



ARTIGO ORIGINAL

## Relações hipsométricas em floresta estacional semidecidual

### *Hypsometric relations in semideciduous seasonal forest*

Rafaella De Angeli Curto<sup>1\*</sup>  
Gabrielle Hambrecht Loureiro<sup>1</sup>  
Rômulo Móra<sup>2</sup>  
Rodrigo Otávio Veiga de Miranda<sup>1</sup>  
Sylvio Péllico Netto<sup>1</sup>  
Gilson Fernandes da Silva<sup>3</sup>

<sup>1</sup>Universidade Federal do Paraná – UFPR, Setor de Ciências Agrárias, Centro de Ciências Florestais e da Madeira, Programa de Pós-graduação em Engenharia Florestal, Av. Prefeito Lothário Meissner, 900, Jardim Botânico, Campus III, 80210-170, Curitiba, PR, Brasil

<sup>2</sup>Universidade Federal do Mato Grosso – UFMT, Faculdade de Engenharia Florestal, Departamento de Engenharia Florestal, Av. Fernando Corrêa da Costa, 2367, Boa Esperança, 78060-900, Cuiabá, MT, Brasil

<sup>3</sup>Universidade Federal do Espírito Santo – UFES, Centro de Ciências Agrárias, Departamento de Ciências Florestais e da Madeira, Av. Governador Lindemberg, 316, Centro, 29550-000, Jerônimo Monteiro, ES, Brasil

**Autor Correspondente:**

\*E-mail do: [rafaellacurto@yahoo.com.br](mailto:rafaellacurto@yahoo.com.br)

**PALAVRAS-CHAVE**

Floresta ineqüiana  
Modelo de Naslund  
Teste F de Graybill

**KEYWORDS**

All-age forest  
Naslund model  
Graybill F test

**RESUMO:** Relações hipsométricas são importantes na obtenção da altura, auxiliando na quantificação do volume de madeira e no conhecimento da estrutura vertical em florestas nativas. Objetivou-se avaliar o desempenho no ajuste de relações hipsométricas na Floresta do Rosal, Guaçuí-ES, ao estratificar os dados por espécie, parcela e classe de diâmetro, utilizando oito modelos hipsométricos, selecionados com base no coeficiente de determinação ajustado ( $R^2_{ajust}$ ), no erro padrão da estimativa relativo ( $S_{yx}\%$ ) e na análise dos resíduos. O Teste F de Graybill foi aplicado para verificar identidade entre as formas de ajuste. Para o ajuste sem estratificação, o modelo selecionado foi o de Trorey, com  $R^2_{ajust}$  de 0,76 e  $S_{yx}\%$  de 21,23. Considerando-se os ajustes realizados conjuntamente em cada estratificação, estes foram mais precisos em relação ao ajuste geral, com destaque para a estratificação por espécie, que forneceu valores de  $R^2_{ajust}$  de 0,82 e  $S_{yx}\%$  de 18,26. Porém, pelo Teste F de Graybill, as estimativas de altura total para as três formas de estratificação não diferiram daquelas obtidas sem o uso de estratificação.

**ABSTRACT:** The hypsometric relation is important to obtain the elevation, supporting the quantification of wood volume and the knowledge of vertical structure in native forests. In this study, we aimed to evaluate the performance in the adjustment of hypsometric relations in the Rosal forest, in the municipality of Guaçuí, Espírito Santo state, after stratifying the data by species, parcel, and diameter class, using eight hypsometric models, which were selected based on the adjusted coefficient of determination  $R^2_{adjust}$ , relative standard error ( $S_{yx}\%$ ), and residual analysis. The F test proposed by Graybill was used to verify identity between the forms of adjustment. For adjustment without stratification, we selected the Trorey model with  $R^2_{adjust}$  of 0.76 and  $S_{yx}\%$  of 21.23. Considering the adjustments carried out jointly in each stratification, the generated statistics were more accurate in relation to the general adjustment, highlighting the stratification by species, which provided values of  $R^2_{adjust}$  of 0.82 and  $S_{yx}\%$  of 18.26. However, according to the F test by Graybill, the estimates of total height for the forms of stratification did not differ from those obtained for elevation without use of stratification.

## 1 Introdução

O conhecimento da estrutura vertical em florestas nativas é de extrema importância, pois, segundo Schneider e Finger (2000), essa análise estrutural da floresta pode fornecer um indício do estágio sucessional em que se encontra cada espécie ou qual a espécie que poderá compor o povoamento futuro. Além disso, o estudo da estrutura vertical colabora para as definições de tratamentos silviculturais em áreas que serão manejadas ou que estão sob plano de manejo de rendimento sustentado (CALEGARIO; SCOLFORO; SOUZA, 1994).

A medição da altura é de fundamental importância na quantificação do volume de madeira com o melhor nível de acurácia possível, pois utiliza equações volumétricas expressas em função do diâmetro a 1,30 m do solo e da altura total (ANDRADE et al., 2006). Na prática, são mensuradas as alturas de algumas árvores e, a partir destas, são realizadas estimativas das demais alturas por meio de equações hipsométricas (THIERSCH et al., 2013).

Essa metodologia é bastante utilizada em florestas equiâneas e apresenta boa precisão em razão da homogeneidade dos plantios. Em florestas nativas, as relações hipsométricas não apresentam boa precisão, sendo empregados outros métodos para obter alturas, o que torna a operação mais demorada, trabalhosa e de custo elevado, devido ao uso de instrumentos, como réguas ou varas telescópicas, hipsômetros ópticos e aparelhos de ondas de ultrassom, como o Forestor Vertex (SILVA et al., 2012).

Na utilização de relações hipsométricas para estimar a altura das árvores, alguns cuidados devem ser tomados para não se cometerem erros grosseiros de estimação desta variável. De acordo com Machado et al. (2008), as relações hipsométricas são afetadas pelas seguintes aspectos: espécie, posição sociológica, idade, tamanho de copa, densidade, sítio e práticas silviculturais.

A equação hipsométrica depende, fundamentalmente, da espécie estudada, e a determinação correta da altura permite inferir sobre a estrutura vertical de uma floresta inequiânea (SOARES et al., 2011). Outro cuidado especial é com a composição da amostra a ser utilizada no ajuste da relação hipsométrica, visto que muitos fatores a afetam (SILVA et al., 2007), como, por exemplo, diferentes padrões de crescimento, idade e estágio sucessional. De acordo com Schneider (1998), para a determinação de uma relação hipsométrica, são necessárias, em média, 30 a 40 alturas distribuídas em toda a amplitude diamétrica.

Para Thiersch et al. (2006), a relação hipsométrica de povoamentos não é muito forte. Por isso, uma tentativa de aumentar sua precisão é ajustar esta relação para cada parcela, controlando-se outras fontes de variação. Além da parcela, é importante a utilização de outras variáveis na estratificação, a fim de buscar um aumento na precisão nestas relações hipsométricas.

O objetivo deste trabalho foi avaliar o ajuste de modelos de relação hipsométrica em uma floresta inequiânea, ao estratificar os dados por espécie, parcela e classe de diâmetro, visando verificar a necessidade de agrupar ou não os dados.

