

Modelos volumétricos para *Pinus* tropicais, em povoamento homogêneo, no Estado de Rondônia

Allan Libanio Pelissari¹, Luciano Rodrigo Lanssanova¹, Ronaldo Drescher¹

¹Universidade Federal de Mato Grosso (UFMT), Av. Fernando Corrêa da Costa, 2.367, Bairro Boa Esperança, CEP 78060-900, Cuiabá, MT, Brasil

*Autor correspondente:
allanpelissari@gmail.com

Termos para indexação:
Volume
Equações volumétricas
Análise de tronco

Index terms:
Volume
Volumetric equations
Stem analysis

Histórico do artigo:
Recebido em 25 abr 2011
Aprovado em 22 ago 2011
Publicado em 30 set 2011

doi: 10.4336/2011.pfb.31.67.173

Resumo - Este trabalho teve como objetivo ajustar modelos volumétricos para *Pinus* tropicais, em povoamento homogêneo, no Município de Vilhena, RO. Para a coleta de dados, foram derrubadas 20 árvores de *Pinus caribaea* var. *hondurensis* e 10 de *Pinus tecunumanii*, sendo coletados discos em posições fixas de 0,20 m; 0,70 m; 1,30 m e em distâncias de um metro ao longo do fuste, para a posterior contagem e mensuração dos anéis de crescimento nas idades de 4 a 12 anos. Foram ajustados oito modelos volumétricos e o critério de seleção considerou os resultados do erro padrão da estimativa, coeficiente de determinação ajustado, teste F, significância dos coeficientes de regressão, desvio médio, desvio-padrão das diferenças, soma de quadrados do resíduo relativo, resíduo percentual e a análise gráfica dos resíduos. Os modelos de Näslund modificado e Spurr apresentaram, respectivamente, o melhor ajuste para a estimativa do volume nos povoamentos de *Pinus caribaea* var. *hondurensis*, submetido ao primeiro desbaste, e *Pinus tecunumanii*, com idades entre 4 e 12 anos, em Vilhena, RO.

Volumetric models for tropical pine in pure stand in Rondônia State, Brazil

Abstract - This study aimed to adjust volumetric models to tropical pines, in pure stand, in the municipality of Vilhena, Rondonia State. The data came from 20 felled trees of *Pinus caribaea* var. *hondurensis* and 10 *Pinus tecunumanii* trees with discs collected at fixed positions of 0.20 m, 0.70 m, 1.30 m and in distances of one meter along the stem, for later counting and measurement of the growth rings at ages from 4 to 12 years. Eight volumetric models were adjusted. The selection criteria used were: standard error of estimate, adjusted coefficient of determination, F test, significance of regression coefficients, mean deviation, standard deviation of the differences, sum of square of the relative residual, percentage of the residuals and graphic analysis of residuals. The models from Näslund modified and from Spurr presented, respectively, best fit to estimate the volume for *Pinus caribaea* var. *hondurensis* submitted to the first thinning and for *Pinus tecunumanii*, with ages between 4 and 12 years, in Vilhena, Rondonia State, Brazil.

Introdução

As espécies do gênero *Pinus* têm sido amplamente utilizadas em reflorestamentos no Brasil, visando suprir as necessidades de consumo e abastecimento das indústrias florestais (Machado et al., 2002). Atualmente, estima-se que plantios com esse gênero ocupam uma área de aproximadamente 1,8 milhão de hectares no país, distribuídos, principalmente, nas regiões Sul, Sudeste e Centro-Oeste (Anuário..., 2010). Com a introdução de diversas espécies, principalmente das regiões tropicais, como os *Pinus caribaea* Morrelet e *Pinus tecunumanii* Eguluz & J. P. Perry, a produção de madeira desse gênero tornou-se viável em todo o país (Donadoni et al., 2010).

O *Pinus caribaea* Morrelet var. *hondurensis* Barret & Golfari é originário da América Central e, em geral, apresenta crescimento superior entre os *Pinus* tropicais, com produção de 90 m³ ha⁻¹ a 120 m³ ha⁻¹ aos nove anos em sua região de origem (Evans, 1996), 93,39 m³ ha⁻¹ aos quatro anos e 369,36 m³ ha⁻¹ aos sete anos em povoamento no Estado do Espírito Santo (Kageyama & Caser, 1982), e volume médio individual de 0,23 m³ árvore⁻¹ aos 12 anos em plantios de diferentes procedências no Distrito Federal (Moura & Dvorak, 2001). Já o *Pinus tecunumanii* ocorre naturalmente no sul do México até a Nicarágua, onde os seus povoamentos alcançam produção de 300 m³ ha⁻¹ a 340 m³ ha⁻¹ aos 35 anos de rotação (Cordero & Boshier, 2003). Enquanto no Brasil, Moura & Vale (2002) observaram volumes médios de 0,31 m³ árvore⁻¹ em povoamentos de 15 anos em Planaltina, DF.

