

Análise de diferentes formas de ajuste de funções de afilamento

Analysis of different adjustment forms of taper functions

Rômulo Môra¹, Gilson Fernandes da Silva², Fabricio Gomes Gonçalves²,
Carlos Pedro Boechat Soares³, José Franklim Chichorro² e Rafaella De Angeli Curto⁴

Resumo

Neste trabalho objetivou-se verificar as diferentes formas de ajuste de funções de afilamento quanto às estimativas das variáveis diâmetro, altura e volume, utilizando os coeficientes obtidos a partir do ajuste em função do modelo original e das expressões das variáveis h_i e d_i . Foram avaliados os modelos de afilamento de Baldwin, Demaerschalk, Kozak e Ormerod para fustes do híbrido *Eucalyptus urophylla* x *Eucalyptus grandis*. Foram comparadas as estimativas da variável diâmetro e altura obtidas a partir do modelo original (relação (d/dap)) com as obtidas por meio de expressões de d_i e h_i rearranjadas do modelo original. As estimativas do volume foram comparadas por meio da integração do modelo original e da expressão do diâmetro. A escolha do melhor modelo e das diferentes formas de ajuste foi feita pela análise gráfica dos resíduos, pelo R^2 , pelo erro padrão estimado em porcentagem ($Syx(\%)$), pelo viés (V), pela média das diferenças (MD) e pelo desvio padrão das diferenças (DPD). Pelos resultados encontrados, o modelo de Demaerschalk foi o mais preciso para as três variáveis para as diferentes formas do ajuste. Em relação às estimativas das variáveis diâmetro e altura, as equações ajustadas a partir das variáveis diâmetro e altura explicitadas mostraram-se mais precisas, enquanto o volume obtido da integração da expressão de diâmetro foi o mais preciso.

Palavras-chave: afilamento, diâmetro, altura, volume.

Abstract

The aim of this research was to evaluate different adjustments of taper functions for the estimates of the variables diameter, height and volume using the coefficients obtained from the adjustment obtained on the original model and the expression of h_i and d_i variables. Evaluated were the taper models of Baldwin, Demaerschalk, Kozak e Ormerod of *Eucalyptus urophylla* x *Eucalyptus grandis* stem. The estimates of diameter and height obtained from original model (relation (d/dap)) were compared with the estimates obtained from the expressions of d_i and h_i rearranged on the original model. The estimate of volume was compared by integrating of the original model and the diameter expression. The choice of the best model and the different ways of adjust were realized by graphical analysis of errors, determination coefficient (R^2), estimated standard error ($Syx(\%)$), bias (V), average of the differences (MD) and standard deviation of the differences (DPD). The Demaerschalk model was the most accurate for the three variables for the different ways of adjustment. Considering the estimate of diameter and height, the adjustment equations for diameter and height variables have proved more accurate while the estimate of volume was more accurate with the integration of the expressions of diameter.

Keywords: taper, diameter, height, volume.

¹Engenheiro Florestal, M.Sc. Departamento de Engenharia Florestal - Faculdade de Engenharia Florestal - UFMT - Universidade Federal de Mato Grosso. Av. Fernando Corrêa da Costa, 2367, Bairro Boa Esperança, 78060-900, Cuiabá - MT. E-mail: romulomef@yahoo.com.br.

²Engenheiro Florestal, Doutor. Departamento de Ciências Florestais e da Madeira - Centro de Ciências Agrárias - UFES - Universidade Federal do Espírito Santo. Av.: Avenida Governador Lindemberg, 316, Centro, 29.550-000, Jerônimo Monteiro- ES. E-mail: gilson.silva@pq.cnpq.br; fabriciogomes@ufes.br; jfufes@gmail.com.

³Engenheiro Florestal, Doutor. Departamento de Engenharia Florestal - Centro de Ciências Agrárias - UFV - Universidade Federal de Viçosa, Campus Universitário, CEP 36570-000, Viçosa-MG, Brasil. E-mail: csoares.ufv.br.

⁴Engenheira Florestal, M.Sc. Centro de Ciências Florestais e da Madeira - Campus III - UFPR - Universidade Federal do Paraná. Av.: Prefeito Lothário Meissner, 900, Jardim Botânico, CEP 80210-170, Curitiba-PR, Brasil. E-mail: rafaellacurto@yahoo.com.br.

INTRODUÇÃO

As funções de afilamento são modelos utilizados para o cálculo de sortimentos florestais devido a grande flexibilidade em estimar diâmetros em qualquer altura, alturas em qualquer diâmetro, e volumes parciais, totais e comerciais do tronco de árvores. No Brasil, os estudos de forma de tronco estão baseados em funções que levam em consideração a relação d_i/dap ou $(d_i/dap)^2$, para estimar o diâmetro em qualquer altura como em Scolforo et al. (1998), Chichorro et al. (2003), Fischer et al. (2001), Mendonça et al. (2007) e Souza et al. (2008).

Segundo Horle et al. (2010), as funções de afilamento podem estimar os diâmetros mínimos comerciais e conseqüentemente o número de toras produzidas. Ainda, segundo esse autor, as estimativas de altura pelo diâmetro são muito úteis quando se quer estimar o comprimento do tronco para posterior otimização do uso do fuste.

Essas equações podem ser ajustadas entre as formas lineares (relação d_i/dap) ou formas não lineares em função da variável dependente d_i . O mesmo ocorre quando se quer estimar a altura, isolando h_i na equação de diâmetro ou invertendo os valores de d_i e dap com h_i e h na equação original, como utilizado por Schneider et al. (1996), Drescher et al. (1999). Já o volume é calculado a partir de integração do modelo original ou da expressão do diâmetro.

As equações estimadas para a relação (d_i/dap) ou $(d_i/dap)^2$ podem gerar resultados diferenciados para as variáveis altura e diâmetro, quando estas são ajustadas como variáveis dependentes isoladas em suas funções. O volume também pode ser influenciado se forem usados os parâmetros do modelo original em comparação com os parâmetros da equação ajustada em função da própria equação com o diâmetro isolado.

Essas diferenças podem ocorrer entre os ajustes, pois estão relacionadas com a forma do tronco. Segundo Finger (1992), a variação da forma do tronco pode estar relacionada com o meio ambiente característico, espécie, idade, manejo e características genéticas, podendo ocorrer tanto em florestas inequiâneas como equiâneas. Entretanto, no Brasil, ocorrem em sua maioria em florestas equiâneas de *Pinus* spp e *Eucalyptus* spp.

Segundo Campos e Leite (2009), o melhor modelo ajustado depende dos objetivos propostos para estudo, pois enquanto um modelo tem melhores resultados para estimar a variável diâ-

metro, ele pode não ser o melhor para estimar as variáveis altura e volume.

Com isso, objetivou-se neste trabalho avaliar estimativas de diâmetro, altura e volume obtidas a partir do ajuste de funções de afilamento segundo seu modelo original em que a variável Y foi igual a razão $(d_i/dap)^2$ ou d_i/dap em comparação com funções em que o Y foi ou o diâmetro ou a altura comercial para diferentes modelos.

MATERIAL E MÉTODOS

Área de estudo

O estudo foi realizado no Instituto Federal de Educação, Ciência e Tecnologia de Minas Gerais (IFMG) – *Campus* São João Evangelista, localizado no município de São João Evangelista, no estado de Minas Gerais.

A cidade localiza-se na região Centro Nordeste do estado de Minas Gerais, no Vale do Rio Doce. A altitude média ao nível do mar no *Campus* é de 452 metros, temperatura média de 22° Celsius com máxima anual de 26,1° Celsius e com mínima de 15° Celsius. O índice médio pluviométrico anual é de 1.081 mm. A classificação do clima segundo Köppen é Cwa com inverno seco e verão chuvoso.

Cubagem rigorosa

As medições foram realizadas num talhão de 3,48 hectares plantados com o híbrido *Eucalyptus urophylla* x *Eucalyptus grandis* estabelecidos num espaçamento de 3 x 2 metros, com 8 anos provenientes de propagação clonal.

A cubagem foi realizada utilizando uma fita métrica em árvores abatidas. O processo de cubagem consistiu em medir a circunferência (c) em seções de 0,5 em 0,5 m até atingir a altura do diâmetro mínimo da ponta da árvore de 4,0 cm. Esse seccionamento foi realizado em 70 árvores com dap com casca, que variaram de 4,46 cm até 32,64 cm e alturas totais que variaram de 8,7 até 31,8 m. Para cada árvore, mediu-se também a circunferência a 1,30 m do solo (cap) e a altura total (ht). O volume total (v) foi obtido somando-se os volumes parciais de todas as seções até o diâmetro mínimo de 4,0 cm, usando metodologia de cubagem rigorosa de Smalian.