## 2 Material e Métodos

Este estudo foi desenvolvido em um fragmento de 52,04 ha, composto por Floresta Estacional Semidecidual, conhecido como Floresta do Rosal, pertencente à Usina Hidrelétrica Rosal, localizada no município de Guaçuí-ES. As coordenadas geográficas são 20° 53' latitude Sul e 41° 42' de longitude Oeste (SANSEVERO; PIRES; PEZZOPANE, 2006).

Foi realizado um inventário florestal a partir do método de amostragem de área fixa. Foram distribuídas 16 parcelas de 20 × 30 m (600 m<sup>2</sup>) de forma sistemática, com uma distância de 150 m entre parcelas na linha e 200 m entre linhas, em toda a extensão da floresta, totalizando uma área amostrada de 0,96 ha.

Em cada parcela, todos os indivíduos com *d* (diâmetro à altura do peito – 1,30 m acima do solo) igual ou superior a 5 cm foram identificados com plaquetas e tiveram medidas suas respectivas alturas totais (Ht). O *d* foi medido com fita diamétrica e a altura total foi medida com régua telescópica de 15 m de altura. Para as árvores com alturas maiores do que 15 m, foi realizada a escalada em que, ao atingir o seu topo, o escalador lançava uma trena graduada em metros para que um auxiliar localizado em solo pudesse realizar a leitura da altura da árvore.

Foram coletadas amostras botânicas das árvores, tanto em estado reprodutivo quanto vegetativo, e identificadas em níveis de família, gênero e espécie, sendo então depositadas no herbário do Departamento de Engenharia Florestal (DEF), do Centro de Ciências Agrárias da Universidade Federal do Espírito Santo (CCA-UFES), em Jerônimo Monteiro-ES. Foi utilizado o sistema Angiosperm Phylogeny Group III (APG III) para classificação das famílias (CHASE, 2009). Todos os nomes das espécies e seus respectivos classificadores foram confirmados e atualizados pelo *site* da Lista de Espécies da Flora do Brasil (JBRJ, 2010).

Os modelos hipsométricos foram ajustados a toda a base de dados sem estratificação. Posteriormente, foram empregadas três formas de estratificação dos indivíduos para o ajuste dos modelos hipsométricos: por espécie, parcelas e classe diamétrica. O objetivo da divisão em subpopulações foi comparar os resultados estratificados com os resultados dos dados não estratificados.

Foi selecionado um total de 639 indivíduos, distribuídos entre as oito espécies mais frequentes identificadas pelo inventário. As demais espécies encontradas apresentam reduzido número de indivíduos, não sendo possível, nessas circunstâncias, o ajuste de relações hipsométricas com confiabilidade estatística. As espécies selecionadas, com seus respectivos nomes científico e vulgar, família botânica e número de indivíduos (N) estão apresentados na Tabela 1.

Foi realizada, ainda, a estratificação dos indivíduos por parcela, a partir da suposição de que a variação das alturas em relação ao diâmetro no fragmento inequiâneo esteja associada às características de sítio e não, necessariamente, às características da espécie. O número de indivíduos (N) por parcela está apresentado na Tabela 2.

Para a estratificação dos dados por classe de diâmetro, e considerando que a distribuição diamétrica de florestas naturais assume a forma exponencial negativa, as classes inferiores

**Tabela 1.** Espécies mais frequentes.

Número	Nome Científico	Nome Vulgar	Família	N
1	<i>Siparuna guianensis</i> Aubl.	Nega-mina	Siparunaceae	189
2	<i>Mabea fistulifera</i> Mart.	Canudo-de-pito	Euphorbiaceae	160
3	<i>Apuleia leiocarpa</i> (Vogel) J. F. Macbr.	Garapa	Fabaceae	65
4	<i>Myrcia fallax</i> (Rich.) DC.	Batinga-roxa	Myrtaceae	63
5	<i>Guapira opposita</i> (Vell.) Reitz	João-mole	Nyctaginaceae	47
6	<i>Pseudopiptadenia contorta</i> (DC.) G. P. Lewis & M. P. M. de Lima	Angico-rosa	Fabaceae	40
7	<i>Amaioua intermedia</i> var. <i>brasiliana</i> (A. Rich.) Steyerl.	Arariba-preta	Rubiaceae	38
8	<i>Erythroxylum plowmanii</i> Amaral Jr.	Smyrski	Erythroxylaceae	37
<b>Total</b>				<b>639</b>

**Tabela 2.** Distribuição dos indivíduos por parcela.

Parcela	N	Parcela	N	Parcela	N	Parcela	N
2	41	6	80	11	11	15	16
3	77	8	66	12	51	16	22
4	47	9	13	13	65	17	9
5	55	10	6	14	47	18	33

foram definidas com amplitudes menores e as superiores, com intervalos maiores, visto que, nestas classes, o número de indivíduos é reduzido ou até mesmo sem representação. A divisão por classes de diâmetro, com o respectivo número de indivíduos, ficou assim definida: 5-10 cm (429); 10,1-15 cm (126); 15,1-20 cm (36); 20,1-30 cm (20), e maiores que 30 cm (28).

Com base nos pares de dados de altura total e diâmetro, foram ajustados oito modelos de relação hipsométrica, dispostos na Tabela 3. Esses modelos foram ajustados para toda a base de dados e em cada situação das estratificações.

Os modelos foram ajustados pelo método dos mínimos quadrados ordinários, adotando o nível de 5% de significância estatística. As estimativas dos parâmetros tiveram sua significância avaliada a partir do *p*-valor (*p*-valor  $\leq 0,05$ ) pelo Teste *t*. As estatísticas utilizadas na comparação entre os modelos foram o coeficiente de determinação ajustado ( $R^2_{ajust}$ ) e o erro padrão da estimativa em percentagem ( $S_{yx} \%$ ), sendo ambos recalculados para a variável de interesse, além do gráfico de dispersão dos resíduos (DRAPER; SMITH, 1981). Nos modelos lineares em que o intercepto não foi significativo, o coeficiente de determinação empregado foi aquele descrito em Kvalseth (1985).

Essas estatísticas também foram empregadas na avaliação das estimativas dos dados conjuntamente, após a seleção do melhor modelo em cada estrato. Embora tenham sido ajustados oito modelos hipsométricos, apenas os quatro melhores, em cada situação, foram apresentados nos resultados, sendo indicado o mais adequado para cada situação da estratificação.

Visando verificar se a estratificação dos dados gera resultados semelhantes dos obtidos com o ajuste geral, considerando toda a base de dados, foi aplicado o teste de identidade de modelos, desenvolvido por Graybill (1976) e baseado no Teste de F (LEITE; OLIVEIRA, 2002). Primeiramente, foi feita a

**Tabela 3.** Modelos de relação hipsométrica utilizados.

Número	Modelo	Denominação
1	$Ht = \beta_0 + \beta_1 d + \beta_2 d^2 + \varepsilon_i$	Trorey
2	$Ht = [1/(\beta_0 + \beta_1 d)]^3 + 1,3 + \varepsilon_i$	Pettersson
3	$Ht = d^2/(\beta_0 + \beta_1 d + \beta_2 d^2) + \varepsilon_i$	Naslund
4	$Ht = d^2/(\beta_0 + \beta_1 d + \beta_2 d^2) + 1,3 + \varepsilon_i$	Naslund
5	$Ln(Ht) = \beta_0 + \beta_1/d + \varepsilon_i$	Curtis
6	$Ln(Ht) = \beta_0 + \beta_1 Ln(d) + \varepsilon_i$	Stoffels
7	$Ht = \beta_0 + \beta_1 d + \varepsilon_i$	Linear simples
8	$Ht = \beta_0 + \beta_1 Ln(d) + \varepsilon_i$	Henricksen

*Ln* = logaritmo neperiano; *Ht* = altura total (m); *d* = diâmetro a 1,30 m do solo (cm).  $\beta_0$ ,  $\beta_1$  e  $\beta_2$  = coeficientes de regressão.

análise do modelo linear  $Y_j = \beta_0 + \beta_1 Y_1 + \varepsilon$ , sendo  $Y_j$  = dados estratificados e  $Y_1$  = dados sem estratificação.