O volume constitui uma das informações de maior importância para o conhecimento do potencial de um povoamento florestal e, por meio da sua estimativa por modelos matemáticos, fornece subsídios para a avaliação do estoque de madeira e a análise do potencial produtivo das florestas. Muitos modelos de volume foram criados e testados e, apesar da consagração de alguns, nem sempre estes apresentam o melhor desempenho para todas as espécies e condições. Portanto, é recomendável o ajuste de vários e a identificação do melhor por meio de análises estatísticas (Machado et al., 2002; Thomas et al., 2006).

Diversos autores obtiveram êxito no ajuste de modelos de volume para diferentes espécies de *Pinus* em função de variáveis de fácil obtenção, como o diâmetro a 1,3 m do solo e a altura total ou comercial, como: Silva et al. (2000), com *Pinus elliottii* Engelm; Machado et al.

(2002) e Machado et al. (2005), com *Pinus oocarpa* Schiede; Freire et al. (2003), com *Pinus pinaster* Aiton; Couto & Vettorazzo (1999), Thomas et al. (2006) e Dacosta (2008), com *Pinus taeda* L.; Moraes Neto (2009a), com *Pinus caribaea*; e Moraes Neto (2009b), com *Pinus tecunumanii*.

Para facilitar a obtenção de dados para o ajuste de modelos volumétricos, tem-se recorrido à utilização da análise de tronco, que trata da reconstituição do crescimento da árvore, considerando cada ano de crescimento como uma árvore individual, o que possibilita a obtenção de um extenso conjunto de dados e redução dos custos de amostragem (Thomas et al., 2006), permitindo verificar como uma árvore cresce em altura, diâmetro, volume e forma (Campos & Leite, 2006).

Considerando a importância da obtenção de parâmetros que permitam quantificar o estoque volumétrico de florestas de *Pinus* tropicais no Brasil, o objetivo do presente trabalho foi ajustar modelos volumétricos para as espécies *Pinus caribaea* var. *hondurensis* e *Pinus tecunumanii*, em povoamento homogêneo, no Município de Vilhena, RO.

Material e métodos

O estudo foi desenvolvido no Sítio Verde Vale, localizado no Município de Vilhena, RO, a 630 km da capital Porto Velho, nas coordenadas 12°47'23,57"S e 60°07'48,64"W, em povoamentos equiâneos e homogêneos de *Pinus caribaea* var. *hondurensis* com 14,2565 ha e de *Pinus tecunumanii* com 2,1025 ha, ambos no espaçamento 2 m x 2 m e com 12 anos de idade. O povoamento de *Pinus caribaea* var. *hondurensis* foi submetido ao desbaste sistemático no décimo ano, com a retirada de uma árvore a cada seis e em cada linha.

A vegetação existente na região é do tipo Savana Arbórea Densa e/ou Aberta. O clima é classificado como Aw (Köppen), com uma estação seca bem definida e prolongada. As temperaturas mínimas e máximas são em média de 18 °C e 35 °C, respectivamente, e a altitude média é de 612 m. O regime hidrológico é caracterizado por um período de estação chuvosa nos meses de outubro a abril e de seca nos meses de maio a setembro. O tipo de solo é o Latossolo Vermelho-escuro distrófico, com elevados teores de óxido de ferro, textura média a muito argilosa, moderadamente a bem drenado (Brasil, 1979).

A coleta de dados constou da derrubada de 20 árvores de *Pinus caribaea* var. *hondurensis*, sendo dez de classe

dominante e dez intermediária, além de dez árvores de *Pinus tecunumanii*, sendo cinco dominantes e cinco intermediárias. Os discos foram coletados em posições fixas de 0,20 m, 0,70 m, 1,30 m e em distâncias de um metro ao longo do fuste, para a posterior contagem e mensuração dos anéis de crescimento nas idades de 4 a 12 anos e obtenção dos valores médios de diâmetro

a 1,30 m do solo e altura total. O volume observado foi determinado pela fórmula de Smalian e o fator de forma artificial foi obtido pela razão entre o volume rigoroso e o volume do cilindro, sendo os valores médios e os respectivos desvios padrão dos parâmetros dendrométricos apresentados na Tabela 1.

Tabela 1. Valores médios e respectivos desvios padrão de diâmetro a 1,30 m do solo (d), altura total (h), volume individual (v) e fator de forma artificial ($f_{1,3}$) para *Pinus caribaea* var. *hondurensis*, submetido ao primeiro desbaste, e *Pinus tecunumanii*, sem casca e com idades entre 4 e 12 anos.

