

**MODELAGEM DA ESTRUTURA DE FLORESTAS CLONAIAS DE *Populus deltoides* Marsh.  
ATRAVÉS DE DISTRIBUIÇÕES DIAMÉTRICAS PROBABILÍSTICAS**

**STRUCTURE MODELING IN *Populus deltoides* Marsh. CLONAL FORESTS THROUGH  
PROBABILISTIC DIAMETRIC DISTRIBUTIONS**

Julio Eduardo Arce<sup>1</sup>

**RESUMO**

No presente estudo, foram avaliadas, entre os anos 1987 e 1995 (idades 1 a 9), as distribuições diamétricas de seis florestas clonais de *Populus deltoides* Marsh. plantadas em 1986. As funções probabilísticas normal, gama, beta,  $S_B$  de Johnson e Weibull com dois e três parâmetros foram ajustadas aos dados observados utilizando na estimativa dos parâmetros, segundo o caso, o Método dos Momentos, o Método da Máxima Verossimilhança, a metodologia proposta por Loetsch *et al.* (1973) e a média aritmética e o desvio-padrão dos diâmetros. A qualidade dos ajustes das distribuições probabilísticas foi avaliada considerando os desvios relativos entre as somas observada e estimada dos diâmetros elevados à primeira, segunda, terceira e quarta potências. Para todas as funções analisadas, os desvios se incrementaram com o aumento da potência, sendo a função Weibull com dois parâmetros ( $a = 0$ ) a que apresentou os menores valores em todos os anos ao considerar a quarta potência. Os valores dos desvios relativos entre as somas observada e estimada dos diâmetros elevados à quarta potência não superaram o valor de 0,005 (0,5%) para a função Weibull com dois parâmetros, com exceção do primeiro ano, no qual todas as funções apresentaram valores de desvios mais elevados (entre 11 e 13%). Os parâmetros escala ( $b$ ) e forma ( $c$ ) da função Weibull com dois parâmetros foram estimados pelas equações ajustadas por regressão linear múltipla utilizando o diâmetro quadrático médio do povoamento como variável independente.

**Palavras-chave:** função Weibull; simulação; manejo florestal.

**ABSTRACT**

In this paper, six *Populus deltoides* Marsh. clonal forests planted in 1986 were structurally evaluated between 1987 and 1995 (1 to 9 years old). Probabilistic functions normal, gamma, beta, Johnson  $S_B$  and Weibull with two and three parameters were fitted to the observed diametric distributions data, by means of, depending on the case, the Moments Method, the Maximum Likelihood Method, the methodology proposed by Loetsch *et al.* (1973) and the mean and standard deviations to estimate the corresponding parameters. Goodness of fit was evaluated considering the relative deviations between the observed and predicted diameters sum raised to the first, second, third and fourth power. For all analyzed functions, deviations increased with the power increment, and the Weibull distribution with two parameters ( $a = 0$ ) presented the smaller values for all the observed years considering diameters raised to the fourth power. Values of relative deviations between observed and predicted diameter sums raised to the fourth power were lesser than 0.005 (0.5%) for the Weibull function with two parameters, excepting the first year, in which all functions presented higher deviation values (between 11% and 13%). Weibull scale ( $b$ ) and shape ( $c$ ) parameters were estimated through linear regression fitted equations using the stand quadratic mean diameter as independent variable.

**Key words:** weibull function; simulation; forest management.

**INTRODUÇÃO**

A existência de mais de um século de florestas plantadas com espécies do gênero *Populus* (álamos ou choupos) na Argentina faz supor, erroneamente, que tenha sido desenvolvida uma base de conhecimentos capaz de dar respostas adequadas às exigências da biometria, do planejamento da produção e da otimização, dentre outros. Na realidade, os avanços mais relevantes foram observados na área de melhoramento genético, uma vez que os plantios foram submetidos aos efeitos devastadores de pragas e doenças nas décadas de 1920 e

1. Engenheiro Florestal, Dr., Professor Adjunto do Departamento de Ciências Florestais, Universidade Federal do Paraná. Av. Pref. Lothário Meissner, 3400, Jardim Botânico, CEP 80.210-170, Curitiba (PR). jarce@floresta.ufpr.br

1930, fato que levou os pesquisadores florestais à procura permanente de genomas resistentes. O manejo das florestas plantadas do gênero *Populus* ficou descuidado por muito tempo e, apesar da existência de alguns trabalhos relevantes, não existe ainda um conhecimento integral da silvicultura e do manejo dos álamos na Argentina.

Os álamos são amplamente cultivados na Argentina nas mais diversas situações e com as mais amplas finalidades, respondendo por cerca de 50% da área reflorestada do país. No delta do rio Paraná, na província de Buenos Aires, os maciços se destinam sobretudo à produção de pasta celulósica de fibra curta; nas províncias da pré-cordilheira dos Andes, tais como Rio Negro, Neuquén, Mendoza, San Juan, dentre outras, como maciços para produção de madeira serrada para a fabricação de embalagens para a fruticultura, e também como cortinas de proteção contra os fortes ventos predominantes na região e as geadas no inverno. Adicionalmente, sua madeira extremamente clara e livre de nós quando as florestas são podadas, que não apresenta as tensões de crescimento comuns nas espécies do gênero *Eucalyptus*, passou a ser um produto de grande valor cobiçado pelos mercados interno e internacional, em consequência sobretudo do rápido crescimento observado até mesmo nas províncias da Patagônia, com rotações de 10 a 14 anos. Finalmente, vale ressaltar que os álamos possuem uma extraordinária facilidade de rebrota, fato que o torna ainda mais interessante pelas opções de manejo florestal combinando rebrotas com reformas, tal como ocorre com o manejo dos eucaliptos.

A distribuição diamétrica é a ferramenta mais simples e poderosa para caracterizar a estrutura de uma floresta. De um modo geral, o diâmetro se correlaciona muito bem com outras variáveis importantes como altura, volume, valor, custo de conversão e tipificação de produtos. A quantificação da distribuição diamétrica e sua relação com o sítio, a composição do povoamento, a idade e a densidade são valiosas tanto para fins econômicos como biológicos (Bailey e Dell, 1973). A distribuição diamétrica é um indicador da estrutura do estoque de crescimento e permite, com certa experiência, elaborar conclusões a respeito da estrutura da floresta (Loetsch *et al.*, 1973).

As distribuições diamétricas geralmente consideram a frequência por classes de diâmetros, podendo eventualmente incluir a área basal, o volume, e os incrementos em diâmetro, em área basal, em volume e em valor econômico, como variáveis agrupadas por classes de diâmetros. As distribuições diamétricas ponderadas são frequentemente utilizadas para favorecer as maiores árvores que constituem a parte mais valiosa do estoque de crescimento (van Deusen, 1986). A área basal é o fator de ponderação mais frequentemente utilizado, como ocorre nos inventários por contagem angular (van Deusen, 1986; Lappi e Bailey, 1987; Maltamo *et al.*, 1995). Porém, nos inventários de florestas plantadas com parcelas de área fixa, geralmente é utilizada a distribuição diamétrica não-ponderada, uma vez que, na prática, nestas parcelas são medidas todas as árvores acima de um diâmetro mínimo de inventário, sem que as maiores árvores tenham maiores chances de serem amostradas.

Diversas funções de distribuição probabilística como a normal, gama,  $S_B$  de Johnson, Gram-Charlier, beta e Weibull têm sido utilizadas para descrever as distribuições diamétricas das florestas (Maltamo *et al.*, 1995). Nos tempos mais recentes, a distribuição Weibull tem sido a mais amplamente utilizada (Tham, 1988, citado por Maltamo *et al.*, 1995); sua popularidade se baseia na sua relativa simplicidade e flexibilidade (Bailey e Dell, 1973). As distribuições beta e  $S_B$  de Johnson são flexíveis, mas são requeridos cálculos laboriosos para a obtenção de seus parâmetros (Hafley e Schreuder, 1977). Porém, com o advento dos recursos computacionais, a simplicidade nos cálculos se tornou menos importante na hora de selecionar a distribuição mais adequada. Não existem ainda referências claras sobre os critérios de aplicabilidade das diversas funções de distribuição probabilística nos trabalhos florestais realizados até o presente, e é difícil encontrar alguma evidência biológica no sentido de sugerir alguma distribuição em particular (Maltamo *et al.*, 1995).