A similaridade entre as variáveis  $Y_1$  e  $Y_j$  é verificada a partir do teste de hipótese, sendo  $H_0 = \beta' = \begin{bmatrix} 0 \\ 1 \end{bmatrix}$  "versus"  $H_a = \text{não } H_0$ .

Para testar a hipótese, aplicou-se a fórmula, sob a hipótese de normalidade:

$$F(H_0) = \frac{(\beta - \theta)'(Y_1' Y_1)(\beta - \theta)}{2QMRes} \sim F_{\alpha}(2, n - 2 \text{ gl.}).$$

Em que:

$$\beta = \begin{bmatrix} \hat{\beta}_0 \\ \hat{\beta}_1 \end{bmatrix}$$

$$\theta = \begin{bmatrix} 0 \\ 1 \end{bmatrix}$$

$$Y_1'Y_1 = \begin{bmatrix} n & \Sigma Y_1 \\ \Sigma Y_1 & \Sigma Y_1^2 \end{bmatrix}$$

QMR<sub>es</sub> = quadrado médio do resíduo.

Dessa forma, se  $F(H_0) \geq F\alpha (2, n-2 \text{ gl.})$ , a hipótese  $H_0$  é rejeitada. Por outro lado, se  $F(H_0) < F\alpha (2, n-2 \text{ gl.})$ , a hipótese  $H_0$  não é rejeitada, admitindo-se a identidade entre dois métodos avaliados, ou seja,  $Y_j = Y_1$ , considerando-se o nível  $\alpha$  de significância.

### 3 Resultados e Discussão

Para a estimativa da altura total sem estratificação dos dados, observou-se que os quatro melhores modelos ajustados foram os de Trorey (modelo 1), Henricksen (modelo 8) e Naslund (modelos 3 e 4) (Tabela 4). Os coeficientes de determinação ajustados, bem como os erros, apresentaram resultados considerados aceitáveis, por se tratar de uma floresta inequiana.

Isso ocorre por não haver uma relação dendrométrica muito forte entre a altura total e o diâmetro das árvores, conforme

**Tabela 4.** Coeficientes de determinação e erro padrão da estimativa em porcentagem das relações hipsométricas ajustadas sem estratificação.

Estatística	Modelo			
	1	8	3	4
$R^2_{ajust}$	0,763	0,754	0,749	0,748
$S_{yx} \%$	21,23	21,62	21,84	21,88

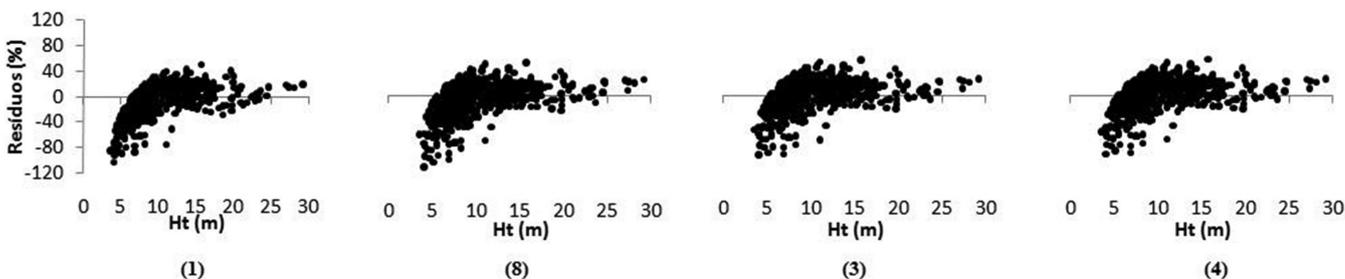
discutido por Araújo et al. (2012), principalmente quando se avaliam florestas naturais, nas quais o comportamento da distribuição diamétrica é exponencial negativo – J invertido, havendo uma grande concentração de indivíduos nas classes inferiores de diâmetro e uma grande variabilidade de alturas.

Em um fragmento de Floresta Estacional Semidecidual na região norte do Estado do Rio de Janeiro, Andrade et al. (2006), ao ajustarem modelos hipsométricos que levam em consideração como variável independente o diâmetro à altura do peito, encontraram coeficientes de determinação entre 0,614 e 0,745. Estes valores mostram-se semelhantes ao do presente trabalho e são considerados aceitáveis, quando se trata de florestas nativas.

Na Figura 1, verifica-se uma distribuição semelhante para todos os modelos, os quais apresentam tendência em superestimar a altura total dos indivíduos nas classes inferiores a 10 m de altura.

A maior discrepância entre as estimativas e os valores observados de altura total, nas classes iniciais de altura, tem relação com a diversidade de espécies, que apresentam padrões de crescimento distintos e diferentes estágios sucessionais.

O modelo considerado adequado para estimar as alturas totais das árvores sem estratificação foi o modelo de Trorey (modelo 1), representado pela equação  $h = 2,177004 * +0,908819 * d - 0,009365 * d^2$ , cujos coeficientes da equação foram significativos a 95% de probabilidade pelo Teste *t*. O modelo selecionado apresentou as estatísticas  $R^2_{ajust}$  e  $S_{yx} \%$  mais precisas do que as dos demais modelos analisados. Desta forma, os valores estimados pela



**Figura 1.** Distribuição dos resíduos de altura, em porcentagem, em função da altura total.

**Tabela 5.** Coeficientes de determinação e erro padrão da estimativa em porcentagem das relações hipsométricas ajustadas por espécie.

Espécie	Estatística	Modelo				Espécie	Estatística	Modelo			
		1	8	5	7			7	1	6	4
<i>Siparuna guianensis</i>	$R^2_{ajust}$	0,227	0,226	0,223	0,215	<i>Guapira opposita</i>	$R^2_{ajust}$	0,777	0,774	0,773	0,765
	$S_{yx} \%$	18,73	18,74	18,77	18,87		$S_{yx} \%$	18,75	18,91	18,94	19,28
<i>Mabea fistulifera</i>	$R^2_{ajust}$	0,653	0,650	0,648	0,639	<i>Pseudopiptadenia contorta</i>	$R^2_{ajust}$	0,907	0,906	0,900	0,899
	$S_{yx} \%$	17,90	17,98	18,05	18,26		$S_{yx} \%$	14,41	14,50	14,91	14,97
<i>Apuleia leiocarpa</i>	$R^2_{ajust}$	0,799	0,797	0,793	0,787	<i>Amaioua intermedia</i>	$R^2_{ajust}$	0,387	0,383	0,376	0,374
	$S_{yx} \%$	21,71	21,82	22,03	22,34		$S_{yx} \%$	18,96	19,01	19,12	19,14
<i>Myrcia fallax</i>	$R^2_{ajust}$	0,555	0,553	0,552	0,550	<i>Erythroxylum plowmanii</i>	$R^2_{ajust}$	0,622	0,621	0,619	0,612
	$S_{yx} \%$	18,81	18,84	18,87	18,91		$S_{yx} \%$	15,68	15,70	15,75	15,89

equação selecionada apresentam-se mais próximos ao valor real.