Modelos de afilamento

A partir do banco de dados contendo dap , h , d_i e h_i foram ajustados modelos de afilamento para as árvores amostra com a finalidade de obter as estimativas de diâmetro, altura e volu-

me em qualquer seção do tronco. Para esse fim, foram escolhidos quatro modelos de aflamento ajustados em sua forma original (relação d/dap), e em relação às expressões de diâmetro e altura obtidas através do rearranjo das variáveis do modelo original. Após o ajuste das equações, os coeficientes obtidos por cada uma delas foram utilizados para obter os valores estimados de diâmetro, altura e volume para todos os casos considerados neste estudo: a) diâmetro estimado com os coeficientes obtidos após ajuste do modelo original e da expressão de diâmetro; b) altura estimada com os coeficientes obtidos após ajuste do modelo original e da expressão de altura; e c) volume estimado em função da integração do modelo original e da expressão do diâmetro.

Os modelos descritos para os ajustes e suas expressões de diâmetro, altura e volume são apresentados abaixo:

Modelo de Baldwin e Feduccia (1991) – Modelo 1

$$\left(\frac{d_i}{d}\right) = \beta_1 + \beta_2 \ln \left[1 - t(h_i/h)^3 \right] + \varepsilon \quad (1)$$

$$\hat{d}_i = d \left\{ \hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_2 \ln \left[1 - t(h_i/h)^3 \right] \right\} \quad (2)$$

$$\hat{h}_i = h \left\{ 1 - \exp \left[\left((d/d) - \hat{\beta}_1 \right) / \hat{\beta}_2 \right] / t \right\}^3 \quad (3)$$

$$\hat{V} = K d^2 \hat{h} \hat{\beta}_1^2 (\hat{h}_2 - \hat{h}_1) / ht + 2 \hat{\beta}_1 \hat{\beta}_2 (3/t^3) [a(p_x - q_x \ln a) - b(p_y - q_y \ln b)] - \hat{\beta}_2^2 (3/t^3) [a q_x (\ln a)^2 - 2 p_x \ln a + 2 a r_x - b q_y (\ln b)^2 + 2 b p_y \ln b - 2 b r_y] \quad (4)$$

em que:

d_i = diâmetro com casca na altura h_i ;

d = diâmetro com casca medido na altura de 1,30 m;

h_i = distância do solo até o ponto onde o diâmetro d_i é considerado;

h = altura total;

h_1 = altura correspondente a primeira seção (0,0 m);

h_2 = altura correspondente a seção quando o diâmetro mínimo atinge 4 centímetros.

β_i = parâmetros do modelo ajustado ($i=0, 1, 2, \dots, n$); e V = volume obtido para a seção desejada.

$$t = 1 - \exp \left(\frac{\hat{\beta}_1}{\hat{\beta}_2} \right);$$

$$c = \frac{1}{3};$$

$$a = 1 - t(h_2/ht)^c;$$

$$b = 1 - t(h_1/ht)^c;$$

$$p_x = 1 - \frac{a}{2} + \frac{a^2}{9};$$

$$p_y = 1 - \frac{b}{2} + \frac{b^2}{9};$$

$$q_x = 1 - a + \frac{a^2}{3};$$

$$q_y = 1 - b + \frac{b^2}{3};$$

$$r_x = 1 - \frac{a}{4} + \frac{a^2}{27};$$

$$r_y = 1 - \frac{b}{4} + \frac{b^2}{27};$$

$$K = \frac{\pi}{40000}$$

Modelo de Demaerschalk (1972) – Modelo 2

$$\left(\frac{d_i}{d}\right)^2 = 10^{2\beta_0} d^{(2\beta_1-2)} h^{2\beta_2} (h-h_i)^{2\beta_3} + \varepsilon \quad (5)$$

$$\hat{d}_i = 10^{\hat{\beta}_0} d^{\hat{\beta}_1} h^{\hat{\beta}_2} (h-h_i)^{\hat{\beta}_3} \quad (6)$$

$$\hat{h}_i = h - \left[\frac{d_i}{10^{\hat{\beta}_0} d^{\hat{\beta}_1} h^{\hat{\beta}_2}} \right]^{\frac{1}{\hat{\beta}_3}} \quad (7)$$

$$\hat{V} = \frac{\pi}{40000} 10^{2\hat{\beta}_0} d^{2\hat{\beta}_1} h^{2\hat{\beta}_2} \left[\frac{(h-h_1)^{2\hat{\beta}_3+1} - (h-h_2)^{2\hat{\beta}_3+1}}{2\hat{\beta}_3+1} \right] \quad (8)$$

Variáveis definidas anteriormente no modelo de Baldwin e Feduccia (1991)

Modelo de Kozak et al. (1969) – Modelo 3

$$\left(\frac{d_i}{d}\right)^2 = \beta_0 + \beta_1 \frac{h_i}{h} + \beta_2 \left(\frac{h_i}{h}\right)^2 + \varepsilon \quad (9)$$

$$\hat{d}_i = d \sqrt{\hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 \frac{h_i}{h} + \hat{\beta}_2 \left(\frac{h_i}{h}\right)^2} \quad (10)$$

$$\hat{h}_i = \frac{-\hat{\beta}_1 h (\hat{\beta}_1 h)^2 \hat{\beta}_0 - 4 \hat{\beta}_2 \left(\hat{\beta}_0 h^2 \frac{d_i^2 h^2}{d^2} \right)}{2 \hat{\beta}_2} \quad (11)$$

$$\hat{V} = \frac{\pi}{40000} d^2 \left[\begin{array}{l} \hat{\beta}_0 (h_2 - h_1) + \\ \frac{\hat{\beta}_1}{2h} (h_2^2 - h_1^2) + \\ \frac{\hat{\beta}_2}{3h} (h_2^3 - h_1^3) \end{array} \right] \quad (12)$$

Variáveis definidas anteriormente no modelo de Baldwin e Feduccia (1991)

Modelo de Ormerod (1973) – Modelo 4

$$\left(\frac{d_i}{d}\right)^2 = \left(\frac{h - h_i}{h - 1,3}\right)^{2\hat{\beta}_1} + \varepsilon \quad (13)$$

$$\hat{d}_i = d \left(\frac{h - h_i}{h - 1,3}\right)^{\hat{\beta}_1} \quad (14)$$

$$\hat{h}_i = h - \left[\left(\frac{d_i}{d}\right)^{\frac{1}{\hat{\beta}_1}} (h - 1,3) \right] \quad (15)$$

$$\hat{V} = \frac{\pi}{40000} d^2 \left(\frac{1}{h - 1,3}\right)^{2\hat{\beta}_1} \left[\frac{(h - h_1)^{2\hat{\beta}_1 + 1} - (h - h_2)^{2\hat{\beta}_1 + 1}}{2\hat{\beta}_1 + 1} \right] \quad (16)$$

Variáveis definidas anteriormente no modelo de Baldwin e Feduccia (1991)

Os valores das estimativas dos parâmetros foram testados pelo teste t de Student, a 5% de probabilidade, de modo a verificar efeito significativo destes na equação de ajuste das variáveis em estudo.

Avaliação dos modelos

Depois de ajustados os modelos, os valores das variáveis diâmetro, altura e volume total foram estimados por meio dos coeficientes obtidos no ajuste dos modelos e expressões em estudo. Para as variáveis diâmetro e altura, os valores de todas as seções foram estimados através dos coeficientes obtidos no ajuste do modelo original e de suas expressões independentes. Já as estimativas dos valores para a variável volume foram obtidas

pelo cálculo do volume total considerando então como h_1 a base da árvore e h_2 a altura quando o diâmetro mínimo atingido foi de 4,0 cm.

A precisão das estimativas das variáveis foi avaliada com base no coeficiente de determinação (R^2) e do erro padrão da estimativa em porcentagem ($S_{yx}(\%)$). Como os modelos estudados apresentavam diferenças em relação à variável dependente, e por existirem neste estudo, modelos lineares e não lineares, o coeficiente de determinação usado foi calculado segundo a metodologia proposta por Kvalseth (1985), que atende a todas as condições impostas para comparação entre os modelos lineares e não lineares. Assim, o coeficiente de determinação (R^2) foi calculado da seguinte forma:

$$R^2 = 1 - \frac{\sum_{i=1}^n (Y_i - \hat{Y}_i)^2}{\sum_{i=1}^n (Y_i - \bar{Y})^2} 100 \quad (17)$$

Y_i = i-ésimo valor observado para a variável dependente;

\hat{Y}_i = i-ésimo valor estimado para a variável dependente Y ; e

\bar{Y} = média dos valores observados para a variável dependente Y ;

Para todas as variáveis estudadas, foram feitos testes de acordo com a metodologia utilizada por Ferreira (1999), Mendonça et al. (2007); Souza et al. (2008). Primeiramente, foram feitas as análises gráficas dos resíduos. Os valores residuais utilizados na construção dos gráficos foram expressos por:

$$Erro(\%) = \frac{(Y - \hat{Y})}{Y} 100 \quad (18)$$

em que:

\hat{Y} = valores estimados pela equação; e

Y = valores observados.

