

UNIVERSIDADE FEDERAL DE SANTA MARIA
CENTRO DE CIÊNCIAS RURAIS
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ENGENHARIA FLORESTAL

Cyro Matheus Cometti Favalezza

**ESTRUTURAÇÃO DA PRODUÇÃO DE *Tectona grandis* LINN f. EM
MATO GROSSO**

Santa Maria, RS
2018

Cyro Matheus Cometti Favalessa

**ESTRUTURAÇÃO DA PRODUÇÃO DE *Tectona grandis* LINN f. EM MATO
GROSSO**

Tese apresentada ao Curso de Pós-Graduação em Engenharia Florestal, da Universidade Federal de Santa Maria (UFSM, RS), como requisito parcial para obtenção do título de **Doutor em Engenharia Florestal**.

Orientador: Prof. Dr. César Augusto Guimarães Finger

Santa Maria, RS
2018

Favalessa, Cyro Matheus Cometti
ESTRUTURAÇÃO DA PRODUÇÃO DE *Tectona grandis* LINN f.
EM MATO GROSSO / Cyro Matheus Cometti Favalessa.- 2018.
225 p.; 30 cm

Orientador: César Augusto Guimarães Finger
Coorientadores: Frederico Dimas Fleig, Sidney
Fernando Caldeira
Tese (doutorado) - Universidade Federal de Santa
Maria, Centro de Ciências Rurais, Programa de Pós
Graduação em Engenharia Florestal, RS, 2018

1. Modelos mistos 2. Sítio 3. Relação hipsométrica 4.
Tabelas de produção I. Finger, César Augusto Guimarães
II. Fleig, Frederico Dimas III. Caldeira, Sidney
Fernando IV. Título.

Cyro Matheus Cometti Favalessa

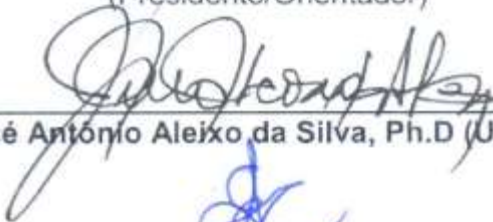
ESTRUTURAÇÃO DA PRODUÇÃO DE *Tectona grandis* LINN f. EM MATO GROSSO

Tese apresentada ao Curso de Pós-Graduação em Engenharia Florestal, da Universidade Federal de Santa Maria (UFSM, RS), como requisito parcial para obtenção do título de **Doutor em Engenharia Florestal**.

Aprovado em 20 de agosto de 2018:



César Augusto Guimarães Finger, Dr. (UFSM)
(Presidente/Orientador)



José Antônio Aleixo da Silva, Ph.D (UFRPE)



Emanuel Arnoni Costa, Dr. (UDESC)



Paulo Renato Schneider, Dr. (UFSM)



Iyanor Müller, Dr. (UFSM)

Santa Maria, RS
2018

AGRADECIMENTOS

Ao orientador, Professor Dr. César Augusto Guimarães Finger, pela confiança, e conhecimento compartilhado que foram imprescindíveis para avançar em mais essa etapa.

À banca examinadora composta pelos professores Dr. Paulo Renato Schneider, Dr. Ivanor Muller, PhD. José Antônio Aleixo da Silva e ao Dr. Emanuel Arnoni Costa pelas valorosas contribuições.

Aos professores do comitê de orientação Sidney Fernando Caldeira e Frederico Dimas Fleig por todo apoio prestado em todas as etapas do trabalho.

Aos professores do Departamento de Engenharia Florestal da Universidade Federal de Mato Grosso por toda presteza, em especial aos professores Rômulo Mora, Roberto Chiaranda e Ronaldo Drescher.

À Universidade Federal de Mato Grosso por tornar possível o afastamento pelo Programa de Qualificação Docente.

À Teca do Brasil Florestal por disponibilizar a base de dados para o desenvolvimento dessa pesquisa.

À minha família que sempre deu todo apoio e orientação necessários para que eu pudesse evoluir a cada dificuldade encontrada nessa jornada.

À minha companheira Karen Janones da Rocha pelo apoio incondicional, paciência, atenção, amor e carinho, pois sem você teria sido muito mais difícil.

Aos grandes amigos que tive o prazer de conviver no laboratório de Manejo Florestal desde o início de 2015, e que com certeza ficarão para posteridade, Victor Carlos D. Neto, Lorena E. S. Gama, Carline Welter, Karina Lanzarin, Anna Paula L. Zimmermann, Gustavo Uberti, Lorena O. Barbosa, Jairo L. Z. Peripoili, Iyanassô Santos, Cristine T. Schons.

Aos amigos com os quais convivi em Santa Maria Jéssica Berté, Mariana Borchert e José Luiz Cechella.

À todos aqueles que sempre ajudaram direta ou indiretamente nessa jornada.

RESUMO

ESTRUTURAÇÃO DA PRODUÇÃO DE *Tectona grandis* LINN f. EM MATO GROSSO

AUTOR: Cyro Matheus Cometti Favalessa

ORIENTADOR: César Augusto Guimarães Finger

Diante da necessidade de melhorar a gestão dos recursos florestais, a modelagem do crescimento é fundamental para auxiliar a tomada de decisões relacionada ao planejamento e estruturação da produção florestal. O objetivo geral do trabalho foi desenvolver um modelo de distribuição de diâmetros e estruturar a produção da espécie *Tectona grandis* Linn F. em Mato Grosso. A pesquisa foi desenvolvida em um povoamento de *Tectona grandis* no município de Nossa Senhora do Livramento em Mato Grosso. Foram testados modelos de regressão para estimar os atributos do povoamento como a relação hipsométrica, crescimento em altura dominante, volume de árvores, diâmetro médio quadrático, altura média, número de árvores por hectare, diâmetros mínimo e máximo, assim como modelos de distribuição probabilísticas relatados na literatura e, ainda, foram avaliados métodos de reestimativa dos parâmetros do modelo de distribuição de probabilidade. Modelos genéricos foram desenvolvidos por *stepwise* e pela inserção de variáveis com expressão biológica; ainda, foi utilizada a teoria dos modelos mistos para verificar ganhos em precisão e melhoria no comportamento das estimativas quando pertinente. Os modelos de regressão ajustados pelos mínimos quadrados ordinários foram avaliados em função do erro padrão da estimativa, coeficiente de determinação ajustado, valor de inflação da variância, análise gráfica dos resíduos, assim como os condicionantes de regressão. Os modelos lineares generalizados foram avaliados em função do erro padrão da estimativa, critérios de informação Bayesiano e Akaike, valor de inflação da variância e análise gráfica dos resíduos. Os modelos de distribuição de probabilidade foram ajustados por máxima verossimilhança e a seleção do melhor modelo foi realizada pela classificação com atribuição de notas para os testes de Kolmogorov-Smirnov, Qui-quadrado, Anderson-Darling e Crámer-von-Mises. Os métodos de reestimativa dos parâmetros de predição dos parâmetros, regressão de máxima verossimilhança e regressão da função de densidade acumulada foram avaliados pela função do teste de Kolmogorov-Smirnov e pela dispersão dos resíduos por cada método. Após a seleção das melhores equações foi desenvolvido um sistema de equações para estimar a distribuição de diâmetros e a produção foi estruturada por meio de tabelas de produção para povoamentos. A equação de relação hipsométrica pelo modelo de Stoffels com coeficiente angular comum e intercepto recalculado para árvore do diâmetro central foi a que melhor expressou o comportamento da relação hipsométrica. As curvas de sitio apresentaram comportamento monomórfico pela equação Monomolecular A equação de volume de Schumacher-Hall foi a mais adequada para estimar o volume das árvores. As equações desenvolvidas para estimar os atributos do povoamento foram estatisticamente consistentes e expressaram o comportamento biológico do povoamento estudado. O modelo de distribuição probabilística pela função Weibull foi adequado para estimar a distribuição de diâmetros e as tabelas de produção desenvolvidas podem ser utilizadas para estruturação da produção de *Tectona grandis*.

Palavras-Chave: Modelos mistos, Sitio, Relação hipsométrica, Tabelas de produção.

ABSTRACT

YIELD STRUCTURATION FOR *Tectona grandis* LINN F. IN MATO GROSSO

AUTHOR: Cyro Matheus Cometti Favalessa

ADVISOR: César Augusto Guimarães Finger

The need to improve the management of forest resources, the growth modeling is fundamental to support the decision-making regarding to the forest planning and yield structuring. The general goal int his research was to develop a diameters distribution model and yield structure of *Tectona grandis* in Mato Grosso. The research was developed in a forest stand of *Tectona grandis* in Nossa Senhora do Livramento, in the state of Mato Grosso. Regression models were tested to estimate the stand attributes such as the height-diameter relationship, the dominant height growth, the tree volume, the mean square diameter, the mean height, the number of trees per hectare and the minimum and maximum diameters. The reported probabilistic distribution models found in the literature and reestimative methods - which have already been valuated - and the parameters of the probability distribution model were also tested. Generic models were developed by stepwise and the insertion of variables with biological expression; the mixed model's theory was also used to verify gains in precision and improvement in the behavior of the estimates when pertinent. The regression models adjusted by the ordinary least squares were evaluated according to the standard error of the estimate, adjusted coefficient of determination, inflation value of the variance, graphical analysis of the residues, as well as, the regression conditioners. The generalized linear models were evaluated according to the standard error of the estimation, the Baesian and Akaike information criteria, the variance inflation value and the residuals graphical analysis. The probability distribution models were adjusted by maximum likelihood and selection of the best model was performed by grading the Kolmogorov-Smirnov, Chi-square, Anderson-Darling and Cramer-von-Mises grades. The reestimative parameters methods of parameter prediction, maximum likelihood regression and regression of accumulated density function were evaluated by the Kolmogorov-Smirnov test and the residues dispersion by each method. After selecting the best equations, a equations system was developed to estimate the diameters distribution and the yield struture through production tables. Height-diameter's Stoffels equation with common angular coefficient and recalculated intercept for the central diameter tree was the best to express the behavior of the height-diameter relationship. The site curves presented monomorphic behavior by the Monomolecular equation. The Schumacher-Hall's volume equation was the most adequate to estimate the trees volume. The equations developed to estimate the stand attributes were statistically consistent and expressed the biological behavior of the stand population. The Weibull function probabilistic distribution model was adequate to estimate the diameters distribution and the production tables developed can be used for the yield structuring of *Tectona grandis* stands.

Keywords: Mixed models, Site, Height-Diameter Relationship, Yield Tables.

LISTA DE FIGURAS

Figura 1- Localização dos povoamentos de <i>Tectona grandis</i> no estado de Mato Grosso	45
Figura 2 - Fluxograma das etapas de cálculo para simular a produção em povoamentos de <i>Tectona grandis</i>	60
Figura 3 - Dispersão entre as variáveis dendrométricas dos povoamentos	69
Figura 4 - Dispersão dos pesos dos desbastes em relação ao número de árvores por hectare em função de variáveis do povoamento.....	72
Figura 5 - Dispersão dos pesos dos desbastes em relação a área basal por hectare em função de variáveis do povoamento.....	73
Figura 6 - Dispersão das alturas de árvores em função dos diâmetros a altura do peito para <i>Tectona grandis</i>	75
Figura 7 - Distribuição dos resíduos em função da altura estimada para os modelos de relação hipsométrica ajustados para o conjunto total dos dados	77
Figura 8 – Dispersão das alturas em função dos diâmetros a altura do peito por idade	80
Figura 9 – Distribuição dos resíduos em função da altura estimada pela equação do Modelo Genérico 1 por idade	81
Figura 10 – Valor-P da inclinação da relação hipsométrica por análise de covariância para as 1038 parcelas utilizadas no ajuste	82
Figura 11 - Distribuição dos resíduos em função da altura estimada pela equação de Stoffels com coeficiente angular comum e intercepto recalculado para parcelas	84
Figura 12 - Distribuição dos resíduos em função da altura estimada pelo modelo de Stoffels com efeito misto das parcelas.....	86
Figura 13 - Distribuição dos resíduos em função da altura estimada para os modelos generalizado e generalizado misto ajustados para o conjunto total dos dados ..	88
Figura 14 - Distribuição dos resíduos por modelos de relação hipsométrica ajustados por diferentes abordagens	90
Figura 15 - Alturas estimadas pelas equações de relação hipsométrica sobre as observações de campo em parcelas.....	91
Figura 16 - Alturas estimadas pelas equações de relação hipsométrica sobre as observações de campo em todas as ocasiões de medição em parcelas.....	92
Figura 17 - Distribuição dos resíduos em função da altura estimada para os modelos de coeficiente angular comum e efeito misto calibrados na árvore de diâmetro central	94
Figura 18 - Curvas de relação hipsométrica pelo modelo de Stoffels com coeficiente angular comum e recálculo do intercepto com a árvore central e pelo modelo de Sttofells com efeito misto calibrado nas árvores de diâmetro central da parcela 2	95

Figura 19 - Distribuição dos resíduos em função da altura dominante estimada pelos modelos ajustados.....	97
Figura 20 - Distribuição dos resíduos em função da altura dominante estimada para cada grupo pelo modelo Monomolecular.....	99
Figura 21 - Curvas médias estimadas para altura dominante dos grupos e para o conjunto total dos dados pelo modelo Monomolecular.....	101
Figura 22 - Curvas índices para classificação dos sítios florestais pela equação Monomolecular.....	102
Figura 23 - Dispersão do volume das árvores em função do diâmetro a altura do peito e altura.....	102
Figura 24 - Resíduos em função dos volumes estimados pelas equações mais precisas.....	103
Figura 25 - Dispersão do fator de forma artificial em função do diâmetro a altura do peito e altura.....	104
Figura 26 - Distribuição dos resíduos em função dos fatores de forma artificiais estimados pelas equações desenvolvidas.....	105
Figura 27 - Fatores de forma (f) observados e estimados em função das variáveis independentes do modelo linear simples (h/d).....	106
Figura 28 - Distribuição dos resíduos em função dos diâmetros médios quadráticos estimados para os modelos testados.....	107
Figura 29 - Distribuição dos resíduos em função das variáveis independentes do modelo genérico 5.....	109
Figura 30 - Diâmetros médios quadráticos observados e estimados em função das variáveis independentes do modelo genérico 5.....	110
Figura 31 - Distribuição dos resíduos em função das alturas médias (h) estimadas pelos modelos testados.....	112
Figura 32 - Distribuição dos resíduos em função das variáveis independentes dos modelos testados para altura média (h).....	113
Figura 33 - Alturas médias (h) observadas e estimadas em função das variáveis independentes dos modelos testados.....	113
Figura 34 - Distribuição dos resíduos em função do número de árvores por hectare estimado por cada equação.....	115
Figura 35 - Distribuição dos resíduos em função das variáveis independentes dos modelos testados para o número de árvores por hectare.....	117
Figura 36 - Número de árvores por hectare observado e estimado em função das variáveis independentes dos modelos testados.....	117
Figura 37 - Distribuição dos resíduos em função dos diâmetros mínimos (d_{min}) estimados para as equações desenvolvidas.....	119
Figura 38 - Distribuição dos resíduos em função das variáveis independentes do modelo genérico 12.....	121
Figura 39 - Diâmetros mínimos observados e estimados em função das variáveis independentes do modelo genérico 12.....	121

Figura 40 - Distribuição dos resíduos em função dos diâmetros máximos (d_{max}) estimados para as equações desenvolvidas.....	123
Figura 41 - Distribuição dos resíduos em função das variáveis independentes do modelo genérico 15 para estimar o diâmetro máximo	124
Figura 42 - Diâmetros máximos observados e estimados em função das variáveis independentes do modelo genérico 15	124
Figura 43 - Distribuição dos valores e coeficiente de correlação (r) do parâmetro de escala da função Weibull em função de variáveis do povoamento	126
Figura 44 - Distribuição dos resíduos em função do parâmetro de escala estimado pelas equações avaliadas.....	128
Figura 45 - Distribuição dos resíduos em função das variáveis independentes do modelo genérico 19 testados para estimar o parâmetro de escala.....	129
Figura 46 - Parâmetros de escala observados e estimados em função das variáveis independentes do modelo genérico 19	130
Figura 47 - Distribuição dos valores e coeficiente de correlação (r) do parâmetro de forma da distribuição Weibull em função de variáveis do povoamento.....	130
Figura 48 - Distribuição dos resíduos em função do parâmetro de forma estimado pelas equações desenvolvidas	132
Figura 49 - Distribuição dos resíduos em função das variáveis independentes do modelo genérico 23.....	134
Figura 50 - Distribuição dos valores estimados e observados em função das variáveis independentes do modelo genérico 23	134
Figura 51 - Distribuição dos resíduos em função dos parâmetros de escala e forma estimados por regressão de máxima verossimilhança.....	135
Figura 52 - Distribuição dos resíduos em função dos parâmetros de escala e forma estimados por função de regressão da distribuição acumulada	136
Figura 53 - Distribuição de diâmetros observada (N_{obs}), estimada (N_{est}) e remanescente estimada (N_{rem}).....	138
Figura 54 - Distribuição de diâmetros observada (N_{obs}), estimada (N_{est}) e remanescente estimada (N_{rem}).....	139
Figura 55 - Distribuição de diâmetros observada (N_{obs}), estimada (N_{est}) e remanescente estimada (N_{rem}).....	140
Figura 56 - Distribuição de diâmetros observada (N_{obs}), estimada (N_{est}) para todos os sítios aos 16	142
Figura 57 - Curvas de crescimento em altura dominante de diferentes locais recalculadas para os índices de 17 m, 21 m e 25 m na idade de referência de 12 anos	148
Figura 58 - Curvas de produção em volume por hectare para <i>Tectona grandis</i> de países produtores	149

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 - Dados referentes aos anos de implantação, época de plantio, área dos talhões, número de talhões e número de parcelas por talhão	46
Tabela 2 - Modelos de relação hipsométrica.....	48
Tabela 3 - Modelos de crescimento da altura dominante.....	49
Tabela 4 - Modelos para estimar o volume de árvores	51
Tabela 5 - Modelos para estimar o fator de forma.....	51
Tabela 6 - Modelos para estimar o diâmetro médio quadrático.....	52
Tabela 7 - Modelos para estimar a altura média	52
Tabela 8 - Modelos para estimar o número de árvores por hectare.....	54
Tabela 9 - Modelos para estimar o diâmetro mínimo	55
Tabela 10 - Modelos para estimar o diâmetro máximo	55
Tabela 11 - Modelos de distribuição probabilística.....	57
Tabela 12 - Modelos para estimar os coeficientes da função Weibull três parâmetros	58
Tabela 13 - Valores médios das variáveis diâmetro médio quadrático (dg), diâmetro mínimo (d_{\min}), diâmetro máximo (d_{\max}), altura média (h) altura dominante (h_{100}), área basal por hectare (G), número de árvores por hectare (N) e seus respectivos coeficientes de variação (%)	66
Tabela 14 - Coeficientes de correlação de Pearson entre as variáveis dendrométricas em povoamentos de <i>Tectona grandis</i>	68
Tabela 15 - Valores médios do número de árvores por hectare (N), número de árvores desbastadas (N_{desb}) e remanescentes (N_{rem}), peso do desbaste em relação ao número de árvores (Peso_N), coeficiente de variação das intensidades dos desbastes em número de árvores (CV_N), área basal em metros quadrados por hectare (G), área basal desbastada (G_{desb}) e remanescente (G_{rem}), peso do desbaste em área basal (Peso_G), coeficiente de variação das intensidades dos desbastes em área basal (CV_g)	70
Tabela 16 - Coeficientes de correlação de Pearson dos pesos dos desbastes em área basal e número de árvores por hectare com as variáveis do povoamento	71
Tabela 17 - Medidas descritivas das árvores individuais por idade (t) do número de árvores (n), média (d e h), coeficiente de variação (C.V.), máximo (Max), mínimo (Min) dos dados utilizados no ajuste dos modelos para estimar as alturas das árvores	74
Tabela 18 - Parâmetros estimados (β_{is}), erro padrão da estimativa absoluto (S_{yx}) e percentual ($S_{yx}\%$), coeficiente de determinação ajustado (R^2_{ajus}), estatísticas dos testes de normalidade dos resíduos de Kolmogorov-Smirnov (KS), independência dos resíduos de Durbin-Watson (DW), homogeneidade de variâncias de White (W) e fator de inflação da variância (VIF)	76
Tabela 19 - Parâmetros estimados (β_{is}), erro padrão da estimativa absoluto (s_{yx}) e percentual ($s_{yx}\%$), coeficiente de determinação ajustado (R^2_{ajus}), estatísticas dos	

testes de normalidade dos resíduos de Kolmogorov-Smirnov (KS), independência dos resíduos de Durbin-Watson (DW), homogeneidade de variâncias de White (W) e fator de inflação da variância (VIF) do modelo genérico 1 ajustado por idade (anos)	79
Tabela 20 – Análise de covariância pelo modelo de Stoffels para verificar a semelhança entre as inclinações entre parcelas para relação hipsométrica	82
Tabela 21 – Número de coeficientes β_1 significativos ($n\beta_1^*$), não significativos ($n\beta_1^{ns}$), seus percentuais ($\beta_1^*\%$ e $\beta_1^{ns}\%$), B_1 médio dos ajustes significativos, B_1^{ns} médio dos ajustes não significativos e número médio de árvores com medição das alturas por parcela ($n_{\text{árv}}$) para o modelo de Stoffels ajustado por parcela em cada idade	83
Tabela 22- Erro médio absoluto (S_{yx}), erro médio percentual ($S_{yx}\%$) e coeficiente angular comum (B_1) por idade (t) pelo modelo ajustado de Stoffels	84
Tabela 23 -Parâmetros estimados (β_1), erro padrão da estimativa absoluto (s_{yx}) e percentual ($s_{yx}\%$), critério de informação Baeyiano (BIC) e critério de informação de Akaike (AIC) do modelo de Stoffels ajustado pelos mínimos quadrados generalizados mistos para o conjunto total dos dados e parâmetros estimados da matriz de variância e covariância dos efeitos mistos para parcelas	85
Tabela 24 - Parâmetros estimados (β_{is}), erro padrão da estimativa absoluto (S_{yx}) e percentual ($S_{yx}\%$), critério de informação Baeyiano (BIC) e critério de informação de Akaike (AIC) do modelo genérico 1 e ajustado pelos mínimos quadrados generalizados (Fixo) e generalizado misto (Misto) para o conjunto total dos dados e efeitos mistos das classes de diâmetros nos parâmetros estimados β_0 , β_1 e β_2 (μ_{i-j} = Efeito da classe de diâmetro “j” nos parâmetros fixos “i”).....	87
Tabela 25 - Erros médios absolutos (S_{yx}) e relativos ($S_{yx}\%$) em cada idade (t) para os modelos Generalizado, Stoffels misto e de Stoffels com coeficiente angular comum e intercepto recalculado para cada parcela	89
Tabela 26 - Erro médio absoluto (S_{yx}) em metros e erro médio percentual ($S_{yx}\%$) por árvores utilizadas na calibração dos efeitos mistos e recálculo do intercepto pelo modelo ajustado de Stoffels	94
Tabela 27 - Estatísticas de ajuste e precisão das equações de altura dominante para o conjunto total dos dados.....	97
Tabela 28 - Teste F de somatórios de quadrados extaras não lineares e teste L de Lakkis-Jones para verificar diferença entre tendências das curvas de altura dominante das árvores	98
Tabela 29 - Análise de covariância geral para formação dos grupos e para cada grupo formado (grupos 1 e 2) das árvores dominantes	100
Tabela 30 – Erro padrão da estimativa absoluto (s_{yx}) e relativo ($s_{yx}\%$), coeficiente de determinação ajustado (R^2_{ajus}) e condicionantes de regressão para o modelo de Monomolecular ajustado por grupo de árvores para estimar altura dominante	100

Tabela 31 - Estatísticas de ajuste e precisão das equações de volume das árvores	103
Tabela 32 - Estatísticas de ajuste e precisão das equações de fator de forma artificial	105
Tabela 33 - Estatísticas de ajuste e precisão dos modelos testados para o diâmetro médio quadrático.....	107
Tabela 34 - Estatísticas de ajuste, precisão e condicionantes de regressão dos modelos testados para a altura média	111
Tabela 35 - Estatísticas de ajuste, precisão e condicionantes de regressão dos modelos testados para estimar o número de árvores por hectare	115
Tabela 36 - Estatísticas de ajuste, precisão e condicionantes de regressão das equações testadas para estimar o diâmetro mínimo.....	119
Tabela 37 - Estatísticas de ajuste e precisão dos modelos testados para o diâmetro máximo	122
Tabela 38 - Valores médios (desvios padrão) das estatísticas dos testes de Kolmogorv-Smirnov (D), Qui-Quadrado (X^2), Anderson-Darling (AD), Cramér-von-Mises (W) e do Índice de Erro de Reynolds (E.I) assim como os percentuais de aderência para parcelas e notas [1, 2 ou 3] atribuídas a cada modelo	125
Tabela 39 - Coeficiente de correlação de Pearson entre dos parâmetros de escala (β) e forma (γ) com atributos do povoamento	125
Tabela 40 - Estatísticas de ajuste e precisão das equações para o parâmetro de escala estimado	128
Tabela 41 - Estatísticas de ajuste e precisão das equações para o parâmetro de forma estimado	132
Tabela 42 - Coeficientes estimados para equações de reestimativa dos parâmetros de escala e forma pelos métodos de regressão por máxima verossimilhança (MLE) e função de regressão da distribuição acumulada (CDFR), erros padrão da estimativa absoluto (S_{yx}) e percentual ($S_{yx}\%$)	135
Tabela 43 - Valores médios das estatísticas calculadas (D_{calc}) e tabelada (D_{tab}) do teste de aderência de Kolmogorv-Smirnov e percentual de aderência (%) para distribuição de diâmetros das parcelas para as três abordagens testadas.....	136
Tabela 44 - Sistema de equação que compõe o modelo de distribuição de diâmetros para <i>Tectona grandis</i>	137
Tabela 45 - Número de árvores observado (N_{obs}), estimado (N_{est}), remanescentes (N_{rem}) e desbastadas (N_{desb}) e volumes renascente (V_{rem}) e desbastado (V_{desb}) na ocasião do primeiro desbaste aos cinco anos para o sitio de 21 metros	138
Tabela 46 - Número de árvores observado (N_{obs}), estimado (N_{est}), remanescentes (N_{rem}) e desbastadas (N_{desb}) e volumes renascente (V_{rem}) e desbastado (V_{desb}) na ocasião do segundo desbaste aos oito anos para o sitio de 21 metros	139
Tabela 47 - Número de árvores observado (N_{obs}), estimado (N_{est}), remanescentes (N_{rem}) e desbastadas (N_{desb}) e volumes renascente (V_{rem}) e desbastado (V_{desb}) na ocasião do terceiro desbaste aos onze anos para o sitio de 21 metros.....	140

Tabela 48 - Número de árvores observado (N_{obs}), estimado (N_{est}) e volume da classe de diâmetro (V_{classe}) por sítio	141
Tabela 49 - Equações desenvolvidas para construção de tabelas de produção para povoamentos de <i>Tectona grandis</i>	143
Tabela 50 - Tabelas de produção para povoamentos desbastados de <i>Tectona grandis</i>	145

LISTA DE ABREVIATURAS E SIGLAS

Abreviação	Definição da variável
AIC	Critério de informação de Akaike
AMP	Amplitude proporcional ao diâmetro médio quadrático
BIC	Critério de informação bayesiano
CDFR	Função de regressão da distribuição acumulada
CV	Coeficiente de variação
d	Diâmetro a 1,3 metros do solo
dg	Diâmetro médio quadrático
DIF	Amplitude dos diâmetros
d_{\max}	Diâmetro máximo
d_{\min}	Diâmetro mínimo
DW	Estatística do teste de Durbin-Watson
E.R.	Espaçamento relativo
F_{ij}	Distribuição de diâmetros acumulada
$f_{1,3}$	Fator de forma artificial
G	Área basal
GH	Produto da área basal pela altura dominante
h	Altura da árvore
h_{100}	Altura dominante
IM	Índice de Meyer
IPA_{h100}	Incremento periódico anula em altura dominante
I_{ref}	Idade de referência
KS	Estatística do teste de Kolmogorov-Smirnov
MLE	Estimador de regressão por máxima verossimilhança
n	Número de observações utilizadas do ajuste
N	Número de árvores por hectare
$R^2_{ajustado}$	Coeficiente de determinação ajustado
S_{yx}	Erro padrão da estimativa
T	Idade
v_i	Volume da árvore 'i'
V	Volume do povoamento
VIF	Fator de inflação da variância
W	Estatística do teste de White

SUMÁRIO

1. INTRODUÇÃO	27
2. REVISÃO BIBLIOGRÁFICA	29
2.1. SOBRE A ESPÉCIE.....	29
2.2. RELAÇÃO HIPSOMÉTRICA.....	30
2.3. CLASSIFICAÇÃO DA CAPACIDADE PRODUTIVA	31
2.4. MODELAGEM DO CRESCIMENTO E DA PRODUÇÃO	33
2.4.1 Modelagem em nível de povoamento	33
2.4.2 Modelagem da distribuição de diâmetros	34
2.4.2.1 <i>Reestimativa dos parâmetros</i>	36
2.4.3 Modelagem do crescimento de árvores individuais	37
2.4.3.1 <i>Mortalidade e sobrevivência</i>	38
2.4.3.2 <i>Competição</i>	38
2.5. MODELOS LINEARES GENERALIZADOS E GENERALIZADOS DE EFEITO MISTO.....	40
3. MATERIAL E MÉTODOS	45
3.1. DESCRIÇÃO DA ÁREA	45
3.2. BASE DE DADOS.....	45
3.3.1 Relação hipsométrica	48
3.3.2 Classificação dos sítios florestais	49
3.3.3 Modelos para volume e fator de forma das árvores	51
3.3.4 Modelos de diâmetro médio quadrático	52
3.3.5 Modelos de altura média	52
3.3.6 Modelos de densidade	53
3.3.7 Modelos de diâmetro mínimo	54
3.3.8 Modelos de diâmetro máximo	55
3.3.9 Modelos de distribuição probabilística	55
3.3.10 Reestimativa dos parâmetros da distribuição de probabilidade	57
3.3.10.1 <i>Predição dos parâmetros</i>	57
3.3.10.2 <i>Estimador de regressão por máxima verossimilhança (MLE)</i>	58
3.3.10.3 <i>Função de regressão da distribuição acumulada (CDFR)</i>	59
3.3.11 Modelo de Distribuição Diamétrica	59
3.4. CONSTRUÇÃO DAS TABELAS DE PRODUÇÃO.....	60

3.4.1 Comparação das curvas de sítio e da produção de <i>Tectona grandis</i> com outros locais de plantio	61
3.5 ANÁLISES ESTATÍSTICAS.....	62
4.RESULTADOS E DISCUSSÕES	65
4.1 MODELAGEM DAS VARIÁVIES DENDROMÉTRICAS	65
4.1.1 Descrição da base de dados	65
4.1.2 Descrição dos desbastes e mortalidade	70
4.2 MODELAGEM DAS VARIÁVEIS DENDROMÉTRICAS	74
4.2.1 Relação Hipsométrica	74
4.2.2 Ajuste por idade	78
4.2.3 Ajuste por parcela	82
4.2.4 Modelo linear generalizado	86
4.2.5 Considerações sobre os modelos de relação hispsométrica	88
4.2.6 Calibração e recálculo do intercepto para parcela	93
4.3 CLASSIFICAÇÃO DE SÍTIO.....	96
4.4 VOLUME DE ÁRVORES INDIVIDUAIS E FATOR DE FORMA	102
4.5 MODELAGEM DO DIÂMETRO MÉDIO QUADRÁTICO.....	106
4.6 MODELAGEM DA ALTURA MÉDIA	110
4.7 MODELAGEM DA DENSIDADE.....	114
4.8 MODELAGEM DO DIÂMETRO MÍNIMO	118
4.9 MODELAGEM DO DIÂMETRO MÁXIMO.....	121
4.10 MODELO DE DISTRIBUIÇÃO PROBABILÍSTICA	124
4.10.1. Predição dos Parâmetros	126
4.10.1.1 <i>Parâmetro de Escala</i>	126
4.10.1.2 <i>Parâmetro de forma</i>	130
4.10.2 Estimador de regressão por máxima verossimilhança (MLE) e função de regressão da distribuição acumulada (CDFR)	135
4.10.3 Considerações sobre a reestimativa dos parâmetros	136
4.11 MODELO DE DISTRIBUIÇÃO DE DIÂMETROS.....	137
4.12 TABELAS DE PRODUÇÃO	143
4.12.1 Comparação das curvas de sítio e da produção de <i>Tectona grandis</i> com outros locais de plantio	147
5. CONCLUSÕES	151

6. BIBLIOGRAFIA	153
APÊNDICES	171
APÊNDICE A - DISTRIBUIÇÃO DOS RESÍDUOS EM FUNÇÃO DA ALTURA ESTIMADA PARA AS EQUAÇÕES COM COEFICIENTE ANGULAR COMUM E EFEITO MISTO CALIBRADOS NAS ÁRVORES DE DIÂMETRO MÍNIMO, CENTRAL, MÁXIMO E SUAS COMBINAÇÕES	171
APÊNDICE B – RESÍDUOS EM FUNÇÃO DOS VOLUMES ESTIMADOS PELAS EQUAÇÕES DESENVOLVIDAS	173
APÊNDICE C – TABELA DE VOLUME COM CASCA (M³) EM FUNÇÃO DOS DIÂMETROS (D) E ALTURAS (H) PARA ÁRVORES DE <i>TECTONA GRANDIS</i>..	175
APÊNDICE D - TABELA DE FATOR DE FORMA ARTIFICIAL EM FUNÇÃO DOS DIÂMETROS (D) E ALTURAS (H) PARA ÁRVORES DE <i>TECTONA GRANDIS</i>..	177
APÊNDICE E - FATORES DE FORMA OBSERVADOS E ESTIMADOS EM FUNÇÃO DAS VARIÁVEIS INDEPENDENTES DOS MODELOS TESTADOS.....	179
APÊNDICE F - DISTRIBUIÇÃO DOS RESÍDUOS EM FUNÇÃO DAS VARIÁVEIS INDEPENDENTES DOS MODELOS TESTADOS PARA ESTIMAR O DIÂMETRO MÉDIO QUADRÁTICO	183
APÊNDICE G - DIÂMETROS MÉDIOS QUADRÁTICOS OBSERVADOS E ESTIMADOS EM FUNÇÃO DAS VARIÁVEIS INDEPENDENTES DOS MODELOS TESTADOS.....	181
APÊNDICE H - DISTRIBUIÇÃO DOS RESÍDUOS EM FUNÇÃO DAS VARIÁVEIS INDEPENDENTES DOS MODELOS TESTADOS PARA ALTURA MÉDIA	185
APÊNDICE I - ALTURAS MÉDIAS OBSERVADAS E ESTIMADAS EM FUNÇÃO DAS VARIÁVEIS INDEPENDENTES DOS MODELOS TESTADOS.....	187
APÊNDICE J - DISTRIBUIÇÃO DOS RESÍDUOS EM FUNÇÃO DAS VARIÁVEIS INDEPENDENTES DOS MODELOS TESTADOS PARA O NÚMERO DE ÁRVORES POR HECTARE	189
APÊNDICE K - NÚMERO DE ÁRVORES POR HECTARE OBSERVADO E ESTIMADO EM FUNÇÃO DAS VARIÁVEIS INDEPENDENTES DOS MODELOS TESTADOS.....	191
APÊNDICE L - DISTRIBUIÇÃO DOS RESÍDUOS EM FUNÇÃO DAS VARIÁVEIS INDEPENDENTES DOS MODELOS TESTADOS PARA ESTIMAR O DIÂMETRO MÍNIMO.....	193
APÊNDICE M - DIÂMETROS MÍNIMOS OBSERVADOS E ESTIMADOS EM FUNÇÃO DAS VARIÁVEIS INDEPENDENTES DOS MODELOS TESTADOS.....	195

APÊNDICE N - DISTRIBUIÇÃO DOS RESÍDUOS EM FUNÇÃO DAS VARIÁVEIS INDEPENDENTES DOS MODELOS TESTADOS PARA ESTIMAR O DIÂMETRO MÁXIMO	197
APÊNDICE O - DIÂMETROS MÁXIMOS OBSERVADOS E ESTIMADOS EM FUNÇÃO DAS VARIÁVEIS INDEPENDENTES DOS MODELOS TESTADOS	199
APÊNDICE P - DISTRIBUIÇÃO DOS VALORES E COEFICIENTE DE CORRELAÇÃO (R) DO PARÂMETRO DE ESCALA DA FUNÇÃO WEIBULL EM FUNÇÃO DE VARIÁVEIS DO POVOAMENTO	201
APÊNDICE Q - DISTRIBUIÇÃO DOS RESÍDUOS EM FUNÇÃO DAS VARIÁVEIS INDEPENDENTES DOS MODELOS TESTADOS PARA ESTIMAR O PARÂMETRO DE ESCALA	203
APÊNDICE R - PARÂMETROS DE ESCALA OBSERVADOS E ESTIMADOS EM FUNÇÃO DAS VARIÁVEIS INDEPENDENTES DOS MODELOS TESTADOS	205
APÊNDICE S - DISTRIBUIÇÃO DOS VALORES E COEFICIENTE DE CORRELAÇÃO (R) DO PARÂMETRO DE FORMA DA FUNÇÃO WEIBULL EM FUNÇÃO DE VARIÁVEIS DO POVOAMENTO	207
APÊNDICE T - DISTRIBUIÇÃO DOS RESÍDUOS EM FUNÇÃO DAS VARIÁVEIS INDEPENDENTES DOS MODELOS TESTADOS PARA ESTIMAR O PARÂMETRO DE FORMA.....	209
APÊNDICE U - PARÂMETROS DE FORMA OBSERVADOS E ESTIMADOS EM FUNÇÃO DAS VARIÁVEIS INDEPENDENTES DOS MODELOS TESTADOS	211
APÊNDICE V - DISTRIBUIÇÃO DOS RESÍDUOS EM FUNÇÃO DAS VARIÁVEIS INDEPENDENTES DOS MODELOS POR REGRESSÃO DE MÁXIMA VEROSSIMILHANÇA.....	213
APÊNDICE W - DISTRIBUIÇÃO DOS RESÍDUOS EM FUNÇÃO DAS VARIÁVEIS INDEPENDENTES DOS MODELOS DE FUNÇÃO DE REGRESSÃO DA DISTRIBUIÇÃO ACUMULADA.....	215
APÊNDICE X - DISTRIBUIÇÃO DE DIÂMETROS OBSERVADA (N_{OBS}), ESTIMADA (N_{EST}) PARA TODOS OS SÍTIOS AOS 12 ANOS EM POVOAMENTOS DE <i>TECTONA GRANDIS</i>	217
APÊNDICE Y - DISTRIBUIÇÃO DE DIÂMETROS OBSERVADA (N_{OBS}), ESTIMADA (N_{EST}) PARA TODOS OS SÍTIOS AOS 13 ANOS EM POVOAMENTOS DE <i>TECTONA GRANDIS</i>	219
APÊNDICE Z - DISTRIBUIÇÃO DE DIÂMETROS OBSERVADA (N_{OBS}), ESTIMADA (N_{EST}) PARA TODOS OS SÍTIOS AOS 14 ANOS EM POVOAMENTOS DE <i>TECTONA GRANDIS</i>	221

**APÊNDICE AA - DISTRIBUIÇÃO DE DIÂMETROS OBSERVADA (N_{oBS}),
ESTIMADA (N_{eST}) PARA TODOS OS SÍTIOS AOS 15 ANOS EM POVOAMENTOS
DE *TECTONA GRANDIS*.....223**

**APÊNDICE AB – VÁRIAVEIS INDEPENDENTES (X_i) SELECIONADAS POR
STEPWISE, COEFICIENTES DE DETERMINAÇÃO (R²) DOS MODELOS
DESENVOLVIDOS PARA OS ATRIBUTOS DOS POVOAMENTOS DE DESCRITOS
.....224**

1. INTRODUÇÃO

A madeira de *Tectona grandis* é considerada de alta qualidade e durabilidade (TSUKAMOTO FILHO et al., 2003; MORA; HERNANDEZ, 2007) e, por esta razão, é considerada como alternativa àquelas de elevado valor comercial (COSTA et al., 2007; FERMINO JUNIOR et al., 2009), com utilização na fabricação de móveis de luxo e construção naval (FIGUEIREDO et al., 2005).

A *Tectona grandis* é cultivada nos continentes Africano e nas Américas Central e do Sul (NOCETTI et al., 2011) pois os plantios dessa espécie são importantes fontes de renda e investimentos lucrativos a seus produtores, devido à apreciação de sua madeira no mercado internacional (ÂNGELO et al., 2009; NEWBY et al., 2012). No Brasil são cultivados 87 mil hectares de *Tectona grandis* (IBÁ, 2017), aproximadamente, para produção de madeira de alta qualidade para móveis e indústria (FIGUEIREDO et al., 2005; NIAMKÉ et al., 2011).

O interesse do mercado internacional pela madeira da espécie *Tectona grandis* exige produção de madeira suficiente para o atendimento da demanda, e a estruturação dessa produção é essencial para predizer e prognosticar o volume de madeira produzido.

A modelagem do crescimento é fundamental para auxiliar a tomada de decisões relacionadas ao planejamento e estruturação da produção florestal e pode ser realizada por modelos em nível de povoamento, classe de tamanho e ainda em nível de árvores individuais.

As estimativas de crescimento realizadas em torno da média de uma dada variável de interesse acarretam em perda de informação e, muitas vezes, são desconsideradas características importantes que explicam e influenciam o desenvolvimento das florestas como, por exemplo, sua estrutura ou a competição entre árvores.

Os modelos de produção em classes de diâmetro permitem estimar a distribuição de frequências das árvores por classe e descrevem a estrutura do povoamento, facilitando o planejamento da produção (BARRA et al., 2004), assim como, fornecem informações sobre a estrutura de produção quando associado a equações de relação hipsométrica e volume de árvores individuais (CLUTTER et al., 1983).

Os dados provenientes da mensuração florestal subsidiam intervenções para que a floresta se desenvolva com maior potencial e direcionam a utilização dos produtos gerados. Dentro desse contexto, a informação gerada com maior grau de detalhamento proporciona a otimização no aproveitamento desses produtos.

Diante do exposto, o objetivo geral do trabalho é desenvolver um sistema de equações para estimar a distribuição de diâmetros e estruturar a produção da espécie *Tectona grandis* Linn f. em Mato Grosso. Os objetivos específicos são:

- Descrever os atributos do povoamento e os desbastes aplicados;
- Ajustar modelos para estimar as variáveis dendrométricas com a finalidade de descrever o comportamento das mesmas;
- Ajustar modelos de distribuição probabilística para estimar a distribuição diamétrica;
- Desenvolver um sistema de predição do volume por classes de diâmetros;
- Construir tabelas de produção para estruturação da produção de povoamentos de *Tectona grandis*

2. REVISÃO BIBLIOGRÁFICA

2.1. SOBRE A ESPÉCIE

A *Tectona grandis* L. f. (teca) é uma espécie arbórea decídua de floresta tropical, da família *Lamiaceae*, considerada anteriormente na família *Verbenaceae* (APGII, 2003).

A ocorrência natural desta espécie é entre as latitudes 10° a 23° Norte, aproximadamente, no sudeste da Ásia, em uma área que compreende a maior parte da Índia peninsular, grande parte de Myanmar (conhecida anteriormente como Birmânia ou Burma) e partes de Laos e Tailândia (STREETS, 1962; KDAMBI, 1972; RYAN 1982; GAJASENI e JORDAN, 1990; TROUP 2006), com plantações estabelecidas e bem-sucedidas no sudeste da Ásia, Austrália, África (BEARD, 1943; WHITE, 1991).

Lamprech (1990) e Lorenzi et al. (2003), afirmaram que a *Tectona grandis* L.f. atinge alturas entre 25 e 35 m, podendo encontrar indivíduos com mais de 45 m e diâmetros acima de 100 cm. O tronco é reto, cilíndrico, de casca parda e longitudinalmente fissurada. O sistema radicular é superficial, podendo ou não haver raízes tabulares. O alburno é estreito e claro, bem distinto do cerne, de coloração marrom viva e brilhante.

A madeira dessa espécie possui alburno amarelado a marrom, que uma vez exposta ao ar livre adquire um tom mais escuro. Os anéis de crescimento são nítidos e diferenciados em cortes transversais, textura grosseira, grã reta e de aparência oleosa ao tato (HIGUCHI, 1979).

A qualidade da madeira de *Tectona grandis* L. f. é de elevado valor comercial e procurada no mercado internacional, representando uma combinação de beleza, estabilidade, durabilidade e resistência. É muito utilizada na construção naval, construção de móveis, estruturas, pisos, chapas, painéis, postes e dormentes mas, especialmente, na produção de peças e de usos nobres e móveis finos devido a sua resistência à ação do sol, calor, frio, água de chuva e do mar, além de ser facilmente trabalhada (RONDON NETO et al 1998; GOMES 2002; CRUZ, 2005).

A teca é uma cultura perene com ciclo que varia de 25 a 80 anos (FIGUEIREDO, 2001; UGALDE; PÉREZ, 2001). No Brasil, o ciclo de 25 anos nas plantações de teca se deve, principalmente, ao elevado incremento médio anual

(IMA), que tem variado de 15 a 25 $\text{m}^3.\text{ha}^{-1}.\text{ano}^{-1}$ como constatado por Figueiredo (2001), e 24 $\text{m}^3.\text{ha}^{-1}.\text{ano}^{-1}$ verificado por IPEF (2003), 20,51 $\text{m}^3.\text{ha}^{-1}.\text{ano}^{-1}$ observado por Rossi et al. (2011), 19,11 $\text{m}^3.\text{ha}^{-1}.\text{ano}^{-1}$ verificado por Christo et. al. (2012), sendo bem maior que de outros países como, por exemplo, Índia e Java, com IMA de aproximadamente 8 $\text{m}^3.\text{ha}^{-1}.\text{ano}^{-1}$ e ciclo de 60 a 80 anos (UGALDE; PÉREZ, 2001).

Segundo Shimizu et al. (2007), verificaram-se produtividades extremamente variáveis nos povoamentos de *Tectona grandis* em decorrência da diversidade de condições climáticas, bem como, condições físicas e nutricionais do solo, combinadas com os diferentes graus de tratos culturais dedicados aos plantios no estado de Mato Grosso.

2.2 RELAÇÃO HIPSOMÉTRICA

A relação hipsométrica, ou relação entre diâmetro e altura das árvores é regulada geneticamente; só tem sentido se analisada para uma espécie e varia, principalmente, em função do sítio, idade (FINGER, 1992), densidade (BARTOSZECK et al., 2004); ademais, Curtis (1967) afirma que a relação hipsométrica dentro de um mesmo povoamento não é constante durante o tempo. Dorado et al. (2006) comentam que apenas uma curva não pode ser utilizada para expressar a relação hipsométrica dentro de uma floresta.

Em plantios florestais a relação hipsométrica para uma mesma espécie em diferentes sítios apresenta curvas com inclinações semelhantes, mas com níveis diferentes (FINGER 1992; COSTA et al. 2014). Esta observação foi confirmada em povoamentos de *Acacia mearnsii* (FINGER et al., 2000) e *Araucaria angustifolia* (FIGUEIREDO-FILHO et al., 2010). Nesta condição, a existência de curvas de regressão com mesma inclinação permite calcular o valor do intercepto da curva de regressão e obter uma curva específica para o local (PRETZSCH, 2009).

Adame et al. (2008) ainda relataram que além da idade e do sítio, a competição entre árvores também afeta a relação hipsométrica e, diante dessa condição, Hokka (1997), Jayaraman e Lappi (2001), Soares e Tomé (2002), Erikainen (2003), Sharma e Parton (2007), Schimdt et al. (2011) afirmaram que modelos em que são incluídas variáveis do povoamento como idade, diâmetro médio quadrático, área basal, densidade e altura dominante proporcionam maior precisão nas estimativas da relação hipsométrica.

Outra vantagem da utilização de variáveis em nível de povoamento na relação hipsométrica relatada por Temesgen e Gadow (2004) é quando não se tem dados suficientes para ajustar relações hipsométrica para cada local. O método mais utilizado, que minimiza a variabilidade, é estimar as regressões de relação hipsométrica para cada parcela em cada ocasião de medição (CRECENTE-CAMPO et al., 2010).

Uma abordagem que também vem sendo testada é a utilização de modelos com efeitos mistos conforme Jayaraman e Lappi (2001), em *Tectona grandis* L.f., na Índia; Sharma e Parton (2007), em oito espécies da floresta Boreal, no Canadá; Adame et al. (2008), em *Quercus pyrenaica* Willd, na Espanha; Crecente-Campo et al. (2010) em *Eucalyptus globulus* na Espanha; Mendonça et al., (2011) em *Pinus cairbea* var *hondurensis* e Mendonça et al. (2015) em *Eucalyptus* sp no Brasil.

Arcangeli et al. (2013) comentam que vários estudos têm incluído a calibração de efeitos mistos para descrever a relação hipsométrica, relacionando a variação dentro e entre parcelas o que, segundo Temesgen et al. (2008) e Paulo et al. (2011), possibilita realizar estimativas precisas e mais realísticas com a mediação de algumas alturas. Mas, Arcangeli et al. (2013) assinalam, ainda, que o grau de complexidade para descrever a relação hipsométrica aumenta com ganhos sensíveis em predição e, ademais, é o caso de considerar abordagens simples e robustas para modelar a relação hipsométrica.

2.3 CLASSIFICAÇÃO DA CAPACIDADE PRODUTIVA

Vários indicadores têm sido testados e utilizados em diferentes tipologias florestais, mas a altura do povoamento tem sido o mais usado, aceito e versátil para classificação de sítios florestais em povoamentos puros (HÄGGLUND, 1981; VANCLAY, 1994; PRETZSCH, 2002; AVERY; BURKHART, 2002; BURGER, 2004; SKOVSGAARD, 2004).

Prodan et al. (1997) afirmaram que a produtividade biológica não pode ser expressa matematicamente, por isso, a qualidade do sítio é representada por um valor numérico denominado índice de sítio ou índice de produtividade.

As curvas de índice de sítio são geradas com equações que relacionam a idade índice com o crescimento em altura das árvores dominantes para a determinar o índice

sítio, em que idade índice ou idade de referência geralmente é selecionada próxima da idade de colheita (CLUTTER et al., 1983).

Na construção de curvas de sítio, podem-se utilizar curvas monomórficas ou polimórficas. De acordo com Prodan et al. (1997), o monomorfismo ou polimorfismo das curvas de índice de sítio dependerá do método de análise e da base de dados utilizada para o ajuste.

As curvas monomórficas são caracterizadas por serem equidistantes e que os coeficientes que representam a inclinação da curva são constantes para todas as curvas de sítio e, conseqüentemente, o ponto de inflexão é o mesmo para todas as curvas variando apenas os valores dos interceptos (CAMPOS; LEITE, 2009; SCHNEIDER et al. 2009)

O polimorfismo é definido pela diferença no crescimento da altura em locais distintos e, quando ocorre, é necessário que sejam ajustadas funções para cada local (SCHNEIDER et al., 2009, apud SELLE, 1993). A detecção do polimorfismo e do monomorfismo pode ser realizada por análise de covariância em que são testados os níveis e inclinações das curvas entre diferentes locais; no caso de semelhança entre níveis e inclinações pode ser utilizado apenas um modelo para os diferentes locais (SCHNEIDER et al., 2009).

Drescher (2004) em sua pesquisa com *Tectona grandis* em Santo Antônio do Leverger e Brasnorte em Mato Grosso, utilizou o modelo Monomolecular com precisão 9,5% e coeficiente de determinação de 0,60 para estimar a altura dominante e realizar a classificação de sítio por curvas monomórficas para uma idade de referência de 10 anos.

O modelo de Richards foi selecionado por Cruz et al. (2008) em Tangará da Serra – MT para classificar sítios em povoamento jovem *Tectona grandis* em que a idade de referência arbitrada foi de 4 anos e o tipo de curva, monomórfica.

Ziech (2011) optou por utilizar a função de Weibull com três parâmetros para classificar sítios florestais monomórficos de *Tectona grandis* em Glória do Oeste – MT aos doze anos, com erro médio de 8,23%, sem apresentar o coeficiente de determinação.

Na cidade de Monte Dourado, no Estado do Pará, Conceição et al. (2012) recomendaram o modelo de Spillman com erro padrão da estimativa percentual de 11,54% e coeficiente de determinação de aproximadamente 0,79 para classificar sítios da espécie *Tectona grandis* com idade de 26 anos através de curvas monomórficas.

Silva et al. (2016) utilizaram o modelo de Schumacher para classificar sítios florestais de *Tectona grandis* com 13 anos em Alta Floresta - MT, através de curvas monomórficas. A equação ajustada pelo modelo utilizado alcançou precisão de 10% e coeficiente de determinação de 0,71.

O modelo de Hoerl foi selecionado para classificar sítios em povoamento de *Tectona grandis* com 34 anos no município de Indiavaí - MT, por Chaves et al. (2016), com precisão de 5,08% e coeficiente de determinação de 0,93. Os autores da pesquisa afirmaram que curvas monomórficas podem ser utilizadas para classificação de sítios da espécie.

2.4 MODELAGEM DO CRESCIMENTO E DA PRODUÇÃO

Uma das maneiras de se obter conhecimentos sobre o crescimento das espécies é por meio de modelos de crescimento. Esses modelos auxiliam nas pesquisas e no manejo das florestas de várias formas. Um dos importantes usos inclui a possibilidade da predição de produção em tempos futuros, partindo das condições atuais (CHASSOT et al., 2011).

Os diversos modelos de crescimento e produção podem ser divididos em três grupos, sendo: modelos para o povoamento total (*whole stand model*), de classes de tamanho (*size class model*) e de árvore individual (*single-tree model*) (VANCLAY, 1994; PENG, 2000). Nos modelos para o povoamento total, o crescimento e a produção são enfocados no povoamento, ou seja, o povoamento é tomado como unidade básica para modelagem. Nos modelos de classes de tamanho, empregam-se classes (de diâmetro, de altura, etc.) como unidades básicas; já nos modelos para árvores individuais, a árvore é a unidade básica. Os modelos para árvore individual simulam cada indivíduo com relação ao estabelecimento, crescimento e mortalidade, e a soma das estimativas de cada árvore resulta na produção do povoamento (VANCLAY, 1994).

2.4.1 Modelagem em nível de povoamento

Os modelos de crescimento em nível de povoamento são representações da dinâmica natural da floresta, que podem englobar o crescimento, a mortalidade e mudanças na composição ou estrutura do povoamento (VANCLAY, 1994), em que

são utilizadas variáveis em nível de povoamento como idade, índice de sitio, área basal ou número de árvores, mas sem informação da distribuição do volume em classes de tamanho (BURKHART et al., 1981).

Existem vantagens e desvantagens para cada tipo de modelo de crescimento e, em nível de povoamento, podem predizer os atributos do povoamento de maneira direta, mas não detalhar em nível de árvore ou classe de tamanho (ZHANG; LEI, 2010). Por outro lado, os modelos de árvores individuais e em classes de tamanho podem sofrer o efeito dos erros acumulados a apresentarem baixa acurácia e precisão (QIN; CAO, 2006)

Os modelos para o povoamento são, geralmente, mais simples e robustos, pois o cálculo da produção em volume pode ser realizado de forma direta e do tipo densidade variável, já que estima a produção em diferentes níveis de área basal. Ademais, apresenta compatibilidade, uma vez que a integral da função de crescimento gera a equação de produção, proporcionando estimativas consistentes em diferentes intervalos de tempo (CAMPOS; LEITE, 2013).

Camino e Morales (2013) construíram cenários classificados como conservador, médio e otimista para a produção de *Tectona grandis* até 25 anos, com dados coletados por Vallejo (2011) em 12 países da América Latina, e verificaram volumes por hectare aos 16 anos, respectivamente, para cada cenário de 133,8 m³/ha, 145,2 m³/ha e 182,5m³/ha. Os cenários foram gerados com a simulação de três desbastes aos 4 anos, 8 anos e 12 anos.

2.4.2 Modelagem da distribuição de diâmetros

Os modelos de produção em classes de diâmetro permitem estimar a provável distribuição das frequências das árvores em suas respectivas classes descrevendo a estrutura do povoamento, facilitando o planejamento da produção (BARRA et al., 2004). Estes fornecem informações detalhadas sobre a estrutura de produção quando associado a equações de relação hipsométrica e volume de árvores individuais (CLUTTER et al., 1983).

Na utilização dos modelos por classe de diâmetro, a frequência estimada para cada classe é realizada por uma função de densidade de probabilidade, e a altura média da classe estimada e função do diâmetro central de classe; de posse dos diâmetro e altura centrais da classe pode-se utilizar a equação de volume para estimar

o volume da árvore central que, multiplicado pela frequência estimada, resulta no volume da classe de diâmetros (BURKAHRT et al., 1981).

Os modelos de distribuição de diâmetros geram informações do número de árvores, área basal e volume por hectare (POUDEL; CAO, 2013), pois a distribuição de diâmetros é usualmente caracterizada pela estimativa dos parâmetros de distribuições teóricas (KANGAS; MALTAMO, 2000). Vários modelos de distribuições probabilísticas têm sido usados para descrever a distribuição de diâmetros como as distribuições Log-Normal, Exponencial, Gamma, Beta, Weibull e a Sb de Jhonson (POUDEL; CAO, 2013).

Após a introdução do uso da distribuição Weibull na ciência florestal por Bailey e Dell (1973), Poudel e Cao (2013) comentaram que essa distribuição tem sido preferida por pesquisadores pela capacidade de ajuste a várias formas de distribuições.

Poudel e Cao (2013) ainda comentaram que outra vantagem da distribuição Weibull é que sua distribuição acumulada sem sua forma fechada permite calcular, com facilidade, a proporção de árvores em cada classe de diâmetro. Já Scolforo (1998) reforça as vantagens da possibilidade do maior detalhamento sobre o porte das árvores do povoamento facilitando o planejamento da produção, e a simulação de uma série de tratamentos silviculturais.

A função Weibull tem sido utilizada em distribuição de diâmetros de *Pinus taeda* (SMALLEY; BAILEY, 1974; FEDUCCIA et al., 1979; BALDWIN; FEDUCCIA, 1987), *Pinus palustris* Mill (JIANG; BROOKS, 2009), *Pinus sylvestris*, *Pinus nigra* e *Pinus halepensis* (PALAHÍ et al., 2006), *Betula labia* L. (GORGOSO et al., 2007), *Populus nigra* (ANDRASEV et al., 2009), *Acacia Mearnsii* (FINGER, 1992), *Tectona grandis* (LEITE et al., 2006; NOGUEIRA et al., 2006; BINOTI et al., 2012; FONTON et al., 2013; MADI et al., 2017), *Eucalyptus* spp (LEITE et al., 2006; NOGUEIRA et al., 2006; BINOTTI et al., 2010; ARAUJO JUNIOR et al., 2012), *Khaya ivorensis* (RIBEIRO, 2017), *Pinus* sp (SCOLFORO; MACHADO, 1996; EISFELD et al., 2005; CARELLI NETTO, 2008).

As duas abordagens básicas de estimativa dos parâmetros são os métodos de predição dos parâmetros e de recuperação dos parâmetros (PRODAN et al., 1997; ARCE, 2004), em que a vantagem do primeiro está na utilização da máxima verossimilhança (COHEN, 1965 apud CHIKUMBO, 1992) que apresenta características estatísticas desejáveis e estimativas dos parâmetros relativamente

precisas para produção (RETSLAFF, 2014), pois seus estimadores são consistentes, assintoticamente normais e eficientes (GUERA et al., 2018). O método dos momentos é mais simples, mas perde precisão dos parâmetros quando comparado ao método da máxima verossimilhança (MENDENHALL; SCHEAFFER, 1973 citados por CHIKUMBO, 1992)

Várias técnicas foram desenvolvidas para estimar os parâmetros da distribuição Weibull como métodos gráficos e analíticos (FONTON et al., 2013), em que o segundo proporciona melhores estimativas, pois possibilitam a construção de intervalos de confiança (RAZALI et al., 2009). Os métodos analíticos mais comuns são o método dos momentos, método da máxima verossimilhança, método dos percentis e o método dos mínimos quadrados ordinários; entretanto, o melhor método depende das características do povoamento (LIU et al., 2004; LEI, 2008).

Fonton et al. (2013) verificaram em povoamentos de *Tectona grandis* que os métodos da máxima verossimilhança, percentis e momentos podem ser utilizados para estimar os parâmetros da função Weibull, pois proporcionaram resultados muito semelhantes. Já Leite et al. (2006), Binoti et al. (2001) e Madi et al. (2017) trabalhando com a mesma espécie, utilizaram o método da máxima verossimilhança para estimar os parâmetros da função Weibull três parâmetros.

2.4.2.1 Reestimativa dos parâmetros

Os parâmetros de uma função de densidade probabilística são modelados em função de atributos do povoamento como densidade, diâmetros médios, altura dominante e idade. Os resultados gerados são utilizados para prever o estoque da floresta com a finalidade de possibilitar a tomada de decisões (SOARES et al., 2007).

O procedimento de predição dos parâmetros, embora apresente relações lineares entre as variáveis e fundamentos biológicos, pode apresentar baixa precisão (CAO; BURKAHRT, 1984; CAO, 2004). Cao (2004) propôs dois métodos para reestimativa dos parâmetros da distribuição Weibull denominados de Regressão de Máxima Verossimilhança e Função de Regressão da Distribuição Acumulada, em que o autor alcançou melhores resultados que o método da predição dos parâmetros.

Cao e McCarty (2006) compararam os Métodos dos Momentos, o Método Híbrido, e duas variações da Função de Regressão da Distribuição Acumulada com reestimativa do parâmetro de forma em função do espaçamento relativo e altura

dominante, uma variação em que o parâmetro de forma foi reestimado em função da altura dominante e do número de árvores por hectare. O melhor resultado foi verificado para a primeira variação em que o parâmetro de forma pode ser reestimado em função do espaçamento relativo e da altura dominante.

Poudel e Cao (2013) avaliaram dez métodos de reestimativa dos parâmetros da distribuição Weibull envolvendo os métodos da predição dos parâmetros, métodos dos percentis e métodos híbridos, todos ajustados pelas abordagens de ajuste simultâneo de equações, pela maximização da função de densidade acumulada (CAO, 2004) e pela maximização da função de densidade acumulada modificada (POUDEL; CAO, 2013). Os métodos de Cao (2004) e Poudel e Cao (2013) de reestimativa dos parâmetros apresentaram resultados semelhantes e superiores aos do ajuste simultâneo de equações.

As variáveis em nível de povoamento utilizadas por Cao (2004) para reestimar os parâmetros da função Weibull foram o espaçamento relativo, altura dominante, número de árvores por hectare e a idade. Já Carelli Netto (2008), utilizando a metodologia proposta por Cao (2004), utilizou a altura dominante, número de árvores por hectare e a idade.

Arce (2004) trabalhando com *Populus deltoides* concluiu que os parâmetros das distribuições Weibull com dois e três parâmetros podem ser estimados por máxima verossimilhança e a reestimativa dos parâmetros de escala e forma por regressão. A reestimativa dos parâmetros da distribuição Weibull devem ser feitos em função de variáveis, que além de explicar a variação dos parâmetros devam expressar aspectos biológicos como sitio, competição e estágio de desenvolvimento. A variável utilizada pelo autor para reestimar os parâmetros de escala e forma foi o diâmetro médio quadrático.

2.4.3 Modelagem do crescimento de árvores individuais

Um modelo de crescimento para árvore é composto por três módulos ou submodelos: mortalidade, competição e crescimento dimensional (DAVIS; JOHNSON, 1987).

Os modelos de crescimento para árvore individual são mais complexos e de difícil construção quando comparados aos modelos em nível de povoamento ou modelos de classe de tamanho, pois são constituídos por vários submodelos que

estimam o crescimento em diâmetro, altura, volume e a competição entre as árvores. Além disso, muitos modelos apresentam variáveis de difícil medição e avaliação, como variáveis relacionadas às medições das copas das árvores (DANIELS et al., 1986).

Os modelos para árvores individuais fornecem informações mais detalhadas com respeito à dinâmica da floresta (CLUTTER et al., 1983) e necessitam de informações mais detalhadas quando comparados aos modelos em nível de povoamento (CLUTTER et al., 1983; VANCLAY, 1994). Eles simulam o crescimento das variáveis dendrométricas e ainda têm em sua estrutura a variável de probabilidade de mortalidade (DAVIS; JOHNSON, 1987).

2.4.3.1 Mortalidade e sobrevivência

A mortalidade é a variável mais difícil de ser estimada nos modelos de crescimento e produção florestal (HAMILTON JR, 1986) sendo causada por fatores como competição, fatores genéticos e senescência (PEET; CHRISTENSEN, 1987; CAMPOS; LEITE, 2013). Estimativas podem ser obtidas através da predição da probabilidade de mortalidade ou da sobrevivência da árvore individual (SOMERS et al., 1980, LEITE; CAMPOS, 2013).

A probabilidade é normalmente modelada com base em índices de competição (HASENAUER et al., 2001) ou em função de variáveis do povoamento como idade, índice de local e área basal (LEITE; CAMPOS, 2013).

2.4.3.2 Competição

O entendimento da competição entre as espécies florestais é fundamental no manejo florestal. A taxa de crescimento de um povoamento florestal de determinada constituição genética é a resultante de idade, localização e ocupação de área e intensidade da concorrência (CURTIS, 1970).

A competição influencia o crescimento e dinâmica da floresta de várias maneiras, pois as espécies diferem quanto ao nível de competição exercido (PAPAIK; CANHAM, 2006; CANHAM et al., 2006; VANCLAY et al., 2013). Em nível da árvore, a concorrência reduz o crescimento, particularmente, crescimento em diâmetro, e

aumenta tanto a recessão da copa como a probabilidade de mortalidade. A competição também pode causar estagnação, a estratificação e instabilidade (WEISKITTELL et al., 2011).

A quantificação da competição é difícil e constitui um problema na área florestal (HOLMES; REED, 1991). Em povoamentos florestais, a definição de densidade como o número de árvores por unidade de área é de utilidade limitada, uma vez que as árvores aumentam o tamanho mais ou menos indefinidamente e alteram as dimensões e capacidades de utilizar recursos do sítio em resposta à influência de árvores adjacentes.

Logo, a competição pode ser indiretamente descrita por diversos índices de competição, que permitem quantificar o nível competitivo de uma árvore (árvore-objeto) em relação ao de suas competidoras. Os índices consideram o número, a dimensão e a distribuição das árvores em sua formulação (DAVIS et al., 2005).

Em função do tipo de índice de competição utilizado, os modelos de crescimento para árvores singulares foram divididos em dois principais grupos: os modelos espaciais, chamados de modelos dependentes de distância, e os não espaciais, chamados de modelos independentes de distância. Para os modelos espaciais, são necessários dados de sua localização no terreno, coordenadas geográficas, por exemplo, ou distância entre as árvores. Já os modelos não espaciais são mais simples e exigem menor levantamento de dados, pois não utilizam dados espaciais de localização (PORTÉ; BARTELINK, 2002; VANCLAY, 1994).

Os índices de competição estão entre as variáveis explicativas mais utilizadas para prever o crescimento e a mortalidade de árvores e o efeito negativo da competição sobre o crescimento e mortalidade das árvores são relatados por autores como Wykoff (1990); Holmes e Reed (1991); Quicke et al. (1994); Bigging e Dobbetin (1995); Hasenanuer e Monserud (1996); Lee (1996); Monserud e Sterba (1996); Jögiste (2000); e Sterba et al. (2002).

A partir da perspectiva da modelagem do crescimento e da produção, Munro (1974) identificou duas classes principais de índices de competição denominando-os índices de independentes da distância e índices dependentes da distância. Stage e Ledermann (2008) classificaram um terceiro grupo: os índices semi-independentes da distância.

Os índices dependentes da distância ainda podem ser classificados, como sugerido por Weiskittel et al. (2011), em índice dependente da relação dimensão e

distância, índice de influência de zona competitiva, índice de espaço de crescimento, índice de visão de céu aberto e índice de interceptação de luz.

Nos índices de competição dependentes da distância são atribuídas coordenadas espaciais para cada árvore, as quais permitem ponderar a competição entre cada árvore e a vizinha, sendo mais complexos e exigentes em termos de coleta de dados (HYNYNEN, 1995). Os índices independentes da distância não consideram a distribuição espacial das árvores, sendo quantificados pela razão entre diâmetro e/ou altura das árvores por variáveis em nível de povoamento (DANIELS et al., 1986; PRODAN et al., 1997), e as árvores competidoras são definidas pelas árvores incluídas na mesma unidade amostral (SIRONEN et al., 2002).

Os índices semi-independentes da distância são derivados dos dependentes da distância, em que são definidos raios de competição para seleção das árvores competidoras ao invés de considerar todas as árvores da unidade amostral (STAGE; LEDERMANN, 2008; LEDERMANN, 2010; CONTRERAS et al., 2011).

Espera-se que os índices dependentes da distância apresentem vantagens em relação aos independentes da distância, porém, não é possível afirmar a superioridade universal de um tipo de índice, e nem qual é mais indicado dentro de cada categoria (DANIELS et al., 1986; FOX et al., 2007; CHASSOT et al., 2011). Mitsuda et al. (2002) mostraram que diferentes tipos de índices de competição devem ser usados para prever o crescimento da árvore para cada classe de tamanho dentro de um povoamento.

2.5 MODELOS LINEARES GENERALIZADOS E GENERALIZADOS DE EFEITO MISTO

Os modelos generalizados (MLGs) podem ser denominados de modelos exponenciais lineares e foram desenvolvidos por Nelder e Wedderburn (1972), são extensões dos modelos lineares em que suas pressuposições são violadas (DEMÉTRIO, 2002; LITTELL et al., 2006).

Os modelos lineares generalizados são compostos por três partes ou componentes denominados de componente aleatório (i), componente sistemático (ii) e a função de ligação (iii) (NELDER; WEDDERBURN, 1972; McCULLAGH; NELDER, 1989).

- i. Componente aleatório: As variáveis $\gamma_1, \gamma_2 \dots \gamma_n$ são independentes e da seguinte função de densidade.

$$f(\gamma_i; \theta_i, \Phi) = \exp \left[\frac{(\gamma_i \theta_i) - \beta(\theta_i)}{\alpha_i(\Phi)} + \omega(\gamma_i; \Phi) \right]$$

em que: α_i, β, ω são funções conhecidas, θ_i é o parâmetro canônico, Φ é o parâmetro de dispersão.

Para função de densidade da distribuição normal Cordeiro e Neto (2006) exemplificam como:

$$f(\gamma_i; \theta, \Phi) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2}} e^{\left[-\frac{(\gamma-\mu)^2}{2\sigma^2} \right]}$$

$$= e^{\left[\frac{\left(\gamma\mu - \frac{\mu^2}{2} \right)}{\sigma^2} - \frac{\left(\frac{\gamma^2}{\sigma^2} + \ln(2\pi\sigma^2) \right)}{2} \right]}$$

$$\text{em que: } \theta = \mu, \Phi = \sigma^2, \alpha(\Phi) = \Phi, \beta(\theta) = \frac{\theta^2}{2} \text{ e } \omega(\gamma, \Phi) = -\frac{\left[\frac{\gamma^2}{\Phi} + \ln(2\pi\Phi) \right]}{2}$$

Fazendo a log-verossimilhança de uma única observação tem-se uma função de θ e Φ e assim podem ser estimadas a média e a variância conforme descrito em Nelder e Wedderburn (1972) e Cordeiro e Neto (2006).

- ii. Componente sistemático: as variáveis explicativas entram como um preditor linear.

$$\eta_i = \sum_{j=1}^n x_{ij} \beta_j = X'_i \beta \quad \text{ou} \quad \eta = X' \beta$$

em que: $X = (x_1, x_2, x_3, \dots, x_n)'$ a matriz do modelo, $\beta = (\beta_1, \beta_2, \beta_3, \dots, \beta_j)'$ o vetor de parâmetros e $\eta = (\eta_1, \eta_2, \eta_3, \dots, \eta_n)'$ o preditor linear.

- iii. Função de ligação: Faz a ligação do componente aleatório ao componente sistemático por uma função conhecida (g), ou seja, relaciona o preditor linear ao valor esperado de μ para um dado Y .

$$g(\mu_i) = \eta_i = X'_i \beta$$

em que: g é uma função monotônica e derivável (McCULLAGH; NELDER, 1989; DOBSEN; BARNETT, 2008)

Os parâmetros dos modelos lineares generalizados (β_{is}) e o parâmetro de dispersão ϕ são estimados pelo método da máxima verossimilhança, que é fundamental para inferência sobre os coeficientes estimados. (TURKAMAN; SILVA, 2003; ALVARENGA, 2015).

A escolha adequada de um modelo linear generalizado deve considerar a definição da distribuição, da função de ligação e a definição da matriz do modelo (DEMÉTRIO, 2002; TURKMAN; SILVA, 2003). Para dados contínuos são recomendadas as distribuições gama, normal ou normal inversa, e nos casos em que as variâncias não são constantes e/ou os dados têm distribuição assimétrica, a utilização da função de distribuição gama e normal inversa são mais apropriadas (TURKMAN; SILVA, 2003).

Os modelos generalizados mistos são uma extensão dos modelos generalizados para ajustar distribuições não-normais que apresentem efeitos aleatórios normais. A diferença entre os modelos citados é que são inseridos efeitos aleatórios no preditor linear η (LITTEL et al., 2006)

$$g(\mu_{y|u}) = Z_u + X\beta$$

em que: y é a variável resposta; $g(\cdot)$ é a função de ligação linear para variáveis explanatórias; $\mu_{y|u} = E[y|U = u]$ é a esperança da resposta condicional aos efeitos aleatórios; β é o vetor de efeitos fixos; X é a matriz do modelo que relaciona os efeitos fixos a $g(\mu_{y|u})$; u é o vetor de efeitos aleatórios. Os fatores de agrupamento dos efeitos aleatórios têm distribuição $u \sim N(0, I\sigma_u^2)$ e Z é a matriz do modelo que relaciona $g(\mu_{y|u})$ a u . As estimativas dos parâmetros podem ser obtidas pela minimização da aproximação Laplaciana para função de desvio (VAZQUEZ et al., 2010).

A estimativa dos parâmetros dos modelos lineares generalizados mistos é realizada através da função da verossimilhança da distribuição marginal ou residual. Após a integração da distribuição conjunta dos dados e dos efeitos aleatórios é obtida a distribuição marginal. Quando a distribuição dos efeitos aleatórios não é normal é necessária a aplicação da pseudo-verossimilhança para estimar os parâmetros (LITTELL et al., 2006).

A utilização dos modelos lineares generalizados e generalizados mistos tem se intensificado na ciência florestal em função das características dos dados florestais, como demonstra Oliveira (2012), que trabalhou com a modelagem do crescimento e

produção de povoamentos de Eucalipto utilizando os mínimos quadrados generalizados.

Os modelos generalizados mistos também foram utilizados por Calegario et al. (2005) para modelagem do crescimento e da produção, Horle et al. (2010) trabalhando com funções de afilamento, assim como, em trabalhos para relação hipsométrica como Jayaraman e Lappi (2001) com *Tectona grandis*, Sharma e Patron (2007) trabalhando com floresta boreal no Canadá, Adame et al. (2008) em pesquisa com *Quercus pyrenaica* na Espanha e Mendonça et al. (2015) com *Eucalyptus* sp.

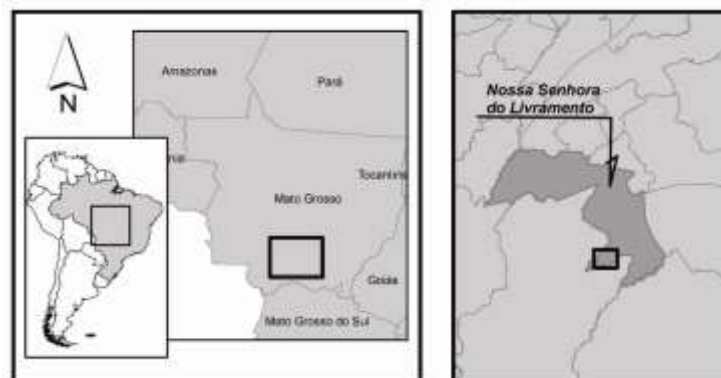
3. MATERIAL E MÉTODOS

3.1 DESCRIÇÃO DA ÁREA

Os dados para o estudo têm origem em propriedade localizada no município de Nossa Senhora do Livramento, estado do Mato Grosso, circunscrita ao ponto de coordenada geográfica 16°12'19" S e 56°23'00" W (Figura 1), em um plantio de origem seminal da espécie *Tectona grandis* L.f. com área útil de nove metros quadrados para cada árvore (3 metros x 3 metros).

O clima da região é do tipo Aw, com estações seca e chuvosa bem definidas, conforme a classificação de Köppen. A precipitação média é 1.450 mm.ano⁻¹ e temperatura média anual de 25°C (ALVARES et al., 2013). O relevo característico é o suave ondulado e o solo é classificado como PLANOSSOLO HÁPLICO Eutrófico (EMBRAPA, 2006), de textura franco-argilo-arenosa.

Figura 1- Localização dos povoamentos de *Tectona grandis* no estado de Mato Grosso



Fonte: Pelissari (2015)

3.2 BASE DE DADOS

A base de dados é proveniente da medição de parcelas permanentes de área fixa, com dimensões de 15 metros x 30 metros (450 m²), distribuídas de maneira sistemática com intensidade amostral de uma parcela para cada dez hectares, aproximadamente. As medições foram realizadas a partir do segundo ano após a implantação dos povoamentos, até 2015. Na ocasião os plantios apresentavam idades entre 12 e 16 anos (Tabela 1).

Dentro das parcelas foram mensuradas a circunferência à 1,3 m do solo (c), para cálculo do diâmetro a altura do peito (d), a altura (h) das árvores utilizando o

hipsômetro de Blume-Leiss. Até 2005, a altura de todas as árvores foi medida e de 2006 a 2011 foram medidas aproximadamente 10 alturas por parcela nos povoamentos implantados em 2002 e 2003, e nenhuma nos povoamentos restantes. No ano de 2012, o tamanho da parcela foi duplicado, passando a ter 900 m² (15 m x 60 m), tendo sido medidas, em torno de 10 alturas e todos os diâmetros de árvores.

Em virtude da alteração da dimensão das unidades amostrais foi utilizada a ponderação nos ajustes, tanto em relação a dimensão e/ou número de árvores das parcelas, quanto em função de variáveis independentes dos modelos, mas não foram verificados ganhos em precisão ou melhoria no comportamento das estimativas.