Idade (ano)	<i>Pinus caribaea</i> var. <i>hondurensis</i>				<i>Pinus tecunumanii</i>			
	d (cm)	h (m)	v (m ³)	$f_{1,3}$	d (cm)	h (m)	v (m ³)	$f_{1,3}$
4	8,37 (±1,81)	6,81 (±1,57)	0,024 (±0,011)	0,575 (±0,083)	10,26 (±1,60)	8,30 (±1,27)	0,040 (±0,016)	0,536 (±0,017)
5	10,52 (±1,80)	8,76 (±1,66)	0,046 (±0,019)	0,577 (±0,065)	12,03 (±1,58)	10,70 (±1,73)	0,068 (±0,023)	0,534 (±0,019)
6	12,35 (±2,12)	10,97 (±1,75)	0,074 (±0,029)	0,543 (±0,063)	13,71 (±1,65)	13,10 (±1,49)	0,106 (±0,032)	0,526 (±0,020)
7	13,62 (±2,45)	13,02 (±1,80)	0,104 (±0,042)	0,526 (±0,057)	14,95 (±1,75)	14,70 (±1,45)	0,142 (±0,041)	0,525 (±0,027)
8	14,62 (±2,77)	14,39 (±1,72)	0,132 (±0,056)	0,521 (±0,049)	16,05 (±1,85)	16,10 (±1,25)	0,178 (±0,051)	0,538 (±0,032)
9	15,46 (±3,09)	16,02 (±1,92)	0,161 (±0,072)	0,507 (±0,044)	17,02 (±2,04)	17,50 (±1,34)	0,213 (±0,060)	0,540 (±0,038)
10	16,13 (±3,34)	17,13 (±2,02)	0,188 (±0,088)	0,506 (±0,040)	17,70 (±2,14)	18,35 (±1,30)	0,242 (±0,069)	0,538 (±0,040)
11	16,79 (±3,55)	17,83 (±2,07)	0,217 (±0,105)	0,514 (±0,036)	18,51 (±2,33)	18,97 (±1,17)	0,278 (±0,081)	0,550 (±0,046)
12	17,19 (±3,62)	18,33 (±2,09)	0,236 (±0,115)	0,517 (±0,033)	18,65 (±2,40)	19,77 (±1,12)	0,296 (±0,092)	0,557 (±0,047)

A estimativa dos diâmetros com casca (d_{cc}), a partir dos diâmetros sem casca (d_{sc}), foi realizada para o *Pinus caribaea* var. *hondurensis*, por meio da equação $d_{cc} = 0,043691 + 1,066815 d_{sc}$, desenvolvida para o povoamento, com coeficiente de determinação (R^2) de 0,996 e erro padrão de estimativa (S_{yx}) de 2,573%. Já para o *Pinus tecunumanii*, foi utilizada a equação, $d_{cc} = 0,087348 + 1,039144 d_{sc}$ com R^2 de 0,997 e S_{yx} de 2,211%. A estimativa da altura total foi obtida pelo método proposto por Carmean (1972), consistindo no princípio de que o crescimento anual em altura é constante e que, em média, os discos são coletados em um tempo equivalente à metade do período de crescimento em altura, sendo expresso por:

$$H_{ij} = h_i + \frac{(h_{i+1} - h_i)}{[2(r_i - r_{i+1})]} + (j-1) \frac{(h_{i+1} - h_i)}{(r_i - r_{i+1})}$$

em que:

H_{ij} = altura total estimada na idade t_{ij} ;

r_i = número de anéis de crescimento no i ésimo disco;

j = cada anel de crescimento, contado a partir da medula, para cada i ésimo disco;

i = número do disco, sentido base-topo; e

h_i = altura de corte do i ésimo disco.

Foram ajustados oito modelos volumétricos (Tabela 2) disponíveis na literatura florestal (Prodan et al., 1997; Machado et al., 2002; Drescher, 2004; Thomas et al., 2006), e o critério de avaliação obedeceu, inicialmente, ao menor erro padrão da estimativa em porcentagem ($S_{yx}^0\%$) e ao maior coeficiente de determinação ajustado (R_{aj}^2).

Tabela 2. Modelos volumétricos ajustados para *Pinus caribaea* var. *hondurensis*, submetido ao primeiro desbaste, e *Pinus tecunumanii*.

Denominação	Modelo
Spurr	$v = \beta_0 + \beta_1 (d^2h) + \varepsilon_i$
Hohenadl-Krenn	$v = \beta_0 + \beta_1 d + \beta_1 d^2 + \varepsilon_i$
Näslund	$v = \beta_0 + \beta_1 d^2 + \beta_2 (d^2h) + \beta_3 h + \varepsilon_i$
Näslund modificado	$v = \beta_0 + \beta_1 d^2 + \beta_2 \ln (d^2h) + \beta_3 (dh^2) + \beta_4 h^2 + \varepsilon_i$
Husch	$\ln(v) = \beta_0 + \beta_1 \ln (d) + \varepsilon_i$
Spurr logarítmico	$\ln(v) = \beta_0 + \beta_1 \ln (d^2h) + \varepsilon_i$
Schumacher-Hall	$\ln(v) = \beta_0 + \beta_1 \ln (d) + \beta_2 \ln (h) + \varepsilon_i$
Prodan	$\ln(v) = \beta_0 + \beta_1 \ln (d) + \beta_2 \ln (d)^2 + \beta_3 \ln (h) + \beta_4 \ln (h)^2 + \varepsilon_i$

v = volume (m³); d = diâmetro a 1,30 m do solo (cm); h = altura total (m); ln = logaritmo neperiano; β₀ = intercepto; β₁, β₂, β₃ e β₄ = coeficientes de regressão; e ε_i = erro associado.

