

## Identidade de modelo hipsométrico para cerrado *sensu stricto*.

*Model for identity hypsometric cerrado sensu stricto.*

**RESUMO** - Este trabalho objetivou testar diferentes tipos de ajuste de um modelo hipsométrico utilizando-se do teste de identidade de modelos em um fragmento de Cerrado localizado no Tocantins. Foi inventariada uma área de 7,0 ha por meio de seis parcelas de 200 m<sup>2</sup> cada reservando-se 40% da área para definir a melhor forma de ajuste hipsométrico e aplicar as equações geradas nos 60% restantes. Foram medidos todos os indivíduos com CAP superior igual ou superior a 9,5 cm e suas alturas. Os dados obtidos foram divididos em seis diferentes agrupamentos, quais sejam: por classe de diâmetro, classe de altura dominante (Hd), família botânica, espécie, IVI e por parcela inventariada. Realizou-se o teste de identidade de Graybill, com posterior aplicação de um Delineamento Inteiramente Casualizado no esquema de parcelas subdivididas, seguido do teste de Dunnett e recálculo do coeficiente de determinação ajustado e o erro padrão da estimativa. Concluiu-se que os dados ajustados por Classe de DAP, IVI e espécie apresentaram resultados muito próximos, ou, semelhantes ao ajuste do modelo reduzido, sendo o oposto constatado para os dados ajustados por Parcela e Família. Além disso, dentre todas formas de agrupamento, a divisão por parcela foi a que obteve os melhores resultados, seguido do ajuste por família.

**Palavra-chave:** agrupamentos; IVI; altura dominante; Tocantins.

**ABSTRACT** – This work aimed to test different types of fit of a hypsometric model using the model identity test in a Cerrado fragment located in Tocantins. An area of 7.0 ha was inventoried through six plots of 200 m<sup>2</sup> each, reserving 40% of the area to define the best form of hypsometric adjustment and applying the equations generated in the remaining 60%. All individuals with a CAP greater than or equal to 9.5 cm and their height were measured. The data were divided into six different groupings, namely: diameter class, dominant height class (Hd), botanical family, species, IVI and per plot. The Graybill identity test was carried out, with the application of a completely randomized design in the subdivided plot scheme, followed by the Dunnett test and recalculation of the adjusted coefficient of determination and the standard error of the estimate. It was concluded that the data adjusted by Class of DAP, IVI and species presented very close results, or, similar to the adjustment of the reduced model, the opposite being verified for the data adjusted by Parcel and Family. In addition, among all forms of grouping, the division by parcel was the one that obtained the best results, followed by adjustment by family.

**Keywords:** groups; IVI; dominant height; Tocantins.

## INTRODUÇÃO

O bioma Cerrado corresponde a uma área aproximada de 2 milhões de km<sup>2</sup> e ocupa cerca de 22% do território nacional. É considerado um dos *hotspots* mundiais de biodiversidade e apresenta extrema abundância de espécies endêmicas. Por isso, é considerado a savana mais rica do mundo (MMA, 2015). Nesse contexto, obter estimativas precisas de produtividade é um importante pré-requisito na tomada de decisão para ações de manejo florestal. Entretanto, para este bioma, tais estimativas são escassas devido à grande diversidade de espécies e alta variabilidade existente, além da grande variação na forma do tronco e copa dos indivíduos (REZENDE et al., 2006).

Para o conhecimento do potencial produtivo de uma floresta se torna necessário a obtenção de algumas informações, com destaque para a variável altura, processo este realizado através de inventários florestais com o emprego de equações hipsométricas, as quais constituem uma importante ferramenta para reduzir o custo do inventário e assegurar a precisão das estimativas (PEREIRA et al., 2014).

A relação hipsométrica é afetada por diversos fatores ambientais e silviculturais, o que dificulta encontrar a melhor maneira de se estratificar

os dados e proceder aos ajustes destas funções. Todavia recomendam-se os ajustes de equações específicas de acordo com a região ou condições de cultivo (CURTIS, 1967.). Sendo assim, é comum e de notória importância saber se um conjunto de equações são idênticas, ou seja, se os dados de relação hipsométrica podem ser englobados e representados por uma única equação. Tais agrupamentos podem ser distinguidos por parcela, família, espécie, classe de diâmetro, classe de altura dominante, entre outros.