No período, foram realizados três desbastes, sendo o primeiro aos quatro ou cinco anos, o segundo aos oito ou nove anos, e o terceiro aos dez ou onze anos. O primeiro desbaste foi seletivo pelos critérios estabelecidos por Caldeira e Oliveira (2008) priorizando a retirada de árvores considerando a seguinte ordem: estado fitossanitário, forma e qualidade do fuste, e as árvores com menores valores de diâmetro à 1,3 m do solo e de altura da árvore. O segundo e terceiro desbastes foram mistos, com a retirada de uma linha a cada seis, e nas demais linhas foram removidas árvores para aumentar o espaço de crescimento. Das árvores desbastadas e em áreas contiguas ao experimento, 146 foram cubadas pelo método de Smalian, cobrindo a amplitude de diâmetros da floresta.

Tabela 1 - Dados referentes aos anos de implantação, época de plantio, área dos talhões, número de talhões e número de parcelas por talhão

Anos de implantação	Espaçamento	Época do Plantio		Área (ha)	Talhões	Parcelas
1999	3 x 3 m	Dez/2000	Fev/2001	308,85	12	30
2000	3 x 3 m	Nov/2000	Fev/2001	288,14	11	33
2002	3 x 3 m	Dez/2002	Fev/2003	242,36	9	30
2003	3 x 3 m	Dez/2003	Fev/2004	420,08	18	41
Total				1259,43	50	134

Fonte: O autor

3.3 MODELAGEM DAS VARIÁVEIS DENDROMÉTRICAS

Os valores médios, máximos, mínimos e o coeficiente de variação foram calculados para as variáveis diâmetro à 1,3 m do solo (d), altura das árvores (h), altura dominante (h_{100}), área basal por hectare (G), diâmetro máximo (d_{max}), diâmetro mínimo (d_{min}) e número de árvores por hectare (N) para análise da tendência média dos dados.

O coeficiente de correlação de Pearson foi calculado com a finalidade de identificar o grau da relação entre variáveis como subsídio para construção dos modelos.

Os desbastes foram estudados com a finalidade de detectar as relações do Número de árvores ou da área basal removidos com as dimensões que a floresta alcançou no momento da intervenção, buscando modelar as alterações estruturais da floresta. Os pesos dos desbastes, que se refere ao percentual removido (SCHNEIDER, 2008), foram calculadas para área basal e número de árvores. Os coeficientes de correlação de Pearson das variáveis dendrométricas com as intensidades foram calculados para verificar as suas relações lineares.

Complementarmente, para descrição dos desbastes, foram construídos gráficos de dispersão dos pesos em área basal e número de árvores por hectare em função da altura dominante (h_{100}), pois, segundo West (2009), além de expressar a capacidade produtiva do local, a altura dominante pode ser considerada como a taxa de crescimento dos competidores mais promissores e em função do diâmetro médio quadrático que é importante na definição de densidade dos povoamentos (PRESTCH; BIBER, 2005; VANDERSCHAAF; BURKHART, 2008).

Os modelos utilizados para descrever as variáveis do povoamento foram selecionados da literatura florestal, bem como desenvolvidos pelo processo de seleção de variáveis passo a passo (*Stepwise*). As variáveis testadas na seleção foram inseridas em sua forma pura e com transformações logarítmica, quadrática, inversa e, em alguns casos, construídas variáveis combinadas (AMP, DIF, E.R.).

$$DIF = d_{max} - d_{min}$$

$$AMP = \frac{(d_{max} - d_{min})}{dg}$$

$$E. R. = \frac{\left(\frac{10000}{N}\right)^{0,5}}{h_{100}}$$

em que: DIF = amplitude; AMP = amplitude proporcional ao diâmetro médio quadrático, E.R.=espaçamento relativo.

Outro aspecto considerado na seleção de variáveis independentes para comporem os modelos foi sua dispersão em relação à variável dependente, bem como, buscou-se variáveis que descrevessem características biológicas importantes no desenvolvimento da floresta. Os modelos desenvolvidos a partir da seleção de

variáveis, tanto pelo procedimento passo a passo, quanto pela expressão de características biológicas, foram denominados de modelos genéricos.

3.3.1 Relação hipsométrica

Cinco modelos de relação hipsométrica encontrados na literatura (Tabela 2) foram avaliados e um modelo ajustado pelo procedimento de seleção de variáveis (*Stepwise*), em que as variáveis testadas foram diâmetro à 1,3 m do solo, idade e altura dominante. Os ajustes foram realizados para toda a base de dados, por idade e para cada parcela.

Tabela 2 - Modelos de relação hipsométrica

Autor	Modelo
Henricksen (1950)	$h = \beta_0 + \beta_1 * \ln(d) + e_i$
Stoffels e Van Soest (1953)	$\ln(h) = \beta_0 + \beta_1 * \ln(d) + e_i$
Curtis (1967)	$\ln(h) = \beta_0 + \beta_1 * \frac{1}{d} + e_i$
Trorey (1932)	$h = \beta_0 + \beta_1 * d + \beta_1 * d^2 + e_i$
Rossi et al. (2011)	$\frac{1}{\sqrt{h-1,3}} = \beta_0 + \beta_1 * \frac{1}{d} + \beta_1 * \frac{1}{d^2} + e_i$
Modelo genérico 1	$h = \beta_0 + \beta_1 * d + \beta_1 * h_{100} + e_i$

em que: h = altura total (m); d = diâmetro a 1,3 m do solo (cm); h_{100} =altura dominante β = coeficiente de regressão; e ln = logaritmo neperiano; e_i =erro aleatório;

Após a seleção do melhor modelo para descrever a relação hipsométrica foi realizado o ajuste por idade para verificar se o mesmo descreve com precisão a relação hipsométrica em cada uma das idades para, posteriormente, realizar um estudo detalhado sobre a existência de coeficiente de inclinação comum visando utilizar uma equação única, comum para todas as parcelas com variação apenas do intercepto, conforme apresentado por Finger (1992).

Para isso, foi testada a diferença de inclinação (paralelismo) e a diferença de nível entre as regressões (coincidência) por análise de covariância (FINGER et al., 2000; COSTA et al., 2014), pois essa técnica permite responder sobre a necessidade de utilização de equações separadas para cada talhão e/ou idade ou da possibilidade de emprego de uma única regressão para diferentes grupos (SCHNEIDER et al., 2009).

3.3.2 Classificação dos sítios florestais

Para o desenvolvimento das curvas de sítio foram selecionados dados de 81 árvores dominantes do povoamento com idade de 16 anos (medições contínuas). Para estimativa da altura dominante foram ajustados cinco modelos encontrados na literatura (Tabela 3) e um modelo construído por procedimento de seleção de variáveis (*Stepwise*), sendo as variáveis testadas: idade em anos e as transformações logarítmica, quadrática e inversa.

Tabela 3 - Modelos de crescimento da altura dominante

Autor	Modelo
Backman	$h_{100} = e^{(\beta_0 + \beta_1 * \ln(t) + \beta_2 * \ln^2(t))} + \mathcal{E}_i$
Alométrico	$h_{100} = \beta_0 * t^{\beta_1} + \mathcal{E}_i$
Richards (1959)	$h_{100} = \beta_0 * (1 - e^{-\beta_1 * t})^{\beta_2} + \mathcal{E}_i$
Monomolecular	$h_{100} = \beta_0 * (1 - e^{-\beta_1 * t}) + \mathcal{E}_i$
Schumacher	$h_{100} = e^{\beta_0 + \beta_1 * \frac{1}{t}} + \mathcal{E}_i$
Modelo genérico 2	$h_{100} = e^{\beta_0 + \beta_1 * \ln(t)} + \mathcal{E}_i$

em que: h_{100} = altura dominante (m); d = diâmetro a 1,3 m do solo (cm); h_{100} =altura dominante β_i 's = parâmetros de regressão; \ln = logaritmo neperiano; \mathcal{E}_i =erro aleatório;
Fonte: O autor.

A altura dominante foi calculada considerando o conceito de Assmann (1970) que define essa altura como altura média das cem árvores de maiores diâmetros em um hectare. Em virtude do fato de as unidades amostrais terem 450 m² e a partir do ano de 2012 terem sido aumentadas para 900 m² foram selecionadas as cinco árvores de maior diâmetro em cada parcela.

A tendência de crescimento das árvores foi verificada pelo estudo de inclinação e nível das curvas geradas pelo modelo de melhor ajuste por análise de covariância, no caso de modelo linear (TONINI et al., 2001; SCHNEIDER et al., 2009). Para modelos não lineares foram utilizados os testes de somatórios de quadrados extras não lineares pelo teste F (BATES; WATTS, 1988; KUTNER et al., 2004) e o teste L de Lakkis-Jones (KHATTREE; NAIK, 2000) comparados aos valores tabelados da distribuição qui-quadrado para verificar a semelhança dos parâmetros estimados pelos modelos.

$$F = \frac{(SSE_R - SSE_C) / (G.L._R - G.L._C)}{(SSE_C / G.L._C)}$$

$$L = -N * \ln\left(\frac{SSE_C}{SSE_R}\right)$$

em que: SSE_R =Somatório de quadrados do modelo reduzido; SSE_C =Somatório de quadrados do modelo completo; G.L. $_R$ =Graus de liberdade do modelo reduzido; G.L. $_C$ =Graus de liberdade do modelo completo; N =número de observações e \ln =logaritmo neperiano.

Os testes para modelos não lineares consistem em comparar o somatório de quadrados para o modelo completo (maior número de parâmetros) com o somatório de quadrados para o modelo reduzido (menor número de parâmetros), em que para o modelo completo foi considerado que todos os coeficientes do modelo variam em função de cada árvore, e para o modelo reduzido o coeficiente responsável pela inclinação da curva seja fixo.

Para facilitar esse procedimento foram utilizadas variáveis *Dummy* como recomendado por Huang et al. (2004). O coeficiente de inclinação fixo foi calculado pela média dos coeficientes considerando o ajuste por árvore (REGAZZI; SILVA, 2004, 2010). Segue o exemplo do arranjo do modelo Monomolecular.

Modelo completo

$$h_{100} = D_1 * [\beta_{01} * (1 - e^{-\beta_{11}*t})] + D_2 * [\beta_{02} * (1 - e^{-\beta_{12}*t})] + \dots + D_n * [\beta_{0n} * (1 - e^{-\beta_{1n}*t})]$$

Modelo Reduzido

$$h_{100} = D_1 * [\beta_{01} * (1 - e^{-\beta_1*t})] + D_2 * [\beta_{02} * (1 - e^{-\beta_1*t})] + \dots + D_n * [\beta_{0n} * (1 - e^{-\beta_1*t})]$$

em que: D_j =Variável *Dummy* da j -ésima árvore até n ; β_{0j} =assíntota da j -ésima árvore até n ; β_{1j} = taxa de crescimento da árvore j até n ; β_1 =taxa de crescimento médio das árvores.

Na situação em que a melhor função foi de natureza não linear e os testes de somatório de quadrados extras não lineares e Lakkis-Jones indicaram que pelo menos uma árvore apresenta tendência diferente das demais, foi necessário identificar quais árvores são semelhantes mas, pelos testes citados, seria necessário comparar aos pares todas as combinações de árvores e identificar quais foram semelhantes.

Para solucionar a dificuldade de se comparar todos os pares de árvores possíveis foi utilizada como alternativa a análise de covariância pelo modelo de Backman em sua forma linearizada pois, segundo Huitema (2011), se a relação entre

as variáveis dependentes e independentes do modelo for monotônica, a transformação é uma alternativa viável.

Após a estratificação em função da semelhança entre as inclinações das curvas estimadas foram construídas curvas de índice de sítio para idade de referência de 12 anos, com reestimativa do nível para cada curva índice.

3.3.3 Modelos para volume e fator de forma das árvores

O volume de árvores individuais foi estimado por equações geradas pelo ajuste de modelos relatados na literatura (Tabela 4) e os fatores de forma estimados por equações desenvolvida a partir dos modelos da Tabela 5.

Tabela 4 - Modelos para estimar o volume de árvores

Autor	Modelo
Schumscher-Hall	$v = \beta_0 * d^{\beta_1} * h^{\beta_2} + \mathcal{E}_i$
Spurr	$v = \beta_0 + \beta_1 * d^2 h + \mathcal{E}_i$
Husch	$v = \beta_0 * d^{\beta_1} + \mathcal{E}_i$
Brenac	$v = e^{\beta_0 + \beta_1 * \ln(d) + \beta_2 * \frac{1}{d}}$
Stoate	$v = \beta_0 + \beta_1 * d^2 + \beta_2 * d^2 h + \beta_3 * h + \mathcal{E}_i$

em que: v= volume (m³); h = altura (m); d = diâmetro a 1,3 m do solo (cm); β_i 's = parâmetros de regressão; ln = logaritmo neperiano e \mathcal{E}_i =erro aleatório.

Fonte: O autor.

Tabela 5 - Modelos para estimar o fator de forma

Autor	Modelo
Linear Múltiplo	$f_{1,3} = \beta_0 + \beta_1 * d + \beta_2 * h + \mathcal{E}_i$
Linear Múltiplo Logaritimizado	$f_{1,3} = e^{\beta_0 + \beta_1 * \ln(d) + \beta_2 * \ln(h)} + \mathcal{E}_i$
Variável combinada de Spurr	$f_{1,3} = \beta_0 + \beta_1 * d^2 h + \mathcal{E}_i$
Linear Simples (h/d)	$f_{1,3} = \beta_0 + \beta_1 * \frac{h}{d} + \mathcal{E}_i$
Não Linear Shucmacher-Hall	$f_{1,3} = \beta_0 * d^{\beta_1} * h^{\beta_2} + \mathcal{E}_i$

em que: $f_{1,3}$ =fator de forma artificial; h = altura total (m); d = diâmetro a 1,3 m do solo (cm); β_i 's = parâmetros de regressão; ln = logaritmo neperiano e \mathcal{E}_i =erro aleatório.

Fonte: O autor

3.3.4 Modelos de diâmetro médio quadrático

O diâmetro médio quadrático (dg) foi estimado com modelos publicados, assim como por modelos construídos pelo método de seleção de variáveis (*Stepwise*) – (Tabela 6). As variáveis independentes idade, altura média, altura dominante, número de árvores por hectare e o incremento periódico em altura dominante foram testadas, bem como, suas transformações logarítmica, quadrada e inverso, além de variáveis combinadas. Na inclusão das variáveis nos modelos não foram considerados apenas os critérios estatísticos, mas, também, a expressão biológica das mesmas.

Tabela 6 - Modelos para estimar o diâmetro médio quadrático

Autor	Modelo
Kira et al. (1953)	$dg = \frac{1}{(a_0 * h_{100}^{a_1} * N + \beta_0 * h_{100}^{\beta_1})} + \mathcal{E}_i$
Cao (2004)	$dg = e^{\beta_0 + \beta_1 * ER + \beta_2 * \ln(N) + \beta_3 * \ln(h_{100})} + \mathcal{E}_i$
Modelo genérico 3	$dg = \beta_0 + \beta_1 * h_{100} + \mathcal{E}_i$
Modelo genérico 4	$dg = \beta_0 + \beta_1 * h_{100} + \beta_2 * t + \mathcal{E}_i$
Modelo genérico 5	$dg = \beta_0 + \beta_1 * h_{100} + \beta_2 * t + \beta_3 (IPA_{h_{100}}) + \mathcal{E}_i$

Legenda: dg= diâmetro médio quadrático (cm); h_{100} = altura dominante (m); $IPA_{h_{100}}$ =Incremento periódico anual em altura dominante (m/ano) β_i 's = parâmetros de regressão; ln = logaritmo neperiano e \mathcal{E}_i =erro aleatório.

Fonte: O autor

3.3.5 Modelos de altura média

A altura média das parcelas foi estimada por equações a partir de modelos da literatura: dois modelos utilizados por Drescher (2004) para *Tectona grandis*, um modelo não linear, bem como, foram construídos por processo de seleção de variáveis (*Stepwise*) (Tabela 7), sendo as variáveis independentes a idade, o diâmetro médio quadrático, altura dominante e o incremento periódico da altura dominante e suas transformações logarítmica, quadrada e inversa.

Tabela 7 - Modelos para estimar a altura média

Autor	Modelo
Drescher (2004)	$h = \beta_0 + \beta_1 * h_{100} + \mathcal{E}_i$
Drescher (2004)	$h = \beta_0 + \beta_1 * h_{100} + \beta_2 * h_{100}^2 + \mathcal{E}_i$
Mendonça et al. (2011)	$h = \frac{\beta_0}{1 + e^{\left(\frac{\beta_1 - dg}{\beta_2}\right)}} + \mathcal{E}_i$
Modelo genérico 6	$h = \beta_0 + \beta_1 * h_{100} + \beta_2 * dg + \mathcal{E}_i$
Modelo genérico 7	$h = \beta_0 + \beta_1 * h_{100} + \beta_2 * IPA_{h_{100}} + \mathcal{E}_i$

em que: h= altura média (m); h_{100} = altura dominante (m); $IPA_{h_{100}}$ =incremento periódico anual em altura dominante (m/ano); dg=diâmetro médio quadrático β_i 's = parâmetros de regressão e \mathcal{E}_i =erro aleatório.

Fonte: O autor

3.3.6 Modelos de densidade

A densidade do povoamento de *Tectona grandis* foi estimada por modelos conforme adaptação da metodologia apresentada por VanderSchaaf e Burkhart (2008), e conforme a relação de Auto desbaste descrita por Tang et. al (1994) – (Tabela 8). Os modelos foram ajustados com base na teoria apresentada por VanderSchaaf e Burkhart (2008) em que o número de árvores pode ser estimado por um modelo segmentado em função do diâmetro médio quadrático, e sua segmentação feita em função dos estágios de desenvolvimento do povoamento florestal. Os coeficientes “di’s” com ‘i’ variando de 1 a 3 foram estimados por regressão e expressam as mudanças de inclinação na curva de acordo com o desenvolvimento da floresta.

Nesta pesquisa, os pontos de mudança não foram considerados como apresentados no trabalho citado, pois o povoamento sofreu desbastes dificultando a determinação do ponto biológico de mudança na forma da curva tamanho-densidade. Os pontos de mudança foram estabelecidos conforme o máximo diâmetro médio quadrático em que um determinado desbaste ocorreu. A inserção da altura dominante no modelo proposto por VanderSchaaf e Burkhart (2008) foi outra adaptação para possível correção do sítio e melhoria na dispersão dos valores estimados em função dos observados.

Como a relação entre a densidade e o diâmetro médio em povoamentos puros (monoespecíficos) segue uma tendência curvilínea, com variações na inclinação da curva dependendo do estágio de desenvolvimento da floresta (VANDERSCHAAF; BURKHART, 2008) foram construídos modelos segmentados constituídos de submodelos lineares com dois coeficientes angulares na tentativa de expressar tanto a inclinação quando a tendência for linear, quanto a mudança na inclinação da curva, quando necessário. A variável adicional inserida no modelo foi a altura dominante representando o sitio combinando, assim, a dimensão que a floresta alcança para uma determinada densidade com o efeito do sítio.

Tabela 8 - Modelos para estimar o número de árvores por hectare

Autor	Modelo
Tang et. al. (1994)	$\ln(N)_t = \ln(Sf) - \frac{1}{\sigma} * \ln \left[\left(\frac{d_t}{d_0} \right)^{\beta\sigma} + \left(\frac{Sf}{N_1} \right)^\sigma - (d_1 - d_0)^{\beta\sigma} \right] + \mathcal{E}_i$
VanderSchaaf e Burkhart (2008)	$\begin{aligned} \ln(N) &= \ln(N_0) + \ln(N_0) * \\ &[(I_1 * (\alpha_0 + (\ln(dg) - \gamma_1)^2 * \alpha_1) + \\ I_2 * (\alpha_0 + \alpha_1 * (\gamma_2 - \gamma_1)^2 + (\alpha_2 + (\ln(dg) - \gamma_2)^2) + \\ I_3 * (\alpha_0 + \alpha_1 * (\gamma_2 - \gamma_1)^2 + (\alpha_2 + (\gamma_3 - \gamma_2)^2 + \alpha_3 * (\ln(dg) - \\ \gamma_3))) + \mathcal{E}_i \end{aligned}$
VanderSchaaf e Burkhart (2008) Mod.	$\begin{aligned} \ln(N) &= \ln(N_0) + \ln(N_0) * \\ &[(I_1 * (\alpha_0 + (\ln(dg) - \gamma_1)^2 * \alpha_1 + \beta_1 * \ln(h_{100})) + \\ I_2 * (\alpha_0 + \alpha_1 * (\gamma_2 - \gamma_1)^2 + (\alpha_2 + (\ln(dg) - \gamma_2)^2 + \beta_1 * \\ \ln(h_{100})) + I_3 * (\alpha_0 + \alpha_1 * (\gamma_2 - \gamma_1)^2 + (\alpha_2 + (\gamma_3 - \gamma_2)^2 + \\ \alpha_3 * (\ln(dg) - \gamma_3) + \beta_1 * \ln(h_{100}))) + \mathcal{E}_i \end{aligned}$
Favalessa (2018)a	$\begin{aligned} N &= N_0 + N_0 * [I_1 * (\alpha_0 + \alpha_1 * dg + \alpha_2 * h_{100}) + \\ I_2 * (\beta_0 + \beta_1 * dg + \beta_2 * h_{100}) + \\ I_3 * (\theta_0 + \theta_1 * dg + \theta_2 * h_{100})] + \mathcal{E}_i \end{aligned}$
Favalessa (2018)b	$\begin{aligned} N &= (\gamma_0 + \gamma_1 * dg + \gamma_2 * h_{100}) + \\ &[I_1 * (\alpha_0 + \alpha_1 * dg + \alpha_2 * h_{100}) + \\ I_2 * (\beta_0 + \beta_1 * dg + \beta_2 * h_{100}) + \\ I_3 * (\theta_0 + \theta_1 * dg + \theta_2 * h_{100})] + \mathcal{E}_i \end{aligned}$

em que: N= número de árvores por hectare; N_0 = número inicial de árvores por hectare; h_{100} = altura dominante (m); dg=diâmetro médio quadrático; N_t = número de árvores por hectare no tempo t; d_t =diâmetro médio no tempo t (cm); S_t =índice de densidade; σ = índice de autodesbaste; d_0 =diâmetro básico padrão (25 cm) $\beta, \alpha, \gamma, \theta$ = parâmetros de regressão; $l_1 = 1$ se $dg \leq 16$ cm, $l_2=1$ se $16 < dg \leq 24,4$ cm; $l_3=1$ se $24,4 < dg \leq 27$ cm; \mathcal{E}_i = erro aleatório;

Fonte: O autor.

3.3.7 Modelos de diâmetro mínimo

O diâmetro mínimo das unidades amostrais foi estimado por equações desenvolvidas a partir de modelos da literatura, modelos genéricos e, ainda, considerando o comportamento de cada variável independente com a variável dependente (Tabela 9). As variáveis independentes testadas foram o diâmetro médio quadrático, altura dominante, número de árvores por hectare, área basal das parcelas e a combinação de variáveis além de suas transformações logarítmica, quadrática e inversa.

Tabela 9 - Modelos para estimar o diâmetro mínimo

Autor	Modelo
Kira et al. (1953)	$d_{min} = \frac{1}{(a_0 * h_{100}^{a_1} * N + \beta_0 * h_{100}^{\beta_1})} + \mathcal{E}_i$
Cao (2004) reduzido	$d_{min} = e^{\beta_0 + \beta_1 * ER + \beta_2 * \ln(N) + \beta_3 * \ln(h_{100})} + \mathcal{E}_i$
Modelo genérico 10	$d_{min} = \beta_0 + \beta_1 * dg + \beta_2 * \ln(N) + \beta_3 * t + \mathcal{E}_i$
Modelo genérico 11	$d_{min} = \beta_0 + \beta_1 * dg + \beta_2 * \ln(N) + \mathcal{E}_i$
Modelo genérico 12	$d_{min} = \beta_0 + \beta_1 * dg + \beta_2 * (G * h_{100}) + \mathcal{E}_i$

em que: d_{min} = diâmetro mínimo (cm); h_{100} = altura dominante (m); dg =diâmetro médio quadrático (cm); N = número de árvores por hectare, G = área basal; β_i 's = parâmetros de regressão; \ln = logaritmo neperiano e \mathcal{E}_i =erro aleatório.

Fonte: O Autor

3.3.8 Modelos de diâmetro máximo

O diâmetro máximo das unidades amostrais foi estimado por equações desenvolvidas a partir de modelos da literatura, modelos genéricos construídos por seleção de variáveis (*Stepwise*) sempre considerado o comportamento de cada variável independente com a variável dependente (Tabela 10). As variáveis independentes testadas foram o diâmetro médio quadrático, altura dominante, número de árvores por hectare, área basal das parcelas, combinação de variáveis e suas transformações logarítmica, quadrada e inversa.

Tabela 10 - Modelos para estimar o diâmetro máximo

Autor	Modelo
Kira et al. (1953)	$d_{max} = \frac{1}{(a_0 * h_{100}^{a_1} * N + \beta_0 * h_{100}^{\beta_1})} + \mathcal{E}_i$
Cao (2004) Reduzido	$d_{max} = e^{\beta_0 + \beta_1 * ER + \beta_2 * \ln(N) + \beta_3 * \ln(h_{100})} + \mathcal{E}_i$
Modelo genérico 13	$d_{max} = \beta_0 + \beta_1 * dg + \beta_2 * d_{min} + \mathcal{E}_i$
Modelo genérico 14	$d_{max} = \beta_0 + \beta_1 * dg + \beta_2 * N + \mathcal{E}_i$
Modelo genérico 15	$d_{max} = \beta_0 + \beta_1 * dg + \beta_2 * (G * h_{100}) + \mathcal{E}_i$

em que: d_{min} = diâmetro máximo (cm); h_{100} = altura dominante (m); dg =diâmetro médio quadrático (cm); N = número de árvores por hectare, G = área basal por hectare; β_i 's = parâmetros de regressão; \ln = logaritmo neperiano e \mathcal{E}_i =erro aleatório.

Fonte: O autor

3.3.9 Modelos de distribuição probabilística

Para estimar o número de árvores por hectare por classe de diâmetro foram utilizados modelos de distribuição probabilística (Tabela 11). Os parâmetros dos modelos probabilísticos foram calculados pelo método da máxima verossimilhança e o parâmetro de locação da distribuição Weibull foi fixado como sendo o diâmetro mínimo de cinco centímetros.

A seleção da função ajustada foi realizada com os testes de aderência Kolmogorov-Smirnov (D), Qui-quadrado (X^2), Anderson-Darling (AD) e Cramér-von-Mises (W) como apresentado por Schneider et. al. (2009), em que o menor valor da estatística implica em melhor resultado. Adicionalmente, foi calculado o Índice de Erro Reynolds (REYNOLDS et al., 1988), que consiste no somatório das diferenças entre as frequências observadas e estimadas das classes em cada parcela.

$$D = \text{Max}|F_n(x) - F(x)|$$

$$X^2 = \sum_{i=1}^n \frac{(fo - fe)^2}{fe}$$

$$AD = -n - \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n [(2i - 1) * \ln F(x) + (2n + 1 - 2i) * \ln(1 - F(x))]$$

$$W = \sum_{i=1}^n \left((x) - \frac{2i - 1}{2n} \right)^2 + \frac{1}{12n}$$

em que: Max_x =máximo; $F(x)$ =densidade de probabilidade estimada de x; $F_n(x)$ = Densidade de probabilidade observada de x; fo = frequências observadas de x; fe = frequências estimadas de x.

Para a análise conjunta dos testes de aderência e o índice de Erro de Reynolds foi elaborada uma classificação com atribuição de notas para cada estatística, de cada modelo. As notas variaram de 1 a 3, sendo a nota 1 atribuída ao menor valor do teste de aderência, representativo do melhor resultado (CARELLI NETTO, 2008). O coeficiente de correlação de Pearson foi calculado para verificar as relações entre os parâmetros estimados e as variáveis do povoamento com a finalidade de subsidiar a seleção das variáveis utilizadas na reestimativa dos parâmetros da função de densidade selecionada.

Tabela 11 - Modelos de distribuição probabilística

Modelo	Função
Weibull	$f(x) = \frac{\gamma}{\beta} \left(\frac{x - \alpha}{\beta} \right)^{\gamma-1} e - \left(\frac{x - \alpha}{\beta} \right)^{\gamma}$
Gamma	$f(x) = \frac{(x - \alpha)^{\gamma-1} e^{-\frac{(x-\alpha)}{\beta}}}{\beta^{\gamma} \Gamma(\gamma)}$ $\Gamma(\gamma) = \int_0^{\infty} t^{\gamma-1} e^{-t} dt$
Log normal	$f(x) = \frac{e^{-\frac{1}{2} \left(\frac{\ln(x-\mu)}{\sigma} \right)^2}}{x \sigma \sqrt{2\pi}}$

em que: x = centro de classe; σ = desvio padrão dos diâmetros; μ = média; α = parâmetro de localização; β = parâmetro de escala; γ = parâmetro de forma; ln= logaritmo neperiano.

Fonte: O autor

3.3.10 Reestimativa dos parâmetros da distribuição de probabilidade

Para reestimar os parâmetros da distribuição probabilística selecionada foram testados os métodos de predição dos parâmetros (CLUTTER; BENNETT, 1965), e os métodos propostos por Cao et al (2004) do estimador de regressão por máxima verossimilhança (*maximum likelihood estimator regression – MLE*) e a função de regressão da distribuição acumulada (*cumulative distribution function regression – CDFR*). O método selecionado para reestimativa dos parâmetros foi o de menor valor para o teste de Kolmogorov-Smirnov.

3.3.10.1 Predição dos parâmetros

Os coeficientes da função de distribuição probabilística como variável dependente foram relacionados com atributos do povoamento. Os modelos utilizados para gerar as equações (Tabela 12) foram selecionados na literatura, construídos por método de seleção de variáveis (*Stepwise*), inseridas variáveis independentes em função de sua dispersão contra a variável dependente.

Tabela 12 - Modelos para estimar os coeficientes da função Weibull três parâmetros

Autor	Modelo
Cao (2004)	$\beta = e^{\beta_0 + \beta_1 * ER + \beta_2 * \ln(N) + \beta_3 * \ln(h_{100}) + \frac{\beta_4}{t}} + \varepsilon_i$
Modelo genérico 16	$\beta = \beta_0 + \beta_1 * dg + \varepsilon_i$
Modelo genérico 17	$\beta = \beta_0 + \beta_1 * dg + \beta_2 * h_{100} + \varepsilon_i$
Modelo genérico 18	$\beta = \beta_0 + \beta_1 * dg + \beta_2 * N + \varepsilon_i$
Modelo genérico 19	$\beta = \beta_0 + \beta_1 * dg + \beta_2 * (d_{max} - d_{min}) + \varepsilon_i$
Cao (2004)	$\gamma = e^{\beta_0 + \beta_1 * ER + \beta_2 * \ln(N) + \beta_3 * \ln(h_{100}) + \frac{\beta_4}{t}} + \varepsilon_i$
Modelo genérico 20	$\gamma = \beta_0 + \beta_1 * \left(\frac{d_{max} - d_{min}}{dg} \right) + \beta_2 * h_{100} + \varepsilon_i$
Modelo genérico 21	$\gamma = \beta_0 + \beta_1 * d_{min} + \beta_2 * h_{100} + \varepsilon_i$
Modelo genérico 22	$\gamma = \beta_0 + \beta_1 * \ln \left(\frac{d_{max} - d_{min}}{dg} \right) + \beta_2 * dg + \beta_3 * G + \varepsilon_i$
Modelo genérico 23	$\gamma = \beta_0 + \beta_1 * \ln \left(\frac{d_{max} - d_{min}}{dg} \right) + \beta_2 * h_{100} + \beta_3 * G + \varepsilon_i$

em que: d_{min} = diâmetro mínimo (cm); h_{100} = altura dominante (m); dg =diâmetro médio quadrático (cm); N = número de árvores por hectare, G = área basal por hectare, $E.R.$ =espaçamento relativo; β_i 's = parâmetros de regressão; β =parâmetro de escala; γ =parâmetro de forma; \ln = logaritmo neperiano e ε_i =erro aleatório.

Fonte: O autor

3.3.10.2 Estimador de regressão por máxima verossimilhança (MLE)

Na estimativa por máxima verossimilhança, o parâmetro de locação foi fixado em cinco centímetros, que correspondente ao valor mínimo de diâmetro observado e utilizados os modelos propostos por Cao (2004) (Tabela 12). Os coeficientes foram calculados por processo iterativo com a maximização da função de verossimilhança a partir dos dados medidos nas parcelas do inventário floresta.

$$\sum_{i=1}^n \frac{\ln(li)}{ni}$$

$$\ln(li) = \sum_{i=1}^n \ln(\gamma) - \ln(\beta) + (\gamma - 1) * \ln \left(\frac{x_{ij} - \alpha}{\beta} \right) - \left(\frac{x_{ij} - \alpha}{\beta} \right)^\gamma$$

em que: n =número de parcelas; ni =número de árvores na i -ésima combinação idade-parcela; x_{ij} =diâmetro das árvores na parcela i ; β =parâmetro de escala; γ =parâmetro de forma; α =parâmetros de locação.

Essa abordagem é similar ao ajuste simultâneo de duas equações para “b” e “c”, mas o objetivo não é de minimizar o somatório de quadrado dos resíduos, mas sim, maximizar a função de verossimilhança (CAO, 2004).

3.3.10.3 Função de regressão da distribuição acumulada (CDFR)

Este método é similar ao método de regressão por máxima verossimilhança, mas, o objetivo é minimizar o somatório das diferenças quadráticas da função de distribuição acumulada observada e da distribuição acumulada estimada.

$$\sum_i^p \sum_{i=1}^n \frac{(F_{ij} - \widehat{F}_{ij})^2}{ni}$$

$$\widehat{F}_{ij} = 1 - e^{-\left(\frac{(x_{ij}-\alpha)^\gamma}{\beta}\right)}$$

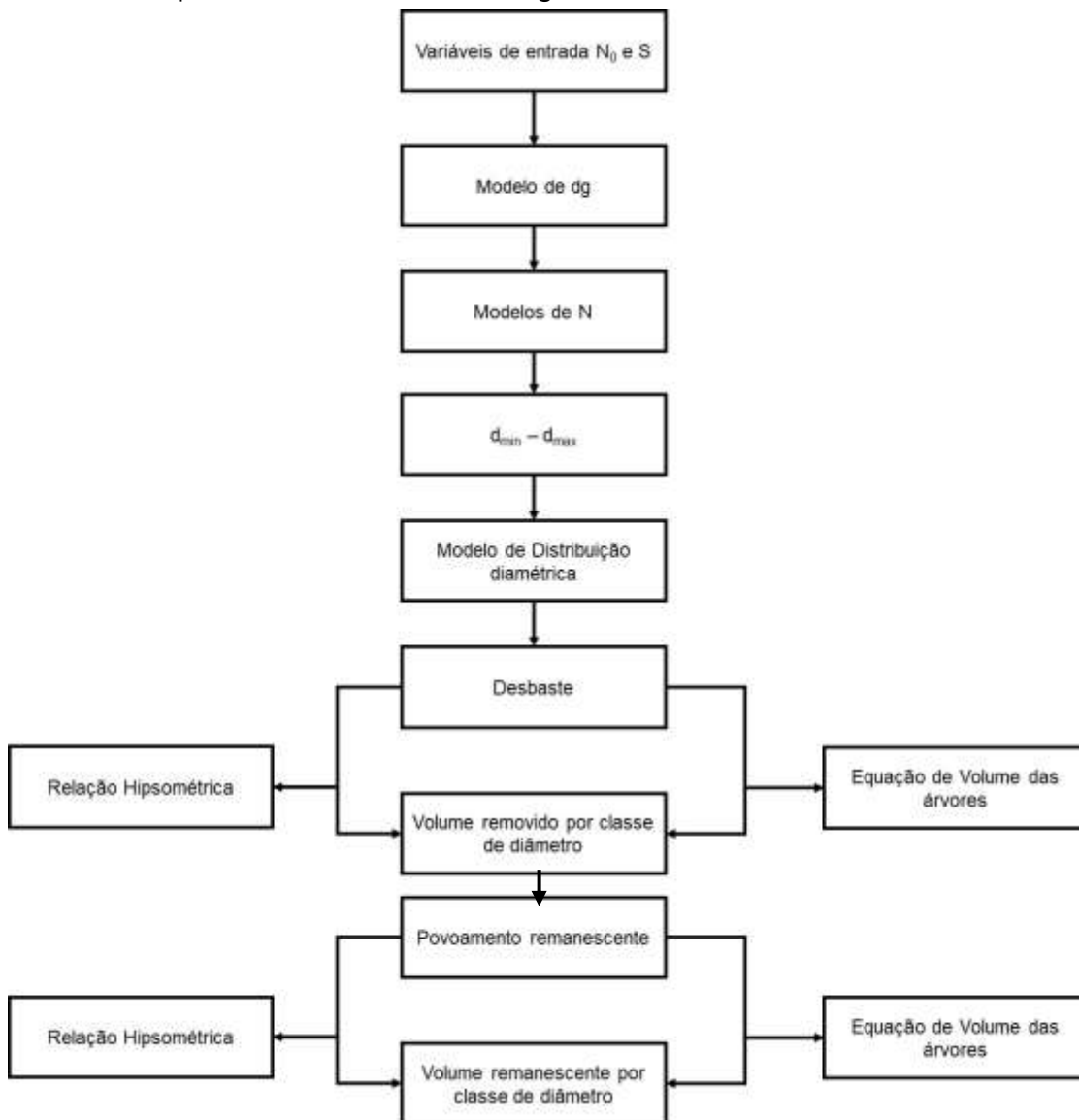
em que: F_{ij} = distribuição acumulada observada das árvores; x_{ij} = diâmetro das arvores nas parcelas; p =número de parcelas; n_i =número de árvores na i -ésima combinação idade-parcela; β =parâmetro de escala; γ =parâmetro de forma; α =parâmetros de locação;

Essa abordagem também é similar ao ajuste simultâneo de duas equações com respeito aos coeficientes “b” e “c”, mas, com objetivo de minimizar o somatório de quadrado dos resíduos com respeito aos parâmetros da distribuição Weibull (CAO, 2004).

3.3.11 Modelo de Distribuição Diamétrica

Os modelos que proporcionaram as estimativas mais precisas das variáveis dendrométricas foram utilizados no sistema de equações que compõem o modelo de distribuição diamétrica, segundo o fluxograma representado na Figura 2.

Figura 2 - Fluxograma das etapas de cálculo para simular a produção em povoamentos de *Tectona grandis*



Fonte: O autor

3.4 CONSTRUÇÃO DAS TABELAS DE PRODUÇÃO

Após selecionados os modelos de maior precisão e que expressaram o comportamento biológico das variáveis envolvidas na modelagem dos atributos do povoamento foram construídas as tabelas de produção para cada um dos sítios estabelecidos, com idades entre quatro a vinte anos de idade e os cálculos foram realizados como apresentado por Schneider e Schneider (2008).

Á área basal (G) foi estimada a partir do diâmetro médio quadrático (dg) e do número de árvores por hectare (N). O volume do povoamento (V) foi calculado pelo produto da área basal (G), altura média (h) e fator de forma artificial ($f_{1,3}$).

$$G = \frac{\pi * dg^2 * N}{40000}$$

$$V = G * h * f_{1,3}$$

3.4.1 Comparação das curvas de sítio e da produção de *Tectona grandis* com outros locais de plantio

Antes de comparar a produção entre diferentes locais foi observado o comportamento da curva de crescimento em altura dominante dos povoamentos dessa pesquisa com os povoamentos estudados por Chaves et al. (2016) implantados no município de Indiavaí na região Sudoeste de Mato Grosso com idade de referência de 30 anos, assim como, em regiões tradicionalmente produtoras da espécie como nos trabalhos de Pérez e Kanninen (2005) na Costa Rica com idade até 47 anos, e Anwar (2007) em Java, na Indonésia, com idade de referência aos 80 anos.

A comparação do comportamento das curvas de sítio foi realizada a partir da aplicação das equações desenvolvidas para os povoamentos das localidades consideradas para idade de referência de 12 anos e índices de 17m, 21m e 25m, apresentadas abaixo.

$$h_{100 \text{ Indiavaí}} = IS \left[\frac{e^{-1.9077\left(\frac{1}{t}\right)}}{e^{-1.9077\left(\frac{1}{Iref}\right)}} \right]$$

$$h_{100 \text{ Costa Rica}} = IS(1 - e^{-0.09t})^{1.1}$$

$$Ln(h_{100 \text{ Java}}) = Ln(IS) + 3.180603 \left(\frac{1}{\sqrt[3]{t}} - \frac{1}{\sqrt[3]{Iref}} \right)$$

em que: h_{100} = altura dominante (m); t=idade (anos); IS=Índice de Sítio (17, 21 e 25m); i_{ref} =idade de referência (12 anos).

As produções dos melhores sítios foram comparadas por análise gráfica do volume total (m^3/ha) em função da idade (anos) e da densidade (ár/v/ha) dos povoamentos estudados com as produções em melhores sítios das tabelas de produção construídas por Arias (2013, apud KOEG, 1996) e Tewari (1999) para Índia,

para Costa Rica (PÉREZ; KANNINEN, 2005; BERMEJO et al., 2004) e para Costa do Marfim (DUPUY et al., 1999).

3.5 ANÁLISES ESTATÍSTICAS

Os modelos ajustados pelos mínimos quadrados ordinários foram avaliados em função do coeficiente de determinação ajustado ($R^2_{ajustado}$), erro padrão da estimativa (S_{yx}).

$$R^2_{ajustado} = 1 - \left(\left(\frac{n-1}{n-p} \right) * \left(\frac{SQR}{SQT} \right) \right)$$

$$S_{yx} = \sqrt{\frac{SQR}{N-P}}$$

em que: $R^2_{ajustado}$ = coeficiente de determinação ajustado; SQR= soma dos quadrados residuais; SQT = soma dos quadrados totais; n = número de observações utilizadas no ajuste; p = número de coeficientes.

O modelo de regressão com a variável dependente com transformação logarítmica teve as estimativas recalculadas e corrigidas com a discrepância logarítmica. A correção foi obtida multiplicando o valor estimado de cada árvore pelo índice de Meyer (MEYER, 1941).

$$IM = e^{(0,5 * S_{yx_{ajuste}}^2)}$$

em que: IM = índice de Meyer, $S_{yx_{ajuste}}$ = erro padrão da estimativa do ajuste com a variável logaritmizada.

Os condicionantes de regressão foram calculados para a normalidade dos resíduos, pelo teste de Kolmogorov-Smirnov, da homocedasticidade de variâncias, pelo teste de White, e da independência dos resíduos, pelo teste de Durbin-Watson, conforme apresentado por Schneider et al. (2009).

A identificação da colinearidade da estimativa dos coeficientes de regressão foi calculada com base no fator de inflação de variância (VIF), a qual atua quando o valor excede a 10, conforme Monserud e Sterba (1996) e Kutner et al. (2004).

Para calcular o VIF foi ajustado um modelo de regressão relacionando as variáveis independentes do modelo para obter o coeficiente de determinação (R^2) dessa relação conforme a expressão apresentada por Draper e Smith (1966).

$$VIF = \left(\frac{1}{1 - R^2} \right)$$

A análise da distribuição gráfica dos valores residuais é um critério importante por possibilitar a verificação do ajuste da equação ao longo de toda a amplitude dos dados. Esta análise é decisiva na avaliação da qualidade das estimativas, pois permite detectar tendência na estimativa da variável dependente ao longo de toda a linha de regressão, permitindo a tomada de decisão quanto à utilização ou não do modelo, e foi considerada como adequada a distribuição homogênea dos resíduos ao longo do eixo dos valores estimados.

A seleção de variáveis pelo procedimento *stepwise* foi realizada em função dos coeficientes de determinação parciais em cada um dos passos e pela plausibilidade das variáveis que entraram no modelo conforme a seleção pelo procedimento, pois, em alguns casos, pode ocorrer que variáveis independentes altamente correlacionadas não expressem realismo biológico.

A abordagem dos modelos lineares generalizados foi utilizada com campo aleatório normal e função de ligação identidade nos casos do não atendimento dos condicionantes de regressão, quando a variável dependente do modelo não sofreu transformação. Já para variáveis dependentes transformadas foram utilizados o campo aleatório segundo a distribuição Gamma e a função de ligação logarítmica, utilizando, então, a variável dependente sem a transformação. Com objetivo de melhorar a qualidade das estimativas foram inseridos efeitos mistos na modelagem por meio da matriz não estruturada de variâncias e covariâncias.

A precisão dos modelos mistos generalizados foi verificada pelo erro padrão da estimativa, pela análise dos resíduos e foram considerados os critérios de informação Bayesiano (BIC) (SCHWARZ, 1978) e de Akaike (AIC) (SAKAMOTO et al., 1986), sendo considerado na análise o menor valor dessas estatísticas.

$$BIC = -2 * \ln(mv) + 2 * p$$

$$AIC = -2 * \ln(mv) + p * \ln(n)$$

Os critérios AIC e BIC são de grande relevância, quando se trata da análise de regressão, pois penalizam modelos com grande número de parâmetros, escolhendo modelos mais parcimoniosos (MENDONÇA et al., 2015). A colinearidade foi verificada

através do VIF para os efeitos fixos do modelo, ou seja, para relação entre as variáveis independentes dos modelos.

Após o ajuste da relação hipsométrica, o intercepto foi recalculado em função do coeficiente angular médio por parcela. Isto foi possível após a análise comparando o ângulo de inclinação das equações de regressão pela análise de covariância, a qual demonstrou a existência de inclinação comum na relação hipsométrica entre as parcelas. Para fins práticos, os níveis da relação hipsométrica em nível de parcela foram recalculados com os dados da árvore de diâmetro central, diâmetros mínimo e máximo, além de terem sido considerados as médias das combinações dessas árvores.

Para o modelo de relação hipsométrica selecionado foram inseridos efeitos mistos de cada parcela em todos os coeficientes para verificar melhoria na precisão das equações geradas. Na calibração dos efeitos foram consideradas as árvores de diâmetro central, mínimo e máximo além da combinação desses diâmetros. A calibração foi realizada como descrito por Vonesh e Chinchilli (1997).

$$\hat{\mu}_j \approx \hat{D}\hat{Z}_j^T * \left(\hat{R}_j + \hat{Z}_j * \hat{D}\hat{Z}_j^T \right)^{-1} * \hat{e}_j$$

em que: $\hat{\mu}_j$ =Coeficientes aleatórios \hat{D}_j = Matriz de variâncias e covariâncias entre as parcelas estimada no ajuste; \hat{R}_j =Matriz de variâncias e covariâncias dentro da parcela; \hat{e}_j =Vetor dos resíduos calculados apenas considerando os efeitos fixos; \hat{Z}_j =Matriz de derivadas parciais dos coeficientes do modelo;

Todas as análises foram realizadas no programa SAS (Versão 9.3, SAS Institute) pelos procedimentos PROC MEANS para análises descritivas, PROC REG para modelos lineares simples, múltiplos e seleção de variáveis pelo procedimento *Stepwise*, PROC MODEL para o ajuste dos modelos não lineares (pelo algoritmo de Levenberg-Marquardt) e para o cálculo dos condicionantes de regressão. Para o ajuste dos modelos lineares generalizados foi utilizado o PROC GLIMMIX e para o ajuste das funções de distribuições probabilísticas foi utilizado o procedimento PROC CAPABILITY.

4.RESULTADOS E DISCUSSÕES

4.1 MODELAGEM DAS VARIÁVIES DENDROMÉTRICAS

4.1.1 Descrição da base de dados

Para os diâmetros e alturas médios ao longo das idades foi observada a tendência de estabilidade da variação com o avanço da idade, diferente do comportamento da área basal e número de árvores por hectare (Tabela 13).

A elevada variabilidade comumente observada nos plantios florestais na fase jovem de desenvolvimento se deve ao período de implantação, replantio e a competição que ainda não foi estabelecida, mas, após a redução na densidade pela aplicação do desbaste seletivo a variação apresentou tendência de estabilidade.

As alturas média e dominante sofreram impacto de redução da variação em escala muito menor por variar em maior parte em função do sítio e muito pouco por intervenções (ASSMAN, 1970; FINGER, 1992; MACHADO; FIGUEREDO-FILHO, 2006). A altura dominante até os 16 anos nesta pesquisa foi superior ao verificado por Drescher (2004) em Brasnorte e Santo Antônio do Leverger, Chaves et al. (2016) em Indiavaí, em estudos no estado Mato Grosso, bem como nos valores apresentados por Conceição et al. (2012), em Monte Dourado, Pará.

A variação do número de árvores por hectare foi maior nas idades de ocorrência dos desbastes (5, 9 e 11 anos), e não como resultado da competição, pois a redução da densidade pelos desbastes foi realizada aos quatro e cinco anos, momento em que Caldeira e Oliveira (2008) sugeriram que a competição teria iniciado no povoamento estudado. A variação do número de árvores após os cinco anos foi consequência dos desbastes subsequentes, realizados para promover a abertura de espaço entre árvores.

A área basal por hectare apresentou tendência de dispersão semelhante em todas as idades com aumento nas ocasiões dos desbastes e, em termos médios, mesmo com a redução por conta da remoção de árvores a floresta apresentou capacidade de alcançar valores semelhantes (14,3 m²/ha aos 6 anos após o primeiro desbaste) a aqueles observados antes do desbaste (14,4 m²/ha aos 5 anos) devido ao rápido crescimento (Tabela 13).

Tabela 13 - Valores médios das variáveis diâmetro médio quadrático (dg), diâmetro mínimo (d_{\min}), diâmetro máximo (d_{\max}), altura média (h) altura dominante (h_{100}), área basal por hectare (G), número de árvores por hectare (N) e seus respectivos coeficientes de variação (%)

t	d_{\min}		dg		d_{\max}		h		h_{100}		G		N	
	(cm)	(%)	(cm)	(%)	(cm)	(%)	(m)	(%)	(m)	(%)	(m ² /ha)	(%)	(Árv/ha)	(%)
3	5,8	25,9	9,8	11,7	12,4	12,2	8,5	15,2	9,0	15,3	8,0	22,7	1052,0	5,3
4	7,7	22,9	12,4	12,2	16,0	12,2	10,8	14,3	11,5	13,1	12,9	23,3	1044,5	6,0
5	10,0	21,6	14,5	10,5	18,1	9,9	12,9	12,0	13,3	12,1	14,4	27,3	885,5	27,6
6	13,0	12,1	17,0	8,3	21,1	9,1	14,6	10,9	15,0	10,6	14,3	21,4	623,3	13,1
7	14,4	9,4	18,8	6,4	23,3	8,2	16,5	8,4	17,1	7,8	16,4	21,1	586,0	13,5
8	15,4	10,1	20,3	6,1	25,3	7,5	17,9	9,3	18,6	8,6	19,0	20,2	582,6	13,7
9	16,4	11,1	21,4	6,8	27,1	8,4	18,8	9,2	19,3	9,0	18,4	23,7	512,2	22,4
10	17,8	7,8	22,5	6,4	28,3	9,4	19,6	7,8	20,1	8,1	17,0	17,3	425,9	12,2
11	19,3	8,0	24,2	6,9	30,0	9,2	20,4	7,4	20,9	7,9	16,8	22,5	370,5	25,0
12	20,7	6,9	25,2	7,7	30,8	9,5	21,1	8,2	21,5	8,2	15,7	17,2	344,9	13,2
13	21,0	8,1	25,7	7,4	31,7	9,1	22,0	8,2	22,4	8,3	17,2	13,1	332,3	10,1
14	22,8	9,9	27,2	8,3	33,0	9,5	22,3	9,6	22,6	9,3	15,7	20,7	269,4	13,3
15	23,7	8,7	28,2	7,8	34,4	9,1	22,9	9,7	23,3	9,7	16,9	18,7	269,0	12,5
16	24,5	7,5	29,0	5,9	35,9	7,3	24,1	7,8	24,4	7,9	15,7	21,9	237,4	21,5

n=1038 parcelas

Fonte: O autor

A correlação superior a 0,90 entre os diâmetros mínimo, máximo e médio quadrático com a altura dominante (Tabela 14) expressa a relação de capacidade produtiva do local em que nos melhores sítios a floresta alcança as maiores dimensões, além de apresentar uma dispersão homogênea com característica linear (Figura 3).

O número de árvores por hectare em função das variáveis dendrométricas apresentou correlação variando de -0,87 a -0,92, pois quanto mais árvores ocupam o espaço, mais competição ocorre e, conseqüentemente, as dimensões das árvores tendem a reduzir o incremento. As variáveis que mais sofreram influência da densidade foram aquelas mais sensíveis à competição como o diâmetro mínimo ($r=-0,92$) e médio quadrático ($r=-0,91$).

A área basal por hectare apresentou valor da correlação com as variáveis puras de -0,5 a 0,69 (Tabela 14) e grande dispersão (Figura 3). As variáveis mais correlacionadas foram as alturas média e dominante, pois como medida de ocupação da área e densidade ela é fortemente afetada pelo sítio.

Como a área basal apresentou correlações inferiores a 0,69 e é fortemente afetada pelo sítio, foi calculado o produto da área basal pela altura dominante (Gh_{100}), pois expressa a associação da densidade e da qualidade do sítio combinados, aumentando a correlação com as demais variáveis do povoamento. Desta forma, a

variável composta pela área basal do povoamento e altura dominante alcançou com correlações variando de -0,64 até 0,91 (Tabela 14).

O índice de espaçamento relativo apresentou maior correlação ($r = -0,87$) com área basal, pois essas variáveis denotam grau de ocupação do espaço, e esse índice tem como característica importante a incorporação do sítio e do número de árvores por hectare como medida de ocupação do espaço.

O incremento periódico em altura dominante é importante, pois pode expressar a capacidade produtiva em situações nas quais a altura dominante não a expresse de maneira direta. Quando utilizada na modelagem pode reduzir o efeito da multicolinearidade por não apresentar forte correlação com as variáveis do povoamento (Tabela 14), e apresenta tendência exponencial negativa (Figura 3).

A variável amplitude dos diâmetros (dif) como variável auxiliar que expressa a dispersão dos diâmetros teve correlação negativa com número de árvores por hectare e espaçamento relativo (Tabela 14), pois, em maiores densidades, a diferença entre os diâmetros máximo e mínimo são menores; já a correlação negativa com incremento periódico anual em altura dominante expressa maior vigor de crescimento em menores amplitudes que, por sua vez, ocorrem nas maiores densidades em fase inicial de desenvolvimento.

A correlação positiva da altura dominante e área basal com a amplitude dos diâmetros pode expressar as relações de competição entre as árvores, uma vez que, quanto melhor o sítio, maior será a diferença entre os diâmetros máximo e mínimo, pelo fato de que as maiores árvores exercem maior pressão sobre as menores.

A amplitude proporcional ao diâmetro médio quadrático teve correlação com atributos do povoamento que variou de -0,72 até 0,63 (Tabela 14), com comportamento inverso ao da variável amplitude, por ser resultado da divisão da amplitude pelo diâmetro médio quadrático.

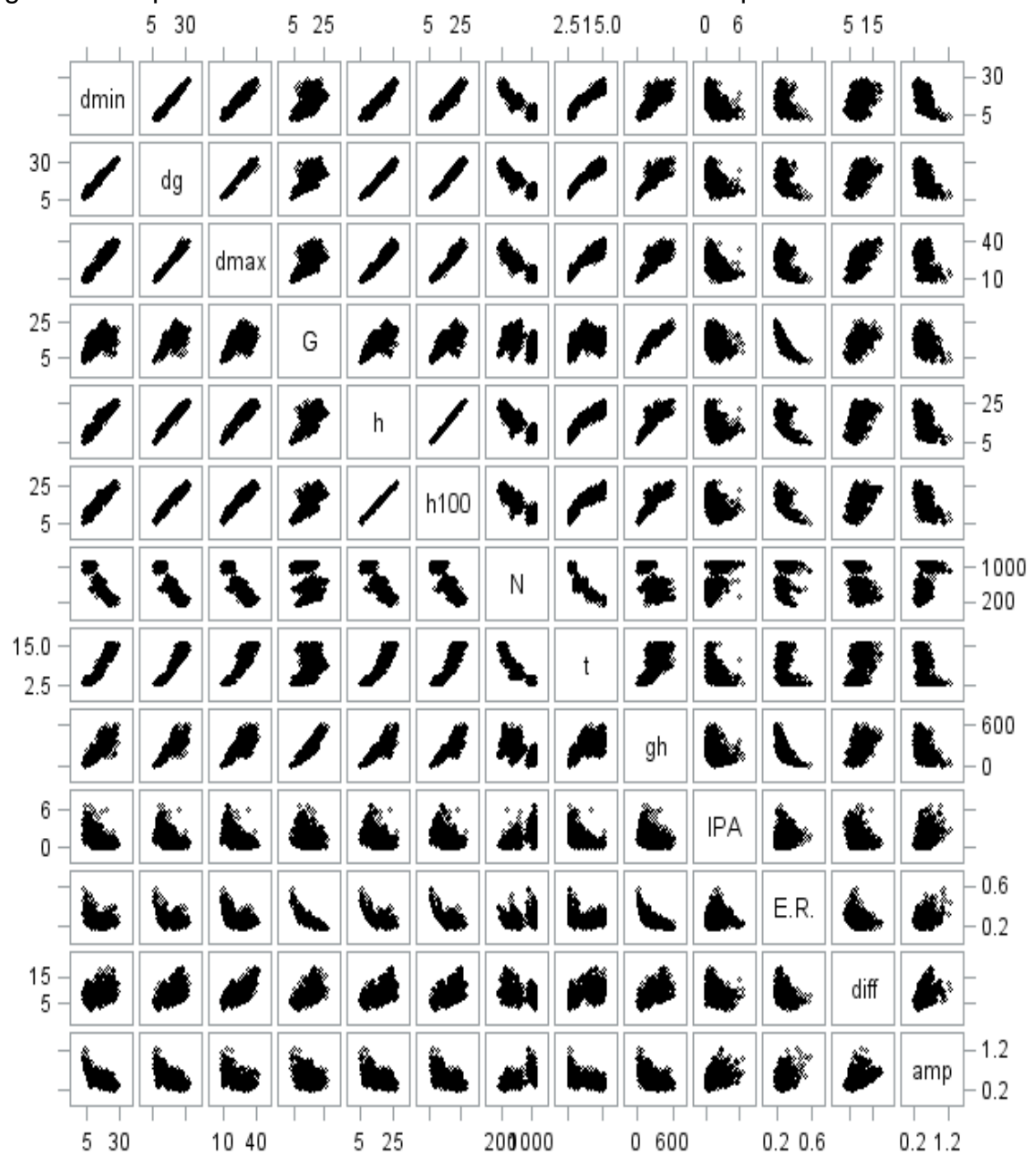
Tabela 14 - Coeficientes de correlação de Pearson entre as variáveis dendrométricas em povoamentos de *Tectona grandis*

	t	h	h ₁₀₀	dg	d _{max}	d _{min}	N	G	Gh ₁₀₀	E. R	IPA	dif
t	1											
h	0.92**	1										
h ₁₀₀	0.92**	0.99**	1									
dg	0.95**	0.98**	0.97**	1								
d _{max}	0.94**	0.96**	0.96**	0.98**	1							
d _{min}	0.95**	0.96**	0.95**	0.98**	0.96**	1						
N	-0.91**	-0.87**	-0.87**	-0.91**	-0.89**	-0.92**	1					
G	0.47**	0.68**	0.69**	0.63**	0.62**	0.57**	-0.35**	1				
GH	0.75**	0.90**	0.91**	0.85**	0.85**	0.81**	-0.64**	0.90**	1			
E.R.	-0.29**	-0.55**	-0.57**	-0.44**	-0.43**	-0.39**	0.18**	-0.87**	-0.74**	1		
IPA	-0.67**	-0.6**	-0.59**	-0.66**	-0.65**	-0.66**	0.67**	-0.38**	-0.5**	0.12**	1	
Dif	0.51**	0.56**	0.58**	0.58**	0.69**	0.45**	-0.47**	0.5**	0.58**	-0.37**	-0.35**	1
Amp	-0.6**	-0.62**	-0.60**	-0.62**	-0.51**	-0.72**	0.63**	-0.34**	-0.48**	0.27**	0.45**	0.21**

Legenda: d_{min} = Diâmetro mínimo (cm); dg = Diâmetro médio quadrático (cm); d_{max} = Diâmetro máximo (cm); G = Área basal por hectare (m²/ha); h = Altura Média (m); h₁₀₀ = Altura dominante (m); N = Número de árvores por hectare; t = tempo (anos); Gh₁₀₀=G*h₁₀₀; IPA = Incremento Periódico Anual em Altura dominante; E.R.=Espacamento relativo; dif=d_{max}-d_{min}; amp=(d_{max}-d_{min})/dg; n=1038 parcelas.

Fonte: O autor

Figura 3 - Dispersão entre as variáveis dendrométricas dos povoamentos



Legenda: dmin = diâmetro mínimo (cm); dg = diâmetro médio quadrático (cm); dmax = diâmetro máximo (cm); G = área basal por hectare (m²/ha); h = altura média (m); h100 = altura dominante (m); N = número de árvores por hectare; t = tempo (anos); gh=G*h₁₀₀; IPA = incremento periódico anual em altura dominante; E.R.=espacamento relativo; dif=d_{max}-d_{min}; amp=(d_{max}-d_{min})/dg n=1038 parcelas.

Fonte: O autor

4.1.2 Descrição dos desbastes e mortalidade

Para os povoamentos implantados em 1999 e 2000, o primeiro desbaste por baixo ocorreu aos cinco anos com peso médio de 35% da área basal, e 39% do número de árvores, como recomendado por Caldeira e Oliveira (2008) em experimentos nos mesmos povoamentos, nos quais relataram um aumento significativo do diâmetro à 1,3 m do solo e do volume, em relação às parcelas não desbastadas, um ano após a intervenção silvicultural, sem terem verificado variação na altura das árvores.

Como a *Tectona grandis* é fortemente afetada pela competição intraespecífica (HÉRNANDEZ et al., 1993; CALDEIRA; OLIVEIRA, 2008; PELISSARI et al., 2013), normalmente, os povoamentos são mantidos com densidade inicial (1.000 a 2.000 árvores por hectare) até o quarto ou quinto ano e, posteriormente, são desbastados com peso variando entre 40% e 60% do número de árvores (PELISSARI et al., 2014), os povoamentos foram desbastados conforme as recomendações mas sem considerar os sítios ou a dimensão alcançada no momento da intervenção. Esse fato corrobora com Damásio et al. (2015) sobre existência de indicações apenas com respeito idade e peso do desbaste para *Tectona grandis*.

Os desbastes subsequentes, segundo (8 anos e 9 anos) e terceiro (10 e 11 anos), foram mistos com a retirada de uma linha a cada cinco, e seletivo nas linhas que não foram removidas, aplicados com objetivo de aumentar o espaço de crescimento das árvores com remoção de árvores em todas as classes de diâmetro. A intensidade de desbaste foi inferior ao primeiro, e com elevada variação em relação a área basal com coeficientes de variação superiores a 30% (Tabela 15).

Tabela 15 - Valores médios do número de árvores por hectare (N), número de árvores desbastadas (N_{desb}) e remanescentes (N_{rem}), peso do desbaste em relação ao número de árvores ($PesON$), coeficiente de variação das intensidades dos desbastes em número de árvores (CV_N), área basal em metros quadrados por hectare (G), área basal desbastada (G_{desb}) e remanescente (G_{rem}), peso do desbaste em área basal ($PesoG$), coeficiente de variação das intensidades dos desbastes em área basal (CV_g)

Desb	N	N_{desb}	N_{rem}	$PesON$	CV_N	G	G_{desb}	G_{rem}	$PesoG$	CV_g	n
1	1047,7	411,4	636,3	0,39	21,9	15,2	5,3	9,9	0,35	18,8	108
2	601,8	178,9	422,9	0,29	19,5	20,7	5,2	15,6	0,24	37,3	31
3	429,1	117,8	311,3	0,27	18,2	17,7	4,2	13,5	0,24	31,1	68

n=número de parcelas;

Fonte: O autor

Os pesos dos desbastes apresentaram coeficientes de correlação variando de -0,45 até 0,54, com vários coeficientes não significativos (Tabela 16), e com valores similares para área basal e número de árvores, o que dificultou a construção de modelos em função de variáveis do povoamento.

Tabela 16 - Coeficientes de correlação de Pearson dos pesos dos desbastes em área basal e número de árvores por hectare com as variáveis do povoamento

Desbaste	Peso em Número de arvores							
	dg	h100	E.R.	G	d _{min}	d _{max}	N	t
1	-0.35**	-0.19 ^{ns}	0.12 ^{ns}	-0.26**	-0.31**	-0.16 ^{ns}	0.22*	-0.44**
2	0.43**	0.52**	-0.48**	0.53**	0.30 ^{ns}	0.44**	0.38**	0.43**
3	-0.06 ^{ns}	0.07 ^{ns}	-0.14 ^{ns}	0.07 ^{ns}	-0.06 ^{ns}	-0.05 ^{ns}	0.19 ^{ns}	-0.04 ^{ns}
Desbaste	Peso em Área basal							
	dg	h100	E.R.	G	d _{min}	d _{max}	N	t
1	-0.35**	-0.22*	0.17 ^{ns}	-0.27**	-0.21*	-0.19*	0.14 ^{ns}	-0.41**
2	0.44**	0.49**	-0.45**	0.51**	0.40**	0.41**	0.36*	0.44**
3	-0.08 ^{ns}	0.07 ^{ns}	-0.15 ^{ns}	0.05 ^{ns}	-0.03 ^{ns}	-0.12 ^{ns}	0.19 ^{ns}	0.00 ^{ns}

Fonte: o Autor

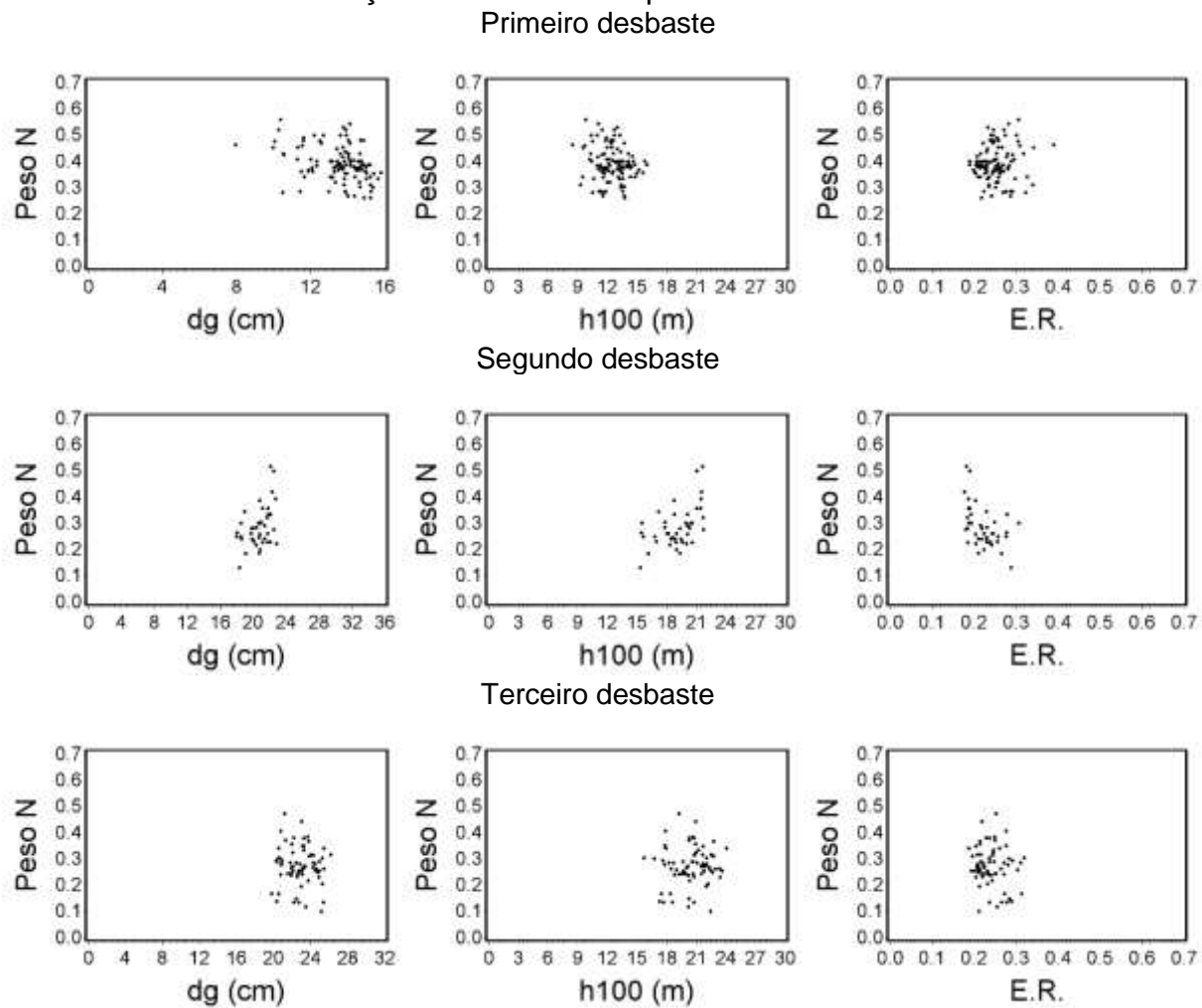
Complementarmente, a dispersão das intensidades em número de árvores (Figura 4) e área basal (Figura 5) em função de variáveis do povoamento não mostraram tendências, mas uma distribuição aleatória dificultando ainda mais a verificação da existência de alguma relação explicativa dos pesos em função das variáveis altura dominante, como expressão do sítio (ASSMAN, 1970; FINGER, 1992; MACHADO; FIGUEREDO-FILHO, 2006), e do diâmetro médio quadrático que segundo Pretsch e Biber (2005) e VanderSchaaf e Burkhart (2007) é variável importante na definição da densidade.

O espaçamento relativo, que expressa o espaço que árvore teria para alcançar as dimensões de uma árvore dominante, associado à densidade da floresta, também apresentou distribuição aleatória em relação aos pesos dos desbastes (Figuras 4 e 5).

A relação entre pesos com variáveis do povoamento foi aleatória, e como consequência não permitiu construir uma relação matemática que explicasse a variação das intensidades em função de variáveis dendrométricas com capacidade de expressar o momento ideal para a redução da densidade. Isso ocorreu, porque o segundo e terceiro desbastes não atenderam ao critério de desenvolvimento dos povoamentos, e sim, a uma idade preestabelecida sem a determinação de peso adequada ao sítio.

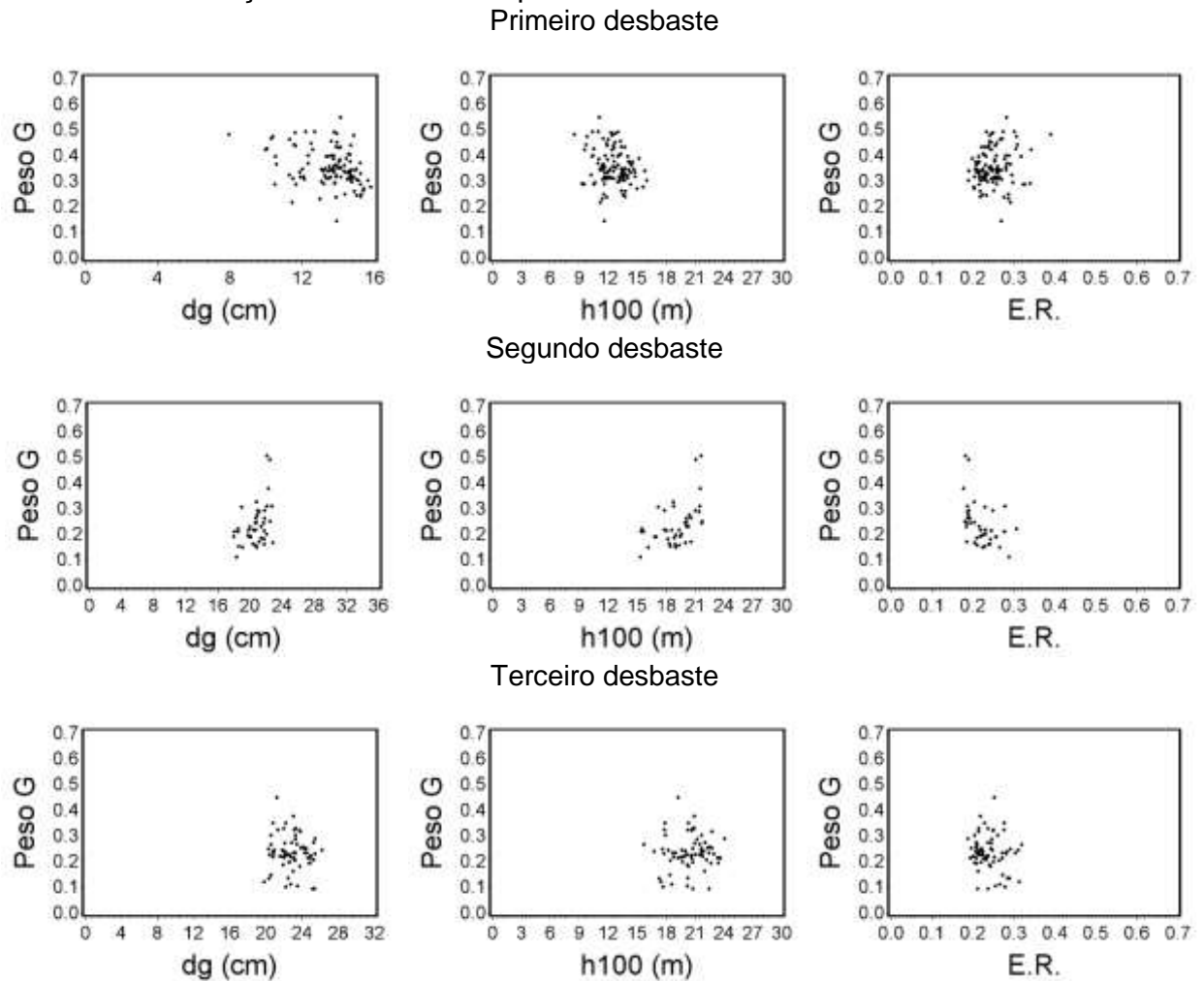
Deste modo, para fins de estruturação da produção foram considerados pesos médios de desbastes em relação ao Número de árvores por hectare nas idades em que ocorreram intervenções.

Figura 4 - Dispersão dos pesos dos desbastes em relação ao número de árvores por hectare em função de variáveis do povoamento



Fonte: O autor

Figura 5 - Dispersão dos pesos dos desbastes em relação a área basal por hectare em função de variáveis do povoamento



Fonte: O autor

A mortalidade de árvores em relação à lotação máxima de plantio esteve associada à mortalidade inicial média de 8,1%, que variou de 2% até 15% até o terceiro ano. A taxa de mortalidade média após o terceiro ano variou de 3,4% até o máximo de 8,5%, com média de 5,4%, o que implica em mortalidade eventual de, no máximo, uma ou duas árvores por parcela.

As taxas de mortalidade verificadas nessa pesquisa são inferiores ao relatado por Catie (1986) em Honduras com 23%; Macedo et al., (2005) na região Noroeste de Minas Gerais com 29,6%; Ribeiro et al., (2006) com taxas de mortalidade variando de 10% até 36,2% para diferentes níveis de adubação em Minas Gerais e Flores et al. (2009) no México com aproximadamente 17,7%.

Pelissari et al. (2013) trabalhando na mesma área, mas considerando apenas o povoamento implantado em 1999, verificou mortalidade inicial de 3,2% e comentaram, assim como Macedo et al. (2005), que a taxa de sobrevivência

observada demonstra que a espécie *Tectona grandis* se adaptou bem às condições edafoclimáticas em Mato Grosso.

4.2 MODELAGEM DAS VARIÁVEIS DENDROMÉTRICAS

4.2.1 Relação Hipsométrica

Os pares de dados de diâmetro e altura utilizados para ajustar os modelos de relação hipsométrica tem tendência relativamente homogênea, com maior variação aos três e quatro anos e a partir dos cinco anos com tendência à estabilização expressa pelos valores do coeficiente de variação (Tabela 17).

Tabela 17 - Medidas descritivas das árvores individuais por idade (t) do número de árvores (n), média (d e h), coeficiente de variação (C.V.), máximo (Max), mínimo (Min) dos dados utilizados no ajuste dos modelos para estimar as alturas das árvores

t	n	Diâmetro				Altura			
		d (cm)	CV (%)	Max. (cm)	Min.(cm)	h (m)	C.V. (%)	Max. (m)	Min. (m)
3	4568	9,4	18,9	16,4	2,2	8,4	20,8	14,0	2,2
4	3749	12,0	18,0	19,4	2,6	10,6	19,3	17,0	2,5
5	3480	14,0	16,1	21,8	3,6	12,7	14,3	18,3	5,0
6	1315	16,7	13,5	25,2	9,6	14,3	12,5	19,9	9,0
7	679	18,6	13,3	28,2	11,6	16,5	11,0	23,4	10,0
8	857	20,3	13,2	29,9	12,7	18,0	10,8	23,5	10,3
9	916	21,5	12,8	31,7	13,7	18,7	10,7	23,3	12,0
10	1083	22,3	12,4	34,4	15,0	19,6	9,1	24,4	12,9
11	909	23,9	12,7	35,7	15,9	20,5	8,7	24,7	14,0
12	1173	24,8	12,8	37,9	16,9	20,9	9,9	25,5	14,6
13	1033	25,4	12,2	39,3	18,0	21,9	9,5	26,5	15,0
14	604	26,9	12,7	39,5	17,8	22,2	10,7	27,7	16,0
15	595	28,0	12,4	38,2	19,4	22,9	10,8	29,2	16,9
16	219	28,8	11,9	38,7	21,3	23,9	10,0	28,5	17,4

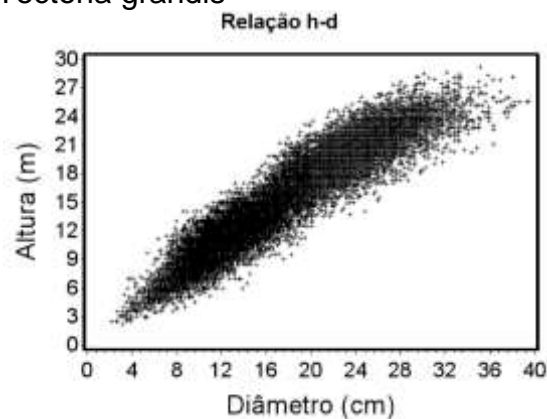
Fonte: O Autor

A dispersão dos valores das alturas em função dos diâmetros (Figura 6) assumiu tendência linear com curvatura quase imperceptível quando observados todos os pares de dados, assim como relatado por Van Laar e Akça (2007), e correlação forte (FINGER, 1992), altamente significativa, na ordem de 0,95 (valor-p < 0,001), característica importante para estrutura matemática dos modelos que descrevem a relação hipsométrica.

