup>1</sup>	0,0467 <sup>ns</sup>
T3.1	0,0518	0,1233 <sup>1</sup>	0,0913 <sup>1</sup>	0,1032 <sup>1</sup>	0,1754 <sup>1</sup>	0,0309 <sup>ns</sup>
T3.2	0,0477	0,1113 <sup>1</sup>	0,0739 <sup>1</sup>	0,0839 <sup>1</sup>	0,1620 <sup>1</sup>	0,0413 <sup>ns</sup>
T3.3	0,0443	0,1273 <sup>1</sup>	0,0866 <sup>1</sup>	0,1012 <sup>1</sup>	0,1699 <sup>1</sup>	0,0376 <sup>ns</sup>
T3.4	0,0405	0,1116 <sup>1</sup>	0,0777 <sup>1</sup>	0,0881 <sup>1</sup>	0,1560 <sup>1</sup>	0,0296 <sup>ns</sup>
P1.1	0,0727	0,0595 <sup>ns</sup>	0,0672 <sup>ns</sup>	0,0591 <sup>ns</sup>	0,0665 <sup>ns</sup>	0,0628 <sup>ns</sup>
P1.2	0,0761	0,0808 <sup>1</sup>	0,0763 <sup>1</sup>	0,0786 <sup>1</sup>	0,0909 <sup>1</sup>	0,0696 <sup>ns</sup>
P1.3	0,0732	0,0607 <sup>ns</sup>	0,0576 <sup>ns</sup>	0,0541 <sup>ns</sup>	0,0672 <sup>ns</sup>	0,0508 <sup>ns</sup>
P1.4	0,0717	0,0888 <sup>1</sup>	0,0720 <sup>1</sup>	0,0788 <sup>1</sup>	0,0840 <sup>1</sup>	0,0611 <sup>ns</sup>
P2.1	0,0697	0,0539 <sup>ns</sup>	0,0716 <sup>1</sup>	0,0591 <sup>ns</sup>	0,0558 <sup>ns</sup>	0,0628 <sup>ns</sup>
P2.2	0,0675	0,1070 <sup>1</sup>	0,0753 <sup>1</sup>	0,0874 <sup>1</sup>	0,0971 <sup>1</sup>	0,0692 <sup>1</sup>
P2.3	0,0650	0,0795 <sup>1</sup>	0,0778 <sup>1</sup>	0,0682 <sup>1</sup>	0,0687 <sup>1</sup>	0,0456 <sup>ns</sup>
P2.4	0,0603	0,0864 <sup>1</sup>	0,0566 <sup>ns</sup>	0,0574 <sup>ns</sup>	0,0920 <sup>1</sup>	0,0583 <sup>ns</sup>
P3.1	0,0656	0,0636 <sup>ns</sup>	0,0719 <sup>1</sup>	0,0616 <sup>ns</sup>	0,0730 <sup>1</sup>	0,0487 <sup>ns</sup>
P3.2	0,0619	0,0914 <sup>1</sup>	0,0647 <sup>1</sup>	0,0753 <sup>1</sup>	0,0953 <sup>1</sup>	0,0330 <sup>ns</sup>
P3.3	0,0594	0,0849 <sup>1</sup>	0,0605 <sup>1</sup>	0,0665 <sup>1</sup>	0,0803 <sup>1</sup>	0,0501 <sup>ns</sup>
P3.4	0,0525	0,1013 <sup>1</sup>	0,0750 <sup>1</sup>	0,0858 <sup>1</sup>	0,1012 <sup>1</sup>	0,0569 <sup>ns</sup>

Em que: <sup>1</sup> Significativo a 95% de probabilidade; <sup>ns</sup> não significativo a 95% de probabilidade.

às distribuições diamétricas para cada idade dos plantios, encontrando valores para os parâmetros b e c, variando de 12,35 a 13,75 e 2,89 a 3,27, respectivamente. Arce (2004), ao estudar funções probabilísticas concluiu que a função Weibull 2P se perfila como uma função flexível e se caracteriza por excelentes estatísticas de ajuste para estimar as distribuições diamétricas de clones de *Populus deltoides* Marsh.