Diante disso, ao observar as situações de povoamentos florestais, notam-se diferentes formas de agrupamentos, gerando um elevado número de diferentes equações a serem ajustadas (VENDRUSCOLO et al., 2015). Desta forma, uma alternativa viável é a aplicação do teste de identidade de modelos com a finalidade de testar se existe ou não diferença estatística, permitindo assim o ajuste de uma equação geral em parâmetros obtidos de diferentes grupos de dados (MARTINS et al., 2015; REGAZZI & SILVA 2004).

Segundo Queiroz et al. (2008), uma das principais características do teste de identidade é a possibilidade de avaliação de uma ou mais variáveis de interesse entre diferentes espécies. Diversos autores se utilizaram de métodos para avaliar hipóteses relativas à identidade de modelos, como

Regazzi & Silva (2004), Missio & Jacobi (2007), Queiroz et al. (2008), Kurchaidt et al. (2014) e Martins et al. (2015).

Dado o exposto, objetivou-se neste trabalho testar diferentes ajustes de um modelo hipsométrico baseando-se no teste de identidade aplicado à um fragmento de Cerrado.

## MATERIAL E MÉTODOS

O estudo foi realizado em um fragmento de cerrado *sensu stricto* localizado no município de Gurupi-TO, sob as coordenadas geográficas 11°44'57.5"S e 49°03'07.9"O (Figura 1). Nessa região, segundo SEPLAN (2012), o clima é marcadamente estacional tendo duas estações bem definidas, com

cerca de seis meses de seca compreendendo o período de inverno e seis meses de chuva que correspondem ao verão. Já, a temperatura média anual, varia entre 25° a 29° C° e a precipitação média anual varia de 1.200 a 2.100 mm.

Foi realizado um inventário florestal em 7,0 ha de um fragmento de cerrado *sensu stricto* por meio de seis parcelas de 200 m<sup>2</sup> (10 x 20m) cada, perfazendo um total de 1200m<sup>2</sup> de amostragem, ou seja, 0,12 ha, 1,71%. Nestas seis parcelas, reservou-se 40% das árvores com intuito de definir a melhor forma de ajuste hipsométrico e aplicar as equações geradas nos 60% restantes. Foram inventariados todos os indivíduos com CAP (circunferência a altura do peito) igual ou superior a 9,5 cm, sendo esse CAP transformado em diâmetro.