A tendência linear da relação altura-diâmetro de *Tectona grandis* pode estar associada aos desbastes regulares ao longo do desenvolvimento da floresta evitando

a sobreposição das copas, assim como relatado por Jayaraman e Lappi (2001) que trabalharam com povoamentos puros e mistos, com idades variando de 6 a 78 anos, de *Tectona grandis*, na Índia.

Figura 6 - Dispersão das alturas de árvores em função dos diâmetros a altura do peito para *Tectona grandis*



Fonte: O autor

No procedimento *Stepwise* foram selecionadas duas primeiras variáveis a entrar no modelo, a altura dominante e o diâmetro à 1,3 m do solo, com coeficientes de determinação parciais de 0,96 e 0,98 (Apêndice AB). Essas variáveis têm relações biológicas e práticas importantes com altura total das árvores, pois o diâmetro tem correlação forte positiva com altura além de ser de fácil obtenção no campo.

Como a relação hipsométrica varia principalmente em função do sítio e idade (HUSCH et al., 1982; FINGER, 1992; PRODAN et al., 1997; VAN LAAR; AKÇA, 2007) a altura dominante é importante pois agrega o efeito do sítio na estimativa da altura, e varia pouco em resposta às intervenções silviculturas como o desbaste.

Os modelos de relação hipsométrica, exceto o Modelo Genérico 1, alcançaram erros médios absolutos variando de 1,64 metros até 2,06 metros, 11% em termos relativos, com alto grau de ajuste expresso pelos valores de coeficiente de determinação ajustado. Já o modelo construído por *stepwise* proporcionou ganhos em precisão na ordem de aproximadamente 60% e alto grau de explicação das variáveis independentes (Tabela 18).

A estrutura do modelo que leva em consideração o diâmetro à 1,3 m do solo e altura dominante proporcionou maior precisão no ajuste da relação hipsométrica de *Tectona grandis*, mas, em termos práticos, torna necessária a medição das alturas dominantes, além dos diâmetros nas unidades amostrais durante o inventário florestal, como relato por Crecente-Campo et al. (2010).

Os condicionantes de análise de regressão da independência e normalidade dos resíduos, assim como de homogeneidade de variâncias, não foram atendidos em nenhum dos modelos testados, o que poderia acarretar em tendências nas estimativas quando aplicadas as equações geradas.

O fator de inflação da variância para os modelos de regressão linear múltipla foi considerado elevado para o modelo parabólico e adequado para os demais, conforme os padrões recomendados por Monserud e Sterba (1996) e Kutner et al. (2004).

O Modelo Genérico 1 ($h = -0,3501 + 0,2159 * d + 0,7492 * h_{100}$) ajustado para dados com variação diamétrica de 2,2 cm até 40,6 cm, e alturas variando de 2,2 m até 30,5 m, foi mais preciso que o sugerido por Rossi et al. (2011) para *Tectona grandis*, em Monte Dourado, no Pará, que alcançou erro médio de 11,4% para dados variando, em média, de 2,61 cm até 30,71 cm de diâmetro. Por outro lado, Drescher (2004) obteve precisão de 4,8% e coeficiente de determinação ajustado de 0,90, para a equação $\hat{h} = \sqrt{0,39 - 0,063 * d + 0,448 * \ln(d)}$, em Brasnorte – MT, em amplitude diamétrica de 2 cm até 20 cm.

Tabela 18 - Parâmetros estimados ($\hat{\beta}_{is}$), erro padrão da estimativa absoluto (S_{yx}) e percentual ($S_{yx}\%$), coeficiente de determinação ajustado (R^2_{ajus}), estatísticas dos testes de normalidade dos resíduos de Kolmogorov-Smirnov (KS), independência dos resíduos de Durbin-Watson (DW), homogeneidade de variâncias de White (W) e fator de inflação da variância (VIF)

Modelo	$\hat{\beta}_0$	$\hat{\beta}_1$	$\hat{\beta}_2$	S_{yx} (m)	$S_{yx}\%$	R^2_{ajus}	KS	DW	W	VIF
Curtis Henrickse n	3,39893	-11,2583	-	2,121	14,76	0,81	0,05**	1,09**	13753**	-
Stoffels Parabólic o	-18,663	12,14232	-	1,896	13,21	0,88	0,01**	1,08**	2528**	-
Rossi Mod.Gen. 1	0,12068	0,90775	-	1,749	12,18	0,89	0,03**	1,18**	1264**	-
	-1,2222	1,14137	-0,01024	1,698	11,82	0,90	0,008**	1,18**	457,0**	28,84
	0,00366	1,11836	-0,40894	1,757	12,22	0,85	0,08**	1,24**	3864**	6,831
	-0,3501	0,21593	0,74922	0,984	6,84	0,96	0,02**	1,47**	1086**	7,42

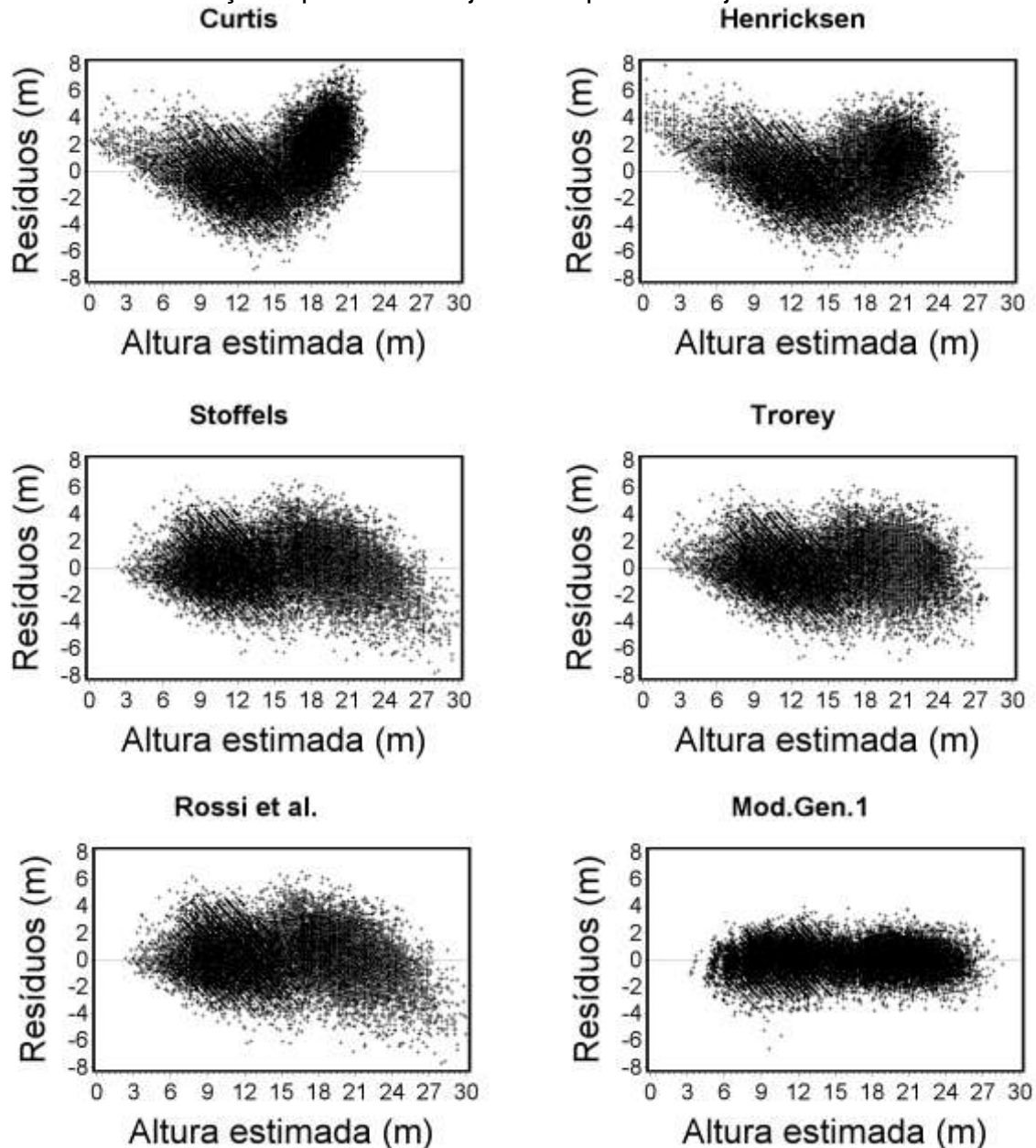
Legenda: ns = não significativo ao nível de 5% de probabilidade de erro; ** = Significativo ao nível de 1% de probabilidade de erro; Todos os coeficientes estimados para os modelos foram significativos ao nível de 1% de probabilidade de erro; n=21180 árvores;

Fonte: O autor

A distribuição dos resíduos do modelo de Curtis e Henricksen (Figura 7) mostrou forte tendência, indicando ser necessária a inclusão de um termo quadrático ou, até mesmo, outro termo linear, ou aplicada alguma transformação da variável

dependente, conforme recomendado por Bussab e Morettin (2002), Schneider et al. (2009). Os modelos ajustados de Stoffels e Rossi superestimaram as alturas das árvores de maiores diâmetros, mas reduziu o problema de tendência nas estimativas quando comparado aos modelos de Henricksen e Curtis.

Figura 7 - Distribuição dos resíduos em função da altura estimada para os modelos de relação hipsométrica ajustados para o conjunto total dos dados



Fonte: O autor

Os modelos de regressão linear múltipla de Trorey e por *stepwise* apresentaram distribuição dos resíduos adequada (Figura 7), em que os resíduos

foram distribuídos de maneira homogênea ao longo do eixo das abcissas mesmo com o não atendimento dos condicionantes de regressão, com menor dispersão dos resíduos proporcionada pelo modelo construído por *stepwise*.

Apesar da tendência dos valores observados ser linear, o número de observações decresce de forma acentuada à medida que aumenta a magnitude dos valores das variáveis envolvidas na análise, proporcionando pesos maiores nas porções inferiores da base de dados e, como consequência, existe a necessidade de utilização de um modelo que tenha em sua estrutura mais de um parâmetro associado à inclinação da curva.

4.2.2 Ajuste por idade

Quando observada a distribuição das alturas em função dos diâmetros em cada idade (Figura 8) os comportamentos das curvas apresentaram a tendência característica da relação hipsométrica de linearidade, com inclinações aparentemente semelhantes e alteração apenas no nível dos dados entre as idades. Essa distribuição sugere que o ajuste de um modelo com tendência linear seja adequado para explicar o comportamento da relação hipsométrica em cada uma das idades.

O Modelo Genérico 1 ajustado por idade foi preciso (Tabela 19) em todas as ocasiões, com erros absolutos inferiores a 1,1 metros e erros percentuais abaixo de 10,96% com coeficientes de determinação ajustados variando de 0,66 a 0,83. Os maiores erros ocorreram em idades mais jovens, onde que a variabilidade dos povoamentos era maior, com redução ao passo em que a idade avança.

O Modelo Genérico 1 apresentou interceptos não significativos em algumas idades, o que não acarretou problemas na estimativa das alturas das árvores. Assim como no ajuste para toda a base de dados, o modelo apresentou problemas de não atender aos condicionantes de regressão em várias idades.

O VIF foi inferior a 10 em todas as ocasiões para o Modelo Genérico 1 (Tabela 19), o que implica em estabilidade nas estimativas, pois as equações não sofrem impacto significativo da multicolinearidade. Motta et al. (2016) alcançaram precisão de 6,05% e 8,87%, e coeficientes de determinação ajustados de 0,82 e 0,58 para idades de 3 e 4 anos respectivamente, com o modelo de Stoffels, para povoamentos *Tectona grandis* de origem seminal em Figueirópolis do Oeste – MT. Apesar de mais preciso que o da presente pesquisa, o modelo foi ajustado para amplitude diamétrica e de

alturas mais restritas que a presente pesquisa variando de 3,44 cm até 10,54 cm e 3,60 m a 11 m, respectivamente.

Quando comparados aos resultados alcançados por Vendruscolo et al. (2015) com o modelo de Curtis para *Tectona grandis*, em Cáceres – MT, com precisões variando de 7,59 % a 9,60%, em diferentes espaçamentos aos 16 anos, o Modelo Genérico 1 foi mais preciso, mesmo cobrindo maior amplitude de diâmetros (Tabela 19).

Tabela 19 - Parâmetros estimados ($\hat{\beta}_{is}$), erro padrão da estimativa absoluto (s_{yx}) e percentual ($s_{yx}\%$), coeficiente de determinação ajustado (R^2_{ajus}), estatísticas dos testes de normalidade dos resíduos de Kolmogorov-Smirnov (KS), independência dos resíduos de Durbin-Watson (DW), homogeneidade de variâncias de White (W) e fator de inflação da variância (VIF) do modelo genérico 1 ajustado por idade (anos)

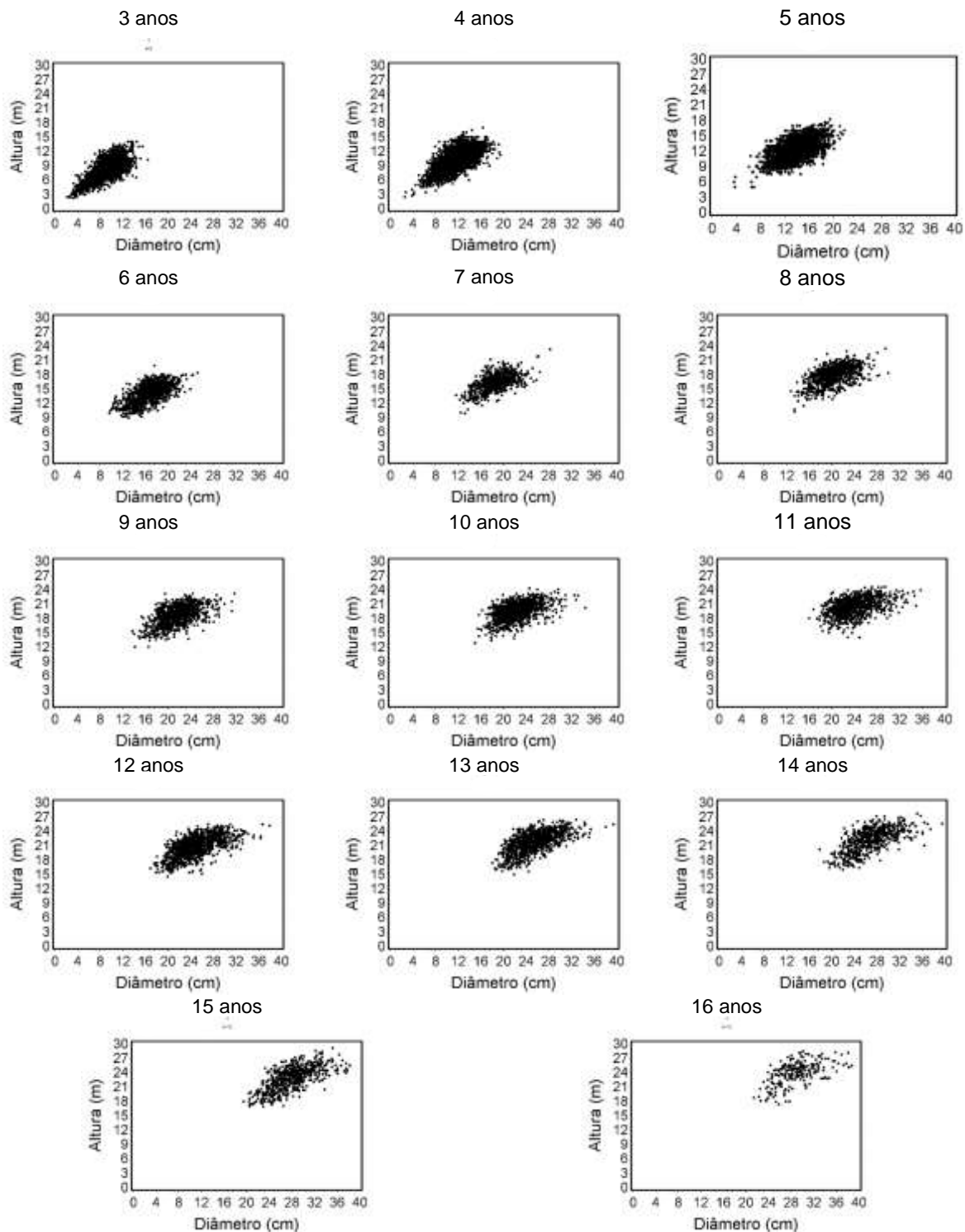
Idade	$\hat{\beta}_0$	$\hat{\beta}_1$	$\hat{\beta}_2$	S_{yx}	$S_{yx}\%$	R^2_{ajus}	KS	DW	W	VIF	n
3	-1,388**	0,390**	0,681**	0,9205	10,96	0,72	0,02**	1,35**	470,4**	1,37	4568
4	-1,865**	0,341**	0,748**	1,0577	9,98	0,73	0,04**	1,49**	194,6**	1,32	3749
5	-0,705**	0,246**	0,754**	1,0593	8,27	0,66	0,03**	1,49**	191,8**	1,17	3480
6	-1,226**	0,219**	0,809**	0,9756	6,83	0,70	0,01 ^{ns}	1,43**	15,86**	1,31	1315
7	-2,459**	0,266**	0,817**	1,0028	6,08	0,69	0,03**	1,60**	33,6**	1,14	679
8	-2,920**	0,242**	0,857**	1,0028	5,57	0,73	0,03**	1,55**	35,22**	1,11	857
9	-1,633**	0,190**	0,844**	1,0585	5,67	0,72	0,03**	1,39**	9,42 ^{ns}	1,19	916
10	-1,025**	0,175**	0,830**	1,0019	5,11	0,68	0,03**	1,51**	23,48**	1,10	1083
11	-0,010 ^{ns}	0,162**	0,791**	0,9994	4,89	0,68	0,02 ^{ns}	1,59**	19,52**	1,06	909
12	-0,340 ^{ns}	0,166**	0,805**	0,9335	4,46	0,80	0,02**	1,56**	6,02 ^{ns}	1,32	1173
13	-0,108 ^{ns}	0,170**	0,798**	0,9436	4,31	0,79	0,01 ^{ns}	1,69**	7,96 ^{ns}	1,35	1033
14	-0,620 ^{ns}	0,141**	0,845**	0,9912	4,46	0,83	0,02 ^{ns}	1,81**	11,17 ^{ns}	1,48	604
15	-0,784 ^{ns}	0,175**	0,806**	0,9987	4,35	0,84	0,03 ^{ns}	1,70**	5,26 ^{ns}	1,51	595
16	-0,369 ^{ns}	0,195**	0,769**	1,1286	4,72	0,78	0,04 ^{ns}	1,58**	5,81 ^{ns}	1,17	219

Legenda: ^{ns} = não significativo ao nível de 5% de probabilidade de erro; ** = significativo ao nível de 1% de probabilidade de erro; n = número de observações

Fonte: O autor

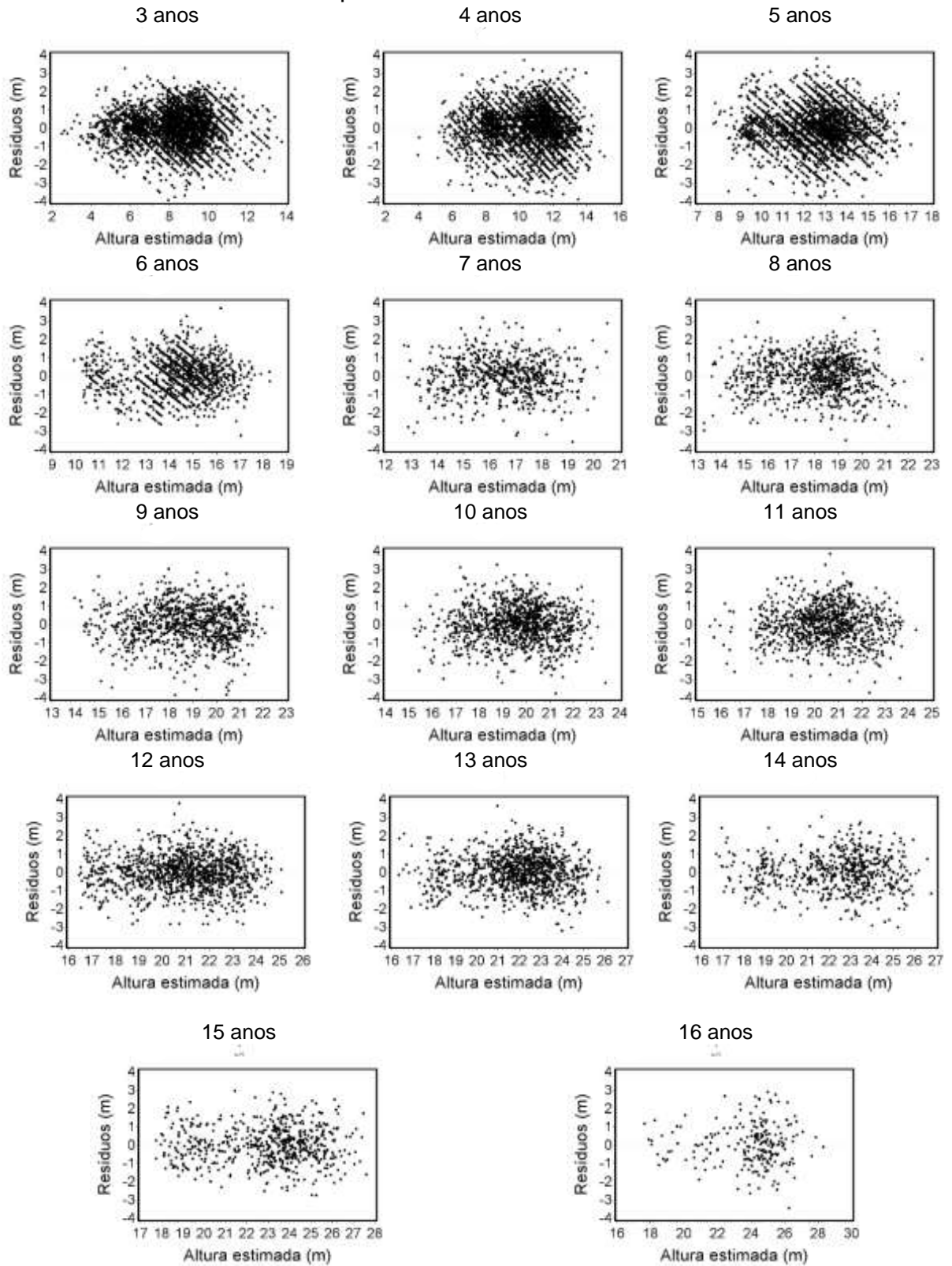
A distribuição dos resíduos pelo Modelo Genérico 1 foi adequada em todas idades (Figura 9) e sem características de tendência ou heterogeneidade de variâncias como resultado do teste de White.

Figura 8 – Dispersão das alturas em função dos diâmetros a altura do peito por idade



Fonte: O autor

Figura 9 – Distribuição dos resíduos em função da altura estimada pela equação do Modelo Genérico 1 por idade



Fonte: O autor

4.2.3 Ajuste por parcela

O modelo de Stoffels ($h = e^{(0,1207+0,9878*\ln(d))}$) foi selecionado para descrever o comportamento da relação hipsométrica de *Tectona grandis* em nível de parcela, por apresentar os melhores resultados entre os modelos de regressão linear simples, e por ser um modelo de dois parâmetros como recomendado por Arcangeli (2013, apud ECKMÜLLNER, 1985) para ajuste por parcela.

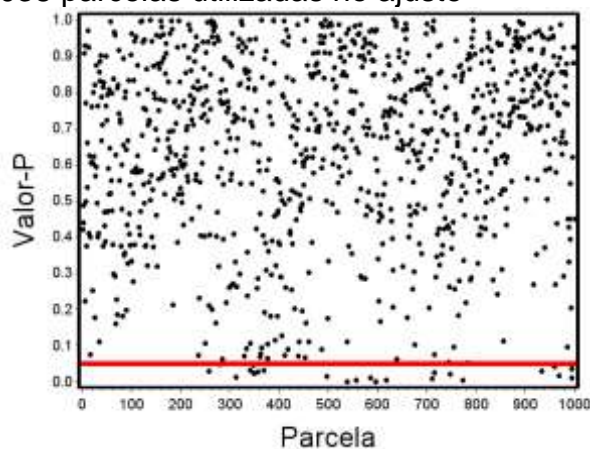
A inclinação da Relação Hipsométrica entre as parcelas foi significativa (Tabela 20) e, conseqüentemente, pelo menos umas das inclinações difere das demais. Apesar dessa diferença, foi verificado que apenas 2,5 % das inclinações diferem daquela utilizada como base de comparação (Figura 10).

Tabela 20 – Análise de covariância pelo modelo de Stoffels para verificar a semelhança entre as inclinações entre parcelas para relação hipsométrica

ANACOVA					
F.V.	G.L.	SQ	QM	Fcal	Valor-p
Modelo	2075	3235,7994	1,5542	246,55	<0,001
Resíduo	19114	120,8309	0,0063		
Total	21179	3356,6303			
In(d)	1	8,68399	8,6839	1372,98	<0,001
Parcela	1037	0,02963	0,0296	4,69	<0,001
In(d). Parcela	1037	0,01704	0,0170	2,70	<0,001

Fonte: O Autor

Figura 10 – Valor-P da inclinação da relação hipsométrica por análise de covariância para as 1038 parcelas utilizadas no ajuste



Fonte: O autor

O modelo foi ajustado por parcela em cada idade e, a partir do quinto ano, apresentou mais de 50% dos coeficientes angulares não significativos, ou seja, não

existe relação de regressão entre as variáveis em nível de parcela (Tabela 21). Este efeito pode estar associado à execução do primeiro desbaste por baixo entre 4 ou 5 anos, com a retirada das árvores com menores dimensões, descaracterizando o comportamento da curva de altura em função do diâmetro dentro das parcelas, assim como verificado por Barros et al. (2002), em trabalho com *Pinus oocarpa*.

A descaracterização da curva de relação hipsométrica pode ser interpretada como a não explicação da variabilidade das alturas em função da variação dos diâmetros pois, segundo Caldeira e Oliveira (2008), no primeiro ano após o desbaste não ocorreu resposta de crescimento em relação à altura, ao passo que o crescimento em diâmetro já respondeu à intervenção.

Tabela 21 – Número de coeficientes $\hat{\beta}_1$ significativos ($n\hat{\beta}_1^*$), não significativos ($n\hat{\beta}_1^{ns}$), seus percentuais ($\hat{\beta}_1^*\%$ e $\hat{\beta}_1^{ns}\%$), B_1 médio dos ajustes significativos, B_1^{ns} médio dos ajustes não significativos e número médio de árvores com medição das alturas por parcela ($n_{\text{árv}}$) para o modelo de Stoffels ajustado por parcela em cada idade

t	$n\hat{\beta}_1^*$	$n\hat{\beta}_1^{ns}$	$\hat{\beta}_1^*\%$	$\hat{\beta}_1^{ns}\%$	$\hat{\beta}_1^*$	$\hat{\beta}_1^{ns}$	$n_{\text{árv}}$
3	93	25	78,8	21,2	0,5229	0,2182	38
4	81	33	71,1	28,9	0,4745	0,1498	33
5	50	55	47,6	52,4	0,3948	0,1088	32
6	31	38	44,9	55,1	0,4256	0,1164	19
7	21	22	48,8	51,2	0,3754	0,1848	16
8	31	11	73,8	26,2	0,3290	0,1398	16
9	24	34	41,4	58,6	0,3439	0,1167	16
10	37	34	52,1	47,9	0,3271	0,1636	15
11	29	42	40,8	59,2	0,3564	0,1542	13
12	37	67	35,6	64,4	0,3564	0,1699	11
13	34	58	36,9	63,1	0,3484	0,1434	11
14	16	46	25,8	74,2	0,3702	0,1231	10
15	24	37	39,3	60,7	0,3489	0,1445	10
16	07	21	18,4	81,6	0,4011	0,1778	8

Legenda: ns = não significativo ao nível de 5% de probabilidade de erro; ** = Significativo ao nível de 1% de probabilidade de erro;

Fonte: O autor

Apesar de várias parcelas não terem apresentado coeficiente angular significativo, com alturas medidas em cada unidade amostral, a equação gerada a partir do modelo de Stofells com coeficiente angular médio de 0,2772389465 e intercepto recalculado para cada parcela alcançou uma precisão média de 0,9209 metros (S_{yx}) que expressa em termos percentuais um erro médio de 6,39% ($S_{yx}\%$).

O intercepto recalculado para cada parcela corrigiu as possíveis diferenças entre os sítios ao nível de parcela, e associado ao coeficiente angular médio em cada

idade proporcionou resultados precisos para estimativa das alturas. Os erros médios absolutos foram, em geral, inferiores a um metro e os erros relativos inferiores a 10 % com redução dos erros, à medida que avança a idade (Tabela 22), comprovando a homogeneização das alturas decorrente dos desbastes.

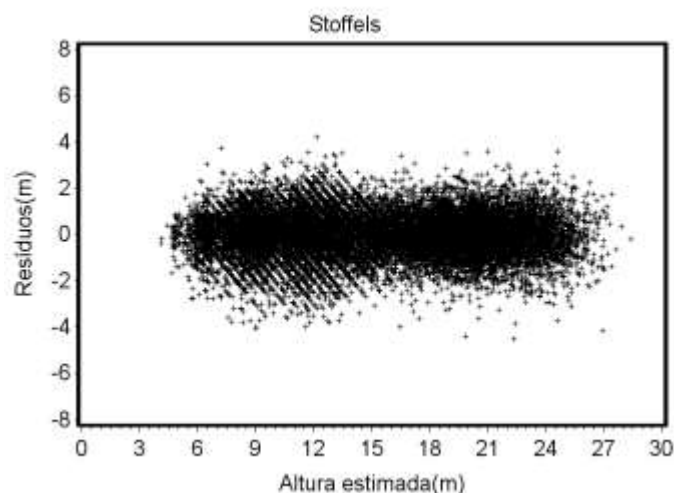
Tabela 22- Erro médio absoluto (S_{yx}), erro médio percentual ($S_{yx}\%$) e coeficiente angular comum (β_1) por idade (t) pelo modelo ajustado de Stoffels

t (anos)	$\hat{\beta}_1$	S_{yx}	$S_{yx}\%$	t (anos)	$\hat{\beta}_1$	S_{yx}	$S_{yx}\%$
3	0,4914	0,817	10,10	10	0,2575	0,871	4,73
4	0,3805	1,001	9,40	11	0,2534	0,896	4,71
5	0,2483	0,967	7,64	12	0,2418	0,852	4,27
6	0,2336	0,789	5,67	13	0,2416	0,860	4,16
7	0,2803	0,887	5,60	14	0,2393	0,889	4,24
8	0,2420	0,872	5,08	15	0,2249	0,922	4,02
9	0,2435	0,906	5,11	16	0,2336	1,070	4,47

Fonte: O autor

Além de proporcionar estimativas precisas das alturas das árvores, o modelo de Stoffels com coeficiente angular comum e intercepto recalculado para cada parcela apresentou distribuição residual adequada em função das alturas estimadas com a massa de pontos distribuída de maneira homogênea (Figura 11).

Figura 11 - Distribuição dos resíduos em função da altura estimada pela equação de Stoffels com coeficiente angular comum e intercepto recalculado para parcelas



Fonte: O autor

O modelo de Stoffels ajustado pela abordagem da teoria dos modelos mistos com efeito aleatório de cada parcela para explicar o comportamento da relação hipsométrica melhorou a precisão, comparado ao método do recálculo do intercepto

e coeficiente angular comum, como pode ser observado na Tabela 23; entretanto, com diferença de apenas 0,16% o que corresponde a, aproximadamente, três centímetros.

Com o emprego de modelos mistos era esperado um aumento expressivo na precisão, o que não ocorreu, pois esses modelos estimam, simultaneamente, os efeitos fixos e aleatórios em uma única equação proporcionando estimativas consistentes (DORADO et al., 2006). Além disso, a inclusão de parâmetros aleatórios específicos de cada parcela permitiria a correção para cada local após determinada a estrutura fixa comum no modelo (LINDSTROM; BATES, 1990).

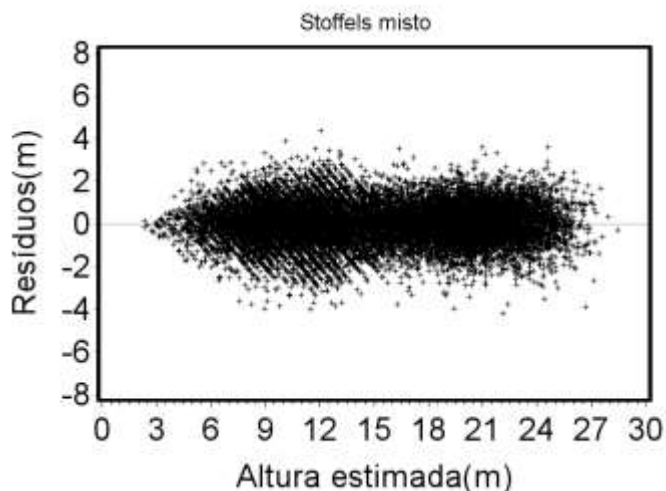
Tabela 23 -Parâmetros estimados ($\hat{\beta}_1$), erro padrão da estimativa absoluto (s_{yx}) e percentual ($s_{yx}\%$), critério de informação Baeyiano (BIC) e critério de informação de Akaike (AIC) do modelo de Stoffels ajustado pelos mínimos quadrados generalizados mistos para o conjunto total dos dados e parâmetros estimados da matriz de variância e covariância dos efeitos mistos para parcelas

Stofells	$\hat{\beta}_0$	$\hat{\beta}_1$	S_{yx} (m)	$S_{yx}\%$	BIC	AIC
Misto	1,7965**	0,3412**	0,8916	6,20	-41641,5	-41671,1
Matriz de variância e Covariâncias						
Parâmetro	Valor	S_{yx}				
$\sigma_{\mu 1}^2$	0,33090	0,02210				
$\sigma_{\mu 2}^2$	0,02413	0,006154				
$\sigma_{\mu 1-\mu 2}^2$	-0,08375	0,001813				
σ_{res}^2	0,006273	0,000064				

Legenda: $\sigma_{\mu 1}^2$ = variância dos efeitos mistos no intercepto; $\sigma_{\mu 2}^2$ = variância dos efeitos mistos no coeficiente angular; $\sigma_{\mu 1-\mu 2}^2$ =Covariância dos parâmetros; σ_{res}^2 =variância residual; ns = não significativo ao nível de 5% de probabilidade de erro; ** = significativo ao nível de 1% de probabilidade de erro; Fonte: O autor

A distribuição dos resíduos em função da altura estimada (Figura 12) foi homogênea ao longo das estimativas, sem característica de heterogeneidade de variâncias, como verificado por Dorado et al. (2006), pois, segundo Fang e Bailey (2001), os efeitos mistos podem remover a heterogeneidade, caso ainda exista. O comportamento dos resíduos foi semelhante ao observado no ajuste do Modelo Genérico 1 e a equação de Stoffels com coeficiente angular médio (comum) e intercepto recalculado para cada parcela.

Figura 12 - Distribuição dos resíduos em função da altura estimada pelo modelo de Stoffels com efeito misto das parcelas



Fonte: O autor

4.2.4 Modelo linear generalizado

O Modelo Genérico 1 ajustado por mínimos quadrados generalizados, com a variável dependente não transformada e com a variável altura dominante no segundo coeficiente angular foi justificado devido ao ajuste por mínimos quadrados ordinários ter apresentado heterogeneidade de variâncias, apesar de não ter sido observada na distribuição residual da equação.

Apesar da altura dominante corrigir o nível da curva da relação hipsométrica, Mehtätalo et al. (2015) comentam que em parcelas com valores próximos das variáveis em nível de povoamento terão curvas de relação hipsométrica semelhantes, o que não reflete, de fato, o comportamento dessa relação e recomendam a inserção do efeito da variação dentro da unidade amostral.

O efeito misto inserido das classes de diâmetro no intercepto (nível) e na inclinação referente à altura dominante (β_2) foi uma tentativa de inserção do efeito de uma variável que represente, pelo menos, dois subconjuntos dentro de cada parcela e que seja de fácil obtenção em campo.

A inserção do efeito misto das classes de diâmetro no nível e na inclinação proporcionada pela variável altura dominante não ofereceu vantagem substancial quanto à precisão quando comparado ao ajuste com apenas efeitos fixos, como pode ser observado na Tabela 24. Mesmo com vários parâmetros estimados significativos, os mesmos não proporcionaram grandes ganhos em precisão média, como pode ser observado na pequena variação dos valores do BIC, AIC, e do erro padrão da

estimativa (Tabela 19). O VIF calculado para os efeitos fixos do modelo foi de 7,32 dentro dos padrões aceitáveis para modelos de regressão, conforme Monserud e Sterba (1996) e Kutner et al. (2004).

A distribuição dos resíduos nos dois modelos ajustados foi adequada com vantagem de utilização dos efeitos mistos devido à correção de alguns resíduos, como pode ser observado na Figura 13.

Tabela 24 - Parâmetros estimados ($\hat{\beta}_{is}$), erro padrão da estimativa absoluto (Syx) e percentual (Syx%), critério de informação Baeyiano (BIC) e critério de informação de Akaike (AIC) do modelo genérico 1 e ajustado pelos mínimos quadrados generalizados (Fixo) e generalizado misto (Misto) para o conjunto total dos dados e efeitos mistos das classes de diâmetros nos parâmetros estimados $\hat{\beta}_0, \hat{\beta}_1$ e $\hat{\beta}_2$ (μ_{i-j} = Efeito da classe de diâmetro “j” nos parâmetros fixos “i”)

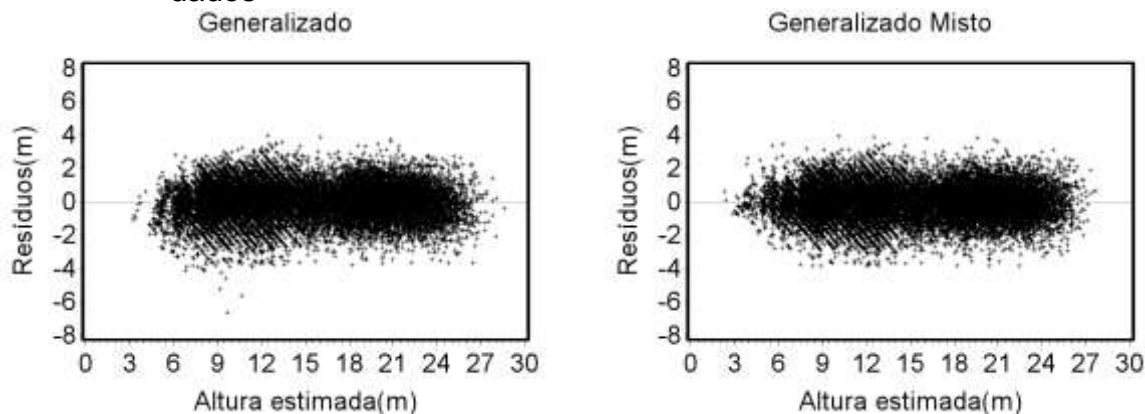
Modelo	$\hat{\beta}_0$	$\hat{\beta}_1$	$\hat{\beta}_2$	S _{yx} (m)	S _{yx} %	BIC	AIC
Fixo	-0,3501*	0,2159*	0,7492*	1,0209	7,11	61048,77	61016,93
Misto	-1,1780*	0,2359*	0,7198*	0,9900	6,89	59917,22	59913,24

Efeitos mistos							
		S _{yxu}	Valor-p		S _{yxu}	Valor-p	
u0-2	-0,8371	0,8031	0,297	u0-22	-0,1303	0,4085	0,750
u2-2	-0,0735	0,1131	0,516	u2-22	0,0624	0,0331	0,059
u0-4	1,8109	0,4785	0,000	u0-24	-0,8536	0,4242	0,044
u2-4	-0,3704	0,0527	0,000	u2-24	0,0917	0,0333	0,006
u0-6	2,2659	0,4211	0,000	u0-26	-0,7330	0,4605	0,111
u2-6	-0,2947	0,0422	0,000	u2-26	0,0800	0,0340	0,019
u0-8	1,3454	0,3751	0,000	u0-28	-1,1360	0,5112	0,026
u2-8	-0,0821	0,0340	0,016	u2-28	0,0892	0,0350	0,011
u0.-0	1,2495	0,3625	0,001	u0-30	-1,8870	0,6528	0,004
u2-10	-0,0363	0,0327	0,267	u2-30	0,1169	0,0388	0,003
u0-12	0,6486	0,3613	0,073	u0-32	-1,8975	0,7916	0,017
u2-12	0,0312	0,0325	0,337	u2-32	0,1045	0,0428	0,015
u0-14	0,7699	0,3691	0,037	u0-34	-1,2156	0,9769	0,213
u2-14	0,0223	0,0330	0,499	u2-34	0,0606	0,0487	0,214
u0-16	0,6338	0,3772	0,093	u0-36	-0,9687	1,1074	0,382
u2-16	0,02629	0,0332	0,429	u2-36	0,05772	0,0533	0,279
u0-18	-0,0028	0,3784	0,994	u0-38	0,6967	1,1875	0,557
u2-18	0,0624	0,0328	0,058	u2-38	-0,02078	0,0567	0,714
u0-20	0,1030	0,3979	0,796	u0-40	0,1402	1,2357	0,910
u2-20	0,0504	0,0331	0,128	u2-40	0,02193	0,0638	0,731

Legenda: ns = não significativo ao nível de 5% de probabilidade de erro; ** = Significativo ao nível de 1% de probabilidade de erro;

Fonte: O autor

Figura 13 - Distribuição dos resíduos em função da altura estimada para os modelos generalizado e generalizado misto ajustados para o conjunto total dos dados



Fonte: O autor

4.2.5 Considerações sobre os modelos de relação hipsométrica

Com relação ao erro padrão da estimativa, os melhores resultados foram obtidos pela equação de Stoffels com efeito misto (Tabela 25), assim como, a distribuição de resíduos com os pontos mais próximos do eixo das abscissas (Figura 14). As equações desenvolvidas pelo método dos mínimos quadrados generalizados e pelo recálculo do intercepto para o coeficiente angular médio (comum) também foram precisas com pequenas discrepâncias em relação à equação mais precisa.

A inserção de efeito misto é um procedimento mais complexo e, apesar de proporcionar resultados precisos, é necessário realizar o procedimento de calibração para um determinado conjunto de árvores e verificar se as estimativas são estáveis. Vários autores como Dorado et al. (2006), Temesgen et al. (2008), Adame et al. (2008) e Paulo et al. (2011) alcançaram resultados precisos, mas com a necessidade de calibração em um dado conjunto de árvores medidas, pois a aplicação da equação, apenas com os efeitos fixos, podem gerar estimativas com baixa precisão.

Apesar do modelo de Stoffels não ter atendido às condicionantes de regressão, proporcionou distribuição homogênea dos resíduos, assim como, precisão semelhante à equação gerada por modelagem mista. Considerando que a inclinação das curvas de relação hipsométrica são semelhantes entre as parcelas dentro de uma mesma idade, e ainda são semelhantes entre as idades, a utilização do coeficiente angular comum com recálculo do intercepto para cada parcela, além de proporcionar

a correção de possíveis diferenças entre sítios subsidiam a utilização dessa abordagem.

Como a reestimativa do intercepto é realizada em função dos valores médios dentro das parcelas, se a floresta for homogênea em relação à distribuição dos diâmetros e alturas, podem ser medidos apenas o diâmetro da árvore central e a altura da árvore de diâmetro central, reduzindo o tempo de medição sem perdas significativas de precisão como relatado por Finger (1992) e Van Laar e Akça (2007).

A abordagem via modelos lineares generalizados também é confiável e precisa para a relação hipsométrica de *Tectona grandis*, pois, segundo Araújo Junior (2012, apud GUJARATI, 2006) possui parâmetros estimados robustos quando ocorre heterogeneidade de variâncias e, conforme López Sánchez et al. (2003), Temesgen e Gadow (2004) tem sua estrutura variável em nível de povoamento e introduz no modelo a variação entre locais, nesse caso a altura dominante da parcela.

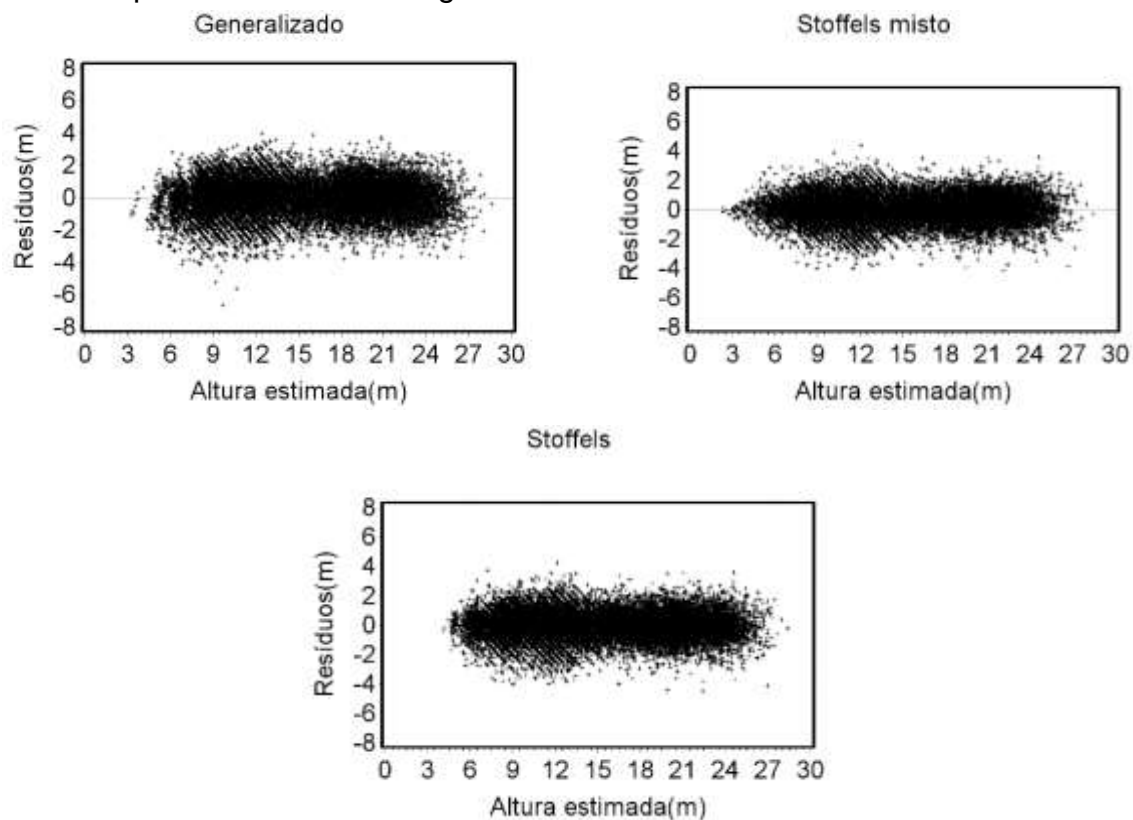
As estimativas pelas abordagens dos modelos generalizados, recálculo do intercepto e coeficiente angular comum, assim como a modelagem mista alcançaram comportamentos semelhantes dos resíduos ao longo das estimativas (Figura 14).

Tabela 25 - Erros médios absolutos (S_{yx}) e relativos ($S_{yx}\%$) em cada idade (t) para os modelos Generalizado, Stoffels misto e de Stoffels com coeficiente angular comum e intercepto recalculado para cada parcela

t	Stofells misto		Generalizado		Stoffels	
	S_{yx}	$S_{yx} \%$	S_{yx}	$S_{yx} \%$	S_{yx}	$S_{yx} \%$
3	0,8037	9,57	0,9599	11,43	0,8401	9,89
4	0,9622	9,08	1,0918	10,30	0,9993	9,41
5	0,9571	7,52	1,0630	8,35	0,9812	7,70
6	0,8675	6,07	0,9809	6,87	0,8908	6,24
7	0,8934	5,42	1,0191	6,18	0,9284	5,63
8	0,8852	4,91	1,0232	5,68	0,9168	5,09
9	0,9100	4,87	1,0688	5,72	0,9346	5,00
10	0,8682	4,43	1,0130	5,17	0,8903	4,54
11	0,8771	4,29	1,0158	4,97	0,8982	4,39
12	0,8265	3,95	0,9459	4,52	0,8462	4,04
13	0,8519	3,90	0,9520	4,35	0,8749	4,00
14	0,9157	4,12	1,0225	4,60	0,9319	4,19
15	0,9117	3,97	1,0380	4,53	0,9254	4,03
16	1,0487	4,39	1,1395	4,77	1,0703	4,48

Fonte: O autor

Figura 14 - Distribuição dos resíduos por modelos de relação hipsométrica ajustados por diferentes abordagens



Fonte: O autor

Para a análise mais detalhada em nível de parcela foram selecionadas unidades amostrais, uma de cada povoamento, em diferentes ocasiões de medição para exemplificar o comportamento das estimativas pelas três abordagens estudadas. Em todas as situações apresentadas as estimativas expressaram, de maneira precisa, a relação hipsométrica em ocasiões com alta densidade e/ou fase inicial de desenvolvimento, em ocasiões após desbaste, assim como, em estágios mais avançados de desenvolvimento da floresta. (Figura 15).

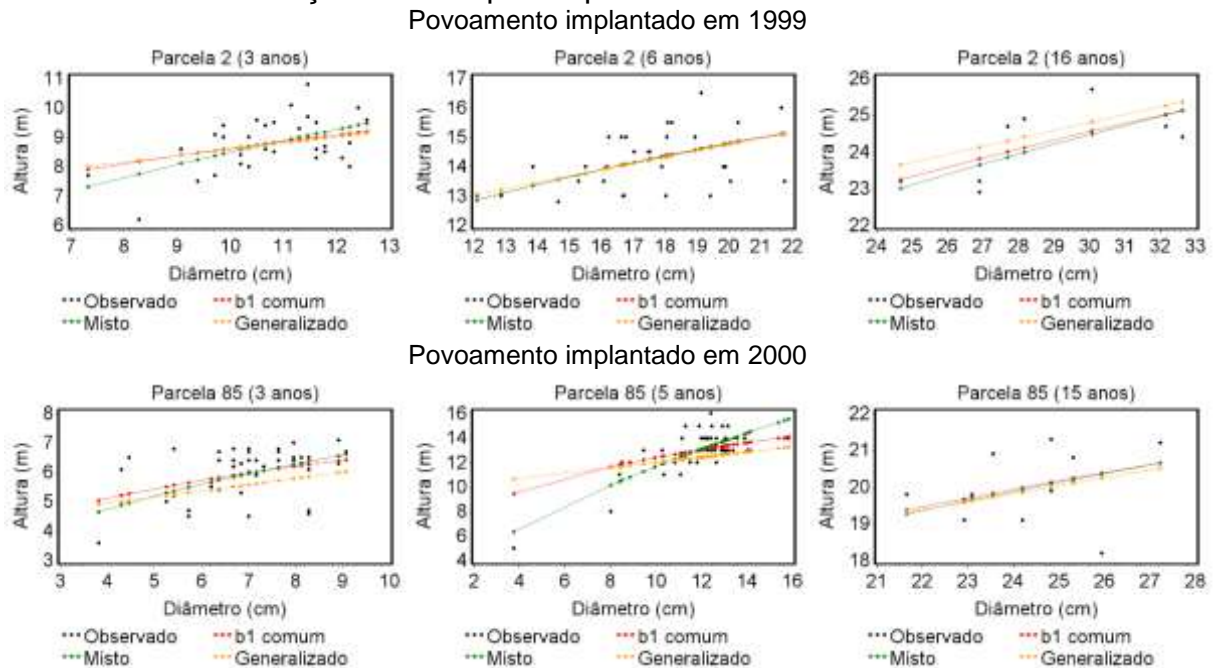
Mesmo a relação hipsométrica sendo afetada pela alta densidade (ZHANG et al., 1997; ZEIDE; VANDERSCHAAF, 2002), as três abordagens foram precisas para estimar a relação hipsométrica de *Tectona grandis* em fase inicial de desenvolvimento, antes do estabelecimento da competição, em que as árvores crescem livres e sob altas densidades onde árvores com mesmo diâmetro são normalmente são mais altas que em menores densidades (CRECENTE-CAMPO et al. , 2010).

A inclusão da altura dominante no modelo (ERIKÄNEN, 2003; DORADO et al., 2005; ADAME et al., 2008), aparentemente, corrigiu o efeito das diferentes densidades, assim como ocorreu no modelo de relação hipsométrica para *Pinus radiata* na Espanha (DORADO et al., 2006). No caso do ajuste do modelo de Stoffels com efeito misto e com recálculo do intercepto para coeficiente angular comum, também foi verificada a correção da variação entre as parcelas.

Outra característica importante das equações desenvolvidas foi a consistência em estimar a relação hipsométrica em períodos que precedem os desbastes, quando a competição começava a se estabelecer (Parcelas 2 e 85, aos 5 anos, Parcela 150 aos 4 anos), após os desbastes (Parcela 2 aos 6 anos, Parcelas 122 e 150 aos 7 anos), assim como, em idades mais avançadas em que foram medidas a altura de um número reduzido de árvores durante o inventário (Figura 15).

As três abordagens selecionadas cobriram de maneira adequada a variação dos dados em todas as ocasiões de medição (Figura 16), com tendências lineares da relação hipsométrica de *Tectona grandis* reforçando o resultado apresentado na análise descritiva dos dados.

Figura 15 - Alturas estimadas pelas equações de relação hipsométrica sobre as observações de campo em parcelas



Continua...

Figura 15 – Alturas estimadas pelas equações de relação hipsométrica sobre as observações de campo em parcelas

Continuação...

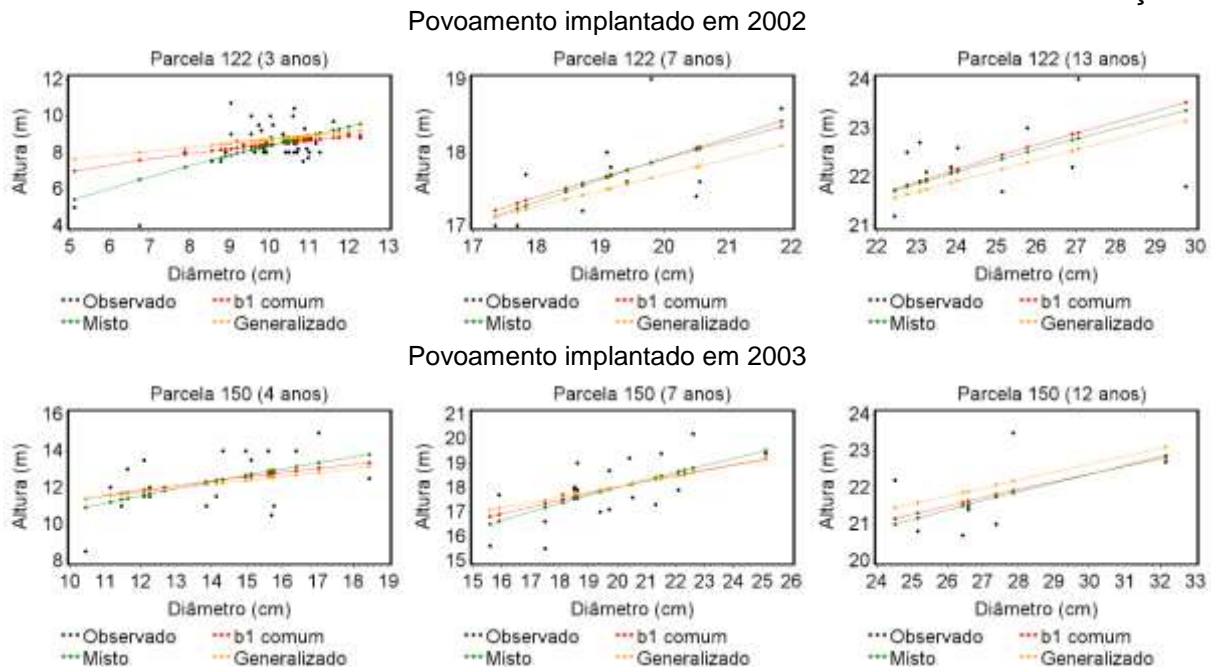
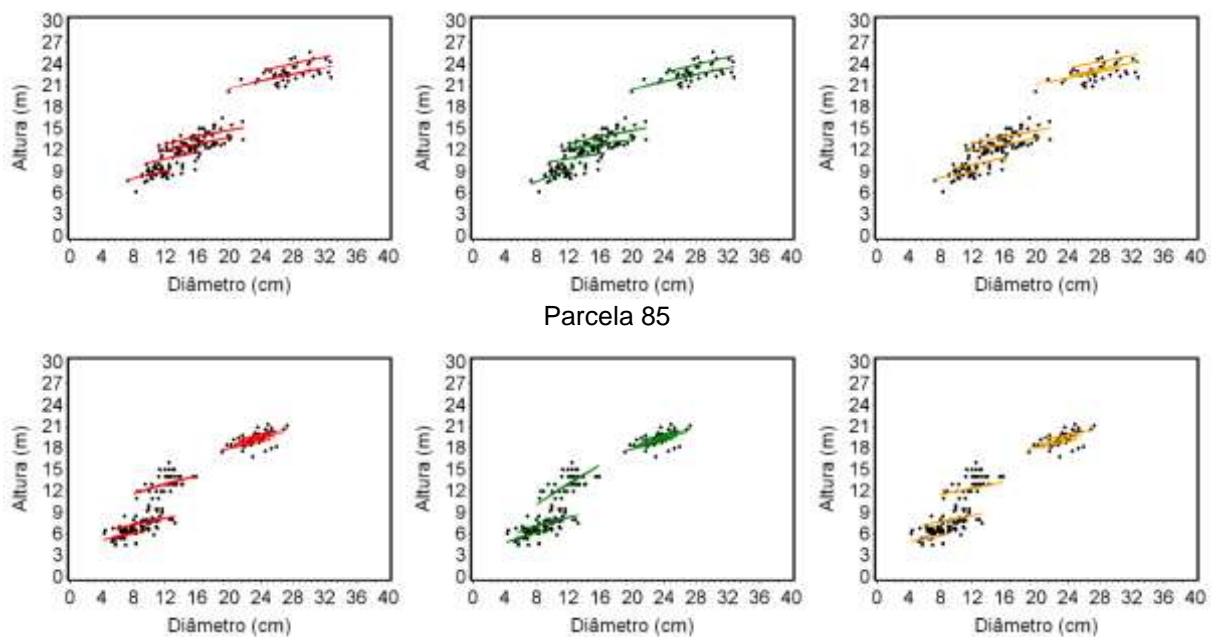


Figura 16 - Alturas estimadas pelas equações de relação hipsométrica sobre as observações de campo em todas as ocasiões de medição em parcelas

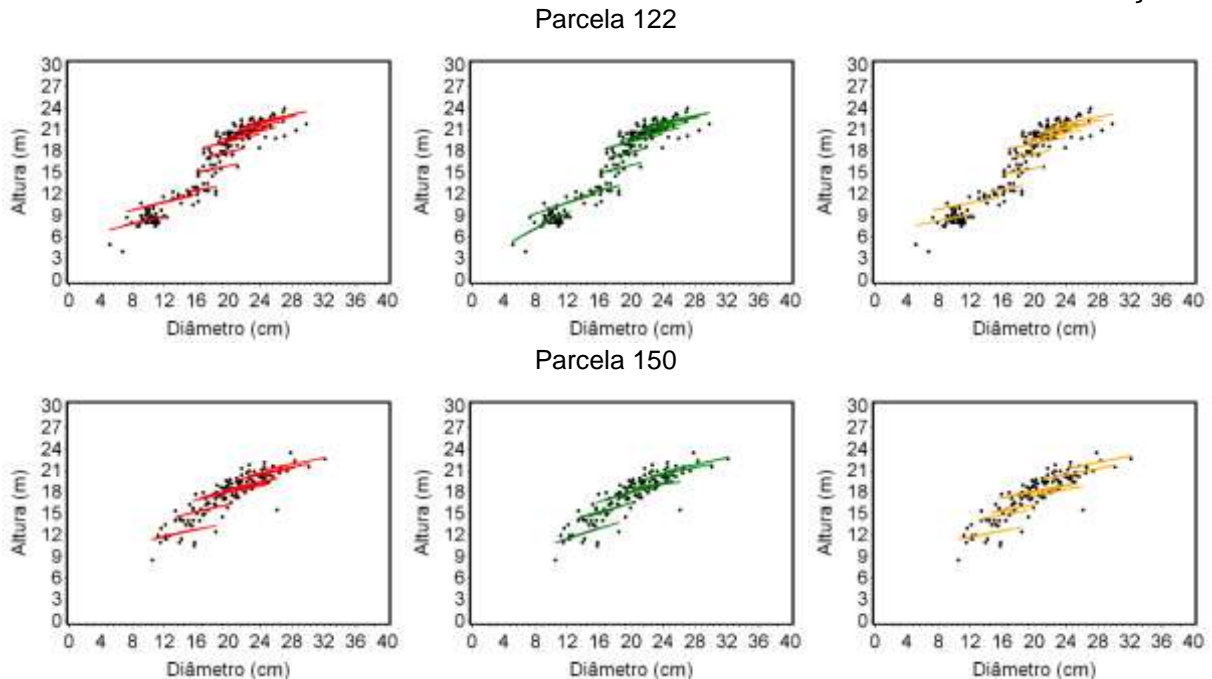
Parcela 2



Continua...

Figura 16 – Alturas estimadas pelas equações de relação hipsométrica sobre as observações de campo em todas as ocasiões de mdeção em parcelas

Continuação...



Fonte: O autor

4.2.6 Calibração e recálculo do intercepto para parcela

A melhor opção tanto para calibração quanto para o recálculo do intercepto foi aquela calculada pela árvore do diâmetro central da parcela, por apresentar os menores erros médios (Tabela 26). A equação desenvolvida para o coeficiente angular comum e intercepto recalculado para cada parcela foi a abordagem que melhor expressou a relação hipsométrica de *Tectona grandis*, pois, após o recálculo, apresentou resíduos distribuídos de forma homogênea, enquanto a equação gerada por modelagem mista apresentou tendência a subestimar as maiores alturas (Figura 17), e para as demais combinações, apresentou maiores tendências (Apêndice A).

A calibração na árvore central contrapõe os resultados encontrados por Dorado et al. (2006), Crecente-Campo et al. (2010) que recomendaram a calibração com árvores de menores diâmetros das parcelas, mas em suas equações, a altura e o diâmetro dominantes foram inseridos como efeitos fixos, logo as árvores em torno da média ou as maiores arvores já tinham seu efeito inserido na parte fixa do modelo.

As estimativas pelo método de recálculo do intercepto para o coeficiente angular comum em função da árvore de diâmetro central foram consistentes, assim

como, Arcangeli et al. (2013) que recomendaram o uso dessa metodologia, por ser de simples aplicação e fácil calibração. Os mesmos autores ainda comentaram que a abordagem por modelos mistos se torna pouco precisa quando não é possível calibrar a equação, o que foi observado no presente estudo, pois a calibração, com até três árvores, proporcionou estimativas com tendências.

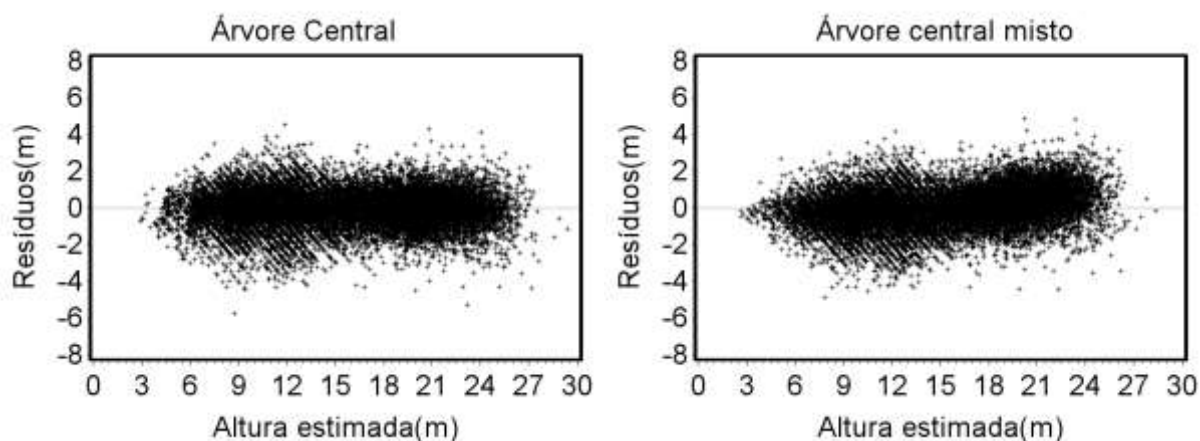
A equação de Stofells desenvolvida pela teoria dos modelos mistos e calibrada na árvore com diâmetro central não apresentou consistência nas estimativas da relação hipsométrica de *Tectona grandis* em nível de parcela (Figura 18). O método de recálculo do intercepto para o coeficiente angular comum foi consistente na estimativa das alturas após a calibração na árvore central.

Tabela 26 - Erro médio absoluto (S_{yx}) em metros e erro médio percentual ($S_{yx}\%$) por árvores utilizadas na calibração dos efeitos mistos e recálculo do intercepto pelo modelo ajustado de Stoffels

Árvores utilizadas na calibração/recálculo	Coeficiente angular comum		Efeito misto por parcela	
	S_{yx}	S_{yx}	S_{yx}	S_{yx}
	(m)	(%)	(m)	(%)
Diâmetro central	0,9568	6,66	1,0061	7,00
Diâmetro mínimo	1,6736	11,65	1,4293	9,95
Diâmetro máximo	1,2874	8,96	1,3410	9,34
Diâmetros mínimo e central	1,1774	8,20	1,1750	8,18
Diâmetros mínimo e máximo	1,4221	9,90	1,2019	8,37
Diâmetros central e máximo	1,0341	7,20	1,4024	9,76
Diâmetros mínimo, central e máximo	1,0763	7,49	3,5640	24,82

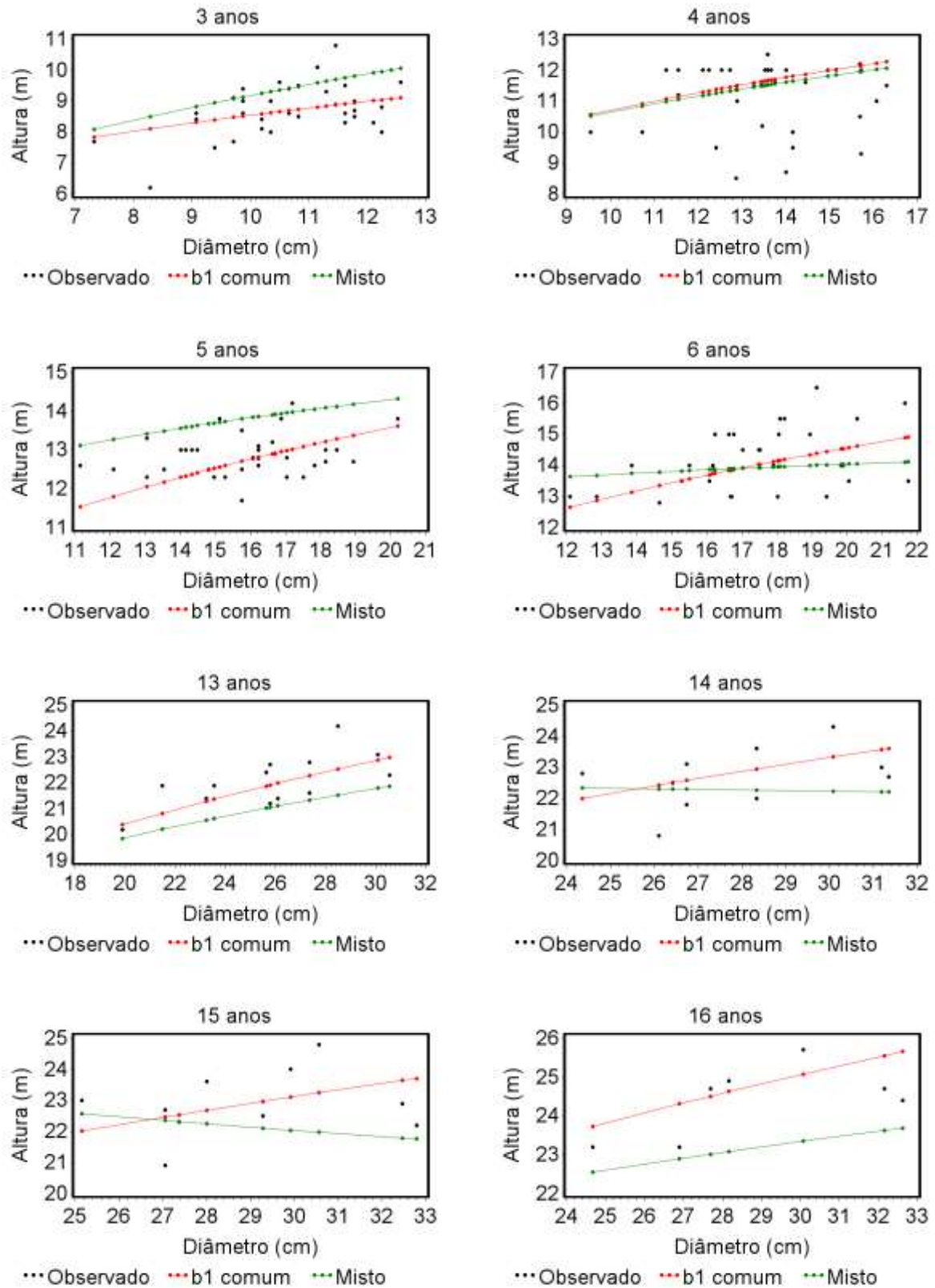
Fonte: O autor

Figura 17 - Distribuição dos resíduos em função da altura estimada para os modelos de coeficiente angular comum e efeito misto calibrados na árvore de diâmetro central



Fonte: O autor

Figura 18 - Curvas de relação hipsométrica pelo modelo de Stoffels com coeficiente angular comum e recalculo do intercepto com a árvore central e pelo modelo de Stoffels com efeito misto calibrado nas árvores de diâmetro central da parcela 2

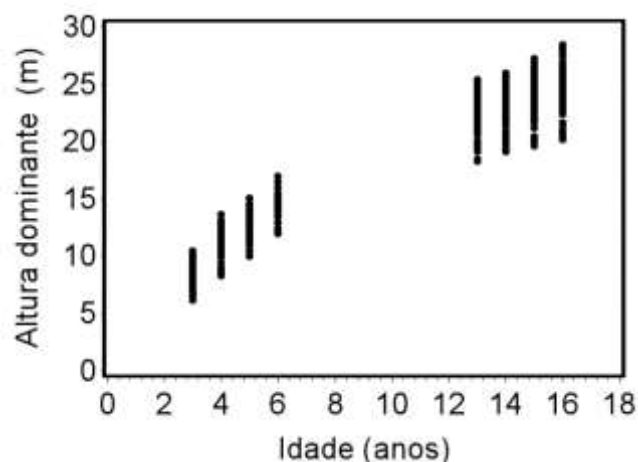


Fonte: O autor

4.3 CLASSIFICAÇÃO DE SÍTIO

O comportamento das alturas dominantes em função da idade (Figura 19), apesar da falta de observações entre seis e doze anos, não apresenta característica sigmoide como esperado de acordo com Assmann (1970).

Figura 19 - Alturas dominantes em função do tempo para povoamento de *Tectona grandis*



Fonte: O autor

Todas as equações selecionadas na literatura e no processo de seleção *stepwise* foram precisos para estimar a altura dominante de árvores da espécie *Tectona grandis*, com erros absoluto e relativo abaixo de 1,65 metros e 9,36%, respectivamente, assim como, coeficientes de determinação superiores a 0,93. Os condicionantes de regressão não foram atendidos em nenhum dos ajustes (Tabela 27).

A equação de Richards, apesar de preciso, apresentou o coeficiente " $\hat{\beta}_2$ " não significativo e, conforme Finger (1992) e Zeide (1993), indica decréscimo linear da taxa de crescimento com o aumento da variável dependente, e a curva não possui ponto de inflexão, características de espécies de rápido crescimento em que o máximo incremento corrente anual ocorre em idades jovens.

Esse comportamento de máximo incremento corrente anual em idades jovens foi observado nas pesquisas de Drescher (2004), Tonini et al. (2009), Ziech (2011), Rossi et al. (2011), Christo et al. (2012), Conceição et al. (2012), Pelissari et al. (2013) Silva et al. (2016), por Chaves et al. (2016) com a espécie *Tectona grandis*.

Tabela 27 - Estatísticas de ajuste e precisão das equações de altura dominante para o conjunto total dos dados

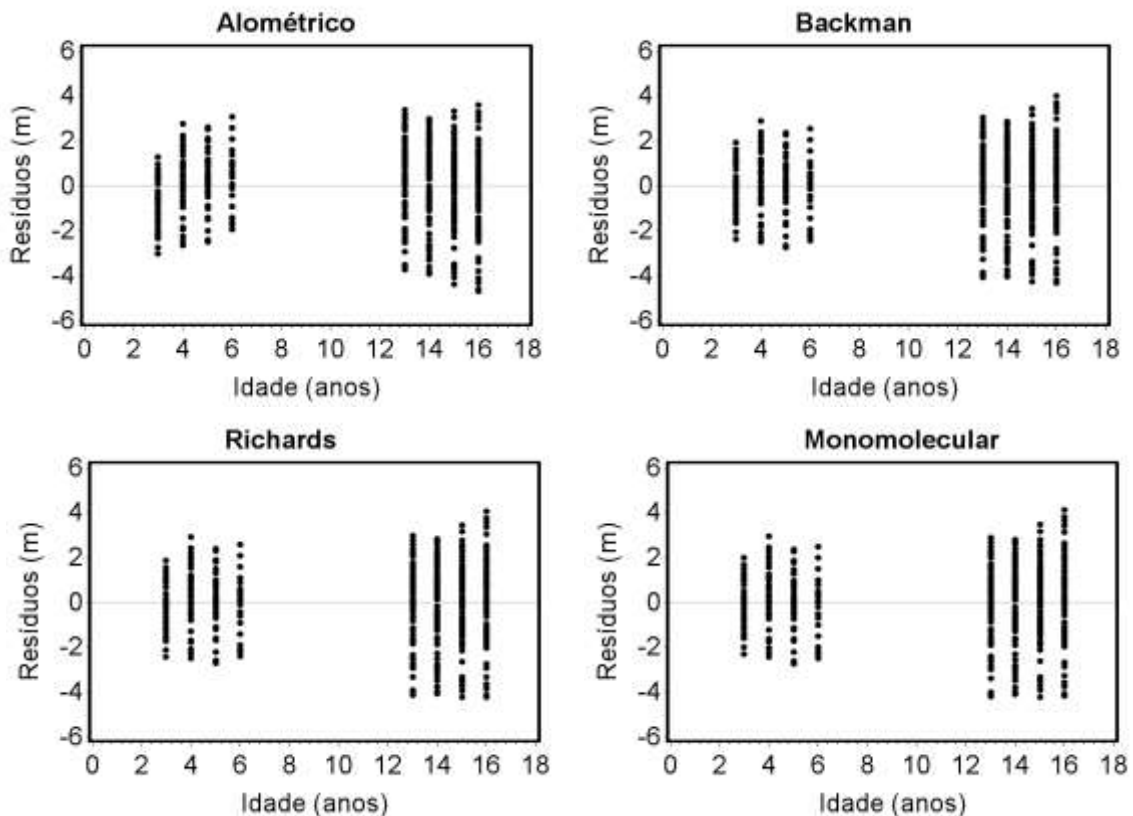
Modelo	$\hat{\beta}_0$	$\hat{\beta}_1$	$\hat{\beta}_2$	S_{yx} (m)	S_{yx} (%)	R_{ajus^2}	W	Ks	Dw
Alométrico	4,8152*	0,5927*	-	1,54	8,80	0,94	51,29*	0,06*	0,59*
Backman	1,0716*	1,1206*	-0,1274*	1,50	8,55	0,94	59,52*	0,06*	0,58*
Richards	30,131*	0,0998*	-0,086 ^{ns}	1,50	8,55	0,94	58,93*	0,05*	0,58*
Monomolecula r	28,85*	0,1165*	-	1,50	8,55	0,94	58,15*	0,06*	0,58*
Mod.Gen.2	-2,619*	9,7393*	-	1,50	8,55	0,94	51,02*	0,05*	0,59*
Schumacher	3,4113*	-4,0397	-	1,64	9,36	0,93	54,59*	0,06*	0,84*

Legenda: ns = não significativo ao nível de 5% de probabilidade de erro; n = 655 árvores;

Fonte: O autor

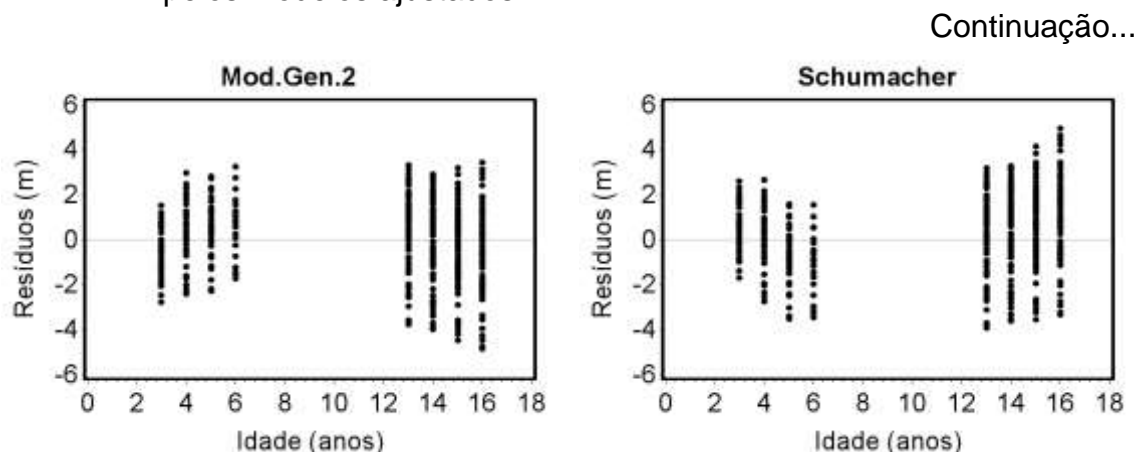
As maiores diferenças entre os modelos ajustados foram detectadas na análise gráfica dos resíduos (Figura 19) em que as equações de Schumacher, Alométrica e a ajustada por *stepwise* apresentaram tendências ao longo de todas as idades.

Figura 19 - Distribuição dos resíduos em função da altura dominante estimada pelos modelos ajustados



Continua...