Nos modelos logarítmicos, a estimativa do volume, ao determinar o antilogaritmo da variável, ocasiona erros sistemáticos denominados de discrepâncias logarítmicas. Dessa forma, é necessário utilizar um fator de correção para a obtenção dos parâmetros estatísticos que permita a comparação entre as equações logarítmicas e as não logarítmicas (Schneider, 1997). Assim, a discrepância na estimativa nos modelos de Husch, Spurr logarítmico, Schumacher-Hall e Prodan foi corrigida multiplicando-se o volume estimado pelo fator de correção de Meyer:

$$Meyer = e^{0,5 \cdot (S_{yx})^2}$$

em que:
 e = exponencial; e
 S_{yx} = erro padrão de estimativa.

Segundo Machado et al. (2002), o erro padrão da estimativa (S_{yx}) mede a dispersão média entre os valores observados e estimados ao longo da linha de regressão e o coeficiente de determinação (R²) expressa o quanto da variação total é explicada pela regressão. Assim, após a correção da discrepância logarítmica nos modelos de Husch, Spurr logarítmico, Schumacher-Hall e Prodan, os parâmetros estatísticos foram recalculados por meio das expressões:

$$S_{yx\text{recalculado}} = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n (y_i - \hat{y}_i)^2}{n - p}}$$

$$R^2_{\text{recalculado}} = 1 - \left(\frac{SQ_{res}}{SQ_t} \right) \left(\frac{n-1}{n-p} \right)$$

em que:

y_i = volume observado (m³);

ŷ_i = volume estimado (m³);

n = número de dados observados;

p = número de coeficientes do modelo;

SQ_{res} = soma dos quadrados dos resíduos; e

SQ_t = soma total dos quadrados.

Também foram avaliados o teste F, a significância dos coeficientes de regressão (β₁, β₂, β₃ e β₄) pelo teste t, além dos testes estatísticos complementares (Tabela 3) e a análise gráfica dos resíduos.

Tabela 3. Testes estatísticos complementares para a avaliação da acuracidade nas estimativas dos volumes para *Pinus caribaea* var. *hondurensis*, submetido ao primeiro desbaste, e *Pinus tecunumanii*.

Teste estatístico	Fórmula
Desvio (D)	$(\sum Diff_i) / n$
Desvio padrão das diferenças (SD)	$\sqrt{[\sum Diff_i^2 - (\sum Diff_i / n)^2] / (n-1)}$
Soma do quadrado do resíduo relativo (SSRR)	$\sum (Diff_i / v_i)^2$
Porcentagem dos resíduos (RP)	$[\sum (Diff_i / v_i) \cdot 100] / n$

Diff_i = (v_i - ŷ_i) desvio dos volumes; v_i = volume amostrado; e n = número de árvores.

Os testes estatísticos complementares foram avaliados por meio de uma classificação considerando os resultados das análises estatísticas do desvio (D), desvio padrão das diferenças (SD), soma do quadrado do resíduo relativo (SSRR) e porcentagem dos resíduos (RP). Desta forma, foi feita uma classificação atribuindo nota 1 à equação que apresentou maior acuracidade em cada teste

estatístico até a nota 4 para a equação de menor acurácia. No caso de mesmo valor, em qualquer das estatísticas, para diferentes equações, estas receberam a mesma nota. A classificação foi definida pela soma das notas, na qual o modelo que apresentou o menor valor no somatório foi o modelo mais acurado (Queiroz et al., 2008).

Resultados e discussão

Nas Tabelas 4 e 5 são apresentados os coeficientes e as estatísticas de precisão dos oito modelos ajustados para a estimativa do volume, sem e com casca, para as espécies *Pinus caribaea* var. *hondurensis* e *Pinus tecunumanii*.

Tabela 4. Parâmetros estatísticos dos modelos volumétricos ajustados para *Pinus caribaea* var. *hondurensis*, submetido ao primeiro desbaste, sem e com casca.

Modelo	β_0	β_1	β_2	β_3	β_4	S_{yx} %	R^2_{aj}
Volume sem casca							
Spurr	0,0075	0,0001*				8,209	0,988
Hohenadl-Krenn	0,0340	-0,0104*	0,0012*			15,487	0,956
Näslund	0,0029	0,0001 ^{ns}	0,0001*	0,0002 ^{ns}		–	–
Näslund modificado	0,0041	-0,0001*	0,0001*	-0,0001*	0,0002*	7,958	0,988
Husch	-9,4770	2,7531*				15,972	0,951
Spurr logarítmico	-9,4064	0,9124*				8,573	0,986
Schumacher-Hall	-9,4062	1,8244*	0,9129*			8,599	0,986
Prodan	-9,0192	1,2922*	0,1055 ^{ns}	1,1425*	-0,0469 ^{ns}	–	–
Volume com casca							
Spurr	0,0085	0,0001*				8,450	0,987
Hohenadl-Krenn	0,0418	-0,0116*	0,0012*			14,937	0,959
Näslund	0,0033	0,0001 ^{ns}	0,0001*	0,0001 ^{ns}		–	–
Näslund modificado	0,0043	-0,0002*	0,0001*	-0,0001*	0,0003*	8,122	0,988
Husch	-9,5348	2,7540*				15,333	0,955
Spurr logarítmico	-9,3820	0,9107*				8,858	0,985
Schumacher-Hall	-9,3885	1,8355*	0,8985*			8,811	0,985
Prodan	-8,9333	1,1394*	0,1350 ^{ns}	1,2630*	-0,0754 ^{ns}	–	–