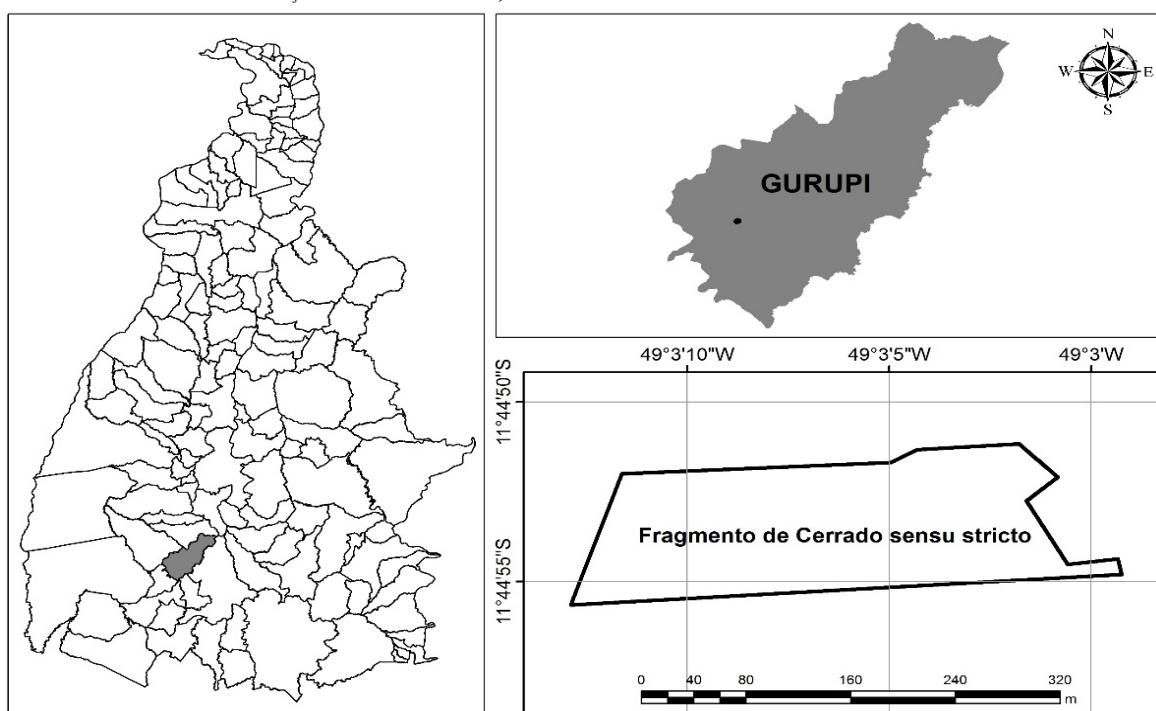


Figura 1. Localização do fragmento de cerrado *sensu stricto* inventariados, TO.

Utilizando-se os dados obtidos de diâmetro e altura nas seis parcelas, foram estabelecidos diferentes agrupamentos de dados, sendo: por classe de diâmetro com amplitude de 5 cm por se tratar de floresta ineqüilínea (UMAÑA & ALENCAR, 1998; CUNHA et al., 2002) totalizando nas 4 classes:  $d \leq 8\text{cm}$ ,  $d \leq 13\text{cm}$ ,  $d \leq 18\text{cm}$  e  $d > 18\text{cm}$ . Já, em classe de altura dominante (Hd), os dados foram divididos nas classes:  $Hd \leq 9,2\text{m}$  e  $Hd > 9,2\text{m}$ . Nas famílias botânicas foram agrupadas aquelas com número igual ou menor que 15 árvores. Para espécies, agrupou-se as com número igual ou menor que 10 árvores, e para IVI, agrupou-se as espécies com valor menor que 3%. Além disso, foi também estabelecido um agrupamento conforme as seis parcelas inventariadas.

Para a relação hipsométrica, adotou-se o modelo conhecido de Stoffel por ser um dos mais utilizados, conforme os estudos de Azevedo et al. (1999), Bartoszeck et al. (2003), Rufino et al. (2010), Azevedo et al. (2011), Pereira et al. (2014), Andrade et

al. (2015), Jesus et al. (2015), Moreira et al. (2015). Este modelo é o seguinte:

$$\ln(H) = \beta_0 + \beta_1 \ln(D) \varepsilon \quad (1).$$

Sendo:  $\beta$ =coeficientes a serem estimados,  $\ln$ =logaritmo neperiano, DAP= diâmetro a 1,3 m de altura, H=altura total (m) e  $\varepsilon$ =erro de estimativa.

O teste de identidade de modelos proposto por Graybill (1976), foi utilizado com a finalidade de definir sobre o ajuste se com dados agrupados ou não, isto é, se o ajuste dever ser feito, ou, por classe de diâmetro, ou, classe de altura dominante, ou, parcela, família, espécie e índice IVI, ou ainda, tendo todas as informações em um só banco de dados, gerando-se uma só equação hipsométrica (geral).

De forma geral, o teste de identidade de modelos baseia-se na comparação entre a soma de quadrado dos resíduos em cada agrupamento

(modelo completo) e a soma de quadrado da diferença para o modelo ajustado com uma única base de dados contendo todos os agrupamentos (modelo reduzido). Para isso, na soma de quadrados da regressão do modelo reduzido, faz-se o ajuste do modelo contemplando todos os agrupamentos e para o cálculo da soma de quadrados de regressão do modelo completo, primeiro calcula-se individualmente para cada agrupamento e depois se faz o somatório. Assim, quando o valor da estatística

F for maior ou igual ao seu valor tabelar, indica significância ao nível de 5% de probabilidade, mostrando que não é possível utilizar uma única equação para estimar a relação hipsométrica em diferentes agrupamentos. (VENDRUSCULO et al. 2015).

Na tabela 1 apresenta-se a análise de variância utilizada no procedimento para obtenção dos resultados para cada teste de identidade de modelo.