A grande variedade de resultados obtidos fica evidente ao comparar as conclusões de alguns pesquisadores. Burkhart e Strub (1974), citados por Maltamo *et al.* (1995), concluem que a distribuição Weibull é superior à beta para *Pinus taeda*. Hafley e Schreuder (1977) realçam a distribuição  $S_B$  de Johnson com respeito às distribuições beta, Weibull e outras três distribuições para as espécies de *Pinus* do sul dos

Estados Unidos. Van Gadow (1984), citado por Maltamo *et al.* (1995), reporta resultados superiores da distribuição Weibull em comparação com as distribuições  $S_B$  de Johnson e beta para *Pinus patula*. Nesse ponto, deve ser ressaltado que os resultados obtidos com as diferentes distribuições probabilísticas dependem do método utilizado para estimar os parâmetros e do critério empregado para sua comparação (Maltamo *et al.*, 1995). Alguns dos métodos tradicionalmente empregados para a estimativa dos parâmetros são o Método dos Momentos, o Método da Máxima Verossimilhança, o Método dos Percentis e o Método de Regressão Linear Múltipla (para a distribuição beta). Embora em princípio, poderiam ser utilizados todos os métodos para as estimativas dos parâmetros de qualquer distribuição, as pesquisas na área conduzem a métodos específicos para cada distribuição (Dubey, 1967; Bailey e Dell, 1973; Loetsch *et al.*, 1973; Rennolls *et al.*, 1985; van Deusen, 1986; Holte, 1993; Maltamo *et al.*, 1995; Scolforo, 1995).

Alguns dos métodos mais tradicionalmente empregados para aferir o ajuste dessas distribuições probabilísticas, tais como a estatística  $X^2$  e os testes G' e de Kolmogorov-Smirnov, não avaliam os erros discriminados por classes diamétricas. Entretanto, adicionalmente podem ser utilizadas as somas de diâmetros observados e estimados do povoamento expressas em forma relativa. As somas podem considerar os diâmetros elevados à primeira, segunda, terceira ou quarta potências, segundo queiram ser enfatizados, respectivamente, os desvios diamétricos, em área basal, em volume ou no valor econômico da floresta (Maltamo *et al.*, 1995). As somas de diâmetros podem ser obtidas também discriminadas por classes diamétricas para detectar os setores das distribuições nos quais o ajuste das funções apresenta maiores discrepâncias. Esse fato é particularmente interessante considerando que os erros nas classes diamétricas superiores exercem grande impacto na porção economicamente mais valiosa da floresta.

Clutter *et al.* (1983) consideram que, na construção de um modelo genérico para a predição dos parâmetros das distribuições diamétricas, deveriam ser consideradas como variáveis independentes a idade, a densidade e o sítio; não obstante, estas estimativas podem ser obtidas de diversas maneiras. Rennolls *et al.* (1985) estimaram os parâmetros da distribuição Weibull com base no diâmetro médio e no diâmetro mínimo. Por outro lado, a área basal, o diâmetro quadrático médio  $d_g$  (diâmetro da árvore de áreas transversal média), a proporção de uma determinada espécie na distribuição, a altura média da classe mediana dos diâmetros, dentre outras, são variáveis independentes que já foram utilizadas na estimativa dos parâmetros das distribuições diamétricas Weibull e beta (Maltamo *et al.*, 1995).

O presente trabalho teve por objetivo avaliar comparativamente o comportamento das distribuições probabilísticas normal, gama, beta,  $S_B$  de Johnson e Weibull com dois e três parâmetros (Weibull 2 e Weibull 3) para descrever a estrutura florestal partindo da evolução das distribuições diamétricas de seis plantios clonais de *Populus deltoides* ao longo de nove anos (1987 e 1989 a 1995).

## MATERIAL E MÉTODO

Os plantios clonais analisados constituem um ensaio experimental de seis clones de *Populus deltoides* instalado na Estação Experimental "Julio Hirschhorn", localidade de Los Hornos, província de Buenos Aires, Argentina. Esse ensaio foi medido entre os anos 1987 e 1995. O delineamento utilizado foi o de blocos ao acaso com três repetições por clone e parcelas com 28 indivíduos úteis, o que conduz a uma amostra teórica de 84 plantas por clone totalizando 504 indivíduos no ensaio.

Os clones que compõem o ensaio, todos pertencentes à espécie *Populus deltoides*, são cv. "Catfish 2", cv. "Stoneville 66", cv. "Stoneville 71", cv. "I-63/51", cv. "I-74" e cv. "Stoneville 62".

As medições do diâmetro transversal sobre o tronco a uma distância de 1,30 m desde o solo (IUFRO, 1959) foram realizadas anualmente em oito oportunidades (1987 e 1989 a 1995).

A primeira análise realizada foi verificar a existência de diferenças entre os seis tratamentos (clones) ao longo dos 8 anos de observação, pela análise da variância (ANOVA). Também foi analisada a existência de diferenças entre os blocos, para os seis tratamentos e os oito períodos de observação (Tukey,  $\alpha = 0,05$ ).

Posteriormente, foram ajustadas as distribuições probabilísticas normal, gama, beta,  $S_B$  de Johnson, e Weibull com dois e três parâmetros para caracterizar as distribuições diamétricas observadas. Cada uma das

distribuições foi ajustada para os oito períodos de observação, agrupando os clones segundo os resultados da ANOVA e do teste de comparação de médias de diâmetros. As funções correspondentes às distribuições probabilísticas ajustadas constam na seguinte seção (Equações 1 a 6).

### Distribuições probabilísticas ajustadas

As funções densidade de probabilidades correspondentes às distribuições ajustadas são as seguintes:

Distribuição normal:

$$f(x) = \frac{1}{s\sqrt{2p}} e^{-\frac{1}{2}\left(\frac{x-m}{s}\right)^2} \quad (1)$$

Em que:  $x$  = variável aleatória cuja distribuição se pretende estudar (diâmetro em cm);  $m$  = média aritmética da variável aleatória  $x$  (diâmetro médio em cm);  $s$  = desvio padrão da variável aleatória  $x$ ;  $e$  = indica a constante “e” de Euler (2, 71828182845905...);  $p$  = constante “pi” (3, 141592653589794...).

Distribuição gama:

$$f(x) = \frac{x^{a-1} e^{-x/b}}{b^a \cdot \Gamma(a)} \quad (2)$$

Em que:  $\alpha$  e  $b$  = parâmetros de forma ( $a$ ) e escala ( $b$ ) da distribuição a serem estimados;  $\Gamma$  = função gama caracterizada pela seguinte expressão (para qualquer  $\alpha \geq 0$ ):

$$\Gamma(a) = \int_0^{\infty} u^{a-1} e^{-u} du$$

Distribuição beta:

$$f(x) = \frac{\Gamma(a+b)}{\Gamma(a) \cdot \Gamma(b) \cdot (b-a)^{a+b-1}} (x-a)^{a-1} (b-x)^{b-1} \quad (3)$$

Em que:  $\alpha$  e  $b$  = parâmetros da distribuição beta a serem estimados;  $a$  e  $b$  = limites inferior e superior da distribuição (a variável aleatória  $x$  deveria variar no intervalo compreendido entre  $a$  e  $b$ ).

Os limites  $a$  e  $b$  podem ser os diâmetros mínimo e máximo absolutos reais (Scolforo, 1995) ou então os limites inferior e superior, respectivamente, da primeira e da última classes diamétricas (Loetsch *et al.*, 1973).

Distribuição  $S_B$  de Johnson:

$$f(x) = \frac{d I}{\sqrt{2p} (x-e) (I+e-x)} e^{\left[-\frac{1}{2}\left(g+d \ln \frac{x-e}{I+e-x}\right)^2\right]} \quad (4)$$

Em que:  $e$ ,  $I$ ,  $d$ ,  $g$  = parâmetros de limite inferior ( $e$ ), amplitude ( $I$ ), assimetria ( $d$ ) e curtose ( $g$ ) da distribuição a serem estimados. O parâmetro  $e$  (localização) deve ser um valor menor-ou-igual ao diâmetro mínimo observado, e o parâmetro  $I$  (escala) expressa a amplitude entre o menor e o maior diâmetro observado.