^{ns} = não significativo; e * = significância a 5%.

Tabela 5. Parâmetros estatísticos dos modelos volumétricos ajustados para *Pinus tecunumanii*, sem e com casca.

Modelo	β_0	β_1	β_2	β_3	β_4	S_{yx} %	R^2_{aj}	F
Volume sem casca								
Spurr	-0,0002	0,0001*				5,442	0,992	10240,00*
Hohenadl-Krenn	0,0177	-0,0111*	0,0013*			13,335	0,949	817,31*
Näslund	0,0119	-0,0001 ^{ns}	0,0001*	-0,0011 ^{ns}		–	–	–
Näslund modificado	0,0052	0,0001 ^{ns}	0,00002 ^{ns}	0,00002 ^{ns}	-0,0002 ^{ns}	–	–	–
Husch	-10,2555	3,0578*				14,984	0,935	2181,71*
Spurr logarítmico	-9,8727	0,9752*				5,716	0,990	13281,80*
Schumacher-Hall	-9,9481	2,0830*	0,8696*			5,623	0,991	7112,09*
Prodan	-9,3222	2,6779*	-0,1120 ^{ns}	-0,2559 ^{ns}	0,2209*	–	–	–
Volume com casca								
Spurr	0,0012	0,0001*				5,630	0,991	9487,39*
Hohenadl-Krenn	0,0099	-0,0103*	0,0013*			13,012	0,951	853,49*
Näslund	0,0076	0,0001 ^{ns}	0,0001*	-0,0007 ^{ns}		–	–	–
Näslund modificado	0,0021	0,0002 ^{ns}	0,00002 ^{ns}	0,00002 ^{ns}	-0,0002 ^{ns}	–	–	–
Husch	-10,2825	3,0503*				14,985	0,934	2214,05*
Spurr logarítmico	-9,8386	0,9714*				5,808	0,990	13096,00*
Schumacher-Hall	-9,9236	2,0799*	0,8623*			5,740	0,990	7040,48*
Prodan	-9,5097	2,7257*	-0,1194 ^{ns}	-0,1588 ^{ns}	0,2002*	–	–	–

^{ns} = não significativo; e * = significância a 5%.

Os modelos de Näslund e Prodan para as duas espécies, e o Näslund modificado somente para o *Pinus tecunumanii*, apresentaram coeficientes de regressão não significativos. Segundo Hair Júnior et al. (2005), o teste de significância dos coeficientes de regressão fornece uma estimativa baseada na probabilidade de que os coeficientes obtidos em muitas amostras de um dado tamanho sejam de fato diferentes de zero. Assim, se não for estatisticamente significativo, a variável independente específica deve ser descartada e o modelo não utilizado.

Os ajustes forneceram erros padrão de estimativa (S_{yx} %) superiores a 7% para o *Pinus caribaea* var. *hondurensis*, com o menor S_{yx} % observado no modelo de Näslund modificado, de 7,958% para o volume sem casca e 8,122% com casca. O modelo também foi superior no estudo realizado por Thomas et al. (2006) para povoamentos de *Pinus taeda*, com S_{yx} % de 9,43% para o volume sem casca e 13,97% com casca. Já para o *Pinus tecunumanii*, o melhor ajuste foi verificado no modelo de Spurr, com S_{yx} % de 5,442% sem casca e 5,630% com casca.

Os maiores coeficientes de determinação ajustado (R^2_{aj}) para o *Pinus caribaea* var. *hondurensis* sem casca foram obtidos nos modelos de Spurr e Näslund

modificado, com valor de 0,988, enquanto para o volume com casca, apenas o modelo de Näslund modificado apresentou R^2_{aj} de 0,988. Já para o *Pinus tecunumanii*, o modelo de Spurr proporcionou a maior eficiência para a estimativa do volume sem casca, com 0,992, e com casca, com 0,991. De modo geral, foram observados valores de R^2_{aj} superiores a 0,9, o que demonstra que a variação total dos dados foi satisfatoriamente explicada pelos ajustes.