Para a estimativa da altura total por espécie, nota-se, para uma mesma espécie, que as estatísticas foram semelhantes nos ajustes de todos os modelos, demonstrando a consistência dos mesmos (Tabela 5). Os resultados mais satisfatórios foram para *Pseudopiptadenia contorta*, destacando-se o modelo de Trorey (modelo 1), por apresentar as estatísticas  $R^2_{ajust}$  e  $S_{yx}$  % mais precisas.

Bons ajustes podem ser observados, também, para *Apuleia leiocarpa*, *Guapira opposita*, *Erythroxylum plowmanii* e *Myrcia fallax*. Por outro lado, os coeficientes de determinação ajustados para *Amaioua intermedia* e *Siparuna guianensis* foram os mais baixos, em razão, essencialmente, da maior variação da altura nas classes inferiores de diâmetro, nas quais se concentra a maior parte dos indivíduos para essas duas espécies.

Equações hipsométricas ajustadas por Soares et al. (2011) para 11 espécies nativas brasileiras, plantadas em parcelas experimentais, apresentaram coeficientes de determinação superiores a 60%. Já Coraiola e Péllico Netto (2003), ajustando equações hipsométricas para uma Floresta Estacional Semidecidual no sul do Estado de Minas Gerais, encontraram coeficientes de determinação acima de 90%; porém, neste caso,

os autores estratificaram a floresta em classes de altura, o que proporcionou melhora significativa no ajuste dos modelos.

Embora não estejam apresentados os resíduos de todos os modelos, para uma mesma espécie, estes apresentaram comportamento de distribuição de seus resíduos de forma semelhante. Assim, apenas a distribuição de resíduos dos modelos que apresentaram as melhores estatísticas de  $R^2_{ajust}$  e  $S_{yx}$  % foram apresentadas (Figura 2).

Houve tendência de superestimação nas classes inferiores de altura, passando a uma tendência de subestimação nas classes superiores, para a *Siparuna guianensis*. Para as demais espécies, também é vista a tendência de superestimação nas classes iniciais de altura, porém, menos evidente.

Segundo Azevedo et al. (2011), as espécies apresentam entre si comportamento diferenciado em relação a alguns modelos hipsométricos, tornando necessário o ajuste de equações para identificar aquelas mais adequadas para cada espécie, de acordo com a região em que se encontra e, ainda, com as condições de manejo a que a floresta foi submetida. Tonini, Arco-Verde e Sá (2005), em estudo realizado com espécies nativas no Estado de Roraima, também recomendam realizar o ajuste por espécie.

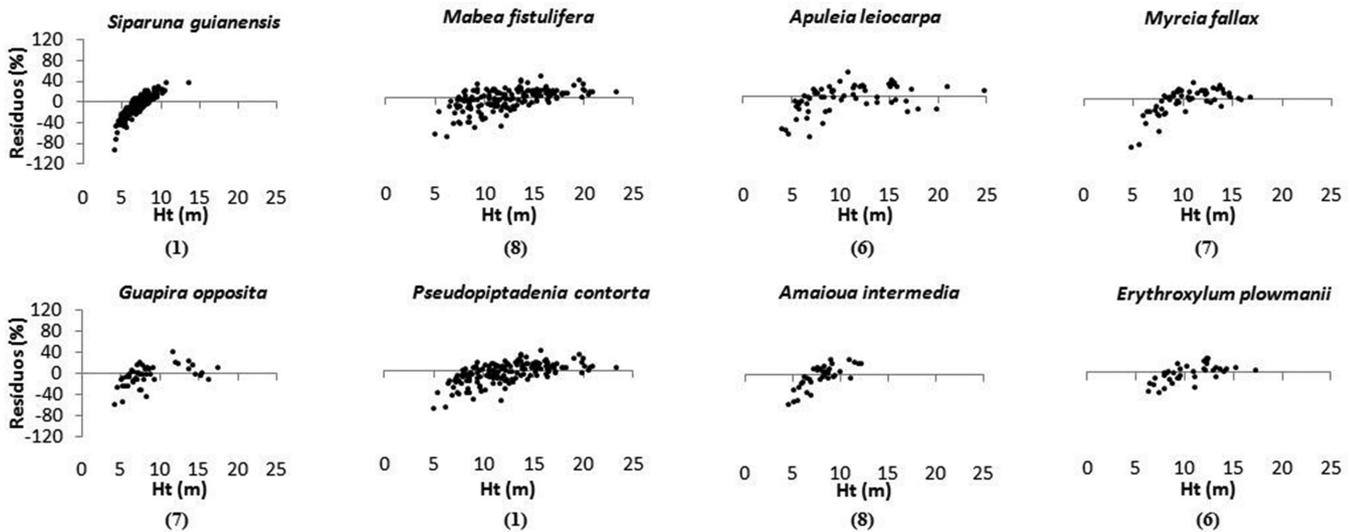


Figura 2. Distribuição dos resíduos de altura, em porcentagem, em função da altura total para cada espécie.