Para complementar a análise gráfica de resíduos foram realizados testes complementares (Tabela 1), por meio das seguintes estatísticas: *viés* (V); média das diferenças absolutas (MD) e desvio padrão das diferenças (DPD). A partir dos resultados encontrados para as estatísticas V , MD e DPD , procedeu-se a ordenação das funções segundo o maior ou menor grau de precisão, sendo atribuídos pesos de 1 a 4, de acordo com os resultados das estatísticas V , MD e DPD obtidas para cada equação. Depois de atribuído os pesos, foi considerado o modelo mais acurado aquele que resultou em menor somatório destes pesos para cada estatística em cada modelo ajustado, resultando numa classificação de 1 a 4, sendo 1 o modelo com menor somatório e mais preciso e 4 o modelo com maior somatório de pesos das estatísticas e portanto menos preciso.

Tabela 1. Critérios para avaliação do ajuste e validação dos modelos.**Table 1.** Criteria for fit evaluation and validation of models.

Viés (V)	Média das diferenças absolutas (MD)	Desvio padrão das diferenças absolutas (DPD)
$V = \frac{\sum_{i=1}^n Y_i - \sum_{i=1}^n \hat{Y}_i}{n}$	$MD = \frac{\sum_{i=1}^n Y_i - \hat{Y}_i }{n}$	$DPD = \frac{\sum_{i=1}^n d_i^2 - \left(\sum_{i=1}^n d_i\right)^2}{n-1}$

em que: Y_i = volume calculado; \hat{Y}_i = valor estimado; n = número de observações; $d_i = Y_i - \hat{Y}_i$

A escolha do melhor modelo foi feita com base no somatório das notas atribuídas a cada modelo pelas estatísticas V , MD e DPD em cada processo de estimação da variável. Esse somatório foi avaliado conjuntamente com os valores R^2 , $S_{yx}(\%)$ e análise gráfica de resíduos.

RESULTADOS E DISCUSSÃO

Estatísticas das equações ajustadas

Na Tabela 2, têm-se os coeficientes obtidos no ajuste para o modelo em que a variável Y é igual a (d_i/dap) ou $(d_i/dap)^2$, chamado na Tabela de modelo original, e os coeficientes obtidos quando Y é igual a d_i ou h_i . É importante esclarecer ao leitor que essas são duas metodologias alternativas usuais de se ajustar funções de afilamento, sendo que a primeira, em que Y é uma razão de d_i sobre dap , foi empregada por Schneider et al. (1996), Fischer et al. (2001), Chichorro et al. (2003), Mendonça (2007) e Souza (2008) e a segunda, em que se ajusta a equação tendo como Y diretamente d_i ou h_i , foi utilizada por Baldwin e Feduccia (1991) e Pires e Calegário (2007). Considerando que essas duas meto-

dologias apresentam aceitação científica, como já citada, e são também usualmente empregadas em trabalhos práticos, é relevante avaliar o efeito da forma como se ajusta as equações sobre as estimativas de diâmetro, altura e volume.

Pela observação da Tabela 2, nota-se que os valores dos coeficientes dos modelos estudados tiveram resultado significativo com base no teste t , verificando apenas efeito não significativo no valor do coeficiente β_0 ajustado para o modelo de Demaerschalk. Quando se comparam as duas metodologias de ajuste para cada modelo escolhido, as estimativas dos coeficientes parecem numericamente próximas. Entretanto, o que parece ser uma diferença absoluta de pouca importância pode levar a significativas diferenças relativas na precisão das estimativas das variáveis em estudo bem como em estimativas tendenciosas. Para verificar esses efeitos das duas formas de ajuste sobre a exatidão e precisão das estimativas das variáveis em estudo obtidas para cada forma de ajuste, na sequência são apresentadas análises complementares para avaliar os valores diâmetro, altura e volume após ajuste das equações.

Tabela 2. Valores das estimativas dos parâmetros de cada equação, para o modelo original e expressões de diâmetro e altura.**Table 2.** Parameter estimates of each equation for original model and diameter and height expressions.

Ajuste em função do modelo original				
	$\hat{\beta}_0$	$\hat{\beta}_1$	$\hat{\beta}_2$	$\hat{\beta}_3$
Baldwin		1,1603*	0,3707*	
Demaerschalk	0,0479*	0,8297*	-0,5880*	0,7202*
Kozak	1,1131*	-1,8511*	0,7872*	
Ormerod		0,7322*		
Ajuste em função da expressão de diâmetro				
	$\hat{\beta}_0$	$\hat{\beta}_1$	$\hat{\beta}_2$	$\hat{\beta}_3$
Baldwin		1,1389*	0,3752*	
Demaerschalk	0,0032 ^{ns}	0,7925*	-0,5067*	0,7021*
Kozak	1,0302*	-1,6263*	0,5942*	
Ormerod		0,7515*		
Ajuste em função da expressão de altura				
	$\hat{\beta}_0$	$\hat{\beta}_1$	$\hat{\beta}_2$	$\hat{\beta}_3$
Baldwin		1,2771*	0,5087*	
Demaerschalk	0,0492*	0,8142*	-0,6114*	0,7633*
Kozak	1,1316*	-1,8913*	0,7594*	
Ormerod		0,7562*		

*significativo a 5% de probabilidade e ^{ns} não significativo a 5% de probabilidade, ambos pelo teste t

Análise gráfica dos resíduos e das estatísticas para a variável diâmetro

Na Figura 1, para as estimativas da variável diâmetro a partir dos coeficientes obtidos no ajuste do modelo original, pode-se observar que os modelos de Baldwin, Demaerschalk e Ormerod tiveram resultados semelhantes e mesmo tendo uma leve superestimação para $dap > 30$ cm, estes modelos tiveram resultados mais precisos. Numa comparação entre os três, pode-se verificar que os valores dos resíduos do modelo de Baldwin são relativamente superiores aos outros dois modelos analisados e que esse modelo teve uma leve subestimação para $dap < 30$ cm. Entretanto, o pior resultado encontra-se na análise gráfica de resíduos do modelo Kozak, que superestima a maioria dos diâmetros para o $dap > 20$ cm e subestima os valores inferiores a este dap .

Silva et al. (2011), testando 12 modelos de afilamento ajustados na forma original para *Pinus caribaea* var. *hondurensis*, encontrou tendências ao longo do fuste na estimativa das variáveis diâmetro e volume para a equação de Kozak et al. (1969), não sendo recomendada para estimar as referidas variáveis, para a espécie em questão e na região do estudo, assim como não recomendada para as condições do presente estudo.

Na Figura 2, para as estimativas da variável diâmetro a partir dos coeficientes obtidos pelo ajuste da expressão de diâmetro, pode-se observar resultados semelhantes àqueles obtidos na Figura 1, para os modelos em estudo usando os coeficientes do modelo original. Na Figura 2, através das subestimações e superestimações para todos os modelos analisados, confirma-se o modelo de Demaerschalk como o que teve menores tendências e o modelo de Kozak, o que apresentou a maior tendência em superestimar esta variável para $dap > 20$ cm.

De acordo com os resultados da Tabela 3, fica evidenciado que os valores de R^2 foram altos para as duas situações de estimação da variável (superior a 93%), porém o diâmetro estimado em função das expressões tendo o diâmetro como variável independente foram mais precisos para todos os modelos em relação à função original. O mesmo ocorreu com os valores de $S_{yx}(\%)$, que foram precisos (não ultrapassando 12%) para o ajustes de todos os modelos considerando as duas formas de ajuste para estimação do diâmetro. Pode-se então inferir que o ajuste feito em relação ao rearranjo do modelo original para a variável em estudo gera estimativas mais próximas do valor verdadeiro do que quando se realiza o ajuste para a relação (d_i/dap) ou $(d_i/dap)^2$.