O modelo de Spurr esteve entre os que apresentaram os maiores R^2_{aj} no presente trabalho. Em geral, o seu ajuste fornece estimativas eficientes para a variável volume, como os observados por Couto & Vettorazzo (1999) para *Pinus elliottii*, com 6 e 11 anos de idade e R^2_{aj} de 0,972 e 0,983, respectivamente; Freire et al. (2003), com R^2_{aj} de 0,971 para *Pinus pinaster*; e Thomas et al. (2006) e Dacosta (2008) para *Pinus taeda*, com R^2_{aj} de 0,979 e 0,990, respectivamente.

A Tabela 6 apresenta as estatísticas complementares obtidas para a seleção dos modelos volumétricos de melhores ajustes, sendo que para os modelos de Näslund e Prodan, além de Näslund modificado para o *Pinus tecunumanii*, não foram aplicadas as análises, devido estes ajustes terem fornecido coeficientes de regressão não significativos e serem previamente descartados.

Tabela 6. Desvio (D), desvio padrão das diferenças (SD), soma do quadrado do resíduo relativo (SSRR) e porcentagem dos resíduos (RP) para a estimativa do volume, sem e com casca, para *Pinus caribaea* var. *hondurensis*, submetido ao primeiro desbaste, e *Pinus tecunumanii*.

Espécie	Estatística	Modelo					
		Spurr	Hohenadl-Krenn	Näslund modificado	Husch	Spurr logarítmico	Schumacher-Hall
<i>Pinus caribaea</i> var. <i>hondurensis</i> (sem casca)	D	0,0001	-0,0004	0,0001	-0,0020	0,0002	0,0002
	SD	0,0101	0,0190	0,0097	0,0200	0,0108	0,0108
	SSRR	4,6032	14,3070	3,3092	11,9193	1,8204	1,8207
	RP	-2,7315	-6,0333	-1,6961	-4,6504	-1,0854	-1,0918
	Nota	11	8	6	11	9	11
	Classe	4°	2°	1°	4°	3°	4°
<i>Pinus caribaea</i> var. <i>hondurensis</i> (com casca)	D	0,0001	-0,0010	0,0001	-0,0021	0,0002	0,0002
	SD	0,0121	0,0213	0,0115	0,0222	0,0129	0,0128
	SSRR	4,4642	14,3668	3,1413	11,4864	1,8284	1,8318
	RP	-2,6153	-6,2494	-1,5938	-4,4424	-1,0885	-1,0897
	Nota	11	12	5	13	14	13
	Classe	2°	3°	1°	4°	5°	4°
<i>Pinus tecunumanii</i> (sem casca)	D	0,0001	0,0010	–	-0,0001	0,0005	0,0003
	SD	0,0093	0,0227	–	0,0254	0,0098	0,0096
	SSRR	0,3128	2,0779	–	1,8870	0,2894	0,2717
	RP	0,3985	-0,7655	–	-1,0012	-0,3347	-0,3128
	Nota	6	8	–	7	7	8
	Classe	1°	3°	–	2°	2°	3°
<i>Pinus tecunumanii</i> (com casca)	D	0,0001	-0,0011	–	-0,0020	0,0004	0,0002
	SD	0,0105	0,0242	–	0,0281	0,0109	0,0107
	SSRR	0,2867	2,1512	–	1,9029	0,2903	0,2711
	RP	0,0945	-1,9913	–	-1,9728	-0,3370	-0,3144
	Nota	7	12	–	9	10	8
	Classe	1°	5°	–	3°	4°	2°

Com base nos resultados das estatísticas complementares (Tabela 6), foi verificado que o modelo de Näslund modificado apresentou a menor nota e assumiu a primeira colocação na classificação como o melhor modelo para a estimativa do volume, sem e com casca, para a espécie *Pinus caribaea* var. *hondurensis*. Já o modelo de Spurr

foi o mais acurado para estimar o volume, sem e com casca, para o *Pinus tecunumanii*, confirmando, desta forma, as estatísticas de precisão na escolha dos melhores modelos ajustados. Para estes ajustes, foram confeccionados os gráficos de distribuição dos resíduos (Figura 1).