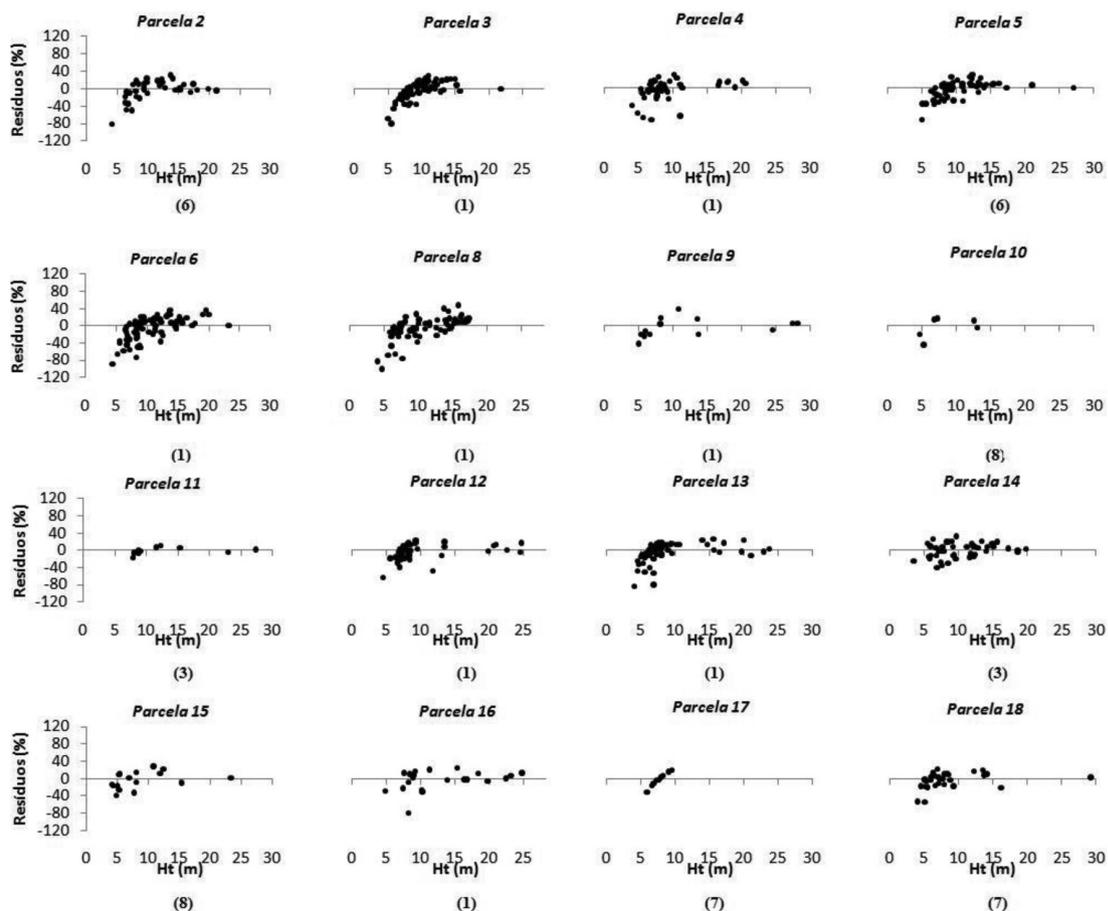
Tabela 6. Relações hipsométricas ajustadas por espécie.

Espécie	Modelo selecionado	Equação
<i>Siparuna guianensis</i>	Trorey (1)	$Ht = 0,799850 * +1,833636 * d - 0,090168 * d^2$
<i>Mabea fistulifera</i>	Henricksen (8)	$Ht = -5,266325 * +7,510590 * Ln(d)$
<i>Apuleia leiocarpa</i>	Stoffels (6)	$Ln(Ht) = 0,509088 * +0,754200 * Ln(d)$
<i>Myrcia fallax</i>	Linear simples (7)	$Ht = 4,834592 * +0,581028 * d$
<i>Guapira opposita</i>	Trorey (1)	$Ht = 2,160519 * +0,664373 * d - 0,003607 * d^2$
<i>Pseudopiptadenia contorta</i>	Trorey (1)	$Ht = 1,602210 * +0,875891 * d - 0,008483 * d^2$
<i>Amaioua intermedia</i>	Henricksen (8)	$Ht = 0,969993 * +3,362994 * Ln(d)$
<i>Erythroxylum plowmanii</i>	Stoffels (6)	$Ln(Ht) = 1,058896 * +0,600102 * Ln(d)$

\*Coeficientes significativos, considerando um nível de 95% de probabilidade.

**Tabela 7.** Coeficientes de determinação e erro padrão da estimativa em porcentagem das relações hipsométricas ajustadas para 16 parcelas.

Parcela	Estatística	Modelo				Parcela	Estatística	Modelo			
		6	1	8	4			3	4	7	1
2	$R^2_{ajust}$	0,808	0,806	0,802	0,796	11	$R^2_{ajust}$	0,981	0,981	0,977	0,975
	$S_{yx} \%$	16,80	16,86	17,04	17,30		$S_{yx} \%$	7,16	7,18	7,92	8,16
3	$R^2_{ajust}$	0,617	0,614	0,609	0,592	12	$R^2_{ajust}$	0,876	0,867	0,862	0,860
	$S_{yx} \%$	17,36	17,43	17,54	17,93		$S_{yx} \%$	17,59	18,21	18,53	18,68
4	$R^2_{ajust}$	0,757	0,741	0,736	0,735	13	$R^2_{ajust}$	0,866	0,864	0,861	0,858
	$S_{yx} \%$	22,02	22,74	22,96	23,02		$S_{yx} \%$	19,20	19,36	19,60	19,77
5	$R^2_{ajust}$	0,784	0,782	0,781	0,773	14	$R^2_{ajust}$	0,848	0,847	0,845	0,838
	$S_{yx} \%$	17,21	17,26	17,30	17,63		$S_{yx} \%$	14,75	14,80	14,90	15,23
6	$R^2_{ajust}$	0,628	0,625	0,615	0,606	15	$R^2_{ajust}$	0,899	0,892	0,872	0,872
	$S_{yx} \%$	23,35	23,45	23,77	24,03		$S_{yx} \%$	18,67	19,40	21,07	21,11
8	$R^2_{ajust}$	0,590	0,589	0,585	0,576	16	$R^2_{ajust}$	0,833	0,782	0,766	0,758
	$S_{yx} \%$	22,71	22,74	22,84	23,09		$S_{yx} \%$	18,64	21,31	22,05	22,46
9	$R^2_{ajust}$	0,931	0,929	0,929	0,924	17	$R^2_{ajust}$	-0,140	-0,141	-0,142	-0,147
	$S_{yx} \%$	18,09	18,35	18,37	18,99		$S_{yx} \%$	16,34	16,34	16,35	16,39
10	$R^2_{ajust}$	0,780	0,777	0,775	0,775	18	$R^2_{ajust}$	0,921	0,919	0,917	0,912
	$S_{yx} \%$	20,66	20,79	20,89	20,90		$S_{yx} \%$	15,81	16,07	16,28	16,73