Distribuição Weibull com dois parâmetros ( $a = 0$ ):

$$f(x) = \frac{c}{b} \left(\frac{x}{b}\right)^{c-1} e^{-\left(\frac{x}{b}\right)^c} \quad (5)$$

Em que:  $b$ ,  $c$  = parâmetros de escala ( $b$ ) e forma ( $c$ ) da distribuição a serem estimados ( $a = 0$ ).

Distribuição Weibull com três parâmetros:

$$f(x) = \frac{c}{b} \left(\frac{x-a}{b}\right)^{c-1} e^{-\left(\frac{x-a}{b}\right)^c} \quad (6)$$

Em que:  $a$ ,  $b$ ,  $c$  = parâmetros de localização ( $a$ ), escala ( $b$ ) e forma ( $c$ ) da distribuição a serem estimados.

### Estimativa dos parâmetros das funções ajustadas

Os métodos que foram utilizados na estimativa dos parâmetros dependeram da distribuição considerada. A distribuição normal ficou definida com a média aritmética e o desvio-padrão dos dados originais (Equações. 1, 7 e 8). Os parâmetros da distribuição gama foram estimados com o Método dos Momentos (Eqs. 2, 9 e 10). A metodologia proposta por Loetsch *et al.* (1973) foi utilizada para estimar os parâmetros da distribuição beta (Eqs. 3, 11, 12, 13 e 14). Os parâmetros das distribuições  $S_B$  de Johnson (Eqs. 4, 15 e 16) e Weibull 2 (Eqs. 5, 17 e 18) foram estimados com o Método da Máxima Verossimilhança (Maltamo *et al.*, 1995; Scolforo, 1995). Os parâmetros da distribuição Weibull 3 (Eqs. 6, 19, 20 e 21) foram estimados pelo Método dos Momentos (Prado *et al.*, 1993; Scolforo, 1995).

Distribuição normal:

A distribuição normal fica definida com a media aritmética e o desvio-padrão dos dados originais com base nas seguintes equações:

Media aritmética:

$$\bar{x} = \frac{\sum_{i=1}^n x_i}{n} \quad (7)$$

Desvio-padrão:

$$s = \sqrt{\frac{n \sum_{i=1}^n x_i^2 - \left( \sum_{i=1}^n x_i \right)^2}{n(n-1)}} \quad (8)$$

Em que:  $n$  = tamanho da amostra de dados (número de diâmetros);  $y$ ;  $x_i$  = dados (diâmetros) da distribuição estudada, com  $i$  variando de 1 a  $n$ .

Distribuição gama:

Na estimativa dos parâmetros da distribuição gama foi considerado o Método dos Momentos (Scolforo, 1995). As equações finais, depois de realizadas as igualações e arranjos necessários, foram as seguintes:

Parâmetro  $a$ :

$$\hat{a} = \frac{\hat{M}^2}{\hat{S}^2} = \frac{\bar{X}^2}{s^2} \quad (9)$$

Parâmetro  $b$ :

$$\hat{b} = \frac{\hat{S}^2}{\hat{M}} = \frac{s^2}{\bar{X}} \quad (10)$$

Distribuição beta:

Os parâmetros da distribuição beta foram obtidos com base no procedimento sugerido por Loetsch *et al.* (1973) com algumas modificações. O primeiro passo consistiu na transformação dos dados originais para ficarem compreendidos no intervalo 0-1, pelo fato de que a distribuição beta padronizada é definida para o intervalo 0-1. As equações utilizadas para obter diretamente, em vez de transformar todos os dados um a um, transformam-se a média aritmética e a variância que são as seguintes segundo a notação original adotada por Loetsch *et al.* (1973, pág. 52) para as variáveis transformadas:

Media aritmética transformada:

$$\bar{x}_{rel} = \frac{\bar{x} - a}{b - a} \quad (11)$$

Variância transformada:

$$s_{rel}^2 = \frac{s^2}{(b - a)^2} \quad (12)$$

Em que:  $a$  e  $b$  = limites inferior e superior, respectivamente, da primeira e da última classe diamétrica consideradas.

Com as variáveis transformadas foi possível obter diretamente os parâmetros  $a$  e  $b$  da distribuição.

As seguintes equações diferem das originais apresentadas por Loetsch *et al.* (1973) apenas na sua forma, mas sendo aritmeticamente equivalentes:

Parâmetro  $a$ :

$$\hat{a} = \frac{\bar{x}_{rel}^2 - \bar{x}_{rel}^3 - s_{rel}^2 \cdot \bar{x}_{rel}}{s_{rel}^2} \quad (13)$$

Parâmetro  $b$ :

$$\hat{b} = \frac{\bar{x}_{rel}^3 - 2 \cdot \bar{x}_{rel}^2 + \bar{x}_{rel}}{s_{rel}^2} + \bar{x}_{rel} - 1 \quad (14)$$

Distribuição  $S_B$  de Johnson:

Os parâmetros da distribuição  $S_B$  de Johnson foram obtidos pelo Método da Máxima Verossimilhança (Scolforo, 1995). Uma vez conhecidos os limites inferior ( $e$ ) e superior ( $l$ ), os parâmetros de assimetria ( $d$ ) e curtose ( $g$ ) podem ser obtidos através das seguintes fórmulas:

Parâmetro  $d$  (assimetria):

$$d = \frac{1}{sf} \quad (15)$$

Parâmetro  $g$  (curtose):

$$g = \frac{-\bar{f}}{sf} \quad (16)$$

$$\text{Em que: } f_i = \ln\left(\frac{x_i - e}{e + l - x_i}\right) \quad i = 1, 2, \dots, n; \quad \bar{f} = \frac{\sum_{i=1}^n f_i}{n}; \quad sf = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n (f_i - \bar{f})^2}{n}}$$

Distribuição Weibull com dois parâmetros ( $a = 0$ ):

Os parâmetros da distribuição Weibull 2 ( $a = 0$ ) foram obtidos resolvendo o logaritmo natural da Função de Máxima Verossimilhança (Maltamo *et al.*, 1995; Scolforo, 1995). Após resolver as equações correspondentes, obten-se as seguintes equações:

Parâmetro  $b$  (escala):

$$b = \left(\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i^c\right)^{1/c} \quad (17)$$

Parâmetro  $c$  (forma):

$$\frac{\sum_{i=1}^n x_i^c \ln x_i}{\sum_{i=1}^n x_i^c} - \left(\frac{1}{c}\right) = \left(\frac{1}{n}\right) \cdot \sum_{i=1}^n \ln x_i \quad (18)$$

A equação (18) pode ser resolvida por alguma técnica iterativa simples para achar o parâmetro  $c$ . Depois é obtido o parâmetro  $b$  substituindo o parâmetro  $c$  encontrado na expressão (17).

Distribuição Weibull com três parâmetros:

A distribuição Weibull 3 considera para a obtenção dos parâmetros o Método dos Momentos (Prado *et al.*, 1993; Scolforo, 1995). O método permite obter os três parâmetros simultaneamente com base nas seguintes equações:

Parâmetro  $a$  (localização):

$$a = \frac{\bar{x} - (\bar{x}_g - x_{min})}{\left[1 - \frac{1}{n^{(1+1/c)}}\right]} \quad (19)$$

Parâmetro  $b$  (escala):

$$b = \left[ \frac{\bar{x} - x_{\min}}{\Gamma\left(1 + \frac{1}{c}\right)} \right] \cdot \left[ 1 - \frac{1}{n^{\left(1 + \frac{1}{c}\right)}} \right] \quad (20)$$

Parâmetro  $c$  (forma):

$$\bar{x}_g^2 = \bar{x}^2 + (\bar{x} - x_{\min})^2 \frac{\left[ \Gamma\left(1 + \frac{2}{c}\right) / \Gamma\left(1 + \frac{1}{c}\right)^2 \right] - 1}{\left[ 1 - \left(\frac{1}{n}\right)^{\left(1 + \frac{1}{c}\right)} \right]^2} \quad (21)$$

Em que:  $\bar{x}$  = média aritmética dos diâmetros;  $\bar{x}_g$  = diâmetro quadrático médio (dg);  $y$ ;  $x_{\min}$  = diâmetro mínimo considerado (limite inferior da primeira classe diamétrica).