Figura 19 - Distribuição dos resíduos em função da altura dominante estimada pelos modelos ajustados



Fonte: O autor

A equação Monomolecular, além de preciso, refletiu a condição biológica da espécie de máximo incremento em idades jovens e foi selecionado para classificar os sítios florestais. Pelos testes F de somatórios de quadrados extras não lineares (BATES; WATTS, 1988; KUTNER et al., 2004) e teste L de Lakkis-Jones (KHATTREE; NAIK, 2000) (Tabela 28) foi verificado que o modelo completo difere do modelo reduzido e que pelo menos uma árvore apresenta tendência de crescimento diferente das demais.

Tabela 28 - Teste F de somatórios de quadrados extras não lineares e teste L de Lakkis-Jones para verificar diferença entre tendências das curvas de altura dominante das árvores

Fontes de variação	GL	SSE	F	L
Completo	491	218,6	4,86*	385,9*
Reduzido	572	394,0		
Diferença	81	175,4		

Legenda: GL=graus de liberdade do ajuste; SSE=somatório de quadrados dos resíduos; *Significativo ao nível de 5% de probabilidade de erro; ns = não significativo ao nível de 5% de probabilidade de erro;

Fonte: O autor

A identificação das árvores que possuem diferentes tendências pelos testes dos somatórios de quadrados extras não lineares e Lakkis-Jones se torna exaustiva, ao passo de que deve ser realizada a comparação entre os pares de árvores para todas as combinações possíveis sem repetição.

Como alternativa, foi realizada a análise de covariância pelo modelo de Backman em sua forma linearizada, pois, segundo Huitema (2011), se a relação entre

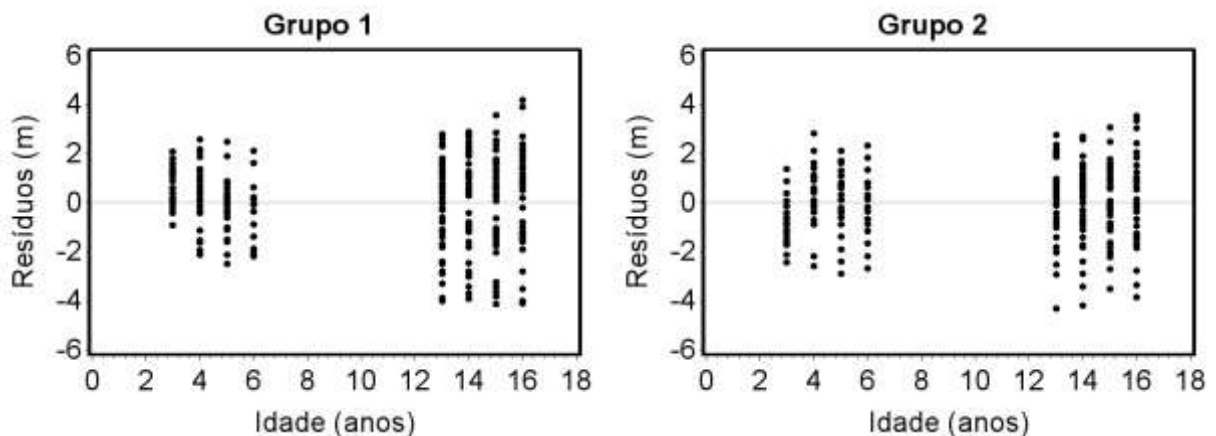
as variáveis dependentes e independentes do modelo for monotônica, a transformação é uma alternativa viável.

A comparação das inclinações das curvas de altura dominantes em função da idade pelo modelo linearizado de Backman por análise de covariância (geral) indicou que existe pelo menos uma árvore diferente das demais. As árvores com inclinação semelhante àquela utilizada como comparador formaram o Grupo 1 e as árvores com inclinações diferentes formaram o Grupo 2 (Tabela 29).

A análise de covariância dentro de cada grupo (Tabela 29) mostrou as inclinações semelhantes dentro dos grupos, reforçando a necessidade de estratificação dos dados.

Para verificar se, realmente, existe a diferença, o modelo Monomolecular foi ajustado para cada um dos grupos (Tabela 30) e, mesmo sem atenderem os condicionantes de regressão, as estimativas foram precisas. Para ambos os ajustes a distribuição residual foi adequada (Figura 20).

Figura 20 - Distribuição dos resíduos em função da altura dominante estimada para cada grupo pelo modelo Monomolecular



Fonte: O autor

Tabela 29 - Análise de covariância geral para formação dos grupos e para cada grupo formado (grupos 1 e 2) das árvores dominantes

ANACOVA Geral					
F.V.	G.L.	SQ	QM	Fcal	Valor-p
Modelo	242	101,6896	0,4202	222,02	<0,001
Resíduo	404	0,7646	0,0019		
Total	646	102,4542			
In(t)	1	2,7402	2,7402	1447,79	<0,001
In2(t)	1	0,5988	0,5988	16,39	<0,001
Árv	80	0,6878	0,0086	4,54	<0,001
In(t)*.árv	80	0,6319	0,0079	4,17	<0,001
In2(t)*árv	80	0,6044	0,0076	3,99	<0,001
ANACOVA Grupo 1					
F.V.	G.L.	SQ	QM	Fcal	Valor-p
Modelo	128	51,426	0,402	267,9262	<0,001
Resíduo	214	0,321	0,001		
Total	342	51,747	0,151		
In(t)	1	0,556	0,556	370,34	<0,001
In2(t)	1	0,013	0,013	8,76	0,0034
Árv	1	0,098	0,098	1,55	0,024
In(t)*.árv	42	0,078	0,002	1,24	0,1676
In2(t)*árv	42	0,080	0,002	1,26	0,1453
ANACOVA Grupo 2					
F.V.	G.L.	SQ	QM	Fcal	Valor-p
Modelo	113	50,257	0,444	190,48	0,0000
Resíduo	190	0,443	0,002		
Total	303	51,700			
In(t)	1	2,637	2,637	11229,70	<0,001
In2(t)	1	1,016	1,016	435,15	<0,001
Árv	37	0,127	0,003	1,48	0,0493
In(t)*.árv	37	0,102	0,003	1,18	0,241
In2(t)*árv	37	0,095	0,003	1,10	0,3374

Legenda: F.V. = fonte variação; G.L. = graus de liberdade; SQ = somatório de quadrados; QM = quadrado médio; Fcal = estatística F calculada; Valor-p = nível de significância alcançado.

Fonte: O Autor

Tabela 30 – Erro padrão da estimativa absoluto (s_{yx}) e relativo ($s_{yx}\%$), coeficiente de determinação ajustado (R^2_{ajus}) e condicionantes de regressão para o modelo de Monomolecular ajustado por grupo de árvores para estimar altura dominante

Grupos	$\hat{\beta}_0$	$\hat{\beta}_1$	S_{yx} (m)	S_{yx} (%)	R^2	W	Ks	Dw
1	28,9370**	0,1145**	1,5796	9,05	0,94	45,53**	0,06**	0,50**
2	28,7370**	0,1191**	1,4147	8,01	0,98	15,82**	0,06**	0,67**

Legenda: ns = não significativo ao nível de 5% de probabilidade de erro, * = significativo ao nível de 5% de probabilidade de erro.

Fonte: O autor

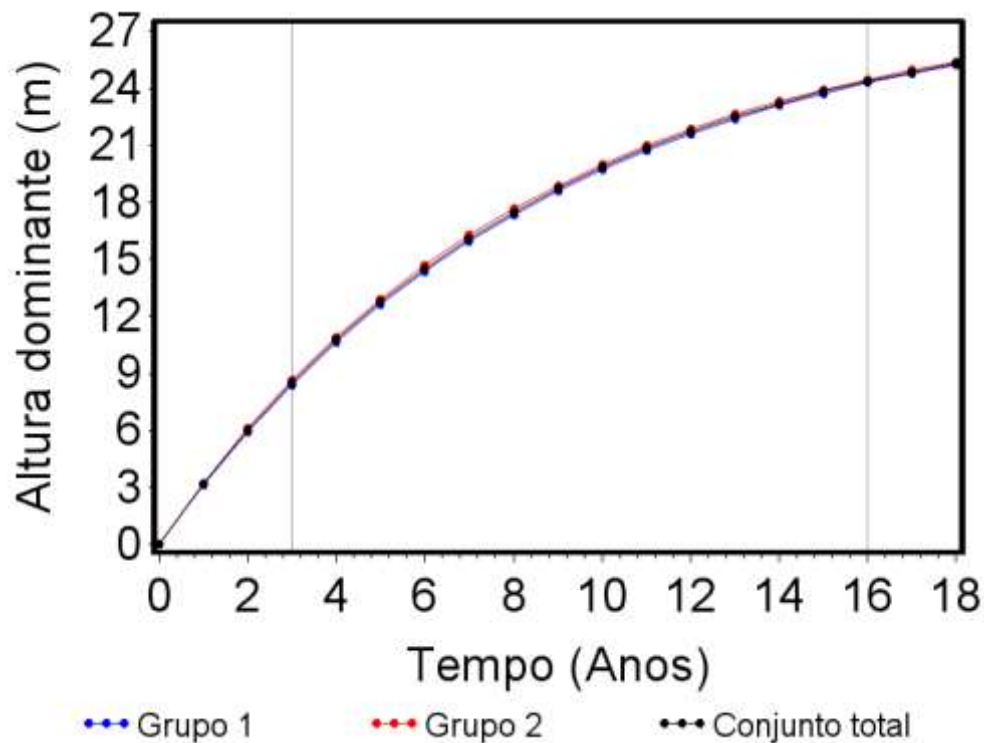
A análise gráfica é crucial para analisar a tendência das curvas, pois, mesmo que exista diferença significativa entre as variáveis, nem sempre, o modelo estatístico

contempla todas fontes de variação em um conjunto de dados sob efeito dos fatores ambientais ou, ainda, expressa diferenças pontuais.

A análise do desenvolvimento das curvas dos grupos mostrou coincidência nos extremos e uma diferença de estimativa máxima de 0,3 metros aos sete anos. As estimativas com equação calculada dentro de cada grupo mostraram, em relação à curva estimada para todas as árvores, diferença inferior a 0,17 metros (Figura 21) justificando o uso de equação comum gerada com dados em conjunto. Vale ressaltar que autores como Drescher (2004), Tonini et al. (2009), Ziech (2011), Conceição et al. (2012), Silva et al. (2016) e Chaves et al. (2016) têm realizado classificação de sítio por curvas monomórficas para *Tectona grandis*, além de não ter sido encontrado nenhum descritor local que proporcionasse diferenças ambientais entre as localidades das árvores.

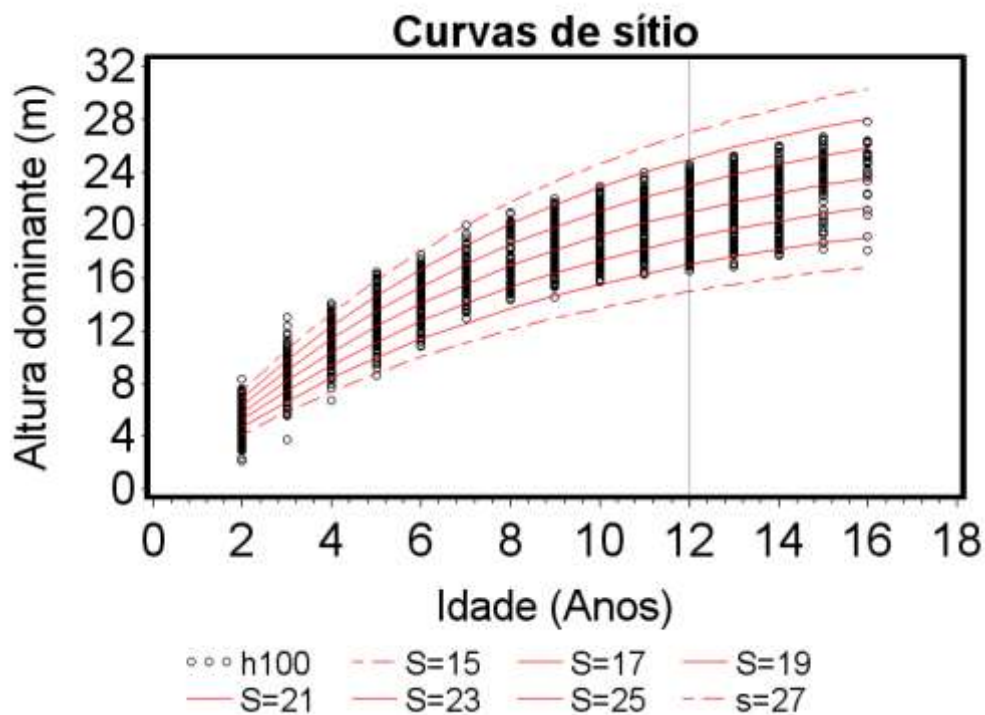
O modelo Monomolecular ajustado para as 81 árvores foi utilizado para calcular os índices de sítio com um metro de amplitude de classes para idade de referência aos 12 anos para os povoamentos de *Tectona grandis*, no município de Nossa Senhora do Livramento, em Mato Grosso (Figura 22).

Figura 21 - Curvas médias estimadas para altura dominante dos grupos e para o conjunto total dos dados pelo modelo Monomolecular



Fonte: O autor

Figura 22 - Curvas índices para classificação dos sítios florestais pela equação Monomolecular

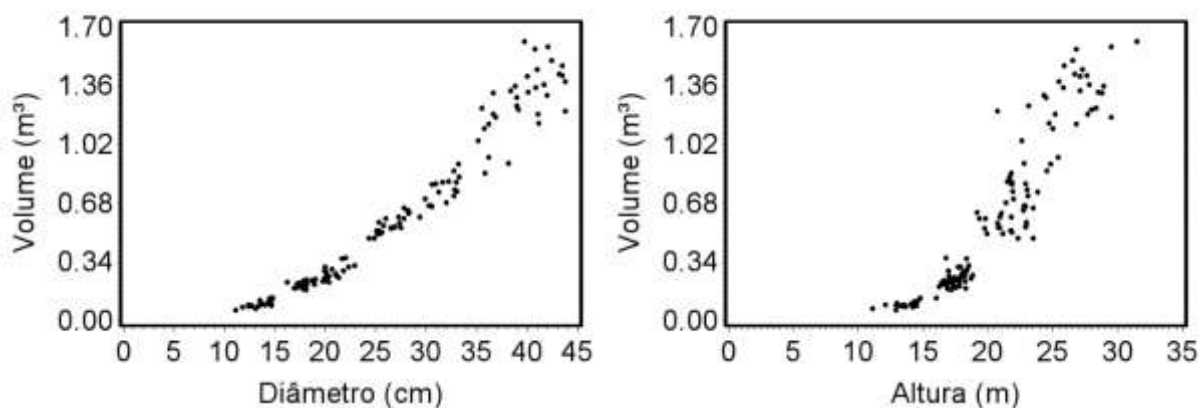


Fonte: O autor

4.4 VOLUME DE ÁRVORES INDIVIDUAIS E FATOR DE FORMA

A distribuição dos volumes das árvores em função do diâmetro à 1,3 m do solo, segue a distribuição característica curvilínea ascendente (WEST, 2009; VAN LAAR; AKÇA, 2007), assim como a distribuição em função das alturas (Figura 23).

Figura 23 - Dispersão do volume das árvores em função do diâmetro a altura do peito e altura



Fonte: O autor

Todas as equações alcançaram grau de explicação superior a 0,96 desde modelos de regressão linear simples, múltipla e modelos não lineares, com melhor precisão para a equação desenvolvida com o modelo de Schumacher-Hall (Tabela 31), assim como verificado nos trabalhos desenvolvidos em Mato Grosso por Vendruscolo et al. (2014), Drescher et al. (2014) e Almeida et al. (2016).

A equação de Schumacher-Hall atendeu apenas à condicionante de independência dos resíduos (Tabela 31) mas os resíduos, em função dos volumes estimados pela equação, não apresentaram fortes tendências ao longo das estimativas. A equação de Stoate mostrou tendências para estimar os volumes das árvores de menores diâmetros (Figura 24). As demais equações desenvolvidas apresentaram maiores dispersões dos resíduos em função do volume estimado (Apêndice B) e a tabela de volume pode ser observada no Apêndice C.

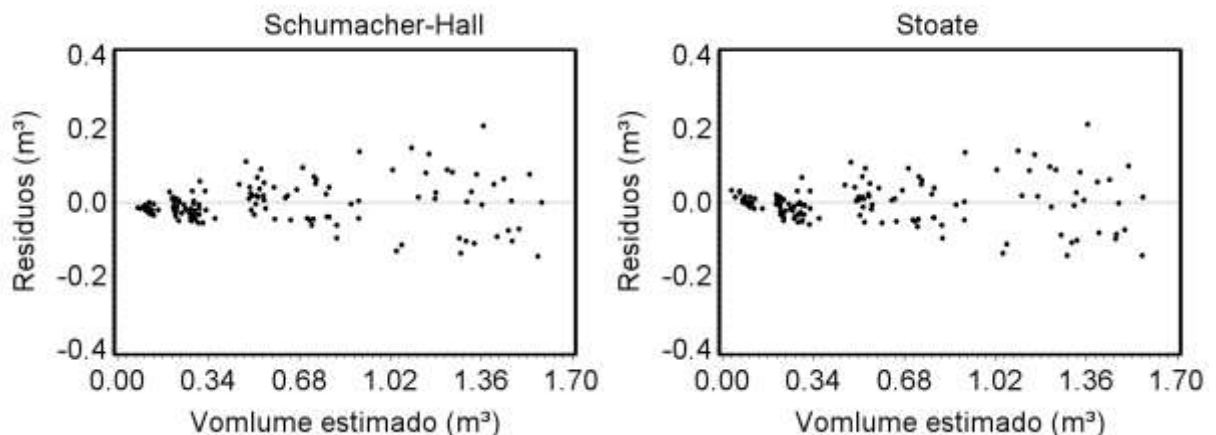
Tabela 31 - Estatísticas de ajuste e precisão das equações de volume das árvores

Modelo	$\hat{\beta}_0$	$\hat{\beta}_1$	$\hat{\beta}_2$	$\hat{\beta}_3$	S_{yx} (m ³)	S_{yx} (%)	R_{ajus^2}	W	Ks	Dw
Schumacher	0,0001	1,6583	0,9984	-	0,057	9,06	0,98	50,4**	0,09*	1,77 ^{ns}
Spurr	0,0599	0,0000298	-	-	0,064	10,77	0,97	39,3**	0,12**	1,37**
Husch	0,0004	2,3676	-	-	0,087	13,88	0,98	39,2**	0,13**	1,36**
Brenac	-3,183	1,1381	-30,583	-	0,084	13,38	0,97	39,8**	0,15**	1,47**
Stoate (VIF)	-0,201 (46,96)	0,0001871 (58,59)	0,000019 (6,60)	0,0151 (6,60)	0,058	9,72	0,98	44,7**	0,10**	1,64 ^{ns}

Legenda: ^{ns} = não significativo ao nível de 5% de probabilidade de erro, * = significativo ao nível de 5% de probabilidade de erro; Todos os coeficientes estimados foram significativos ao nível de 1% de probabilidade de erro; n = 146 árvores.

Fonte: O Autor

Figura 24 - Resíduos em função dos volumes estimados pelas equações mais precisas

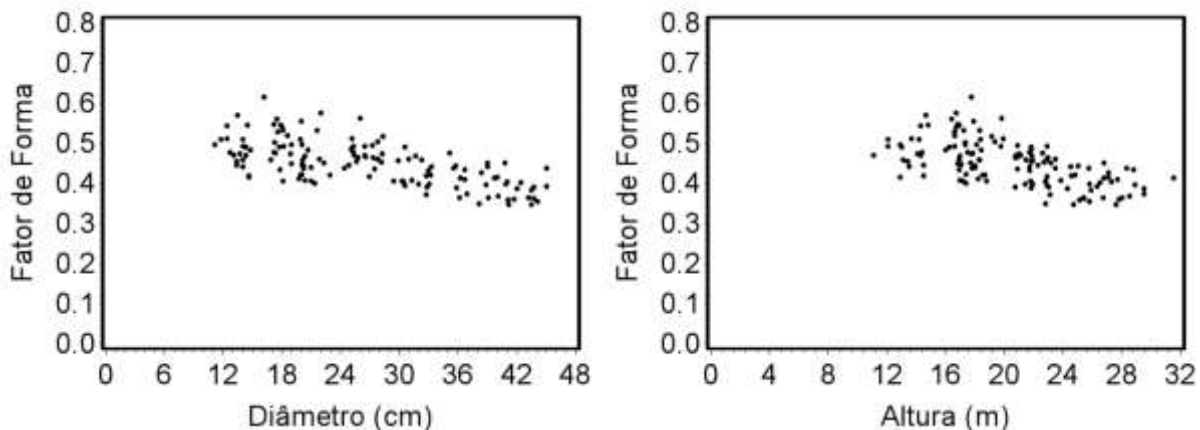


Fonte: O autor

Os fatores de forma artificiais em função dos diâmetros e alturas apresentaram correlação linear de -0,66 e -0,61, respectivamente, e comportamento linear com

tendência de maior conicidade, ao passo que aumentam os diâmetros e alturas das árvores (Figura 25).

Figura 25 - Dispersão do fator de forma artificial em função do diâmetro a altura do peito e altura



Fonte: O autor

A variável combina de Spurr foi a única selecionada do processo *Stepwise* com coeficiente de determinação de 0,45. As equações desenvolvidas alcançaram precisões semelhantes, assim como, coeficientes de determinação variando de 0,39 até 0,45, com melhores resultados para a equação linear simples. A equação não linear avaliada para descrever o fator forma não apresentou todos os coeficientes significativos em virtude do comportamento linear das variáveis que compõem o modelo (Tabela 32).

A equação com melhor desempenho no ajuste e precisão e a única a atender todos os condicionantes de regressão (Tabela 32), apresentou limitações na estimativa dos maiores fatores de forma; o mesmo foi observado com a equação da variável combinada de Spurr (Figura 26).

Apesar da equação linear simples com a relação altura-diâmetro (h/d) em sua estrutura não ter alcançado os resultados mais precisos, nem ter apresentado normalidade dos resíduos, foi a equação com a distribuição dos residual mais homogênea, sem limitações ou tendências ao longo das estimativas (Figura 26); também apresentou a melhor cobertura pelos valores estimados em relação aos observados em função da dispersão dos diâmetros e alturas das árvores (Figura 27) quando comparados às distribuições das outras equações desenvolvidas (Apêndice E). A tabela de fator de forma das árvores pode ser observada no Apêndice D.

O fator de forma apresentou tendência a permanecer com valores constantes com aumento da altura e do diâmetro (Apêndice D), assim como, verificado por Drescher (2004) para *Tectona grandis* em Mato Grosso, Prodan et al., (1997) trabalhando com *Cryptomeria japônica* e, ainda, nas pesquisas de Schenider (1994), Schenider et al., (1999) e Finger (1997), citadas por Drescher (2004), que também verificaram esse comportamento para várias espécies.

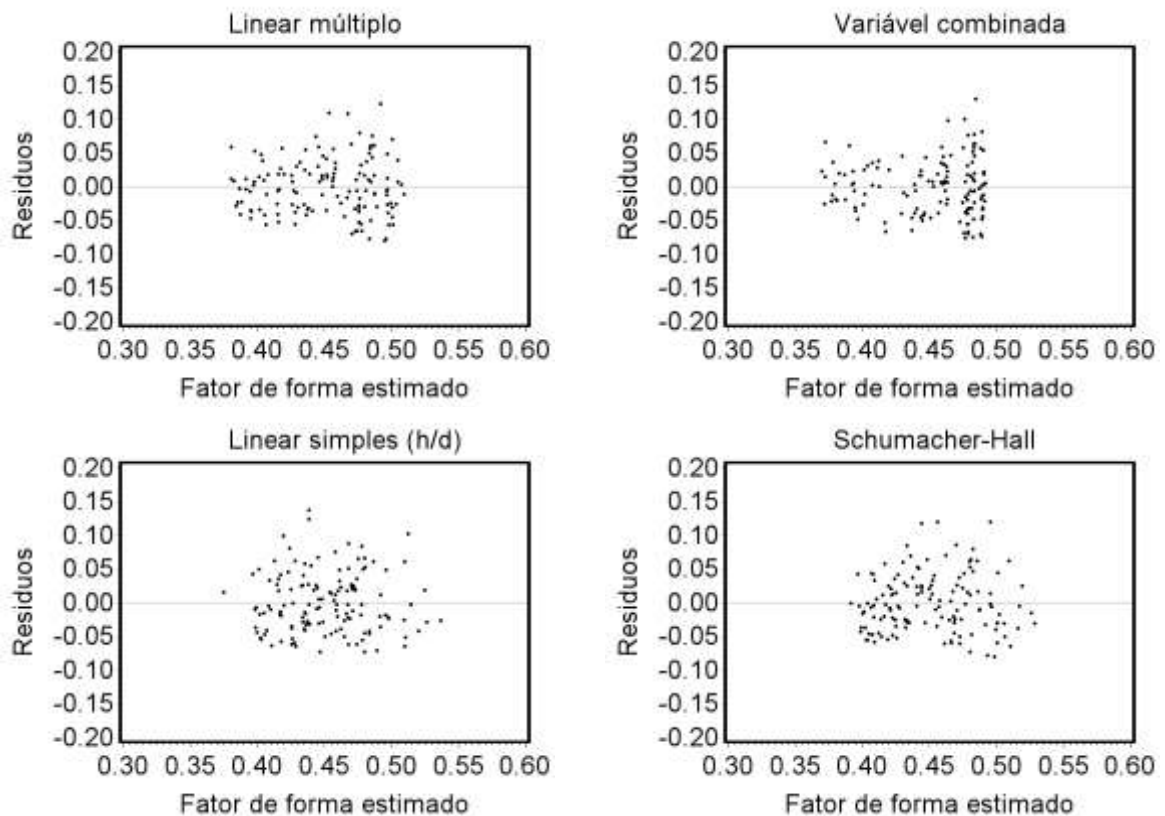
Tabela 32 - Estatísticas de ajuste e precisão das equações de fator de forma artificial

Modelo	$\hat{\beta}_0$	$\hat{\beta}_1$	$\hat{\beta}_2$	S_{yx}	S_{yx} (%)	R_{ajus}^2	W	Ks	Dw
Linear múltiplo	0,5462**	-0,004**	0,00006**	0,041	9,2	0,44	9,5 ^{ns}	0,07 ^{ns}	1,80 ^{ns}
Variável combinada de Spurr	0,4955**	-0,0000024**	-	0,040	9,1	0,45	6,9*	0,04 ^{ns}	1,79 ^{ns}
Linear simples (h/d)	0,2703**	0,2210**	-	0,044	9,9	0,35	0,3 ^{ns}	0,08*	1,76 ^{ns}
Schumacher-Hall	0,7603**	0,6738**	0,0957 ^{ns}	0,043	9,6	0,39	21,0**	0,06 ^{ns}	1,7 ^{ns}

Legenda: ^{ns} = não significativo ao nível de 5% de probabilidade de erro, * = significativo ao nível de 5% de probabilidade de erro; Todos os coeficientes estimados foram significativos ao nível de 1% de probabilidade de erro; n = 146 árvores.

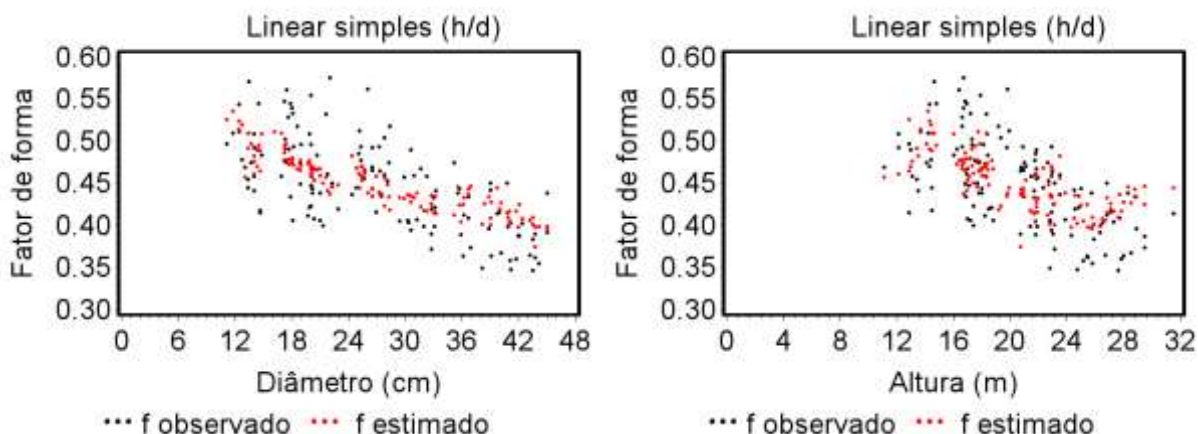
Fonte: O Autor

Figura 26 - Distribuição dos resíduos em função dos fatores de forma artificiais estimados pelas equações desenvolvidas



Fonte: O autor

Figura 27 - Fatores de forma (f) observados e estimados em função das variáveis independentes do modelo linear simples (h/d)



Fonte: O autor

4.5 MODELAGEM DO DIÂMETRO MÉDIO QUADRÁTICO

Na construção dos Modelos Genéricos, as variáveis selecionadas pelo procedimento *Stepwise* foram a altura média, idade e incremento periódico anual em altura dominante com coeficientes de determinação parciais de 0,95, 0,97 e 0,97, respectivamente (Apêndice AB). A partir destas, o coeficiente de determinação não variou à medida que outras variáveis foram selecionadas.

Mesmo com a recomendação de Drescher (2004), de utilizar a altura média para estimar o diâmetro médio quadrático com coeficientes de determinação superiores a 0,8, essa variável foi substituída pela altura dominante com a finalidade de ter uma variável nos modelos que expressasse o sítio de maneira adequada e que não fosse afetada pelo desbaste. Além da expressão do sítio, a substituição da altura média pela dominante implica em um número menor de árvores a serem medidas. O incremento periódico anual em altura dominante foi importante na expressão do sítio em situações em que a competição ainda não estava estabelecida. Todas as equações desenvolvidas apresentaram grau explicação superior a 0,93 e erro de 7,51%, no máximo, com melhor desempenho para equações de Kira et al. (1953) e Poudel (2011), mas sem grande diferença de precisão, exceto pela equação desenvolvida a partir do Modelo Genérico 3 (Tabela 33).

A distribuição dos resíduos em função dos valores estimados foi homogênea ao longo das estimativas pelas equações desenvolvidas, sem características de tendências, com maior dispersão para a equação de menor precisão, pois a mesma depende, apenas, de uma variável explicativa (Figura 28), mesmo que não atendidos

os condicionantes da regressão de normalidade e independência dos resíduos, assim como, a homogeneidade de variâncias.

Apesar dos melhores resultados terem sido alcançados pelas equações de Kira et al. (1953) e Poudel (2011), as referidas equações têm em sua formulação o número de árvores por hectare que, por sua vez, como medida de densidade, está diretamente associada à variação do diâmetro médio quadrático. Como no sistema de distribuição diamétrica o número de árvores por hectare foi estimado em função do diâmetro médio quadrático, pela teoria apresentada em VanderSchaaf e Burkhart (2008), foi necessária a seleção da equação desenvolvida a partir do Modelo Genérico 5.

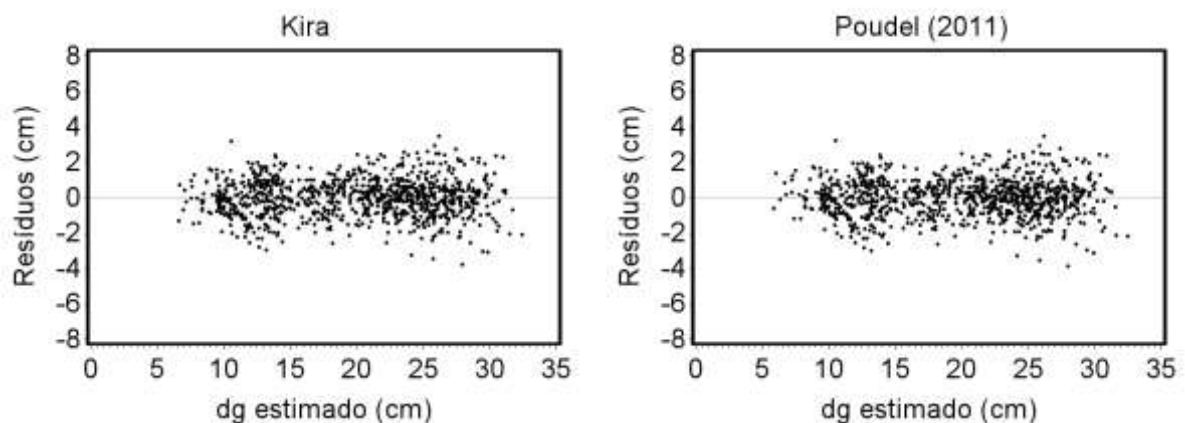
Tabela 33 - Estatísticas de ajuste e precisão dos modelos testados para o diâmetro médio quadrático

Modelo	$\hat{\beta}_0$	$\hat{\beta}_1$	$\hat{\beta}_2$	$\hat{\beta}_3$	S_{yx} (cm)	S_{yx} (%)	R_{ajus^2}	W	Ks	Dw
Kira et al., (1953)	0,00000248	0,7078	0,9774	-1,1074	1,0046	5,28	0,97	69,0**	0,02 ^{ns}	1,35**
Poudel (2011)	5,5637	-1,997	-0,4457	0,2457	1,0453	5,48	0,97	69,6**	0,02 ^{ns}	1,36**
Mod.Gen.3	-0,91781	1,1898	-	-	1,4884	7,51	0,94	38,3**	0,02 ^{ns}	1,11**
Mod.Gen.4 (VIF)	1,37623	0,7573 (6,51)	0,6016 (6,51)	-	1,1410	5,76	0,97	32,6**	0,03**	1,01**
Mod.Gen.5 (VIF)	2,48037	0,7739 (6,58)	0,5077 (7,81)	-0,3684 (1,82)	1,0915	5,51	0,97	58,8**	0,02 ^{ns}	0,86**

Legenda: ^{ns} = não significativo ao nível de 5% de probabilidade de erro, * = significativo ao nível de 5% de probabilidade de erro; Todos os coeficientes estimados foram significativos ao nível de 1% de probabilidade de erro; n = 988 observações.

Fonte: O autor

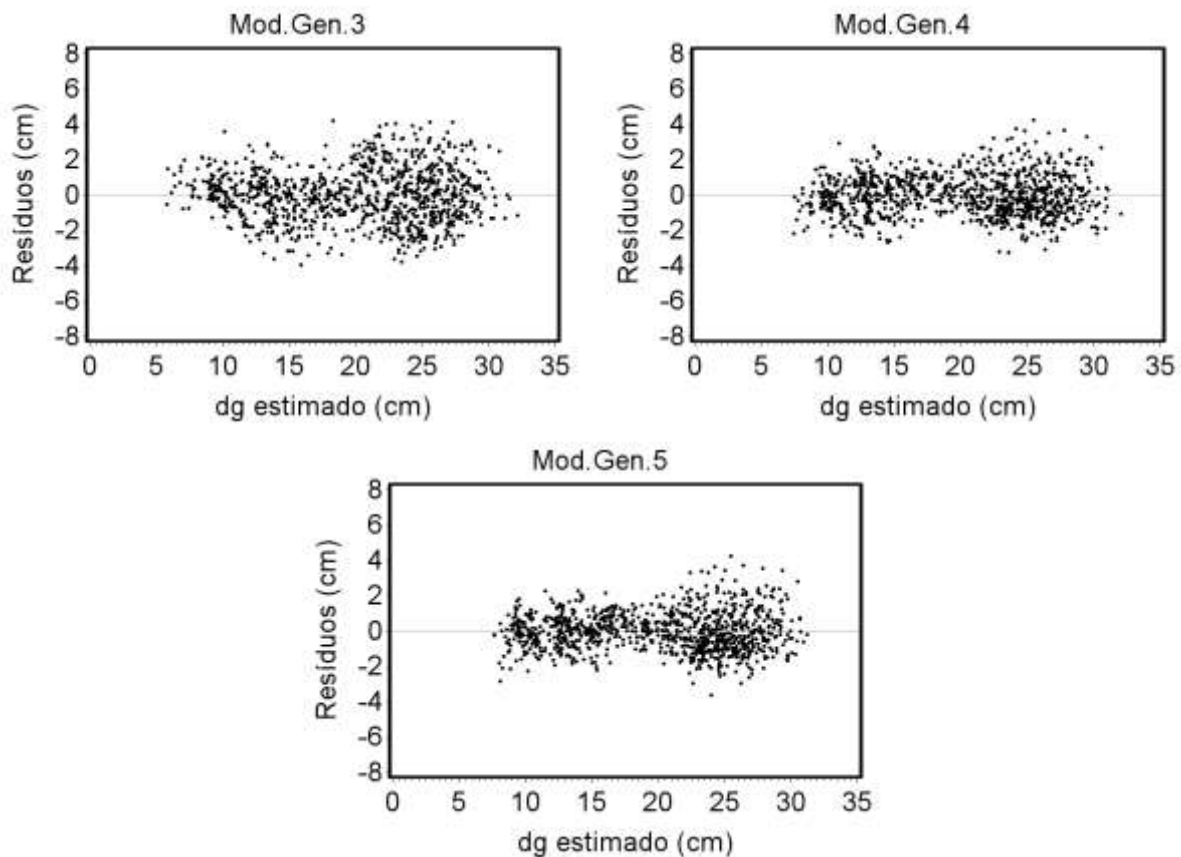
Figura 28 - Distribuição dos resíduos em função dos diâmetros médios quadráticos estimados para os modelos testados



Continua...

Figura 28 - Distribuição dos resíduos em função dos diâmetros médios quadráticos estimados para os modelos testados

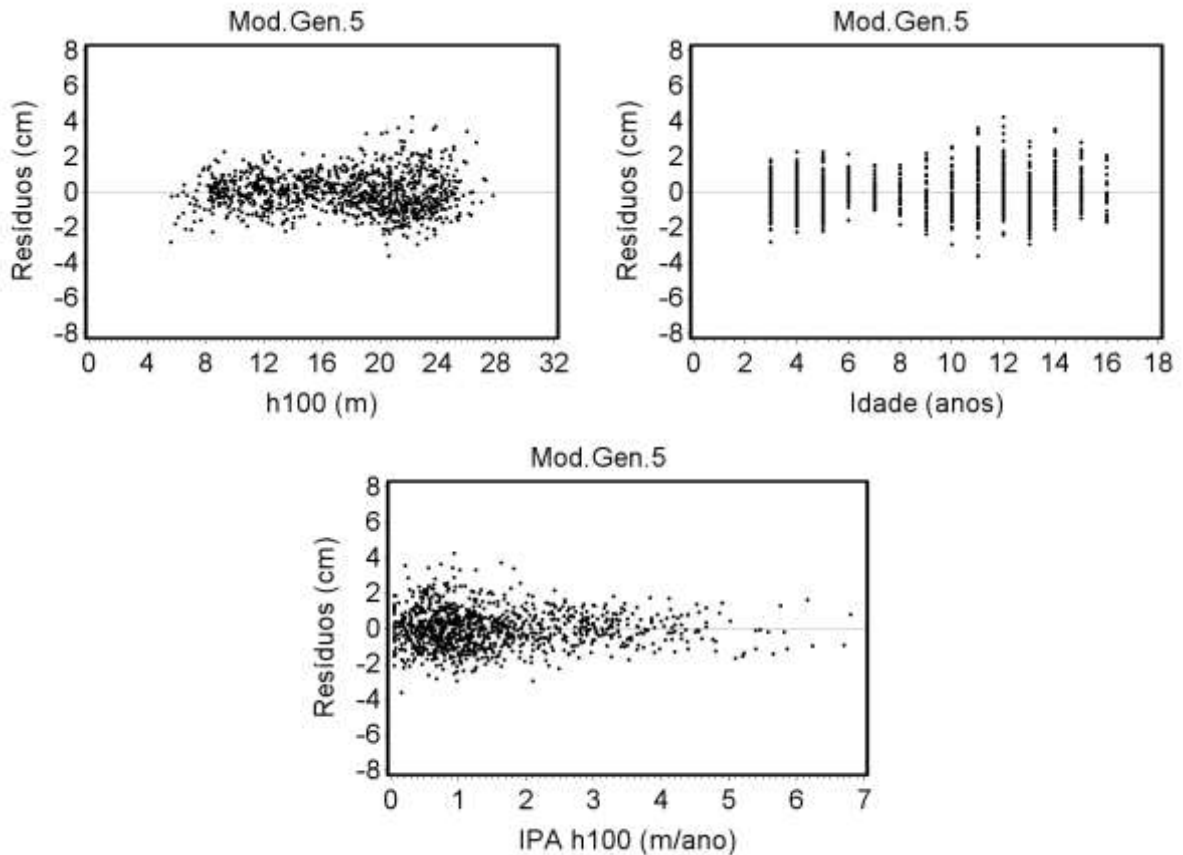
Continuação...



Fonte: O autor

Os resíduos em função das variáveis independentes da equação desenvolvida pelo Modelo Genérico 5 apresentaram distribuição homogênea e sem tendência ao longo das estimativas (Figura 29), bem como, a distribuição dos resíduos para os demais modelos testados (Apêndice F), apesar de não atenderem aos condicionantes da regressão.

Figura 29 - Distribuição dos resíduos em função das variáveis independentes do modelo genérico 5



Fonte: O autor

A variação dos diâmetros médios quadráticos foi coberta pelas estimativas em função das variáveis independentes que compõem a equação desenvolvida (Figura 30), cabendo ressaltar que a inserção do incremento periódico anual em altura dominante foi eficiente em explicar a variação das estimativas ao longo de toda amplitude dos dados, pois, à medida que a dimensão do diâmetro médio quadrático aumenta, o incremento periódico anual em altura dominante tende a reduzir, devido a diminuição do vigor de crescimento, na medida em que a idade aumenta.

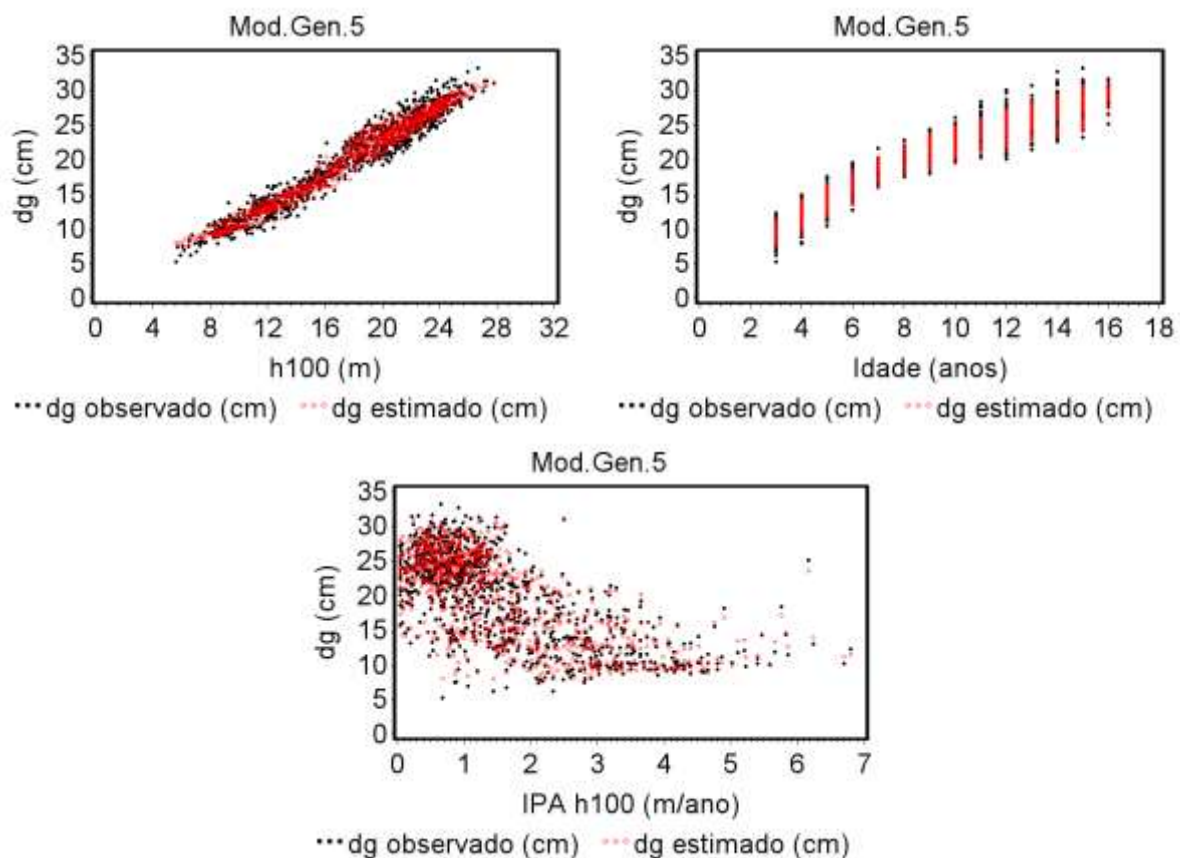
A relação entre as variáveis que compuseram a equação desenvolvida a partir do modelo genérico 5, além de consistentes sob o ponto de vista estatístico, expressaram de maneira adequada o caráter biológico da relação do diâmetro médio quadrático com as variáveis explicativas do modelo.

Os modelos que em sua composição têm altura dominante e não tem o incremento periódico anual em altura dominante não representaram a variação dos menores valores dos diâmetros médios quadráticos (Apêndice G), apesar de terem sido um pouco mais precisos que a equação selecionada, reforçando a importância

do incremento periódico anual em altura dominante na explicação da variação do diâmetro médio quadrático.

Apesar da equação desenvolvida por Drescher (2004) trabalhando com *Tectona grandis* para estimar o diâmetro médio quadrático em função da altura média, ter alcançado precisão de 4,5% e coeficiente de determinação de 0,99, a referida equação subestimou a variável de interesse nas menores alturas, e ainda cobriu uma amplitude menor que a considerada nessa pesquisa.

Figura 30 - Diâmetros médios quadráticos observados e estimados em função das variáveis independentes do modelo genérico 5



Fonte: O autor

4.6 MODELAGEM DA ALTURA MÉDIA

Na construção dos modelos genéricos, as variáveis selecionadas pelo procedimento *stepwise* foram a altura dominante, diâmetro médio quadrático e incremento periódico anual em altura dominante, com coeficientes de determinação parciais de 0,99, para todos os modelos parciais (Apêndice AB).

Todas as equações geradas pelo *Stepwise*, assim como aquelas ajustadas por modelos da literatura, foram precisas com erros padrão da estimativa entre 2% e 2,5%

e grau de explicação de 0,99, exceto para o modelo logístico (Tabela 34). O principal fator associado à precisão e explicação da variação das alturas está relacionado a forte correlação com o sítio expresso pela altura dominante. Apesar de nenhuma das equações terem atendido aos condicionantes de regressão, os resíduos em função da variável dependente estimada não apresentaram tendências e se distribuíram de maneira homogênea ao longo das estimativas (Figura 31).

As equações desenvolvidas pelos modelos genéricos 6 e 7 foram as mais precisas, mas a equação pelo modelo genérico 6 apresentou valores de inflação da variância acima do recomendado por Monserud e Sterba (1996) e Kutner et al. (2004), desqualificando sua utilização.

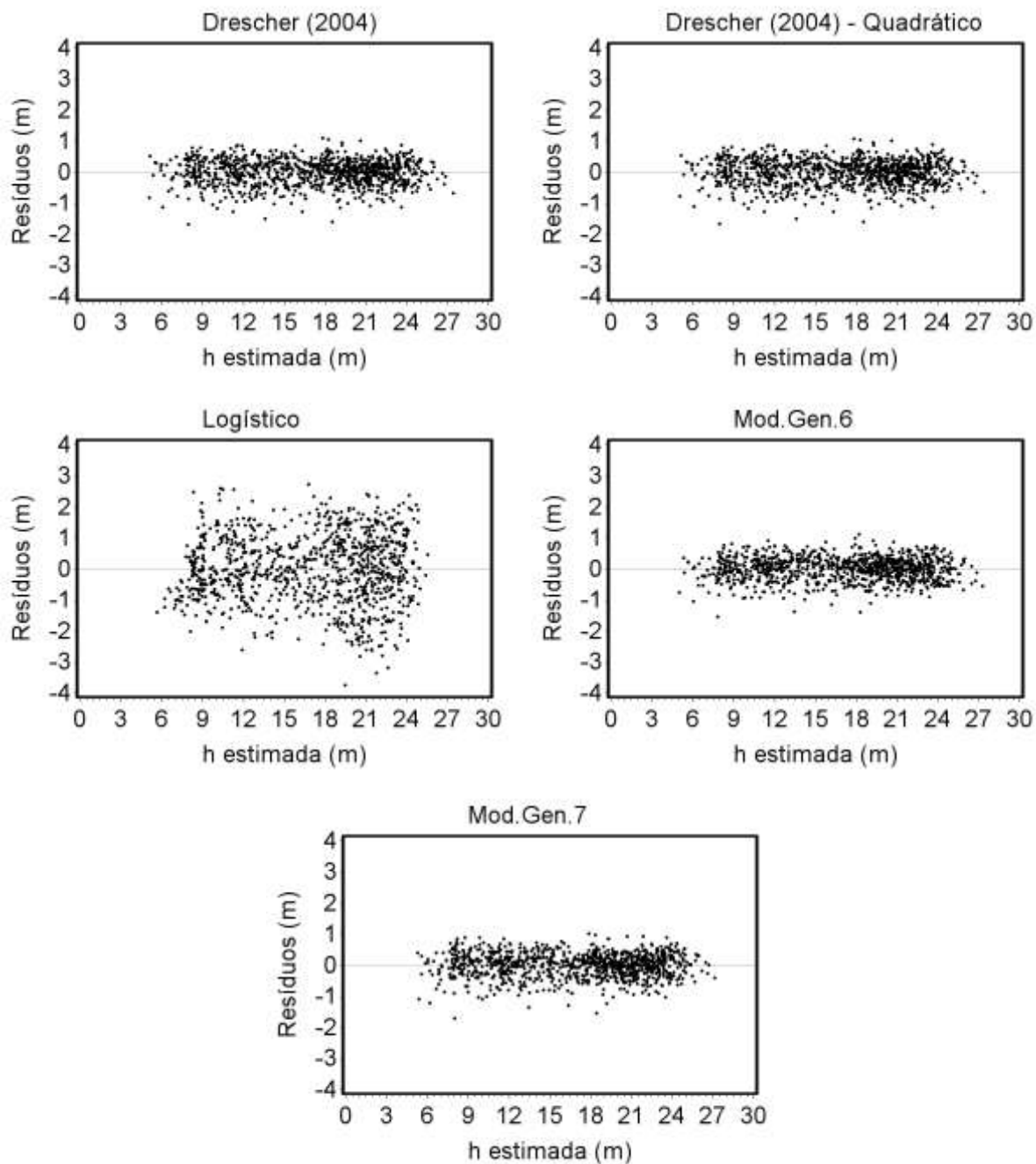
Os resíduos em função das variáveis independentes da equação resultante do modelo genérico 7 apresentaram distribuição homogênea e sem tendência ao longo das estimativas (Figura 32) assim como para os demais modelos testados (Apêndice H), apesar de não atenderem os condicionantes da regressão.

Tabela 34 - Estatísticas de ajuste, precisão e condicionantes de regressão dos modelos testados para a altura média

Modelo	$\hat{\beta}_0$	$\hat{\beta}_1$	$\hat{\beta}_2$	S_{yx} (m)	S_{yx} (%)	R_{ajus}^2	W	Ks	Dw
Drescher (2004a)	-0,5754**	1,0060**	-	0,402	2,37	0,99	8,8**	0,04**	1,38**
Drescher (2004b) (VIF)	-0,6499**	1,0159** (49,33)	-0,0003 ^{ns} (49,33)	0,402	2,37	0,99	9,8**	0,04**	1,38**
Logístico	28,669**	16,475**	7,9939**	1,101	6,50	0,96	39,0**	0,03**	1,05**
Mod.Gen.6 (VIF)	-0,4822**	0,1021** (18,31)	0,8845** (18,31)	0,372	2,20	0,99	27,7**	0,03**	1,34**
Mod.Gen.7 (VIF)	-0,1345**	0,9906** (1,52)	- (1,52)	0,387	2,28	0,99	15,2**	0,05**	1,28**

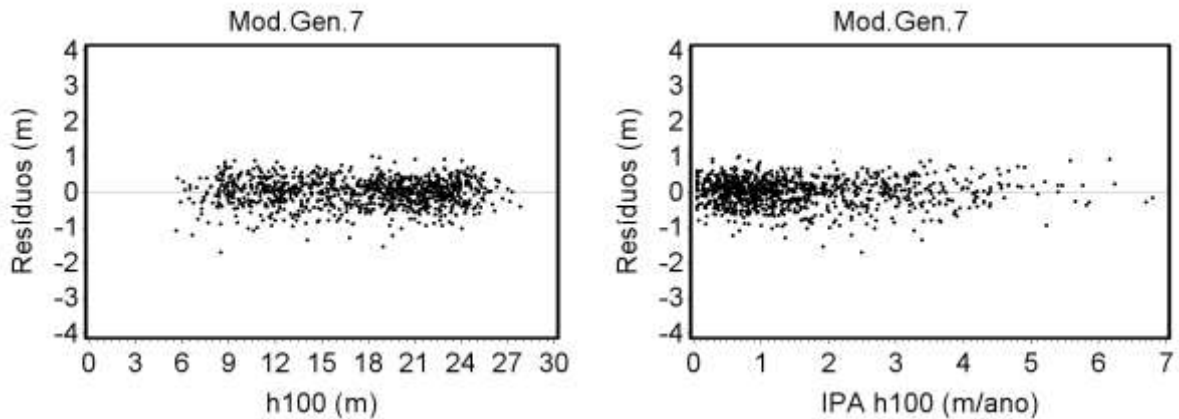
Legenda: ^{ns} = não significativo ao nível de 5% de probabilidade de erro, * = significativo ao nível de 5% de probabilidade de erro; ** = significativo ao nível de 1% de probabilidade de erro; n = 988 observações.
Fonte: O autor

Figura 31 - Distribuição dos resíduos em função das alturas médias (h) estimadas pelos modelos testados



Fonte: O autor

Figura 32 - Distribuição dos resíduos em função das variáveis independentes dos modelos testados para altura média (h)



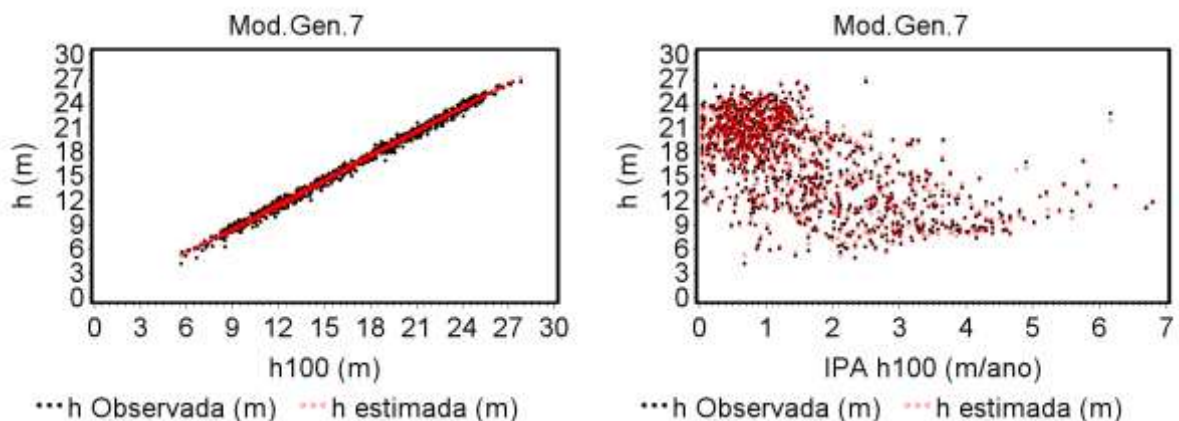
Fonte: O autor

A variação da altura média foi explicada pela altura dominante e pelo incremento periódico anual em altura dominante, como pode ser observado na Figura 33. Mesmo que a inserção da variável de incremento tenha pouca contribuição para precisão do modelo, a distribuição dos valores estimados é quase coincidente com os valores observados (Apêndice I).

Adicionalmente, o incremento periódico anual em altura dominante expressa a relação biológica de aumento da altura média à medida que o incremento vai sendo reduzido, ou seja, quanto maior a altura das árvores, menor seu vigor de crescimento.

A equação desenvolvida por Drescher (2004) para estimar a altura média de *Tectona grandis* gerada pela relação linear entre altura média em função da altura dominante, apresentou resultados precisos, mas inferiores aos encontrados nessa pesquisa, com erro padrão da estimativa percentual de 5,69%, coeficiente de determinação de 0,83, além de cobrir menor variação da variável de interesse.

Figura 33 - Alturas médias (h) observadas e estimadas em função das variáveis independentes dos modelos testados



Fonte: O autor

4.7 MODELAGEM DA DENSIDADE

As equações desenvolvidas foram precisas, com erros padrão da estimativa variando de 7,76% a 10,25%, e a variabilidade do número de árvores por hectare, explicada pelos modelos variou de 0,94 a 0,98 (Tabela 35). A distribuição dos resíduos foi semelhante entre os modelos e estavam distribuídos de forma a se compensarem e, aparentemente, apresentaram menor dispersão residual (Figura 34).

Os modelos que possuem a altura dominante em sua estrutura proporcionaram equações mais precisas, justificando a inserção da variável que expressa o sítio para estimar a densidade. Em trabalho, VanderSchaaf e Burkhart (2008) não encontraram evidências de que o sítio afeta a variação da densidade, mas os autores reportaram que os dados foram coletados em sítios com pouca variação.

A equação gerada a partir do modelo de Favalessa (2018) apresentou os coeficientes $\hat{\beta}_0$ e $\hat{\theta}_2$ não significativos, entretanto, permaneceram no modelo, pois sua retirada não alterou o comportamento das estimativas. Os coeficientes estimados associados ao diâmetro médio quadrático assumiram valores negativos que expressam a redução da densidade à medida que o diâmetro aumenta para um dado sítio.

Os coeficientes estimados associados à altura dominante foram positivos, pois, para um dado diâmetro médio quadrático, o número de árvores pode ser maior em melhores sítios, como apontaram as pesquisas de Barreto (1989), Strub e Bredenkamp (1985), Hynynen (1993), Pittman e Turnblom (2003) sobre a relação de máximo tamanho-densidade para coníferas.

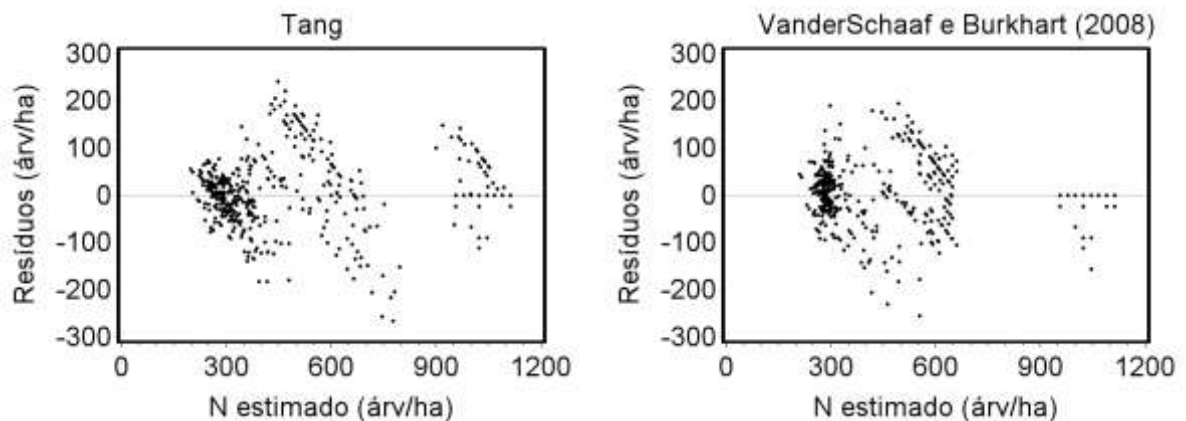
Tabela 35 - Estatísticas de ajuste, precisão e condicionantes de regressão dos modelos testados para estimar o número de árvores por hectare

Tang et al.		VanderSchaaf e Burkhart (2008)	VanderSchaaf e Burkhart (2008) Mod.	Favalessa (2018)a	Favalessa (2018)b
sf	202,5533**	$\hat{\alpha}_0$ 6,9683**	$\hat{\alpha}_0$ 6,9697**	a_0 0,1945**	$\hat{\gamma}_0$ 134,8819**
$\hat{\gamma}$	416,1865 ^{ns}	$\hat{\alpha}_1$ -1,2814**	$\hat{\alpha}_1$ -0,4582**	a_1 -0,0740**	$\hat{\gamma}_1$ -64,5605**
$\hat{\beta}$	2,0178**	$\hat{\alpha}_2$ -1,9702**	$\hat{\alpha}_2$ -2,9355**	a_2 0,0454**	$\hat{\gamma}_2$ 37,5586**
		$\hat{\alpha}_3$ -1,1596**	$\hat{\alpha}_3$ -2,3713**	$\hat{\beta}_0$ -0,2266 ^{ns}	$\hat{\alpha}_1$ -40,6711**
		$\hat{\gamma}_1$ 2,2932**	$\hat{\gamma}_1$ -0,5134**	$\hat{\beta}_1$ -0,0490**	$\hat{\alpha}_2$ 15,7896**
		$\hat{\gamma}_2$ 2,7969**	$\hat{\gamma}_2$ 2,0073**	$\hat{\beta}_2$ 0,0252**	$\hat{\beta}_0$ -720,632**
		$\hat{\gamma}_3$ 3,2659**	$\hat{\gamma}_3$ 3,0488**	$\hat{\theta}_0$ -0,5117**	$\hat{\theta}_0$ 1094,05**
			$\hat{\beta}_1$ 1,7193**	$\hat{\theta}_1$ -0,0139**	$\hat{\theta}_1$ -12,4608**
				$\hat{\theta}_2$ 0,00701 ^{ns}	$\hat{\theta}_2$ 10,7919**

	Tang et al.	VanderSchaaf e Burkhart (2008)	VanderSchaaf e Burkhart (2008) Mod.	Favalessa (2018)	Favalessa (2018)
Syx (Árv/ha)	67,60	67,14	60,20	51,21	55,15
Syx (%)	10,25	10,17	9,12	7,76	8,33
R _{ajus} ²	0,94	0,94	0,96	0,98	0,97
W	-	177,1**	142,5**	179,0**	134,6**
KS	0,17**	0,11*	0,10*	0,18**	0,07**
DW	1,14**	1,10**	1,10**	1,01**	1,04**

Legenda: ^{ns} = não significativo ao nível de 5% de probabilidade de erro, * = significativo ao nível de 5% de probabilidade de erro; ** = significativo ao nível de 1% de probabilidade de erro; n = 988 observações. Fonte: O autor

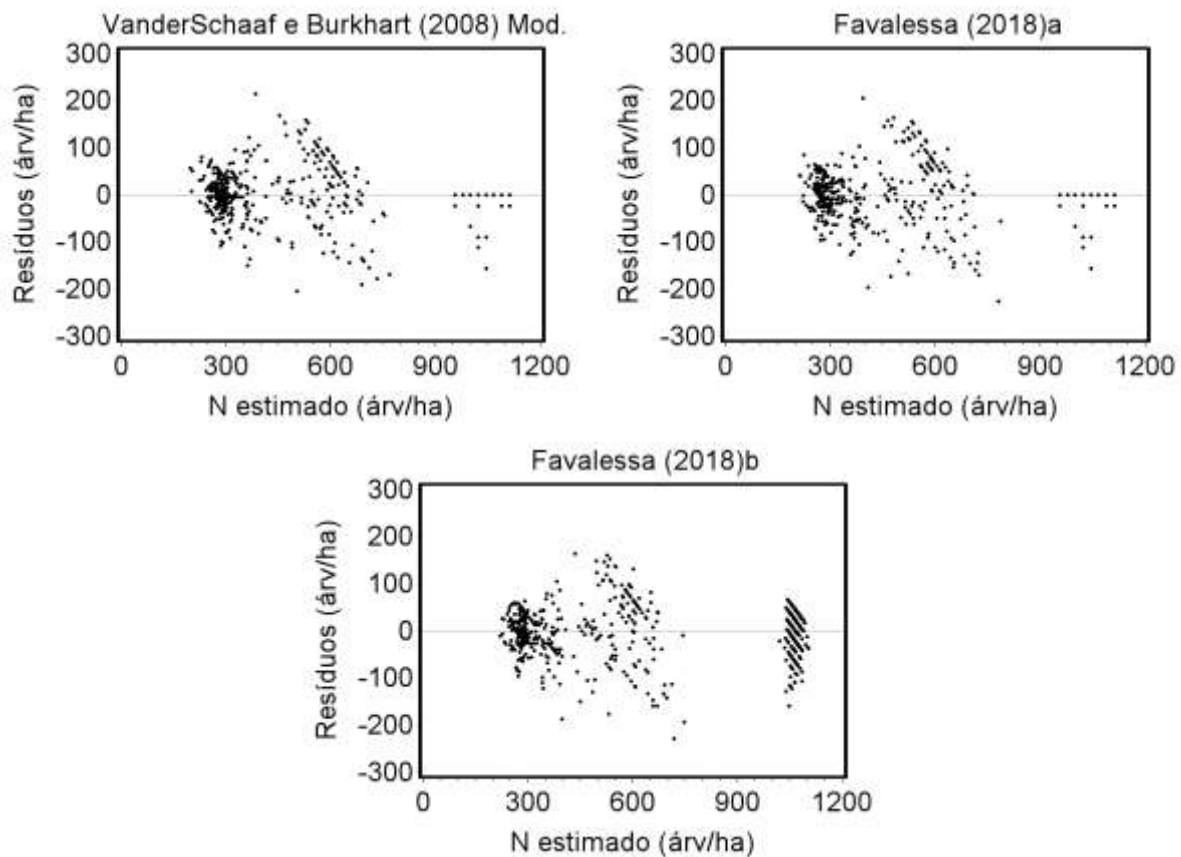
Figura 34 - Distribuição dos resíduos em função do número de árvores por hectare estimado por cada equação



Continua...

Figura 34 - Distribuição dos resíduos em função do número de árvores por hectare estimado por cada equação

Continuação...

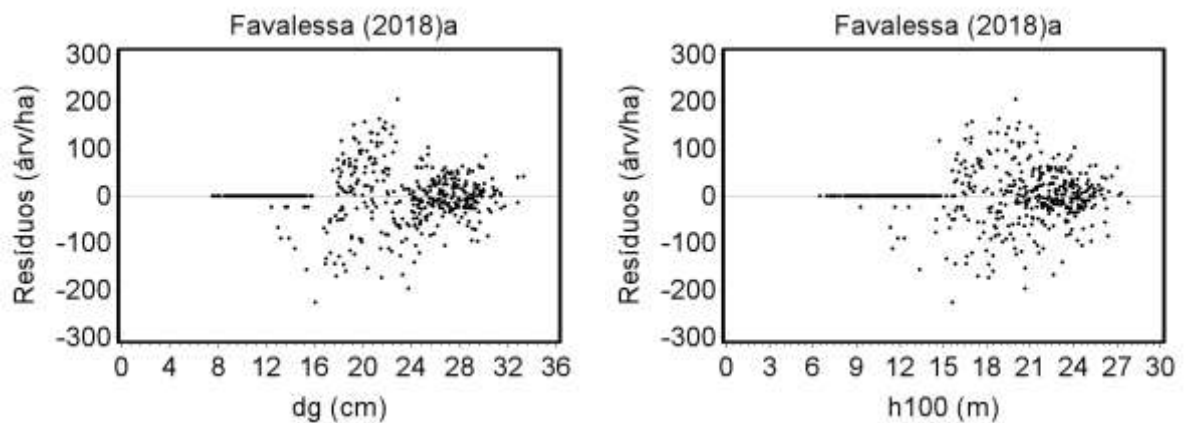


Fonte: O autor

A distribuição dos resíduos em função das variáveis independentes das equações de Favalessa (2018) foi homogênea e não apresentou tendências (Figura 35). Uma maior dispersão foi observada na equação com os modelos de VanderSchaaf e Burkhart (2008), e com tendência para equação de Tang et al. (1994) (Apêndice J).

O número de árvores por hectare estimado pela equação de Favalessa (2018)a cobriu toda a massa de dados observados em função das variáveis independentes dos modelos ao longo da variação observada (Figura 36), ao contrário das demais equações (Apêndice J).

Figura 35 - Distribuição dos resíduos em função das variáveis independentes dos modelos testados para o número de árvores por hectare

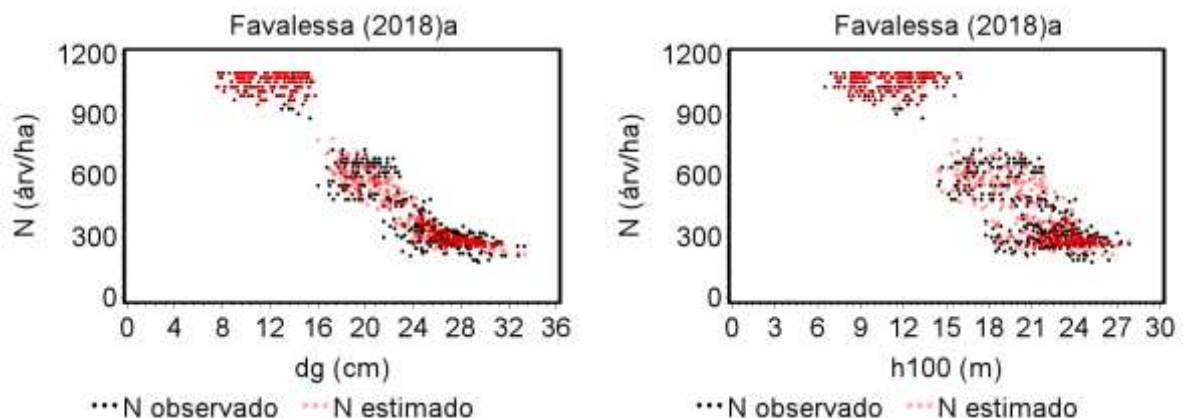


Fonte: O autor

As equações desenvolvidas pelos modelos de VanderSchaaf e Burkhardt (2008) e sua modificação estimaram para a densidade inicial e as subsequentes o valor médio, pois a estrutura dos modelos definem que a densidade inicial (considerando a mortalidade inicial) só é alterada a partir do momento em que a competição ocasiona mortalidade e, a partir daí, o número de árvores é estimado apenas em função de uma variável independente (Apêndice K).

A equação desenvolvida a partir do modelo de Tang et al. (1994) cobriu a variação em densidades iniciais, mas, após o primeiro desbaste, expressou apenas o valor médio, enquanto a equação de Favalessa (2018b) não cobriu a variação em densidades iniciais antes do primeiro desbaste, estimando apenas valores médios. Após a primeira intervenção cobriu a variação satisfatoriamente (Apêndice K).

Figura 36 - Número de árvores por hectare observado e estimado em função das variáveis independentes dos modelos testados



Fonte: O autor

4.8 MODELAGEM DO DIÂMETRO MÍNIMO

O diâmetro médio quadrático, logaritmo do número de árvores por hectare, diâmetro máximo e a idade foram as variáveis selecionadas pelo método *Stepwise* com coeficientes de determinação de 0,96, 0,97, 0,97, 0,97, respectivamente, ou seja, a variável que melhor explicou a variação do diâmetro mínimo foi o diâmetro médio quadrático, e à medida que as demais variáveis foram inseridas no modelo o ganho em explicação foi na ordem de 0,01, aproximadamente (Apêndice AB).

A árvore do diâmetro mínimo é aquela que sofre a maior influência da competição e sua explicação está diretamente associada a esse fator. Em virtude do diâmetro máximo sofrer menor influência da competição, apresentar elevados valores de inflação da variância (29,87) quando associado ao diâmetro médio quadrático e elevar o erro padrão da estimativa a 9,6% quando inserido no modelo, o mesmo não foi utilizado na construção das equações (Tabela 36).

Os modelos genéricos foram os que proporcionaram as melhores equações para estimar o diâmetro mínimo, superiores tanto em precisão, com menores erros padrão da estimativa, quanto em explicação da variável dependente, com maiores valores de coeficiente de determinação ajustado (Tabela 36).

A distribuição dos resíduos foi homogênea com valores mais próximos do eixo das abscissas para as equações genéricas (Figura 37), sem apresentar grandes tendências ou características de heterogeneidade de variância residual, mesmo que não atendidos os condicionantes de regressão (Tabela 36).

Os resultados foram semelhantes em todas as estatísticas de avaliação para as equações genéricas e a decisão sobre a melhor equação recaiu sobre a inflação da variância (VIF), sendo observados valores superiores ao recomendado por Monserud e Serba (1996) e Kutner et al. (2004) para a equação desenvolvida a partir do modelo genérico 10, e os menores valores para a equação gerada pelo ajuste do modelo genérico 12.

Como a variável diâmetro médio quadrático foi importante na definição da densidade (PRESTCH; BIBER, 2005; VANDERSCHAAF; BURKHART, 2007), além de ter apresentado a maior correlação (0,98) com o diâmetro mínimo, ela foi essencial na estrutura da equação desenvolvida, pois, além de ter sido selecionada pelo critério estatístico, representa importante relação biológica com a densidade.

O produto da área basal por hectare com altura dominante, apesar de não ter sido selecionada no procedimento *Stepwise*, nem ter apresentado forte correlação com o diâmetro, expressa a ocupação do espaço pelas árvores em associação com o sítio, e sua inserção no modelo reduziu o efeito da multicolinearidade. Quanto melhor for o sítio, maior a área basal e, por consequência, maior será a competição, o que proporciona um efeito negativo no diâmetro mínimo, expresso no sinal negativo do coeficiente estimado.

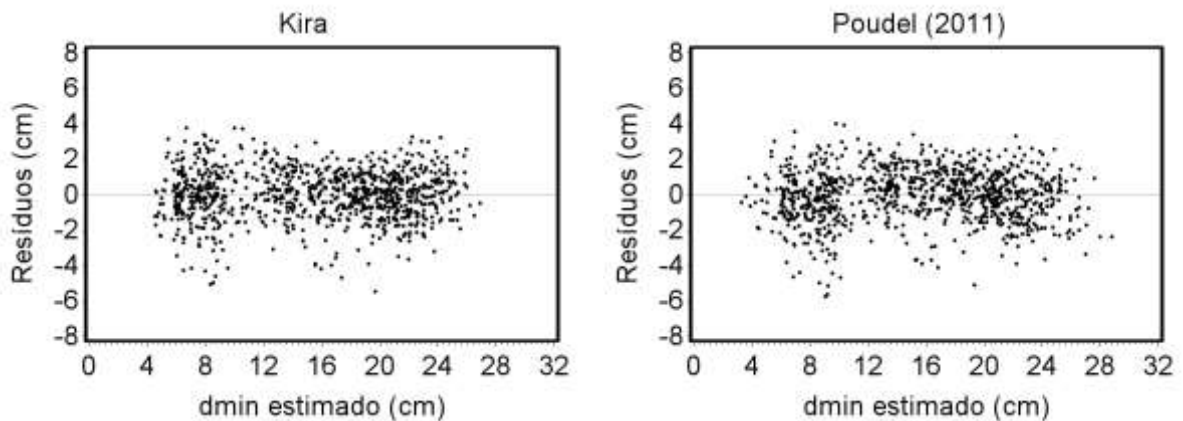
Tabela 36 - Estatísticas de ajuste, precisão e condicionantes de regressão das equações testadas para estimar o diâmetro mínimo

Modelo	$\hat{\beta}_0$	$\hat{\beta}_1$	$\hat{\beta}_2$	$\hat{\beta}_3$	S_{yx} (cm)	S_{yx} (%)	R_{ajus}^2	W	Ks	Dw
Kira (1953)	0,00071**	-0,979**	0,3679**	-0,7486**	1,406	9,09	0,94	31,4**	0,03**	1,11**
Poudel (2011)	8,0835**	-3,356**	-0,724**	-	1,446	9,35	0,95	35,3**	0,04**	1,16**
Mod.Gen.10 (VIF)	7,8634**	0,7713** (11,68)	-1,417** (8,10)	0,13188** (14,41)	1,130	7,31	0,97	57,1**	0,05**	1,08**
Mod.Gen.11 (VIF)	10,2522**	0,8235** (6,17)	-1,781** (6,17)	-	1,138	7,36	0,97	44,4**	0,05**	1,04**
Mod.Gen.12 (VIF)	-3,9839**	1,0445** (3,68)	-0,005** (3,68)	-	1,158	7,49	0,97	42,2**	0,05**	1,07**

Legenda: ns = não significativo ao nível de 5% de probabilidade de erro, * = significativo ao nível de 5% de probabilidade de erro; n = 988 observações.