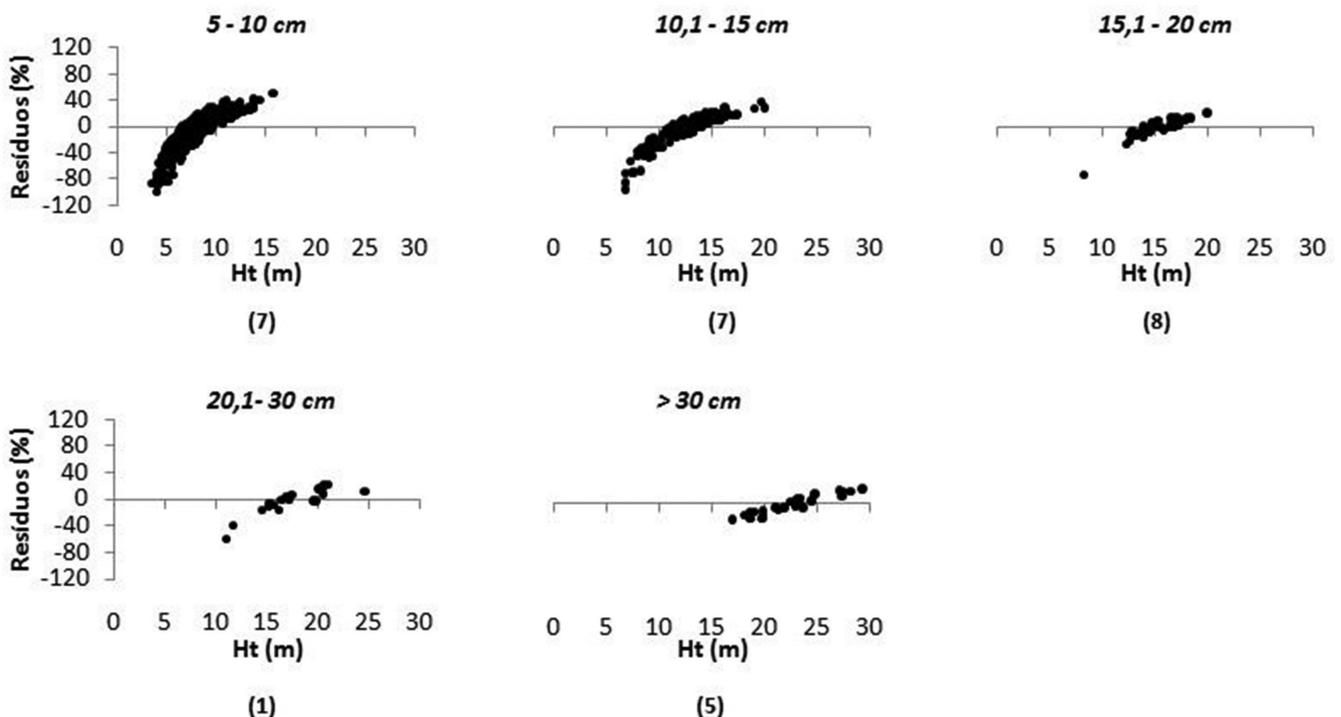


**Figura 3.** Distribuição dos resíduos de altura, em porcentagem, em função da altura total para cada parcela.

**Tabela 8.** Relações hipsométricas ajustadas por parcela.

Parcela	Modelo selecionado	Equação
2	Stoffels (6)	$Ln(Ht) = 0,975762 * +0,565832 * Ln(d)$
3	Trorey (1)	$Ht = 3,891251 * +0,784666 * d - 0,008621 * d^2$
4	Trorey (1)	$Ht = 0,546012 * +1,231458 * d - 0,019706 * d^2$
5	Stoffels (6)	$Ln(Ht) = 0,751768 * +0,722375 * Ln(d)$
7	Trorey (1)	$Ht = 1,675890 * +1,067904 * d - 0,012914 * d^2$
8	Trorey (1)	$Ht = 0,711924 * +1,583681 * d - 0,038032 * d^2$
9	Trorey (1)	$Ht = 0,858462 * +1,117444 * d - 0,012129 * d^2$
10	Henricksen (8)	$Ht = 5,456832 * +6,737357 * Ln(d)$
11	Naslund (3)	$Ht = d^2 / (5,197701 * +1,467056 * d - 0,013801 * d^2)$
12	Trorey (1)	$Ht = 2,528524 * +0,837962 * d - 0,0077356 * d^2$
13	Trorey (1)	$Ht = 1,098701 * +0,948431 * d - 0,009306 * d^2$
14	Naslund (3)	$Ht = d^2 / (4,502727 * +0,027860^{ns} d + 0,049446 * d^2)$
15	Henricksen (8)	$Ht = 10,629312 * +9,566729 * Ln(d)$
16	Trorey (1)	$Ht = 1,292879 * +1,047663 * d - 0,012825 * d^2$
17	Linear simples (7)	$Ht = 7,369650 * +0,026274 * d$
18	Linear simples (7)	$Ht = 1,880304 * +0,656052 * d$

\*Coeficientes significativos e <sup>ns</sup> não significativos, considerando um nível de 95% de probabilidade.



**Figura 4.** Distribuição dos resíduos de altura, em percentagem, em função da altura total para as classes diamétricas.

Desta forma, para cada espécie do presente trabalho, foi selecionada uma equação diferente para estimar a altura em relação ao diâmetro (Tabela 6).

Para a estimativa da altura total por parcela, observa-se que, para uma mesma parcela, as estatísticas apresentaram desempenho semelhante para os diferentes modelos (Tabela 7). Valores negativos do coeficiente de determinação ajustado, como os obtidos na parcela 17, ocorrem quando se tem  $R^2 < p/(n-1)$ , sendo  $p$  o número de coeficientes do modelo e  $n$  o número de observações (PIMENTEL GOMES; GARCIA, 1993). Na prática, como afirmam Gujarati e Porter (2011), os valores negativos deveriam ser tomados como zero. Assim, a parcela 17 apresentou baixo ajuste da curva de regressão à variação dos dados; no entanto, apresentou erros compatíveis com as outras parcelas, em torno de 16%.

Os melhores resultados foram obtidos para a parcela 11, assumindo valores altos de coeficientes de determinação ajustados e erros padrões da estimativa menores de 10%. Nota-se, portanto, grande variação nas estatísticas de qualidade entre parcelas estudadas. Variações entre parcelas foram discutidas por Leite e Andrade (2003), para povoamento do híbrido *Eucalyptus grandis* e *Eucalyptus urophylla*, em que as relações entre altura total e diâmetro diferiram entre parcelas localizadas em áreas boas, médias e ruins. Já para o caso do presente trabalho, por se tratar de floresta nativa, há também a influência das diferentes espécies.

Houve uma tendência de superestimação da altura nas classes iniciais em praticamente todos os modelos (Figura 3). Apesar de estar representada apenas para os melhores modelos para cada parcela, a distribuição dos resíduos dos diferentes

modelos, dentro de cada parcela, apresentou-se visualmente semelhante, assim como ocorreu para o ajuste por espécie.

Conforme os resultados obtidos, os modelos selecionados para estimar a altura por parcela foram definidos (Tabela 8), sendo que o 'ns' significa que o coeficiente foi não significativo e, a partir daí, foi removido e o modelo foi reajustado sem a variável independente associada àquele coeficiente.

Comparando-se a estimativa da altura total com os dados estratificados por classe de diâmetro (Tabela 9) em relação à estratificação por espécie e por parcela, os valores de coeficiente de determinação ajustado foram inferiores. Por outro lado, os erros padrões da estimativa apresentaram-se dentro dos limites encontrados para as outras formas de estratificações.

A classe que engloba os maiores indivíduos em diâmetro da floresta apresentou os menores valores de coeficiente de determinação ajustado; contudo, os erros padrões da estimativa assumiram os valores mais baixos, pouco acima de 13%.

Assim como nas outras formas de estratificação, houve a mesma tendência de superestimação nas classes iniciais de altura total, sendo mais evidente para as árvores de menores diâmetros (Figura 4).

