

UNIVERSIDADE FEDERAL DO PARANÁ

DIEGO MOREIRA

EQUAÇÕES SIMULTÂNEAS NA MODELAGEM DO CRESCIMENTO E
PRODUÇÃO EM CLASSES DE DIÂMETRO PARA PLANTIOS DE

Pinus Elliottii

CURITIBA

2021

DIEGO MOREIRA

EQUAÇÕES SIMULTÂNEAS NA MODELAGEM DO CRESCIMENTO E
PRODUÇÃO EM CLASSES DE DIÂMETRO PARA PLANTIOS DE
Pinus Elliottii

Dissertação apresentada ao Programa de Pós Graduação em Engenharia Florestal, do Setor de Ciências Agrárias, da Universidade Federal do Paraná, como requisito parcial à obtenção do título de Mestre em Engenharia Florestal.

Orientador: Prof. Dr. Júlio Eduardo Arce

Coorientador: Prof. Dr. Alexandre Behling

CURITIBA

2021

Ficha catalográfica elaborada pela
Biblioteca de Ciências Florestais e da Madeira - UFPR

Moreira, Diego

Equações simultâneas na modelagem do crescimento e produção em classes de diâmetro para plantios de *Pinus Elliottii* / Diego Moreira. – Curitiba, 2021.

148 f. : il.

Orientador: Prof. Dr. Júlio Eduardo Arce

Coorientador: Prof. Dr. Alexandre Behling

Dissertação (Mestrado) - Universidade Federal do Paraná, Setor de Ciências Agrárias, Programa de Pós-Graduação em Engenharia Florestal.

Defesa: Curitiba, 20/09/2021. Área de concentração: Manejo Florestal.

1. Florestas - Métodos estatísticos. 2. Árvores - Crescimento.
3. *Pinus elliottii*. 4. Florestas - Manejo. 5. Árvores - Medição.
6. Equações. 7. Teses. I. Arce, Júlio Eduardo. II. Behling, Alexandre.
III. Universidade Federal do Paraná, Setor de Ciências Agrárias. IV. Título.

CDD – 634.9

CDU – 634.0.51

Bibliotecária: Berenice Rodrigues Ferreira – CRB 9/1160

TERMO DE APROVAÇÃO



MINISTÉRIO DA EDUCAÇÃO
SETOR DE CIÊNCIAS AGRÁRIAS
UNIVERSIDADE FEDERAL DO PARANÁ
PRÓ-REITORIA DE PESQUISA E PÓS-GRADUAÇÃO
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO ENGENHARIA
FLORESTAL - 40001016015P0

TERMO DE APROVAÇÃO

Os membros da Banca Examinadora designada pelo Colegiado do Programa de Pós-Graduação em ENGENHARIA FLORESTAL da Universidade Federal do Paraná foram convocados para realizar a arguição da Dissertação de Mestrado de DIEGO MOREIRA intitulada: EQUAÇÕES SIMULTANEAS NA MODELAGEM DO CRESCIMENTO E PRODUÇÃO EM CLASSES DE DIAMETRO PARA PLANTIOS DE *Pinus elliottii*, sob orientação do Prof. Dr. JULIO EDUARDO ARCE, que após terem inquirido o aluno e realizada a avaliação do trabalho, são de parecer pela sua APROVAÇÃO no rito de defesa.

A outorga do título de mestre está sujeita à homologação pelo colegiado, ao atendimento de todas as indicações e correções solicitadas pela banca e ao pleno atendimento das demandas regimentais do Programa de Pós-Graduação.

CURITIBA, 20 de Setembro de 2021.

Assinatura Eletrônica

20/09/2021 10:46:30.0

JULIO EDUARDO ARCE

Presidente da Banca Examinadora

Assinatura Eletrônica

20/09/2021 11:06:10.0

FABIANO DE OLIVEIRA FORTES

Avaliador Externo (UNIVERSIDADE FEDERAL DE SANTA MARIA)

Assinatura Eletrônica

20/09/2021 12:21:21.0

ALLAN LIBANIO PELISSARI

Avaliador Interno (UNIVERSIDADE FEDERAL DO PARANÁ)

Avenida Lothário Meissner, 632 - CURITIBA - Paraná - Brasil
CEP 80210-170 - Tel: (41) 3360-4212 - E-mail: pgfloresta@gmail.com

Documento assinado eletronicamente de acordo com o disposto na legislação federal Decreto 8539 de 08 de outubro de 2015.