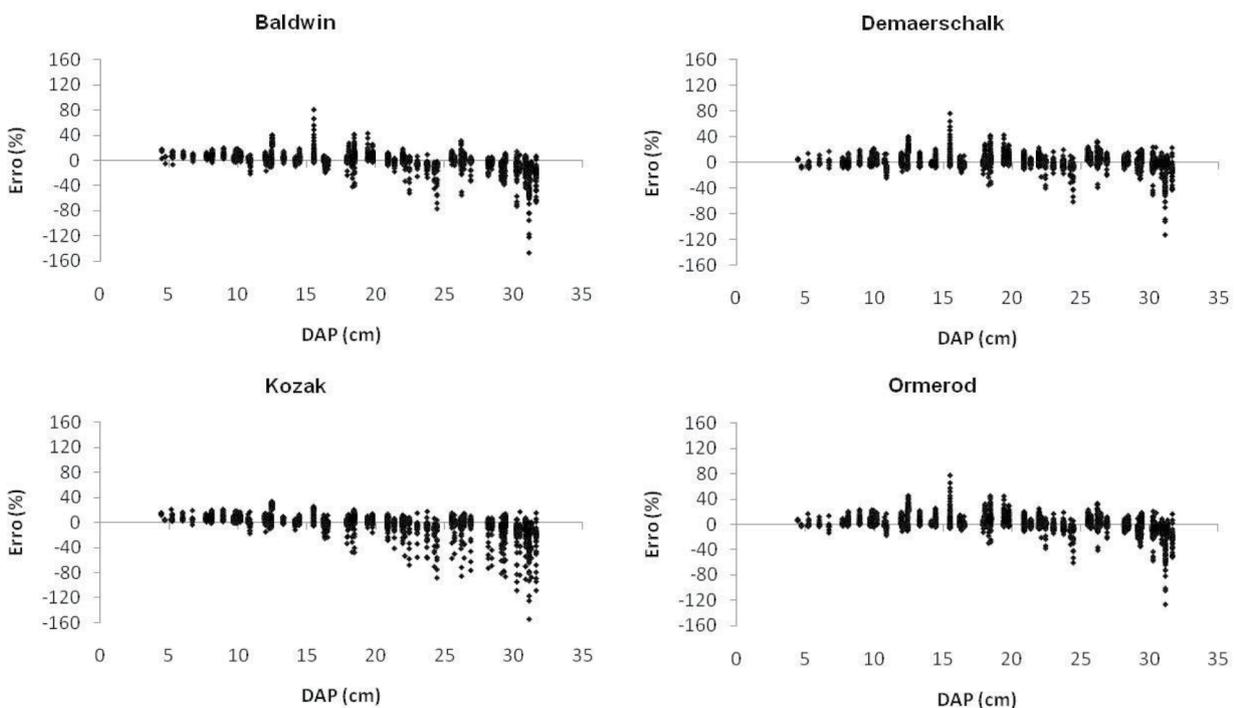


Figura 1. Distribuição dos resíduos da variável diâmetro usando as estimativas dos parâmetros do modelo original, em porcentagem, em função do dap , para os modelos de Baldwin, Demaerschalk, Kozak e Ormerod.

Figure 1. Error distribution (percentage) to the diameter variable using the parameters estimated from the original model, regarding of dap to the Baldwin, Demaerschalk, Kozak e Ormerod models.

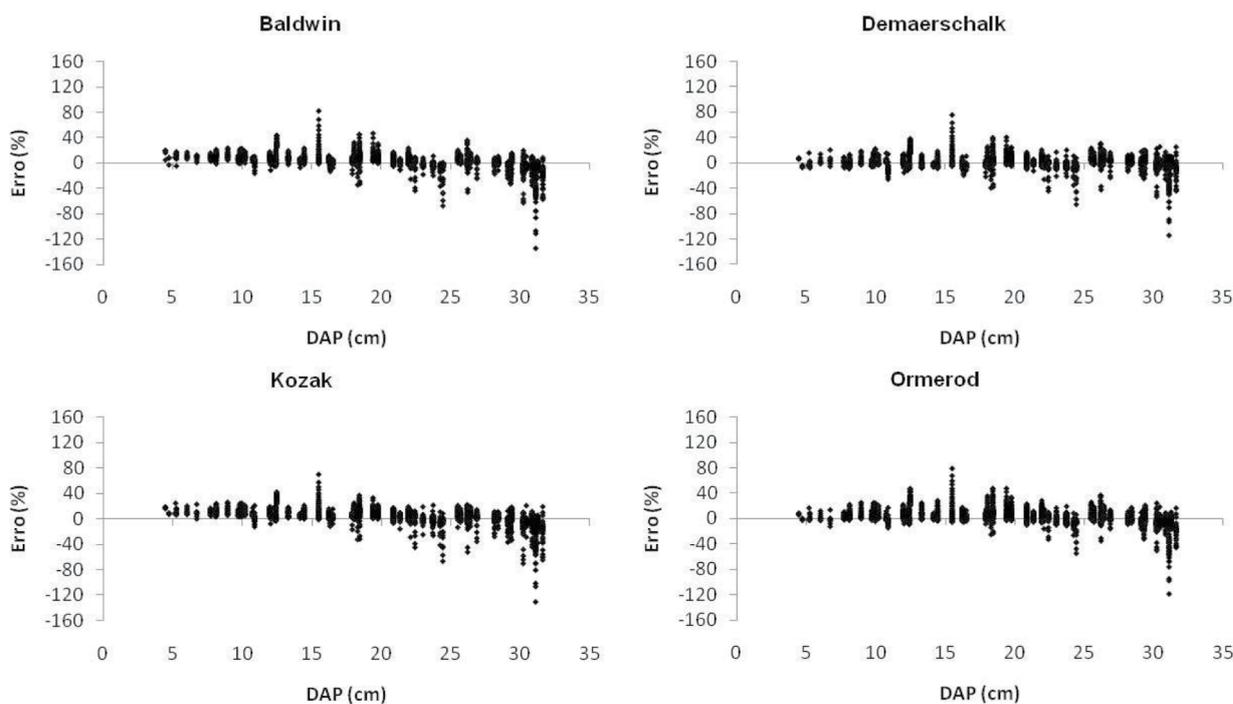


Figura 2. Distribuição dos resíduos da variável diâmetro usando as estimativas dos parâmetros da expressão de diâmetro, em porcentagem, em função do dap, para os modelos de Baldwin, Demaerschalk, Kozak e Ormerod.
Figure 2. Error distribution (percentage) of the diameter variable using parameter estimates of the diameter expression, regarding dap, for the Baldwin, Demaerschalk, Kozak and Ormerod models.

Tabela 3. Estatísticas R^2 , $Syx(\%)$, viés (V), média das diferenças absolutas (MD), desvio padrão das diferenças (DPD) e a classificação para as estimativas de diâmetro a partir do modelo original e da expressão de diâmetro.

Table 3. Statistics of R^2 , $Syx(\%)$, bias (V), mean of absolute differences (MD), standard deviation of differences (DPD) and classification of the diameter estimates from the original model and diameter expression.

Diâmetro estimado a partir do modelo original						
Modelo	R^2	$Syx(\%)$	V	MD	DPD	Classificação
Baldwin	94,99	10,07	-0,2517 (3)	0,9322 (2)	1,3804 (2)	2
Demaerschalk	95,95	9,06	0,0425 (1)	0,8623 (1)	1,2618 (1)	1
Kozak	93,73	11,26	-0,3658 (4)	1,0627 (4)	1,5259 (4)	4
Ormerod	94,35	10,68	-0,1079 (2)	0,9916 (3)	1,4854 (3)	3
Diâmetro estimado a partir da expressão de diâmetro						
Modelo	R^2	$Syx(\%)$	V	MD	DPD	Classificação
Baldwin	95,57	9,46	0,2012 (3)	0,9409 (2)	1,3038 (2)	2
Demaerschalk	96,02	8,97	0,0329 (2)	0,8490 (1)	1,2508 (1)	1
Kozak	94,88	10,18	0,2012 (3)	0,9985 (3)	1,4049 (3)	3
Ormerod	94,41	10,63	0,0165 (1)	1,0069 (4)	1,4817 (4)	3

Valores entre parênteses referem aos pesos

Ainda, com base na Tabela 3, para as estatísticas V , MD e DPD , verifica-se uma semelhança com a análise gráfica de resíduos das Figuras 1 e 2. Para a estatística viés pode-se confirmar pela análise gráfica de resíduos, que os modelos de Demaerschalk e Ormerod mostram ausência de tendência nas estimativas pelo modelo original, enquanto Kozak e Baldwin apresentam tendência em subestimar valores de diâmetro para valores de dap pequenos e superestimar para valores de dap maiores. Já para a estatística média das diferenças, que mede a precisão dos ajustes nas estimati-

vas das variáveis, percebe-se que para os modelos mais acurados, é possível notar baixos valores residuais.