Os ajustes de relações hipsométricas estratificados em classes de diâmetro não geraram bons resultados (Tabela 10), uma vez que, numa mesma classe, há grande variação de altura, principalmente nas menores classes de diâmetro das florestas inequidistantes e, além disso, pelo fato de englobar várias espécies com características de crescimento distintas e diferentes idades. Em razão da grande variabilidade de alturas para uma mesma classe de diâmetro para povoamentos ou florestas de idade mais avançadas, a relação hipsométrica não é uma

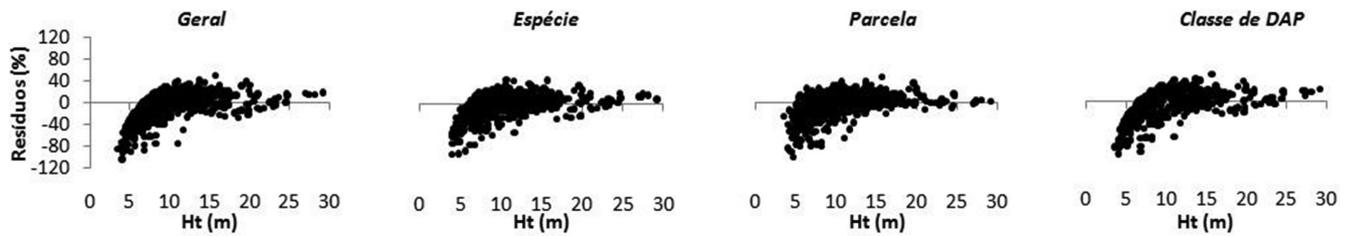
**Tabela 9.** Coeficientes de determinação e erro padrão da estimativa em porcentagem das relações hipsométricas ajustadas para cinco classes de DAP.

Classe de $d$	Estatística	Modelo				Classe de $d$	Estatística	Modelo			
		7	8	1	6			1	7	8	6
5-10 cm	$R^2_{ajust}$	0,214	0,213	0,212	0,204	20,1-30 cm	$R^2_{ajust}$	0,130	0,104	0,096	0,091
	$S_{yx} \%$	23,09	23,10	23,12	23,23		$S_{yx} \%$	18,00	18,27	18,35	18,40
10,1-15 cm	$R^2_{ajust}$	0,117	0,115	0,110	0,105	> 30 cm	$R^2_{ajust}$	0,063	0,057	0,057	0,050
	$S_{yx} \%$	21,32	21,34	21,40	21,47		$S_{yx} \%$	13,77	13,81	13,81	13,86
15,1-20 cm	$R^2_{ajust}$	0,152	0,152	0,147	0,147						
	$S_{yx} \%$	13,80	13,80	13,84	13,84						

**Tabela 10.** Relações hipsométricas ajustadas por classe de diâmetro.

Classe de $d$	Modelo selecionado	Equação
5 a 10 cm	Linear simples (7)	$Ht = 3,054410 * +0,697795 * d$
10,1 a 15 cm	Linear simples (7)	$Ht = 4,030038 * +0,687938 * d$
15,1 a 20 cm	Henricksen (8)	$Ht = 20,850796 * +12,651912 * Ln(d)$
20,1 a 30 cm	Trorey (1)	$Ht = 107,658347 * -7,966038 * d + 0,173554d^2$
> 30 cm	Curtis (5)	$Ln(Ht) = 3,356417 * -9,490045 * /d$

\*Coeficientes significativos, considerando um nível de 95% de probabilidade.



**Figura 5.** Distribuição dos resíduos de altura, em porcentagem, em função da altura total para os dados sem estratificação e os diferentes tipos de estratificação.

**Tabela 11.** Coeficientes de determinação e erro padrão da estimativa em porcentagem das relações hipsométricas obtidas para as diferentes formas de ajuste.

Estatísticas	Geral	Espécie	Parcela	Classe de <i>d</i>
$R^2_{ajust}$	0,763	0,825	0,817	0,769
$S_{yx} \%$	21,23	18,26	18,65	20,95

**Tabela 12.** Resultado do Teste F de Graybill para comparações de estimativas de altura total.

Estratificações	F <sub>Calculado</sub>	F <sub>Tabelado</sub>
Geral × Espécie	0,24	3,01
Geral × Parcela	0,06	3,01
Geral × Classe de <i>d</i>	2,04	3,01

relação dendrométrica muito forte resultando, normalmente, em coeficientes de determinação baixos e erros padrões altos, conforme Machado et al. (1994). No entanto, para cada classe de diâmetro, foi obtida uma equação (Tabela 10), para fins de comparação com as demais formas de estratificação.

Uma vez selecionadas as equações para cada forma de estratificação, foi possível a comparação das estimativas e dos modelos gerais. Foram então obtidas as estatísticas de avaliação dos modelos para cada estratificação e para o geral (Tabela 11), e como já se esperava, a estratificação promoveu resultados superiores às estatísticas do ajuste sem estratificação. No ajuste geral (sem estratificação), os resultados se referem àqueles obtidos para o modelo de Trorey (1).

O ajuste realizado por espécie gerou melhores resultados, com base nas estatísticas  $R^2_{ajust}$  e  $S_{yx} \%$ . A estratificação feita por parcela também proporcionou maior coeficiente de determinação e menor erro padrão da estimativa em relação ao ajuste geral, possibilitando resultados estatísticos compatíveis com aqueles encontrados para o ajuste por espécie. Finalmente, as estatísticas encontradas para a estratificação por classe diamétrica assumiram valores visualmente próximos àqueles para o ajuste geral.

Apesar de as estatísticas de avaliação diferirem visualmente entre as diferentes formas de ajuste, a distribuição dos resíduos apresentou-se similar (Figura 5). Percebe-se a tendência de superestimação nas classes iniciais de altura, assim como encontrada nos ajustes discutidos anteriormente.

Embora tenham ocorrido diferenças entre as estatísticas de avaliação, foi necessário verificar se as estimativas de

altura total foram similares estatisticamente. Desta forma, foi aplicado o Teste F de Graybill.

Na comparação do ajuste geral com o ajuste realizado por espécie, parcela e classe de diâmetros, o Teste F foi não significativo (Tabela 12). Isto indica que as estimativas de altura total, para cada forma de ajuste, não diferiram estatisticamente daquelas obtidas sem o uso de estratificação, conforme o Teste F de Graybill, considerando um nível de 95% de confiança.

Com base nos resultados, verifica-se que a estratificação proporcionou ganhos em precisão e qualidade nos ajustes dos modelos hipsométricos. O emprego de modelos ajustados por espécie e parcela resultou em melhores ajustes, seguidos pela estratificação por classe diamétrica. No entanto, torna-se importante mencionar que não ocorreram diferenças significativas entre o ajuste geral (sem estratificação) e as formas estratificadas. Assim, a utilização dessas estratificações será decidida pelo pesquisador conforme os objetivos de sua pesquisa, já que estas podem influenciar no tempo de coleta e no processamento dos dados, assim como nos custos dos mesmos.

## 4 Conclusões

A estratificação por espécie, seguida pela estratificação por parcela e classe diamétrica, apresentaram maior precisão e melhores ajustes dos modelos hipsométricos em relação ao ajuste sem estratificação dos dados.

As estimativas de altura total para as três formas de estratificação não diferiram daquelas obtidas sem o uso de estratificação.

## Referências

- ARAÚJO, E. J. G.; PELISSARI, A. L.; DAVID, H. C.; SCOLFORO, J. R. S.; PÉLLICO NETTO, S.; MORAIS, V. A. Relação hipsométrica para candeia (*Eremanthus erythropappus*) com diferentes espaçamentos de plantio em Minas Gerais, Brasil. *Pesquisa Florestal Brasileira*, v. 32, n. 71, p. 257-268, 2012. <http://dx.doi.org/10.4336/2012.pfb.32.71.257>
- ANDRADE, V. C. L.; MARTINS, S. V.; CALEGARIO, N.; CHICHORRO, J. F. Influência de três sistemas de amostragem na estimativa da relação hipsométrica e do volume de árvores em um fragmento de Mata Atlântica. *Scientia Forestalis*, v. 70, p. 31-37, 2006.
- AZEVEDO, G. B.; SOUSA, G. T. O.; SILVA, H. F.; BARRETO, P. A. B.; NOVAES, A. B. Seleção de modelos hipsométricos para quatro

espécies florestais nativas em plantio misto no planalto da conquista na Bahia. *Enciclopédia Biosfera*, v. 7, n. 12, p. 1-12, 2011.