Fonte: O autor

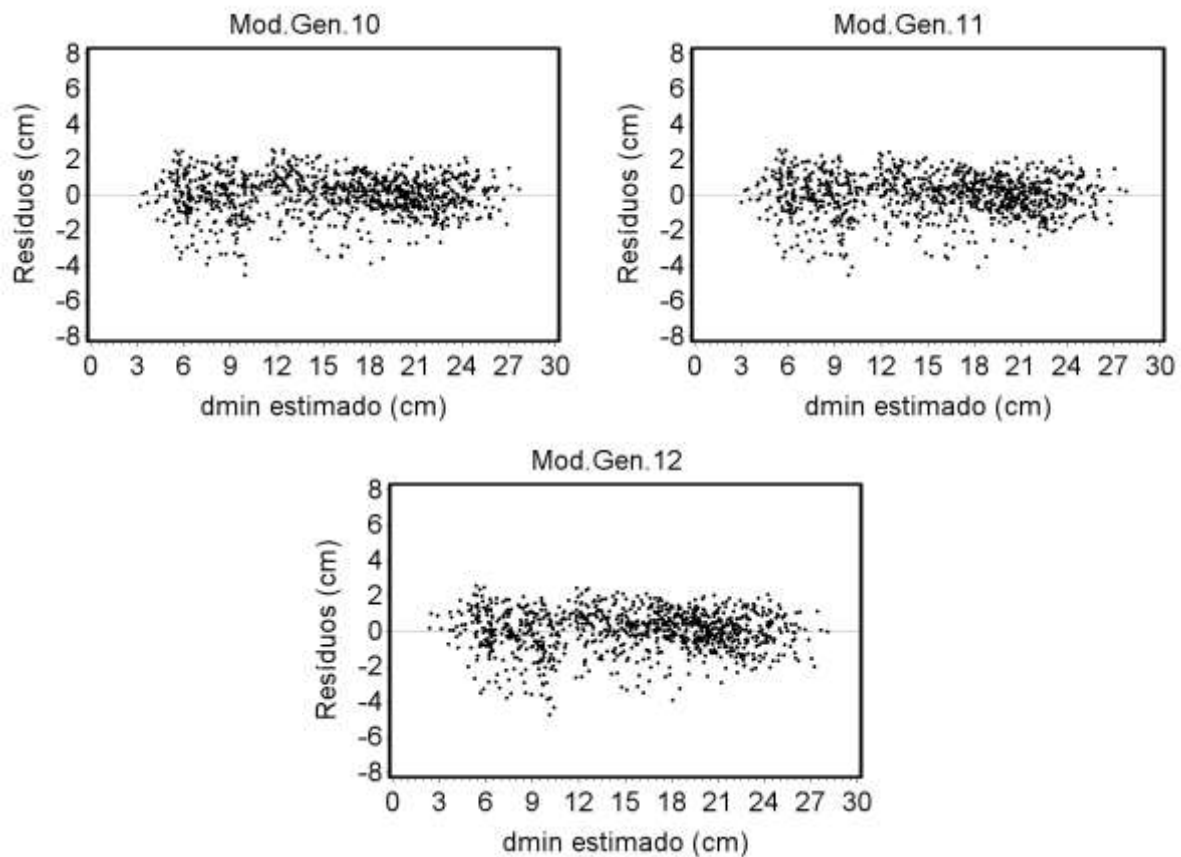
Figura 37 - Distribuição dos resíduos em função dos diâmetros mínimos (d_{min}) estimados para as equações desenvolvidas



Continua...

Figura 37 - Distribuição dos resíduos em função dos diâmetros mínimos (d_{\min}) estimados para as equações desenvolvidas

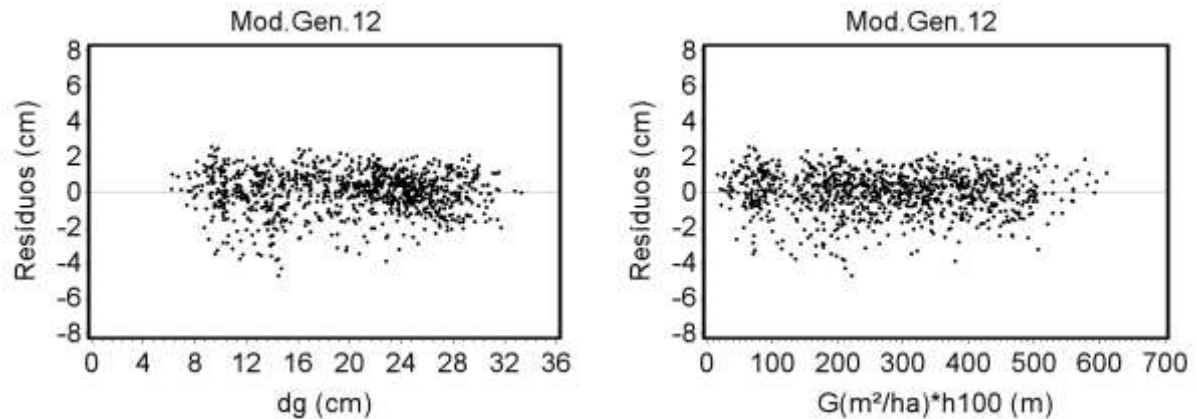
Continuação...



Fonte: O autor

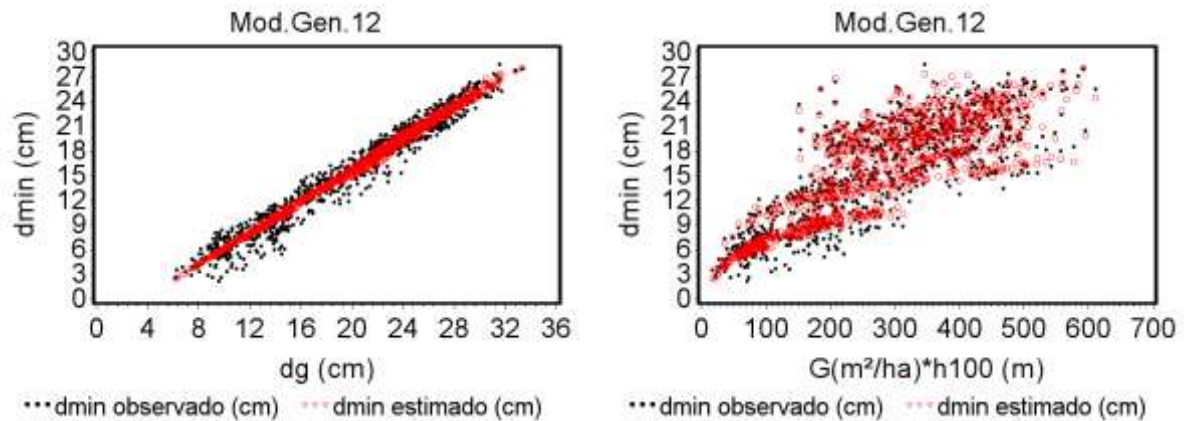
Os resíduos em função das variáveis independentes da equação de melhor ajuste apresentaram distribuição homogênea (Figura 38), e os valores estimados pela equação cobriram a variação dos valores observados (Figura 39). A distribuição dos resíduos em função das variáveis independentes, assim como a distribuição das estimativas sobre os valores observados em função das variáveis independentes podem ser observadas nos Apêndices L e M, respectivamente.

Figura 38 - Distribuição dos resíduos em função das variáveis independentes do modelo genérico 12



Fonte: O autor

Figura 39 - Diâmetros mínimos observados e estimados em função das variáveis independentes do modelo genérico 12



Fonte: O autor

4.9 MODELAGEM DO DIÂMETRO MÁXIMO

O diâmetro médio quadrático, diâmetro mínimo, número de árvores por hectare, e o produto da área basal pela altura dominante foram as variáveis selecionadas pelo método *Stepwise* com coeficiente de determinação de 0,97, ou seja, a variável que melhor explicou a variação do diâmetro máximo foi o diâmetro médio quadrático, e à medida que as demais variáveis foram inseridas no modelo não houve ganhos em explicação (Apêndice AB).

Assim como na estimativa do diâmetro mínimo, os modelos genéricos foram os que proporcionaram as melhores equações para estimar o diâmetro máximo, também foram superiores em precisão, com menores erros padrão da estimativa, e na explicação da variável dependente, com maiores valores de coeficiente de determinação ajustado (Tabela 37).

A distribuição dos resíduos foi homogênea, com valores mais próximos do eixo das abscissas para as equações genéricas (Figura 40), sem apresentar grandes tendências ou características de heterogeneidade de variância residual, mesmo que não atendidos os condicionantes de regressão (Tabela 37).

Os resultados foram semelhantes em todas as estatísticas de avaliação para as equações genéricas e a decisão sobre a melhor equação recaiu sobre a inflação da variância (VIF), com valores superiores ao recomendado por Monserud e Serba (1996) e Kutner et al. (2004) na equação desenvolvida a partir do modelo genérico 13, e com os menores valores para a equação gerada pelo ajuste do modelo genérico 15.

A variável diâmetro médio quadrático foi importante na definição da densidade (PRETSCH; BIBER, 2005; VANDERSCHAAF; BURKHART, 2007), assim como, apresentou a maior correlação ($r=0,98$) com o diâmetro máximo. Como observado na estimativa do diâmetro mínimo, ela foi essencial para a estrutura da equação desenvolvida tanto nos critérios estatísticos, quanto na expressão biológica.

O produto da área basal por hectare com altura dominante, variável que expressa a ocupação do espaço pelas árvores associada ao sítio, também reduziu o efeito da multicolinearidade nas estimativas. A árvore de diâmetro máximo, normalmente, é o competidor mais eficiente e não sofreu efeito negativo da ocupação do espaço associado ao sítio, como pode ser observado pelo sinal positivo do coeficiente estimado.

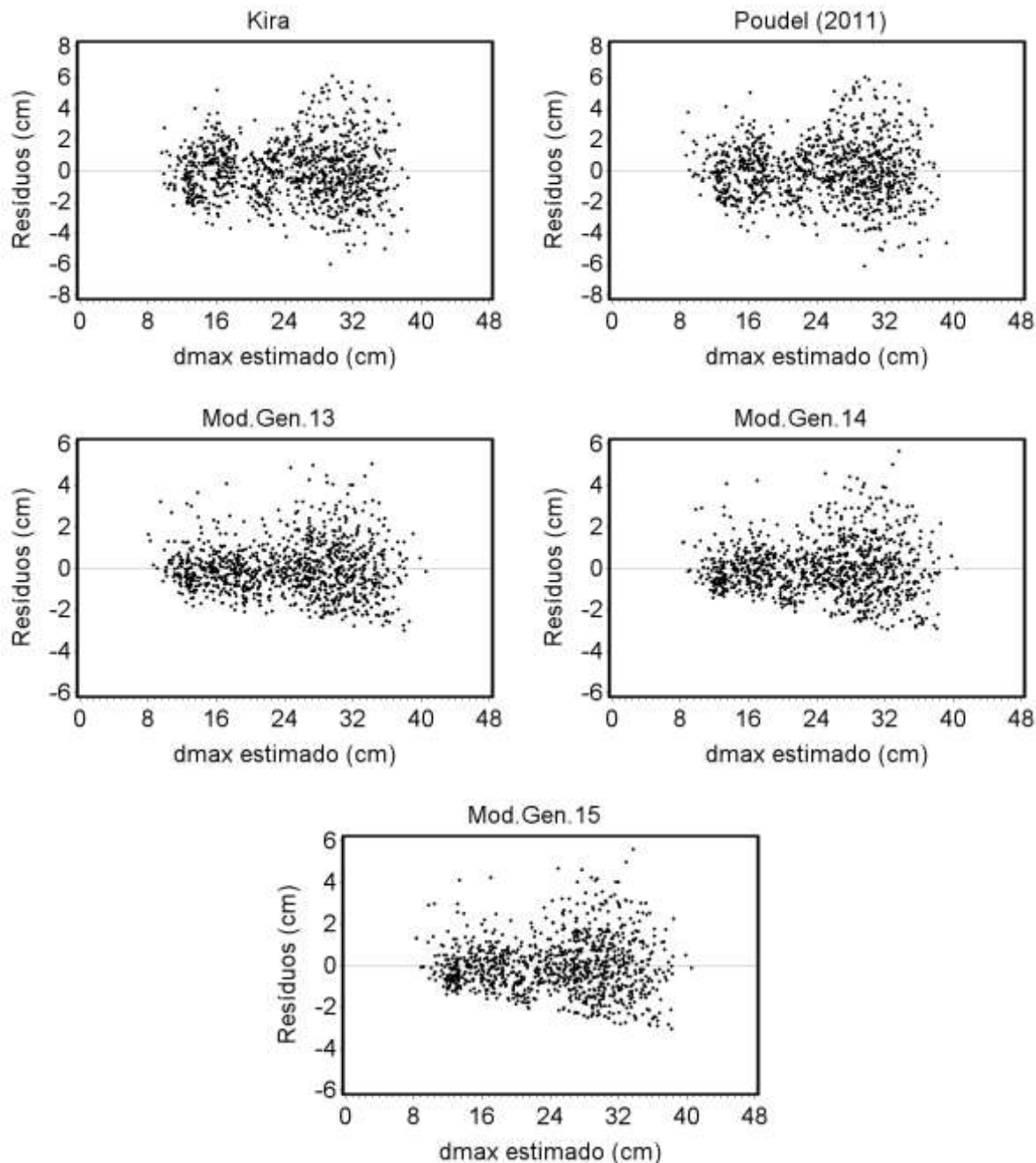
Tabela 37 - Estatísticas de ajuste e precisão dos modelos testados para o diâmetro máximo

Modelo	$\hat{\beta}_0$	$\hat{\beta}_1$	$\hat{\beta}_2$	$\hat{\beta}_3$	S_{yx} (cm)	S_{yx} (%)	R_{ajus}^2	W	Ks	Dw
Kira et al. (1953)	0,00029**	-0,2339**	0,3809**	-0,8511**	1,85	7,57	0,94	60,5**	0,03**	1,19**
Poudel (2011)	4,3409**	-1,2456**	-0,3296**	0,4239**	1,86	7,60	0,94	66,3**	0,03**	1,19**
Mod.Gen.13 (VIF)	-0,148**	1,4752** (26,73)	-0,3001** (26,73)	-	1,26	5,15	0,97	42,7**	0,06**	0,89**
Mod.Gen.14 (VIF)	1,4488**	1,1803** (5,75)	0,000014** (5,75)	-	1,31	5,35	0,97	59,9**	0,07**	0,89**
Mod.Gen.15 (VIF)	1,0284**	1,1653** (3,66)	0,012* (3,66)	-	1,30	5,34	0,97	59,0**	0,06**	0,87**

Legenda: ns = não significativo ao nível de 5% de probabilidade de erro, * = significativo ao nível de 5% de probabilidade de erro; n = 988 observações.

Fonte: O autor

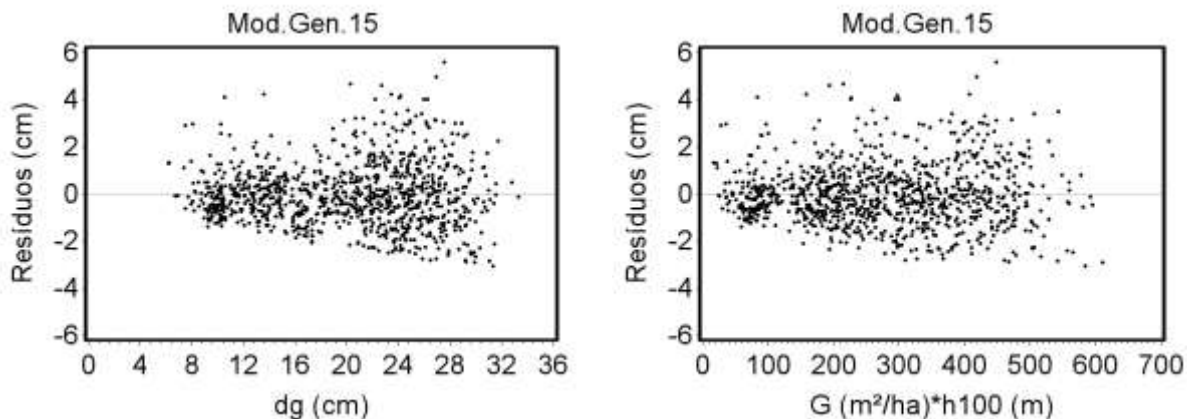
Figura 40 - Distribuição dos resíduos em função dos diâmetros máximos (d_{\max}) estimados para as equações desenvolvidas



Fonte: O autor

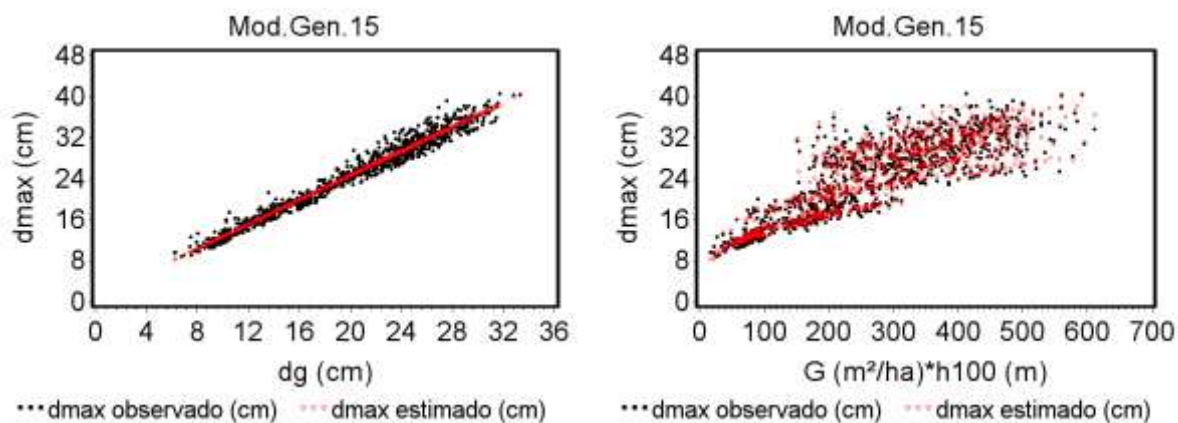
Os resíduos em função das variáveis independentes da equação de melhor ajuste apresentaram distribuição homogênea (Figura 41) e os valores estimados pela equação cobriram a variação dos valores observados (Figura 42). A distribuição dos resíduos em função das variáveis independentes, assim como a distribuição das estimativas sobre os valores observados, pode ser observada nos Apêndices N e O, respectivamente.

Figura 41 - Distribuição dos resíduos em função das variáveis independentes do modelo genérico 15 para estimar o diâmetro máximo



Fonte: O autor

Figura 42 - Diâmetros máximos observados e estimados em função das variáveis independentes do modelo genérico 15



Fonte: O autor

4.10 MODELO DE DISTRIBUIÇÃO PROBABILÍSTICA

Os modelos testados geraram equações precisas para estimar a probabilidade de ocorrência dos diâmetros de cada classe, e a distribuição Weibull, além de ter apresentado o menor somatório das notas, ocupou sempre a primeira ou segunda posição nos testes (Tabela 38).

A combinação dos testes de aderência foi importante devido à característica de cada procedimento, pois Carelli Netto (2008) comentou que o teste Qui-Quadrado é eficiente para comparar possíveis divergências entre frequências observadas e esperadas, mas Cargnelutti Filho et al. (2004) comentaram que o teste apresenta limitações em classes com frequências inferiores a cinco, situação em que o teste de Kolmogorv-Smirnov é mais eficiente. Os testes de Anderson-Darling e Cramér-von-Mises foram utilizados pelo fato de que, segundo Leotti et al. (2005), citados por Carelli

Netto (2008), verificaram que para dados normais esses dois testes foram semelhantes ao teste de Kolmogorov-Smirnov, mas este último ainda se mostrou inferior para distribuições não normais.

Os parâmetros estimados pela distribuição foram os mais correlacionados com atributos do povoamento (Tabela 39), característica importante para a modelagem da distribuição diamétrica de povoamentos florestais, como comentado por Nascimento et al. (2012).

Tabela 38 - Valores médios (desvios padrão) das estatísticas dos testes de Kolmogorov-Smirnov (D), Qui-Quadrado (X^2), Anderson-Darling (AD), Cramér-von-Mises (W) e do Índice de Erro de Reynolds (E.I.) assim como os percentuais de aderência para parcelas e notas [1, 2 ou 3] atribuídas a cada modelo

Modelo	D	X^2	AD	W	E.I.	Σ Notas
Weibull	0,1132 (0,06) (94,7%) [2]	9,66 (31,1) (68,62%) [1]	0,6465 (0,3) (71,9%) [1]	0,0997(0,06) (71,9%) [2]	8,92 (4,1) [2]	8
Gamma	0,1370 (0,23) (92,9%) [3]	12,4890(80,6) (68,4%) [2]	0,5218 (0,4) (83,6%) [2]	0,0817(0,07) (84,7%) [1]	8,49 (4,4) [1]	9
Log Normal	0,0871 (0,06) (96,1%) [1]	39,5834(37,3) (67,7%) [3]	0,7796 (1,1) (75,9%) [3]	0,1274 (0,2) (76,6%) [3]	9,82 (6,6) [3]	13

n = 988 observações.

Fonte: O Autor

Tabela 39 - Coeficiente de correlação de Pearson entre dos parâmetros de escala ($\hat{\beta}$) e forma ($\hat{\gamma}$) com atributos do povoamento

	d_{\min}	d_g	d_{\max}	G	h_{100}	N	t
Weibull							
$\hat{\beta}$	0,98**	0,99**	0,98**	0,58**	0,96**	-0,91**	0,95**
$\hat{\gamma}$	0,72**	0,67**	0,55**	0,41**	0,67**	-0,62**	0,66**
Gamma							
$\hat{\beta}$	0,03 ^{ns}	0,16**	0,26**	0,20**	0,16**	-0,12**	0,10**
$\hat{\gamma}$	0,58**	0,48**	0,37**	0,22**	0,47**	-0,46**	0,51**
Log-Normal							
$\hat{\beta}$	0,97**	0,99**	0,97**	0,67**	0,97**	-0,91**	0,93**
$\hat{\gamma}$	-0,64**	-0,54**	-0,46**	-0,31**	-0,53**	0,52**	-0,55**

Legenda: ^{ns} = não significativo ao nível de 5% de probabilidade de erro, * = significativo ao nível de 5% de probabilidade de erro; d_{\min} = Diâmetro mínimo (cm); d_g = Diâmetro médio quadrático (cm); d_{\max} = Diâmetro máximo (cm); h_{100} = Altura dominante (m); G = Área basal (m^2/ha); N = Número de árvores por hectare; t = tempo (anos).

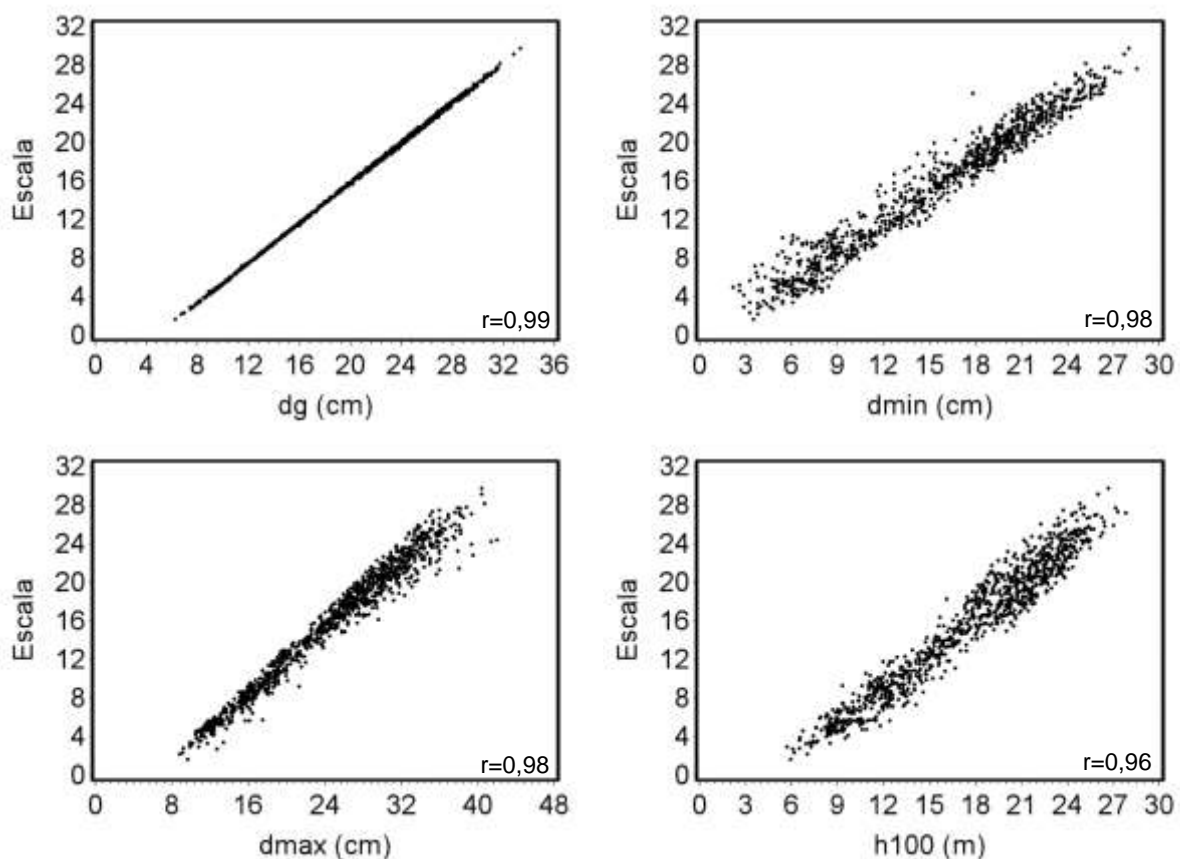
Fonte: O Autor

4.10.1. Predição dos Parâmetros

4.10.1.1 Parâmetro de Escala

O parâmetro de escala da distribuição Weibull apresentou forte correlação com os diâmetros médio quadrático, mínimo e máximo, assim como a altura dominante como expressão do sítio, o número de árvores por hectare, como expressão da densidade e a idade dos povoamentos (Figura 43). Quando observada a distribuição do parâmetro de escala com referência nas variáveis combinadas foi visualizada uma maior dispersão com coeficientes de correlação, variando de -0,66 até 0,62 (Apêndice P)

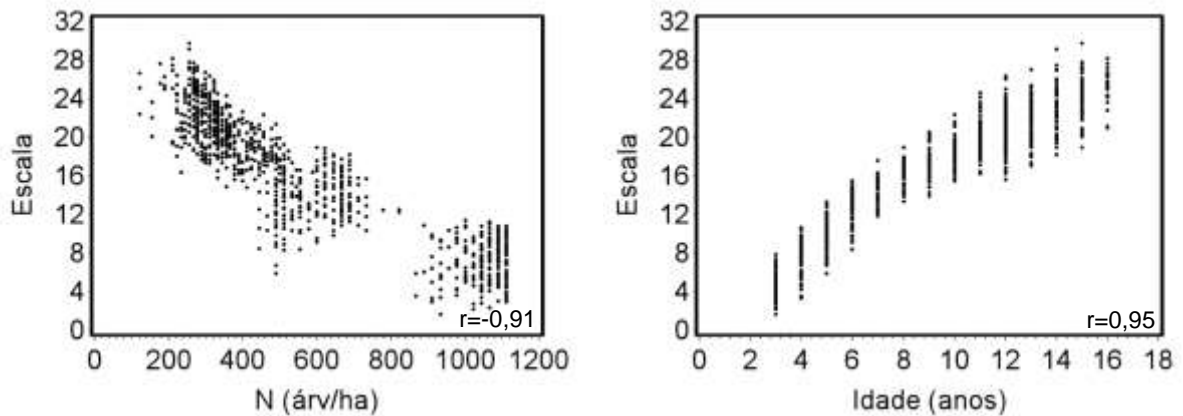
Figura 43 - Distribuição dos valores e coeficiente de correlação (r) do parâmetro de escala da função Weibull em função de variáveis do povoamento



Continua...

Figura 43 - Distribuição dos valores e coeficiente de correlação (r) do parâmetro de escala da função Weibull em função de variáveis do povoamento

Continuação...



Fonte: O autor

O diâmetro médio quadrático, amplitude, número de árvores por hectare, diâmetro mínimo foram as variáveis selecionadas pelo método *Stepwise* com coeficiente de determinação de 0,99, em todos os casos, ou seja, a variável que melhor explicou a variação parâmetro de escala foi o diâmetro médio quadrático e, à medida que as demais variáveis foram inseridas no modelo não houve ganho em explicação (Apêndice AB).

As equações desenvolvidas a partir dos modelos genéricos foram precisas com elevado grau de explicação da variabilidade do parâmetro de escala. Como o diâmetro médio quadrático apresentou correlação elevada ($r=0,99$) e dispersão semelhante ao parâmetro de escala (Figura 44), as demais variáveis independentes nas equações não foram significativas, exceto a amplitude dos diâmetros. O ajuste do modelo utilizado por Cao (2004) gerou uma equação precisa, mas inferior aos demais modelos testados (Tabela 40).

A distribuição dos resíduos em função do parâmetro de escala estimado pela equação desenvolvida a partir do modelo genérico 19 apresentou a menor dispersão, com valores distribuídos de forma homogênea, sem apresentar característica de heterogeneidade de variâncias ou tendências (Figura 45), apesar de ter atendido apenas o condicionante de normalidade dos resíduos (Tabela 40).

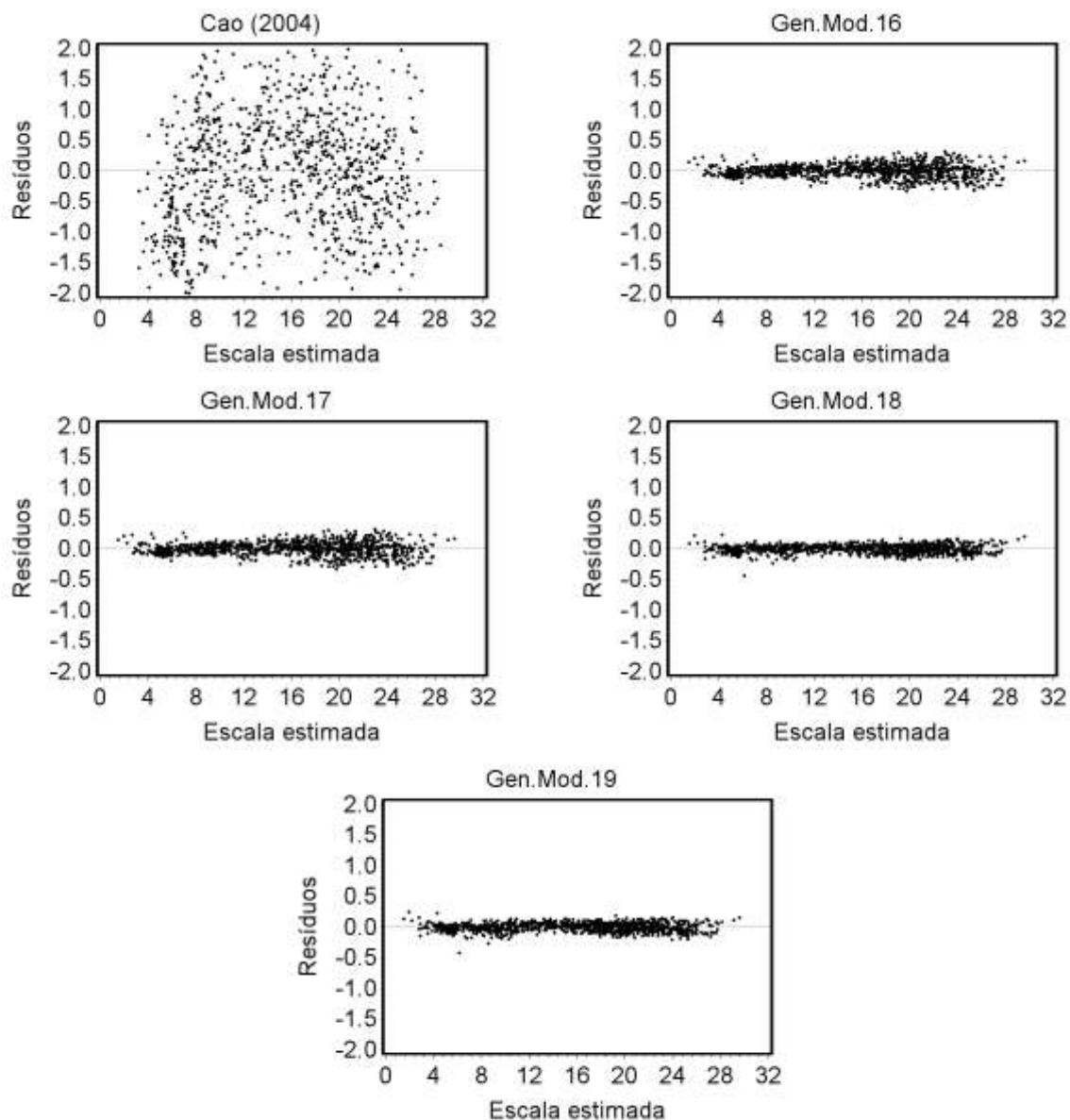
Tabela 40 - Estatísticas de ajuste e precisão das equações para o parâmetro de escala estimado

Modelo	$\hat{\beta}_0$	$\hat{\beta}_1$	$\hat{\beta}_2$	$\hat{\beta}_3$	S_{yx} (cm)	S_{yx} (%)	R_{ajus}^2	W	Ks	Dw
Cao (2004)	4,5938**	-1,9977**	-0,4732**	0,5587**	1,13	7,24	0,97	97,1**	0,02 ^{ns}	1,28**
Mod.Gen.16	-4,9581**	1,0376**	-	-	0,11	0,70	0,99	103,6**	0,03*	0,89**
Mod.Gen.17 (VIF)	-4,9569**	1,0382** (18,05)	-0,000075 ^{ns} (18,05)	-	0,10	0,69	0,99	113,1**	0,03*	0,89**
Mod.Gen.18 (VIF)	-4,8857**	1,0342** (5,79)	0,0000495 ^{ns} (5,79)	-	0,11	0,69	0,99	108,7**	0,03*	0,91**
Mod.Gen.19 (VIF)	-5,1359**	1,02826* (1,51)	0,04021** (1,51)	-	0,07	0,44	0,99	136,1**	0,02 ^{ns}	1,24**

Legenda: ^{ns} = não significativo ao nível de 5% de probabilidade de erro, * = significativo ao nível de 5% de probabilidade de erro; n = 988 observações.

Fonte: O autor

Figura 44 - Distribuição dos resíduos em função do parâmetro de escala estimado pelas equações avaliadas



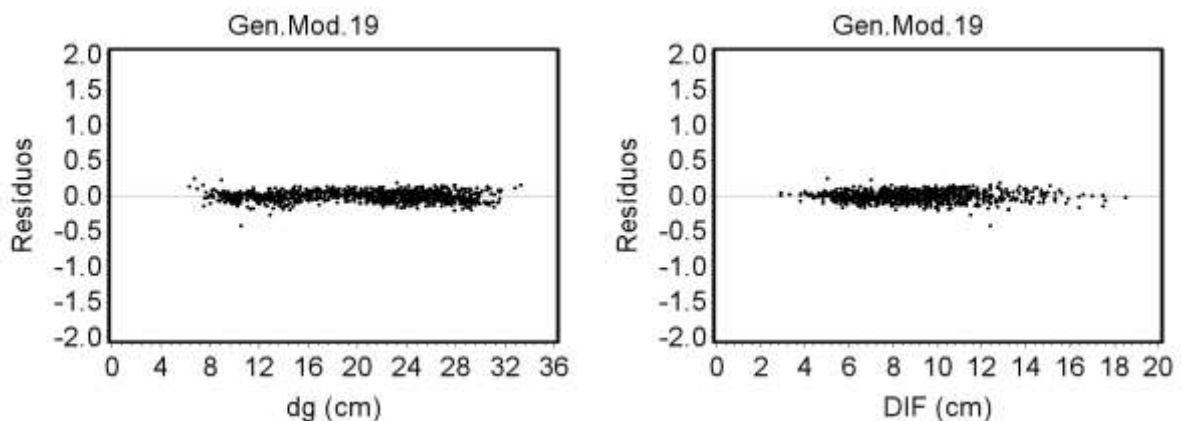
Fonte: O autor

A equação desenvolvida pelo ajuste do modelo genérico 19 apresentou distribuição residual homogênea e sem tendências, também, em função das variáveis independentes do modelo (Figura 45). Quando analisada a distribuição dos valores estimados sobre os observados em função das variáveis independentes do modelo, pode ser observado que as estimativas cobriram toda a massa de dados (Figura 46). A distribuição dos resíduos em função das variáveis independentes dos demais modelos encontra-se no Apêndice Q e a dispersão dos valores estimados e observados, no Apêndice R.

Como os valores do parâmetro de escala foram muito semelhantes ao diâmetro médio quadrático, o modelo de regressão linear simples em função do diâmetro médio quadrático explicou a variabilidade do parâmetro de escala. A inserção da variável amplitude pouco contribuiu para a explicação da variabilidade, já que apenas o diâmetro médio quadrático explicou cerca de 99% da variação do parâmetro de escala, mas melhorou a precisão e ainda reduziu a dispersão residual das estimativas.

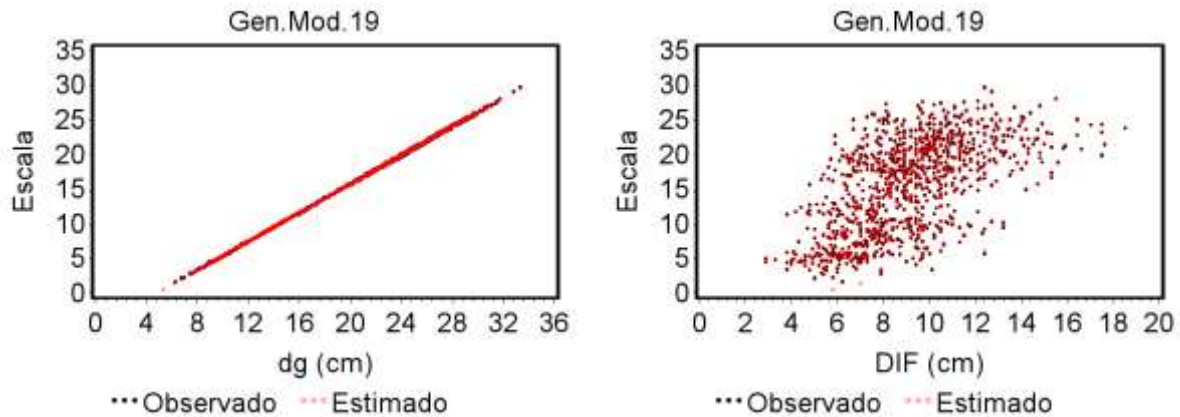
A estrutura da equação desenvolvida para estimar o parâmetro de escala em função do diâmetro médio quadrático e a amplitude dos diâmetros vai de encontro ao relatado por Marques (2003), Krishnamoorthy (2006) e Walck (2007) sobre o parâmetro de escala determinar a variação entre o máximo e o mínimo da função em termos de curtose e, ainda, segundo Nascimento (2012), o valor da escala da distribuição Weibull é diretamente proporcional à moda da distribuição quando o parâmetro de forma for maior ou igual a um.

Figura 45 - Distribuição dos resíduos em função das variáveis independentes do modelo genérico 19 testados para estimar o parâmetro de escala



Fonte: O autor

Figura 46 - Parâmetros de escala observados e estimados em função das variáveis independentes do modelo genérico 19

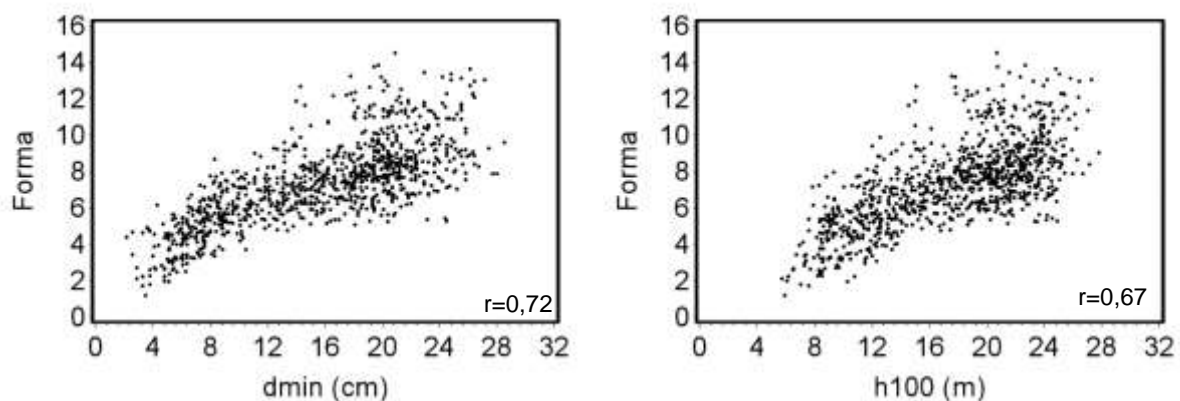


Fonte: O autor

4.10.1.2 Parâmetro de forma

O parâmetro de forma da distribuição Weibull apresentou correlações positivas mais fortes com o diâmetro mínimo, altura dominante, tempo e correlações mais fortes negativas com a amplitude proporcional ao diâmetro médio quadrático e o número de árvores por hectare (Figura 47). Quando analisada a distribuição do parâmetro de forma com as variáveis combinadas, foi observada uma maior dispersão com coeficientes de correlação variando de -0,48 até 0,59 (Apêndice S).

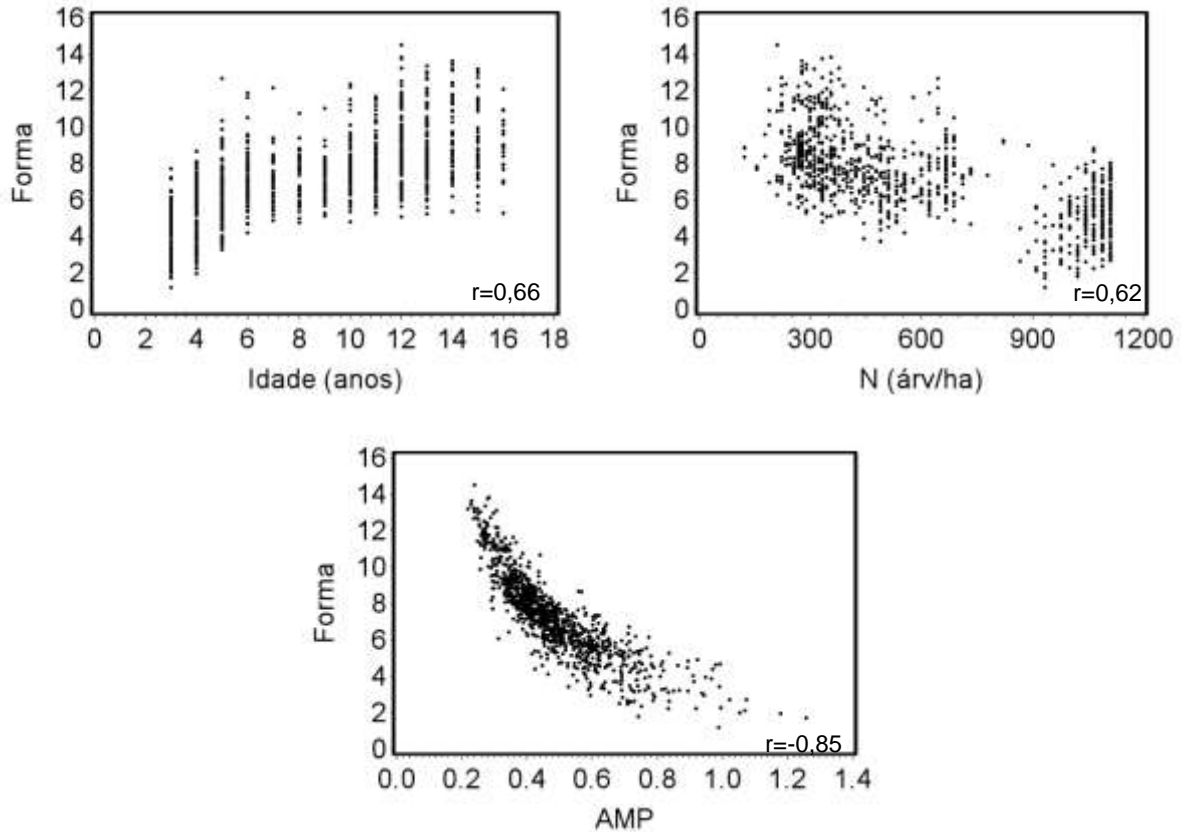
Figura 47 - Distribuição dos valores e coeficiente de correlação (r) do parâmetro de forma da distribuição Weibull em função de variáveis do povoamento



Continua...

Figura 47 - Distribuição dos valores e coeficiente de correlação (r) do parâmetro de forma da distribuição Weibull em função de variáveis do povoamento

Continuação...



Fonte: O autor

As variáveis selecionadas no procedimento de seleção foram as mesmas, considerando o parâmetro de forma, tanto em sua escala natural, quanto em sua forma logarítmica, mas com maior grau de explicação para variável transformada. Para compor o modelo foram selecionados o logaritmo da amplitude proporcional, área basal por hectare, amplitude e o diâmetro médio quadrático, com coeficientes de determinação de 0,77, 0,85, 0,86 e 0,88, respectivamente (Apêndice AB). Destas, a variável que melhor explicou a variação do parâmetro de forma foi o logaritmo da amplitude proporcional. Como a primeira variável a entrar está relacionada à amplitude dos diâmetros foi considerada apenas aquela com maior grau de explicação.

As equações desenvolvidas a partir dos modelos genéricos 22 e 23 foram precisas, com elevado grau de explicação da variabilidade do parâmetro de forma, apresentando valores muito semelhantes (Tabela 41). Os dois modelos diferem em sua estrutura apenas por uma variável independente. Apesar da altura dominante não

ter sido selecionada no processo *Stepwise*, ela é muito importante no modelo, pois reflete o efeito do sítio.

As equações desenvolvidas com a variável dependente logarítmica foram as que apresentaram distribuição dos resíduos de forma mais homogênea ao longo dos valores estimados, sem tendência e com característica de homogeneidade de variâncias (Figura 48), mesmo que não atendidos os condicionantes de regressão (Tabela 41).

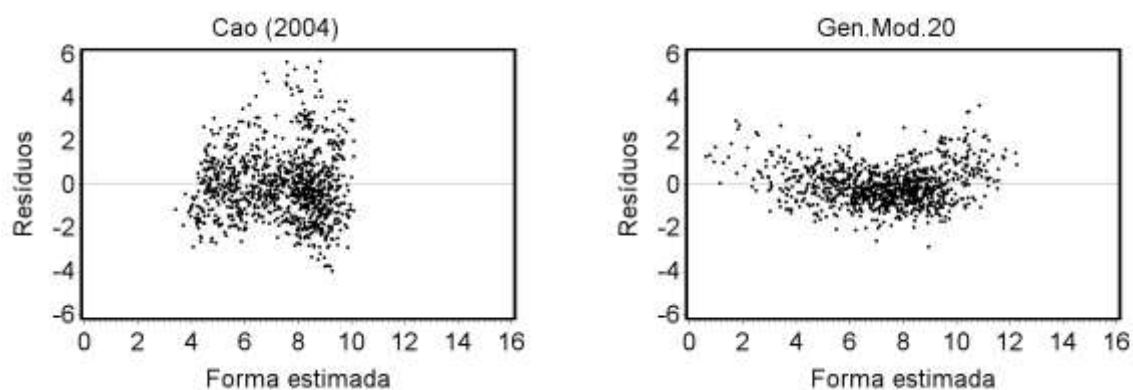
Tabela 41 - Estatísticas de ajuste e precisão das equações para o parâmetro de forma estimado

Modelo	$\hat{\beta}_0$	$\hat{\beta}_1$	$\hat{\beta}_2$	$\hat{\beta}_3$	S_{yx} (cm)	S_{yx} (%)	R_{ajus}^2	W	Ks	Dw
Cao (2004)	-3,9413*	2,3898*	0,2825*	1,2558**	1,58	21,6	0,51	238,5**	0,05**	0,85**
Mod.Gen.20	0,7507**	-6,3414** (1,09)	0,11432** (1,09)	-	1,06	12,1	0,84	362,8**	0,05**	1,14**
Mod.Gen.21	3,4568**	0,32593* *	-0,0677** (10,20)	-	1,51	20,6	0,56	47,9**	0,05**	0,83**
Mod.Gen.22	0,8669**	-0,8556** (1,64)	0,0063** (2,44)	0,0193** (1,66)	0,81	11,1	0,86	257,9**	0,05**	1,34**
Mod.Gen.23	0,8634**	-0,8619** (1,60)	0,00765** (2,75)	0,0187** (1,95)	0,81	11,1	0,86	259,3**	0,05**	1,34**

Legenda: ^{ns} = não significativo ao nível de 5% de probabilidade de erro, * = significativo ao nível de 5% de probabilidade de erro; n = 988 observações.

Fonte: O autor

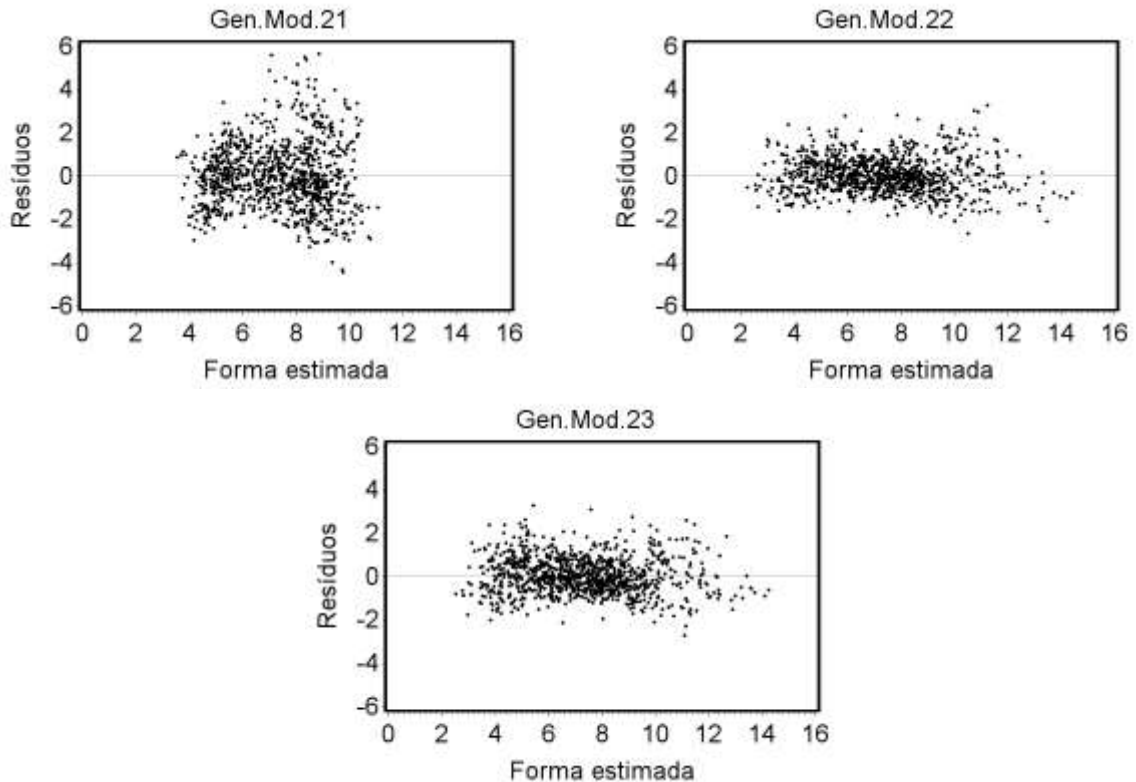
Figura 48 - Distribuição dos resíduos em função do parâmetro de forma estimado pelas equações desenvolvidas



Continua...

Figura 48 - Distribuição dos resíduos em função do parâmetro de forma estimado pelas equações desenvolvidas

Continuação...

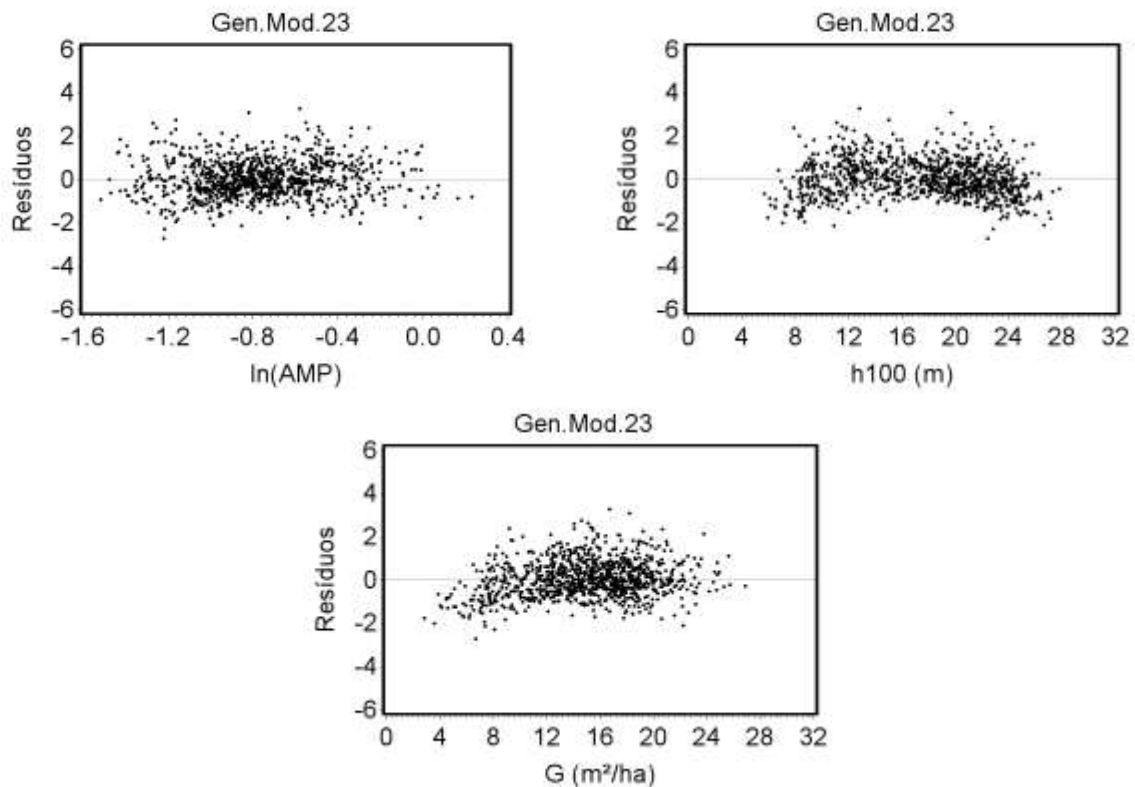


Fonte: O autor

O modelo genérico 23 foi o que proporcionou a equação mais estável, com os resíduos distribuídos de forma homogênea em função das variáveis independentes do modelo, mas com tendência a superestimar valores em parcelas com área basal inferiores a 8 m²/ha (Figura 40). A equação desenvolvida a partir do modelo genérico 22, apesar de ter apresentado comportamento semelhante, apresentou tendências tanto para parcelas com área basal inferior a 6 m²/ha como para parcelas com área basal superior a 22 m²/ha (Apêndice T).

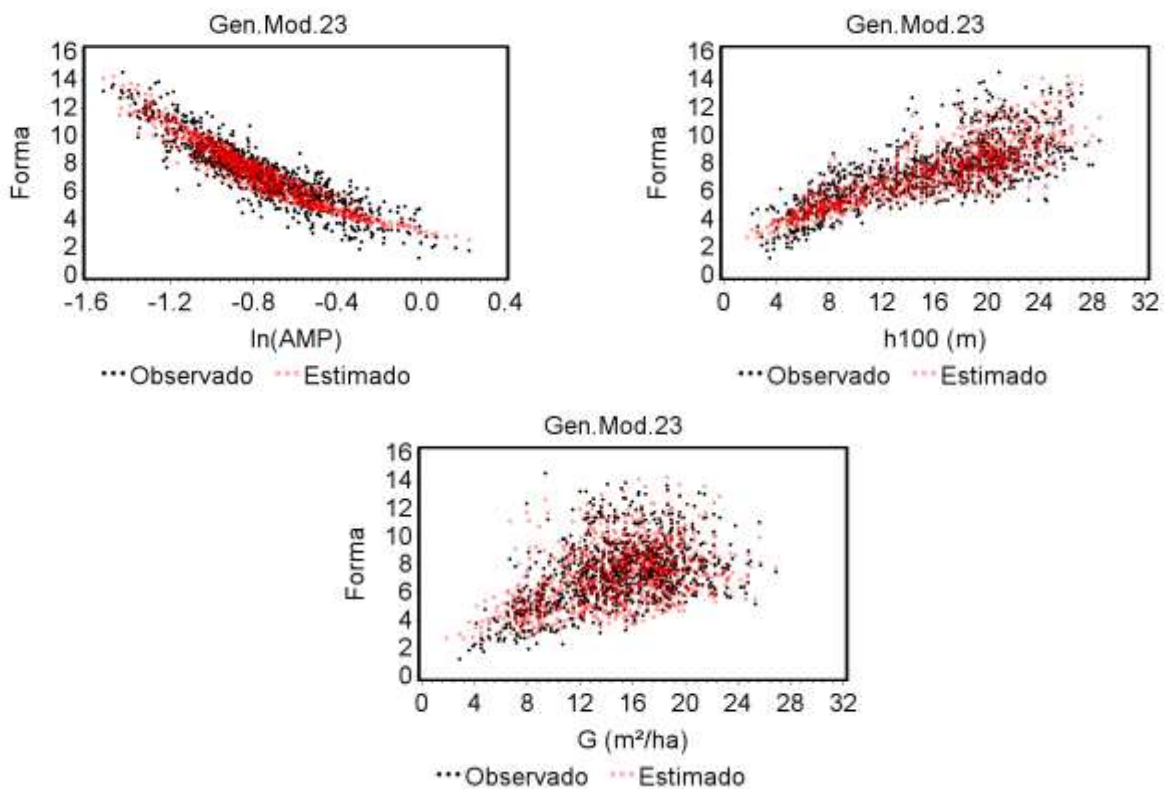
As estimativas dos parâmetros de forma pela equação do modelo genérico 23 cobriram a variação dos valores observados em função das variáveis independentes do modelo (Figura 50). A dispersão dos valores estimados e observados em função das variáveis independentes podem ser observados no (Apêndice U).

Figura 49 - Distribuição dos resíduos em função das variáveis independentes do modelo genérico 23



Fonte: O autor

Figura 50 - Distribuição dos valores estimados e observados em função das variáveis independentes do modelo genérico 23



Fonte: O autor

4.10.2 Estimador de regressão por máxima verossimilhança (MLE) e função de regressão da distribuição acumulada (CDFR)

Os métodos propostos por Cao (2004) foram estáveis apenas para estimativa do parâmetro de escala da distribuição Weibull, com menor precisão que o método da predição dos parâmetros. As estimativas dos parâmetros de forma apresentaram erros elevados (Tabela 42), assim como, forte tendência de subestimativa (Figuras 51 e 52). O mesmo comportamento dos resíduos foi observado em função das variáveis independentes dos modelos testados (Apêndices V e W).

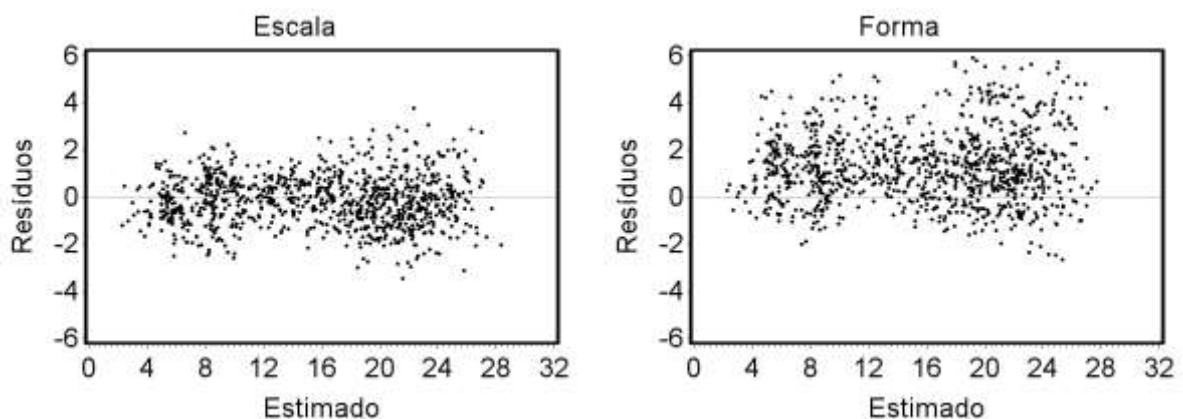
Tabela 42 - Coeficientes estimados para equações de reestimativa dos parâmetros de escala e forma pelos métodos de regressão por máxima verossimilhança (MLE) e função de regressão da distribuição acumulada (CDFR), erros padrão da estimativa absoluto (S_{yx}) e percentual ($S_{yx}\%$)

Regressão por Máxima Verossimilhança							
Modelo	$\hat{\beta}_0$	$\hat{\beta}_1$	$\hat{\beta}_2$	$\hat{\beta}_3$	$\hat{\beta}_4$	S_{yx}	$S_{yx}(\%)$
$\hat{\beta}$	9.1541**	-4.1544**	-0.6922**	-0.2824**	-1.7434**	1,0592	6,78
$\hat{\gamma}$	9.3427**	-4.7605**	-0.6432**	-0.7532**	-1.1697**	2,0927	28,65
Função de Regressão da Distribuição Acumulada							
Modelo	$\hat{\beta}_0$	$\hat{\beta}_1$	$\hat{\beta}_2$	$\hat{\beta}_3$	$\hat{\beta}_4$	S_{yx}	$S_{yx}(\%)$
$\hat{\beta}$	8,065**	-3,5479**	-0,6136**	-0,1375**	-1,6351**	1,0727	6,87
$\hat{\gamma}$	7,6361**	-4,3187**	-0,5178**	-0,4472*	-2,1368**	2,3563	32,25

Legenda: ^{ns} = não significativo ao nível de 5% de probabilidade de erro, * = significativo ao nível de 5% de probabilidade de erro; n = 988 observações.

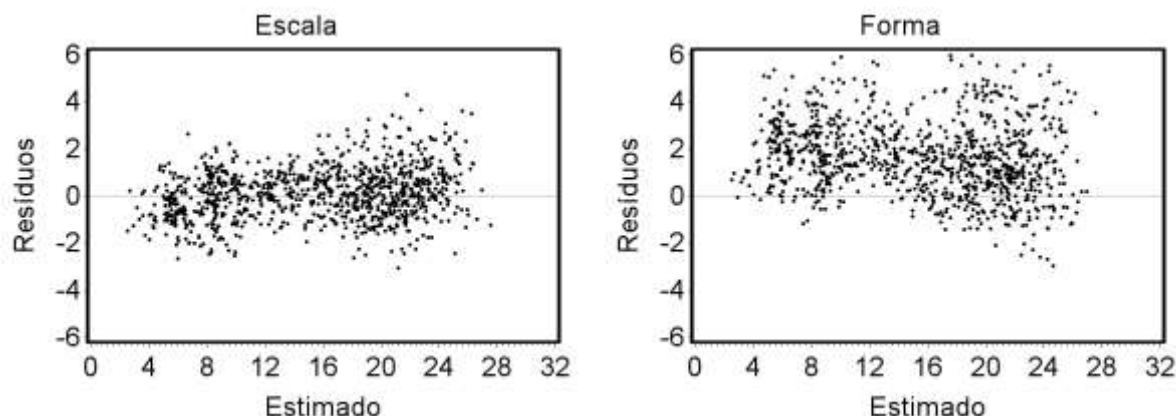
Fonte: O autor

Figura 51 - Distribuição dos resíduos em função dos parâmetros de escala e forma estimados por regressão de máxima verossimilhança



Fonte: O autor

Figura 52 - Distribuição dos resíduos em função dos parâmetros de escala e forma estimados por função de regressão da distribuição acumulada



Fonte: O autor

4.10.3 Considerações sobre a reestimativa dos parâmetros

As abordagens testadas para reestimar os parâmetros da função Weibull alcançaram elevados percentuais de aderência pelo teste de Kolmogorov-Smirnov, em média, valores menores que a estatística tabelada (Tabela 43). O método da predição de parâmetros foi o mais adequado, tanto nas análises de aderência, quanto na estabilidade das estimativas dos parâmetros em função dos atributos do povoamento.

Apesar de algumas pesquisas (CAO, 2004; CAO; McCARTY, 2006; POUDEL et al., 2011) terem recomendado os métodos de Regressão de Máxima Verossimilhança e a regressão da função de densidade acumulada para reestimar os parâmetros da distribuição Weibull, e terem comprovado sua superioridade em relação ao método da predição de parâmetros proposto por Clutter e Bennett (1965), os resultados dessa pesquisa apontaram que a predição dos parâmetros foi mais consistente e precisa na reestimativa dos parâmetros da distribuição Weibull.

Tabela 43 - Valores médios das estatísticas calculadas (D_{calc}) e tabelada (D_{tab}) do teste de aderência de Kolmogorv-Smirnov e percentual de aderência (%) para distribuição de diâmetros das parcelas para as três abordagens testadas

Abordagem	Predição dos Parâmetros	Regressão de Máxima Verossimilhança	Função de Regressão da Distribuição Acumulada
D_{calc}	0,1138	0,2001	0,1945
%	97,1	68,5	71,7
D_{tab}	0,2394		

n = 988 observações.

Fonte: O Autor

4.11 MODELO DE DISTRIBUIÇÃO DE DIÂMETROS

As equações desenvolvidas para modelagem da distribuição de diâmetros foram agrupadas na Tabela 44. O modelo desenvolvido pode ser utilizado para estimar as frequências e volumes por classes de diâmetro ao longo de toda amplitude de idade, diâmetros e alturas para fins de estruturação da produção.

Tabela 44 - Sistema de equação que compõe o modelo de distribuição de diâmetros para *Tectona grandis*

Altura dominante (m)	$\hat{h}_{100} = 28,85 * (1 - e^{-0,1165*t})$
Diâmetro médio quadrático (cm)	$\hat{d}_g = 2,48037 + 0,7739 * h_{100} + 0,5077 * t - 0,3684 * IPA_{h100}$
Número de árvores (Árv/ha)	$\hat{N} = N_0 + N_0 * \left[\begin{array}{l} (0,1947 - 0,074 * dg + 0,0454 * h_{100}) * I_1 + \\ (-0,2266 - 0,049 * dg + 0,0252 * h_{100}) * I_2 + \\ (-0,5117 - 0,0139 * dg + 0,00701 * h_{100}) * I_3 \end{array} \right]$
Área basal(m ² /ha)	$G = \left(\frac{\pi * dg^2}{40000} \right) * N$
Diâmetro mínimo (cm)	$\hat{d}_{min} = -3,9839 + 1,0445 * dg - 0,005 * G * h_{100}$
Diâmetro máximo (cm)	$\hat{d}_{max} = 1,0284 + 1,1653 * dg + 0,012 * G * h_{100}$
Parâmetro de escala	$\hat{\beta} = -5,1359 + 1,02856 * dg + 0,04021 * (d_{max} - d_{min})$
Parâmetro de forma	$\hat{\gamma} = e^{(0,8634 - 0,8619 * \ln(\frac{d_{max} - d_{min}}{dg}) + 0,00765 * h_{100} + 0,0187 * G)}$
Altura da árvore central (m)	$\hat{h}_c = e^{\beta_{oparc} + 0,27724 * \ln(d)} * I_m$
Volume da árvore central (m ³)	$\hat{v}_c = 0,00011 * d_c^{1,6583} * h_c^{0,9984}$

Legenda: t = idade (anos); N₀ = densidade inicial (árv/ha); IPA_{h100} = Incremento periódico anual em altura dominante (m/ano); I₁ = 1 se dg ≤ 16cm, I₂=1 se 16 < dg ≤ 24,4 cm; I₃=1 se 24,4 < dg ≤ 27 cm; B_{oparc}=B₀ recalculado para parcela; IM = Índice de Meyer; d_c=diâmetro central da classe de diâmetro (cm); h_c=Altura da árvore central da classe de diâmetro (m); e=exponencial; ln=logaritmo neperiano;

Fonte: O autor.

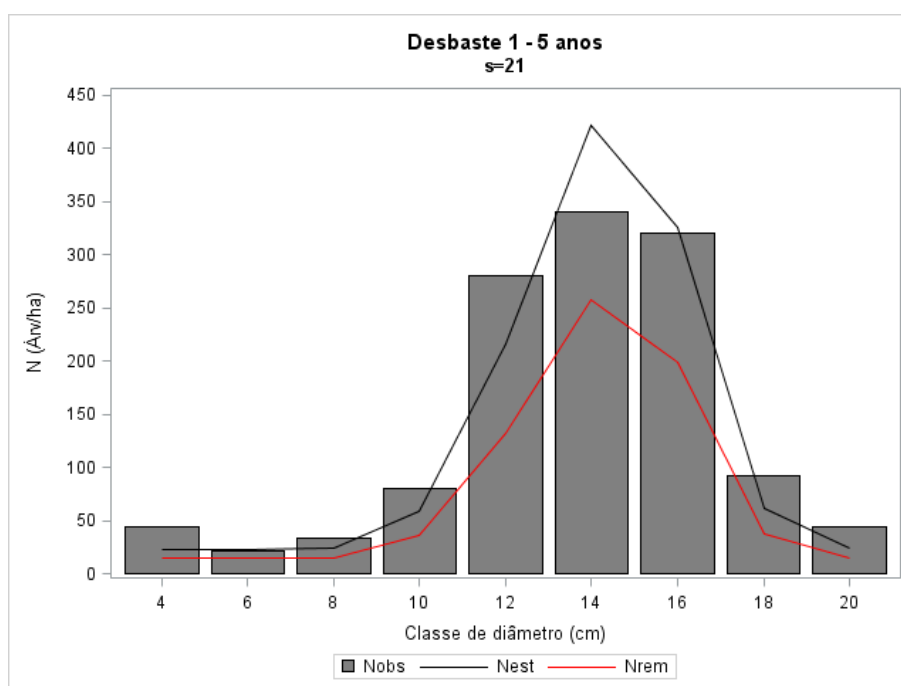
Para ilustrar a aplicação do modelo foram gerados três cenários nas ocasiões em que ocorreram desbastes e um cenário na idade mais avançada. Aos cinco anos, na ocorrência do primeiro desbaste para o sítio de 21 metros (S=21), as frequências estimadas alcançaram valores próximos aos observados, com volume estimado de 122,4 m³/ha, com maior volume na classe de diâmetro de 16 centímetros (Tabela 45). A estimativa da distribuição de diâmetros para o sítio 21 (S=21) com o modelo foi semelhante à distribuição observada na ocasião em que ocorreu o primeiro desbaste (Figura 53).

Tabela 45 - Número de árvores observado (N_{obs}), estimado (N_{est}), remanescentes (N_{rem}) e desbastadas (N_{desb}) e volumes renascente (V_{rem}) e desbastado (V_{desb}) na ocasião do primeiro desbaste aos cinco anos para o sítio de 21 metros

Classe de diâmetros (cm)	N_{obs} (árv/ha)	N_{est} (árv/ha)	N_{rem} (árv/ha)	N_{desb} (árv/ha)	V_{rem} (m ³ /ha)	V_{desb} (m ³ /ha)
4	44	21	13	8	0,1209	0,0773
6	22	21	13	8	0,2427	0,1552
8	33	22	13	8	0,4424	0,2828
10	81	59	36	23	1,9064	1,2188
12	280	216	132	84	10,0406	6,4194
14	340	422	257	165	26,3871	16,8705
16	321	326	199	127	26,6257	17,0230
18	92	61	37	24	6,2225	3,9783
20	44	22	14	9	2,6908	1,7203

Fonte: O autor

Figura 53 - Distribuição de diâmetros observada (N_{obs}), estimada (N_{est}) e remanescente estimada (N_{rem})



Fonte: O autor

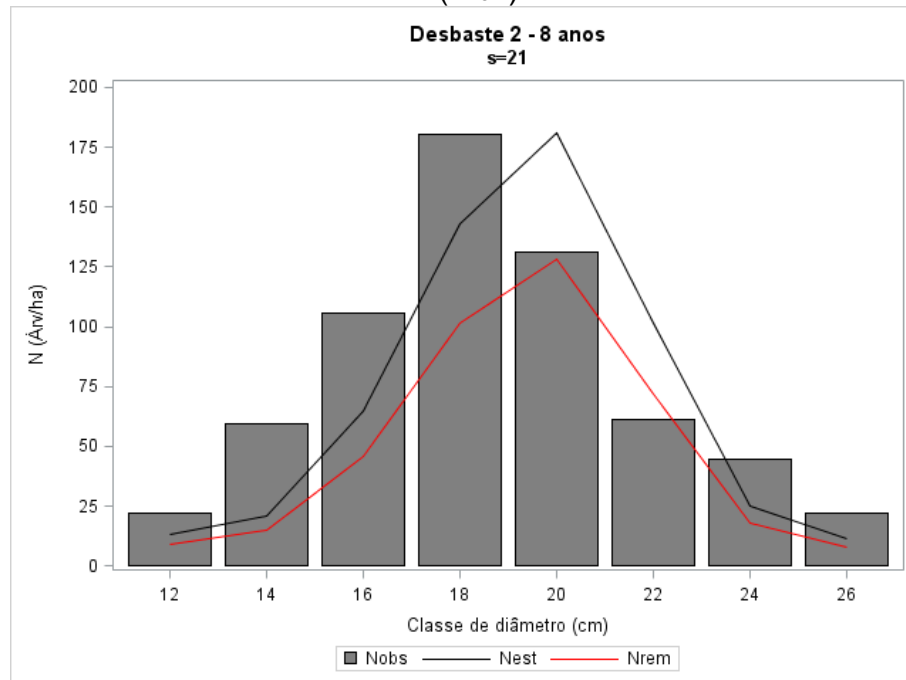
No segundo desbaste, aos 8 anos, para o mesmo sítio de 21 ($S=21m$), as equações estimaram as frequências com valores próximos aos observados (Tabela 46), com volume estimado de 137 m³/ha, com maior volume na classe de diâmetros de 20 centímetros. A maior diferença entre as frequências observada e estimada ocorreu na referida classe (Figura 54).

Tabela 46 - Número de árvores observado (N_{obs}), estimado (N_{est}), remanescentes (N_{rem}) e desbastadas (N_{desb}) e volumes remanescente (V_{rem}) e desbastado (V_{desb}) na ocasião do segundo desbaste aos oito anos para o sítio de 21 metros

Classe de diâmetros (cm)	N_{obs} (árv/ha)	N_{est} (árv/ha)	N_{rem} (árv/ha)	N_{desb} (árv/ha)	V_{rem} (m ³ /ha)	V_{desb} (m ³ /ha)
12	22	13	10	4	0,8702	0,3554
14	59	25	18	7	2,1570	0,8810
16	106	73	52	21	8,4978	3,4710
18	181	154	109	45	22,7410	9,2886
20	131	184	131	53	33,0537	13,5008
22	61	92	65	27	19,7663	8,0735
24	44	25	18	7	6,6831	2,7297
26	22	12	8	3	3,5026	1,4306

Fonte: O autor

Figura 54 - Distribuição de diâmetros observada (N_{obs}), estimada (N_{est}) e remanescente estimada (N_{rem})



Fonte: O autor

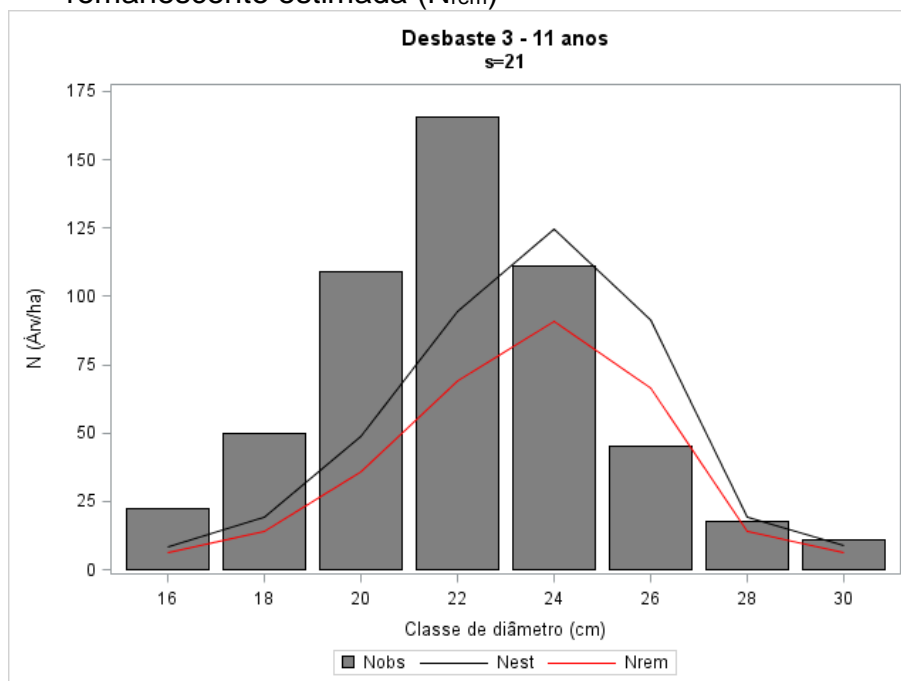
No momento em que ocorreu o terceiro desbaste aos 11 anos, no sítio dos 21 (S=21), o modelo de distribuição diamétrica forneceu estimativas com tendência a subestimar as frequências, exceto nas classes de diâmetro de 24 cm e 28 cm (Tabela 47). O volume total estimado foi de 174,34 m³/ha, e as distribuições estimadas e observadas conforme observado na Figura 55.