Na Figura 1 são ilustrados os ajustes de alguns tratamentos para exemplificação da distribuição diamétrica do plantio ao longo das idades de medição, dentre esses, alguns não aderentes, aderentes para todas as distribuições, aderentes apenas para função Weibull 3P e ajustes intermediários.

Assim, optou-se pela seleção da distribuição Weibull 3P para realizar a prognose dos parâmetros, na qual foram empregadas equações lineares para prever o seu comportamento em função do tempo.

Na construção das equações, também foi testada a possibilidade da inclusão de uma segunda variável independente, a área vital de cada planta, porém, esta variável foi descartada por não apresentar significância nas equações. As equações ajustadas são referentes à estimativa dos parâmetros de escala, forma e locação em função do tempo, considerando florestas podadas ou não, no caso das equações de escala e locação. A Tabela 6 mostra os parâmetros ajustados e o coeficiente de determinação em porcentagem para as diferentes equações utilizadas para prever o comportamento

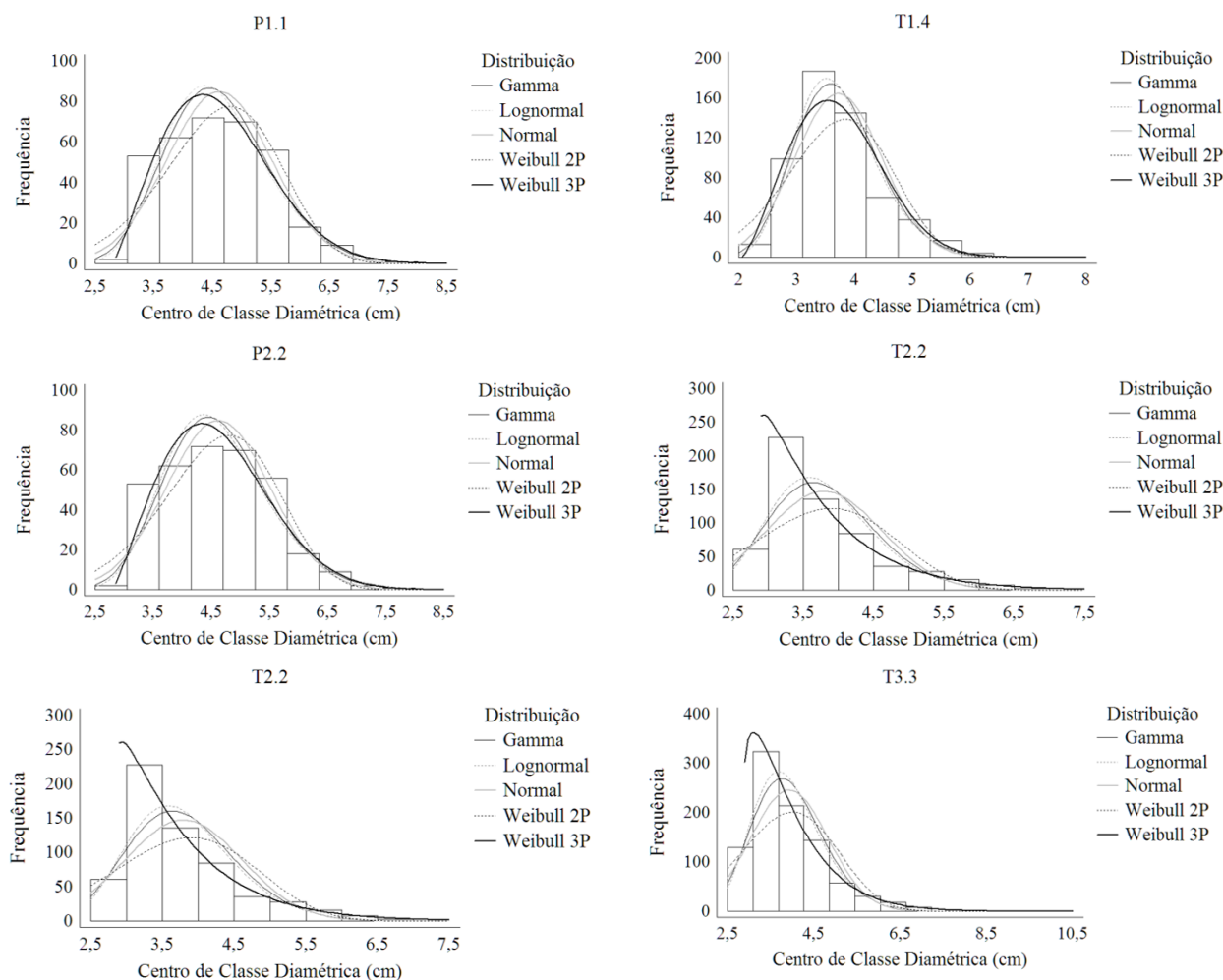


FIGURA 1: Gráfico de distribuição diamétrica e funções de densidade de probabilidade ajustadas para diferentes tratamentos.

FIGURE 1: Graph of diameter distribution and density probability functions adjusted for different treatments.

dos parâmetros da função Weibull 3P em função da idade, nas quais todos os parâmetros foram estatisticamente significativos a 95% de probabilidade, de acordo com o teste t. A Figura 2 ilustra o comportamento dos parâmetros de escala, forma e locação da distribuição Weibull 3P em função do tempo.