Gerado e autenticado pelo SIGA-UFPR, com a seguinte identificação única: 110158

Para autenticar este documento/assinatura, acesse <https://www.prppg.ufpr.br/siga/visitante/autenticacaoassinaturas.jsp> e insira o código 110158

Dedico a todos que apoiaram a incentivaram a realizaç o deste trabalho.

AGRADECIMENTOS

Universidade Federal do Paraná, Programa de Pós-graduação em Engenharia Florestal, pela oportunidade de estudo. Aos professores da pós-graduação, o meu muito obrigado pelos conhecimentos transmitidos.

Ao Grupo Madem, Madem S/A Industria e Comercio de Madeiras e Embalagens e Madem Florestamento Ltda, fica meu agradecimento pelas oportunidades oferecidas, troca de conhecimento a todos que convivo diariamente, por possibilitar a realização deste projeto.

Professor Dr. Júlio Eduardo Arce e Dr. Alexandre Behling, meu orientador e co-orientador, conversas, troca de conhecimento, paciência em alguns momentos onde o tempo era escasso e as conversas sempre adiadas

Aos amigos e colegas, que durante estes anos tive a oportunidade de conhecer e conviver, em especial aos que sempre estavam no laboratório de Manejo Florestal.

Aos demais professores, que me proporcionaram conhecimento e foram determinantes em minha formação.

Aos meus Pais, Sandro Cesar Moreira e Mariza Benvenuto Moreira, por todo o apoio em todas os desafios que iniciamos, pelos conselhos durante as conversas e momentos de distração.

A minha esposa, Fabiana Herzing Farias Moreira pelo apoio, compreensão nos momentos de ausência, principalmente na reta final da dissertação.

Inovar é questionar o que já existe e propor algo melhor. (Thiago Nigro, 2020)

RESUMO

Neste trabalho, é discutido a modelagem do crescimento e da produção com uso de ajustes simultâneos por meio de regressões aparentemente não relacionadas. Várias equações são utilizadas para a estimativa da produção do povoamento, algumas delas possuem as mesmas variáveis independentes e algumas possuem variáveis dependentes correlacionadas. Essas duas condições geram resíduos correlacionados e essa informação pode ser utilizada nos ajustes visando obter menores variâncias para as equações. Isso motivou avaliar se os ajustes por sistemas resultam em melhores estatísticas para a modelagem quando comparada com os ajustes dos modelos para crescimento e produção de forma independentemente para predição e projeção das variáveis, necessárias para realizar a estimativa da produção do povoamento. Assim, esta pesquisa teve como objetivo avaliar um sistema de equações para crescimento e produção, com ajuste simultâneo, para plantios de *Pinus elliotii* submetidos a desbastes, bem como comparar os resultados com o ajuste independente. Os dados utilizados no ajuste dos modelos foram provenientes de parcelas permanentes de povoamentos localizados nos municípios de Rio Negro e Campo do Tenente, no estado do Paraná. A função de densidade de probabilidade Weibull foi escolhida para gerar a distribuição diamétrica. Dessa maneira, dois sistemas de prognose foram produzidos: o primeiro foi utilizado para a predição de atributos na idade do primeiro desbaste e o segundo para a projeção dos atributos na idade do segundo desbaste ou corte final. Os atributos modelados foram aqueles necessários para recuperação dos parâmetros da função Weibull nas idades de intervenção pelo Método dos Momentos. Foi realizado o ajuste independente de todos os modelos, sendo as equações selecionadas, a partir das estatísticas de seleção, coeficiente de determinação e erro padrão da estimativa, para compor um sistema de equações, para o ajuste simultâneo. As equações ajustadas por meio dos sistemas de equações resultaram em estatísticas de coeficiente de determinação e erro padrão semelhantes aos ajustes das equações independentes. Entretanto, o erro padrão dos coeficientes foi menor para as equações simultâneas, o que revelou que as equações possuem menor variância, sendo mais eficientes. O método SUR possibilitou simular o crescimento e a produção em plantios de *Pinus elliotii* ao longo da rotação, gerando resultados com menor erro padrão dos coeficientes, principalmente para o corte final onde são colhidas as melhores árvores com maior valor agregado. Assim, recomenda-se o ajuste de sistemas de equações para a modelagem de crescimento e produção de *Pinus elliotii*.