Tabela 47 - Número de árvores observado (N_{obs}), estimado (N_{est}), remanescentes (N_{rem}) e desbastadas (N_{desb}) e volumes renascente (V_{rem}) e desbastado (V_{desb}) na ocasião do terceiro desbaste aos onze anos para o sítio de 21 metros

Classe de diâmetros (cm)	N_{obs} (árv/ha)	N_{est} (árv/ha)	N_{rem} (árv/ha)	N_{desb} (árv/ha)	V_{rem} (m ³ /ha)	V_{desb} (m ³ /ha)
16	22	9	6	2	1,2016	0,4444
18	50	20	15	5	3,6185	1,3384
20	109	51	37	14	11,2866	4,1745
22	166	98	72	27	26,0444	9,6329
24	111	127	93	34	39,7566	14,7045
26	45	91	66	25	33,3583	12,3380
28	18	18	13	5	7,6282	2,8214
30	11	9	7	2	4,3722	1,6171

Fonte: O autor

Figura 55 - Distribuição de diâmetros observada (N_{obs}), estimada (N_{est}) e remanescente estimada (N_{rem})



Fonte: O autor

As equações estimaram as frequências por classe diâmetro próximas às observadas em campo para a idade de 16 anos em cada sítio estudado, mas com subestimativa nas maiores classes de diâmetro em que as frequências observadas foram inferiores a 20 árvores por hectare, ou seja, nas situações em que a frequência das classes foi menor que duas ou três árvores dentro da parcela, a probabilidade estimada de ocorrência desses diâmetros foi subestimada; os volumes por classe de diâmetro, assim como as frequências, podem ser observadas na Tabela 48. Apesar da subestimativa nas maiores classes de diâmetro, o modelo de distribuição

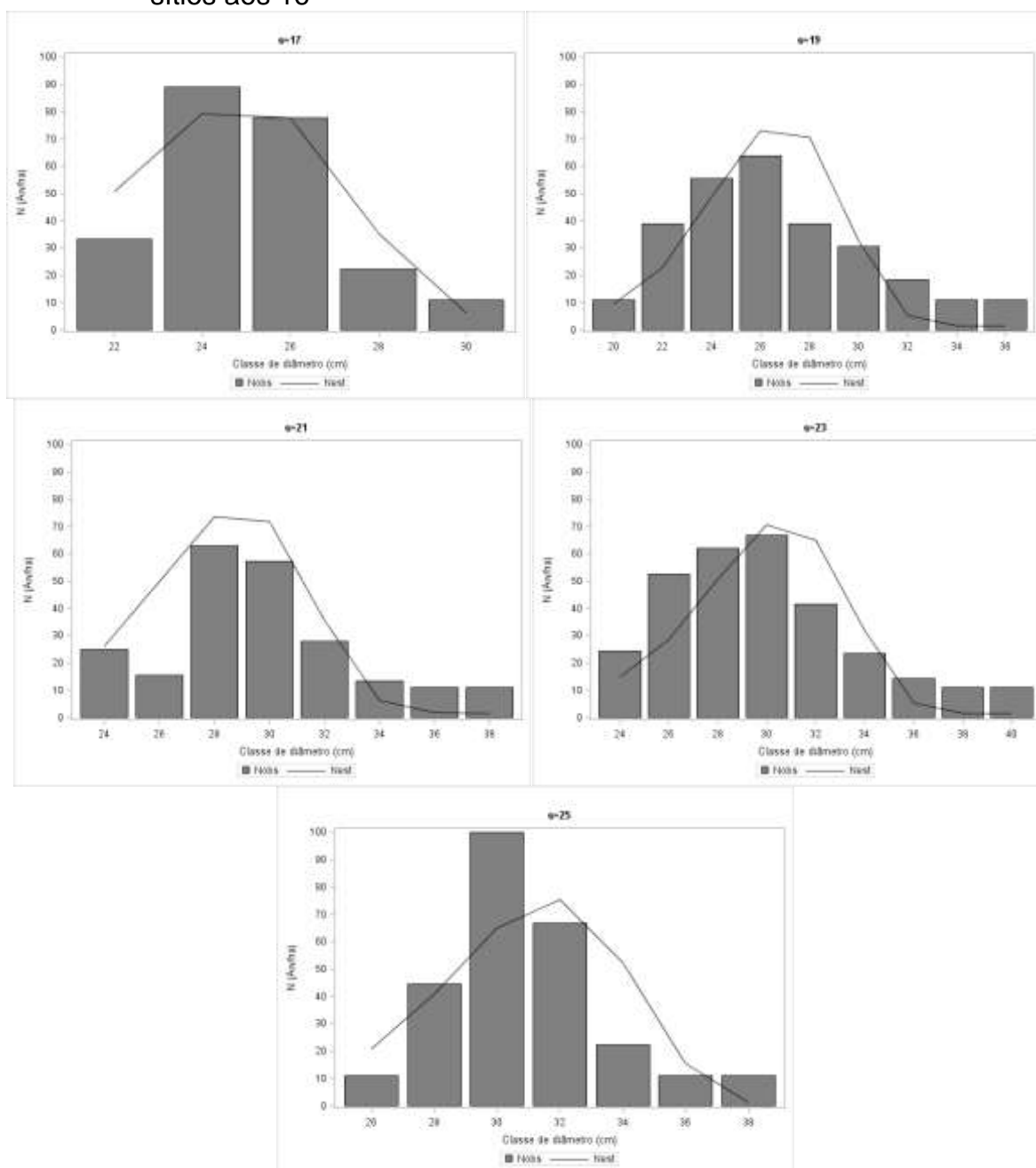
desenvolvido apresentou estimativas próximas aos valores observados em campo aos 16 anos (Figura 56), e após o terceiro desbaste nas idades de 12, 13, 14 e 15 anos, como pode ser observado nos Apêndices X, Y, Z e AA.

Tabela 48 - Número de árvores observado (N_{obs}), estimado (N_{est}) e volume da classe de diâmetro (V_{classe}) por sítio

Classe de diâmetros (cm)	N_{obs} (árvores/ha)	N_{est} (árvores/ha)	V_{classe} (m ³ /ha)
S=17			
22	33	51	17,090
24	89	79	31,581
26	78	78	36,232
28	22	35	19,039
30	11	6	3,499
S=19			
20	11	9	2,925
22	39	23	8,378
24	56	49	21,376
26	64	73	37,320
28	39	71	41,523
30	31	33	22,214
32	19	5	3,984
34	11	2	1,453
36	11	2	1,512
S=21			
24	25	26	12,441
26	16	50	27,703
28	63	74	47,252
30	57	72	52,702
32	28	36	29,527
34	13	6	5,746
36	11	2	1,729
38	11	2	1,902
S=23			
24	24	15	7,483
26	53	29	16,771
28	62	51	34,287
30	67	71	54,476
32	41	65	56,801
34	24	32	31,632
36	14	5	5,956
38	11	2	1,927
40	11	2	2,104
S=25			
26	11	21	12,845
28	44	41	28,946
30	100	65	52,676
32	67	75	69,252
34	22	52	53,848
36	11	15	17,716
38	11	1	1,443

Fonte: O Autor

Figura 56 - Distribuição de diâmetros observada (N_{obs}), estimada (N_{est}) para todos os sítios aos 16



Fonte: O autor

4.12 TABELAS DE PRODUÇÃO

As equações desenvolvidas para cada atributo do povoamento foram utilizadas para construção das tabelas de produção para espécie *Tectona grandis* (Tabela 49), nas quais podem ser observadas as tendências médias para cada sítio.

Tabela 49 - Equações desenvolvidas para construção de tabelas de produção para povoamentos de *Tectona grandis*

Altura dominante (m)	$\widehat{h}_{100} = 28,85 * (1 - e^{-0,1165*t})$
Altura média (m)	$\widehat{h} = -0,1345 + 0,9906 * h_{100} + 0,1112 * IPA_{h100}$
Diâmetro médio quadrático (cm)	$\widehat{dg} = 2,48037 + 0,7739 * h_{100} + 0,5077 * t - 0,3684 * IPA_{h100}$
Número de árvores (Árv/ha)	$\widehat{N} = N_0 + N_0 * \left[\begin{array}{l} (0,1947 - 0,074 * dg + 0,0454 * h_{100}) * I_1 + \\ (-0,2266 - 0,049 * dg + 0,0252 * h_{100}) * I_2 + \\ (-0,5117 - 0,0139 * dg + 0,00701 * h_{100}) * I_3 \end{array} \right]$
Área basal(m²/ha)	$\widehat{G} = \left(\frac{\pi * dg^2}{40000} \right) * N$
Fator de Forma	$\widehat{f}_{1,3} = 0,2703 + 0,221 * \left(\frac{\bar{h}}{dg} \right)$
Volume (m³/ha)	$\widehat{V} = G * \bar{h} * f_{1,3}$

Legenda: t = idade (anos); N_0 = densidade inicial (árv/ha); IPA_{h100} = Incremento periódico anual em altura dominante (m/ano); $I_1 = 1$ se $dg \leq 16$ cm, $I_2 = 1$ se $16 < dg \leq 24,4$ cm; $I_3 = 1$ se $24,4 < dg \leq 27$ cm; $f_{1,3}$ =Fator de forma artificial; e=exponencial.

Fonte: O autor

As tabelas de produção construídas (Tabela 50) expressaram aspectos biológicos importantes nos sítios classificados como, por exemplo, a ocorrência das reduções mecânicas na densidade. No primeiro desbaste nos melhores sítios (S=21, S=23, S=25) a redução da densidade ocorre mais cedo (4 anos e 5 anos), como nas atividades de campo. Já para os sítios 19 e 17, apesar de expressarem a necessidade de serem desbastados mais tarde (entre 6 anos e 8 anos), a redução do número de árvores foi realizada aos quatro e cinco anos, demonstrando a dificuldade em estimar a realidade em campo.

Segundo o modelo, o segundo desbaste nos sítios 17 e 19 ocorreria aos 11 anos, ao passo que, em campo, a redução foi realizada aos 8 e 9 anos. Nos demais sítios, o desbaste foi estimado no mesmo período em que as atividades foram executadas em campo. O terceiro desbaste nos sítios 17 e 19 teve sua ocorrência estimada aos 13 anos.

Esse comportamento é consequência da equação desenvolvida para estimar o número de árvores por hectare, em que o primeiro desbaste deveria ter ocorrido quando a floresta alcançasse o diâmetro médio quadrático de, no máximo, 16 centímetros. Já a segunda e terceira reduções de densidade deveriam ocorrer até o povoamento alcançar diâmetro médio quadrático máximo de 24,4 centímetros e 27 centímetros, respectivamente. A floresta alcança os referidos diâmetros médios quadráticos mais cedo em parcelas com as maiores alturas dominantes, ou seja, nos melhores sítios.

Outro aspecto importante observado foi o aumento do incremento periódico anual em volume após os desbastes, com maior aumento na fase inicial de desenvolvimento, quando as árvores apresentam maior vigor de crescimento. A espécie *Tectona grandis* é fortemente afetada pela competição intraespecífica e reage ao desbaste rapidamente.

Apesar das equações não terem estimado os desbastes na idade em que foram aplicados para os sítios 17 e 19, esse comportamento tem base biológica pois, em melhores sítios, as intervenções devem ocorrer mais cedo, onde a competição se estabelece em fases mais jovens, comparado aos piores sítios.

As projeções consideradas otimistas por Camino e Morales (2013) para o volume por hectare aos 16 anos foram equivalentes ao verificado nesta pesquisa para o sítio médio ($S=21m$), o que expressa uma produtividade de destaque na América Latina para a espécie *Tectona grandis*. Esse resultado indica que os povoamentos estudados foram estabelecidos em ambientes ótimos, com boa qualidade de material genético sob manejo intensivo (CAMINO; MORALES, 2013).

Tabela 50 - Tabelas de produção para povoamentos desbastados de *Tectona grandis*

Sítio 17								Desbaste			Produção			
t	h ₁₀₀	dg	h	N	G	f _{1,3}	V	N _{desb}	%	Vd	V _{ac}	V	IPA	IMA
4	8,4	10,4	8,0	1055,5	8,9	0,44	31,42					31,42	15,71	7,86
6	11,4	13,8	11,0	1055,5	15,8	0,45	77,14					77,14	22,86	12,86
8	13,7	16,7	13,3	609,7	13,4	0,45	79,56	445,7	42,2	45,37				
10	15,5	19,3	15,2	500,3	14,6	0,44	98,23				45,37	124,93	23,89	15,62
12	17,0	21,5	16,6	397,0	14,4	0,44	105,67	103,3	20,6	23,88				
14	18,2	23,5	17,8	298,7	12,9	0,44	100,60	98,3	24,8	29,65	69,25	174,92	15,66	14,58
16	19,1	25,2	18,7	247,4	12,4	0,44	101,00				98,90	199,50	12,29	14,25
18	19,8	26,8	19,4	197,1	11,2	0,43	93,40					199,90	0,20	12,49
18	19,8	26,8	19,4	197,1	11,2	0,43	93,40					221,95	11,03	12,33
Sítio 19								Desbaste			Produção			
t	h ₁₀₀	dg	h	N	G	f _{1,3}	V	N _{desb}	%	Vd	V _{ac}	V	IPA	IMA
4	9,4	11,1	9,0	1055,5	10,3	0,45	41,39					41,39	20,70	10,35
6	12,7	14,8	12,3	1055,5	18,2	0,45	101,59					101,59	30,10	16,93
8	15,3	18,0	14,9	589,4	15,0	0,45	101,12	466,0	44,2	62,40				
10	17,4	20,7	17,0	477,2	16,0	0,45	122,91				62,40	163,52	30,96	20,44
12	19,0	23,0	18,6	371,8	15,5	0,45	129,47	105,4	22,1	31,94				
14	20,3	25,1	19,9	286,5	14,2	0,45	125,92	85,2	22,9	33,57	94,34	223,80	19,25	18,65
16	21,3	26,9	20,9	234,1	13,4	0,45	126,06				127,91	253,83	15,01	18,13
18	22,1	28,6	21,8	228,7	16,6	0,44	158,38					253,96	0,07	15,87
18	22,1	28,6	21,8	228,7	16,6	0,44	158,38					286,29	16,16	15,9
Sítio 21								Desbaste			Produção			
t	h ₁₀₀	dg	h	N	G	f _{1,3}	V	N _{desb}	%	Vd	V _{ac}	V	IPA	IMA
4	10,4	11,9	10,0	1055,5	11,7	0,46	53,24					53,24	26,62	13,31
6	14,0	15,9	13,6	693,3	13,7	0,46	85,82	362,1	34,3	31,54				
8	16,9	19,2	16,5	569,1	16,5	0,46	125,37				31,54	117,36	32,06	19,56
10	19,2	22,1	18,8	454,2	17,4	0,46	149,91	115,0	20,2	31,63				
12	21,0	24,6	20,6	329,2	15,6	0,46	146,61	124,9	27,5	48,43	63,18	213,08	28,09	21,31
14	22,4	26,8	22,0	273,9	15,4	0,45	153,58				111,61	258,22	22,57	21,52
16	23,6	28,7	23,2	268,5	17,4	0,45	180,67					265,19	3,49	18,94
18	23,6	28,7	23,2	268,5	17,4	0,45	180,67					292,28	13,54	18,27

18	24,5	30,5	24,1	249,5	18,2	0,44	194,68					306,29	7,01	17,02
----	------	------	------	-------	------	------	--------	--	--	--	--	--------	------	-------

Sítio 23								Desbaste			Produção			
t	h ₁₀₀	dg	h	N	G	f _{1,3}	V	N _{desb}	%	Vd	V _{ac}	V	IPA	IMA
4	11,4	12,7	10,9	1055,5	13,3	0,46	67,12					67,12	33,56	16,78
								379,0	35,9	41,61				
6	15,4	16,9	14,9	676,5	15,2	0,47	105,54				41,61	147,15	40,02	24,53
8	18,5	20,5	18,1	548,8	18,1	0,47	152,21					193,82	23,33	24,23
								117,7	21,4	40,74				
10	21,0	23,5	20,6	431,1	18,7	0,46	178,86				82,35	261,21	33,69	26,12
								113,7	26,4	55,33				
12	23,0	26,1	22,6	317,4	17,0	0,46	177,33				137,68	315,00	26,90	26,25
14	24,6	28,4	24,1	280,1	17,8	0,46	196,59					334,27	9,63	23,88
16	25,8	30,5	25,4	259,6	18,9	0,45	218,19					355,87	10,80	22,24

18	26,8	32,3	26,4	240,3	19,6	0,45	233,65					371,32	7,73	20,63
----	------	------	------	-------	------	------	--------	--	--	--	--	--------	------	-------

Sítio 25								Desbaste			Produção			
t	h ₁₀₀	dg	h	N	G	f _{1,3}	V	N _{desb}	%	Vd	V _{ac}	V	IPA	IMA
4	12,4	13,4	11,9	1055,5	15,0	0,47	83,19					83,19	41,59	20,80
								395,8	37,5	53,86				
6	16,7	17,9	16,3	659,6	16,7	0,47	127,55				53,86	181,41	49,11	30,23
8	20,1	21,7	19,7	528,5	19,6	0,47	181,47					235,33	26,96	29,42
								162,7	30,8	69,66				
10	22,8	24,9	22,4	365,8	17,9	0,47	187,61				123,53	311,14	37,90	31,11
								71,6	19,6	43,07				
12	25,0	27,7	24,6	294,1	17,7	0,47	202,79				166,60	369,39	29,13	30,78
14	26,7	30,1	26,3	271,6	19,3	0,46	234,85					401,45	16,03	28,68
16	28,1	32,2	27,6	250,7	20,4	0,46	259,07					425,67	12,11	26,60

18	29,1	34,1	28,7	231,0	21,1	0,46	275,69					442,28	8,31	24,57
----	------	------	------	-------	------	------	--------	--	--	--	--	--------	------	-------

Legenda: t = idade (anos); dg = diâmetro médio quadrático (cm); h = altura média (m); N = número de árvores por hectare; G = área basal(m²/ha); f_{1,3} = fator de forma artificial; V = Volume por hectare; N_{desb}= número de arvores desbastadas por hectare; % = intensidade percentual do desbaste; Vd = volume desbastado (m³/ha); Vac=Volume acumulados dos desbastes (m³/ha); IPA = Incremento periódico anual (m³/ha/ano); IMA = Incremento médio anual (m³/ha/ano), ---- = amplitude dos dados medidos.

Fonte: O Autor

4.12.1 Comparação das curvas de sítio e da produção de *Tectona grandis* com outros locais de plantio

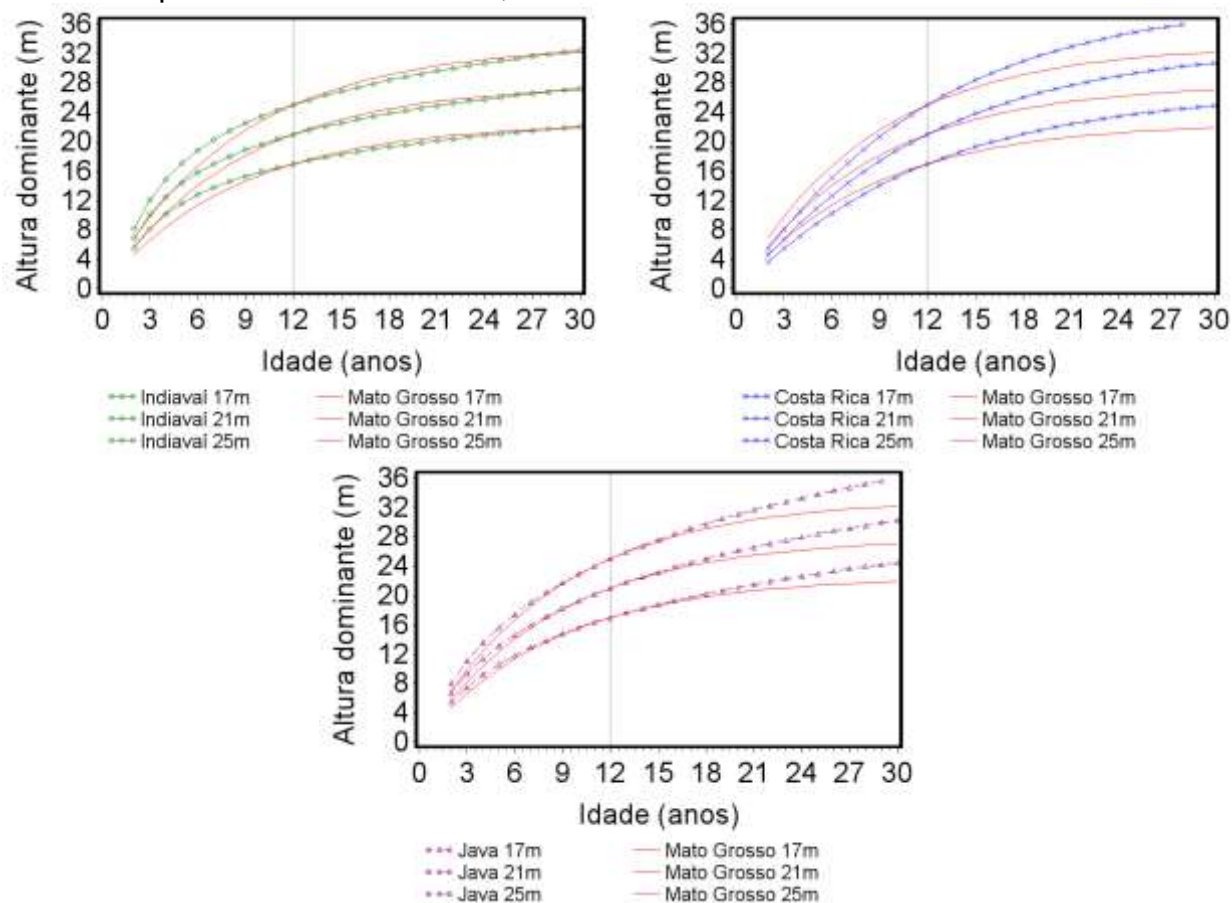
O comportamento da altura dominante dos povoamentos estudados apresentou comportamento semelhante ao verificado por Chaves et al. (2016) na região de Sudoeste de Mato Grosso, em que os autores trabalharam com povoamentos com 33 e 34 anos de rotação final, com espaçamento inicial de 2m x 2m e a aplicação do primeiro desbaste aos seis anos de idade seguido de outros cinco desbastes ao longo da rotação (Figura 57).

Mesmo com regimes de manejo e densidades iniciais diferentes, a altura dominante dos povoamentos de Indiavaí e de Nossa Senhora do Livramento possuem a mesma tendência, com assíntotas em torno dos trinta metros na idade de trinta anos. Vale ressaltar que o crescimento inicial em altura dominante na região Sudoeste de Mato Grosso foi superior ao da presente pesquisa, pois, em maiores densidades e primeiro desbaste aos seis anos de idade, a competição exerce influência mais cedo do que em menores densidades e primeiro desbaste aos 4 e 5 anos de idade, conseqüentemente, o crescimento inicial em altura dominante é maior.

O crescimento inicial em altura dominante de *Tectona grandis* na Costa Rica foi menor, mas, após a idade de referência, a tendência de crescimento foi maior do que o verificado no presente trabalho. Esse comportamento pode ser consequência do método de seleção das árvores dominantes utilizadas por Pérez e Kanninen (2005) que levaram em consideração aquelas superiores ao percentil de 85% para considerar o crescimento potencial sobre manejo intensivo, pois, a base de dados apresentava grande variação de idades, densidades iniciais e locais.

As curvas de crescimento em altura dominante desenvolvidas para povoamentos de *Tectona grandis* em Java (ANWAR, 2007 apud VON WULFING, 1932), recalculadas para a idade de referência de 12 anos, apresentaram tendências de maior crescimento em altura dominante ao longo das idades consideradas, quando comparada às curvas índices desenvolvidas nesse trabalho (Figura 57).

Figura 57 - Curvas de crescimento em altura dominante de diferentes locais recalculadas para os índices de 17 m, 21 m e 25 m na idade de referência de 12 anos



Fonte:O Autor

A produção no melhor sítio de *Tectona grandis* observada nos povoamentos nesse estudo foi maior que várias localidades como na Costa do Marfim (DUPUY et al., 1999), na Índia como apresentado por Tewari (1999) e Ugalde-Arias (2013) e, ainda, superior ao verificado por Pérez e Kanninen (2005) e Bermejo et al. (2004) na Costa Rica (Figura 58).

Independentemente das diferentes densidades iniciais e regimes de manejo, a produção total (m^3/ha) até os 20 anos foi maior nos povoamentos estudados do que em outras regiões que cultivam a espécie. As densidades iniciais dos povoamentos implantados na Índia foram de 1.114 árv/ha (TEWARI, 1999) e 1.332 árv/ha (UGALDE-ARIAS, 2013), na Costa do Marfim de 1450 árv/ha (DUPUY et al., 1999) e na Costa Rica de 1.111 arv/há, como observado por Pérez e Kanninen (2005) e Bermejo et al. (2004).

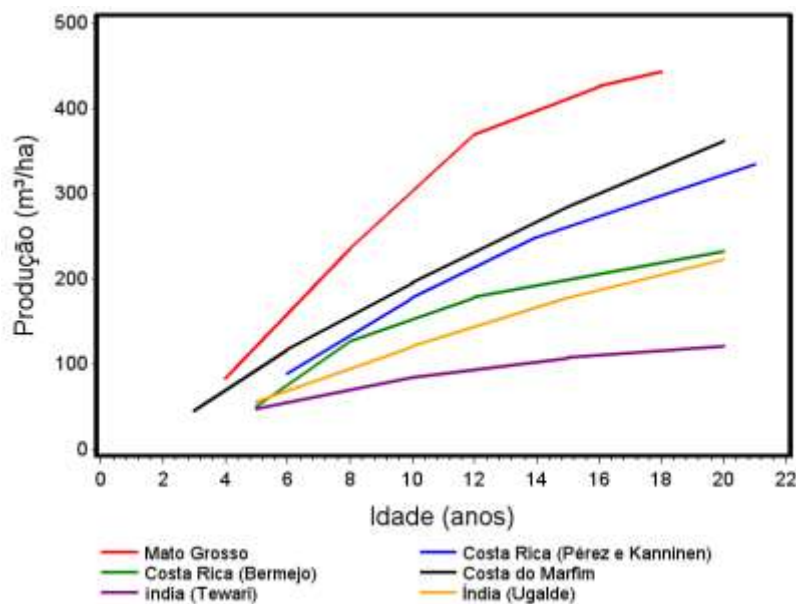
Os povoamentos das regiões citadas, assim como, os abordados nessa pesquisa, sofreram de três a quatro desbastes ao longo dos períodos considerados

(até os 20 anos). Os pesos dos desbastes em relação ao número de árvores removidas por hectare foram, em média, de 39%, 29% e 27% para o primeiro, segundo e terceiro desbastes, respectivamente, em Nossa Senhora do Livramento, inferiores ao relatado por Tewari (1999) com pesos de 52%, 42% e 33%, e Arias (2013, apud KOEGH, 1996) com pesos de 52%, 40% e 35%, ambos trabalhos desenvolvidos na Índia, com aplicação de três desbastes.

Já os povoamentos estudados na Costa do Marfim sofreram quatro desbastes no período considerado, com pesos de 36%, 36%, 33% e 36% (DUPUY et al. 1999) e na Costa Rica, com pesos relatados por Bermejo et al. (2004) de 36%, 36%, 33% e 36%, e simulados por Pérez e Kanninen (2005) de 50%, 50%, 40% e 40%.

Os povoamentos de *Tectona grandis* em Nossa Senhora do Livramento alcançaram maior produção em seu melhor sítio com menores densidade inicial e peso dos debates, quando comparada às outras regiões tradicionalmente produtoras da espécie, em seus sítios mais produtivos. A região em que foram implantados os povoamentos de *Tectona grandis* estudados nessa pesquisa apresentou resultados que indicam alto potencial para produção da espécie.

Figura 58 - Curvas de produção em volume por hectare para *Tectona grandis* de países produtores



Fonte: O Autor

5. CONCLUSÕES

Para descrever a relação hipsométrica de *Tectona grandis*, a equação de Stoffels apresenta inclinação comum entre as unidades amostrais, com variação no nível da curva. O recálculo do intercepto cobre a variação decorrente da idade da floresta e dos sítios, reduzindo o erro nas estimativas de altura.

O crescimento das árvores em altura dominante em função da idade tem comportamento monomórfico entre as unidades de amostra levantadas em diferentes locais. A seleção da Função Monomolecular é justificada para descrever sítios nos quais as espécies apresentem nos primeiros anos o ponto de máximo incremento corrente anual em altura dominante, como ocorre em *Tectona grandis* no Mato Grosso, aos 4 e 5 anos.

O volume das árvores de *Tectona grandis* pode ser estimado com a equação desenvolvida com o modelo de Schumacher-Hall (1933) como pelo emprego da função de fator forma artificial.

A Função Weibull fornece ajuste com acurácia para a distribuição diamétrica, mesmo com a grande variação das frequências nas classes de diâmetro. A variação é decorrente do critério utilizado para a aplicação dos desbastes, pois os mesmos não seguiram aspectos biológicos de desenvolvimento, e foram aplicados em função de uma idade pré-estabelecida sem a determinação de peso adequado ao sítio.

As equações desenvolvidas para estimar os atributos dos povoamentos foram precisas e expressaram características biológicas importantes na explicação da variabilidade da estrutura, considerados os critérios estatísticos e as relações biológicas das variáveis dendrométricas.

O sistema de equações, desenvolvido com a função Weibull ajustada por verossimilhança com a reestimativa dos parâmetros em função de atributos do povoamento, permite a predição da distribuição de diâmetros de *Tectona grandis* com precisão e acurácia. O desenvolvimento e a associação de funções que descrevem a relação hipsométrica e o volume da árvore individual permitem calcular as alturas e os volumes por classe de diâmetro e para a unidade de área.

As tabelas de produção construídas possibilitam a estruturação da produção, a elaboração de planos de manejo em empreendimentos florestais com *Tectona grandis*, na região ecofisiográfica de Mato Grosso.

6. BIBLIOGRAFIA

ADAME, P.; DEL-RÍO, M.; CAÑELLAS, I. A mixed nonlinear height-diameter model for pyrenean oak (*Quercus pyrenaica* Willd.). **Forest Ecology and Management**, Amsterdam, v. 256, n. 1/2, p. 88-98, 2008.

ALMEIDA, D. L. C. S.; SILVA, F. R.; SANTOS, A. F. A.; GARCIA, M. L.; WOJCIECHOWSKI, J. C. Determinação de equação volumétrica e hipsométrica para um plantio de *Tectona grandis* L. f. em Alta Floresta, MT. **Revista de Ciências Agroambientais**, v.14, n.2, p. 1-9, 2016.

ANDRASEV, S.; M. BOBINAC; S. ORLOVIC. Diameter structure models of Black Poplar selected clones in the section Aigeiros (Duby) obtained by the Weibull distribution. **Sumarski List**, v.133, p.589-603, 2009.

ÂNGELO, H.; SILVA, V. S. de M.; SOUZA, Á. N. de; GATTO, A. C. Aspectos financeiros da produção de teca no Estado de Mato Grosso. **Floresta**, v. 39, n. 1, p. 23–32, 2009.

APG II. An update of the Angiosperm Phylogeny Group classification for the orders and families of flowering plants: APG II. **Botanical Journal of the Linnean Society**, v. 141, n. 4, p. 399-436, 2003.

ALVARENGA, A. M. T. **Modelos lineares generalizados: aplicação a dados de acidentes rodoviários**. 2015, 93 p. Dissertação (Mestrado em Gestão de Informação) – Universidade de Lisboa.

ALVARES, C. A.; STAPE, J. L.; SENTELHAS, P. C.; GONÇALVES, J. L. M.; SPAROVEK, G. Koppen's climate classification map for Brazil. **Meteorologische Zeitschrift**, v.22, n.6, p. 711-728, 2013.

ARAÚJO JUNIOR, C. A.; LEITE, H. G.; BINOTI, D. H. B.; CASTRO, R. V. O.; BINOTI, M. L. M. S.; MARCATTI, G. E. Uso da função Weibull para descrever a área basal por classe de diâmetro de um povoamento de eucalipto. **Scientia Florestalis**, Piracicaba, v.40, n. 95, p. 401-406, 2012.

ARCANGELI, C.; KLOPF, M.; JENKINS, T. A. R. HASENAUER, H. The uniform height curve method for height-diameter modelling: an application to Sitka spruce in Britain. **Forestry**, v. 87, p. 177-186, 2013.

ARCE, J. E. Modelagem da estrutura de florestas clonais de *Populus deltoides* Marsh. através de distribuições diamétricas probabilísticas. **Ciência Florestal**, Santa Maria, v. 14, n.1, p. 149-164, 2004.

ASSMANN, E. **The principles of forest yield study**. Pergamon Press, Oxford, 506 p. 1970.

AVERY, T.E. e BURKHART, H.E. **Forest Measurements**. 5th edn . McGraw-Hill, New York, 2002.

BAILEY, R.; DELL, T. Quantifying diameter distributions with the Weibull function. **Forest Science**. v.19, n.2. p.97-104, 1973.

BALDWIN V. C. J. R.; FEDUCCIA D. P. **Loblolly pine growth and yield prediction for managed West Gulf plantations**. USDA Forest Service Research Paper SO-236, 27 pp. 1987.

BARRA, O. S. V.; SANQUETTA, C. R.; ARCE, J. E.; MACHADO, S. A. M.; CORTES, A. P. D. Proposta metodológica para ajuste ótimo da distribuição diamétrica Weibull 3p. **Floresta**, Curitiba, v.34, n. 3, p. 387-393, 2004.

BARRETO, L. S. 'The 3/2 power law': A comment on the specif constance of K. **Ecological Modelling**, v.45, p.237-242, 1989.

BARROS, D. A.; MACHADO, S. A.; ACERBI JUNIOR, F. W.; SCOLFORO, J. R. S. Comportamento de modelos hipsométricos tradicionais e genéricos para plantações de *Pinuss oocarpa* em diferentes tratamentos. **Bol. Pesq. Fl.**, Colombo, n. 45, p. 3-28, jul-dez, 2002.

BARTOSZECK, A. C. P. S.; MACHADO, S. A.; FIGUEIREDO, A., OLIVEIRA, E.B. Dinâmica da relação hipsométrica em função da idade, do sítio e da densidade inicial de povoamentos de bracinga da região metropolitana de Curitiba, PR. **Revista Árvore**, 28(4): 517-533, 2004.

BATES, D. M.; WATTS, D. G. **Nonlinear regression analysis and its applications**. John Wiley & Sons, 1988. 365 p.

BEARD, J. S. The importance of race in teak, *Terctona grandis*. **Caribbean Forester**, Rio Piedras, Porto Rico, v.4, n.3, p.135-139, 1943.

BERMEJO, I.; CANELLAS, I; MIGUIEL, A. S. Growth and yield models for teak plantations in Costa Rica. **Forest Ecology and Management**, v. 189, p. 97-110, 2004.

BIGGING, G.S.; DOBBERTIN, M. Evaluation of competition indices in individual tree growth models. **Forest Science**, v. 41, n. 2, p. 360-377, 1995.

BINOTTI, D. H. B.; LEITE, H. G.; NOGUEIRA, G. S.; SILVA, M. L. M.; GARCIA, S. L. R. CRUZ, J. P. Uso da função Weibull de três parâmetros em um modelo de distribuição diamétrica para plantios de eucalipto submetidos a desbaste. **Árvore**, Viçosa – MG, v. 34, n.1, p. 147-156, 2010.

BINOTTI, D. H. B.; BINOTI, M. L. M. S.; LEITE, H. G.; FARDIN, L.; OLIVEIRA, J. C. Probability density functions for description of diameter distribution in thinned stands of *Tectona grandis*. **Cerne**, lavras, v.18, n. 2, p. 185-196, 2012.

BURGER, J.A. Soil and its relationship to forest productivity and health. **Encycl. For. Sci.** 3 ,1189 – 1195, 2004.

BURKHARDT, H. E.; CAO, Q. V.; WARE, K. D. **Comparison of growth and yield prediction models for Loblolly Pine**. Virginia: Polytechnic Institute, State University, 1981.

BUSSAB, W. O.; MORETTIN, P. A. **Estatística Básica**. 5 ed. São Paulo: Saraiva, 2002, 526 p.

CALDEIRA, S. F.; OLIVEIRA, D. L. C. Desbaste seletivo em povoamentos de *Tectona grandis* com diferentes idades. **Acta Amazonica**, v. 38, n. 2, p. 223–228, 2008.

CAMINO, R.; MORALES, J. P. **Las plantaciones de teca em América Latina: Mitos y realidades**. Turrialba, Costa Rica, ed. Catie, 2013.

CAMPOS, J. C. C.; LEITE, H. G. **Mensuração Florestal: perguntas e respostas**. 3ed., Viçosa: UFV, 2009, 548p.

CAMPOS, J. C. C.; LEITE, H. G. **Mensuração Florestal: perguntas e respostas**, 4ª ed. atual. ampl. - Viçosa, MG, Ed. UFV, 2013.

CANHAM C.D., PAPAİK, M.J., URIARTE, M., MCWILLIAMS, W.H., JENKINS, J.C., TWERY, M.J. Neighborhood analyses of canopy tree competition along environmental gradients in New England forests. **Ecological Applications**, v.16, n. 2, p. 540-554, 2006.

CAO, Q. V.; BURKHART, H.E. A segmented distribution approach for modeling diameter frequency data. **Forest Science**, v.30, n.1, p.129-137, 1984.

CAO, Q. V. Predicting parameters of Weibull function for modeling diameter distribution. **Forest Science**, v.50, n.5 p.682-685, 2004.

CAO, QUANG V.; MCCARTY, SHANNA M. **New methods for estimating parameters of weibull functions to characterize future diameter distributions in forest stands**. Gen. Tech. Rep. SRS-92. Asheville, NC: U.S. Department of Agriculture, Forest Service, Southern Research Station. p. 338-340, 2006.

CARELLI NETTO, C. **Dinâmica da distribuição diamétrica de povoamentos de *Pinus taeda* L. em diferentes idades e espaçamentos**. (2008) 106 p. Dissertação (Mestrado em Engenharia Florestal) – Universidade Federal de Santa Maria.

CARGNELUTTI FILHO, A.; MATZENAUER, R.; TRINDADE, J. K. Ajustes de funções de distribuição de probabilidade à radiação solar global no estado do Rio Grande do Sul. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v.39, n.12, p. 1157-1166, 2004.

CHASSOT, T.; FLEIG, F.D.; FINGER, C.A.G.; LONGHI, S.J. Modelos de crescimento em diâmetro de árvores individuais de *Araucaria angustifolia* (Bertol.) Kuntze na Floresta Ombrófila Mista. **Ciência Florestal**, v.21, p.303-313, 2011.

CHAVES, A. G. S.; DRESCHER, R.; CALDEIRA, S. F.; MARTINEZ, D. T.; VENDRUSCOLO, D. G. S. Capacidade produtiva de *Tectona grandis* L. f. no Sudoeste de Mato Grosso. **Scientia Forestalis**, Piracicaba, v. 44, n. 110, p. 415-424, jun. 2016.

CHIKUMBO, O., MAREELS, I. M. Y., TURNER, B. J. Integrating the Weibull into a dynamical model to predict future diameter distributions. In: Wood, G. B., Turner, B. J., (Eds.), Integrating forest information over space and time. The Australian National University, ANUTECH Pty, Ltd, pp. 94-102. 1992.

CHRISTO, J. C. C.; DIAS, A. N.; FIGUEIREDO-FILHO, A.; MENON, F.V. Modelagem e crescimento de *Tectona grandis* Linn F. no município de Alta Floresta - MT a partir de ANANTRO (análise de tronco) completa. 4º Congresso Florestal Paranaense, Curitiba, Paraná. **Anais...** 2012.

CLUTTER, J. L.; FORTSON, J. G.; PIENNAR, L. V.; BRISTER, G. H.; BAILEY, R. L. **Timber management: A quantitative approach**. 3th ed. New York: J. Willey, 1983. 333p

CONCEIÇÃO, F. X.; DRESCHER, R.; PELISSARI, A. L.; LANSSANOVA, L. R.; FAVALESSA, C. M. C.; ROQUETTE, J. G. Capacidade produtiva local de *Tectona grandis* em Monte Dourado, Estado do Pará, Brasil. **Ciência Rural**, v. 42, n. 5, p. 822–827, 2012.

CONTRERAS, M. A.; AFFLECK, D.; CHUNG, W. Evaluation tree competition indices as predictors of basal area increment in western Montana forests. **Forest Ecology and Management**, v.262, p. 1939-1949, 2011.

CORDEIRO, G. M.; NETO, E. A. L. **Modelos paramétricos**. Recife, 2006. Disponível em <http://www.ufjf.br/clecio_ferreira/files/2013/05/Livro-Gauss-e-Eufrasio.pdf> acesso em: 13 set 2018.

COSTA, R. B.; RESENDE, M. D. V. de; SILVA, V. S. de M. e. Experimentação e seleção no melhoramento genético de teca (*Tectona grandis* L.f.). **Floresta e Ambiente**, v. 14, n. 1, p. 76–92, 2007.

COSTA, E. A.; FINGER, C. A. G.; CINHA, T. A. Influência da posição sociológica na relação hipsométrica de *Araucaria angustifolia*. **Revista Brasileira de Ciências Agrárias**, v. 9, n. 1, p.110-116, 2014.

COSTA, E. A.; SCHRODER, T.; FINGER, C. A. G. Height-diameter relationships for *Araucária angustifolia* (Bertol.) Kuntze in southern Brazil. **Cerne**, v.22, n. 4, p. 493-500. 2016.

CRECENTE-CAMPO, F.; MARSHALL, P.; RODRIGUEZ-SOALLEIRO, R. Modeling non-catastrophic individual tree mortality for *Pinus radiata* plantations in Northwestern Spain. **Forest Ecology and Management**, v. 257, p. 1542-1550, 2009.

CRECENTE-CAMPO, F., SOARES, P., TOMÉ, M., DIÉGUEZ-ARANDA, U. Modelling annual individual-tree growth and mortality of Scots pine with data obtained at irregular measurement intervals and containing missing observations. **Forest Ecology and Management**, v. 260, p. 1965–1974, 2010.

CRUZ, J. P. **Crescimento de produção de *Tectona grandis* na região de Tangará da Serra - Mato Grosso**. 2005. 57 f. Dissertação (Mestrado em Ciência Florestal) – Universidade Federal de Viçosa, Viçosa - MG.

CRUZ, J. P.; LEITE, H. G., SOARES, C. P. B.; CAMPOS, J. C. C.; SMIT, L.; NOGUEIRA, G. S. Curvas de crescimento e de índice de local para povoamentos de *Tectona grandis* em Tangará da Serra, Mato Grosso. **Revista Árvore**, v. 32, n. 4, p. 679–685, 2008.

CURTIS, R. O. Height–diameter and height–diameter–age equations for second-growth Douglas-fir. **Forest Science**, v. 13, n. 4, p. 365–375, 1967.

CURTIS, R.O. Stand density measures: An interpretation. **Forest Sci.**, v. 16, p. 403-414, 1970.

DAMÁSIO, M.; SILVA, F.R.; SANTOS, A. F. A.; RONDON R. M.; Desbaste seletivo em um povoamento de *Tectona grandis* implantado em sistema de integração-lavoura-pecuária-floresta. **Biodiversidade**, v.14, n.3, p.74-83, 2015.

DANIELS, R. F.; BURKHART, H. E.; CLASON, T. R. A comparison of competition measures for predicting growth of loblolly pine trees. **Canadian Journal Forest Research**, Vancouver, v.16, p. 1230 – 1237, 1986.

DAS, A. The effect of size and competition on tree growth rate in old-growth coniferous forests, **Can. J. For. Res.**, v. 42, p. 1983-1995, 2012.

DAVIS, L.S.; JOHNSON, K.N. **Forest management**, McGraw Hill: New York, USA, 1987. 790p

DAVIS, L.S.; JOHNSON, K.N.; BETTINGER, P.; HOWARD, T.E. **Forest management: to sustain ecological, economic, and social values**. 4th ed. Illinois: Waveland, 2005. 804p.

DEMÉTRIO, C. G. B. **Modelos lineares generalizados em xperimentação agrônômica**. 2002. Disponível em <https://www.researchgate.net/publication/266053942_Modelos_Lineares_Generaliza_dos_em_Experimentacao_Agronomica> acesso em: 13 set 2018.

DORADO, F. C.; ANTA, M. B.; PARRESOL, B. R., GONZÁLEZ, J. G. A. stochastic height–diameter model for maritime pine ecorregions in Galicia (northwestern Spain). **Annals of Forest Sceinces**, v.62, 455–465, 2005.

DORADO, F. C., DIEGUEZ-ARANDA, U., ANTA, M.B., RODRIGUEZ, M.S. AND GADOW, K.V. A generalized height-diameter model including random components for radiate pine plantations in northwestern Spain. **For. Ecol. Manage.** 229, 202–213, 2006.

DRAPER, N. R.; SMITH, H. **Applied regression analysis**. New York: Wiley, 1966. 407 p.

DRESCHER, R. **Crescimento e produção de *Tectona grandis* Linn. F., em povoamentos jovens de duas regiões do Estado de Mato Grosso.** 2004. 133 f. Tese (Doutorado em Engenharia Florestal) – Universidade Federal de Santa Maria, Santa Maria.

DRESCHER, R.; GAVA, F. H.; PELISSARI, A. L.; ACOSTA, F. C.; SILVA, V. S. M. Equações de volume para *Tectona grandis* Linn F. em povoamentos jovens no estado de Mato Grosso. **Advances in Forestry Science**, v.1, n.2, p. 65-70, 2014.

DUPUY, B.; MAITRE, H.; KANGA, A. N. Table de production du teck (*Tectona grandis*): L'exemple de la Côte d'Ivoire. **Bois et Forêts des Tropiques**, v.261, n.3, p.5-16, 1999.

EISFELD, R. de L.; SANQUETTA, C.R.; ARCE, J.E.; MAESTRI, R.; WEBER, K.S. Modelagem do crescimento e da produção de *Pinus taeda* L. por meio de função probabilística. **Floresta**, v.35, p.317-328, 2005.

EMBRAPA - Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária. Centro Nacional de Pesquisa de Solos. **Sistema Brasileiro de Classificação de Solos.** 2. ed. Rio de Janeiro, 2006. 306 p.

ERIKÄINEN, K. Predictin the height-diameter pattern of planted *Pinus Kesiya* stands in Zambia and Zimbabwe, **Forest Ecology and Management**, v.175, n.1-3, p.355-366, 2003.

FANG, Z.; BAILEY, R. L. Nonlinear Mixed-Effect Modeling for Slash Pine Dominant Height Growth Following Intensive Silvicultural Treatments. **Forest Science**, v.47, n.3 p.287–300, 2001.

FEDUCCIA, D.P.O; DELL, T.R., MANN JR, W.F. AND CAMPBELL, T.E., 1979. **Yields of unthinned loblolly pine plantations on cutover sites in the west gulf regions.** U.S.D.A. For. Serv. Res. Pap. SO-147, 87 pp.

FERMINO JUNIOR, P. C. P.; NAGAO, E. O.; SCHERWINSKI-PEREIRA, J. E. Estabelecimento, germinação e multiplicação *in vitro* de teca (*Tectona grandis* L.f.) a partir de genótipos da Amazônia Sul-Occidental. **Scientia Forestalis**, v. 37, n. 84, p. 427–435, 2009.

FIGUEIREDO, E. O. **Avaliação do crescimento da teca (*Tectona grandis* L.F.) para análise de tronco.** Rio Branco: Embrapa Acre, 2001. 4 p. (Embrapa Acre. Instruções Técnicas, 35).

FIGUEIREDO, E. O.; OLIVEIRA, A. D. de; SCOLFORO, J. R. S. Análise econômica de povoamentos não desbastados de *Tectona grandis* L.f., na microrregião do baixo Rio Acre. **Cerne**, v. 11, n. 4, p. 342–353, 2005.

FIGUEIREDO FILHO, A.; DIAS, A. N.; KOHLER, S. V.; VERUSSA, A. A.; CHIQUETTO, A. L. Evolution of the hypsometric relationship in *Araucaria angustifolia* plantations in the mid-south region of Paraná state. **Cerne**, Lavras, v.16, n.3, p. 347-357, 2010.

FINGER C. A. G. **Fundamentos da biometria florestal**. Santa Maria: UFSM/CEPEF/FATEC; 1992. 269 p.

FINGER, C. A. G.; SPATHELF, P.; SCHNEIDER, P. R.; COELHO, L. Curvas de altura-diâmetro Acácia Negra (*Acacia mearnsii* de Wild). **Ciência Florestal**, Santa Maria, v. 30, n.3, p. 387-391, 2000.

FLORES, H. J. M., ÁVALOS, V. M. C.; SÁNCHEZ J. J. G.; CHE, M. B. Evaluación de una plantación de tres especies tropicales de rápido crecimiento en Nuevo Urecho, Michoacán. **Revista Ciencia Forestal en México**, v.34, p.61-87, 2009

FONTON, N. H.; ATINDOGBÉ, G.; AKOSSOU, A. Y.; MISSANON, B. T.; FADOHAN, B.; LEJEUNE, P. Modeling the distribution of marketable timber products of private Teak (*Tectona grandis* L. f.) plantations. **Open Journal of Forestry**, v.3, n.4, p. 115-121, 2013.

FOX, J.C.; BI, H.; ADES, P.K. Spatial dependence and individual-tree growth models. I. Characterising spatial dependence. **Forest Ecology and Management**, v.245, p.10-19, 2007.

FOX, J.; MONETTE, G. Generalized collinearity diagnostics. **Journal of the American Statistical Association**, v. 87, n. 417, p. 178-183, 1992.

FOX, J.; WEISBERG, S. **An {R} Companion to Applied Regression**, Second Edition. Thousand Oaks CA: Sage. 2011.

GAJASENI, J.; JORDAN, C. F. Decline of teak yield in northern Thailand: effects of selective logging on forest structure. **Biotrópica**, Washington, v.22, n.2, p.114-118, 1990.

GOMES, J. E. **Desenvolvimento inicial de *Tectona grandis* L.f. (Teca) em área de cerrado sobre diferentes espaçamentos**. 2002. 76 p. Dissertação (Mestrado em Engenharia Florestal) Universidade Federal de Lavras, Lavras, 2002.

GORGOSO, J. J.; ÁLVAREZ GONZÁLEZ, A.; ROJO, A.; GRANDAS ARIAS, J. A. Modelling diameter distributions of *Betula alba* L. stands in northwest Spain with the two-parameter Weibull function. **Forest Systems**, v. 16, n. 2, p. 113-123, 2007.

GUERA, O. G. .M; SILVA, J. A. A.; FERRERIRA, R. L. C.; LAZO, D. A.; MEDEL, H. B.; SILVA, D. A. S. Evolução da distribuição diamétrica em plantios de *Pinus caribea* Morelet var *caribea* Barrett & Golgari. **BIOFIX Scientific Journal**, v.3, n. 1, p. 161-171, 2018.

GUJARATI, D. N. **Econometria básica**. Rio de Janeiro: Elsevier, 2006, 816p.

HÄGGLUND, B. Evaluation of forest site productivity. **For. Abstr.** V.42, p.515 – 527, 1981.

HAMILTON JR., D. A. A logistic model of mortality in thinned and unthinned mixed conifer stands of Northern Idaho. **Forest Science**, v.32, n. 4, p.989-1000, 1986.

HASENAUER, H.; MERKL, D.; WEINGARTNER, M. Estimating tree mortality of Norway spruce stands with neural networks. **Advances in Environmental Research**. v.5, n.4, p. 405-414, 2001.

HENRICKSEN, H. A. Height–diameter curve with logarithmic diameter: brief report on a more reliable method of height determination from height curves, introduced by the State Forest Research Branch. **Dansk Skovforeningens Tidsskrift**, v. 35, p. 193–202, 1950.

HERNÁNDEZ, R.; TORRES, A.; MÁRQUEZ, O.; FRANCO, W. Contenido foliar de nutrimentos y crecimiento en plantaciones de teca en Ticoporo, **Ven. Turrialba** 1993; 43(1): 11-15.

HIGUCHI, N. **Informações básicas para o Manejo Florestal da *Tectona grandis* (Teca) introduzida no Alto Jaurú**. Cuiabá, MT. Fundação Universidade Federal de Mato Grosso (FUFMT). Departamento de Engenharia Florestal, Centro de Ciências Agrárias, 1979, 92p.

HÖKKÄ, H. Height-diameter curves with random intercepts and slopes for trees growing on drained peatlands. **For. Eco. Man.** V. 97, p. 63-77, 1997.

HOLMES, M. J.; REED, D. D. Competition indices for mixed species northern hardwoods. **Forest Science**, v. 37, n. 5, p. 1338-1349, 1991.

HORLE, D. C.; MENDONÇA, A. R.; CAVALHO, S. P. C.; CALEGARIO, N. Modelagem não linear do perfil longitudinal de fustes de *Pinus oocarpa*. **Cerne**, Lavras, v. 16, n. 2, p. 171-184, 2010.

HUANG, S.; PRICE, D.; TITUS, S.J. Development of ecoregion-based height–diameter models for white spruce in boreal forests. **Forest Ecology and Management**, v.129, p.125- 141, 2004.

HUITEMA, B. E. **The Analysis of Covariance and Alternatives**. 2nd Ed. John Wiley & Sons Inc., Hoboken, New Jersey. 2011.

HUSCH, B.; MILLER, I. C.; BEERS, T. W. **Forest Mensuration**. New York: J. Wiley, 1982. 402p.

HYNYNEN, J. Self-thinning models for even-aged stands of *Pinus sylvestris*, *Picea abies* and *Betula penula*. **Scandinavian Journal of Forest Research**, v.8, p.326-336, 1993.

HYNYNEN, J. **Modelling tree growth for managed stands**. The Finnish Forest Research Institute, Research Papers 576, 1995. 59 pp
IBÁ. **Industria Brasileira de Árvores**: ano base:2016. IBÁ:80 p. 2017.

IPEF, INSTITUTO DE PESQUISA E ESTUDOS FLORESTAIS. *Tectona grandis* (Teca). 2003. Disponível em: <http://www.ipef.br/identificacao/tectona.grandis.asp>. Acesso em: 03 Set 2014.

JAYARAMAN, K.; LAPPI, J. Estimation of height-diameter curves through multilevel models with special reference to evenaged teak stands. **Forest Ecology and Management**, Amsterdam, v. 142, n. 1/3, p. 155-162, 2001.

JIANG, L. C.; BROOKS, J. R. Predicting diameter distributions for young longleaf pine plantations in Southwest Georgia. **J. Appl. For.**, v. 33 n.1 p.25-38, 2009.

KANGAS, A., MALTAMO, M. Percentile based basal area diameter distribution models for Scots pine, Norway spruce and birch species. **Silva Fennica**, v. 34, N. 4, p. 371-380, 2000.

KDAMBI, K. **Silviculture and management of teak.** Bull. Nacagdoches, TX: Stephen F. Austin State of University, School of Forestry, 1972. 137p.

KIRA, T.; OGAWA, H.; HOZUMI, K.; KOYAMA, H.; YODA, K. Intraspecific competition among higher plants. V. Supplementary notes on the C-D effect. **Journal of the Institute of Polytechnics**, Osaka City University, Series D, Biology, v.7, p.1-14. (1956).

KHATTREE, R.; NAIK, D.N. **Applied multivariate statistics with SAS software.** SAS Institute. 2000. 368 p.

KRISHNAMOORTHY, K. **Handbook of statistical distributions with applications.** Boca Raton: Chapman & Hall/CRC, 344 p., 2006.

KULKALARINI, D. H. Distribution of teak (*Tectona grandis*) on the northern slopes of the Sapturas with special relation to geology. In: SILVICULTURAL CONFERENCE, 8., 1951, Dehradun. **Anais...** Dehradun: Forest Research Institute, 1951, p.254-263.

KUTNER, M. H.; NACHTSHEIM, C. J.; NETTER, J.; LI, W. **Applied Linear Statistical Models**, 5.ed. Boston: McGraw-Hill Irwin, 2004. 1396p.

LAMPRECHT, H. **Silvicultura nos trópicos:** ecossistemas florestais e respectivas espécies arbóreas, possibilidades e métodos de aproveitamento sustentado. Eschborn: GTZ, 1990. 343p.

LEDERMAN, T. Evaluating the performance of semi-distance-independent competition indices in predicting the basal area growth of individual trees. **Canadian Journal of Forest Research**, V.40, p. 796-805, 2010.

LEE, W.K. Estimating the competition indices and diameter growth of individual trees through position-dependent stand survey. **J. Korean For. Soc.** 85 (3), 539–551, 1996.

LEI, Y. Evaluation of three methods for estimating the Weibull distribution parameters of Chinese pine (*Pinus tabulaeformis*). **Journal of Forest Science**, v.54, n. 12, p. 566-571, 2008.

LEITE, H. G.; NOGUEIRA, G. S.; CAMPOS, J. C. C.; TAKIZAWA, F. H.; RODRIGUES, E. L. Um modelo de distribuição diamétrica para povoamentos de *Tectona grandis* submetidos a desbaste. **Revista Árvore**, Voçosa, v.30, n.1, p. 89-98, 2006.

LITTELL, R; MILLIKEN, G. A.; STROUP, W. W.; WOLFINGER, R. D. SCHABENBERGER, O. **SAS for mixed models**. SAS Institute Inc., Cary, NC, USA, 2006.

LINDSTROM, M. J.; BATES, D. M., Nonlinear Mixed Effects Models for Repeated Measures Data, **Biometrics**, v. 46, n.3, p.673–687, 1990.

LIU, C.; ZHANG, S.Y.; LEI, Y.; NEWTON, P.F.; ZHANG, L. Evaluation of three methods for predicting diameter distributions of black spruce (*Picea mariana*) plantations in central Canada. **Canadian Journal of Forest Research**, v.34, p.2424-2432, 2004.

LÓPEZ-SÁNCHEZ, C.A.; GORGOSO, J.J.; CASTEDO, F.; ROJO, A.; RODRÍGUEZ, R.; ÁLVAREZ GONZÁLEZ, J.G.; RODRÍGUEZ, F. S. A height-diameter model for *Pinus radiata* D. Don in Galicia (Northwest Spain). **Annals of Forest Sciences**, v.60, p.237-245, 2003.

LORENZI, H.; SOUZA, H. M.; TORRES, M. A. V. **Árvores exóticas no Brasil: madeiras, ornamentais e aromáticas**. Nova Odessa: Instituto Plantarum, 2003. 384p.

MACEDO, R. L. G.; GOMES, J. E.; VENTURIN, N.; SALGADO, B. G. Desenvolvimento inicial de *Tectona grandis* L.f. (teca) em diferentes espaçamentos no município de Paracatu, MG. **Cerne** 2005; v.11, n. 1, p. 61-69, 2005.

MADI, J. P. S.; VENDRUSCOLO, D. G. S.; SILVA, C. A.; CARVALHO, M. P. L. C.; CARVALHO, S. P. C.; Univariate models to represent the diametric distribution of thinned stand of *Tectona grandis* Linn. F. **Advances in Forestry Research**, Cuiabá, v.4, n.2, p. 119-123, 2017.

McCULLAGH, P.; NELDER, J. A. **Generalized Linear Models**, Chapman & Hall/CRC, 1989.

MACHADO S. A.; FIGUEIREDO-FILHO, A. **Dendrometria**. 2. ed. Guarapuava: Unicentro, 2006. 316p.

MARQUES. J. M. **Estatística: cursos de engenharia**. Apostila, Curitiba: UFPR, 2003.

MEHTÄTALO, L.; DE-MIGUEL, S.; GREGORIE, T. G. Modeling height-diameter curves for predicting. **Ca. J. For. Res.**, v. 99, p. 1-26, 2015.

MENDONÇA, A. R.; CALEGARIO, N.; SILVA, G. F.; BORGES, L. A. C.; CARVALHO, S. P. C. Modelos hipsométricos e de crescimento em altura das árvores dominantes e codominantes para *Pinus caribaea* var. *hondurensis*. **Scientia Forestalis**, Piracicaba, v. 39, n. 90, p. 151-160, 2011.

MENDONÇA, A. R.; CARVALHO, S. P. C.; CALEGARIO, N. Modelos hipsométricos generalizados mistos na predição da altura de *Eucalyptus* sp. **Cerne**, Lavras, v.21 n. 1, p. 107-115, 2015.

MEYER, H. A. A correction for a systematic error occurring in the application to the logarithmic equation. **Journal Series of the Pennsylvania Agriculture Experimental Station**, v. 1058, 3p, 1941.

MITSUDA, Y.; ITO, S.; TAKATA, N. Effects of competitive and cooperative interaction among neighboring trees on tree growth in a naturally regenerated even-aged *Larix sibirica* stands in considering height stratification, **J. For. Res.** V.7: 185-191, 2002.

MONSERUD, R.A.; STERBA, H. A basal area increment model for individual trees growing in even-and-uneven-aged forest stands in Austria. **Forest Ecology and management**, v. 80, p. 57-80, 1996.

MORA, F.; HERNÁNDEZ, W. Estimación del volumen comercial por producto para rodales de teca en el pacífico de Costa Rica. **Agronomía Costarricense**, v. 31, n. 1, p. 101–112, 2007.

MOTTA, A. S.; ALMEIDA, E. J.; VENDRUSCOLO, D. G. S.; SOUZA, H. S.; MEDEIROS, R. A.; SILVA, R. S. Modelagem da altura de *Tectona grandis* L. f. clonal e seminal. **Revista Brasileira de Biometria Florestal**, Lavras, v.34, n.3, p.395-406, 2016.

MUNRO, D.D. **Forest growth models. A prognosis.** In: **J. Fries (Editor), Growth Models for Tree and Stand Simulation.** Res. Note 30, Department of Forest Yield Research, Royal College of Forestry Stockholm, pp. 7-21, 1974.

NASCIMENTO, R. G. M.; MACHADO, S. A.; FIGUEIREDO FILHO, A.; HIGUCHI, N. Modelo de projeção por classe diamétrica para florestas nativas: enfoque na função probabilística Weibull. **Pesquisa Florestal Brasileira**, v.32, n.70, p.209-219, 2012.

NELDER, J. A.; WEDDERBURN, R. W. M. Generalized Linear Models. **Journal of the Royal Statistical Society. Series A (General)**, v. 135, n.3, p. 370-384, 1972.

NEWBY, J. C.; CRAMB, R. A.; SAKANPHET, S.; MCNAMARA, S. Smallholder teak and agrarian change in Northern Laos. **Small-scale Forestry**, v. 11, p. 27–46, 2012.

NIAMKÉ, F. B.; AMUSANT, N.; CHARPENTIER, J.; CHAIX, G.; BAISSAC, Y.; BOUTAHAR, N.; ADIMA, A. A.; KATI-COULIBALY, S.; JAY-ALLEMAND, C. Relationships between biochemical attributes (non-structural carbohydrates and phenolics) and natural durability against fungi in dry teak wood (*Tectona grandis* L. f.). **Annals of Forest Science**, v. 68, p. 201–211, 2011.

NOCETTI, M.; ROZENBERG, P.; CHAIX, G.; MACCHIONI, N. Provenance effect on the ring structure of teak (*Tectona grandis* L.f.) wood by X-ray microdensitometry. **Annals of Forest Science**, v. 68, p. 1375-1383, 2011.

NOGUEIRA, G. S.; LEITE, H. G.; CAMPOS, J. C. C.; TAKIZAWA, F. H.; COUTO, L. Avaliação de um modelo de distribuição diamétrica ajustado para *Tectona grandis* submetidos a desbaste. **Revista Árvore**, Viçosa, v.30, n. 3, p. 377-387, 2006.

OLIVEIRA, J. L. **Modelagem de crescimento e produção de povoamentos de eucalipto empregando mínimos quadrados generalizados**. 2012. Dissertação, 75f. (Mestrado em Ciência Florestal) Universidade Federal de Viçosa – Viçosa – MG.

PALAHÍ, M.; PUKKALA, T.; TRASOBARES, A. Modelling the diameter distribution of *Pinus sylvestris*, *Pinus nigra* and *Pinus halepensis* forest stands in Catalonia using the truncated Weibull function, **Forestry**: v. 79, n.5, p. 553–562, 2006

PAPAIK, M. J.; CANHAM, C. D. Multi-model analysis of tree competition along environmental gradients in southern New England forests. **Ecological Applications**, v. 16, n. 5, p. 1880-1892, 2006.

PAULO, J.A., TOME, J.; TOME, M. Nonlinear fixed and random generalized height-diameter models for Portuguese cork oak stands. **Ann. For. Sci.** 68, 295–309, 2011.

PEET, R. K.; CHRISTENSEN, N. L. Competition and tree death. **Bioscience**, v. 37, n. 8, p. 586-595, 1987.

PELISSARI, A. L.; CALDEIRA, S. F.; DRESCHER, R. Desenvolvimento Quantitativo e Qualitativo de *Tectona grandis* L.f. em Mato Grosso. **Floresta e Ambiente**, v. 20, n. 3, p. 371–383, 2013.

PELISSARI A. L.; FIGUEIREDO FILHO, A.; CALDEIRA S. F.; MACHADO, S. A. Geoestatística aplicada ao manejo de povoamentos florestais de teca, em períodos pré-desbaste seletivo, no estado do Mato Grosso. **Revista Brasileira de Biometria**, 32, n.3, p. 430-44, 2014.

PELISSARI, A. L. **Geoestatística aplicada ao manejo de povoamentos de *Tectona grandis***. 2015. Tese, 115f. (Doutorado em Engenharia Florestal) Universidade Federal do Paraná – Curitiba – PR.

PENG, C. Growth and yield models for uneven-aged stands: past, present and future. **Forest Ecology and Management**, Amsterdam, v.132, p. 259-279, 2000.

PÉREZ, D.; KANNINEN, M. Stand growth scenarios for *Tectona grandis* plantations in Costa Rica. **Forest Ecology and Management**, v. 210, p. 425-441, 2005.

PITTMAN, S. D., TURNBLOM, E. C. A study of self-thinning using coupled allometric equations: implication for coastal Douglas-fir stand dynamics. **Canadian Journal of Forest Research**, v.33, p. 1661-1669, 2003.

PORTÉ, A.; BARTELINK, H. H. Modeling mixed forest growth: a review of models for forest management. **Ecological Modelling**, Amsterdam, v. 150, p. 141–188, 2002.

POUDEL, K. P. **Evaluation of methods to predict Weibull parameters for characterizing diameter distributions**. 2011, Thesis 60p. (Master of Science)

Faculty of the Louisiana State University and Agricultural and Mechanical College, Louisiana.

POUDEL, K. P.; CAO, Q. V. Evaluation of methods to predict Weibull parameters for characterizing diameter distributions, **Forest Science**, v. 59, n. 2, 2013.

PRETZSCH, H.; BIBER, P.; DURSKY, J. The single tree-based stand simulator SILVA: construction, application and evaluation. **Forest Ecology and Management**, v. 162, p. 3-21, 2002.

PRETZSCH, H.; BIBER, P. A Re-Evaluation of Reineke's Rule and Stand Density Index. **Forest Science**, v.51 n.4, p. 627-638, 2005.

PRETZSCH, H. **Forest dynamics, growth and yield: from measurement to model**. Ed. Springer-Verlag Berlin Heidelberg, 664 p., 2009.

PRODAN, M.; PETERS, R.; COX, F.; REAL, P., 1997. **Mensura forestal**. IICA/BMZ/GTZ. 561p.

QIN, J.; CAO, Q. V. Using disaggregation to link individual-tree and whole-stand growth models. **Canadian Journal of Forest Research**, v. 36, n.4, p. 953-960, 2006.

QUICKE, H. E., MEHLDAHL, R. S., KUSH, J. S. Basal area growth of individual trees: a model derived from a regional longleaf pine growth study. **Forest Science**, v. 40, n. 3, p. 528-542, 1994.

R Core Team. **R: A language and environment for statistical computing**. R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria, 2017.

RAZALI, A. M.; SALIH, A. A.; MAHDI, A. A. Estimation accuracy of Weibull distribution parameters. **Journal of Applied Sciences Research**, v.5, n.7, p.790-795, (2009).

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. **Rev. Mat. Estat.**, São Paulo, v. 22, n. 3, p.33-45, 2004.

REGAZZI, A. J.; SILVA, C. H. O. Testes para verificar a igualdade de parâmetros e a identidade de modelos de regressão não-linear em dados de experimento com delineamento em blocos casualizados. **Rev. Ceres**, Viçosa, v. 57, n. 3, p.315-320, 2010.

RETSLAFF, F. A. S. **Simulador para prognose da produção de *Pinus taeda* com diagrama de manejo da densidade associado à modelagem em classes de diâmetro**. 2014. 166 p. Tese (Doutorado em Engenharia Florestal) - Universidade Federal do Paraná, Curitiba - PR.

REYNOLDS JUNIOR, M. R.; BURK, T. E.; HUANG, W. C. Goodness-of-fit tests and model selection procedures for diameter distribution models. **Forest Science**, Bethesda, v. 34, n. 2, p. 373-399, 1988.

RIBEIRO, F. A.; MACEDO, R. L. G.; VENTURIM, N.; MORAIS, V. M.; GOMES, J. E.; YOSHITAMI, M. JR. Feitos da adubação de plantio sobre o estabelecimento de mudas de *Tectona grandis* L.f. (teca). **Revista Científica Eletrônica de Engenharia Florestal**, v.4, n. 7, p. 1-13, 2006.

RIBEIRO, A. **African Mahogany plantations: modeling growth and yield in Brazil**. 2017. 167 p. Tese (Mestrado em Engenharia Florestal) – Universidade Federal de Lavras, Lavras – MG.

RICHARDS, F. J. A flexible growth function for empirical use. **Journal of experimental Botany**, v.10, p. 290-300, 1959.

RONDON NETO, R. M.; MACEDO, R. L. G.; TSUKAMOTO FILHO, A. A. Formação de povoamentos florestais com *Tectona grandis* L.f (teca). **Boletim Técnico – Série Extensão**, Lavras, v.7, n.33, p.1-29, 1998.

ROSSI, A. S.; DRESCHER, R.; PELISSARI, A. L.; LANSSANOVA, L. R. Relação hipsométrica e crescimento de *Tectona grandis* L.f. no município de Monte Dourado, Pará. **Scientia Florestalis**, v. 39, n. 91, p. 301-307, set. 2011.

RYAN, P.A. The management of Burmese teak forests. **Commonwealth Forestry Review**, Oxford, v.61, n.2, p.115-120. 1982.

SAS. **The SAS System for Windows**. Cary: SAS Institute. 2004.

SAKAMOTO, Y.; ISHIGURO, M.; KITAGAWA, G. **Akaike information criterion statistics**. Dordrecht: Kluwer Academic, 1986.

SCHMIDT, M.; KIVISTE, A.; GADOW, K. V. A spatially explicit height-diameter model for Scots pine in Estonia. **European Journal of Forest Research**, v.130, n.2, p.303-315, 2011.

SCHNEIDER, P. R.; SCHNEIDER, P. S. P.; SOUZA, C. A. M. **Análise de regressão aplicada a Engenharia Florestal**. 2ª ed. Facos, Universidade Federal de Santa Maria, 2009, 294p.

SCHNEIDER, P. R.; SCHNEIDER. **Introdução ao manejo florestal**. 2ª ed. Facos, Universidade Federal de Santa Maria, 2009, 566p.

SCHWARZ, G. Estimating the dimension of a model. **Annals of Statistics**, Philadelphia, v. 6, p. 461-464, 1978.

SCOLFORO, J. R. S. **Modelagem do crescimento e da produção de florestas plantadas e nativas**. Lavras: Universidade Federal de Viçosa, 1998.

SCOLFORO, J. R. S.; MACHADO, S. A. Um sistema de crescimento e produção com simulador de desbaste. **Scientia Florestalis**, Piraciacaba, n.50, p. 51-64, 1996.

SHARMA, M.; PARTON, J. Height-diameter equations for boreal tree species in Ontario using a mixed-effects modeling approach. **Forest Ecology and Management**, Amsterdam, v. 249, n. 3, p. 187-198, 2007.

SHIMIZU, J. Y.; KLEIN, H; OLIVEIRA, J. R. V. de. **Diagnóstico das plantações florestais em Mato Grosso**. Cuiabá, MT: Central de Texto, 2007.

SILVA, R. S.; SILVA, V. S. M.; MIRANDA, S. O.; OLIVEIRA, B. R.; SILVA, J. C. Classificação da produtividade para um plantio de *Tectona grandis* em Alta Floresta, Mato Grosso. **Ambiência**, Guarapuava, v.12, n. 4, p. 809 – 823, set/dez, 2016.

SIRONEN, S.; KANGAS, A.; MALTAMO, A.; KANGAS, J. Estimating individual tree growth with the k-Nearest Neighbour and k-Most Similar Neighbour methods. **Silva Fennica**, v. 35, n. 4, p. 453-467, 2002.

SKOVSGAARD , J.P. Forest measurements . **Encycl. For. Sci. 2** , 550 – 566, 2004.

SMALLEY, G.W. AND BAILEY, R.L., 1974. **Yield tables and stand structure for loblolly pine plantations in Tennessee**, Alabama and Georgia highlands. USDA For. Serv. Res. Pap. SO-96, 81 p.

SOARES, P.; M. TOME. Height-diameter equation for first rotation eucalypt plantation in 539 Portugal. **For. Ecol. Manage.** 166:99 – 109, 2002.

SOARES, T. S.; LEITE, H. G.; VALE, A. B.; SOARES, C. P. B.; SILVA, G. F. S. Avaliação de um modelo de passo invariante na predição da estrutura de um povoamento de *Eucalyptus* sp. **Revista Árvore**, Viçosa, v.31, n.2, p.275-283, 2007.

SOMERS, G. L.; ODERWALRD, R. G.; HARMS, W. R.; LANGDON, O. G. Predicting mortality with a weibull distribution. **Forest Science**, v. 26, n.2, p. 291-300, 1980.

STAGE, A.R.; LEDERMANN, T. Effects of competitor spacing in a new class of individual tree indices of competition: semi-distance-independent indices computed for Bitterlich versus fixed-area plots. **Canadian Journal of Forest Research**, v.38, p.890-898, 2008.

STERBA, H.; BLAB, A.; KATZENSTEINER, K. Adapting an individual tree growth model for Norway Spruce (*Picea abies* L. Karst.) in pure and mixed species stands. **Forest Ecology and Management**, v. 159, p. 101-110, 2002

STOFFELS, A.; VAN SOEST, J. The main problems in sample plots. **Nederlandsch Boschbouw Tijdschrift**, v. 25, p. 190–199, 1953.

STREETS, R. J. **Exotic trees of the British Commonwealth**. Oxford, UK: Clarendon Press, p.712-725, 1962.

STRUB, M. R.; BREDENKAMP, B. V. Carrying capacity and thinning response of *Pinus taeda* in the CCT experiments, **South African Forestry Journal**, v.6, n.1, p. 6-11, 1985.

TANG, S.; MENG, C.H.; MENG, F-R.; WANG, Y.H. A growth and self-thinning model for pure even-age stands: theory and applications. **Forest Ecology and Management**, v.70, n.1-3, p.67-73, 1994.

TEMESGEN, H; GADOW, K. V. Generalized height-diameter models –an application for major tree species in complex stands of interior British Columbia. **European Journal of Forest Research**, v. 123, p.45-51, 2004.

TEMESGEN, H., MONLEON, V.J. AND HANN, D.W. Analysis and comparison of nonlinear tree height prediction strategies for Douglas-fir forests. **Can. J. For. Res.** V. 38, 553–565, 2008.

TEWARI, D. N. **A monograph on teak (*Tectona grandis* Linn. f.)**. International Book Distributors, Índia, 1999, 478p.

TONINI, H.; FINGER, C. A. G.; SCHNEIDER, P. R.; SPATHELF, P. Crescimento em altura de *Pinus elliottii* Engelm., na região de Piratini, Rio Grande do Sul, Brasil. **Ciência Rural**, Santa Maria, v. 31,n. 3, p. 417-423, jun. 2001.

TONINI, H.; COSTA, M. C. G.; SCWENGBER, L. A. M. Crescimento da Teca (*Tectona grandis*) em Reflorestamento na Amazônia Setentrional. **Pesquisa Florestal Brasileira**. Colombo, n.59, p.05-14, jul/dez, 2009.

TROUP, R.S. **The silviculture of Indian trees**. v.2. Dehradun: Natraj,1196p, 2006.

TROREY L. G. A. A mathematical method for construction of diameter-height curves based on site. **Forest Chronicle**, v.8, n. 2, p.121-132, 1932.

TSUKAMOTO FILHO, A. de A.; SILVA, M. L.; COUTO, L.; MÜLLER, M. D. Análise econômica de um plantio de teca submetido a desbastes. **Revista Árvore**, v. 27, n. 4, p. 487–494, 2003.

TURKMAN, M. A. A.; SILVA,G. L. **Modelos Lineares Generalizados – da teoria à prática**. 2003. Disponível em < <https://docs.ufpr.br/~taconeli/CE22517/LivPortugal.pdf> > acesso em: 13 set 2018.

UGALDE, L.; PÉREZ, O. Mean annual volume increment os selected industrial forest, FAO, working paper FP/1. Disponível em: <http://www.fao.org>. Acesso em: 16 apr 2011.

UGALDE-ARIAS, L. A.; **Teak: new trends in silviculture, commercialization and wood utilization**. International forestry and agroforestry, Costa Rica, 2013, 568p.

VALLEJO, A. Minga: Base de datos de observaciones de espécies florestales tropicales y modelos genéricos de crescimento. Base de datos em formato MS acess. 2011.

VAN LAAR, A. e AKÇA, A. **Forest Mensuration**. Springer, 2007, 383 p.

VANCLAY, J. K. **Modelling Forest Growth and Yield: Applications to Mixed Tropical Forest**. Wallingford: CAB INTERNATIONAL, 1994, 312 p.

VANCLAY, J. K. et al. Spatially-explicit competition in a mixed planting of *Araucaria cunninghamii* and *Flindersia brayleyana*. **Annals of Forest Science**, v. 70, n. 6, p. 611-619, 2013.

VANDERSCHAAF, C. L.; BURKAHART, H. E. Comparison of methods to estimate Reineke's maximum size-density relationship apices boundary and slope. **Forest Science**, v.53 n.3, p.435-442, 2007.

VANDERSCHAAF, C.L.; BURKHART, H.E. Using segmented regression to estimate stages and phases of stand development. **Forest Science**, v.54, n.2, p.167-175, 2008.

VAZQUEZ, A. I. BATES, D. M. ROSA, G. J. M.; GIANOLA, D. WEIGEL, K. A. Technical note: An R package for fitting generalized linear mixed models in animal breeding. **J. Anim Sci**, v. 88, n. 2, p. 497-504, 2010.

VENDRUCOLO, D. G. S.; SILVA, R. R.; SOUZA, H. S.; CHAVES, A. G. S.; MOTTA, A. S. Modelos volumétricos para teca em diferentes espaçamentos em Cáceres, Mato Grosso. **Enciclopédia Biosfera**, v.10, n.19, 2014.

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**, Sinop, v.03, n. 01, p. 44-49, jan/mar. 2015.

VONESH, E. F.; CHINCHILLI, V. M. **Linear and nonlinear models for the analysis of repeated measurements**. Marcel Dekker Inc. New York, 1997, 560p.

WALCK, C. **Hand-book on statistical distributions for experiments**. Stockholm: University of Stockholm, 190p., 2007.

WEISKITELL, A. R. et al. **Forest growth and yield modelling**. Oxford: John Wiley & Sons, 418 p., 2011.

WEST, P. W. **Tree and forest measurement**. Springer, 2ed., Berlin. 2009.

WHITE, K. J. **Teak: some aspects of research and development**. Bangkok: FAO Regional Office for Asia and th Pacific (RAPA), 1991. 53p. RAPA publication: 1991/17.

WYKOFF, W.R. A basal area increment model for individual conifers in the northern Rocky Mountains. **Forest Science**, v. 36, n. 4, p. 1077-1104, 1990.

ZEIDE, B. Analysis of growth equations. **Forest Science**, Washington, v. 39, n.4, p. 594-616, 1993.

ZEIDE, B.; VANDERSCHAAF, C. **The Effect of Density on the Height-Diameter Relationship**. In: Gen. Tech. Rep. SRS-48. Asheville, NC: U.S. Department of Agriculture, Forest Service, Southern Research Station. P. 463-466, 2002.