O parâmetro de locação apresentado na Figura 2 (A) mostrou que as árvores do grupo da testemunha apresentam um leve incremento ao longo dos anos, sendo que, com o acréscimo de um ano, o parâmetro de locação tem um aumento de 0,227. Para o grupo das árvores podadas, o valor do parâmetro de locação não apresentou correlação com a idade, sendo, portanto, utilizado seu valor médio de 2,798.

Para o parâmetro de escala (Figura 2 (B)), a operação de poda influenciou seu desenvolvimento,

aumentando o valor do parâmetro ao longo do tempo. Isto ocorreu devido à promoção de crescimento que a poda gera no fuste principal da árvore, devido à prematura eliminação de galhos secundários que poderiam se desenvolver e competir com o fuste principal. Como as árvores do tratamento testemunha apresentam um maior ingresso de novos fustes, o valor do parâmetro de escala decresceu na segunda medição para voltar a crescer na terceira medição.

Analisando a Figura 2 (C), fica evidente que o comportamento do parâmetro de forma não sofreu alteração com o trato silvicultural de poda, pois ambos os grupos apresentaram caráter decrescente, consequentemente, optou-se por ajustar a equação da Tabela 5 com todos os dados agrupados. O parâmetro de forma variou de um valor de aproximadamente 2 na primeira medição



TABELA 6: Parâmetros estimados e coeficientes de determinação para as equações lineares de escala, forma e locação da função Weibull 3P em função do tempo.

TABLE 6: Estimated parameters and coefficients of determination for the linear equations used to estimate the scale, shape and location parameters of the Weibull 3P model as a function of time.

Parâmetro	Forma		Escala		Locação	
	Poda e Testemunha	Poda	Testemunha	Poda	Testemunha	Poda
Intercepto	6,64018	1,53439	7,15333	2,79842	1,45991	
Idade	-1,80642	0,17370	-2,23285	-	0,22727	
Idade <sup>2</sup>	0,15209	-	0,20192	-	-	
R <sup>2</sup> (%)	65,39	48,32	62,26	-	66,98	