**Tabela 1. Análise de variância para o teste de identidade dos modelos.**

FV	GL	SQ	QM	F
Modelo Completo	(C*P)	SQ <sub>(completo)</sub>		
Modelo Reduzido	P	SQ <sub>(reduzido)</sub>		
Diferenças para testar hipóteses	(C*P)-P	SQ <sub>(completo)</sub> - SQ <sub>(reduzido)</sub>	SQ <sub>(diferença)</sub> / (C*P)-P	QM <sub>(diferença)</sub>
Resíduos	N-(C*P)	SQ <sub>(Total)</sub> - SQ <sub>(completo)</sub>	SQ <sub>(reduzido)</sub> / N-(C*P)	QM <sub>(reduzido)</sub>
Total	N	SQ <sub>(Total)</sub>	-	-

Em que: FV = fonte de variação; GL= grau de liberdade; SQ = soma dos quadrados; QM= quadrado médio; F= teste f; C= número de classes; p= número de coeficientes ajustado do modelo; N= número total de dados.

Para os agrupamentos, com resultado significativo, procedeu-se a análise de variância por meio de um Delineamento Inteiramente Casualizado em que os agrupamentos foram os valores reais, os valores gerados a partir do ajuste geral e os valores obtidos para cada agrupamento significativo. Posteriormente, foi realizado o teste Dunnett (BANZATTO & KRONKA, 1992). Em seguida, após feito o delineamento e o teste Dunnett, foram recalculados o coeficiente de determinação ajustado (R<sup>2</sup>aj) e o erro padrão da estimativa (S<sub>HĤ</sub>), além de se considerar a dispersão de resíduos (COUTO & BASTOS, 1987; ANDRADE et al., 2006; MIGUEL et al., 2014 e ANDRADE et al., 2015). Neste caso, empregou-se:

$$S_{H\hat{H}} = \frac{\sqrt{\sum_{i=1}^n (H_i - \bar{H})^2 / (n-2)}}{\bar{H}} 100 \dots \dots \dots (2),$$

$$R^2_{aj} = 1 - \left( \frac{n-1}{n-p} \right) \left( \frac{SQ_R}{SQ_T} \right) \dots \dots \dots (3).$$

Em que: i = iésima árvore,  $\hat{H}$  = altura estimada (m), n = número de árvores-amostra cubadas,  $\bar{H}$  = altura real média (m), SQR = Soma de quadrados do resíduo e SQT = Soma de quadrado total.

## RESULTADOS E DISCUSSÃO

Os tipos de divisões demonstram uma frequência diferente para cada agrupamento definido, onde para classe de Dap formaram 4 grupos, espécies formaram 13 grupos, classe de Hd 2 grupos, famílias formaram 10 grupos, parcelas formaram 6 grupos e IVI formaram 9 grupos como demonstrado na Tabela 2. Após divisão dos grupos procedeu-se com os ajustes e testes estatísticos.

**Tabela 2. Parâmetros fitossociológicos das espécies de IVI maiores que 3% de um cerrado sensu stricto localizado em Gurupi – TO.**

Espécies	QT	DA	DR(%)	DoA	DoR(%)	FA	FR(%)	IVI	IVI(%)
<i>Psidium cattleianum</i> Afzel.ex Sabine	76	633,33	15,64	1,83	10,61	0,83	4	30,24	10,08
Indeterminada	37	308,33	7,61	1,28	7,44	0,83	4	19,05	6,35
<i>Taptrira guianensis</i> Aubl.	28	233,33	5,76	1,53	8,87	0,67	3,2	17,83	5,94
<i>Astronium fraxinifolium</i> Schott	28	233,33	5,76	1,45	8,4	0,67	3,2	17,37	5,79
<i>Byrsonima stipulacea</i> A.Juss.	23	191,67	4,73	0,79	4,57	0,67	3,2	12,5	4,17
<i>Qualea multiflora</i> Mart.	28	233,33	5,76	0,59	3,39	0,67	3,2	12,36	4,12
<i>Qualea grandiflora</i> Mart.	21	175	4,32	0,49	2,82	0,83	4	11,14	3,71
<i>Myrcia tomentosa</i> (Aubl.) DC.	18	150	3,7	0,24	1,39	0,83	4	9,1	3,03
IVI<3%	227	1891,65	46,72	9,05	52,51	14,82	71,2	170,44	56,8
TOTAL	486	4050	100	17,25	100	20,82	100	300	100

Em que: Qt=quantidade de indivíduos por espécie, DA=densidade absoluta, DR(%)=densidade relativa, DoA=dominância absoluta, DoR(%)=dominância relativa, FA=frequência absoluta, FR(%)=frequência relativa, IVI=índice de valor de importância.