Palavras-chave: Crescimento e Produção. Diâmetro Mínimo. Ajuste Simultâneo. Parcelas Permanentes. Ajuste Independente.

ABSTRACT

The present paper discusses the growth and yield modeling with the use of simultaneous adjustments, by the means of Seemingly Unrelated Regressions – SUR. Several equations are utilized to the estimate of yield of the plantation, some of which possess correlated-dependent variables. These two conditions generate correlated residues and this information may be used in the adjustments aiming to obtain lesser variances for the equations. This caused the evaluation, if the adjustments by systems reveal better statistics to the modeling compared to the growth and yield modeling independently to the prediction and forecast of the variables, needed to perform the estimate of plantation yield. Thus, this research had as main objective the testing of a system of equations to the growth and yield, with simultaneous adjustments, to the plantation of *Pinus elliottii* submitted to thinning, and compare the results with the independent adjustment. The data used to adjust the models were derived from plantation permanent plots of land located in Rio Negro and Campo do Tenente cities, in the state of Paraná. The Weibull density probability function was chosen to generate the diametric distribution. Therefore, two systems of prognosis were produced: The first was used to the prediction of the first thinning age attributes and the second to the projection of the second thinning age attributes or the harvest. The modeled attributes were the ones needed to the recuperation of the Weibull function in the ages of intervention by the method of moments. The independent adjustment of all the models were utilized, being the equations selected from the selection statistics, determination coefficient and standard error of estimate, to compose the equation systems, for the simultaneous adjustment. The equations adjusted through the equation systems reveal determination coefficient statistics and the standard error similar to the independent equation adjustments. However, the standard error of the coefficients was lower in the simultaneous equations, which revealed the equations as having lesser variance, that is to say, as being more efficient. The tested method allowed the simulation of growth and yield in plantations of *Pinus elliottii* throughout the rotation, generating appropriate results, mainly for the harvest where the better trees with the greater added values are harvested. Consequently, it is recommended the system of equation adjustments to the growth and yield production modeling of *Pinus elliottii*.

Key words: Growth and Yield. Minimum Diameter. Simultaneous Adjustments. Permanent Plots of Land. Independent Adjustment.

LISTA DE FIGURAS

FIGURA 1 – DISTRIBUIÇÃO E EVOLUÇÃO DA ÁREA COM PLANTIOS DE <i>Pinus</i> , POR ESTADO NO BRASIL.....	28
FIGURA 2 – VIOLINPLOT E BOXPLOT PARA A VARIÁVEL <i>hdom</i> (m), PARA AS TRÊS CLASSES DE IDADES.....	71
FIGURA 3 – VIOLINPLOT E BOXPLOT PARA A VARIÁVEL <i>d</i> (cm), PARA AS TRÊS CLASSES DE IDADES.	72
FIGURA 4 – VIOLINPLOT E BOXPLOT PARA A VARIÁVEL <i>dg</i> (cm), PARA AS TRÊS CLASSES DE IDADES.....	72
FIGURA 5 – VIOLINPLOT E BOXPLOT PARA A VARIÁVEL <i>G</i> (cm ²), PARA AS TRÊS CLASSES DE IDADES.....	73
FIGURA 6 – VIOLINPLOT E BOXPLOT PARA A VARIÁVEL <i>Dmin</i> (cm), PARA AS TRÊS CLASSES DE IDADES.....	73
FIGURA 7 – VIOLINPLOT E BOXPLOT PARA A VARIÁVEL <i>Dmax</i> (cm), PARA AS TRÊS CLASSES DE IDADES.....	74
FIGURA 8 – RESÍDUOS PARA OS EQUAÇÕES PARA ALTURA DOMINANTE.....	76
FIGURA 9 – CURVAS DE SÍTIO PARA AS QUATRO EQUAÇÕES AJUSTADAS...76	
FIGURA 10 – GRÁFICOS DE CORRELAÇÃO PARA AS VARIÁVEIS IDADE (ANOS), ALTURA DOMINANTE (<i>hd</i>), ÁREA BASAL (<i>G</i>), ÁRVORES POR HECTARE, DIÂMETRO MÉDIO (<i>d</i>), DIÂMETRO MÉDIO QUADRÁTICO (<i>dg</i>), DIÂMETRO MÍNIMO (<i>Dmin</i>) E VARIÂNCIA DOS DIÂMETROS (<i>S²d</i>).....	83
FIGURA 11 – DISTRIBUIÇÃO DO NÚMERO MÉDIO DE ARVORES POR HECTARE PARA CADA CLASSE DE DIAMÉTRICA PARA IDADE DE 10 ANOS, OBSERVADO E ESTIMADO DEPOIS DO PRIMEIRO DESBASTE..	91
FIGURA 12 – DISTRIBUIÇÃO DO NÚMERO MÉDIO POR HECTARE PARA CADA CLASSE DE DIAMÉTRICA PARA IDADE 16 ANOS, OBSERVADO E ESTIMADO DEPOIS DO SEGUNDO DESBASTE.	97
FIGURA 13 – DISTRIBUIÇÃO DIAMÉTRICA PREDITA E DISTRIBUIÇÃO MÉDIA OBSERVADA ANTES DO PRIMEIRO DESBASTE POR SÍTIO.....	105