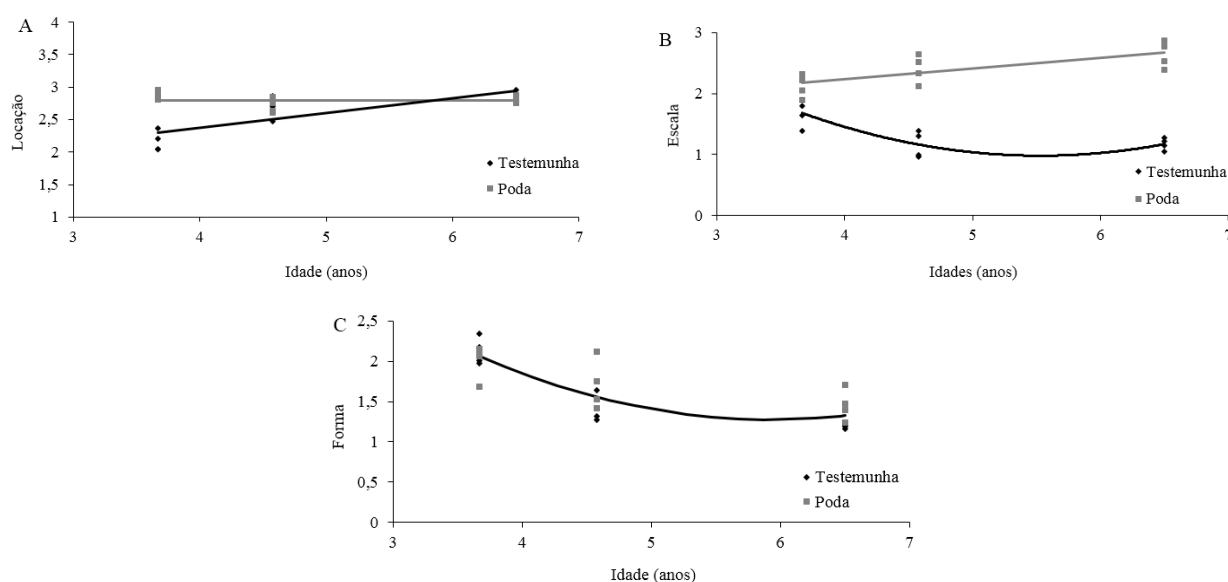


FIGURA 2: Distribuição dos parâmetros de locação (A), escala (B) e forma (C) da distribuição Weibull 3P em função da idade e equações ajustadas.

FIGURE 2: Distribution of the position (A), scale (B) and shape (C) parameters of the Weibull 3P function as a function of age and the adjusted equations.

para um valor de aproximadamente 1,3 na terceira medição.

Para analisar o comportamento dos parâmetros da função Weibull em função da idade, foi empregada uma simulação utilizando as equações da Tabela 6 para recuperar os parâmetros da função, conforme mostra a Figura 3.

A Figura 3 ilustra o comportamento da distribuição diamétrica de florestas nas quais ocorrem elevadas taxas de ingresso de novos fustes. Um indicativo da entrada desses novos fustes é a pequena movimentação do pico das distribuições ao longo da idade, ou seja, da média de DAP. Assim, aliado ao lento crescimento da espécie, a entrada de

novos fustes na menor classe diamétrica reduz o valor geral da média, sendo este fato mais pronunciado nas florestas não podadas (Figura 3 (B)). A simulação demonstrada na Figura 3 foi capaz de diferenciar a consequência da poda nas árvores de candeia, pois além da floresta podada apresentar classe diamétrica máxima superior comparada à floresta não podada (13cm contra 8cm), a floresta podada apresentou uma menor frequência de indivíduos nas menores classes diamétricas. O parâmetro de escala é responsável por essa diferenciação entre as florestas podadas e não podadas, pois, para as primeiras, o parâmetro assume valores maiores, ocorrendo assim um maior valor médio de DAP.

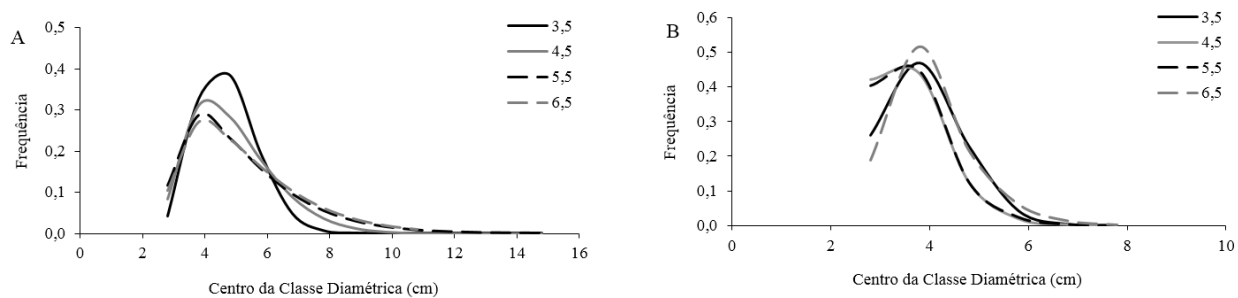


FIGURA 3: Simulação da distribuição das árvores nas diferentes classes diamétricas em quatro diferentes idades para florestas podadas (A) e não podadas (B).