Nota-se que os diferentes agrupamentos elaborados se apresentaram significativos ao nível de 5% de probabilidade no teste de identidade (Tabela 3), ocasionando assim que o ajuste para cada agrupamento, seja ele qual for tem diferença do que

um ajuste individual englobando todos os dados. Pôde-se constatar, com os resultados das análises testadas no modelo de Stoffel, que os agrupamentos com resultados significativos houve necessidade de se fazer um ajuste para cada agrupamento.

**Tabela 3. Anova dos testes de identidade de modelo para os diferentes agrupamentos.**

<b>Agrupamento</b>	<b>FV</b>	<b>GL</b>	<b>QM</b>	<b>F</b>
Classe de DAP	Redução H0	6	1,0865	19,96*
	Resíduo	478	0,0544	
IVI	Redução H0	16	0,2643	5,25*
	Resíduo	468	0,0503	
Espécie	Redução H0	24	0,4314	10,11*
	Resíduo	460	0,0427	
Classe Hd	Redução H0	2	1,2592	24,33*
	Resíduo	482	0,0518	
Família	Redução H0	18	0,8545	19,93*
	Resíduo	466	0,0429	
Parcelas	Redução H0	10	0,9787	22,28*
	Resíduo	474	0,0439	

Em que: DAP=diâmetro a altura do peito (1,3m), IVI=Índice de valor de importância, Hd=altura dominante e \*=significativo ao nível de 5% de probabilidade.

Nos tratamentos em que se agruparam os dados por classe de Hd, classe de DAP, IVI, espécie, família e parcelas, constatou-se que as equações ajustadas geraram estimativas distintas para a altura das árvores. Portanto não se recomenda o ajuste de uma única equação para o conjunto geral de dados (Tabela 3).

Sendo assim, para estes agrupamentos, prosseguiu-se à análise através de um delineamento inteiramente casualizado em parcelas subdivididas ( $DIC_{sub}$ ) apresentado na Tabela 4. Constatou-se, estatisticamente, não haver diferença significativa entre os modelos, onde engloba-se os valores reais, modelos obtidos pelos diferentes agrupamentos e por fim o modelo ajustado com os dados gerais. Ressalta-se que, antes de proceder a análise do delineamento  $DIC_{sub}$ , verificou-se a heterogeneidade de variância pelo teste de Bartlett, obtendo-se um valor altamente significativo ( $p\text{-value} < 2,2e-16$ ) procedendo-se a transformação dos dados por meio da raiz quadrada.

**Tabela 4. Delineamento inteiramente casualizado no esquema de parcelas subdivididas com os tipos de agrupamentos significativos pelo teste de identidade.**

<b>FV</b>	<b>GL</b>	<b>QM</b>	<b>F</b>
Parcelas (P)	5	104,04	23,34*
Resíduo A	42	4,46	
Parcela	47		
Modelos (M)	7	1,43	0,32 <sup>ns</sup>
Interação (P x M)	35	5,06	2,40*
Resíduo B	3806	2,11	
Total	3895		

Em seguida aplicou-se o teste Dunnett (Tabela 5), resultando na comprovação da não diferença entre os tratamentos utilizados e o valor real. Conforme os resultados obtidos pelo erro médio Dunnett (EMD), observa-se a superioridade do agrupamento com divisão dos dados por parcela (0,000), seguido pelos dados agrupados por espécie (0,219) e logo após por dados agrupados por IVI (0,221). Vale-se ressaltar que a divisão dos dados por parcela obteve o maior número de parcelas não significativas entre os demais, o que corrobora para a escolha destes como as melhores opções para o ajuste do modelo de Stoffel em cerrado *sensu stricto*

**Tabela 5. Erro Médio Dunnett dos agrupamentos significativos.**

Tratamento	PARCELAS						EMD	Parc <sup>ns</sup>
	1	2	3	4	5	6		
Classe Hd	0,834	0,673	0	0	0	0,696	0,367	3
Família	0,688	0,349	0	0	0	0,476	0,252	3
Parcela	0	0	0	0	0	0	0	6
Classe D	0,891	0,813	0	0	0	0,659	0,394	3
IVI	0,783	0	0	0	0	0,541	0,221	4
Espécie	0,677	0	0	0	0	0,638	0,219	4
Geral	0,930	0,752	0	0	0	0,690	0,395	3

Em que: EMD= erro médio Dunnett; Parc<sup>ns</sup> = número de parcelas não significativas pelo teste Dunnett.