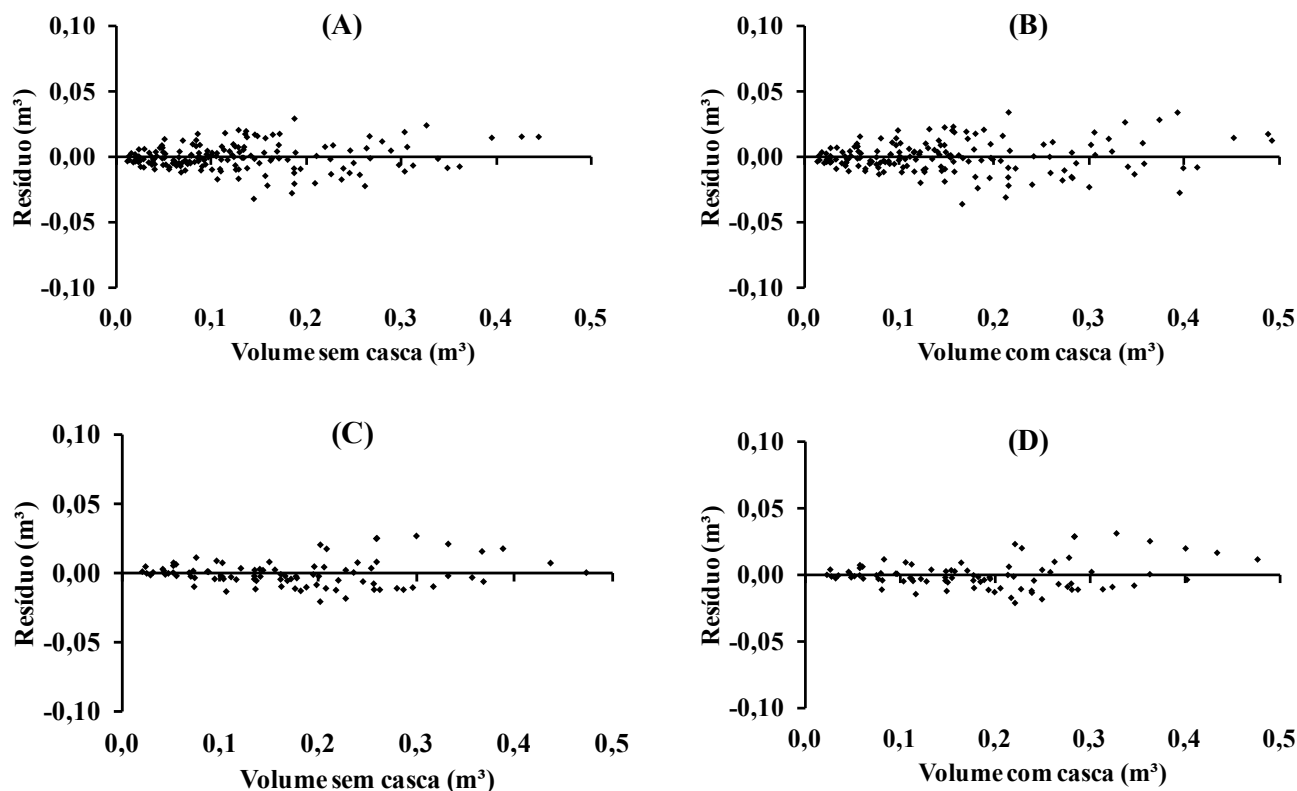


Figura 1. Distribuição dos resíduos para *Pinus caribaea* var. *hondurensis*, submetido ao primeiro desbaste, sem casca (A) e com casca (B), e para *Pinus tecunumanii*, sem casca (C) e com casca (D).

A análise gráfica dos resíduos permitiu verificar a ausência de tendenciosidades nas estimativas dos volumes, demonstrando que a avaliação das estatísticas complementares proporciona a seleção de ajustes adequados para a estimativa da variável volume em função do diâmetro a 1,30 m do solo e altura.

De acordo com os parâmetros estatísticos avaliados, o modelo de Näslund modificado foi selecionado para o *Pinus caribaea* var. *hondurensis*, representado pelas equações $v = 0,0041 - 0,0001d^2 + 0,0001(dh^2) + 0,0003h^2$, para a estimativa do volume sem casca, e por $v = 0,0043 - 0,0002d^2 + 0,0001(dh^2) + 0,0003h^2$ para o volume com casca, enquanto para o *Pinus tecunumanii* foi selecionado o modelo de Spurr, com as equações $v = -0,0002d^2 + 0,0001(dh^2) + 0,0003h^2$ e $v = 0,0012 + 0,0001(dh^2)$, respectivamente para o volume sem e com casca.

Conclusão

Os modelos de Näslund modificado e Spurr apresentam, respectivamente, os melhores ajustes para a estimativa do volume para *Pinus caribaea* var. *hondurensis*, submetido ao primeiro desbaste, e *Pinus tecunumanii*, com idade entre 4 e 12 anos, em povoamentos no município de Vilhena, RO.

Referências

- ANUÁRIO ESTATÍSTICO DA ABRAF 2010: ano base 2009. Brasília, DF: ABRAF, 2010. 140 p.
- BRASIL. Departamento Nacional da Produção Mineral. Projeto RADAMBRASIL. **Folha SD. 20 Guaporé:** geologia, geomorfologia, pedologia, vegetação e uso potencial da terra. Rio de Janeiro, 1979. 368 p.
- CAMPOS, J. C. C.; LEITE, H. G. **Mensuração florestal:** perguntas e respostas. 2. ed. Viçosa, MG: UFV. 2006. 470 p.