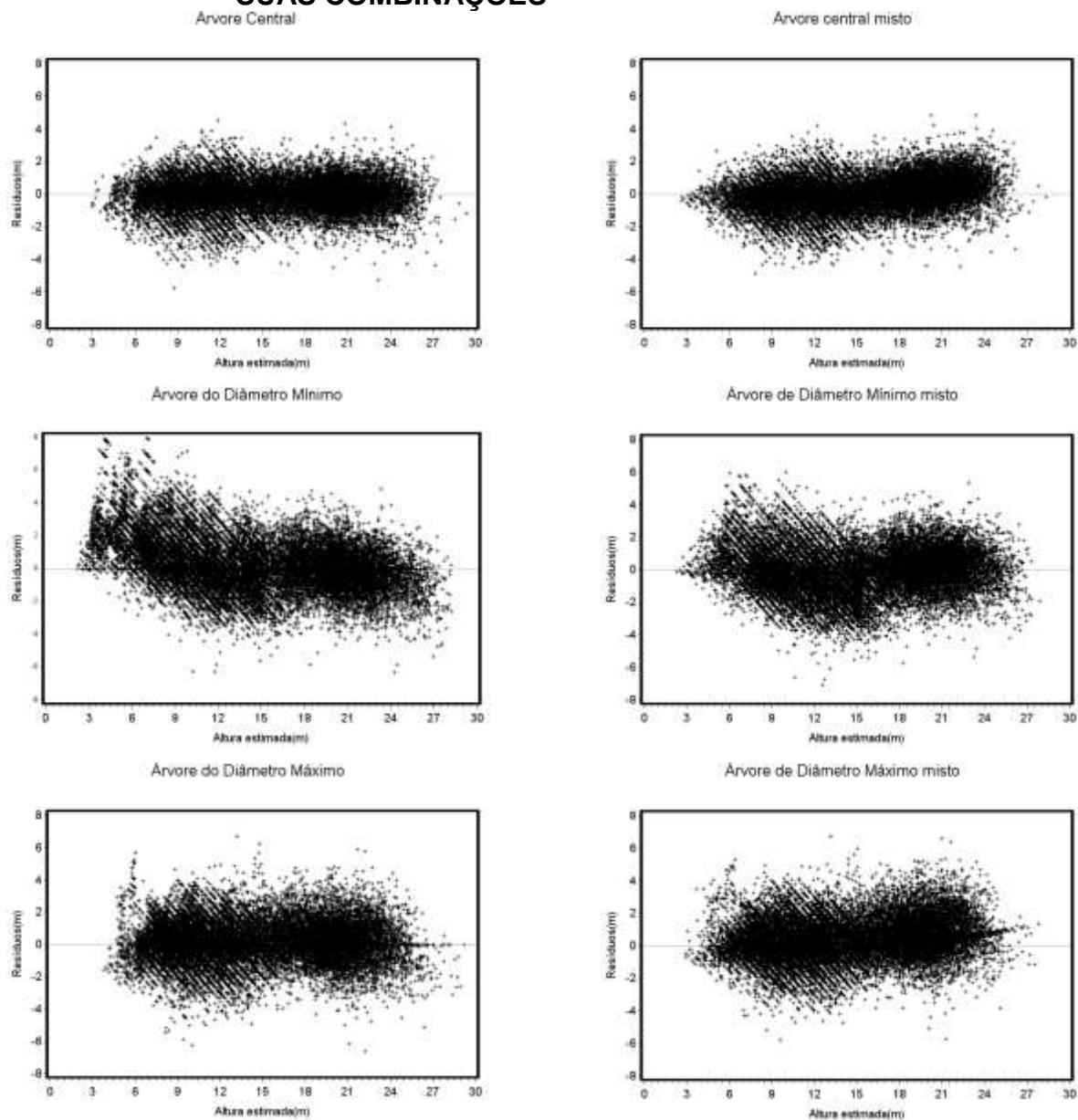
ZHANG, S.; AMATEIS, R. L.; BURKHART, H. E. Constraining individual tree diameter increment and survival models for loblolly pine plantations. **Forest Science**, Bethesda, v.43, n.3, p. 414-423, 1997.

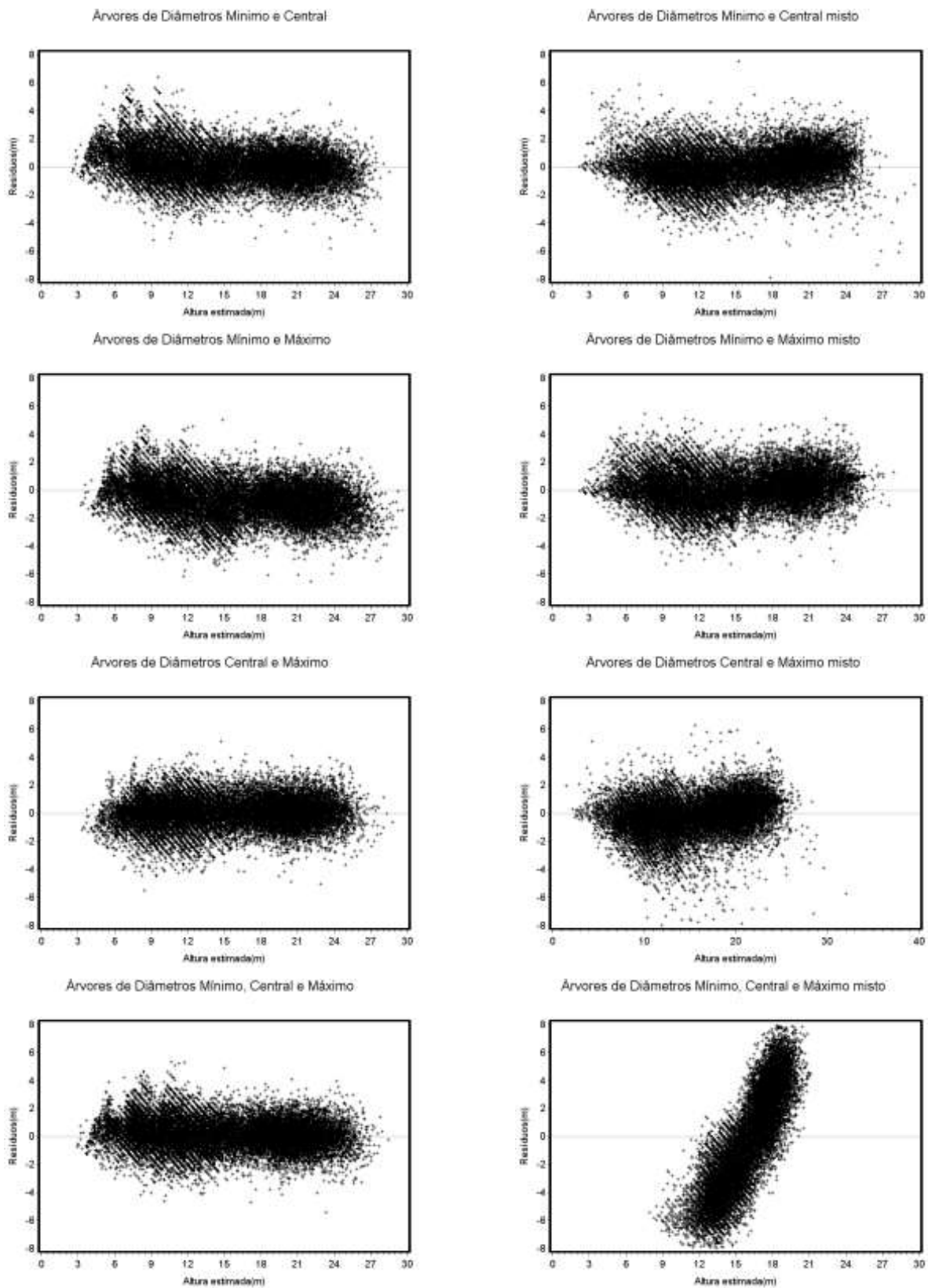
ZHANG, X.; LEI, Y. A linkage among whole-stand model, individual-tree and diameter-distribution model. **Journal of Forest Science**, v. 56, n. 12, p. 600-608, 2010.

ZIECH, B. G. **Determinação da capacidade produtiva e do índice de espaçamento relativo de *Tectona grandis* Linn f. em Glória do Oeste/MT.** 2011. 36 f. Dissertação (Mestrado em Ciências Florestais e Ambientais) – Universidade Federal de Mato Grosso, Cuiabá - MT.

APÊNDICES

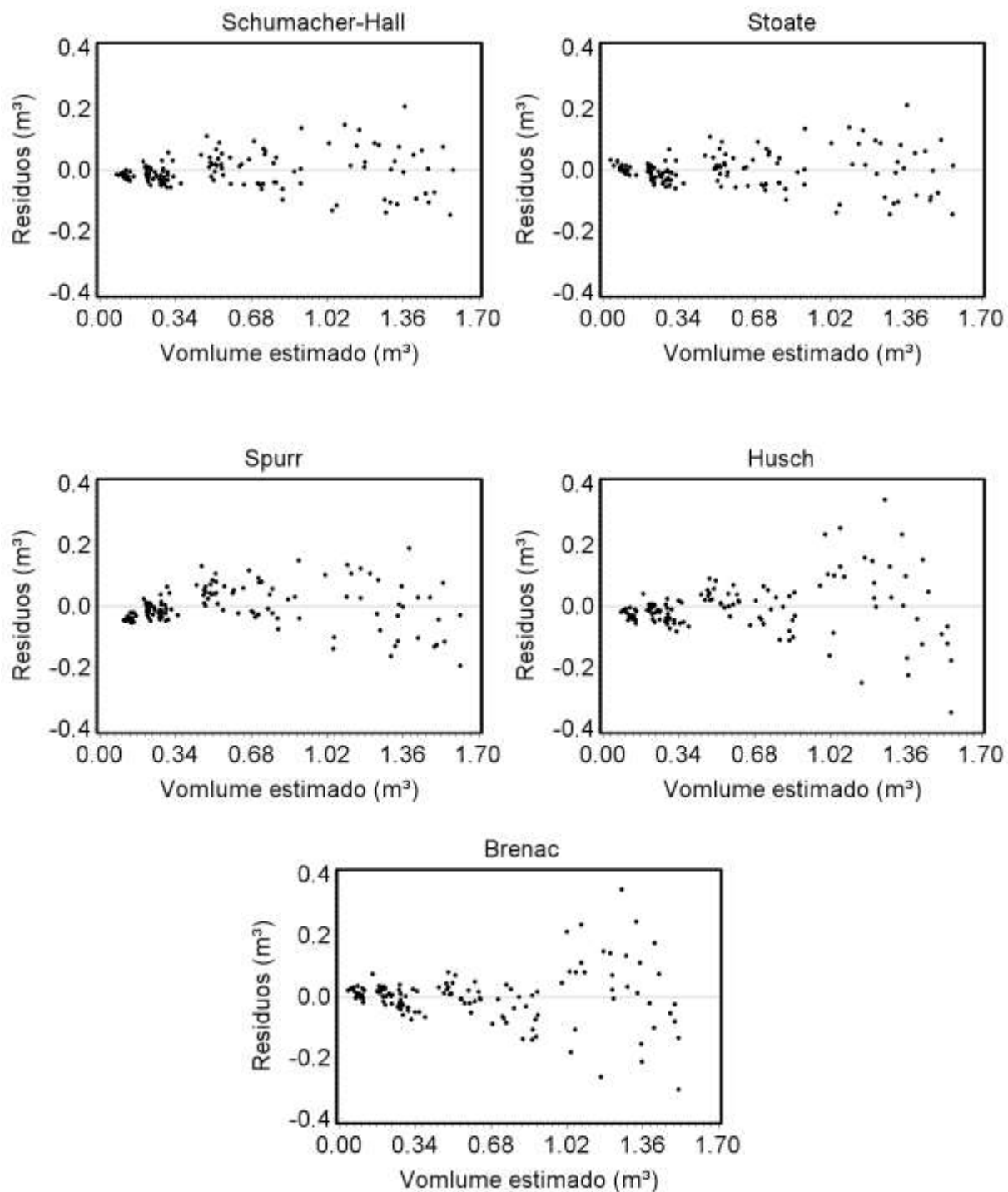
APÊNDICE A - DISTRIBUIÇÃO DOS RESÍDUOS EM FUNÇÃO DA ALTURA ESTIMADA PARA AS EQUAÇÕES COM COEFICIENTE ANGULAR COMUM E EFEITO MISTO CALIBRADOS NAS ÁRVORES DE DIÂMETRO MÍNIMO, CENTRAL, MÁXIMO E SUAS COMBINAÇÕES





Fonte: O autor

APÊNDICE B – RESÍDUOS EM FUNÇÃO DOS VOLUMES ESTIMADOS PELAS EQUAÇÕES DESENVOLVIDAS



Fonte: O autor

APÊNDICE C – TABELA DE VOLUME COM CASCA (M³) EM FUNÇÃO DOS DIÂMETROS (D) E ALTURAS (H) PARA ÁRVORES DE *Tectona grandis*

d (cm)	h (m)															
	6	8	10	12	14	16	18	20	22	24	26	28	30	32	34	36
6	0.0128	0.0171	0.0214	0.0257	0.0299	0.0342	0.0385	0.0427	0.0470	0.0513	0.0555	0.0598	0.0641	0.0683	0.0726	0.0768
8	0.0207	0.0276	0.0345	0.0413	0.0482	0.0551	0.0620	0.0689	0.0757	0.0826	0.0895	0.0963	0.1032	0.1101	0.1170	0.1238
10	0.0300	0.0399	0.0499	0.0599	0.0698	0.0798	0.0897	0.0997	0.1096	0.1196	0.1295	0.1395	0.1494	0.1594	0.1693	0.1793
12	0.0405	0.0540	0.0675	0.0810	0.0945	0.1079	0.1214	0.1349	0.1483	0.1618	0.1753	0.1887	0.2022	0.2156	0.2291	0.2426
14	0.0524	0.0698	0.0872	0.1046	0.1220	0.1394	0.1568	0.1742	0.1916	0.2089	0.2263	0.2437	0.2611	0.2785	0.2958	0.3132
16	0.0653	0.0871	0.1088	0.1305	0.1522	0.1739	0.1956	0.2173	0.2390	0.2607	0.2824	0.3041	0.3258	0.3475	0.3692	0.3908
18	0.0794	0.1058	0.1323	0.1587	0.1851	0.2114	0.2378	0.2642	0.2906	0.3170	0.3433	0.3697	0.3961	0.4224	0.4488	0.4751
20	0.0946	0.1260	0.1575	0.1889	0.2204	0.2518	0.2832	0.3147	0.3461	0.3775	0.4089	0.4403	0.4717	0.5031	0.5345	0.5659
22	0.1108	0.1476	0.1845	0.2213	0.2581	0.2949	0.3317	0.3685	0.4053	0.4421	0.4789	0.5157	0.5524	0.5892	0.6260	0.6627
24	0.1280	0.1705	0.2131	0.2557	0.2982	0.3407	0.3832	0.4257	0.4682	0.5107	0.5532	0.5957	0.6382	0.6807	0.7231	0.7656
26	0.1461	0.1948	0.2434	0.2919	0.3405	0.3891	0.4376	0.4862	0.5347	0.5832	0.6318	0.6803	0.7288	0.7773	0.8258	0.8743
28	0.1652	0.2202	0.2752	0.3301	0.3850	0.4400	0.4949	0.5497	0.6046	0.6595	0.7144	0.7692	0.8241	0.8789	0.9338	0.9886
30	0.1853	0.2469	0.3085	0.3701	0.4317	0.4933	0.5548	0.6164	0.6779	0.7394	0.8010	0.8625	0.9240	0.9855	1.0470	1.1084
32	0.2062	0.2748	0.3434	0.4119	0.4805	0.5490	0.6175	0.6860	0.7545	0.8230	0.8914	0.9599	1.0283	1.0968	1.1652	1.2337
34	0.2280	0.3039	0.3797	0.4555	0.5313	0.6071	0.6828	0.7586	0.8343	0.9100	0.9857	1.0614	1.1371	1.2128	1.2885	1.3641
36	0.2507	0.3341	0.4175	0.5008	0.5841	0.6674	0.7507	0.8340	0.9172	1.0005	1.0837	1.1669	1.2502	1.3334	1.4166	1.4998
38	0.2742	0.3654	0.4566	0.5478	0.6389	0.7300	0.8211	0.9122	1.0033	1.0943	1.1854	1.2764	1.3674	1.4584	1.5494	1.6404
40	0.2985	0.3979	0.4972	0.5964	0.6956	0.7948	0.8940	0.9932	1.0924	1.1915	1.2906	1.3897	1.4888	1.5879	1.6870	1.7861
42	0.3237	0.4314	0.5390	0.6467	0.7543	0.8618	0.9694	1.0769	1.1844	1.2919	1.3994	1.5068	1.6143	1.7217	1.8292	1.9366
44	0.3497	0.4660	0.5823	0.6985	0.8148	0.9309	1.0471	1.1633	1.2794	1.3955	1.5116	1.6277	1.7438	1.8598	1.9759	2.0919
46	0.3764	0.5016	0.6268	0.7520	0.8771	1.0022	1.1272	1.2523	1.3773	1.5023	1.6272	1.7522	1.8772	2.0021	2.1270	2.2519
48	0.4039	0.5383	0.6727	0.8070	0.9412	1.0754	1.2096	1.3438	1.4780	1.6121	1.7462	1.8803	2.0144	2.1485	2.2826	2.4166

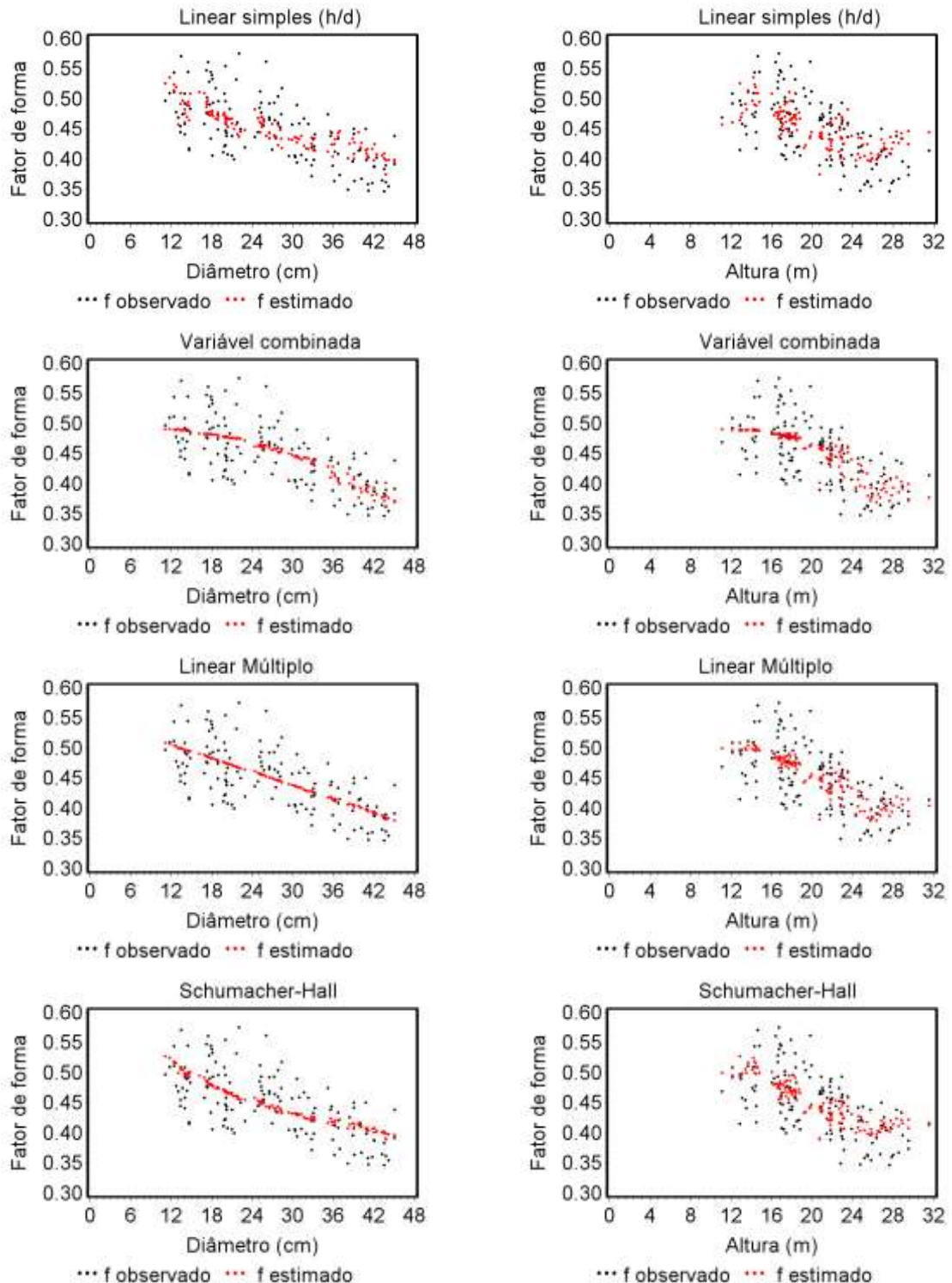
Fonte: O Autor

APÊNDICE D - TABELA DE FATOR DE FORMA ARTIFICIAL EM FUNÇÃO DOS DIÂMETROS (D) E ALTURAS (H) PARA ÁRVORES DE *Tectona grandis*

d (cm)	h (m)															
	6	8	10	12	14	16	18	20	22	24	26	28	30	32	34	36
6	0.4913	0.5650	0.6386	0.7123	0.7860	0.8596	0.9333	1.0070	1.0806	1.1543	1.2280	1.3016	1.3753	1.4490	1.5226	1.5963
8	0.4361	0.4913	0.5466	0.6018	0.6571	0.7123	0.7676	0.8228	0.8781	0.9333	0.9886	1.0438	1.0991	1.1543	1.2096	1.2648
10	0.4029	0.4471	0.4913	0.5355	0.5797	0.6239	0.6681	0.7123	0.7565	0.8007	0.8449	0.8891	0.9333	0.9775	1.0217	1.0659
12	0.3808	0.4176	0.4545	0.4913	0.5281	0.5650	0.6018	0.6386	0.6755	0.7123	0.7491	0.7860	0.8228	0.8596	0.8965	0.9333
14	0.3650	0.3966	0.4282	0.4597	0.4913	0.5229	0.5544	0.5860	0.6176	0.6492	0.6807	0.7123	0.7439	0.7754	0.8070	0.8386
16	0.3532	0.3808	0.4084	0.4361	0.4637	0.4913	0.5189	0.5466	0.5742	0.6018	0.6294	0.6571	0.6847	0.7123	0.7399	0.7676
18	0.3440	0.3685	0.3931	0.4176	0.4422	0.4667	0.4913	0.5159	0.5404	0.5650	0.5895	0.6141	0.6386	0.6632	0.6877	0.7123
20	0.3366	0.3587	0.3808	0.4029	0.4250	0.4471	0.4692	0.4913	0.5134	0.5355	0.5576	0.5797	0.6018	0.6239	0.6460	0.6681
22	0.3306	0.3507	0.3708	0.3908	0.4109	0.4310	0.4511	0.4712	0.4913	0.5114	0.5315	0.5516	0.5717	0.5918	0.6118	0.6319
24	0.3256	0.3440	0.3624	0.3808	0.3992	0.4176	0.4361	0.4545	0.4729	0.4913	0.5097	0.5281	0.5466	0.5650	0.5834	0.6018
26	0.3213	0.3383	0.3553	0.3723	0.3893	0.4063	0.4233	0.4403	0.4573	0.4743	0.4913	0.5083	0.5253	0.5423	0.5593	0.5763
28	0.3177	0.3334	0.3492	0.3650	0.3808	0.3966	0.4124	0.4282	0.4439	0.4597	0.4755	0.4913	0.5071	0.5229	0.5387	0.5544
30	0.3145	0.3292	0.3440	0.3587	0.3734	0.3882	0.4029	0.4176	0.4324	0.4471	0.4618	0.4766	0.4913	0.5060	0.5208	0.5355
32	0.3117	0.3256	0.3394	0.3532	0.3670	0.3808	0.3946	0.4084	0.4222	0.4361	0.4499	0.4637	0.4775	0.4913	0.5051	0.5189
34	0.3093	0.3223	0.3353	0.3483	0.3613	0.3743	0.3873	0.4003	0.4133	0.4263	0.4393	0.4523	0.4653	0.4783	0.4913	0.5043
36	0.3071	0.3194	0.3317	0.3440	0.3562	0.3685	0.3808	0.3931	0.4054	0.4176	0.4299	0.4422	0.4545	0.4667	0.4790	0.4913
38	0.3052	0.3168	0.3285	0.3401	0.3517	0.3634	0.3750	0.3866	0.3982	0.4099	0.4215	0.4331	0.4448	0.4564	0.4680	0.4797
40	0.3035	0.3145	0.3256	0.3366	0.3477	0.3587	0.3698	0.3808	0.3919	0.4029	0.4140	0.4250	0.4361	0.4471	0.4582	0.4692
42	0.3019	0.3124	0.3229	0.3334	0.3440	0.3545	0.3650	0.3755	0.3861	0.3966	0.4071	0.4176	0.4282	0.4387	0.4492	0.4597
44	0.3004	0.3105	0.3205	0.3306	0.3406	0.3507	0.3607	0.3708	0.3808	0.3908	0.4009	0.4109	0.4210	0.4310	0.4411	0.4511
46	0.2991	0.3087	0.3183	0.3280	0.3376	0.3472	0.3568	0.3664	0.3760	0.3856	0.3952	0.4048	0.4144	0.4240	0.4336	0.4433
48	0.2979	0.3071	0.3163	0.3256	0.3348	0.3440	0.3532	0.3624	0.3716	0.3808	0.3900	0.3992	0.4084	0.4176	0.4268	0.4361

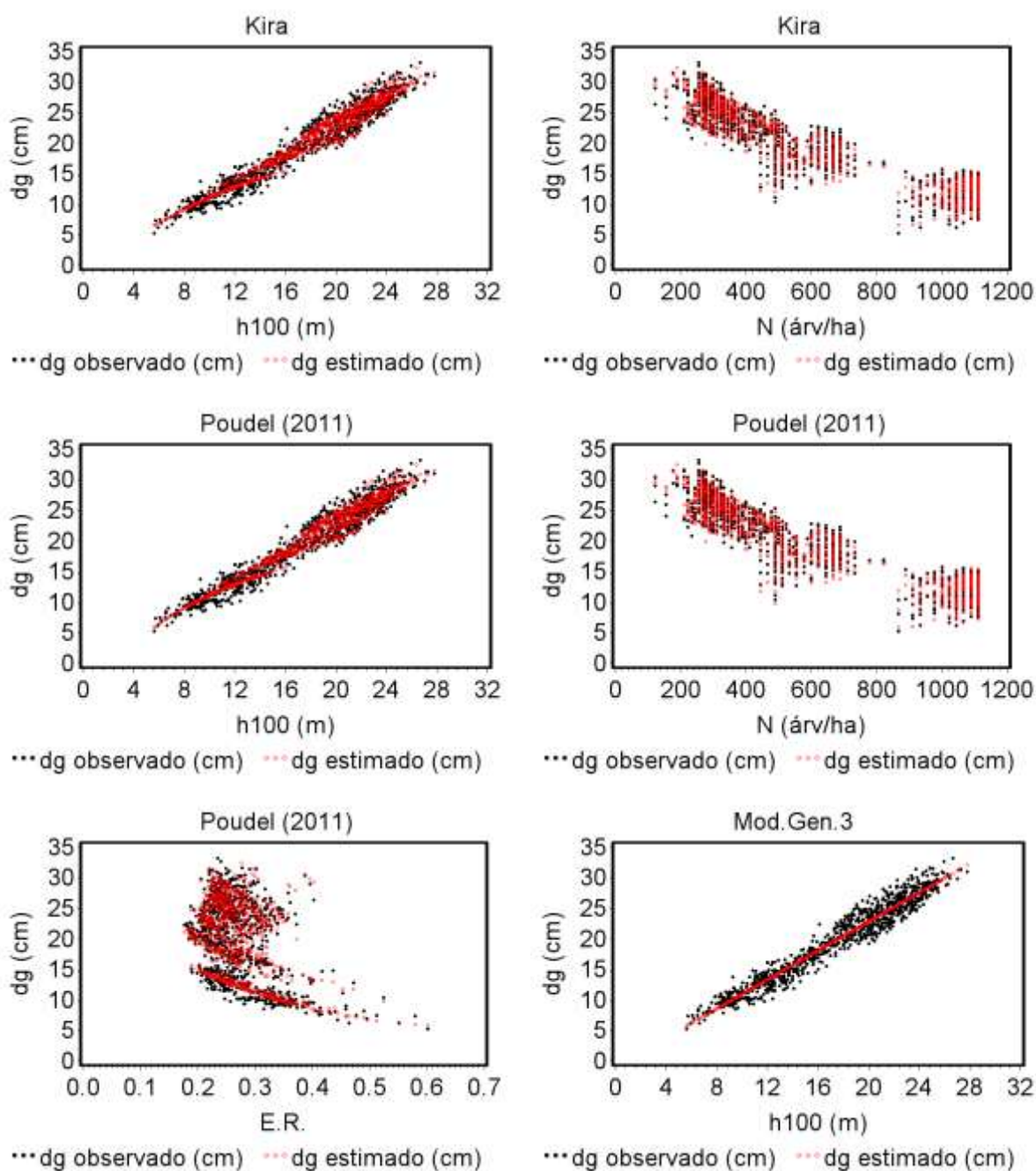
Fonte: O Autor

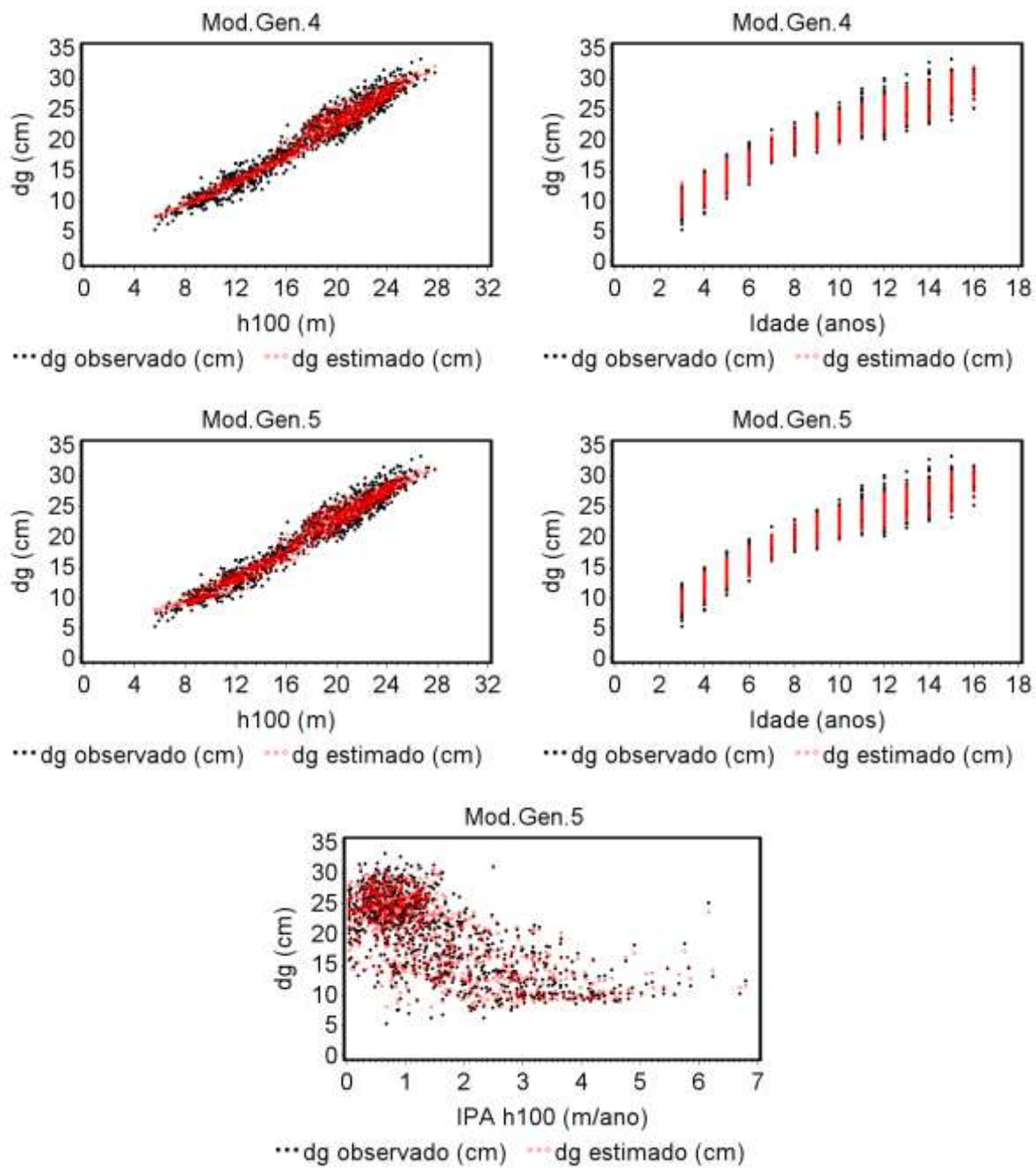
APÊNDICE E - FATORES DE FORMA OBSERVADOS E ESTIMADOS EM FUNÇÃO DAS VARIÁVEIS INDEPENDENTES DOS MODELOS TESTADOS



Fonte: O autor

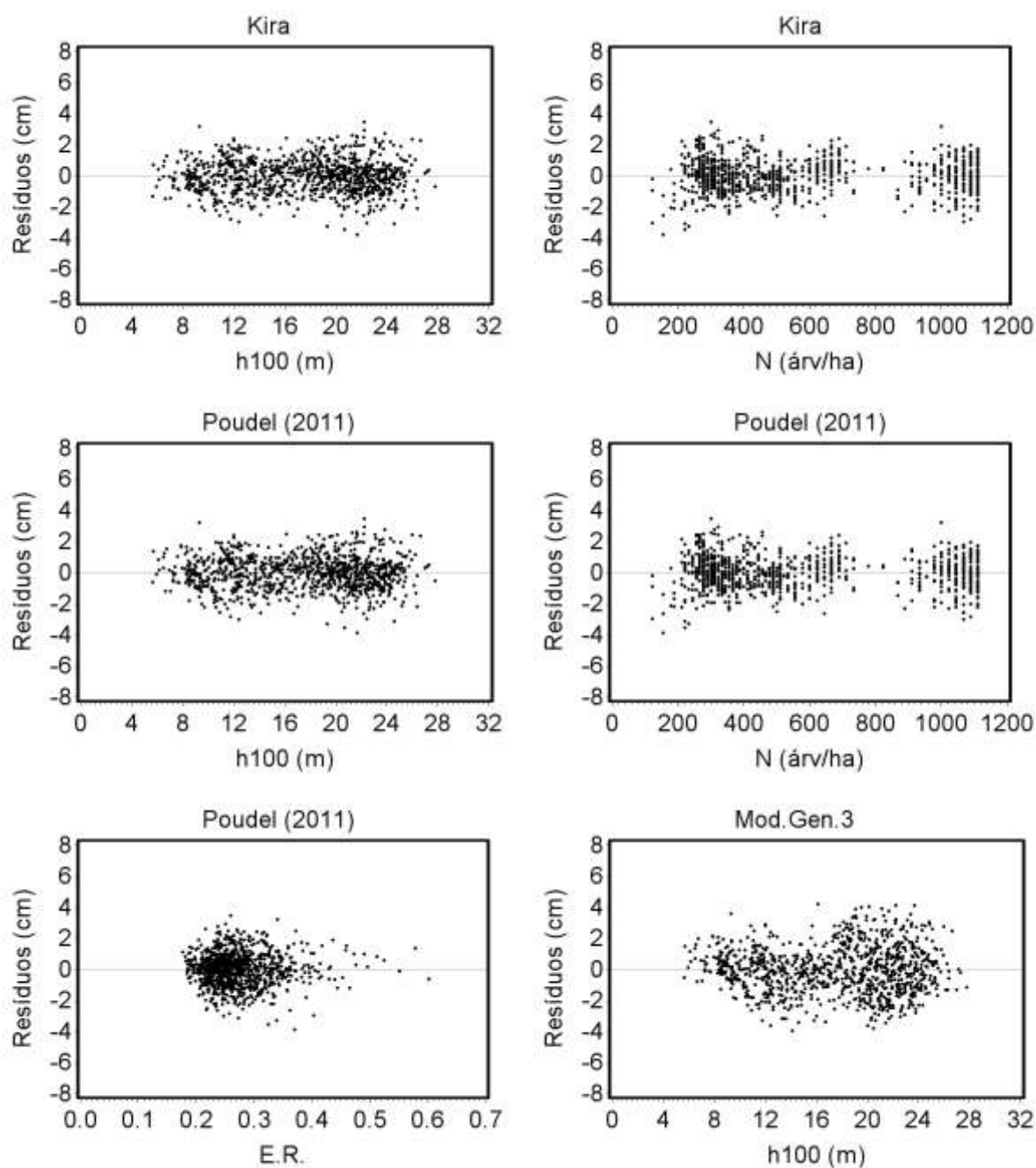
APÊNDICE G - DIÂMETROS MÉDIOS QUADRÁTICOS OBSERVADOS E ESTIMADOS EM FUNÇÃO DAS VARIÁVEIS INDEPENDENTES DOS MODELOS TESTADOS

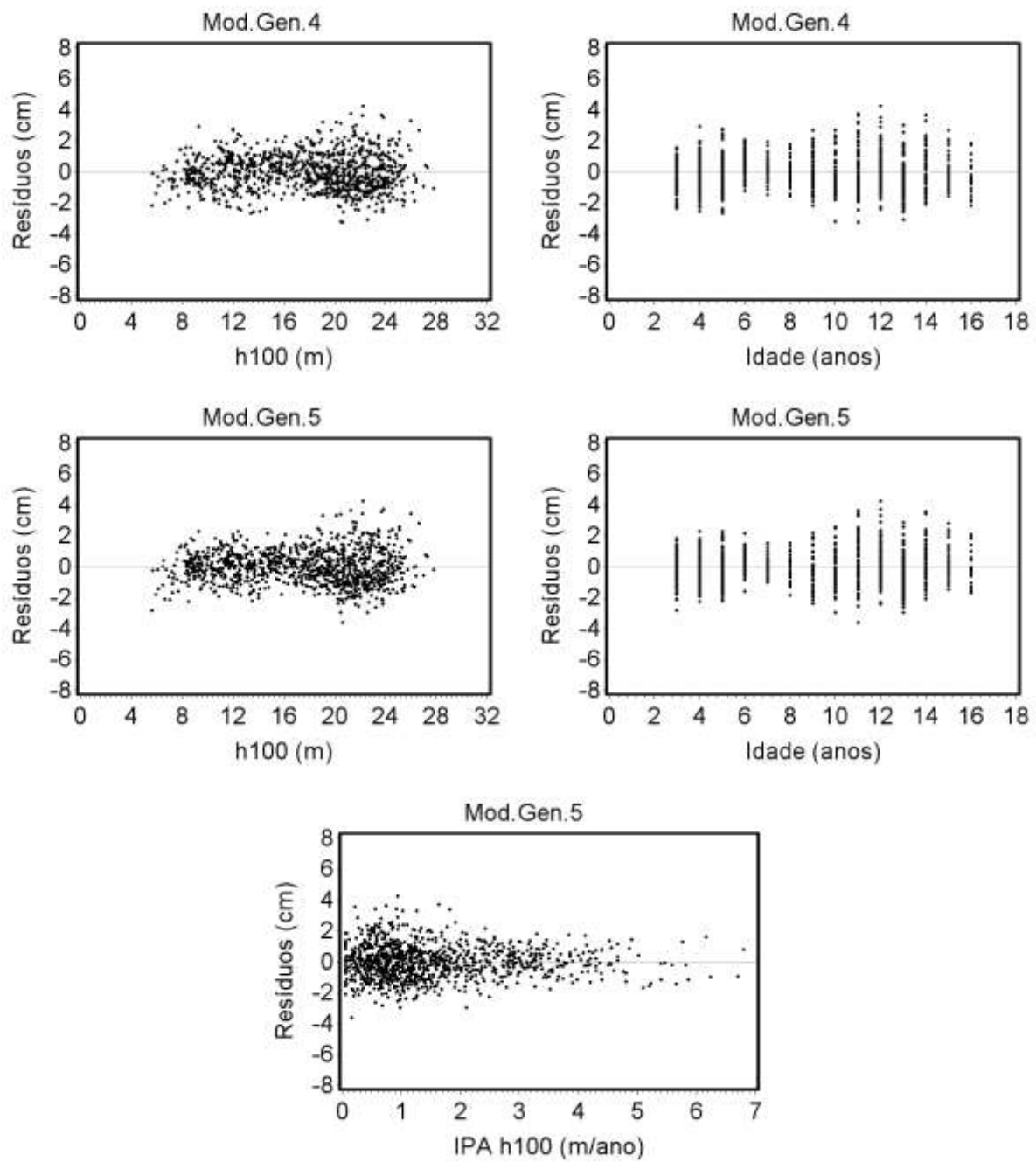




Fonte: O autor

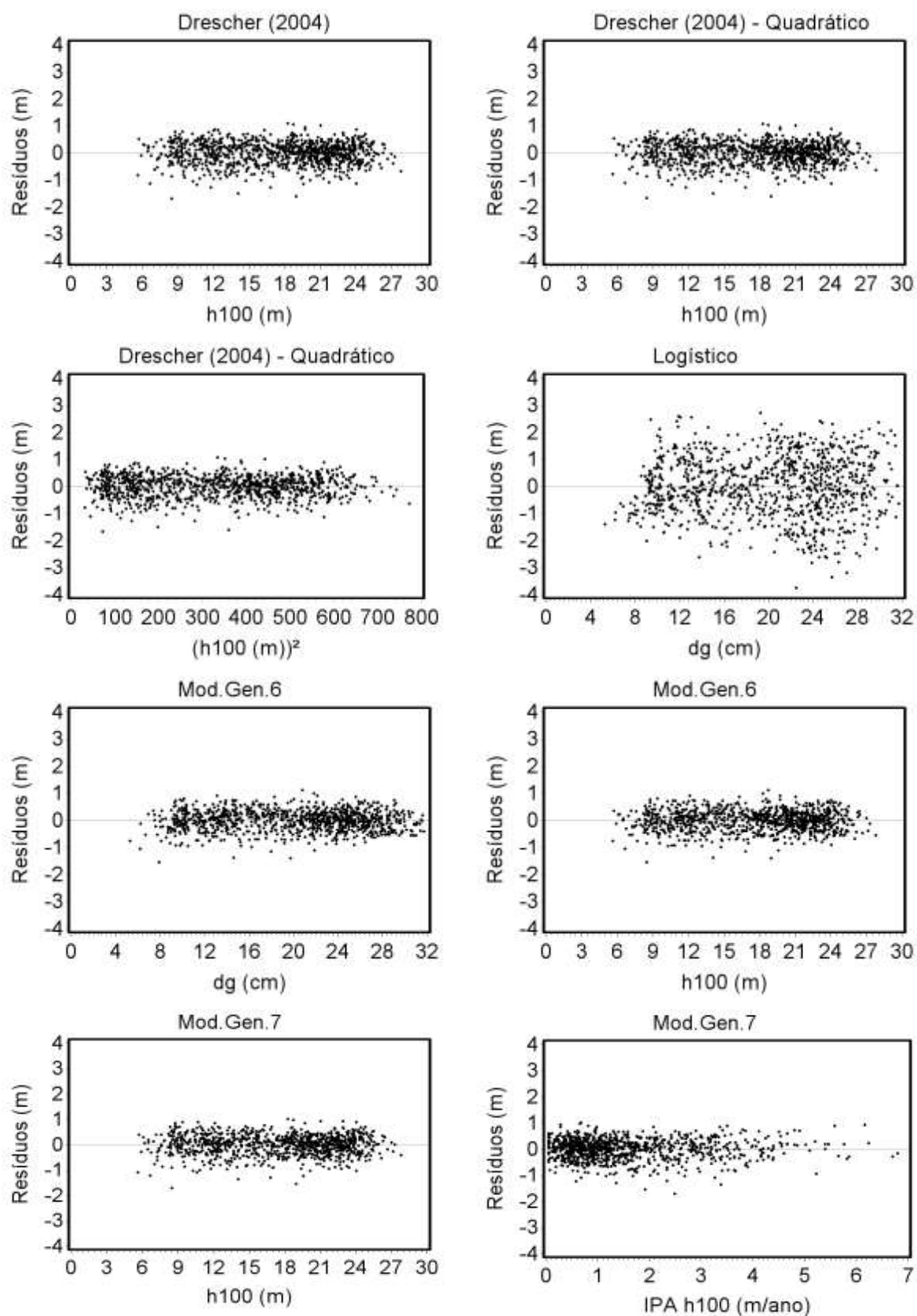
APÊNDICE F - DISTRIBUIÇÃO DOS RESÍDUOS EM FUNÇÃO DAS VARIÁVEIS INDEPENDENTES DOS MODELOS TESTADOS PARA ESTIMAR O DIÂMETRO MÉDIO QUADRÁTICO





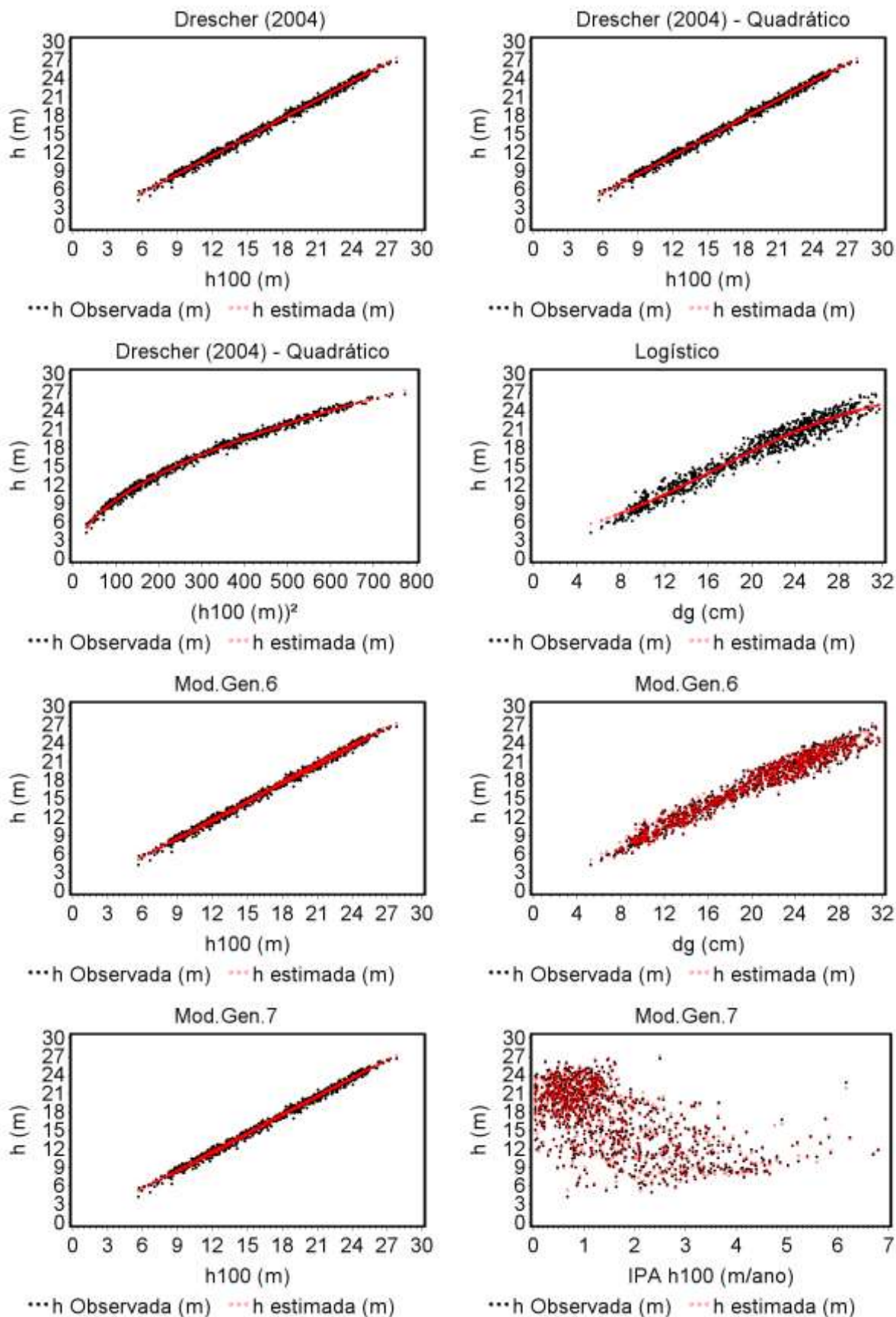
Fonte: O autor

APÊNDICE H - DISTRIBUIÇÃO DOS RESÍDUOS EM FUNÇÃO DAS VARIÁVEIS INDEPENDENTES DOS MODELOS TESTADOS PARA ALTURA MÉDIA



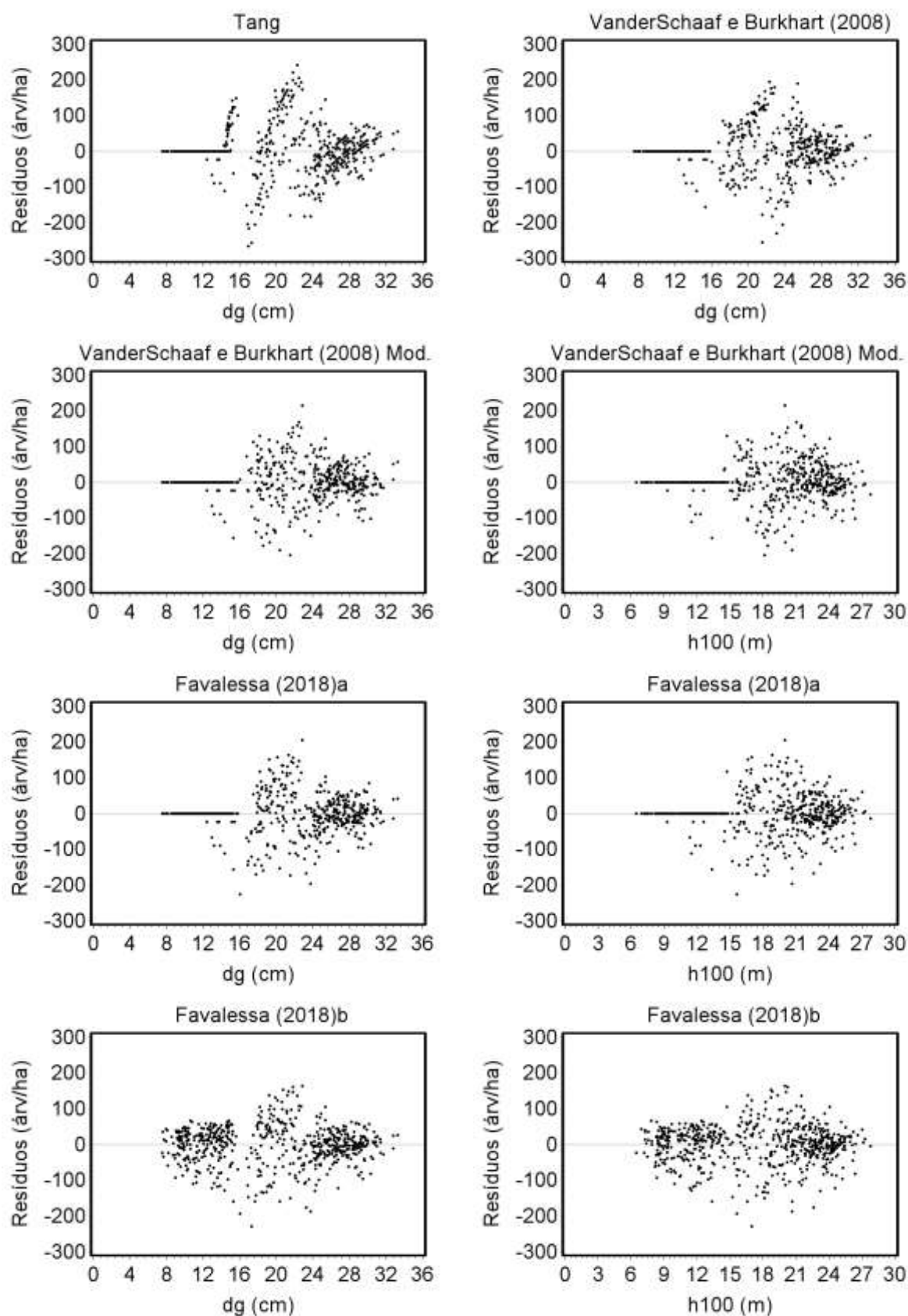
Fonte: O autor

APÊNDICE I - ALTURAS MÉDIAS OBSERVADAS E ESTIMADAS EM FUNÇÃO DAS VARIÁVEIS INDEPENDENTES DOS MODELOS TESTADOS



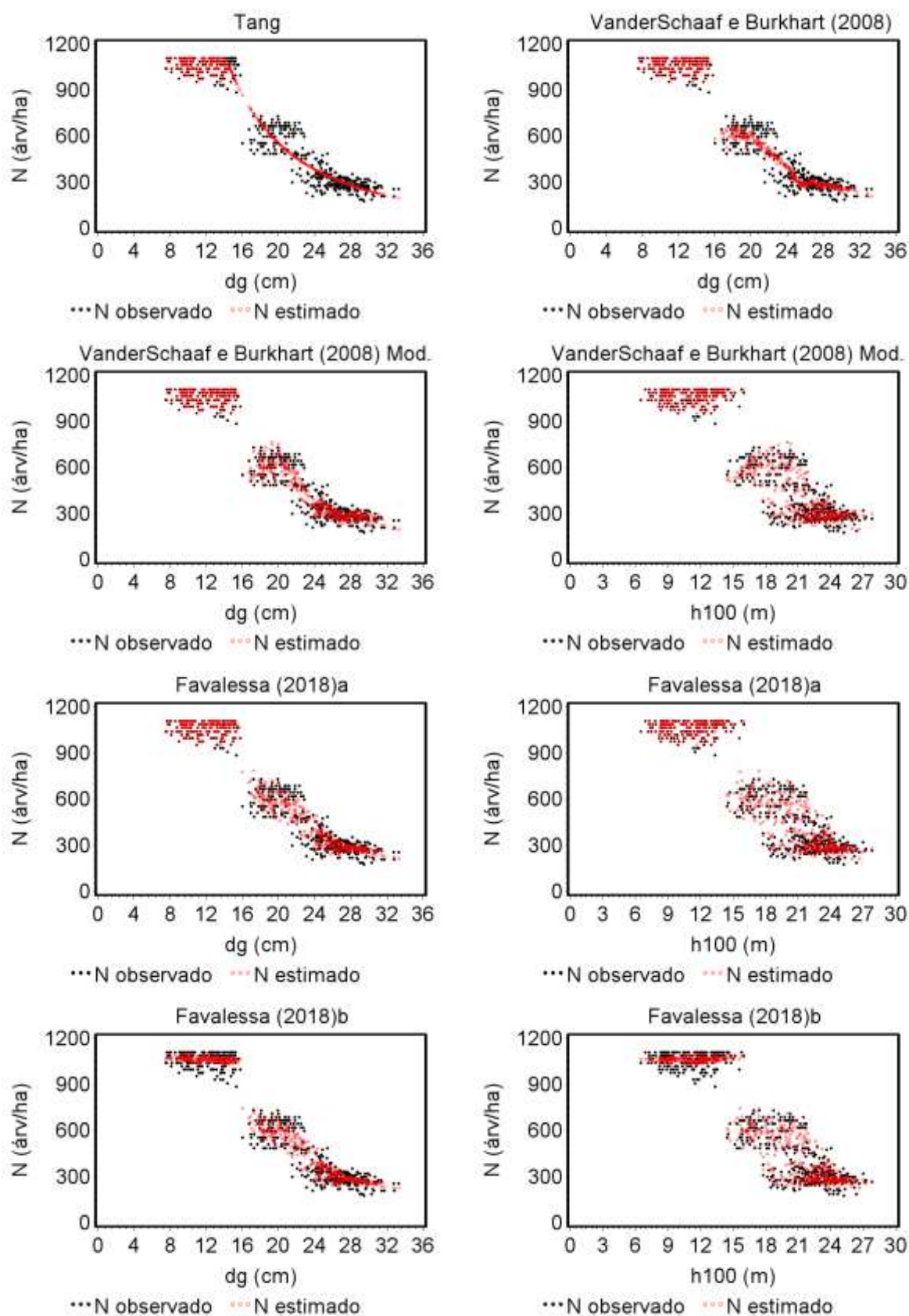
Fonte: O autor

APÊNDICE J - DISTRIBUIÇÃO DOS RESÍDUOS EM FUNÇÃO DAS VARIÁVEIS INDEPENDENTES DOS MODELOS TESTADOS PARA O NÚMERO DE ÁRVORES POR HECTARE



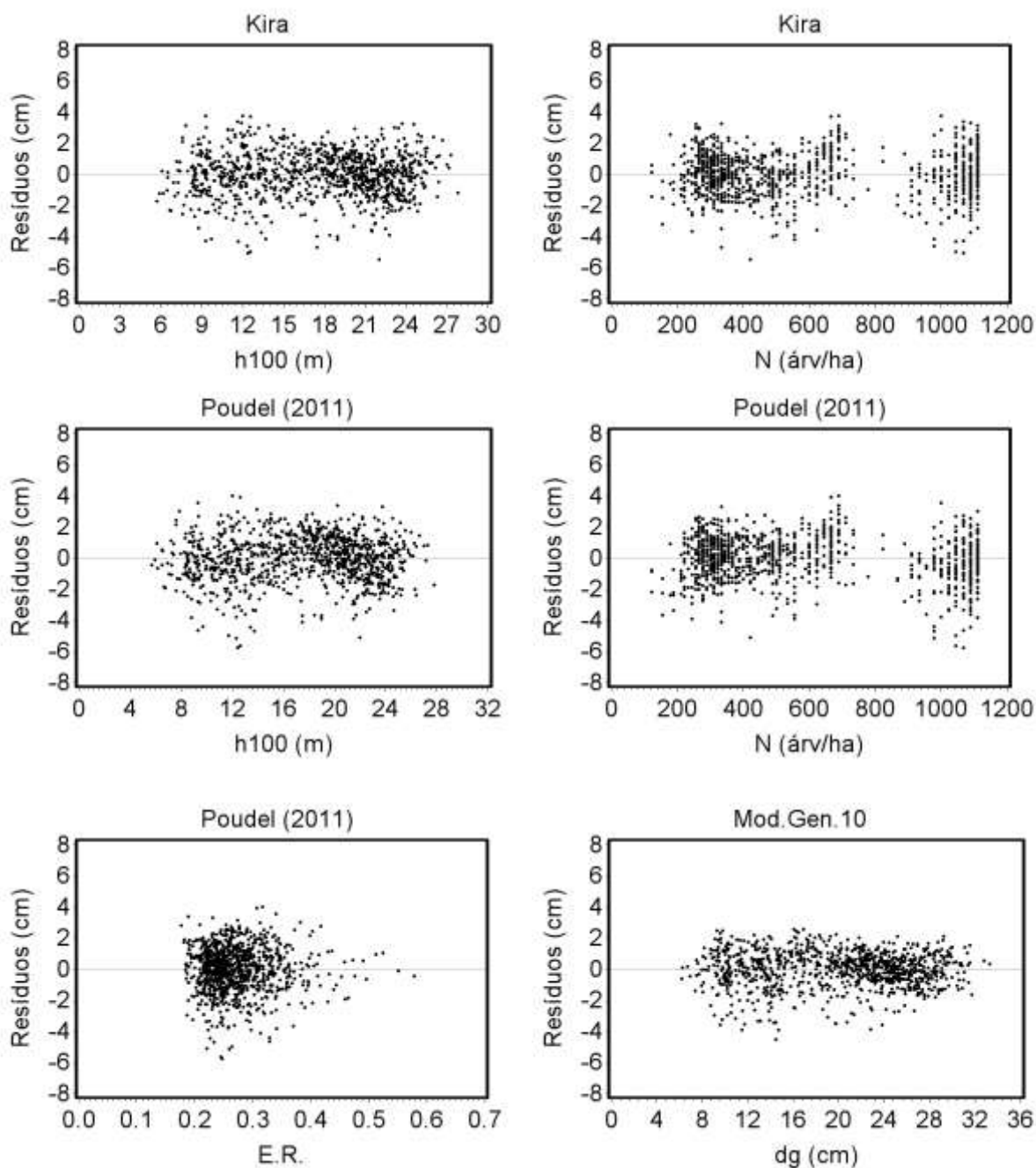
Fonte: O autor

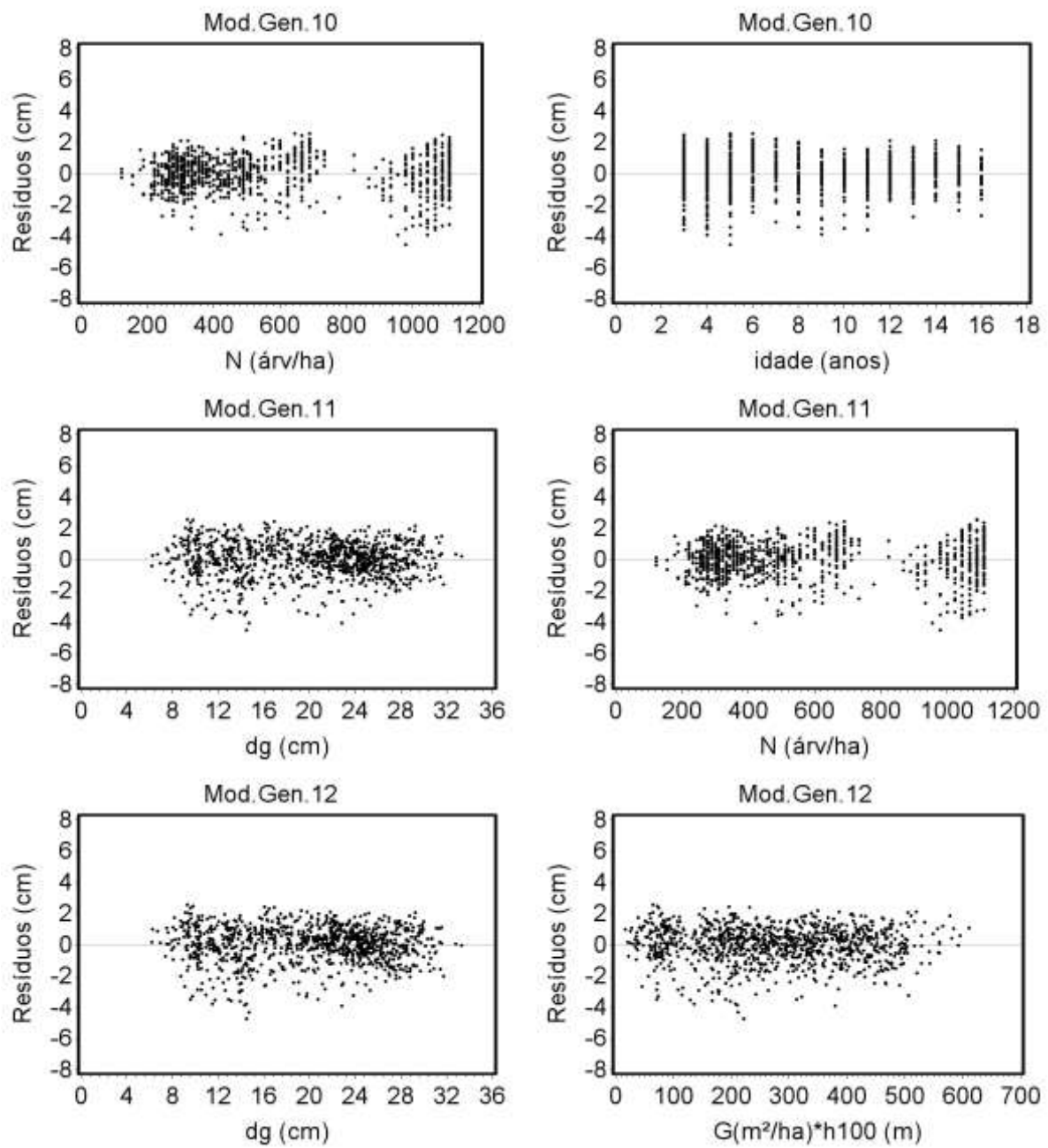
APÊNDICE K - NÚMERO DE ÁRVORES POR HECTARE OBSERVADO E ESTIMADO EM FUNÇÃO DAS VARIÁVEIS INDEPENDENTES DOS MODELOS TESTADOS



Fonte: O autor

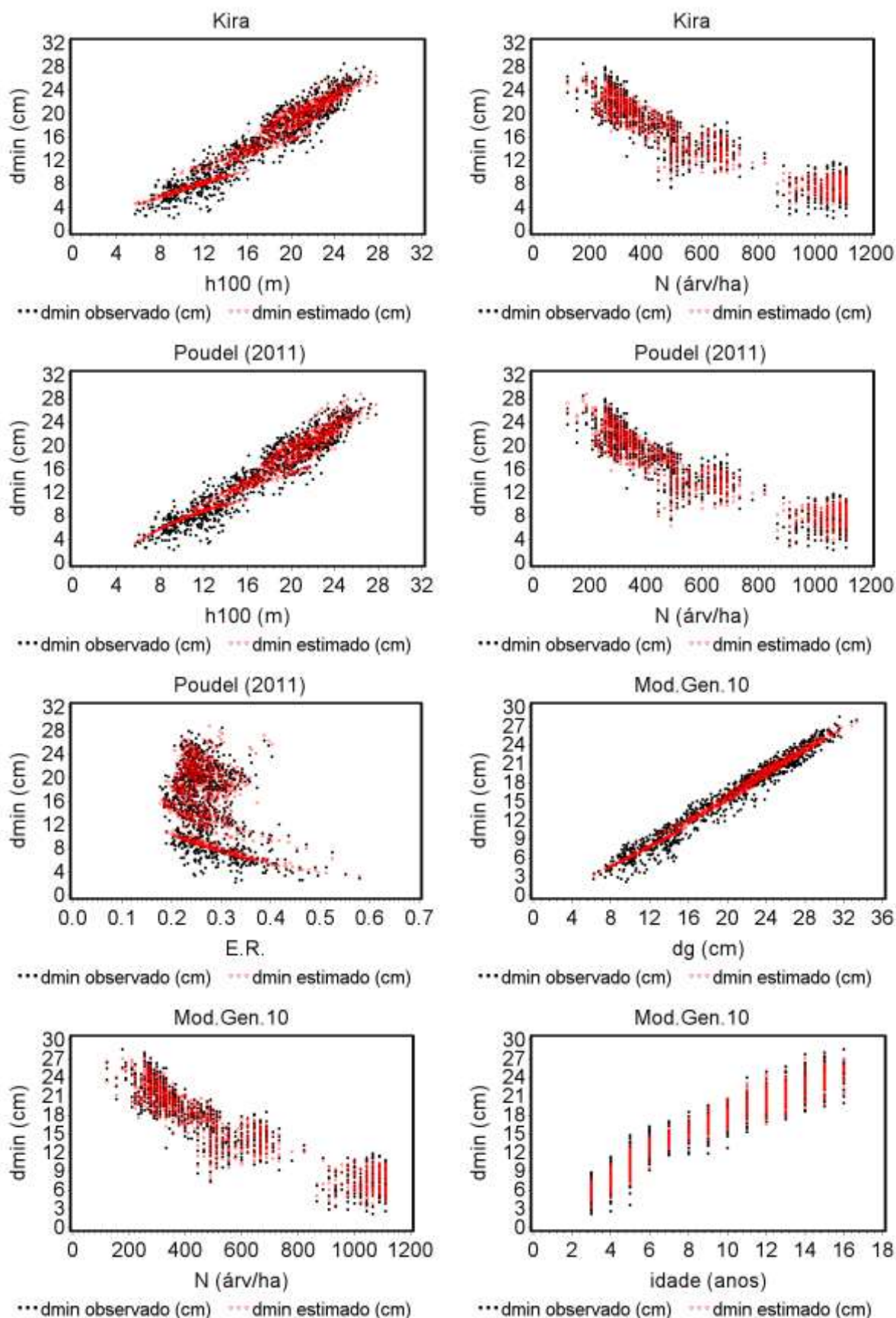
APÊNDICE L - DISTRIBUIÇÃO DOS RESÍDUOS EM FUNÇÃO DAS VARIÁVEIS INDEPENDENTES DOS MODELOS TESTADOS PARA ESTIMAR O DIÂMETRO MÍNIMO

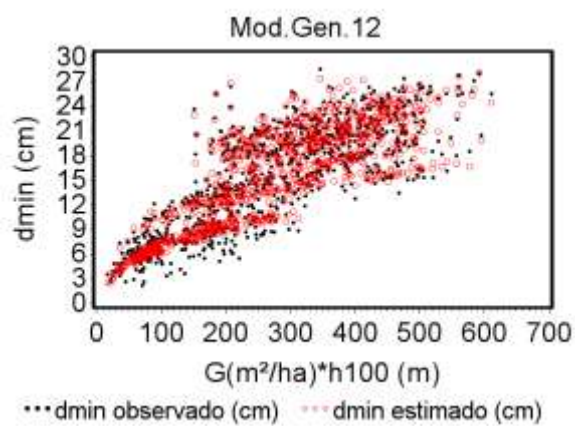
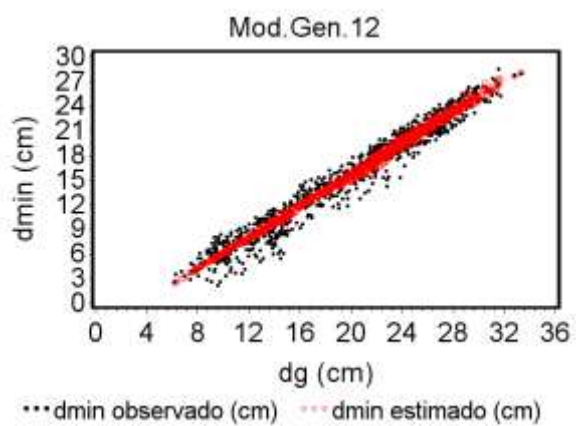
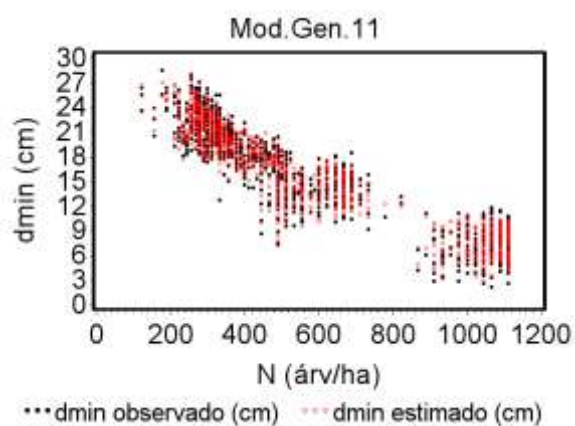
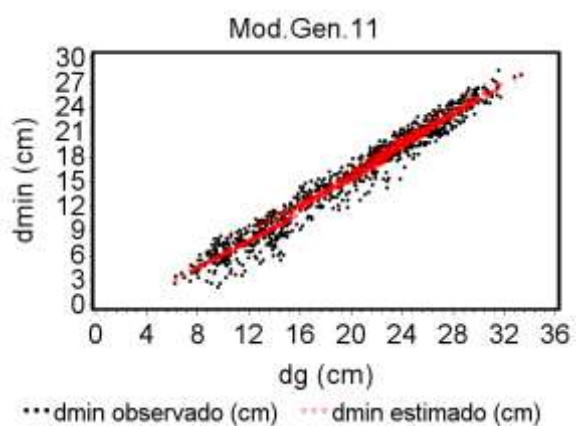




Fonte: O autor

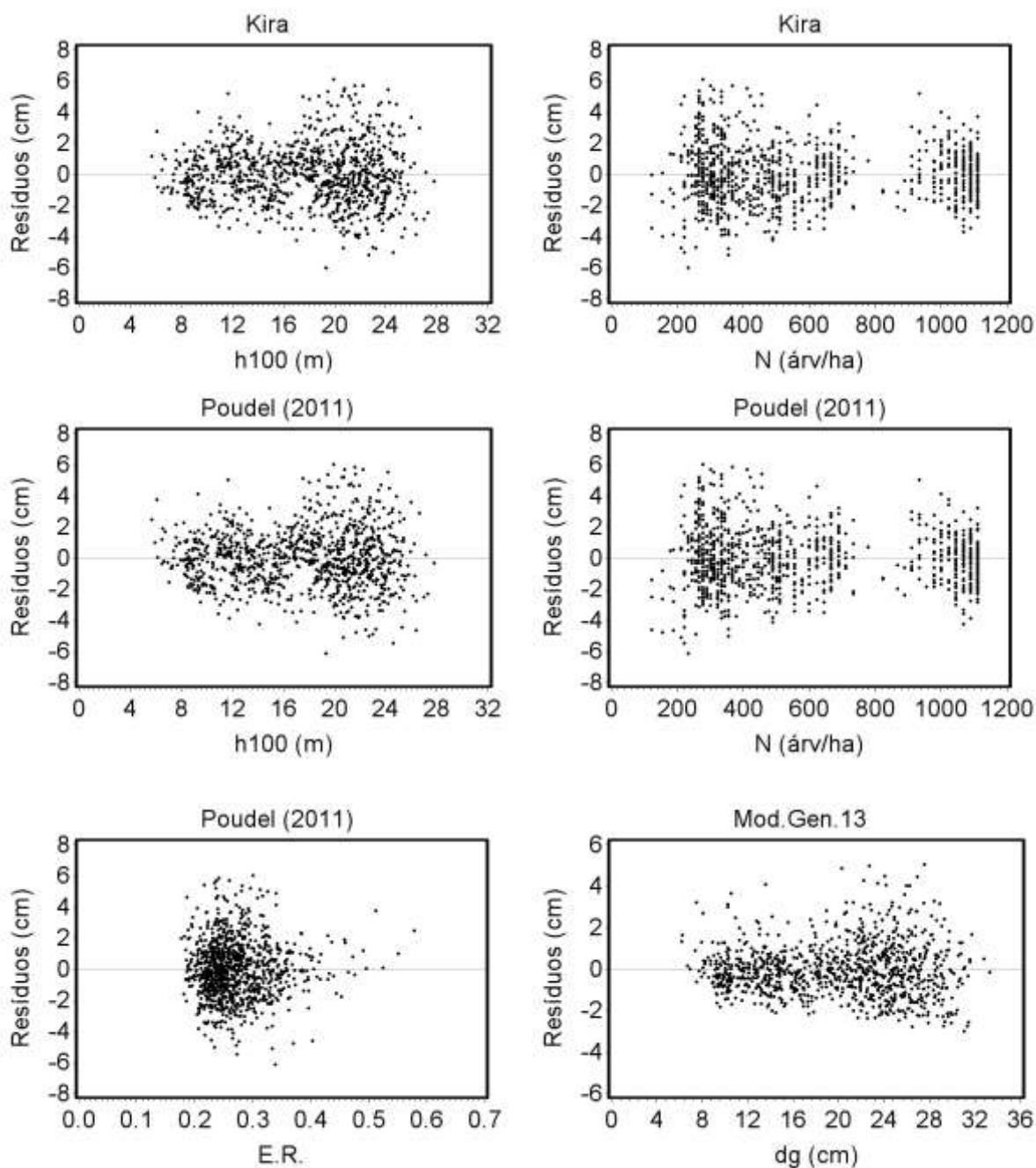
APÊNDICE M - DIÂMETROS MÍNIMOS OBSERVADOS E ESTIMADOS EM FUNÇÃO DAS VARIÁVEIS INDEPENDENTES DOS MODELOS TESTADOS