A seguir (Tabela 6), são apresentados os resultados das estatísticas de precisão referentes ao ajuste do modelo de Stofell para os diferentes agrupamentos recorrentes do teste de identidade para os tratamentos com resultados significativos. Diante desses resultados, observa-se a proximidade tanto dos valores de  $S_{HH}$ , sendo este variando de 20,22% a 23,31%, quanto para  $R^2_{aj}$ , que variou de 0,951 a 0,963. Observa-se para o agrupamento dos dados por parcela, pelos critérios utilizados, que este tipo de agrupamento apresentou os melhores resultados, seguido pelo agrupamento por família com resultados próximos ao ajuste por parcela.

Para a escolha da melhor forma de ajuste, levou-se em consideração conjuntamente os critérios de erro médio Dunnett,  $S_{HH}$ ,  $R^2_{aj}$  e análise gráfica (Figura 2), sendo que nesta última, observa-se forte semelhança na dispersão dos resíduos para o ajuste por família e parcela. Já, no ajuste por IVI e espécie, nota-se superestimativa para árvores com  $DAP > 15$  cm e subestimativa abaixo deste DAP. Pelo

EMD e  $S_{HH}$ ,  $R^2_{aj}$ , nota-se a superioridade do agrupamento dos dados através da divisão destes por parcela, uma vez que, para ambos os critérios, este apresentou-se como aquele de melhor resultado.

**Tabela 6. Estatística de precisão para os ajustes dos tratamentos significativos.**

Tratamento	$S_{HH}$ %	$R^2_{aj}$
Classe Hd	23,27	0,951
Família	20,26	0,963
Parcela	20,22	0,963
Classe D	22,39	0,955
IVI	23,31	0,951
Espécie	22,62	0,954
Geral	22,93	0,953