Observa-se que a expressão (21) é função apenas do parâmetro  $c$  e pode ser resolvida por alguma técnica iterativa simples, desde que sejam conhecidos o dg, a média aritmética dos diâmetros, o diâmetro mínimo e o número de diâmetros ( $n$ ). Uma vez obtido o parâmetro  $c$ , resolvem-se as expressões (19) e (20) para obter os parâmetros  $a$  e  $b$ . Os três parâmetros da distribuição serão gerados por meio de uma rotina programada especificamente para tal fim.

O critério adotado para comparar as funções probabilísticas ajustadas foi o desvio relativo entre as somas observada e estimada dos diâmetros (Equação 22).

$$\text{Desvio \%} = \frac{D - \mathcal{D}}{D} \times 100 \quad (22)$$

Em que:  $D$  = soma observada dos diâmetros;  $\mathcal{D}$  = soma estimada dos diâmetros.

Os diâmetros, que compõem as somas, podem estar elevados à primeira, segunda, terceira ou quarta potência, segundo queiram ser analisadas, respectivamente, as discrepâncias em diâmetro, área basal, volume ou valor econômico (Maltamo *et al.*, 1995).

A soma observada dos diâmetros foi obtida diretamente somando todos os diâmetros do povoamento elevados à potência desejada. A soma estimada dos diâmetros foi obtida partindo da soma dos produtos entre as frequências estimadas pela função ajustada para classes diamétricas de 1 cm e o diâmetro central de cada classe elevado à potência desejada.

Quando é considerado o povoamento inteiro, as somas estimada e observada dos diâmetros podem aproximar-se bastante mesmo que as funções de probabilidade ajustadas não representem bem a realidade (Maltamo *et al.*, 1995). Com a finalidade de detectar os intervalos das distribuições nos quais o ajuste das funções probabilísticas apresenta maiores discrepâncias, foram calculados os desvios relativos separadamente para classes de 1 cm de amplitude. As somas de diâmetros foram obtidas da mesma maneira que a descrita (Equação 22), mas apenas com as árvores compreendidas na classe diamétrica considerada.

Pelo fato de que o ensaio não analisou variações de sítio nem de densidade inicial de plantio, foram considerados o diâmetro quadrático médio (dg) e a idade como variáveis independentes em modelos polinomiais para a predição dos parâmetros das funções de distribuição.

## RESULTADOS E DISCUSSÃO

A análise da variância (ANOVA) realizada utilizando como fonte de variação os seis clones acusou valores significativos para o estatístico F nos 8 anos de observação; entretanto, a comparação entre os seis clones é confusa (Tabela 1). Durante os primeiros anos, ocorreram várias mudanças de posição e amplitude. O clone Stoneville 66, por exemplo, passou da última posição em 1987 para a segunda posição já em 1989, e para a primeira posição a partir de 1994. A tendência observada na Tabela 1 indicaria uma aparente queda do diâmetro médio do clone “I-63/51” com relação a todos os demais clones no ano 1995, fato que não fica evidenciado de forma tão clara até o ano 1994. Essa tendência é ainda incipiente e pode ser desconsiderada, uma vez que a análise foi realizada para todos os anos com o objetivo de estudar comparativamente as diferentes distribuições diamétricas probabilísticas ao longo do tempo. Diante disso, os seis clones foram agrupados para os ajustes das distribuições diamétricas e posteriores análises.

TABELA 1: Resultados da ANOVA (valor e significância do estatístico F) e do teste de comparação de médias de diâmetros (Tukey, 0,05) para os seis clones de *Populus deltoides* e os 8 anos de observação. Os valores no corpo da tabela indicam o diâmetro médio, em cm, por clone e ano. As letras (a, b, c) indicam grupos homogêneos pelo teste de Tukey.

TABLE 1: Result of the ANOVA (F value and significance) and diameter means comparison test (Tukey, 0.05) obtained for the six *Populus deltoides* clones and eight observation years. Values in table body indicate mean diameter, in cm, by clone and year. Letters (a, b, c) indicate homogeneous groups by Tukey test.

1987			1989			1990			1991		
F = 12,15 **			F = 7,52 **			F = 7,94 **			F = 4,89 *		
Stoneville 62	1,89	a	Stoneville 71	7,83	a	Stoneville 71	11,21	a	Stoneville 71	13,23	a
Stoneville 71	1,71	ab	Stoneville 66	7,77	a	Stoneville 66	11,05	a	Stoneville 66	13,20	a
I-74	1,66	ab	Stoneville 62	7,60	ab	Stoneville 62	10,60	ab	Stoneville 62	12,75	ab
I-63/51	1,65	ab	Catfish 2	7,32	abc	Catfish 2	10,07	bc	Catfish 2	12,47	abc
Catfish 2	1,61	bc	I-74	7,05	bc	I-74	9,99	bc	I-74	11,95	bc
Stoneville 66	1,33	c	I-63/51	6,82	c	I-63/51	9,76	c	I-63/51	11,81	c
1992			1993			1994			1995		
F = 5,02 *			F = 5,62 **			F = 8,45 **			F = 10,67 **		
Stoneville 71	15,52	a	Stoneville 71	16,50	a	Stoneville 66	17,84	a	Stoneville 66	18,48	a
Stoneville 66	15,38	a	Stoneville 66	16,48	a	Stoneville 71	17,26	ab	Stoneville 71	17,91	ab
Stoneville 62	14,94	ab	Catfish 2	16,14	ab	Catfish 2	17,17	ab	Catfish 2	17,80	ab
I-74	14,29	abc	Stoneville 62	15,88	ab	Stoneville 62	16,75	ab	Stoneville 62	17,41	ab
I-63/51	13,84	bc	I-74	15,30	bc	I-74	16,28	bc	I-74	17,04	b
Catfish 2	14,86	c	I-63/51	14,68	c	I-63/51	15,42	c	I-63/51	15,63	c

Em que: \*\* = significativo ( $p \leq 0,01$ ); \* = significativo ( $p \leq 0,05$ ); ns = não-significativo ( $p > 0,05$ ). Valores tabelados de F: 3,11 ( $\alpha = 0,05$ ), 5,06 ( $\alpha = 0,01$ ), com 5 graus de liberdade para os clones e 12 graus de liberdade para o erro.

A análise da variância (ANOVA) realizada utilizando como fonte de variação os três blocos acusou valores não-significativos para o estatístico F nos últimos seis anos de observação (1990 a 1995), sugerindo que as diferenças observadas nos primeiros dois anos de observação (1987 e 1989) poderiam estar refletindo a influência das condições iniciais de plantio destes.

A Tabela 2 mostra que as diferenças estatísticas inicialmente existentes entre os três blocos do ensaio diminuem com o tempo, anulando-se totalmente a partir do ano 1993. Portanto, a análise foi realizada considerando conjuntamente os dados dos três blocos.

TABELA 2: Resultados da ANOVA (valor e significância do estatístico F) e do teste de comparação de médias de diâmetros (Tukey, 0,05) para os três blocos e os oito anos de observação. Os valores no corpo da tabela indicam o diâmetro médio, em cm, por bloco e ano. As letras (a, b, c) indicam grupos homogêneos pelo teste de Tukey.

TABLE 2: Result of the ANOVA (F value and significance) and diameter means comparison test (Tukey, 0.05) obtained for the three blocks and eight observation years. Values in table body indicate mean diameter, in cm, by block and year. Letters (a, b, c) indicate homogeneous groups by Tukey test.

1987			1989			1990			1991		
F = 32,48 **			F = 10,87 **			F = 6,34 *			F = 5,09 *		
Bloco 1	1,99	a	Bloco 1	7,99	a	Bloco 1	10,96	a	Bloco 1	12,98	a
Bloco 2	1,60	b	Bloco 2	7,44	b	Bloco 2	10,59	a	Bloco 2	12,74	a
Bloco 3	1,36	c	Bloco 3	6,73	c	Bloco 3	9,69	b	Bloco 3	11,91	b
1992			1993			1994			1995		
F = 4,15 *			F = 3,28 <sup>ns</sup>			F = 3,04 <sup>ns</sup>			F = 2,85 <sup>ns</sup>		
Bloco 1	15,15	a	Bloco 1	16,14	-	Bloco 1	17,08	-	Bloco 1	17,65	-
Bloco 2	14,86	ab	Bloco 2	15,80	-	Bloco 2	16,78	-	Bloco 2	17,34	-
Bloco 3	14,38	b	Bloco 3	15,55	-	Bloco 3	16,49	-	Bloco 3	17,15	-

Em que: \*\* = significativo ( $p \leq 0,01$ ); \* = significativo ( $p \leq 0,05$ ); ns = não-significativo ( $p > 0,05$ ). Valores tabelados de F: 3,68 ( $\alpha = 0,05$ ), 6,36 ( $\alpha = 0,01$ ), com 2 graus de liberdade para os blocos e 15 graus de liberdade para o erro.