FIGURA 14 – DISTRIBUIÇÃO DIAMÉTRICA PREDITA E DISTRIBUIÇÃO MÉDIA OBSERVADA APÓS O PRIMEIRO DESBASTE POR SÍTIO.	110
FIGURA 15 – DISTRIBUIÇÃO DIAMÉTRICA PREDITA E DISTRIBUIÇÃO MÉDIA OBSERVADA ANTES DO SEGUNDO DESBASTE POR SÍTIO.	113
FIGURA 16 – GRÁFICOS DE RESÍDUOS PARA OS EQUAÇÕES DE SOBREVIVÊNCIA.....	139
FIGURA 17 – GRÁFICOS DE RESÍDUOS PARA OS EQUAÇÕES DE ÁREA BASAL	139
FIGURA 18 – GRÁFICOS DE RESÍDUOS PARA OS EQUAÇÕES DE DIÂMETRO MÍNIMO.....	139
FIGURA 19 – GRÁFICOS DE RESÍDUOS PARA OS EQUAÇÕES AJUSTADOS PARA ESTIMAR A VARIÂNCIA DOS DIÂMETROS.....	140
FIGURA 20 – GRÁFICOS DE RESÍDUOS PARA OS EQUAÇÕES AJUSTADOS PARA ESTIMAR O DIÂMETRO MÁXIMO	141
FIGURA 21 – GRÁFICOS DE RESÍDUOS PARA OS EQUAÇÕES AJUSTADOS PARA ESTIMAR O DIÂMETRO MÉDIO QUADRÁTICO APÓS 1º DESBASTE.....	141
FIGURA 22 – GRÁFICOS DE RESÍDUOS PARA OS EQUAÇÕES AJUSTADOS PARA ESTIMAR O DIÂMETRO MÍNIMO APÓS 1º DESBASTE	141
FIGURA 23 – GRÁFICOS DE RESÍDUOS PARA OS EQUAÇÕES AJUSTADOS PARA ESTIMAR O DIÂMETRO MÉDIO APÓS 1º DESBASTE.....	142
FIGURA 24 – GRÁFICOS DE RESÍDUOS PARA OS EQUAÇÕES AJUSTADOS PARA RECUPERAÇÃO DO PARÂMETRO “ <i>a</i> ” DA EQUAÇÃO DE WEIBULL	142
FIGURA 25 – GRÁFICOS DE RESÍDUOS PARA OS EQUAÇÕES AJUSTADOS PARA RECUPERAÇÃO DO PARÂMETRO “ <i>b</i> ” DA EQUAÇÃO DE WEIBULL	143
FIGURA 26 – GRÁFICOS DE RESÍDUOS PARA OS EQUAÇÕES AJUSTADOS PARA RECUPERAÇÃO DO PARÂMETRO “ <i>c</i> ” DA EQUAÇÃO DE WEIBULL	143
FIGURA 27 – GRÁFICOS DE RESÍDUOS PARA OS EQUAÇÕES AJUSTADOS PARA ESTIMAR O DIÂMETRO MÉDIO QUADRÁTICO APÓS 2º DESBASTE.....	144