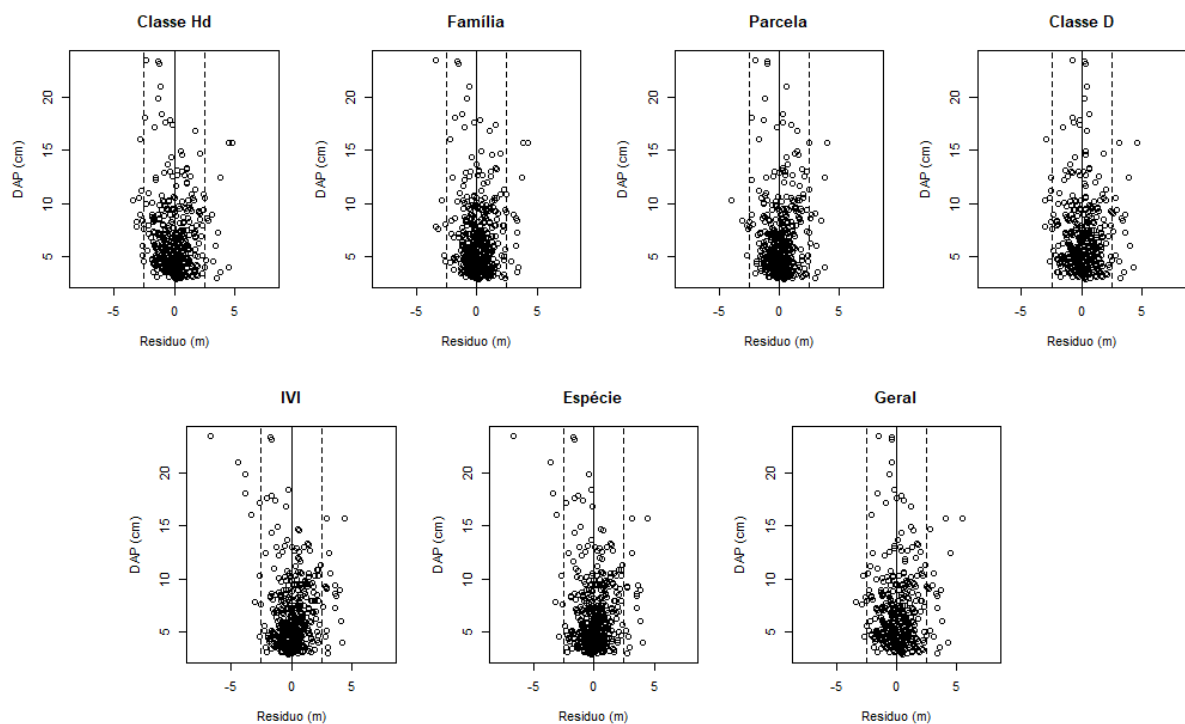


Figura 2. Gráfico de dispersão de resíduos dos diferentes tipos de agrupamentos para o ajuste do modelo de Stofell.

Por outro lado, o ajuste por família, apresentou estatísticas semelhantes ao ajuste por parcelas ( $S_{hh}$ ,  $R^2_{aj}$ , EMD, e Figura 2). Porém, como o ajuste por família exige maior número de ajustes (10 equações), então se torna mais apropriado o uso do ajuste por parcelas (6 equações).

## CONCLUSÃO

- Os diferentes tipos de agrupamentos ajustados de acordo com teste de identidade, diferem do modelo reduzido;
- Dentre todas as formas de agrupamento, a divisão por parcela foi a que obteve os melhores resultados;
- O agrupamento por família é uma possível segunda opção de ajuste por apresentar estatísticas bem próximas às obtidas para o agrupamento com parcelas.

## REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

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*, Piracicaba, n. 70, p. 31-37, 2006.

ANDRADE, V.C.L.; KROETZ, E.A.; NICOLA, A.; SOUZA, P.B.; NOHAMA, F.K.; LEITE, H.G.; BINOTI, D.H.B.; BINOTI, M.L.M. DA S. Amostragem e agrupamento de dados de relação hipsométrica em inventários florestais de Cerrado Tocantinense. *Pesquisa Florestal Brasileira*, v. 35, p. 227-238, 2015.

AZEVEDO, C.P.; MUROYA, K.; GARCIA, L.C.; LIMA, R.M.B.; MOURA, J.B.; NEVES, E.J.M. Relação hipsométrica para quatro espécies florestais em plantio homogêneo e em diferentes idades na Amazônia Ocidental. *Boletim de Pesquisa Florestal*. Embrapa Florestas, Colombo - PR, v. 39, p. 5-29, 1999.

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, p. 1-13, 2011.

BANZATTO, A.D.; KRONKA, S. do N. *Experimentação agrícola*. Jaboticabal: FUNEP, 1992. 247 p.

BARTOSZECK, A.C.P.E.S.; MACHADO, S.A.; FIGUEIREDO FILHO, A.; OLIVEIRA, E.B. de. Modelagem da relação hipsométrica para bracingais da região metropolitana de Curitiba-PR. *Floresta*, Curitiba-PR, v. 32-nº1, n.2, p. 29-47, 2003.

COUTO, H.T.Z.; BASTOS, N.L. M. Modelos de equações de volume e relações hipsométricas para plantações de Eucalyptus no Estado de São Paulo. *Instituto de Pesquisa e Estudos Florestais - IPEF*, Piracicaba, v. 37, p. 42-49, 1987.

CUNHA, U.S.; MACHADO, S.A.; FIGUEIREDO FILHO, A.; SANQUETTA, C.R. Predição da estrutura diamétrica de espécies comerciais de terra

firme da Amazônia por meio de matriz de transição. **Ciência Florestal**, v.12, p.109-122, 2002.

CURTIS, R.O. Height diameter and height diameter age equations for second growth Douglas-fir. **Florest Science**, Washington, v.13, n.4, p.356-375, dez. 1967.

GRAYBILL, J. **Theory and application of the linear model**. Belmont: Duxbury, 1976.