Nos anos 1993, 1994 e 1995 não foi realizado o teste de comparação de médias devido ao valor não-



significativo do estatístico F (ANOVA).

Na Tabela 3 são apresentados os parâmetros obtidos para as distribuições probabilísticas normal, gama, beta,  $S_B$  de Johnson e Weibull 2 e Weibull 3. Estes valores foram utilizados diretamente nas funções densidade de probabilidade para obter as freqüências relativas por classes diamétricas para cada ano. A distribuição normal foi incluída na análise por tratar-se de florestas equiâneas clonais. O fato de seu limite inferior ser negativo ( $-\infty$ ), o que representa uma distorção do ponto de vista biológico, pode *a priori* ser minimizado, ficando a avaliação de sua utilidade sujeita ao seu desempenho.

Pode-se observar na Tabela 3 que os parâmetros das diversas distribuições apresentam, em geral, tendências claras no tempo, a exceção dos parâmetros  $\alpha$  e  $\beta$  da distribuição beta e dos parâmetros  $\delta$  e  $\gamma$  da distribuição  $S_B$  de Johnson. A existência de tendências claras na variação dos parâmetros com a idade é desejável, uma vez que facilita a predição destes.

TABELA 3: Parâmetros das funções normal, gama, beta,  $S_B$  de Johnson, Weibull 2 e Weibull 3 obtidos para os seis clones agrupados de *Populus deltoides* e os oito anos de observação.

TABLE 3: Parameters of the normal, gamma, beta, Johnson  $S_B$ , Weibull 2 e Weibull 3 distributions obtained for the six grouped *Populus deltoides* clones and eight observation years.

Distribuição	Parâmetro	Ano							
		1987	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995
		Idade [anos]							
		1	3	4	5	6	7	8	9
		Diâmetro quadrático médio – dg [cm]							
		1,74	7,50	10,54	12,69	14,94	15,98	16,97	17,59
Normal	$\mu$	1,645989	7,394086	10,433967	12,561803	14,799372	15,827049	16,782192	17,376712
	$\sigma$	0,568496	1,280311	1,512910	1,786729	2,078964	2,226947	2,496390	2,711368
Gama	$\alpha$	8,382997	33,353231	47,563367	49,429535	50,674885	50,510314	45,193143	41,073175
	$\beta$	0,196349	0,221690	0,219370	0,254136	0,292045	0,313343	0,371344	0,423067
Beta	$\alpha$	3,234893	5,107695	3,274477	3,744333	5,030431	4,313460	5,034097	4,811550
	$\beta$	2,661062	2,467557	2,633509	2,987896	3,354296	2,850795	4,137367	3,911801
SB de Johnson	$\delta$	0,496966	0,770524	0,582178	0,666602	0,646001	0,482228	0,777208	0,671658
	$\gamma$	0,050909	-0,551076	-0,268774	-0,148477	-0,332094	-0,267543	-0,158589	-0,163707
Weibull 2	b	1,838140	7,905461	11,062558	13,317744	15,677224	16,761683	17,817879	18,488821
	c	3,245043	7,147820	8,478596	8,110870	8,163068	8,155378	7,648852	7,383936
Weibull 3	a	0,000317	1,995750	5,998070	6,997254	6,994696	7,995211	7,994592	7,994388
	b	1,836443	5,882688	4,946495	6,183233	8,570004	8,638008	9,689883	10,357100
	c	3,179499	4,819947	3,225181	3,449163	4,242051	3,942495	3,950952	3,876793

A Tabela 4 apresenta os valores dos desvios relativos obtidos para as seis distribuições ajustadas. Pode-se observar que os maiores valores correspondem às distribuições ajustadas para o primeiro ano (1987) com as somas de diâmetros elevados à quarta potência (-11 a -17 %). Em todos os demais casos, exceto no ano 1987, os desvios dificilmente superam o valor de 1% para qualquer idade e potência da soma de diâmetros considerada.

De modo geral, os desvios relativos crescem para as seis distribuições ajustadas à medida que aumenta a potência à qual são elevadas as somas observada e estimada de diâmetros. A função Weibull 2 apresenta os menores valores de desvios em praticamente todos os anos quando os diâmetros são elevados à terceira e à quarta potências, caracterizando, respectivamente, o estoque volumétrico e o valor econômico do povoamento (Maltamo *et al.*, 1995). A função Weibull 3 se mostrou superior à Weibull 2 somente nos anos 1991 e 1992, quando foi considerada a terceira potência nas somas de diâmetros.

TABELA 4: Desvios relativos entre as somas observada e estimada de diâmetros considerando as quatro potências analisadas, as seis funções probabilísticas e os 8 anos de observação.

TABLE 4: Relative deviations between observed and adjusted diameter sums considering four analyzed powers, six probabilistic functions and eight observation years.

	Ano							
	1987	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995
	Idade [anos]							
	1	3	4	5	6	7	8	9
	Diâmetro quadrático médio - dg [cm]							
	1,74	7,50	10,54	12,69	14,94	15,98	16,97	17,59
$\Sigma d$ - Desvios relativos entre somas observada e estimada de diâmetros elevados à primeira potência [%]								
Normal	-0,09	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,08	0,37
Gama	-0,37	0,00	0,00	0,00	0,00	0,03	0,27	0,86
Beta	-0,13	-0,01	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
SB Johnson	-0,09	0,00	-0,02	0,03	0,04	0,05	0,13	0,33
Weibull 2	-0,02	-0,12	-0,13	0,09	0,14	0,17	0,24	0,21
Weibull 3	0,15	0,12	0,04	0,04	0,07	0,06	0,08	0,22
$\Sigma d^2$ - Desvios relativos entre somas observada e estimada de diâmetros elevados à segunda potência [%]								
Normal	-2,61	-0,16	-0,08	-0,06	-0,04	-0,03	0,08	0,50
Gama	-3,10	-0,16	-0,08	-0,06	-0,04	0,01	0,38	1,24
Beta	-3,27	-0,18	-0,09	-0,06	-0,04	-0,04	-0,03	-0,03
SB Johnson	-2,80	-0,11	-0,09	-0,03	0,02	0,04	0,16	0,46
Weibull 2	-2,50	-0,12	-0,21	0,01	0,10	0,17	0,26	0,26
Weibull 3	-2,53	0,08	0,00	0,04	0,11	0,08	0,12	0,34
$\Sigma d^3$ - Desvios relativos entre somas observada e estimada de diâmetros elevados à terceira potência [%]								
Normal	-6,63	-0,80	-0,41	-0,27	-0,23	-0,24	-0,09	0,47
Gama	-8,52	-0,97	-0,49	-0,34	-0,30	-0,24	0,27	1,44
Beta	-7,19	-0,64	-0,38	-0,23	-0,17	-0,18	-0,22	-0,25
SB Johnson	-7,10	-0,59	-0,37	-0,23	-0,14	-0,14	0,02	0,42
Weibull 2	-6,38	-0,20	-0,27	-0,18	-0,06	0,02	0,11	0,17
Weibull 3	-6,79	-0,32	-0,30	-0,12	0,04	-0,05	0,02	0,27
$\Sigma d^4$ - Desvios relativos entre somas observadas e estimada de diâmetros elevados à quarta potência [%]								
Normal	-11,96	-2,11	-1,10	-0,70	-0,64	-0,68	-0,50	0,19
Gama	-16,88	-2,71	-1,42	-0,99	-0,90	-0,85	-0,18	1,31
Beta	-11,18	-1,39	-0,95	-0,54	-0,39	-0,42	-0,59	-0,69
SB Johnson	-12,75	-1,57	-0,97	-0,63	-0,48	-0,50	-0,34	0,15
Weibull 2	-11,45	-0,43	-0,37	-0,41	-0,28	-0,20	-0,13	-0,02
Weibull 3	-12,29	-1,21	-1,01	-0,51	-0,17	-0,36	-0,29	-0,03

Como era esperado, os desvios discriminados por classes diamétricas apresentaram valores absolutos maiores do que os observados para a distribuição inteira. Nas classes diamétricas centrais, os desvios relativos mostraram certa homogeneidade para as seis distribuições ajustadas; já nas classes extremas, os desvios aumentam em valor absoluto dependendo da distribuição considerada. A utilização das somas observada e estimada de diâmetros elevados à primeira, segunda, terceira e quarta potências não afetou sensivelmente o comportamento dos desvios. Na Figura 1, apresentam-se os desvios relativos discriminados por classes diamétricas de 1 cm correspondentes às somas observada e estimada de diâmetros elevados à terceira potência, que é a potência que melhor representa a estrutura volumétrica do povoamento (Maltamo *et al.*, 1995).