FIGURA 28 – GRÁFICOS DE RESÍDUOS PARA OS EQUAÇÕES AJUSTADOS PARA ESTIMAR O DIÂMETRO MÍNIMO APÓS 2º DESBASTE	144
FIGURA 29 – GRÁFICOS DE RESÍDUOS PARA OS EQUAÇÕES AJUSTADOS PARA ESTIMAR O DIÂMETRO MÉDIO APÓS 2º DESBASTE	144
FIGURA 30 – GRÁFICOS DE RESÍDUOS PARA OS EQUAÇÕES AJUSTADOS PARA RECUPERAÇÃO DO PARÂMETRO “ <i>a</i> ” DA EQUAÇÃO DE WEIBULL	145
FIGURA 31 – GRÁFICOS DE RESÍDUOS PARA OS EQUAÇÕES AJUSTADOS PARA RECUPERAÇÃO DO PARÂMETRO “ <i>b</i> ” DA EQUAÇÃO DE WEIBULL	145
FIGURA 32 – GRÁFICOS DE RESÍDUOS PARA OS EQUAÇÕES AJUSTADOS PARA RECUPERAÇÃO DO PARÂMETRO “ <i>c</i> ” DA EQUAÇÃO DE WEIBULL	146
FIGURA 33 – GRÁFICOS DE RESÍDUOS PARA OS EQUAÇÕES AJUSTADAS PARA PROJEÇÃO DA ÁREA BASAL	146
FIGURA 34 – GRÁFICOS DE RESÍDUOS PARA OS EQUAÇÕES AJUSTADAS PARA PROJEÇÃO DA VARIÂNCIA DOS DIÂMETROS	147
FIGURA 35 – GRÁFICOS DE RESÍDUOS PARA OS EQUAÇÕES AJUSTADAS PARA PROJEÇÃO DA DIÂMETRO MÍNIMO	147
FIGURA 36 – GRÁFICOS DE RESÍDUOS PARA OS EQUAÇÕES AJUSTADAS PARA PROJEÇÃO DA DIÂMETRO MÉDIO	147
FIGURA 37 – GRÁFICOS DE RESÍDUOS PARA OS EQUAÇÕES AJUSTADAS PARA PROJEÇÃO DA DIÂMETRO MÉDIO QUADRÁTICO	148
FIGURA 38 – GRÁFICOS DE RESÍDUOS PARA OS EQUAÇÕES AJUSTADAS PARA PROJEÇÃO DA DIÂMETRO MÁXIMO	148