- CARMEAN, W. H. Site index curves for upland oaks in the central states. **Forest Science**, Bethesda, v. 18, n. 2, p. 109-120, 1972.
- CORDERO, J.; BOSCHER, D. H. (Ed.). **Árboles de Centroamérica: un manual para extensionistas**. Turrialba, Costa Rica: CATIE, 2003. 1080 p.
- COUTO, H. T. Z. do; VETTORAZZO, S. C. Seleção de equações de volume e peso seco comercial para *Pinus taeda*. **Cerne**, Lavras, MG, v. 5, n. 1, p. 69-68, 1999.
- DACOSTA, L. P. E. **Relações biométricas em povoamento jovens de *Pinus taeda* L. na Província de Corrientes, República Argentina**. 2008. 128 f. Tese (Doutorado em Engenharia Florestal) – Universidade Federal de Santa Maria, Santa Maria, RS.
- DONADONI, A. X.; PELISSARI, A. L.; DRESCHER, R.; ROSA, G. D. da. Relação hipsométrica para *Pinus caribaea* var. *hondurensis* e *Pinus tecunumanii* em povoamento homogêneo no Estado de Rondônia. **Ciência Rural**, Santa Maria, RS, v. 40, n. 12, p. 2499-2504, 2010.
- DRESCHER, R. **Crescimento e produção de *Tectona grandis* Linn F., em povoamentos jovens de duas regiões do Estado de Mato Grosso – Brasil**. 2004. 133 f. Tese (Doutorado em Engenharia Florestal) – Universidade Federal de Santa Maria, Santa Maria, RS.
- EVANS, J. **Plantation forestry in the tropics**. 2nd. ed. Oxford: Clarendon Press, 1996. 403 p.
- FREIRE, J.; TOMÉ, M.; TAVARES, M. Equação de volume local para a *Pinus pinaster* Aiton na Serra da Lousã. **Silva Lusitana**, Lisboa, v. 11, n. 2, p. 207-215, 2003.
- HAIR JÚNIOR, J. F.; ANDERSON, R. E.; TATHAM, R. L.; BLACK, W. C. **Análise multivariada de dados**. 5. ed. Porto Alegre: Bookman, 2005. 597 p.
- KAGEYAMA, P. Y.; CASER, R. L. Adaptação de espécies de pinus na região nordeste do Brasil. **Série Técnica IPEF**, Piracicaba, SP, v. 3, n. 10, p. 33-56, 1982.
- MACHADO, S. do A.; CONCEIÇÃO, M. B. da; FIGUEIREDO, D. J. de. Modelagem do volume individual para diferentes idades e regimes de desbaste em plantações de *Pinus oocarpa*. **Ciências Exatas e Naturais**, Curitiba, v. 4, n. 2, p. 185-196, 2002.
- MACHADO, S. do A.; URBANO, E.; CONCEIÇÃO, M. B. da. Comparação de métodos de estimativa de volume para *Pinus oocarpa* em diferentes idades e regimes de desbastes. **Boletim de Pesquisa Florestal**, Colombo, n. 50, p. 81-98, 2005.
- MORAES NETO, S. P. de. **Estimativa de volume de *Pinus caribaea* var. *hondurensis* no Cerrado do Distrito Federal, DF**. Planaltina, DF: Embrapa Cerrados, 2009a. 16 p. (Embrapa Cerrados. Boletim de pesquisa e desenvolvimento, 231).
- MORAES NETO, S. P. de. **Estimativas de volume de *Pinus tecunumanii* no Cerrado do Distrito Federal, DF**. Planaltina, DF: Embrapa Cerrados, 2009b. 16 p. (Embrapa Cerrados. Boletim de pesquisa e desenvolvimento, 230).
- MOURA, V. P. G.; DVORAK, W. S. Provenance and family variation of *Pinus caribaea* var. *hondurensis* from Guatemala and Honduras, grown in Brazil, Colombia and Venezuela. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, DF, v. 36, n. 2, p. 225-234, 2001.
- MOURA, V. P. G.; VALE, A. T. do. Variabilidade genética na densidade básica da madeira de *Pinus tecunumanii* procedente do México e da América Central, no cerrado. **Scientia Forestalis**, Piracicaba, SP, n. 62, p. 104-113, 2002.
- PRODAN, M.; PETERS, R.; COX, F.; REAL, P. **Mensura florestal**. São José: IICA/BMZ/GTZ, 1997. 586 p.
- QUEIROZ, D.; MACHADO, S. do A.; FIGUEIREDO FILHO, A.; ARCE, J.; KOEHLER, E. 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, 2008.
- SCHNEIDER, P. R. **Análise de regressão aplicada à Engenharia Florestal**. 2. ed. Santa Maria, RS: UFSM, 1997. 217 p.
- SILVA, J. A. A. da; MACHADO, S. do A.; FERREIRA, R. L. C.; MEUNIER, I. M. J. Modelagem volumétrica de *Pinus elliottii* Engelm., no Planalto do Estado de Santa Catarina. **Revista Árvore**, Viçosa, MG, v. 24, n. 1, p. 91-96, 2000.
- THOMAS, C.; ANDRADE, C. M.; SCHNEIDER, P. R.; FINGER, C. A. G. Comparação de equações volumétricas ajustadas com dados de cubagem e análise de tronco. **Ciência Florestal**, Santa Maria, RS, v. 16, n. 3, p. 319-327, 2006.