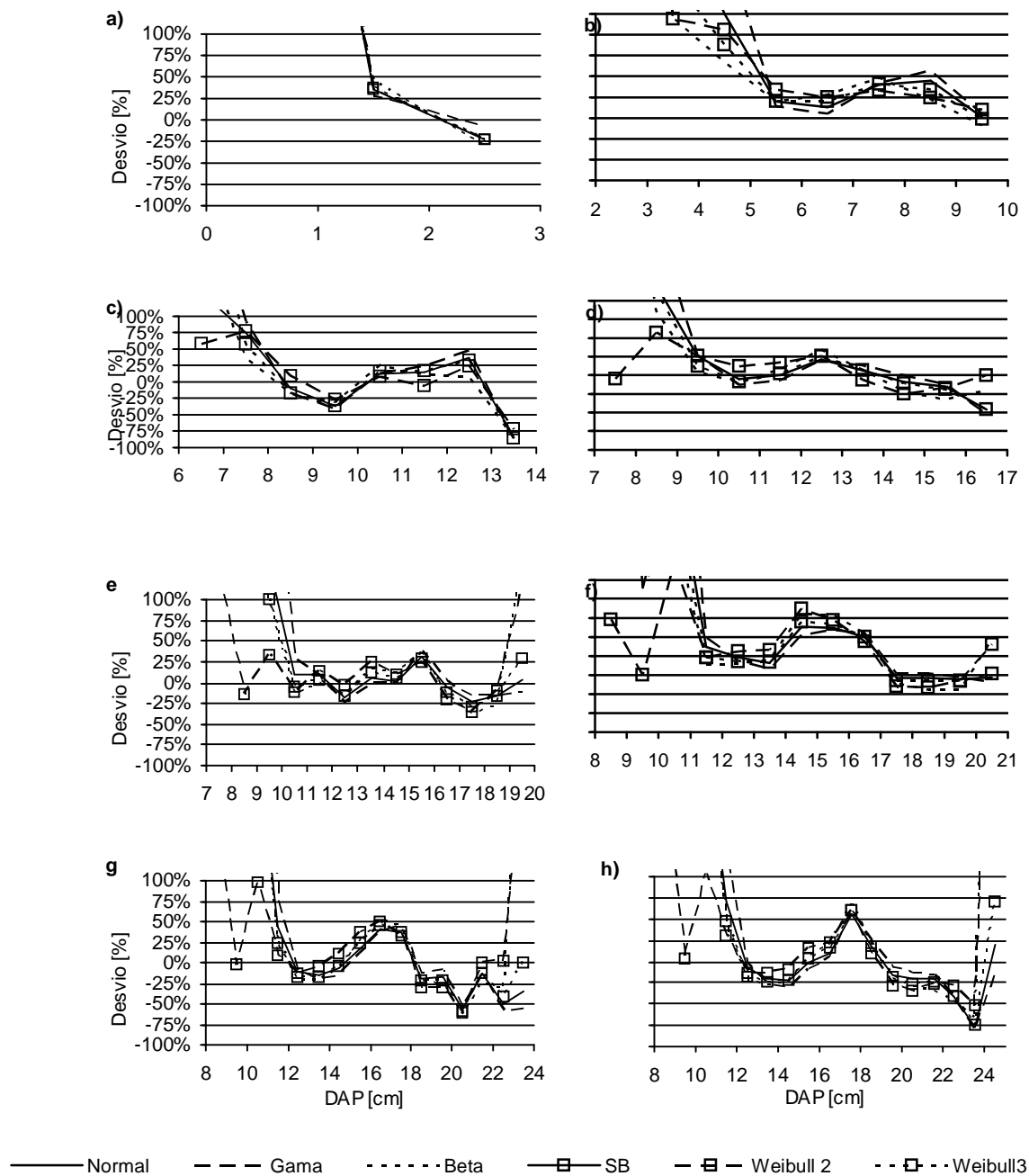


FIGURA 1: Desvios relativos das somas de diâmetros elevados à terceira potência por classes diamétricas para as seis distribuições ajustadas e os 8 anos de observação: a) 1987; b) 1989; c) 1990; d) 1991; e) 1992; f) 1993; g) 1994 e h) 1995.

FIGURE 1: Third power diameter sums relative deviations by diametric classes for the six fitted distributions and eight observation years: a) 1987; b) 1989; c) 1990; d) 1991; e) 1992; f) 1993; g) 1994 e h) 1995.

TABELA 5: Resultados das equações selecionadas para a estimativa dos parâmetros escala ( $b$ ) e forma ( $c$ ) da distribuição Weibull 2 em função do diâmetro quadrático médio  $dg$ .

TABLE 5: Results for the equations selected to estimate the Weibull 2 scale ( $b$ ) and shape ( $c$ ) parameters from quadratic mean diameter  $dg$ .

Equação	Coeficientes		$R^2$ ajustado	F (ANOVA)	Erro Padrão	
	$a_0$ (t)	$a_1$ (t)			Syx	Syx%
$b = a_0 \cdot dg$	1,04898 (1866,8 **)	-	0,9999	$3 \times 10^6$ **	0,0365	0,28
$c = a_0 \cdot dg + a_1 \cdot dg^2$	1,498285 (19,2 **)	-0,061248 (-12,1 **)	0,9879	936 **	0,8864	11,54

Em que: \*\* = significativo ( $p \leq 0,01$ ); \* = significativo ( $p \leq 0,05$ ); ns = não-significativo ( $p > 0,05$ ).

As variações dos parâmetros  $b$  e  $c$  da distribuição Weibull 2, em função da idade e do diâmetro quadrático médio  $dg$  (Tabela 3), são apresentadas na Figura 2. Os parâmetros das demais distribuições revelaram um comportamento menos harmônico. A idade como variável independente, apesar de estar altamente correlacionada com os parâmetros  $b$  e  $c$  da distribuição Weibull 2 (Figura 2a), não explica de forma tão clara e contundente a variação destes como ocorre com o diâmetro quadrático médio  $dg$  (Figura 2b). É desejável dispor de modelos com variáveis independentes que expressem, além da idade, fatores como o sítio, a competição e o estado de desenvolvimento, dentre outros.

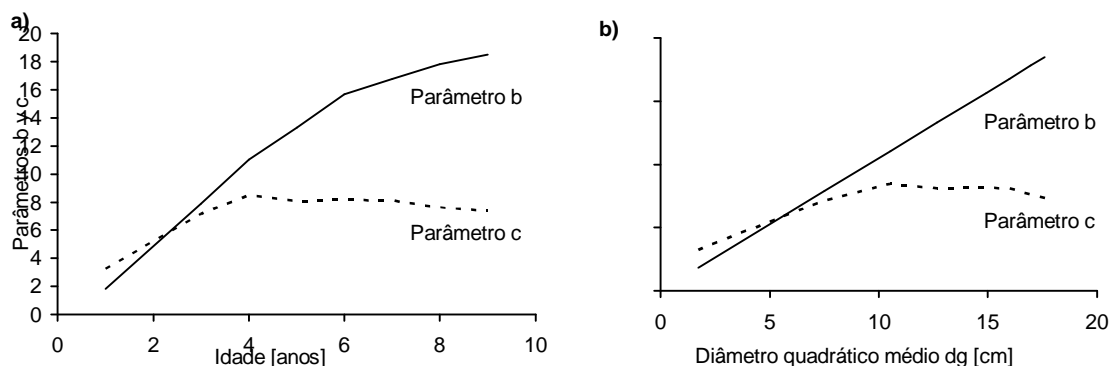


FIGURA 2: Parâmetros escala ( $b$ ) e forma ( $c$ ) da função Weibull 2 em função da idade (a) e do diâmetro quadrático médio  $dg$  (b).