JESUS, C.M.; MIGUEL, E.P.; AZEVEDO, G.B.; AZEVEDO, G.T.O.S.; PEREIRA, R. S. Modelagem hipsométrica em povoamento clonal de *Eucalyptus urophylla* x *Eucalyptus grandis* no Distrito Federal. **Enciclopédia Biosfera**, v. 11, p. 1298-1308, 2015.

KURCHAIT, S.M.; ZANETTE, V.H.; ZANETTE, J.V.; KOEHLER, H.S. Identidade de modelos em fragmento de floresta ombrófila mista. **Enciclopédia Biosfera**, v. 10, p. 2302-2311, 2014.

MARTINS, R.M.; LETTE, M.V.S.; CABACINHA, C.D.; ASSIS, A.L. Teste de identidade de modelos volumétricos para povoamentos de *Eucalyptus sp.* em sete municípios de Minas Gerais. **Enciclopédia Biosfera**, v. 11, p. 1818-1833, 2015.

MIGUEL, E.P.; LEAL, F.A.; ONO, H.A.; LEAL, U.A.S. Modelagem na predição do volume individual em plantio de *Eucalyptus urograndis*. **Revista Brasileira de Biometria**, v. 32, p. 584-598, 2014.

MISSIO, F.; JACOBI, L.F. Variáveis *Dummy*: especificações de modelos com parâmetros variáveis. **Ciência e Natura**, UFSM, v. 29, n.1, p. 111 – 135, 2007.

MOREIRA, M.F.B.; THIERSCH, C.R.; ANDRADE, M.G.; SCOLFORO, J.R.S. Estimativa da relação hipsométrica com modelos não lineares ajustados por métodos bayesianos empíricos. **Cerne** (UFPA), 2015.

PEREIRA, K.D.; PAIXAO, M.V.C.; MONTEIRO, C.W.B.; LAURIDO, F.T.; FERREIRA, P.S.T. Ajuste de modelos hipsométricos para árvores de *Tectona grandis* L.f. no município de Mojú, Pará. **Enciclopédia Biosfera**, v. 10, p. 181-189, 2014.

QUEIROZ, D. et al. 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.

REGAZZI, A.J.; SILVA, C.H.O. Teste para verificar a igualdade de parâmetros e a identidade de modelos de regressão não-linear. I. Dados no delineamento inteiramente casualizado. **Revista de Matemática e Estatística**, Jaboticabal - SP, v. 22, n.3, p. 33-45, 2004.

REZENDE, A.V.; VALE, A.T.; SANQUETTA, C.R.; FIGUEIREDO FILHO, A.; FELFILI, J.M. Comparação de modelos matemáticos para estimativa do volume, biomassa lenhosa e estoque de carbono da vegetação lenhosa de um cerrado sensu stricto em Brasília, DF. **Scientia Forestalis** (IPEF), Piracicaba-São Paulo, v. 71, p. 65-76, 2006.

RUFINO, R.F; MIGUEL, E.P.; SANTOS, G.A.; SANTOS, T.E.B ; SOUZA, F. Ajuste de modelos hipsométricos para um povoamento de eucaliptos conduzido sobre o sistema de rebrota. **Enciclopédia biosfera**, v. 6, p. 1-10, 2010.

Seplan - Secretaria do Planejamento. Superintendência de Planejamento e Gestão Central de Políticas Públicas. Diretoria de Zoneamento Ecológico-Econômico (DZE). **Base de Dados Geográficos do Tocantins**. Palmas, SEPLAN/DZE, 2012. CD-ROM.

STOFFELS, A. Die Genauigkeit der Bestimmung der Stammzahl pro Hektar durch Messung von Stammabständen. **Forst-wissenschaft Centralblatt**, n. 74. p. 211-219. 1955

UMAÑA, C.L.A.; ALENCAR, J.C. Distribuições diamétricas da floresta tropical úmida em uma área no Município de Itacoatiara - AM. **Acta Amazonica**, v.28, p.167-190, 1998.

VENDRUSCOLO, D.G.S.; CHAVES, A.G.S.; SILVA, R.S.; SOUZA, H.S.; MEDEIROS, R.A.; MOTTA, A.S.; SILVA, F.T. Identidade em Modelos Hipsométricos para *Tectona grandis* com Diferentes Espaçamentos em Cáceres-MT. **Nativa**, v. 3, p. 44-49, 2015.