FIGURE 3: Simulation of tree frequency for different diameter classes in four ages for pruned (A) and not pruned (B) trees.

Deve-se enfatizar que a predição dos parâmetros da função Weibull 3P no presente trabalho não deve ser considerada definitiva, tendo em vista se tratar de um plantio experimental, representando situações específicas de sítio e densidades. Entretanto, as equações podem representar uma alternativa viável para estimativa dos parâmetros nos anos em que não ocorreram medições em campo.

## CONCLUSÕES

A distribuição diamétrica nas diferentes idades de medição em ambos os grupos, principalmente nas árvores podadas, é eficientemente modelada pela função probabilística Weibull 3P. Devido ao lento crescimento da espécie, a estrutura diamétrica, ao longo dos anos de medição, permanece com padrão assimétrico semelhante.

As equações de prognose dos parâmetros da função Weibull 3P permitiram a reconstituição da distribuição diamétrica na floresta estudada.

A simulação realizada foi capaz de diferenciar o grupo de árvores podadas e testemunhas, em que o último deteve uma maior frequência de indivíduos nas menores classes diamétricas, além do maior crescimento no grupo de árvores podadas em relação ao grupo das testemunhas.

## REFÊRENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

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.

BAILEY, R. L.; DELL, J. R. - Quantifying diameter

distributions with the Weibull function. **Forest Science**, v. 19, p. 97 - 104, 1973.

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

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

CAMPOS, J. C. C.; LEITE, H. G. **Mensuração florestal**: perguntas e respostas. 2. ed. Viçosa: Ed. UFV, 2006. 407 p.

CAO, Q. V. Predicting parameters of Weibull function for modeling diameter distribution. **Forest Science**, v. 50, p. 682 - 685, 2004.

GADOW, K. V. Fitting distributions in *Pinus patula* stands. **South African Forestry Journal**. Pretoria, n. 126, p. 20 - 29, 1983.

HOAGLIN, D. C.; MOSTELLER, F.; TUKEY, J. W. **Understanding robust and exploratory data analysis**, New York: John Wiley & Sons, 1983. 447 p.

LOETSCH, F.; ZÖHRER, F.; HALLER, K.E. **Forest Inventory**. München: BLV Verlagsgesellschaft mbH, 1973. 469 p.

McGEE, C. E.; DELLA-BIANCA, L. Diameter distributions in natural yellow-poplar stands. **USDA Forest Service Research Paper SE-25**, 7 p. Southeast Forest ExpStn, Asheville, NC. 1967.

MIGUEL, E. P. et al. Using the Weibull function for prognosis of yield by diameter class in *Eucalyptus urophylla* stands. **Cerne**, Lavras, v. 16, n.1, p. 94-104, 2010.

PÉREZ, J. F. M. **Sistema de manejo para candeia**

- (*Eremanthus erythropappus* (DC.) MacLeish).** 2001. 71 f. Dissertação (Mestrado em Engenharia Florestal) Universidade Federal de Lavras, Lavras, MG. 2001.
- PETRÁŠ, R.; MECKO, J.; NOCIAR, V. Diameter structure of the stands of poplar clones. **Journal of Forest Science**, v. 56, p. 165 - 170, 2010.
- REYNOLDS, M. R.; BURK, T. E.; HUANG, W. C. Goodness-of-fit tests and model selection procedures for diameter distribution models. **Forest Science**, v. 34, p. 373 - 399, 1998.
- SCOLFORO, J. R. S. **Biometria Florestal: Modelos de Crescimento e Produção Florestal.** Lavras: UFLA/FAEPE, 2006. 393 p.
- SCOLFORO, J. R. S. et al. **O manejo de plantações de candeia.** Lavras: Ed. UFLA, 2008. 27 p.
- SILVA, C. P. C. **Crescimento e produção florestal da candeia em plantio sujeito a diferentes espaçamentos e podas.** Lavras: UFLA, 2009, 131 f. Dissertação (Mestrado em Engenharia Florestal). 2009.
- STATGRAPHICS Centurion XV.** StatPoint Technologies Inc., Warrenton, VA, USA.2005