Quando os diâmetros foram estimados a partir da expressão de diâmetro, os modelos de Demaerschalk e Ormerod tiveram ausência de tendência pela estatística V e MD , notando assim que estes modelos são acurados na estimativa do diâmetro. Chichorro et al. (2003) em estudo com espécies da Floresta Atlântica, concluíram que o modelo de Demaerschalk, na forma original, gerou equação para estimar diâmetros ao longo do tronco, com precisão.

Lansanova et al. (2013), ajustando e avaliando modelos de afilamento não segmentados de Schöpfer (1966), Kozak et al. (1969), Hradetzky (1976) e Demaerschalk (1972) adaptado por Moura (1994), na forma original, para a estimativa de diâmetros ao longo do fuste para espécies florestais comercialmente exploradas na Amazônia Mato-grossense, encontraram resultados satisfatórios, sendo o melhor ajuste verificado pelo modelo de Demaerschalk (1972) adaptado, enquanto o modelo de Kozak et al. (1969) mostrou o pior ajuste, como verificado também no presente trabalho.

Comparando os resultados dos dois processos de ajuste para estimação das variáveis (Tabela 3), observado a maioria dos resultados das estatísticas, pode-se inferir que todas as estatísticas foram inferiores isolando a variável diâmetro a partir do modelo original do que se estimando os valores de diâmetro por meio da relação de afilamento (d_i/dap).

Análise gráfica dos resíduos e das estatísticas para a variável altura

Na Figura 3, para as estimativas da variável altura a partir dos coeficientes obtidos no ajuste do modelo original, pode-se verificar que o modelo de Demaerschalk teve uma melhor distribuição dos resíduos, mesmo em alguns casos tendo valores subestimados de altura que estão

associados à parte basal da árvore, região em que é comum uma redução na precisão das estimativas da variável quando se emprega funções de afilamento. O modelo com menor precisão dentre os analisados para essa variável foi o de Baldwin, que teve uma tendência em subestimar a altura para valores de $dap < 20$ cm e superestimar para valores superiores a essa classe de dap , principalmente na classe da dap entre 10 e 15 cm. Entre os modelos com maior e menor precisão, estão os modelos de Ormerod, com estimativas menos precisas que Demaerschalk e mais precisas que Baldwin e Kozak que, assim como para o diâmetro, tende a superestimar a variável analisada para $dap > 20$ cm.

Na Figura 4, considerando as estimativas da variável altura obtidas com os coeficientes da expressão de altura rearranjada do modelo original, os modelos de Demaerschalk, Ormerod e Kozak, mostram-se parecidos com as estimativas da análise gráfica de resíduos da Figura 3. Porém, nesses casos, os erros foram menores, mostrando que os modelos estimados pela própria expressão da variável em estudo ficaram mais próximos do verdadeiro valor. Já o modelo de Baldwin teve uma tendência em superestimar as alturas em todas as classes de dap , mostrando assim que este modelo não é preciso para estimar esta variável em todas as seções do fuste.

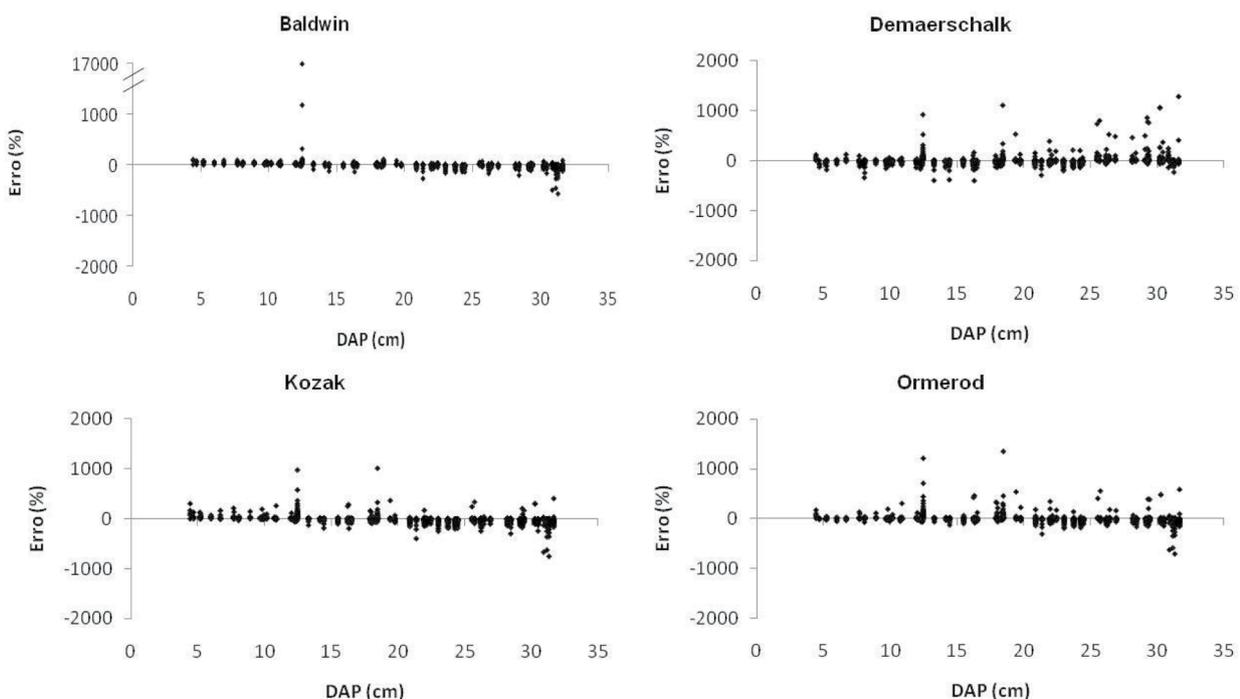


Figura 3. Distribuição dos resíduos da variável altura usando as estimativas dos parâmetros do modelo original, em porcentagem, em função do dap , para os modelos de Baldwin, Demaerschalk, Kozak e Ormerod.

Figure 3. Error distribution (percentage) of the height using parameter estimates of the original model, regarding dap , for the Baldwin, Demaerschalk, Kozak and Ormerod models.

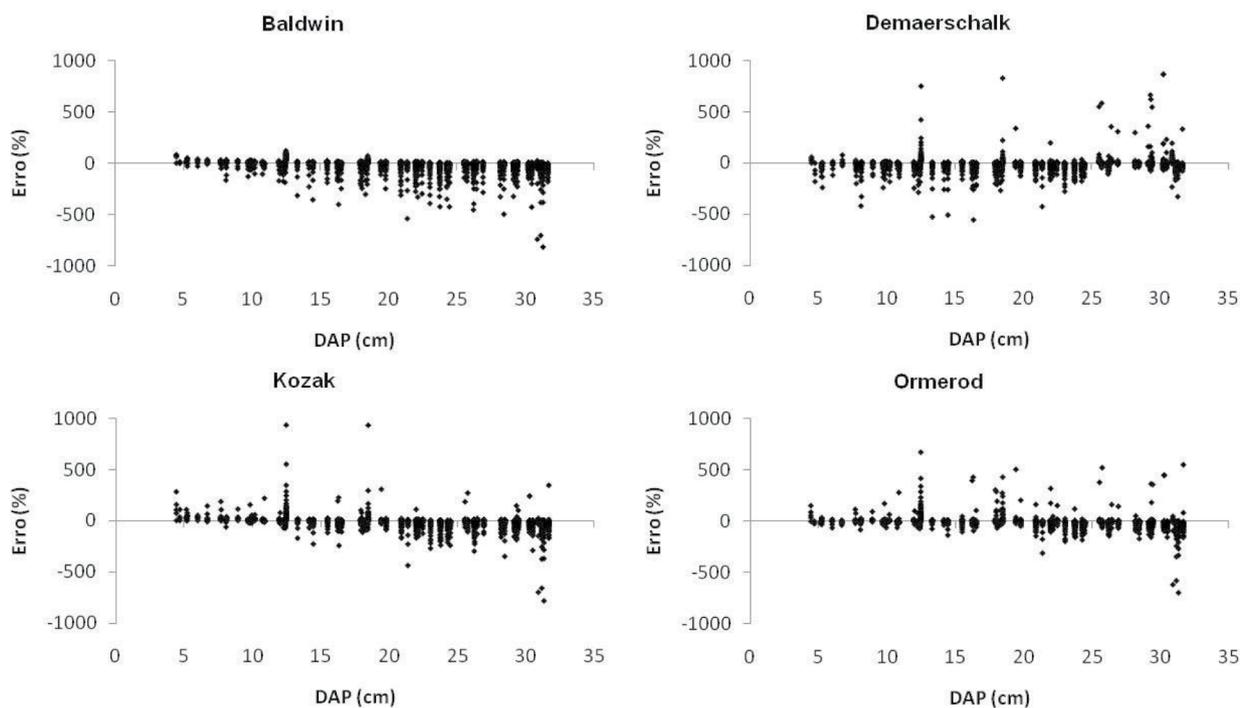


Figura 4. Distribuição dos resíduos da variável altura usando as estimativas dos parâmetros da expressão de altura, em porcentagem, em função do dap, para os modelos de Baldwin, Demaerschalk, Kozak e Ormerod.
Figure 4. Error distribution (percentage) of the height using parameter estimates of the height expression, regarding dap, for the Baldwin, Demaerschalk, Kozak and Ormerod models.