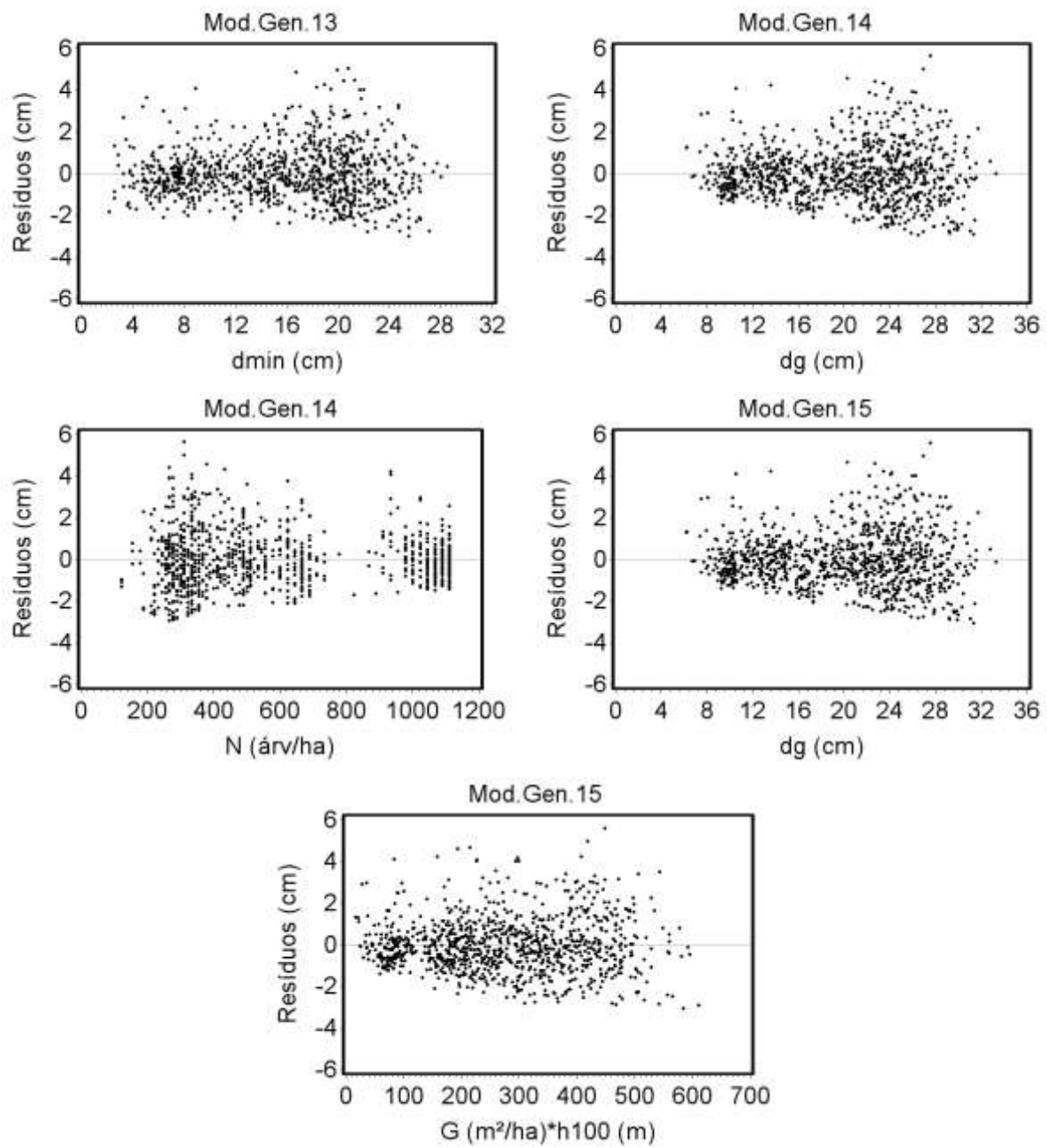




Fonte: O autor

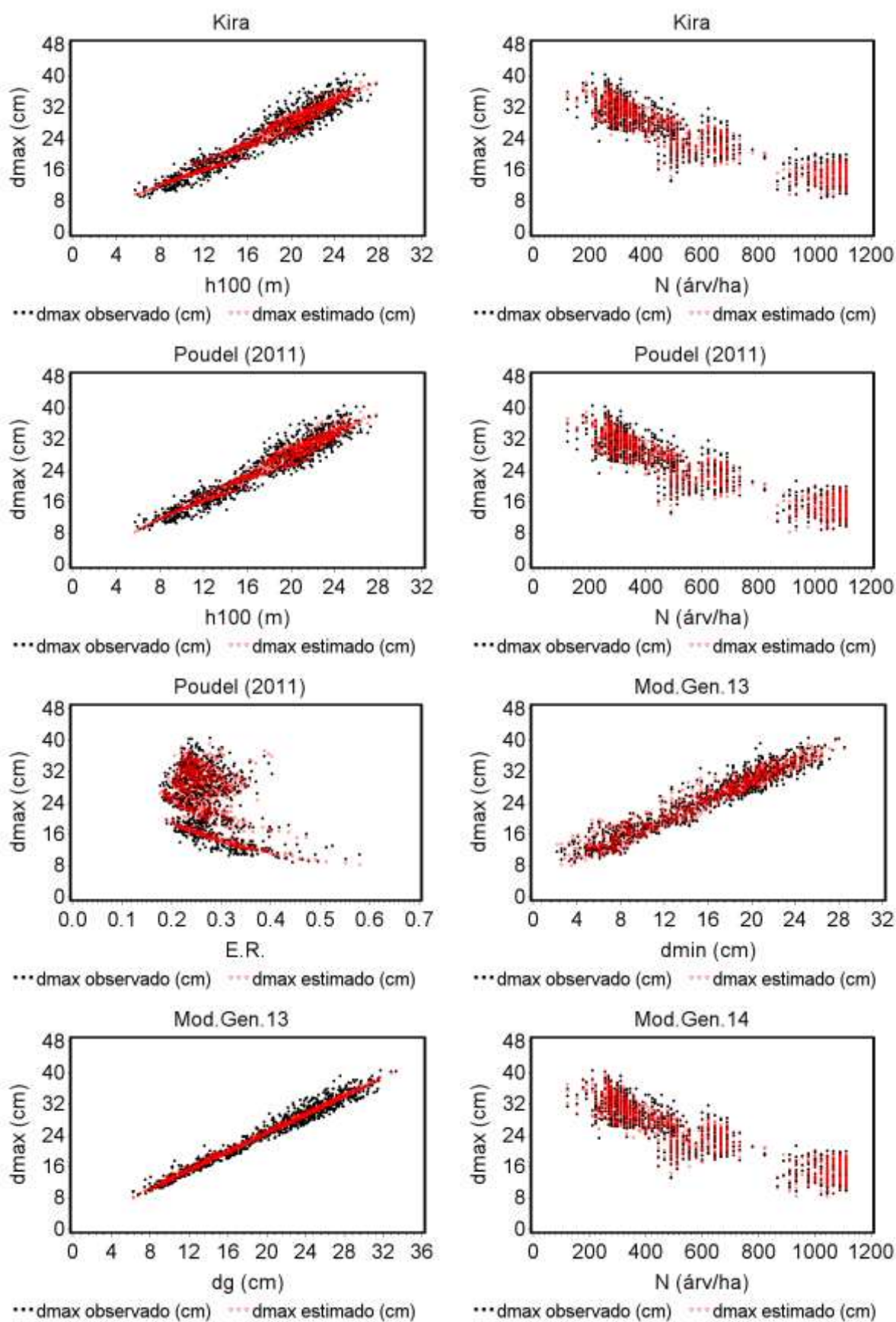
APÊNDICE N - DISTRIBUIÇÃO DOS RESÍDUOS EM FUNÇÃO DAS VARIÁVEIS INDEPENDENTES DOS MODELOS TESTADOS PARA ESTIMAR O DIÂMETRO MÁXIMO

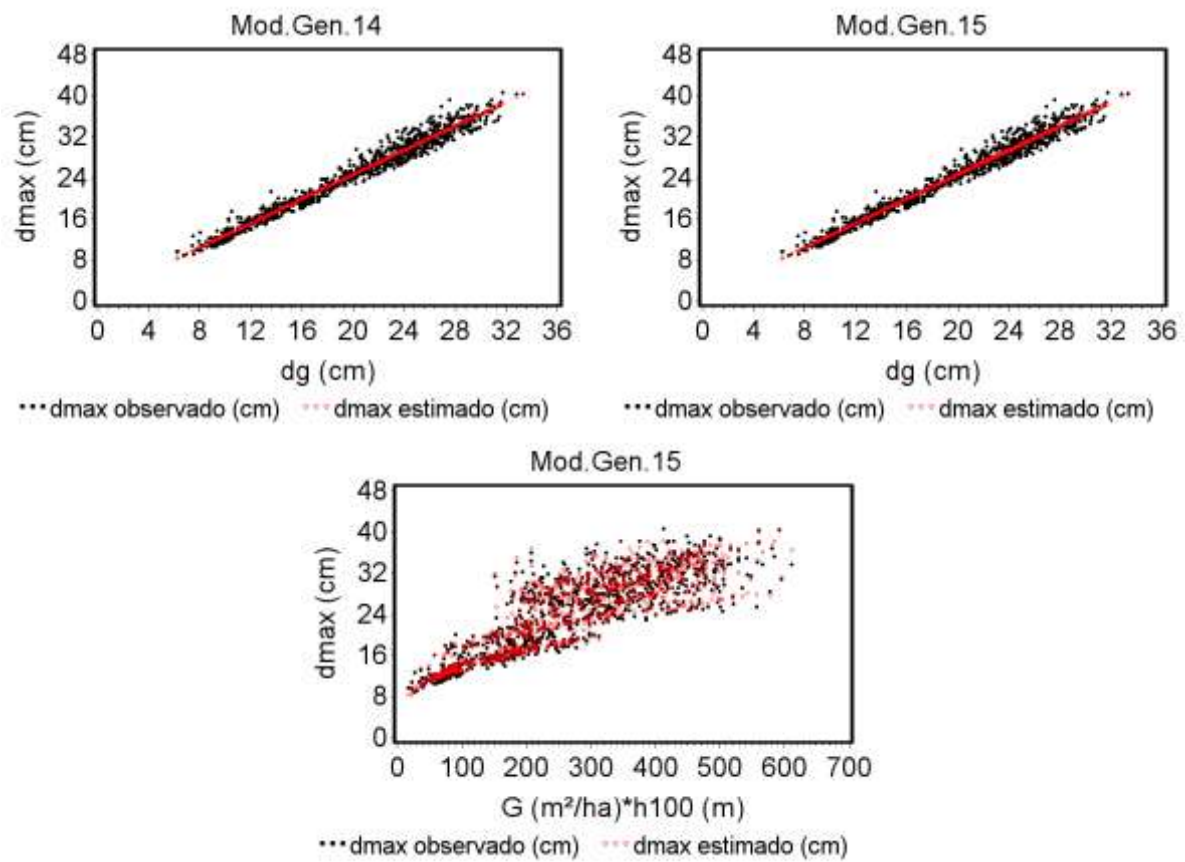




Fonte: O autor

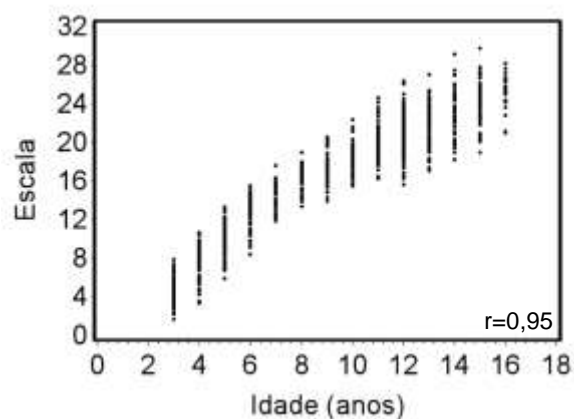
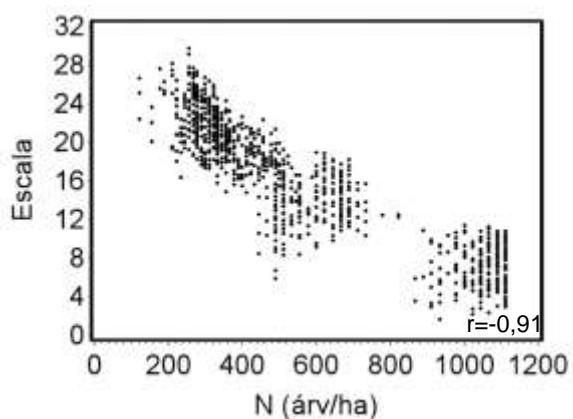
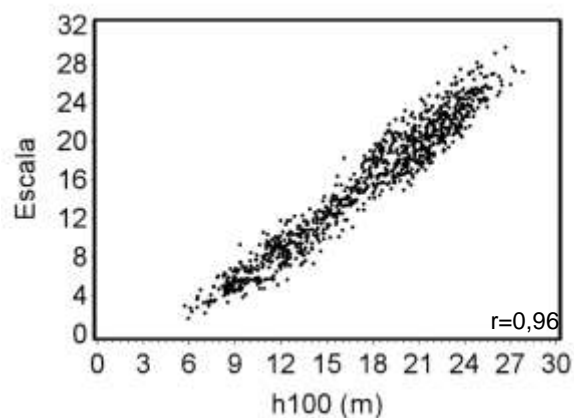
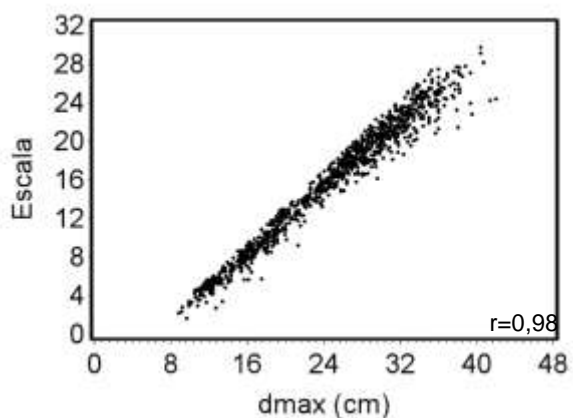
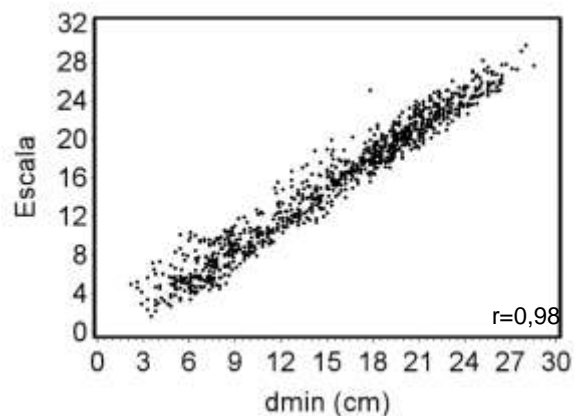
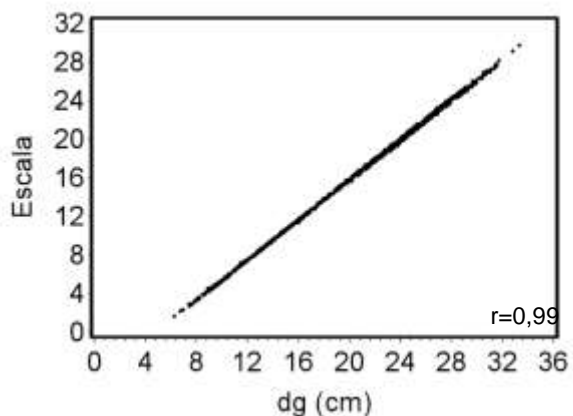
APÊNDICE O - DIÂMETROS MÁXIMOS OBSERVADOS E ESTIMADOS EM FUNÇÃO DAS VARIÁVEIS INDEPENDENTES DOS MODELOS TESTADOS

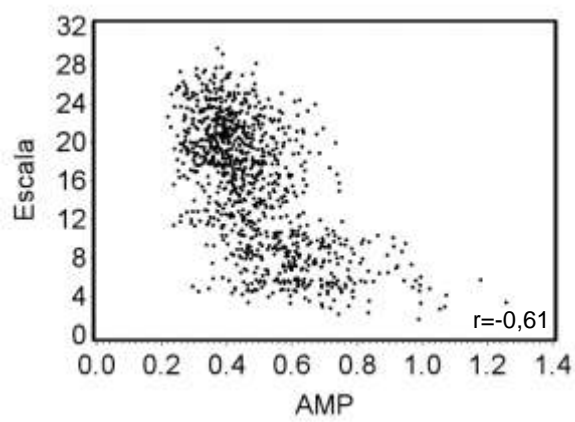
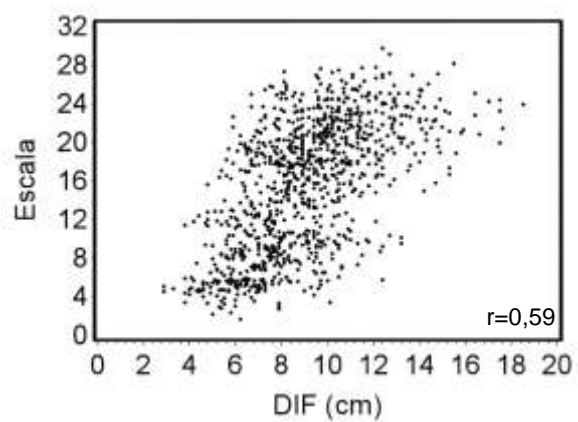
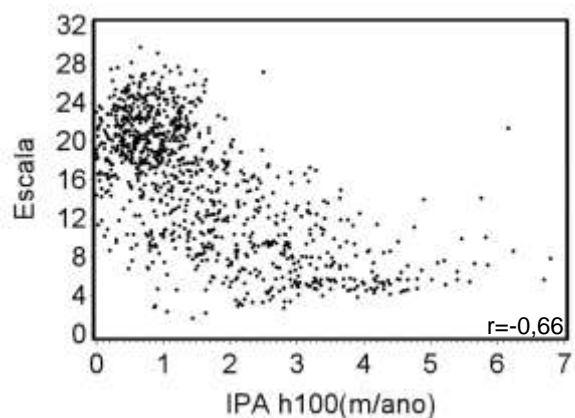
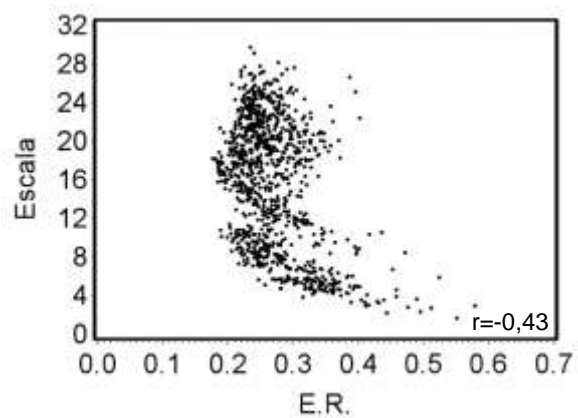
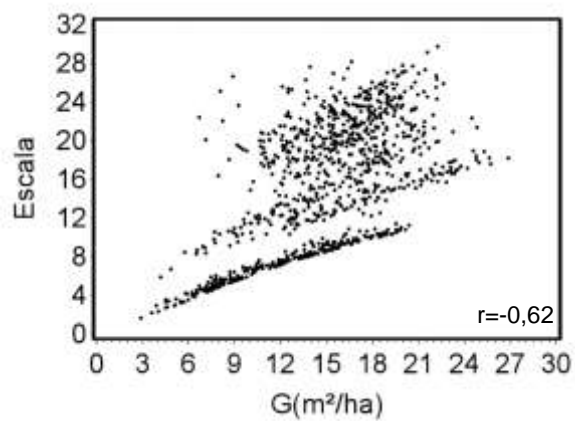
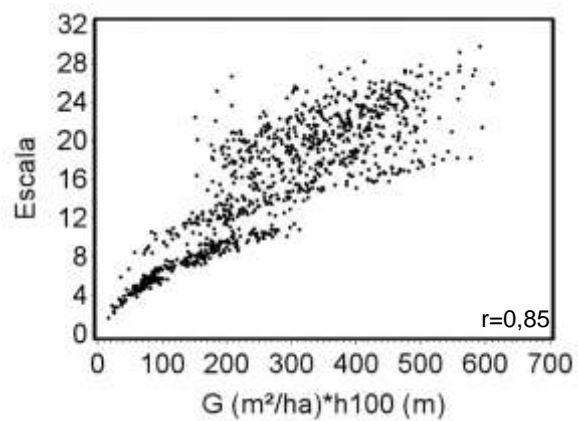




Fonte: O autor

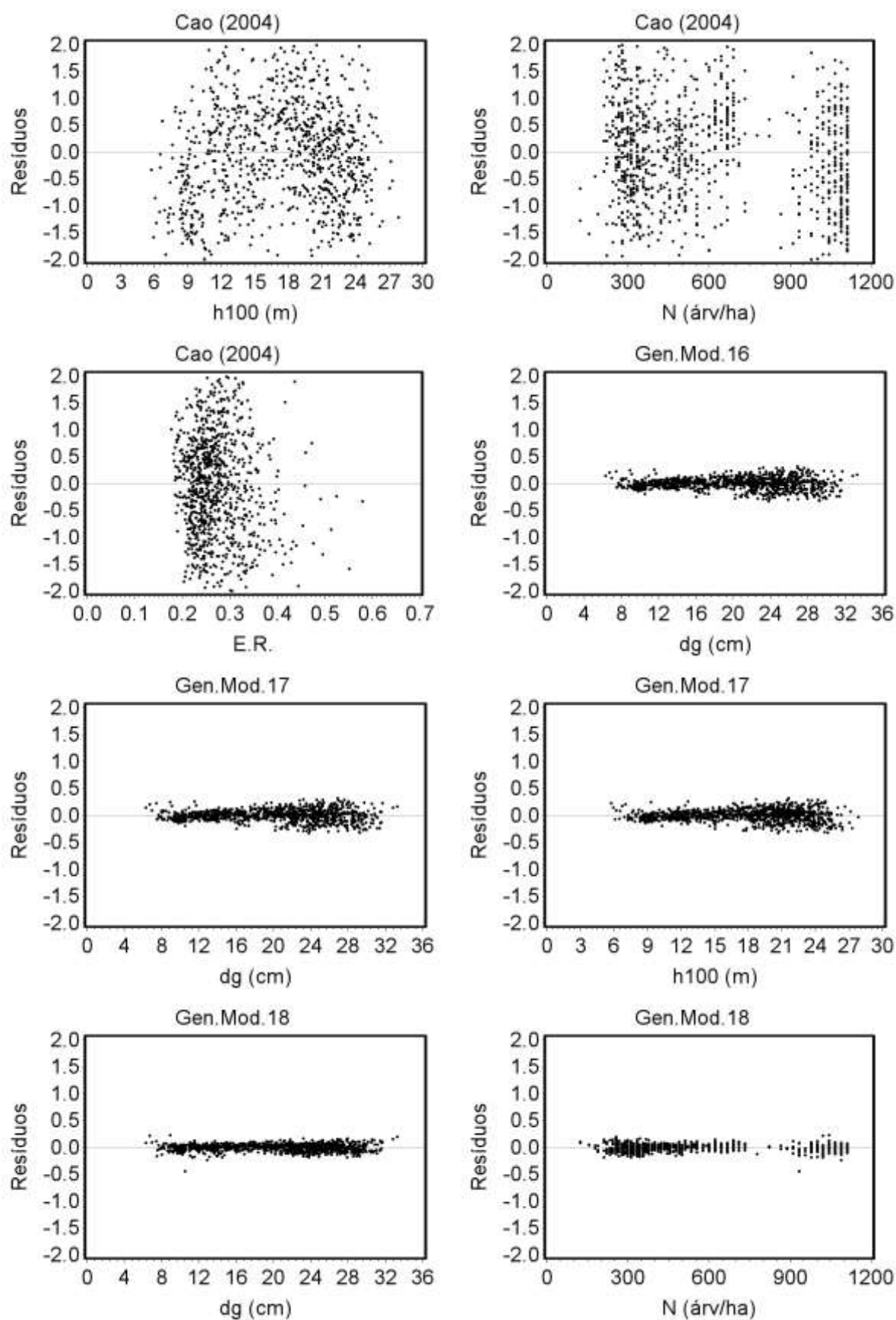
APÊNDICE P - DISTRIBUIÇÃO DOS VALORES E COEFICIENTE DE CORRELAÇÃO (r) DO PARÂMETRO DE ESCALA DA FUNÇÃO WEIBULL EM FUNÇÃO DE VARIÁVEIS DO POVOAMENTO

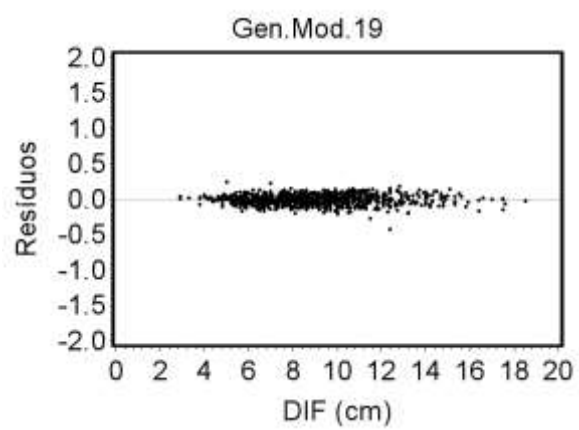
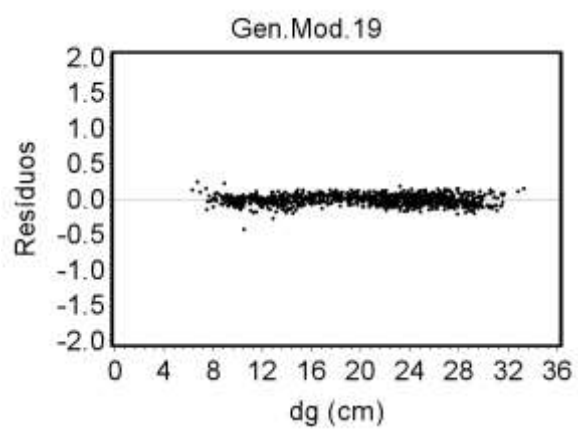




Fonte: O autor

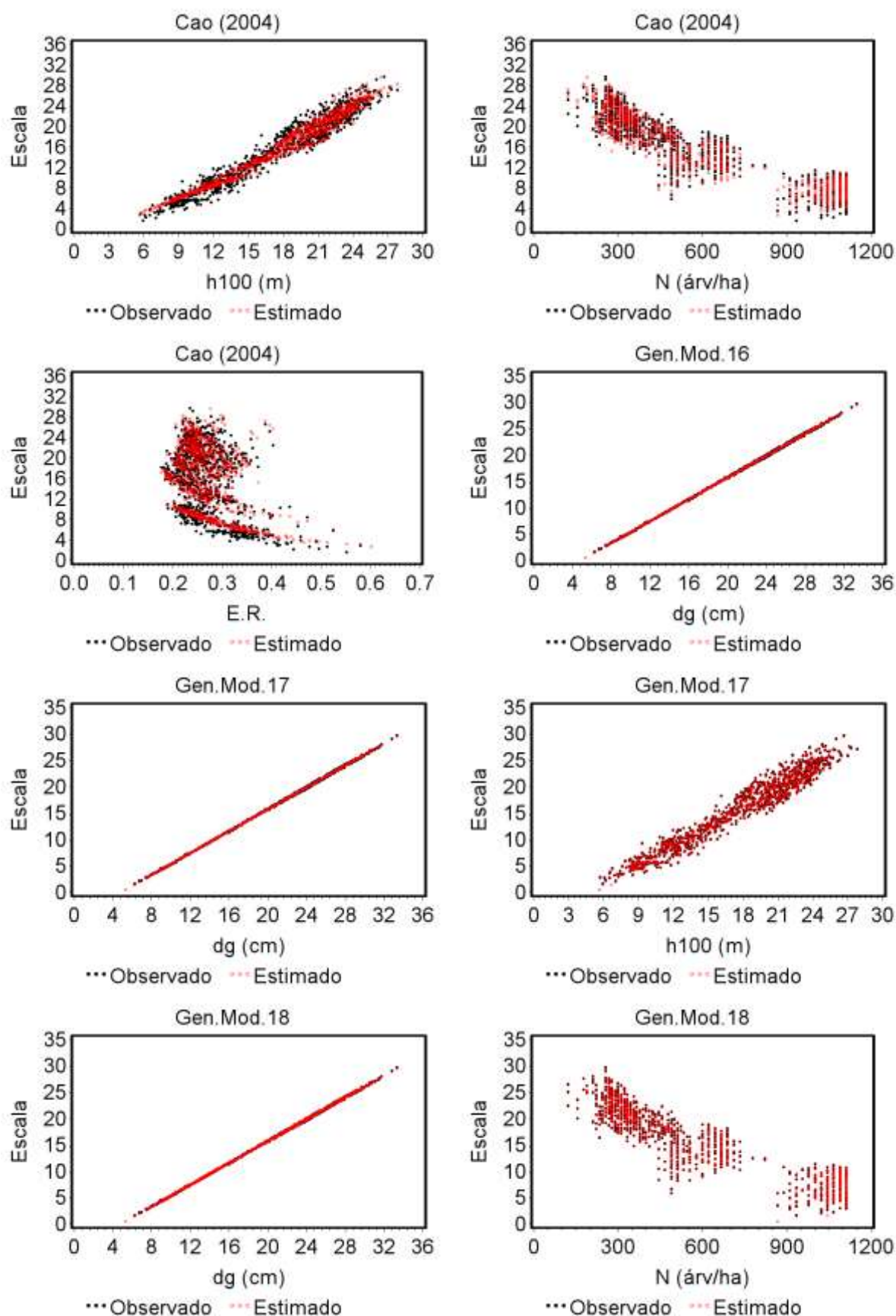
APÊNDICE Q - DISTRIBUIÇÃO DOS RESÍDUOS EM FUNÇÃO DAS VARIÁVEIS INDEPENDENTES DOS MODELOS TESTADOS PARA ESTIMAR O PARÂMETRO DE ESCALA

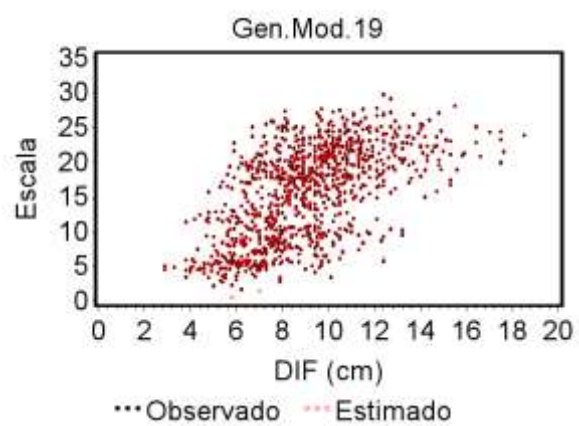
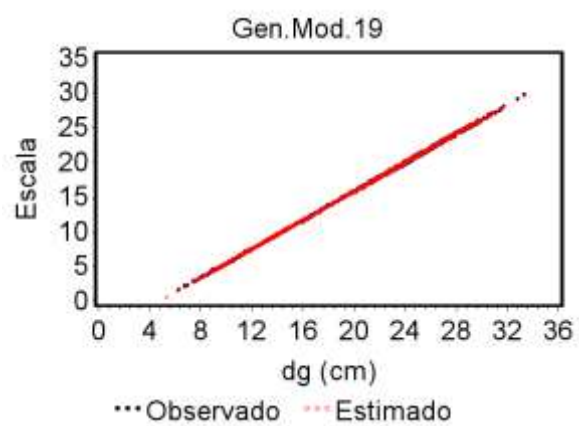




Fonte: O autor

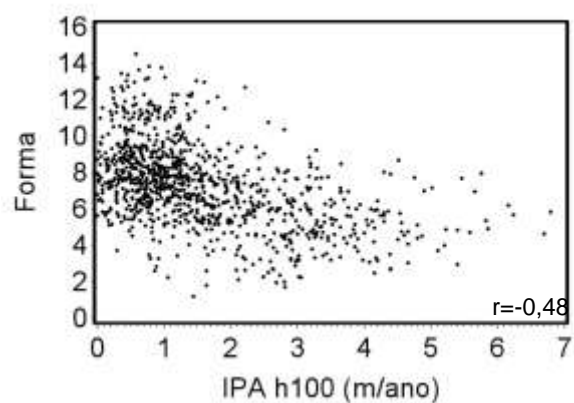
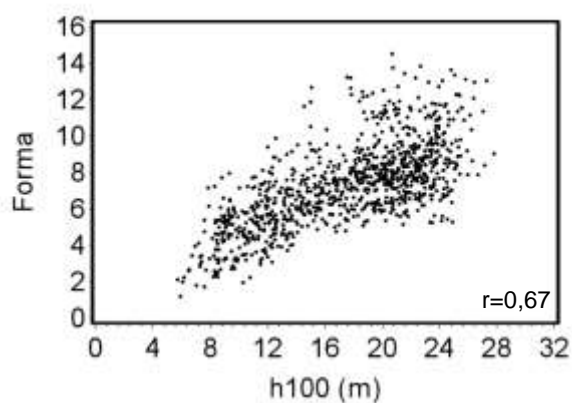
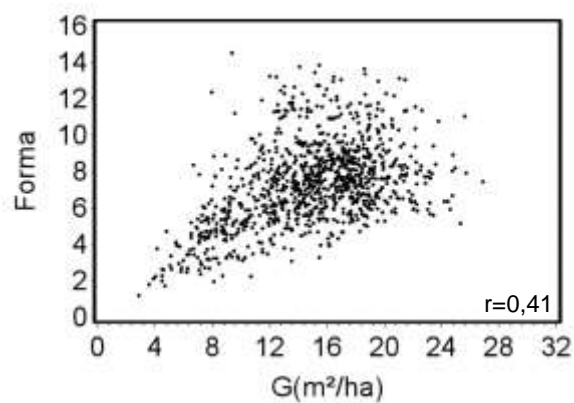
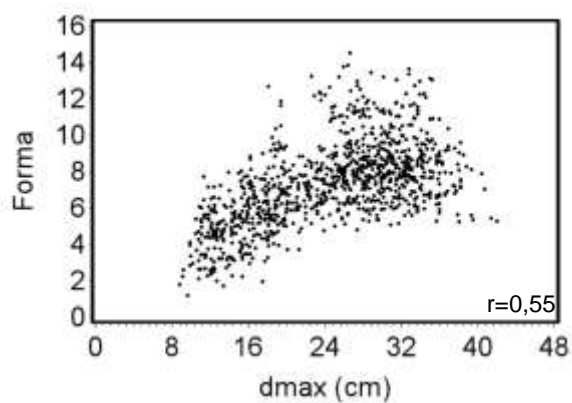
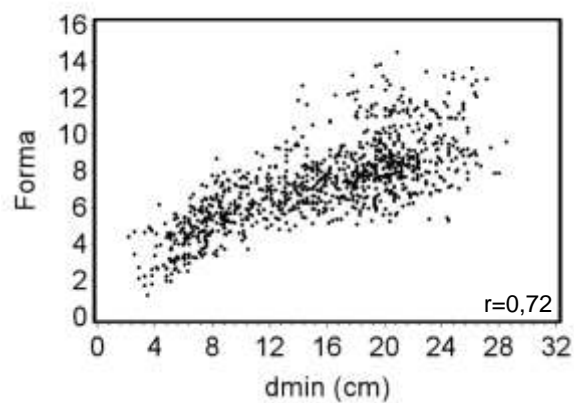
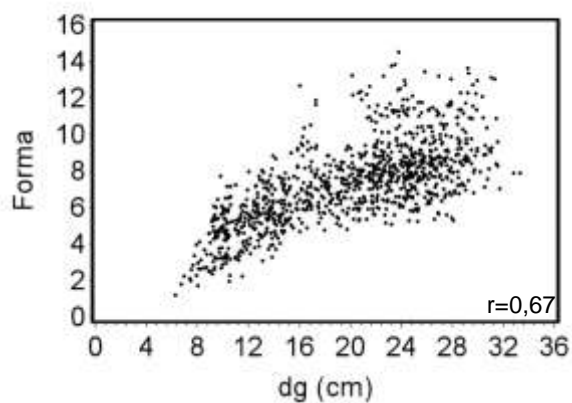
APÊNDICE R - PARÂMETROS DE ESCALA OBSERVADOS E ESTIMADOS EM FUNÇÃO DAS VARIÁVEIS INDEPENDENTES DOS MODELOS TESTADOS

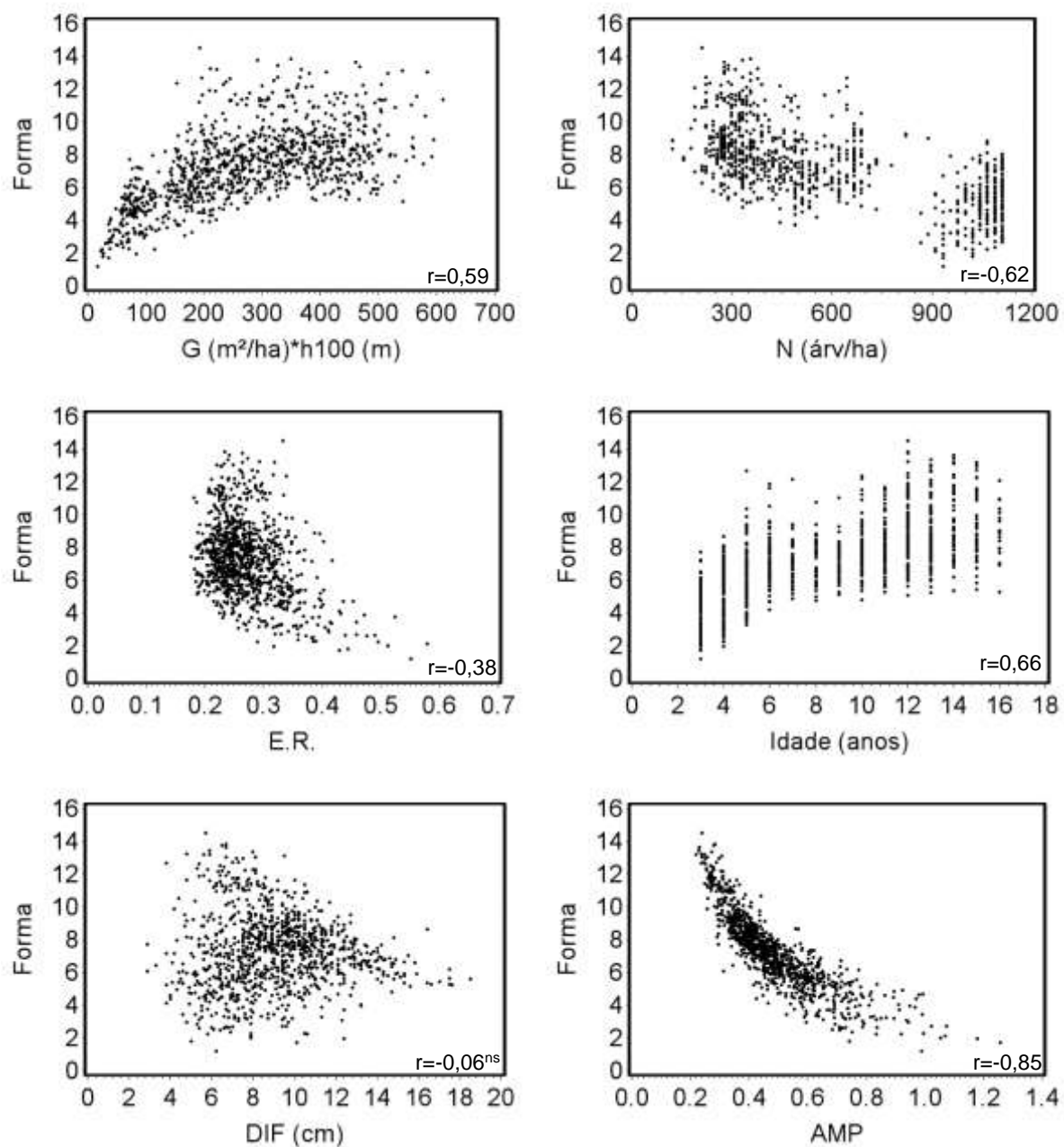




Fonte: O autor

APÊNDICE S - DISTRIBUIÇÃO DOS VALORES E COEFICIENTE DE CORRELAÇÃO (r) DO PARÂMETRO DE FORMA DA FUNÇÃO WEIBULL EM FUNÇÃO DE VARIÁVEIS DO POVOAMENTO

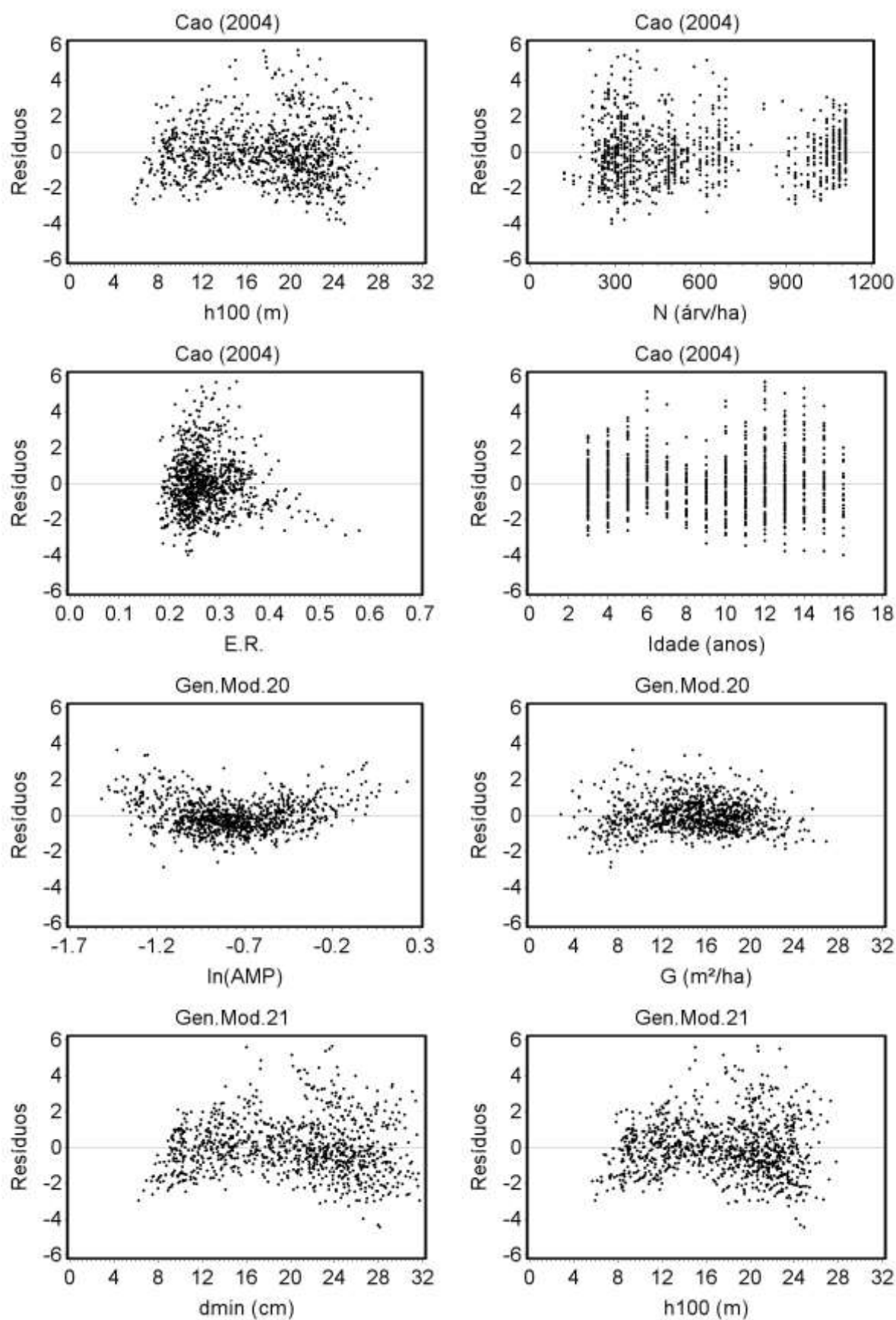


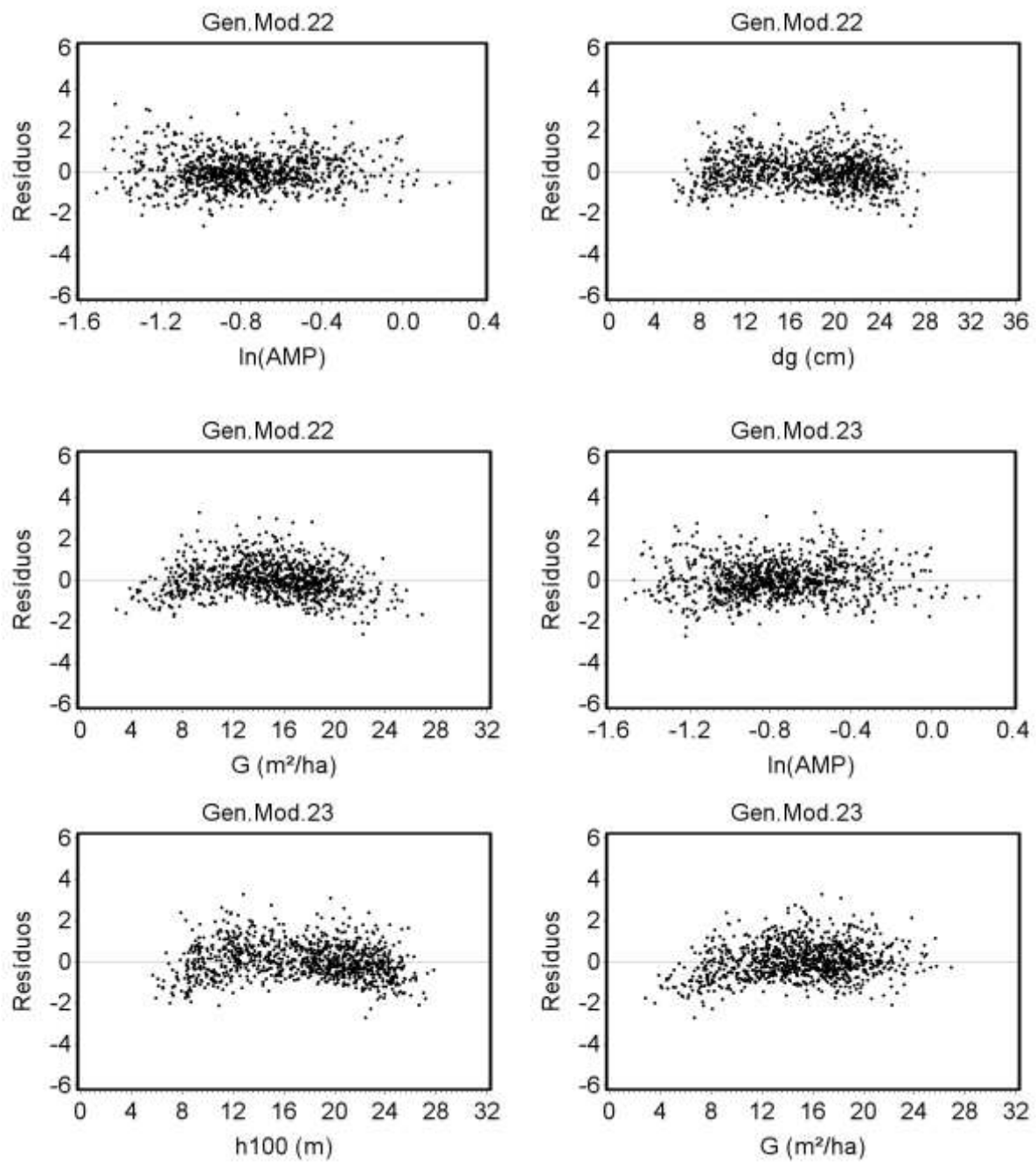


Legenda: ^{ns}: Não significativo ao nível de 5% de probabilidade de erro

Fonte: O autor

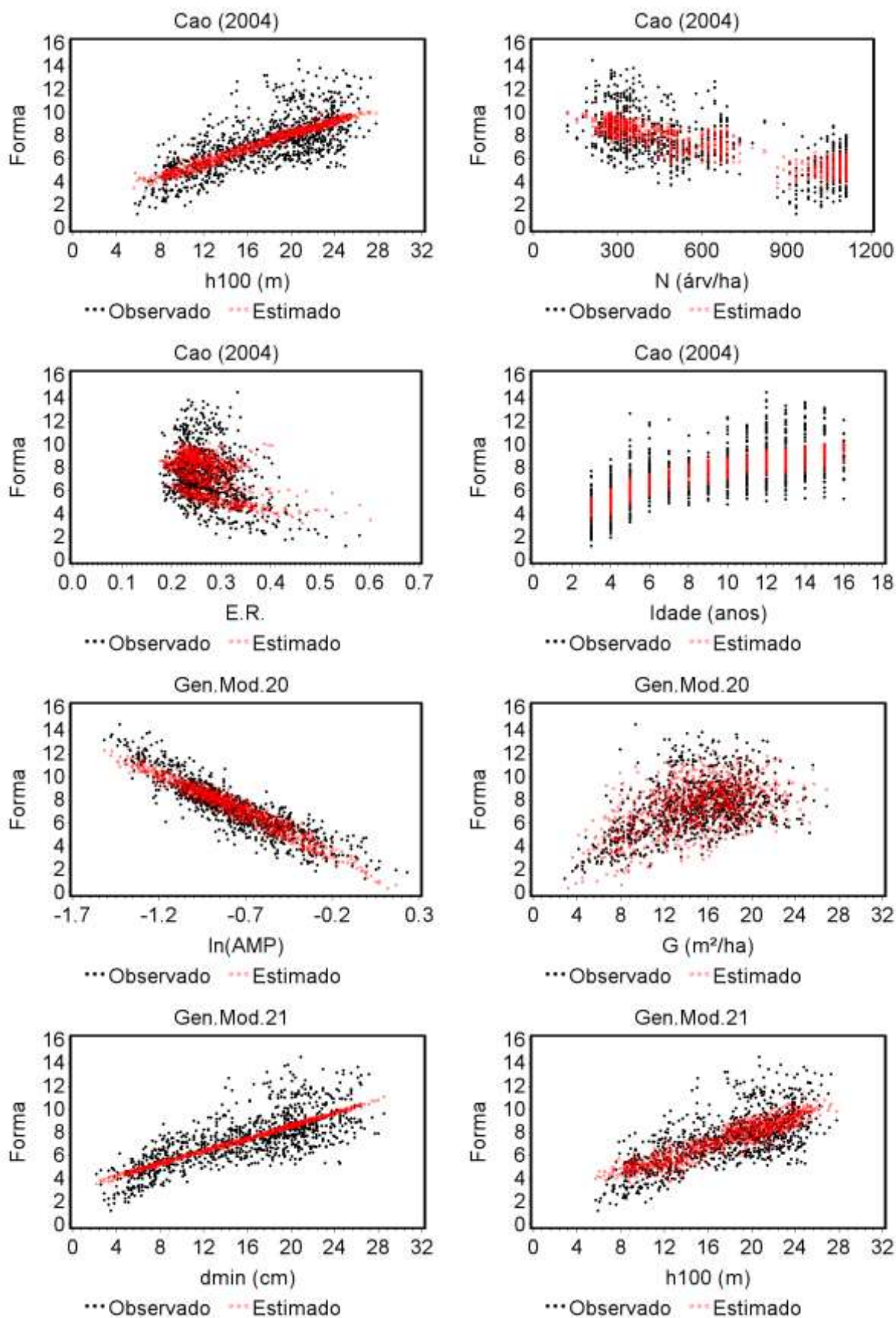
APÊNDICE T - DISTRIBUIÇÃO DOS RESÍDUOS EM FUNÇÃO DAS VARIÁVEIS INDEPENDENTES DOS MODELOS TESTADOS PARA ESTIMAR O PARÂMETRO DE FORMA

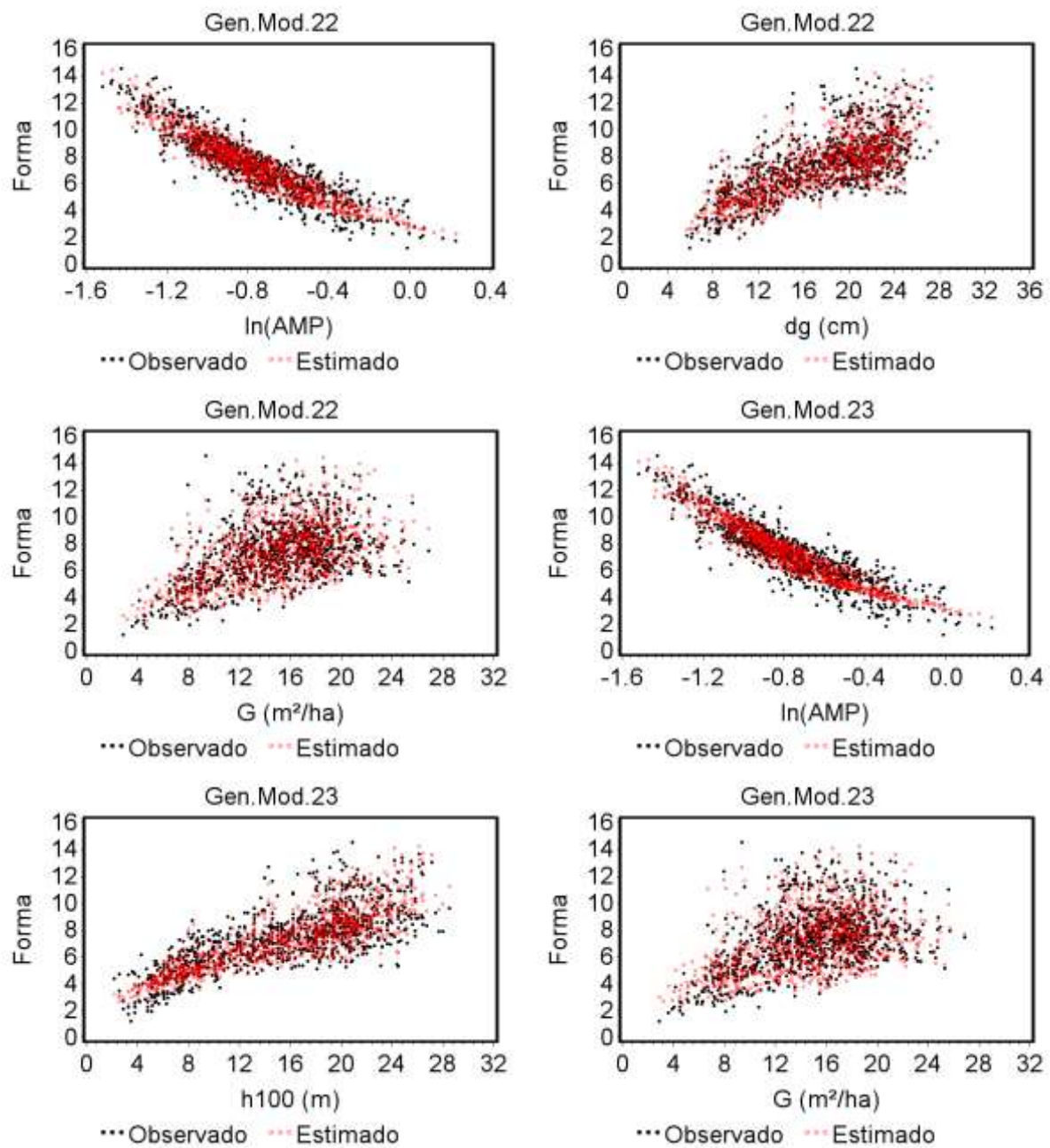




Fonte: O autor

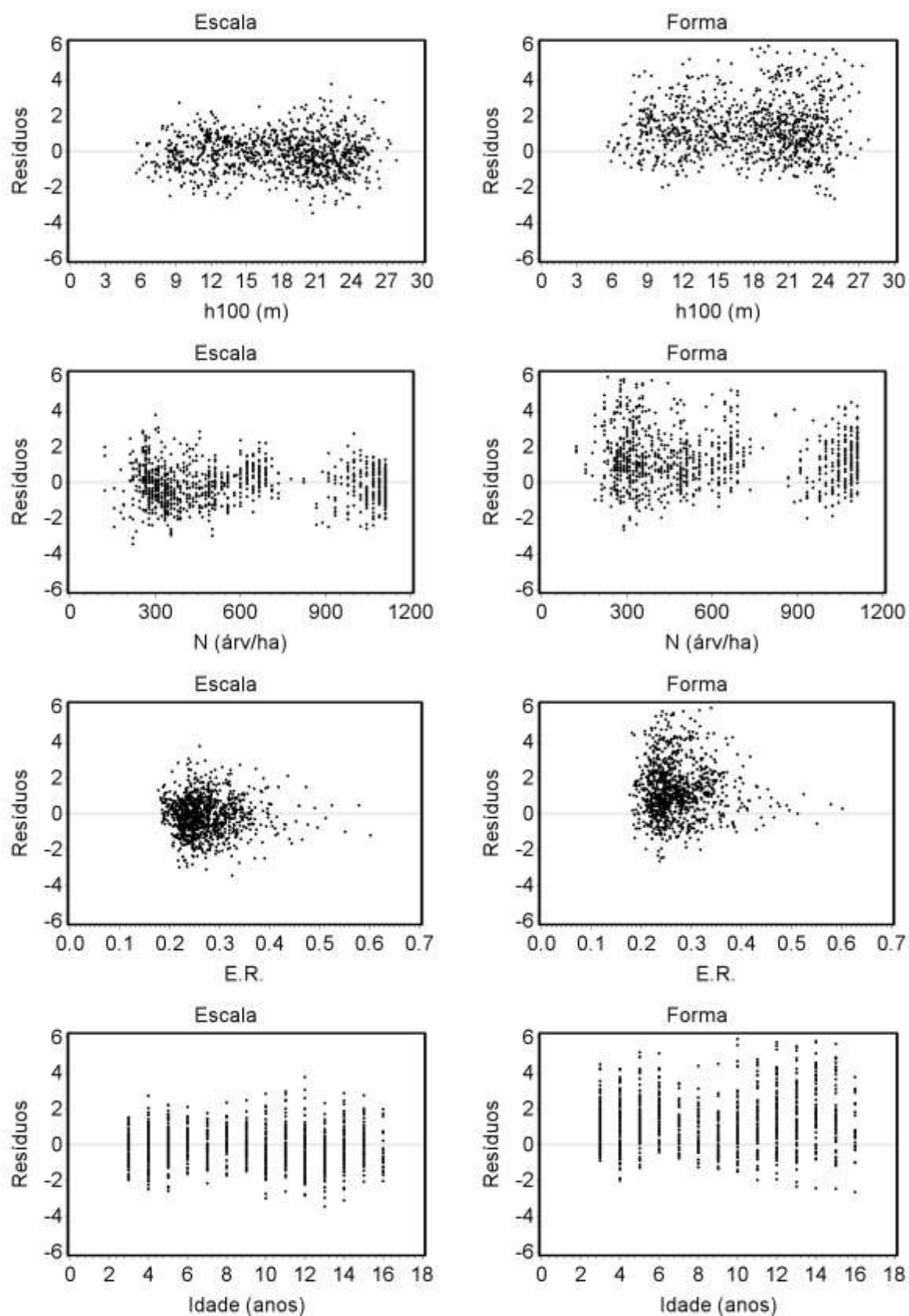
APÊNDICE U - PARÂMETROS DE FORMA OBSERVADOS E ESTIMADOS EM FUNÇÃO DAS VARIÁVEIS INDEPENDENTES DOS MODELOS TESTADOS





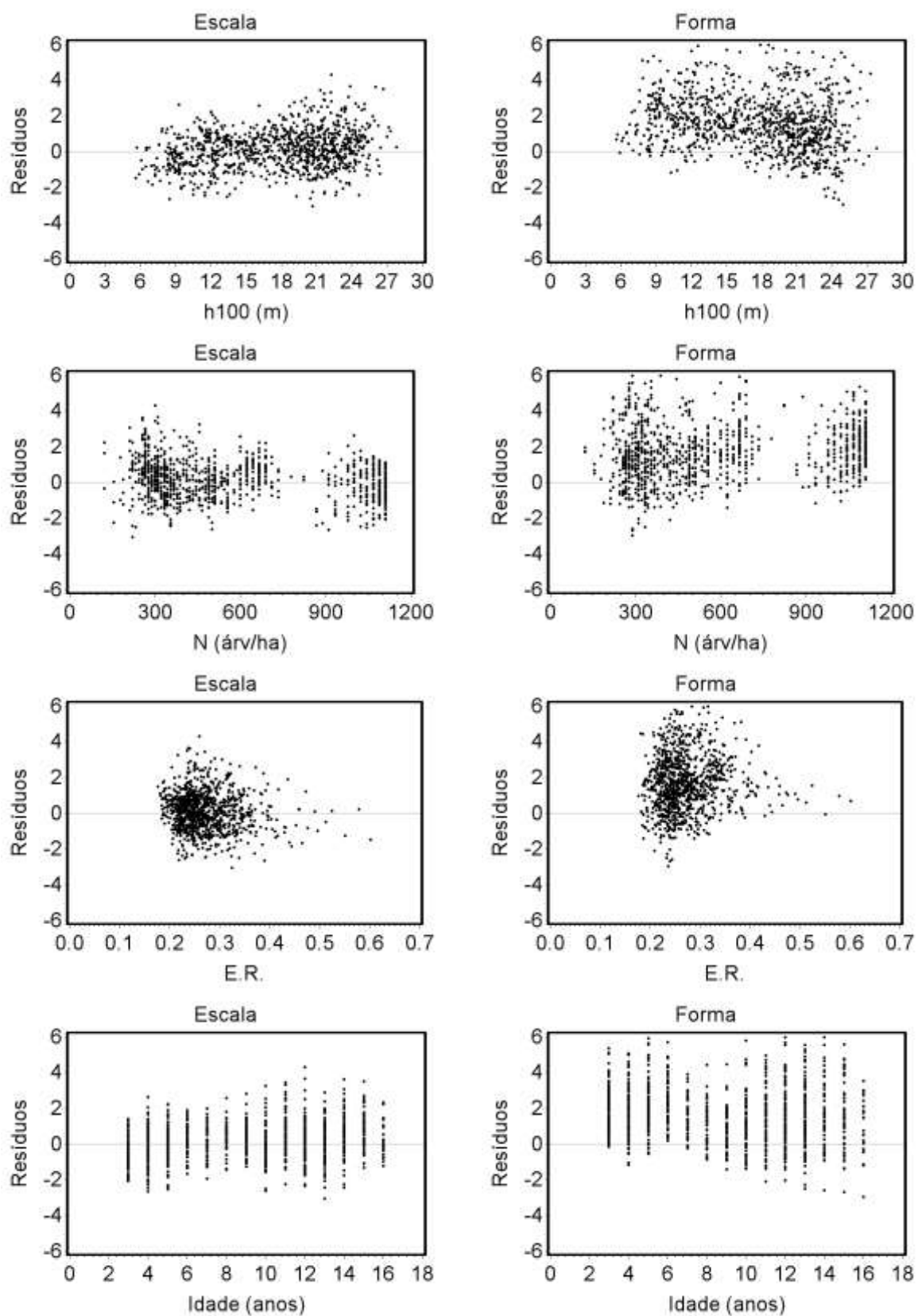
Fonte: O autor

APÊNDICE V - DISTRIBUIÇÃO DOS RESÍDUOS EM FUNÇÃO DAS VARIÁVEIS INDEPENDENTES DOS MODELOS POR REGRESSÃO DE MÁXIMA VEROSSIMILHANÇA



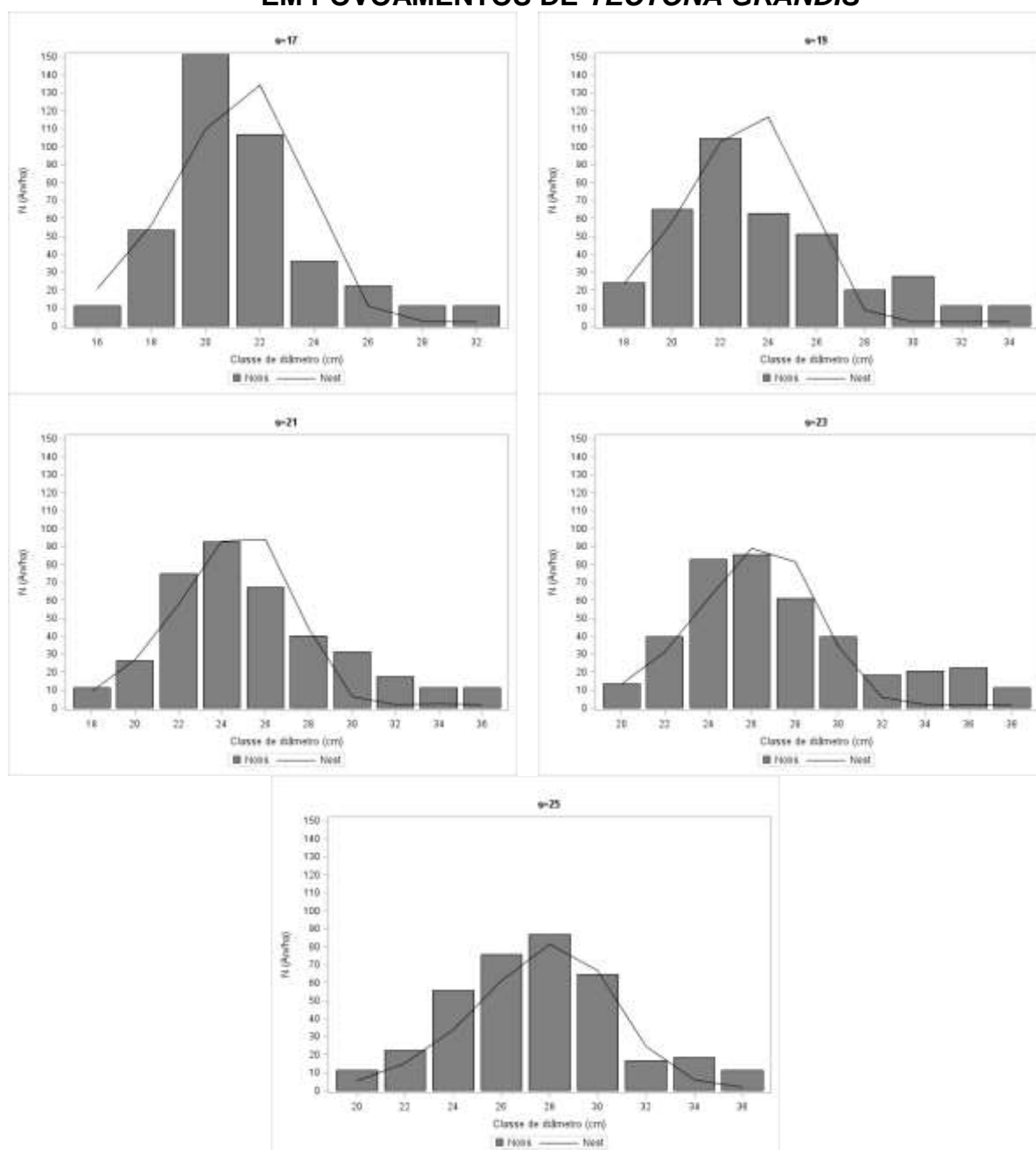
Fonte: O autor

APÊNDICE W - DISTRIBUIÇÃO DOS RESÍDUOS EM FUNÇÃO DAS VARIÁVEIS INDEPENDENTES DOS MODELOS DE FUNÇÃO DE REGRESSÃO DA DISTRIBUIÇÃO ACUMULADA



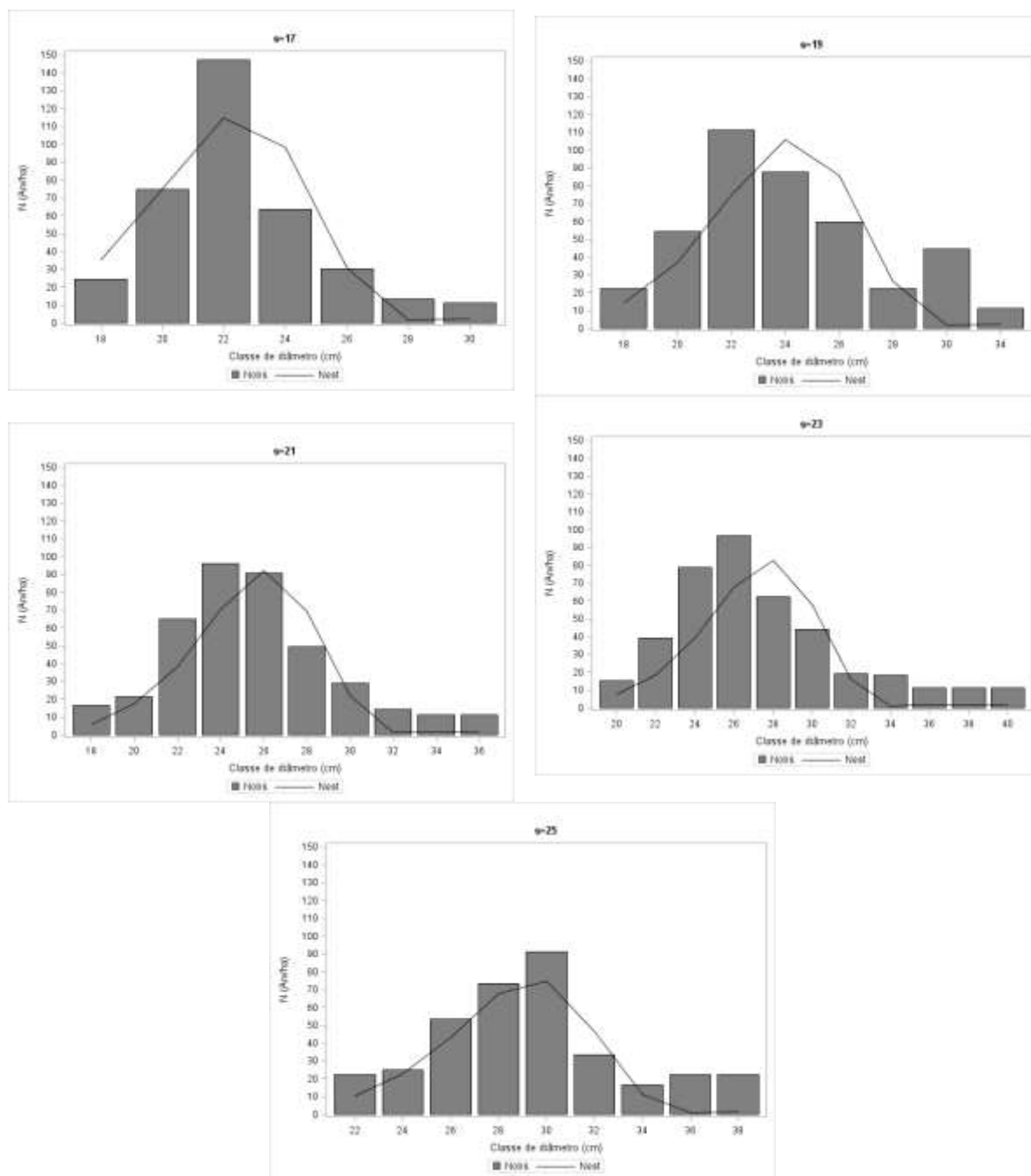
Fonte: O autor

APÊNDICE X - DISTRIBUIÇÃO DE DIÂMETROS OBSERVADA (N_{OBS}), ESTIMADA (N_{EST}) PARA TODOS OS SÍTIOS AOS 12 ANOS EM POVOAMENTOS DE *TECTONA GRANDIS*



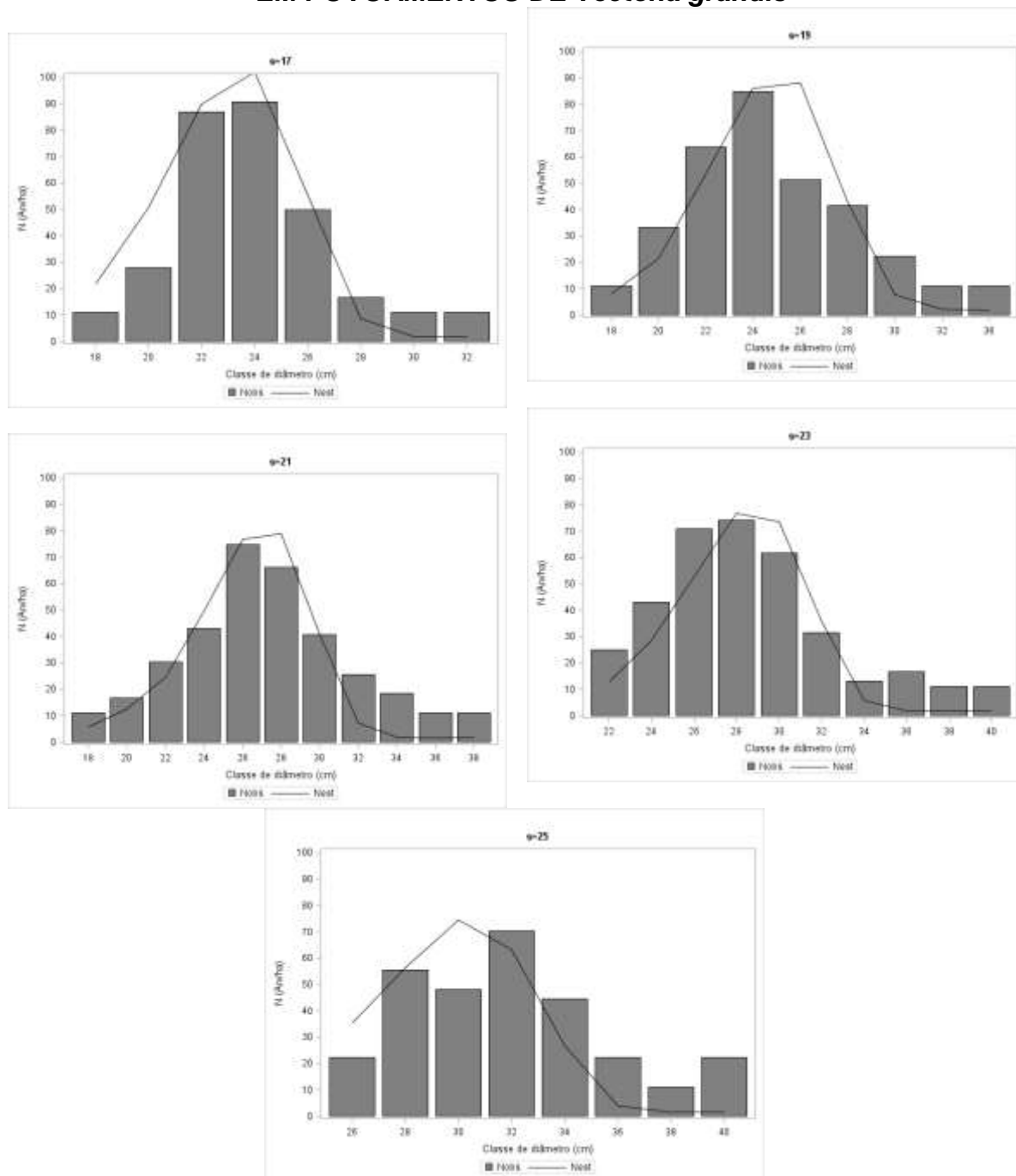
Fonte: O autor

APÊNDICE Y - DISTRIBUIÇÃO DE DIÂMETROS OBSERVADA (N_{OBS}), ESTIMADA (N_{EST}) PARA TODOS OS SÍTIOS AOS 13 ANOS EM POVOAMENTOS DE *TECTONA GRANDIS*



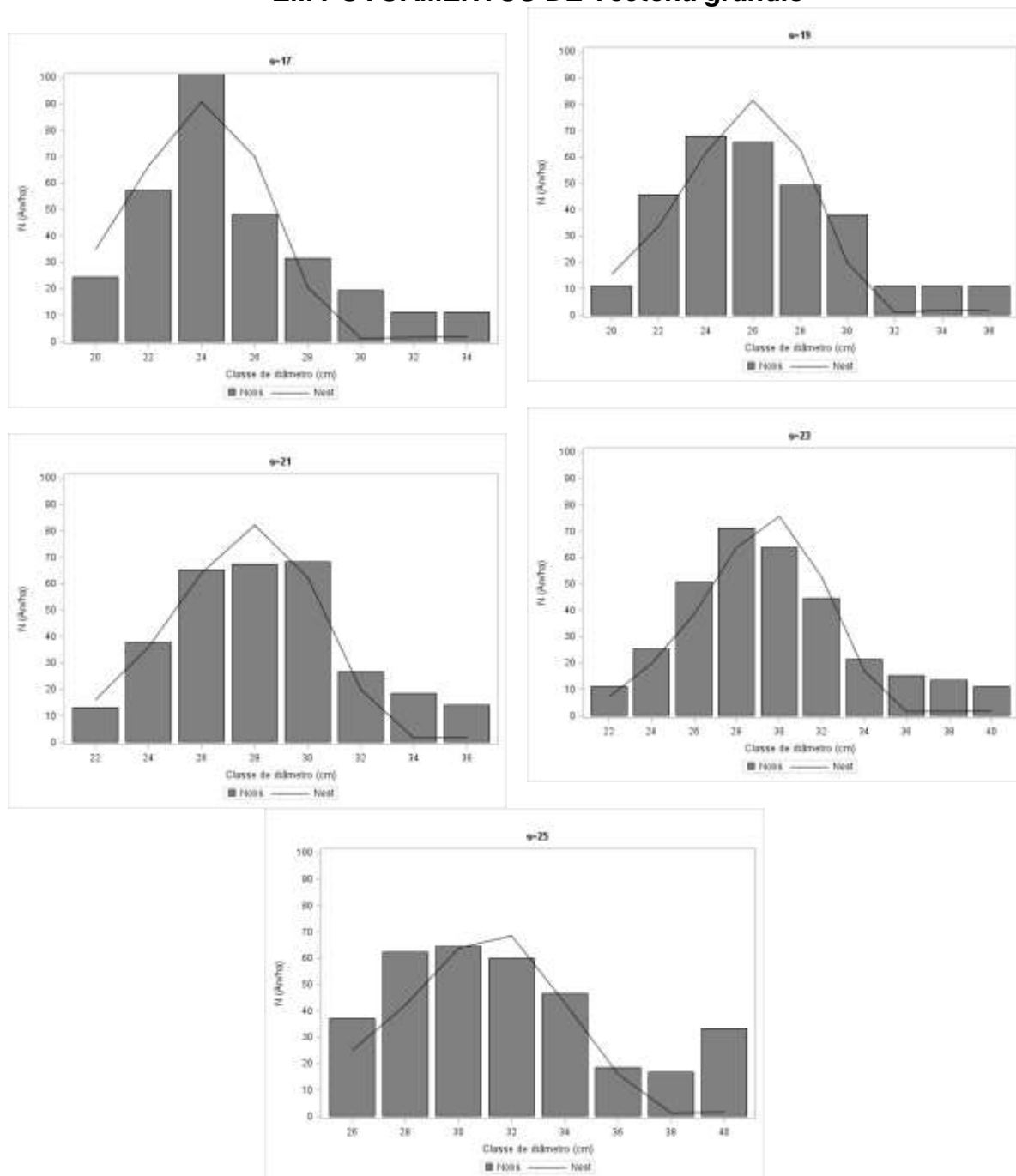
Fonte: O autor

APÊNDICE Z - DISTRIBUIÇÃO DE DIÂMETROS OBSERVADA (N_{OBS}), ESTIMADA (N_{EST}) PARA TODOS OS SÍTIOS AOS 14 ANOS EM POVOAMENTOS DE *Tectona grandis*



Fonte: O autor

APÊNDICE AA - DISTRIBUIÇÃO DE DIÂMETROS OBSERVADA (N_{OBS}), ESTIMADA (N_{EST}) PARA TODOS OS SÍTIOS AOS 15 ANOS EM POVOAMENTOS DE *Tectona grandis*



Fonte: O autor

APÊNDICE AB – VÁRIAVEIS INDEPENDENTES (x_i) SELECIONADAS POR STEPWISE, COEFICIENTES DE DETERMINAÇÃO (R^2) DOS MODELOS DESENVOLVIDOS PARA OS ATRIBUTOS DOS POVOAMENTOS DE DESCRITOS

Atributo	x'_{is} / R^2	Passos			
		1	2	3	4
h (m)	x_i	h_{100}	d	-	-
	R^2	0,95	0,96	-	-
h_{100} (m)	x_i	$\ln(t)$	$1/t$	-	-
	R^2	0,94	0,94	-	-
dg (cm)	x_i	h	t	IPA_{h100}	-
	R^2	0,95	0,97	0,97	-
\bar{h} (m)	x_i	h_{100}	dg	IPA_{h100}	-
	R^2	0,99	0,99	0,99	-
d_{min} (cm)	x_i	dg	$\ln(N)$	d_{max}	T
	R^2	0,96	0,97	0,97	0,97
d_{max} (cm)	x_i	dg	d_{min}	GH	-
	R^2	0,97	0,97	0,97	-
β	x_i	dg	DIF	N	d_{min}
	R^2	0,99	0,99	0,99	0,99
γ	x_i	$\ln(AMP)$	G	DIF	dg
	R^2	0,77	0,85	0,86	0,88

Legenda: d = diâmetro a 1,3 metros do solo; d_{min} = diâmetro mínimo (cm); dg = diâmetro médio quadrático (cm); d_{max} = diâmetro máximo (cm); G = área basal por hectare (m^2/ha) h = Altura da árvore (m); \bar{h} = altura média (m); h_{100} = altura dominante (m); N = número de árvores por hectare; t = tempo (anos); $GH=G \cdot h_{100}$; IPA_{h100} = incremento periódico anual em altura dominante; E.R.=espacamento relativo; $dif=d_{max}-d_{min}$; $amp=(d_{max}-d_{min})/dg$; β = parametro de escala; γ = parametro de forma; \ln = logaritmo neperiano.

Fonte: O autor