LISTA DE TABELAS

TABELA 1 – SISTEMA DE DESBASTE APLICADO NAS ÁREAS.	43
TABELA 2 – QUANTIDADE DE PARCELAS E ÁRVORES MENSURADAS POR IDADE.	44
TABELA 3 – MODELOS UTILIZADOS PARA ESTIMATIVA DA ALTURA DOMINANTE.....	46
TABELA 4 – REGRA DE DESCISÃO PARA A COMPARAÇÃO DO TESTE DE HIPÓTESE DE IDENTIDADE DE MODELOS.....	50
TABELA 5 – MODELOS DE SOBREVIVÊNCIA.....	51
TABELA 6 – MODELOS PARA ÁREA BASAL.....	52
TABELA 7 – MODELOS PARA DIÂMETRO MÍNIMO.....	52
TABELA 8 – MODELOS PARA A VARIÂNCIA DOS DIÂMETROS.....	53
TABELA 9 – MODELOS PARA O DIÂMETRO MÁXIMO.....	54
TABELA 10 – MODELOS PARA ESTIMAR DIÂMETRO MÍNIMO, DIÂMETRO MÉDIO QUADRÁTICO E DIÂMETRO MÉDIO ARITMÉTICO DEPOIS DO PRIMEIRO DESBASTE.....	55
TABELA 11 – MODELOS PARA ESTIMAR O PARÂMETRO “ <i>a</i> ” DA FUNÇÃO DE PROBABILIDADE DE WEIBULL DEPOIS DO PRIMEIRO DESBASTE	55
TABELA 12 – MODELOS PARA ESTIMAR O PARÂMETRO “ <i>b</i> ” DA FUNÇÃO DE PROBABILIDADE DE WEIBULL DEPOIS DO PRIMEIRO DESBASTE	56
TABELA 13 – MODELOS PARA ESTIMAR O PARÂMETRO “ <i>c</i> ” DA FUNÇÃO DE PROBABILIDADE DE WEIBULL DEPOIS DO PRIMEIRO DESBASTE	56
TABELA 14 – MODELOS PARA ESTIMAR DIÂMETRO MÍNIMO, DIÂMETRO MÉDIO QUADRÁTICO E DIÂMETRO MÉDIO ARITMÉTICO DEPOIS DO SEGUNDO DESBASTE.....	57
TABELA 15 – MODELOS PARA ESTIMAR O PARÂMETRO “ <i>a</i> ” DA FUNÇÃO DE PROBABILIDADE DE WEIBULL DEPOIS DO SEGUNDO DESBASTE	57
TABELA 16 – MODELOS PARA ESTIMAR O PARÂMETRO “ <i>b</i> ” DA FUNÇÃO DE WEIBULL DEPOIS DO SEGUNDO DESBASTE.....	58

TABELA 17 – MODELO PARA ESTIMAR O PARÂMETRO “c” DA FUNÇÃO DE WEIBULL DEPOIS DO SEGUNDO DESBASTE	58
TABELA 18 – MODELOS PARA ESTIMAR A ÁREA BASAL.....	59
TABELA 19 – MODELOS PARA ESTIMAR A VARIÂNCIA DOS DIÂMETROS.....	60
TABELA 20 – MODELOS PARA ESTIMAR O DIÂMETRO MÍNIMO	60
TABELA 21 – MODELOS PARA ESTIMAR O DIÂMETRO MÉDIO ARITMÉTICO...60	
TABELA 22 – MODELOS PARA ESTIMAR O DIÂMETRO MÉDIO QUADRÁTICO .61	
TABELA 23 – MODELOS PARA ESTIMAR O DIÂMETRO MÁXIMO	61
TABELA 24 - ESTATÍSTICA DESCRITIVA PARA AS VARIÁVEIS ALTURA DOMINANTE (m), DIÂMETRO A ALTURA DO PEITO (cm), ÁREA TRANSVERSAL (cm ²) , NÚMERO DE ÁRVORES POR HECTARE, DIÂMETRO QUADRÁTICO (cm), DIÂMETRO MÉDIO QUADRÁTICO (cm), DIÂMETRO MÁXIMO (cm), DIÂMETRO MÍNIMO (cm) E VARIÂNCIA DOS DIÂMETROS PARA UNIDADE FLORESTA DE RIO NEGRO - PR.....	70
TABELA 25 – ESTIMATIVAS DOS COEFICIENTES DOS MODELOS TESTADOS COM RESPECTIVOS VALORES DE COEFICIENTES DE DETERMINAÇÃO E ERRO PADRÃO	75
TABELA 26 – ESTIMATIVAS DOS PARÂMETROS DOS MODELOS TESTADOS PARA AJUSTE INDEPENDENTE E SIMULTANEO	77
TABELA 27 – ESTATÍSTICAS R^2_{Adj} E S_{yx} PARA ESTIMATIVA DE ÁREA BASAL, DIÂMETRO MÍNIMO, VARIÂNCIA DOS DIÂMETROS E DIÂMETRO MÁXIMO, INDEPENDENTE E SIMULTÂNEO	78
TABELA 28 – CORRELAÇÃO CONTEMPORÂNEA PARA ESTIMATIVA DE DIÂMETRO MÉDIO QUADRÁTICO, DIÂMETRO MÍNIMO E DIÂMETRO MÉDIO APÓS O PRIMEIRO DESBASTE	79
TABELA 29 – DIFERENÇA DO ERRO PADRÃO DOS COEFICIENTES PARA ESTIMATIVA DE ÁREA BASAL, DIÂMETRO MÍNIMO, VARIÂNCIA DOS DIÂMETROS E DIÂMETRO MÁXIMO EM RELAÇÃO AO AJUSTE INDEPENDENTE E SIMULTÂNEO.	79
TABELA 30 – CORRELAÇÃO DES VARIÁVEIS COM O DIÂMETRO MÍNIMO.	82
TABELA 31 – CORRELAÇÃO DE VARIÁVEIS COM A VARIÂNCIA DOS DIÂMETROS.....	84