FIGURE 2: Weibull 2 scale ( $b$ ) and form ( $c$ ) parameters plotted over age (a) and quadratic mean diameter  $dg$  (b).

A Figura 3 apresenta os diagramas de ajuste e de dispersão dos resíduos resultantes das equações para estimar os parâmetros escala ( $b$ ) e forma ( $c$ ) da distribuição Weibull 2 (Tabela 5). Ao ajustar os parâmetros das distribuições diamétricas, foram considerados os valores da cada uma das parcelas, nesse caso os blocos. Uma regressão utilizando somente valores médios por idade, por exemplo, pode conduzir a modelos com coeficientes de determinação exageradamente elevados, próximos da unidade ( $R^2 \cong 1$ ). Entretanto, pode-se apreciar na Tabela 5 que as estatísticas de ajuste das equações para estimar os parâmetros escala ( $b$ ) e forma ( $c$ ) da distribuição Weibull 2 foram elevadas. O número de observações utilizado para cada um dos ajustes foi  $n = 24$  (3 blocos  $\times$  8 idades).

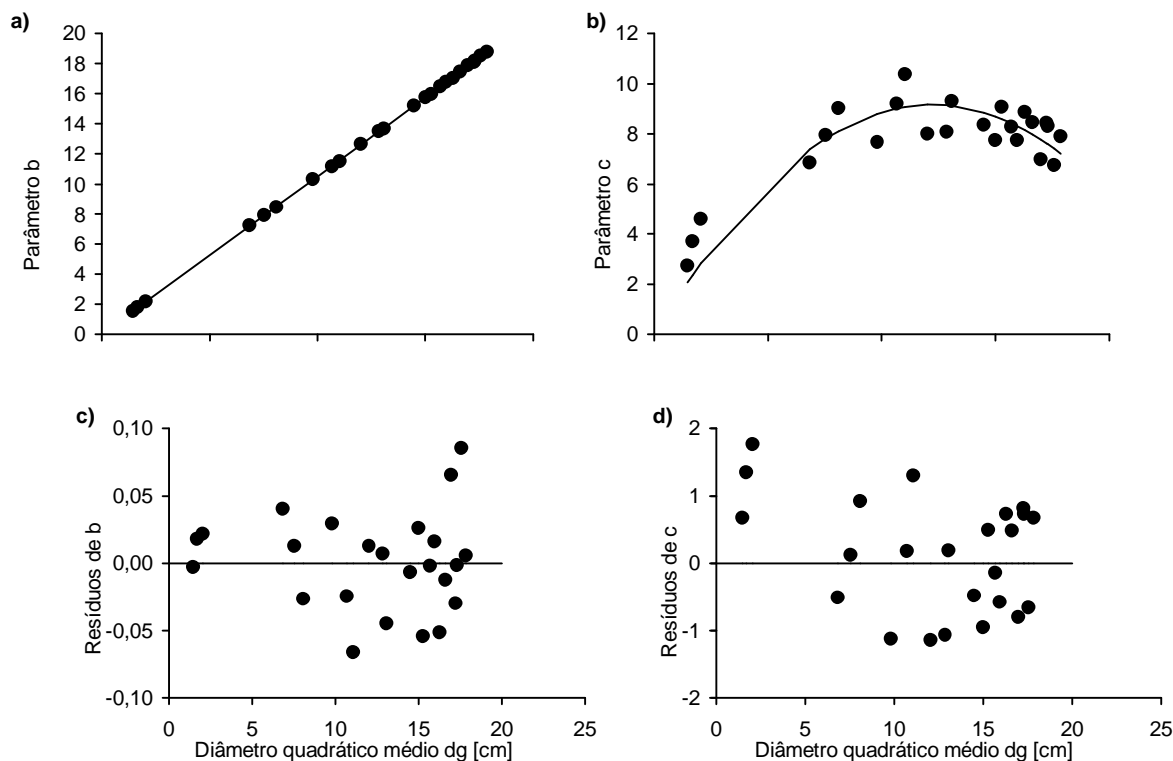


FIGURA 3: Gráficos de ajuste (a, b) e dispersão de resíduos (c, d) das equações utilizadas para estimar, respectivamente, os parâmetros escala (b) e forma (c) da distribuição Weibull 2.

FIGURE 3: Fitting (a, b) and residual dispersion scatter plots (c, d) from the equations used to estimate, respectively, the Weibull 2 scale (b) and shape (c) parameters.

Na Figura 4, pode-se observar a evolução da distribuição diamétrica observada e das distribuições diamétricas ajustada e estimada pela função Weibull 2 para os 8 anos de observação. Os parâmetros da distribuição Weibull 2 ajustada constam na Tabela 3 e foram obtidos com base em uma rotina iterativa desenvolvida pelas equações [17] e [18]. Os parâmetros da distribuição Weibull 2 estimada foram calculados em função do diâmetro quadrático médio  $dg$  com as equações que constam na Tabela 5.

As equações obtidas para a predição dos parâmetros das distribuições normal, gama, beta,  $S_B$  de Johnson e Weibull 3 apresentaram estatísticas de ajuste inferiores às obtidas para a distribuição Weibull 2. Deve ser enfatizado novamente que, para a construção de um modelo genérico de predição de parâmetros de qualquer distribuição, se deve dispor de dados distribuídos ao longo de toda a amplitude de idades, densidades e sítios (Clutter *et al.*, 1983). Portanto, os resultados apresentados neste trabalho não devem ser considerados como definitivos, porém alentadores para conduzir pesquisas nessa linha.

A evolução harmônica das distribuições diamétricas ajustada e estimada pela função Weibull 2 fica evidenciada na Figura 4b. O comportamento dessas distribuições pode ser considerado como típico da dinâmica de povoamentos equiâneos e homogêneos de plantios clonais, como é o caso de clones de *Populus deltoides*. Pode-se observar ainda, na Figura 4b, que foi incorporada a distribuição diamétrica simulada para o ano 1988, do qual não se possuía informação por não terem sido medidas as árvores na época. Os parâmetros da função Weibull 2 foram estimados com as equações da Tabela 5 e o diâmetro quadrático médio  $dg$  foi estimado com base na idade, conforme a equação apresentada na Tabela 6.