De acordo com os resultados apresentados na Tabela 4, fica evidenciado que os valores de R^2 foram altos nos ajustes de Demaerschalk, Kozak e Ormerod (superior a 91%), exceto para o caso de Baldwin que só apresentou resultado satisfatório para a equação usando os coeficientes da expressão de altura $R^2 = 94,02$. Do mesmo modo que para o diâmetro, ao estimar a altura em função dos coeficientes obtidos no ajuste da própria expressão da variável analisada, obtiveram-se resultados mais precisos para todos os modelos em relação à função original. O mesmo ocorreu com os valores de $S_{yx}(\%)$, mas, mesmo assim, essa estatística teve valores relativamente altos em ambos os ajustes (superiores a 15%). As causas desses possíveis valores altos podem estar associadas ao fato de que em funções de afilamento as estimativas mais próximas da base são normalmente menos precisas, além disso, a variável analisada estimada pelo modelo de Baldwin usando os coeficientes do modelo original teve um erro de (54%), mostrando que as estimativas dos parâmetros da relação (d/dap) desse modelo tiveram alguns pontos com erros relativamente grandes, ocorridos nas classes de dap de 10 a 15 cm, como mostrado na Figura 3. Mendonça (2006), estudando quatro modelos de afilamento em que os parâmetros foram estimados a partir da razão $(d_i/dap)^2$, concluiu que quanto mais a altura se aproxima do topo da árvore, melhores

são as estimativas das equações ajustadas e que a magnitude dos erros nessa variável foi maior que a encontrada para o volume.

Em estudo conduzido para obter equações de afilamento para *Virola surinamensis* (Roll.) Warb, testando os modelos de Kozak et al. (1969), Baldwin (1991), Demaerschalk (1972) e Garay (1979) para estimar o diâmetro, altura comercial e volume, através do ajuste do modelo original, os três primeiros modelos, que também foram testados no presente estudo, resultaram em inconsistência ao estimar a altura comercial (LEITE et al., 2006).

As estatísticas, V , MD e DPD , para a variável altura, estão na Tabela 4. Para a estatística V , verifica-se que nas estimativas da variável altura usando os coeficientes ajustados pelo modelo original para os modelos de Baldwin, Demaerschalk e Ormerod há ausência de tendência nas estimativas. Já quando a estimativa ocorre isolando a variável altura, o modelo de Kozak cede lugar para o de Ormerod com relação à ausência de tendência. Considerando agora, a estatística MD , nas duas formas utilizadas para estimação da variável em estudo, a precisão dos ajustes nas estimativas foi satisfatória, um pouco mais alta que os valores para diâmetro, que demonstra, como mencionado anteriormente, maiores dificuldades para estimar essa variável em comparação com o diâmetro.

Tabela 4. Estatísticas R², Syx(%), viés (V), média das diferenças absolutas (MD), desvio padrão das diferenças (DPD) e a classificação para as estimativas de altura a partir do modelo original e da expressão de altura.
Table 4. Statistics of R², Syx(%), bias (V), average of absolute differences (MD), standard deviation of differences (DPD) and classification for height estimates of the original model and height expression.

Altura estimada a partir do modelo original						
Modelo	R ²	Syx (%)	V	MD	DPD	Classificação
Baldwin	28,86	54,72	0,0349 (1)	1,3341 (2)	6,2800 (4)	3
Demaerschalk	94,35	15,43	0,0829 (3)	1,2181 (1)	1,7686 (1)	1
Kozak	91,82	18,47	-0,2192 (4)	1,5069 (3)	2,1002 (3)	4
Ormerod	92,88	17,31	0,0527 (2)	1,3341 (2)	1,9863 (2)	2
Altura estimada a partir da expressão de altura						
Modelo	R ²	Syx (%)	V	MD	DPD	Classificação
Baldwin	94,02	15,87	0,0316 (1)	1,3500 (2)	1,8206 (2)	2
Demaerschalk	94,61	15,07	0,0577 (2)	1,2735 (1)	1,7282 (1)	1
Kozak	93,41	16,66	0,0651 (3)	1,3864 (4)	1,9114 (3)	3
Ormerod	92,98	17,19	0,2486 (4)	1,3554 (3)	1,9570 (4)	4

Valores entre parênteses referem aos pesos

Confrontando os resultados obtidos pelos dois métodos de ajuste para estimação da variável (Tabela 4), pode-se inferir que as estatísticas empregadas, em sua maioria, foram mais favoráveis no ajuste da expressão da variável altura explicitada do que pelo uso dos coeficientes obtidos pela relação (d_v/dap) ou $(d_v/dap)^2$.

Análise gráfica dos resíduos e das estatísticas para a variável volume

Na Figura 5, para as estimativas da variável volume a partir dos coeficientes obtidos no ajuste do modelo original verifica-se que o modelo de Demaerschalk teve a melhor distri-

buição dos resíduos em relação aos modelos de Baldwin, Kozak e Ormerod, não demonstrando tendência dos valores nos erros relativos ao longo das classes de diâmetro. O modelo de Ormerod apresenta-se intermediário entre o modelo de Demaerschalk e os modelos mais tendenciosos: Baldwin e Kozak. Esses modelos tendenciosos claramente têm valores de volume subestimados para $dap < 15$ cm enquanto para $dap > 15$ cm os valores são superestimados para variável em questão. O modelo de Ormerod mantém uma boa distribuição dos valores de volume com uma leve superestimação a partir de $dap > 30$ cm.

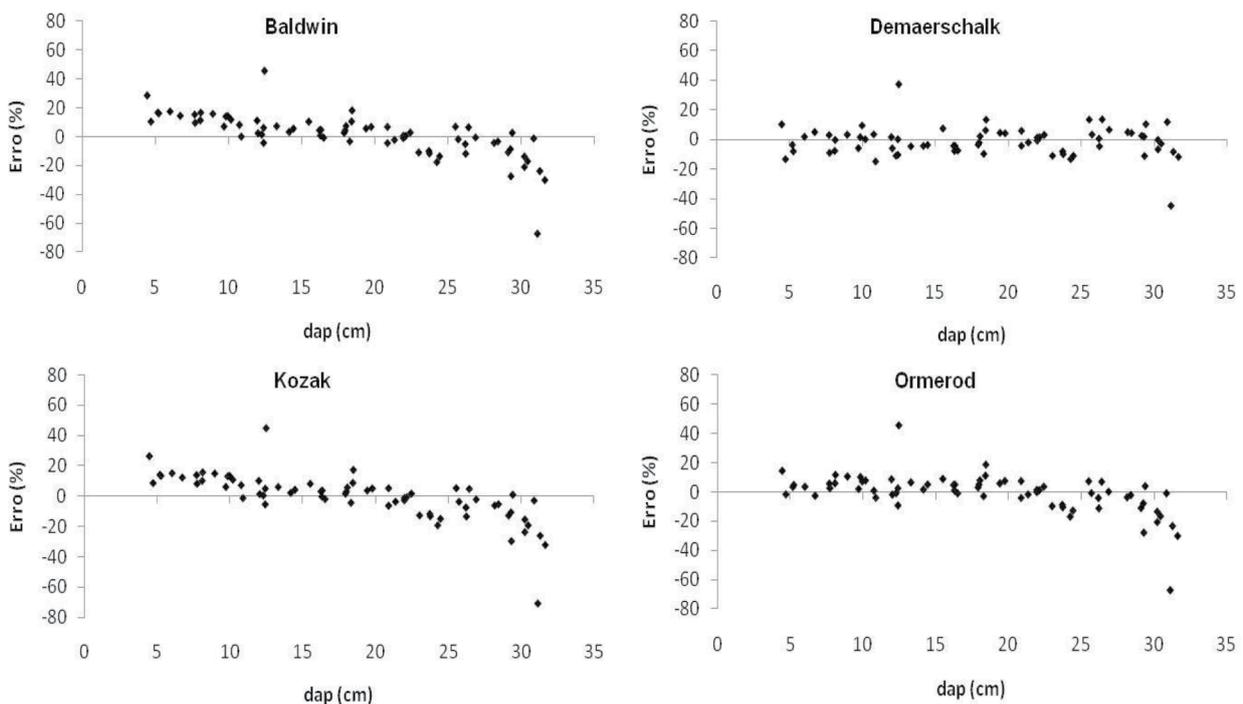


Figura 5. Distribuição dos resíduos da variável volume usando as estimativas dos parâmetros do modelo original, em porcentagem, em função do dap, para os modelos de Baldwin, Demaerschalk, Kozak e Ormerod.