TABELA 32 – EQUAÇÕES PARA DIÂMETRO MÉDIO QUADRÁTICO, DIÂMETRO MÍNIMO E DIÂMETRO MÉDIO APÓS O DESBASTE E PARAMÉTRICOS DA EQUAÇÃO DE PROBABILIDADE DE WEIBULL, COM RESPECTIVOS VALORES DE COEFICIENTES DE DETERMINAÇÃO E ERRO PADRÃO.	85
TABELA 33 – ESTATÍSTICAS R^2_{Adj} E S_{yx} PARA ESTIMATIVA DE DIÂMETRO MÉDIO QUADRÁTICO, DIÂMETRO MÍNIMO E DIÂMETRO MÉDIO APÓS O PRIMEIRO DESBASTE, INDEPENDENTE E SIMULTÂNEO	86
TABELA 34 – CORRELAÇÃO CONTEMPORÂNEA PARA ESTIMATIVA DE DIÂMETRO MÉDIO QUADRÁTICO, DIÂMETRO MÍNIMO E DIÂMETRO MÉDIO APÓS O PRIMEIRO DESBASTE	87
TABELA 35 – DIFERENÇA DO ERRO PADRÃO DOS COEFICIENTES EQUAÇÕES PARA DIÂMETRO MÉDIO QUADRÁTICO, DIÂMETRO MÍNIMO E DIÂMETRO MÉDIO PARA O PRIMEIRO DESBASTE DEVIDO AO AJUSTE INDEPENDENTE E SIMULTÂNEO.	87
TABELA 36 – ESTATÍSTICAS R^2_{Adj} E S_{yx} PARA ESTIMATIVA DOS COEFICIENTES a , b E c PARA RECUPERAÇÃO DOS PARÂMETROS PARA O PRIMEIRO DESBASTE, INDEPENDENTE E SIMULTÂNEO.....	89
TABELA 37 – CORRELAÇÃO CONTEMPORÂNEA PARA DOS COEFICIENTES a , b E c PARA O PRIMEIRO DESBASTE.....	90
TABELA 38 – DIFERENÇA DO ERRO PADRÃO DOS COEFICIENTES a , b E c PARA RECUPERAÇÃO DOS PARÂMETROS PARA O PRIMEIRO DESBASTE DEVIDO AO AJUSTE INDEPENDENTE E SIMULTÂNEO.	90
TABELA 39 - EQUAÇÕES PARA DIÂMETRO MÉDIO QUADRÁTICO, DIÂMETRO MÍNIMO E DIÂMETRO MÉDIO APÓS O SEGUNDO DESBASTE E PARAMÉTRICOS DA EQUAÇÃO DE PROBABILIDADE DE WEIBULL, COM RESPECTIVOS VALORES DE COEFICIENTES DE DETERMINAÇÃO E ERRO PADRÃO.	92
TABELA 40 – ESTATÍSTICAS R^2_{Adj} E S_{yx} PARA ESTIMATIVA DE DIÂMETRO MÉDIO QUADRÁTICO, DIÂMETRO MÍNIMO E DIÂMETRO MÉDIO	