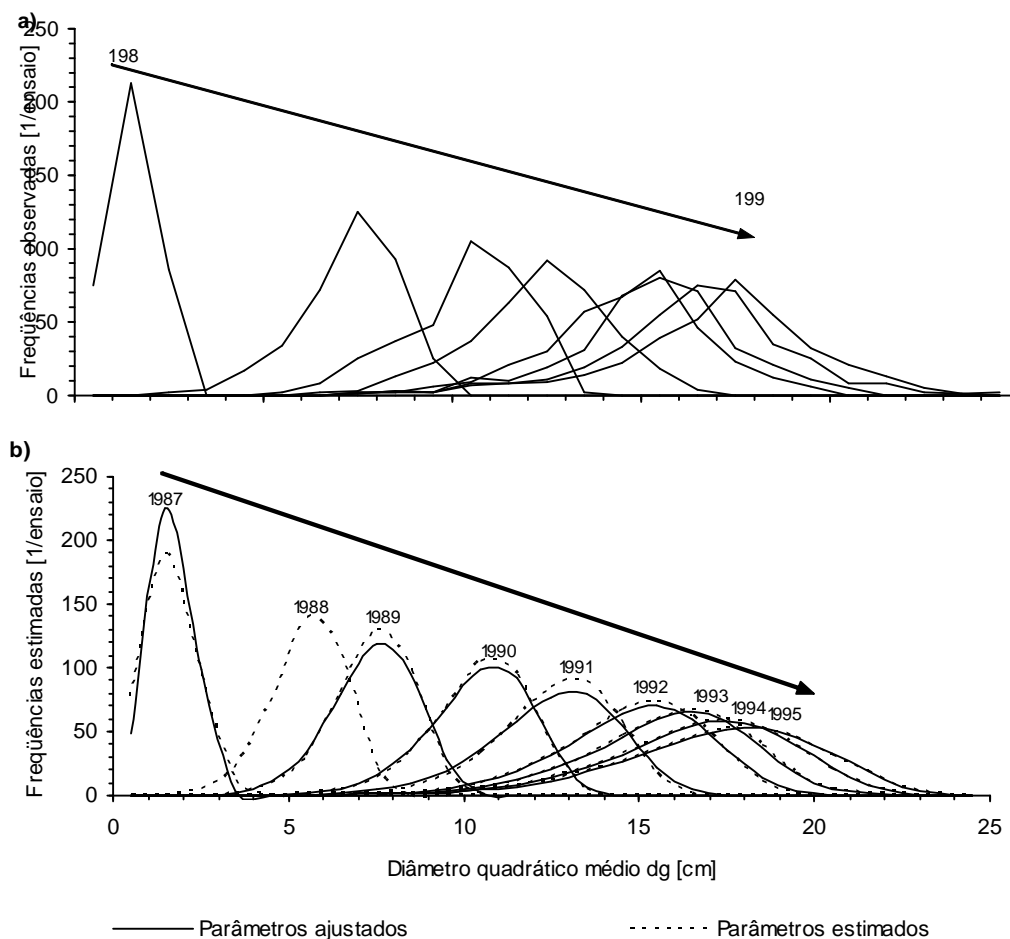


FIGURA 4: Evolução das frequências observadas (a) e estimadas (b) pela distribuição Weibull 2 com seus parâmetros ajustados aos dados originais e estimados em função do diâmetro quadrático médio dg.

FIGURE 4: Observed (a) and predicted by Weibull 2 (b) frequencies evolution with its parameters fitted to the original data and calculated from quadratic mean diameter dg.

TABELA 6: Resultados da equação ajustada para a estimativa de diâmetro quadrático médio dg em função da idade.

TABLE 6: Results of the equation fitted to estimate quadratic mean diameter dg from age.

Equação	Coeficientes		R <sup>2</sup> ajustado	F (ANOVA)	Erro padrão	
	a <sub>0</sub> (t)	a <sub>1</sub> (t)			Syx	Syx%
dg = a <sub>0</sub> · Idade + a <sub>1</sub> · Idade <sup>2</sup>	3,09197 (28,5 **)	-0,120907 (-8,2 **)	0,9970	3856 **	0,738512	6,04

Em que: \*\* = significativo (p ≤ 0,01); \* = significativo (p ≤ 0,05); ns = não-significativo (p > 0,05).

A equação apresentada na Tabela 6 não deve ser considerada como uma predição diamétrica em função da idade para clones de *Populus deltoides*, pelo fato de que se tratam de plantios experimentais e representam uma única situação de classe de sítio e densidade. Entretanto, essa equação pode ser interpretada como uma alternativa para ilustrar a bondade das equações da Tabela 5 para estimar os parâmetros para um ano no qual não houve medições de campo, como é o caso do ano 1988.

Atualmente, a linha de pesquisa, que dá continuidade a esses estudos, tem por finalidade desenvolver modelos de crescimento e produção para clones de *Populus deltoides*, contemplando não somente plantios experimentais, como foi o caso do presente trabalho. A incorporação de dados provenientes de plantios

comerciais, localizados de modo a cobrir a amplitude de classes de sítio existentes nas regiões de cultivo dos álamos na Argentina, e considerando ainda opções de manejo florestal diferentes, tais como densidades de plantio, desbastes, conduções, etc., é o próximo passo a ser dado no sentido de desenvolver um modelo de crescimento e produção baseado na distribuição diamétrica.

## CONCLUSÕES E RECOMENDAÇÕES

A evolução da distribuição diamétrica no tempo, para seis clones de *Populus deltoides*, pode ser eficientemente caracterizada pelas funções de densidade de probabilidades normal, gama, beta,  $S_B$  de Johnson e Weibull de 2 e 3 parâmetros. Os parâmetros das funções probabilísticas podem ser estimados pelas técnicas analíticas como o Método dos Momentos, o Método da Máxima Verossimilhança e a metodologia proposta por Loetsch *et al.* (1973), segundo a função considerada.

A função de Weibull com dois parâmetros (Weibull 2;  $a = 0$ ) se perfila como uma função flexível e caracterizada por excelentes estatísticas de ajuste para estimar as distribuições diamétricas de clones de *Populus deltoides* do 1<sup>o</sup> ao 9<sup>o</sup> anos de idade (1987 a 1995). Os desvios relativos entre as somas observadas e estimadas de diâmetros elevados à quarta potência, que reflete melhor a caracterização econômica da floresta, não superaram o valor de 0,005 (0,5%), com exceção das observações efetuadas no primeiro ano de vida (1987) em que todas as funções analisadas apresentaram desvios mais elevados (11% a 13%).

Os parâmetros escala ( $b$ ) e forma ( $c$ ) da função Weibull de 2 parâmetros (Weibull 2) puderam ser estimados com base no diâmetro quadrático médio do povoamento dg. As equações ajustadas apresentaram estatísticas de ajuste elevadas ( $R^2 \geq 0,9879$ ,  $F \geq 936$ ,  $Syx\% \leq 11,5\%$ ). A distribuição diamétrica pode ser reconstruída com as equações para a estimativa do dg em função da idade, tal como ocorreu com o 2<sup>o</sup> ano (1988).

## REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- BAILEY, R.L.; DELL, T.R. Quantifying diameter distributions with the Weibull function. **For. Sci.**, v. 19, p. 97-104, 1973
- BORDERS, B.E.; SOUTER, R.A.; BAILEY, R.L.; WARE, K.D. Percentile-based distributions characterize forest stand tables. **For. Sci.**, v. 33, p. 570-576, 1987.
- CLUTTER, J.L.; FORSTON, J.C.; PIENAAR, L.V.; BRISTER, G.H.; BAILEY, R.L. **Timber management: a quantitative approach**. John Wiley & Sons, 1983. 333 p.
- DUBEY, S.D. Some percentile estimators for Weibull parameters. **Technometrics**, v.9, p. 119-129, 1967.
- HAFLEY, W.L.; SCHREUDER, H.T. Statistical distributions for fitting diameter and height data in even-aged stands. **Can. J. For. Res.**, v. 7, p. 481-487, 1977.
- HOLTE, A. Diameter distribution functions for even-aged (*Picea abies*) stands. **Medd. Skogforsk.**, v.46, n.1, p. 1-47, 1993.
- IUFRO. **The standardization of symbols in forest mensuration**. International Union of Forest Research Organizations, 1959.
- LAPPI, J.; BAILEY, R.L. Estimation of the diameter increment function or other tree relations using angle-count samples. **For. Sci.**, v.33, n.3, p. 725-739, 1987.
- LOETSCH, F.; ZÖHRER, F.; HALLER, K.E. **Forest Inventory**. München: BLV Verlagsgesellschaft mbH, 1973. 469 p.
- MALTAMO, M.; PUUMALAINEN, J.; PÄIVINEN, R. Comparison of Beta and Weibull Functions for Modelling Basal Area Diameter Distribution in Stands of *Pinus sylvestris* and *Picea abies*. **Scand. J. For. Res.**, v.10, p.284-295, 1995.
- PRADO, C.; FUENTES, J.E.; PRADO, C.D.; DONOSO, P. **Caracterización de la estructura, crecimiento y respuesta a raleos de renovales de roble (*Nothofagus obliqua*), raulí (*N. alpina*) e coigüe (*N. dombeyi*) mediante modelos estadísticos estructurales**. Investigación y Desarrollo Forestal, 1995. 72p. (Proyecto CONAF / PNUD / CHI / 89 / 003. Contrato 22 / 92. Informe Final).

RENNOLS, K.; GEARY, D.N.; ROLLINSON, T.J.D. Characterizing diameter distributions by the use of Weibull distribution. **Forestry**, v. 58, p. 57-66, 1985.

SCOLFORO, J.R. **Mensuração Florestal 6**: crescimento florestal 2. Lavras: ESAL/FAEPE, 1995. 243 p.

VAN DEUSEN, P.C. Fitting assumed distributions to horizontal point sample diameters. **For. Sci.**, v.32, n.1, p. 146-148, 1986.