Figure 5. Error distribution (percentage) of volume using parameter estimates of the original model, regarding dap, for the Baldwin, Demaerschalk, Kozak and Ormerod models.

A Figura 6 teve as mesmas tendências dos modelos descritos na Figura 5. Pode-se notar que mesmo seguindo a tendência, esses gráficos mostram erros relativos menores, caracterizado que as estimativas de volume obtidas com os coeficientes do ajuste da expressão de diâmetro estão mais próximas do valor calculado por Smalian.

Conforme Tabela 5, a estatística R^2 teve valores altos para todos os modelos (superior a 91%), quando utilizados os coeficientes obtidos pelo ajuste do modelo original, enquanto que as estimativas quando utilizadas os coeficientes da expressão diâmetro foram superiores a 94%, mostrando que as estimativas pela integração da expressão de diâmetro em relação à estatística R^2 foram mais precisas do que quando se utilizou os coeficientes do modelo original. Esse resultado também ficou comprovado com o diâmetro e a altura. Para o volume, os valores de $Syx(\%)$ tiveram valores altos chegando a 21,43% de erro em média no modelo de Kozak com os coeficientes obtidos pelo ajuste do modelo original. Queiroz et al. (2006), ajustando três funções de afilamento na forma original para estimar o diâmetro e o volume ao longo do fuste, para *Mimosa scabrella* Bentham, obtiveram tendenciosidade ao utilizar o modelo de Kozak et al. (1969), ora superestimando ou subestimando em todas as classes de idade. Queiroz et al. (2008), para a mesma espécie encontraram re-

sultado semelhante para a variável volume com o modelo de Kozak.

Como aconteceu nas estimativas de diâmetro e altura por meio das expressões das próprias variáveis, os volumes integrados a partir da equação de diâmetro tiveram resultados mais precisos em relação aos da equação original com um erro padrão da média mais baixo.

Para as estatísticas V , MD e DPD (Tabela 5), para a variável volume, os ajustes foram próximos do valor calculado por Smalian na estimativa da variável, já que para as três estatísticas os valores encontrados não ultrapassaram o valor unitário. As tendências apresentaram valores muito baixos, principalmente, demonstrado no modelo de Demaerschalk que teve ausência de tendência nos valores estimados pela própria expressão de diâmetro. Já para a estatística média das diferenças, as estimativas da variável utilizando as duas formas de ajuste encontraram resultados precisos para a estatística.

Mendonça et al. (2007), ao ajustar os modelos de afilamento para *Eucalyptus sp.* na forma original, obteve com o modelo de Demaerschalk, boa estimativa do volume até 40 cm de dap , passando a uma tendência de subestimativa após essa classe de dap . Na ocasião, o modelo de Ormerod apresentou uma melhor distribuição residual para todas as classes de DAP , sendo o mais preciso na estimativa do volume comercial.

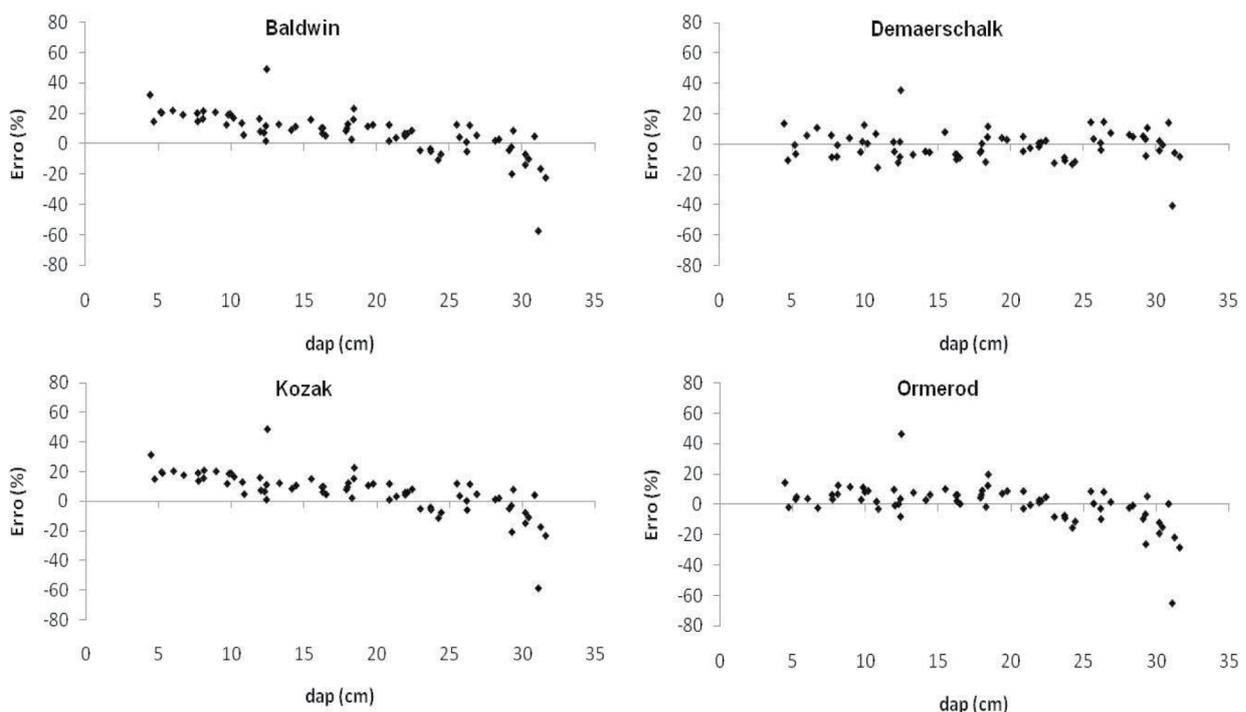


Figura 6. Distribuição dos resíduos da variável volume usando as estimativas dos parâmetros da expressão de diâmetro, em porcentagem, em função do dap , para os modelos de Baldwin, Demaerschalk, Kozak e Ormerod.

Figure 6. Error distribution (percentage) of volume using parameter estimates of the diameter expression, regarding dap , for the Baldwin, Demaerschalk, Kozak and Ormerod.

Tabela 5. Estatísticas R^2 , Syx(%), viés (V), média das diferenças absolutas (MD), desvio padrão das diferenças (DPD) e a classificação para as estimativas de volume a partir do modelo original e da expressão de diâmetro.**Table 5.** Statistics of R^2 , Syx(%), bias (V), average of absolute differences (MD), standard deviation of differences (DPD) and classification for volume estimates from the original model and diameter expression.

Volume estimado a partir do modelo original						
Modelo	R^2	Syx (%)	V	MD	DPD	Classificação
Baldwin	93,19	19,63	-0,0191 (3)	0,0382 (3)	0,0692 (3)	3
Demaerschalk	96,93	13,17	-0,0020 (1)	0,0272 (1)	0,0481 (1)	1
Kozak	91,88	21,43	-0,0257 (4)	0,0409 (4)	0,0738 (4)	4
Ormerod	93,39	19,35	-0,0179 (2)	0,0369 (2)	0,0684 (2)	2
Volume estimado a partir da expressão de diâmetro						
Modelo	R^2	Syx (%)	V	MD	DPD	Classificação
Baldwin	95,20	16,49	0,0035 (3)	0,0371 (4)	0,0602 (2)	3
Demaerschalk	97,06	12,89	-0,0001 (1)	0,0275 (1)	0,0472 (1)	1
Kozak	94,93	16,94	0,0009 (2)	0,0366 (3)	0,0620 (3)	2
Ormerod	93,99	18,45	-0,0128 (4)	0,0358 (2)	0,0662 (4)	4

Valores entre parênteses referem aos pesos

Confrontando os dois métodos de ajuste para estimação da variável volume, observa-se que a maioria dos resultados de todas as estatísticas analisadas foi mais favorável quando obtém os coeficientes a partir da variável de interesse do que quando se obtém os coeficientes do modelo tendo como variável dependente as razões (d_i/dap) ou (d_i/dap).