CALEGARIO, N.; SCOLFORO, J. R. S.; SOUZA, A. L. Estratificação em alturas para floresta natural heterogênea: uma proposta metodológica. *Cerne*, v. 1, n. 1, p. 58-63, 1994.

CHASE, M. W. An update of the Angiosperm Phylogeny Group classification for the orders and families of flowering plants: APG II. *Botanical Journal of the Linnean Society*, p. 1-17, 2009.

CORAIOLA, M.; PÉLLICO NETTO, S. Análise da estrutura dimensional de uma floresta estacional semidecidual localizada no município de Cássia-MG: estrutura volumétrica. *Revista Acadêmica: ciências agrárias e ambientais*, v.1, n.4, p. 11-24, 2003.

DRAPER, N. R.; SMITH, H. *Applied regression analysis*. New York, John Wiley & Sons, 1981. 709 p.

GRAYBILL, F. A. *Theory and application of the linear model*. Belmont: Duxbury Press, 1976.

GUJARATI, D. N.; PORTER, D. C. *Econometria Básica*. 5. ed. Porto Alegre: McGraw-Hill Bookman, 2011.

JARDIM BOTÂNICO DO RIO DE JANEIRO - JBRJ. *Lista de espécies da flora do Brasil*. Disponível em: <<http://floradobrasil.jbrj.gov.br/2010/>>. Acesso: 27 dez. 2010.

KVALSETH, T.O. Cautionary Note About R2. *The American Statistician*, v.39, n.4, p. 279-285, 1985.

LEITE, H. G.; OLIVEIRA, F. H. T. Statistical procedure to test identity between analytical methods. *Communications in Soil Science and Plant Analysis*, v. 33, n. 7-8, p. 1105-1118, 2002. <http://dx.doi.org/10.1081/CSS-120003875>

LEITE, H. G.; ANDRADE, V. C. L. Importância das variáveis altura dominante e altura total em equações hipsométricas e volumétricas. *Revista Árvore*, v. 27, n. 3, p. 301-310, 2003. <http://dx.doi.org/10.1590/S0100-67622003000300005>

MACHADO, S. A.; BAILEY, R. L.; BASSO, S. F.; BEVILACQUA JUNIOR, V. G. Análise do comportamento da relação hipsométrica com respeito à idade para plantações de *Pinus elliotti* no Paraná. *Revista Cerne*, v. 1, n. 1, p. 5-12, 1994.

MACHADO, S. A.; NASCIMENTO, R. G. M.; AUGUSTYNCZIK, A. L. D.; SILVA, L. C. R.; FIGURA, M. A.; PEREIRA, E. M.; TÊO, S. J. Comportamento da relação hipsométrica de *Araucaria angustifolia* no capão da Engenharia Florestal da UFPR. *Pesquisa Florestal Brasileira*, n. 56, p. 5-16, 2008.

PIMENTEL GOMES, F.; GARCIA, C. H. *A determinação de equações volumétricas na engenharia florestal*. Piracicaba: IPEF, 1993. 36 p. (IPEF. Técnica, v. 9, n. 26).

SANSEVERO, J. B. B.; PIRES, J. P. A.; PEZZOPANE, J. E. M. Caracterização ambiental e enriquecimento da vegetação de áreas

em diferentes estágios sucessionais (pasto, borda, clareira e floresta). *Revista Científica Eletrônica de Engenharia Florestal*, v. 4, n. 7, 2006.

SCHNEIDER, P. R. *Análise de regressão aplicada à Engenharia Florestal*. 2. ed. Santa Maria: UFSM, Centro de Pesquisas Florestais-CEPEF, 1998. 236 p.

SCHNEIDER, P. R.; FINGER, C. A. G. *Manejo sustentado de florestas inequidâneas heterogêneas*. Santa Maria: UFSM, 2000. 195 p.

SILVA, G. F.; XAVIER, A. C.; RODRIGUES, F. L.; PETERNELLI, L. A. Análise da influência de diferentes tamanhos e composições de amostras no ajuste de uma relação hipsométrica para *Eucalyptus grandis*. *Revista Árvore*, v. 31, n. 4, p. 685-694, 2007. <http://dx.doi.org/10.1590/S0100-67622007000400013>

SILVA, G. F.; LEITE, V. R.; CURTO, R. A.; MORA, R.; MARTINS, L. T.; SANTOS, E. M.; SOARES, C. P. B. Cuidados com o uso do coeficiente de determinação na análise do ajuste de modelos volumétricos. In: SIMPÓSIO LATINO AMERICANO SOBRE MANEJO FLORESTAL, 4, Santa Maria, RS, 2008. Anais. Santa Maria, UFSM, 2008, p. 339-344.

SILVA, G. F.; CURTO, R. A.; SOARES, C. P. B.; PIASSI, L. C. Avaliação de métodos de medição de altura em florestas naturais. *Revista Árvore*, v. 36, n. 2, p. 341-348, 2012. <http://dx.doi.org/10.1590/S0100-67622012000200015>

SOARES, C. P. B.; MARTINS F. B.; LEITE JUNIOR, H. U.; SILVA, G. F.; FIGUEIREDO, L. T. M. Equações hipsométricas, volumétricas e de *taper* para onze espécies nativas. *Revista Árvore*, v. 35, n. 5, p. 1039-1051, 2011. <http://dx.doi.org/10.1590/S0100-67622011000600010>

THIERSCH, C. R.; SCOLFORO, J. R.; OLIVEIRA, A. D.; MAESTRI, R.; DEHON, G. Acurácia dos Métodos para Estimativa do Volume Comercial de Clones de *Eucalyptus* sp. *Revista Cerne*, v. 12, n. 2, p. 167-181, 2006.

THIERSCH, C. R.; ANDRADE, M. G.; MOREIRA, M. F. B.; LOIBEL, S. Estimativa da relação hipsométrica em clones de *Eucalyptus* sp. com o modelo de Curtis ajustado por métodos bayesianos empíricos. *Revista Árvore*, v. 37, n. 1, p. 1-8, 2013. <http://dx.doi.org/10.1590/S0100-67622013000100001>

TONINI, H.; ARCO-VERDE, M. F.; SÁ, S. P. P. Dendrometria de espécies nativas em plantios homogêneos no Estado de Roraima - Andiroba (*Carapa guianensis* Aubl), Castanha-do-Brasil (*Bertholletia excelsa* Bonpl.), Ipê-roxo (*Tabebuia avellanadae* Lorentz ex Griseb) e Jatobá (*Hymenaea courbaril* L.). *Acta Amazonica*, v. 35, n. 3, p. 353-362, 2005. <http://dx.doi.org/10.1590/S0044-59672005000300008>