CONCLUSÕES

De acordo com os resultados, pode-se concluir que:

- As estimativas de diâmetro e altura a partir da expressão da variável d_i ou h_i explicitadas tiveram resultados mais precisos do que quando essas estimativas foram obtidas pelas estimativas dos parâmetros do modelo original.
- Para as estimativas de diâmetro, os modelos de Demaerschalk e Ormerod apresentaram resultados mais precisos em relação aos modelos de Kozak e Baldwin, que apresentaram tendências na estimação.
- Em relação à altura, os modelos de Demaerschalk, Ormerod e Kozak tiveram estimativas com precisão aceitável. Já o modelo de Baldwin teve tendências em superestimar essa variável na maioria dos casos.
- Para a variável volume, as estimativas obtidas a partir da equação em que o diâmetro foi utilizado como variável dependente foram mais fidedignos quando comparados aos volumes estimados a partir da equação em que a variável dependente foi (d_i/dap) ou (d_i/dap)².
- Em se tratando das estimativas de volume, o modelo de Demaerschalk é o mais preciso, apresentando ausência de tendência na estimação da variável.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- BALDWIN, V. C.; FEDUCCIA, D. P. Compatible Tree-volume and upper-stem diameter equations for plantation Loblolly Pines in the West Gulf region. *Southern Journal of Applied Forestry*, Bethesda, v. 15, n. 2, p. 92-97, 1991.
- CAMPOS, J. C. C.; LEITE, H. G. *Mensuração florestal: perguntas e respostas*. 3.ed. Viçosa: UFV, 2009. 548 p.
- CHICHORRO, J. E.; RESENDE, J. L. P.; LEITE, H. G. Equações de volume e de taper para quantificar multiprodutos da madeira em Floresta Atlântica. *Revista Árvore*, Viçosa, v. 27, n. 6, p. 799-809, 2003.
- DEMAERSCHALK, J. P. Converting volume equations to compatible taper equations. *Forest Science*, Bethesda, v. 18, n. 3, p. 241-245, 1972. DRESCHER, R.; SCHNEIDER, P. R.; FINGER, C. A. G. Sortimentos de *Pinus elliottii* Engelm para a região da serra do sudeste do estado do Rio Grande do Sul – Brasil. *Ciência Florestal*, Santa Maria, v. 9, n. 2, p. 55-73, 1995.
- FERREIRA, S. O. *Estudo da forma do fuste de Eucalyptus grandis e Eucalyptus cloeziana*. 1999. 132 p. Dissertação (Mestrado em Engenharia Florestal). Universidade Federal de Lavras, Lavras, 1999.
- FINGER, C. A. G. *Fundamentos de biometria florestal*. Santa Maria: UFSM, CEPEF – FATEC, 1992, 269 p.
- FISCHER, E.; SCOLFORO, J. R. S.; ACERBI JR., F. W.; MELLO, J. M.; MAESTRI, R. Exatidão dos modelos polinomiais não segmentados e das razões entre volumes para representar o perfil do tronco de *Pinus taeda*. *Ciência Florestal*, Santa Maria, v. 11, n. 1, p. 167-188, 2001.

- GARAY, L. **Tropical forest utilization system**. VIII. A taper model for entire stem profile including buttressing. Seathe: Coll. Forest. Resour., Inst. Forest Prod. Univ. Wash., 64p., 1979. (Contrib. 36).
- HRADETZKY, J. **Analysis und interpretation statistisher abränger keiten**. Baden: Württemberg Mitteilungen der FVA, 146 p., 1976.
- HORLE, D. C. et al. Modelagem não linear do perfil longitudinal de fustes de *Pinus oocarpa*. **Cerne**, Lavras, v. 16, n. 2, p. 177-184, 2010.
- KOZAK, A.; MUNRO, D. D.; SMITH, J. H. G. Taper functions and their application in Forest inventory. **Forestry Chronicle**, Quebec, v. 45, n. 4, p. 278-283, 1969. KVALSETH, T. O. Cautionary note about R^2 . **The American Statistician**, (cidade ??), v. 39, n. 4, p. 279-285, 1985.
- LANSSANOVA, L. R.; UBIALLI, J. A.; ARCE, J. E.; PELISSARI, A. L.; FAVALESSA, C. M. C.; DRESCHER, R. Avaliação de funções de afilamento para a estimativa de diâmetro de espécies florestais comerciais do bioma Amazônico Mato-grossense. **Floresta**, Curitiba, v. 43, n. 2, p. 215-224, 2013.
- LEITE, H. G.; GAMA, J. R. V.; CRUZ, J. P.; SOUZA, A. L. Função de afilamento para *Virola surinamensis* (Roll.) Warb. **Revista Árvore**, Viçosa, v. 30, n. 1, p. 99-106, 2006.
- MENDONÇA, A. R. **Avaliação de uma metodologia de otimização do volume de toras comerciais de *Eucalyptus* sp. em função da qualidade do fuste**. 2006. 109 p. Dissertação (Mestrado em Produção Vegetal). Universidade Federal do Espírito Santo, Alegre, 2006.
- MENDONÇA, A. R.; SILVA, G. F.; OLIVEIRA, J. T. S.; NOGUEIRA, G. S.; ASSIS, A. L. Avaliação de funções de afilamento visando a otimização de fustes de *Eucalyptus* sp. Para multiprodutos. **Cerne**, Lavras, v. 13, n. 1, p. 71-82, jan./mar. 2007.
- MOURA, J. B. **Estudo da forma do fuste e comparação de métodos de estimativa volumétrica de espécies florestais da Amazônia brasileira**. 1994. 114 f. Dissertação (Mestrado em Engenharia Florestal). Programa de Pós-Graduação em Engenharia Florestal, Universidade Federal do Paraná, Curitiba, 1994.
- ORMEROD, D. W. A simples bole model. **Forestry Chronicle**, Quebec, v. 49, n. 3, p. 136-138, 1973.
- PIRES, L. M.; CALEGÁRIO, N. Ajuste de modelos estocásticos lineares e não lineares para a descrição do perfil longitudinal de árvores. **Revista Árvore**, Viçosa, v. 31, n. 5, p. 845-852, 2007.
- QUEIROZ, D.; MACHADO, S. A.; FIGUEIREDO FILHO, A.; ARCE, J. E.; KOEHLER, H. S. Avaliação e validação de funções de afilamento para *Mimosa scabrella* Benth em povoamentos da região metropolitana de Curitiba/PR. **Floresta**, Curitiba, v. 36, n. 2, p. 183-199, mai./ago. 2006.
- QUEIROZ, D.; MACHADO, S. A.; FIGUEIREDO FILHO, A.; ARCE, J. E.; KOEHLER, H. S. Identidade de modelos em funções de afilamento para *Mimosa scabrella* Benth em povoamentos nativos da região metropolitana de Curitiba/PR. **Floresta**, Curitiba, v. 38, n. 2, p. 339-349, abr./jun. 2008.
- SCHNEIDER, P. R.; FINGER, C. A. G.; KLEIN, J. E. M.; TOTTI, J. A.; BAZZO, J. T. Forma de tronco e sortimentos de madeira de *Eucalyptus grandis* Maiden para o estado do Rio Grande do Sul. **Ciência Florestal**, Santa Maria, v. 6, n. 1, p. 79-88, 1996.
- SCHOEPFER, W. **Automatisierung des Massen, Sorten und Wertberechnung stehender Waldbestände**. Schriftenreihe. Bad. Wurt-Forstl., v. 21, 1966.
- SCOLFORO, J. R. S.; RIOS, M. S.; OLIVEIRA, A. D.; MELLO, J. M.; MAESTRI, R. Acuracidade de equações de afilamento para representar o perfil do fuste de *Pinus elliottii*. **Cerne**, Lavras, v. 4, n. 1, p. 100-122, 1998.
- SILVA, F.; DALLA CORTE, A. P.; SANQUETTA, C. R. Equações de afilamento para descrever o volume total do fuste de *Pinus caribaea* var. *hondurensis* na região do Triângulo Mineiro. **Scientia Forestalis**, Piracicaba, v. 39, n. 91, p. 367-376, 2011.
- SOUZA, C. A. M.; SILVA, G. F.; XAVIER, A. C.; CHICHORRO, J. F.; SOARES, C. P. B.; SOUZA, A. L. Avaliação de modelos de *taper* não segmentados na estimação da altura e volume comercial de *Eucalyptus* sp. **Ciência Florestal**, Santa Maria, v. 18, n. 3, p. 387-399, mai./jun. 2008.

Recebido em 23/07/2013

Aceito para publicação em 17/03/2014