APÓS O SEGUNDO DESBASTE, INDEPENDENTE E SIMULTÂNEO	93
TABELA 42 – CORRELAÇÃO CONTEMPORÂNEA PARA ESTIMATIVA DE DIÂMETRO MÉDIO QUADRÁTICO, DIÂMETRO MÍNIMO E DIÂMETRO MÉDIO APÓS O PRIMEIRO DESBASTE	93
TABELA 43 – DIFERENÇA DO ERRO PADRÃO DOS COEFICIENTES DAS EQUAÇÕES PARA DIÂMETRO MÉDIO QUADRÁTICO, DIÂMETRO MÍNIMO E DIÂMETRO MÉDIO SEGUNDO DESBASTE DEVIDO AO AJUSTE INDEPENDENTE E SIMULTÂNEO.	94
TABELA 44 – ESTATÍSTICAS R^2_{Adj} E S_{yx} PARA ESTIMATIVA DOS COEFICIENTES a , b E c PARA RECUPERAÇÃO DOS PARÂMETROS PARA O SEGUNDO DESBASTE, INDEPENDENTE E SIMULTÂNEO	95
TABELA 45 – CORRELAÇÃO CONTEMPORÂNEA DOS COEFICIENTES a , b E c PARA O SEGUNDO DESBASTE	95
TABELA 46 – DIFERENÇA DO ERRO PADRÃO DOS COEFICIENTES a , b E c PARA RECUPERAÇÃO DOS PARÂMETROS PARA O SEGUNDO DESBASTE, DEVIDO AO AJUSTE INDEPENDENTE E SIMULTÂNEO.....	95
TABELA 47 – EQUAÇÕES PARA PROJETAR ÁREA BASAL, VARIÂNCIA DOS DIÂMETROS, DIÂMETRO MÍNIMO, DIÂMETRO MÉDIO QUADRÁTICO E DIÂMETRO MÁXIMO NA IDADE FUTURA, COM SEUS RESPECTIVOS COEFICIENTES DE DETERMINAÇÃO E ERRO PADRÃO.....	98
TABELA 48 – ESTATÍSTICAS R^2_{Adj} E S_{yx} PARA ESTIMATIVA DOS COEFICIENTES G^2 , S^2d , D_{min}^2 , dg^2 , $D_{máx}^2$ E d^2 PARA RECUPERAÇÃO DOS PARÂMETROS PARA O SEGUNDO DESBASTE, INDEPENDENTE E SIMULTÂNEO	99
TABELA 49 – CORRELAÇÃO CONTEMPORÂNEA DOS COEFICIENTES G^2 , S^2d E dg^2 PARA O SEGUNDO DESBASTE	99
TABELA 50 – CORRELAÇÃO CONTEMPORÂNEA DOS COEFICIENTES d^2 , D_{min}^2 E $D_{máx}^2$ PARA O SEGUNDO DESBASTE	99

TABELA 51 – DIFERENÇA DO ERRO PADRÃO DOS COEFICIENTES G_2 , S_2d , D_{min2} , d_{g2} , $D_{máx2}$ e d_2 PARA PROJEÇÃO DAS VARIÁVEIS, DEVIDO AO AJUSTE INDEPENDENTE E SIMULTÂNEO.	100
TABELA 52 – ESTIMATIVAS DOS ATRIBUTOS E PARÂMETROS DA FUNÇÃO DE WEIBULL ANTES DO PRIMEIRO DESBASTE.	104
TABELA 53 – VALORES MÉDIOS ESTIMADOS PARA AS VARIÁVEIS NÚMERO DE ÁRVORE POR HECTARE, ÁREA BASAL, ALTURA COMERCIAL E VOLUME POR CLASSE DIAMÉTRICA.	105
TABELA 54 – RESUMO DO TESTE DE L&O REALIZADO PARA AS ESTIMATIVAS DE NÚMERO DE ÁRVORES, ÁREA BASAL E VOLUME PARA CLASSES DE DIAMETROS OBTIDAS IMEDIATAMENTE ANTES DO PRIMEIRO DESBASTE.	106
TABELA 55 – ESTIMATIVAS DOS ATRIBUTOS E PARÂMETROS DA FUNÇÃO DE WEIBULL DEPOIS DO PRIMEIRO DESBASTE.	107
TABELA 56 – RESUMO DO TESTE DE L&O REALIZADO PARA AS ESTIMATIVAS DE NÚMERO DE ÁRVORES, ÁREA BASAL E VOLUME PARA CLASSES DE DIAMETROS OBTIDAS IMEDIATAMENTE DEPOIS DO PRIMEIRO DESBASTE.	107
TABELA 57 – VALORES MÉDIOS OBSERVADOS E VALORES ESTIMADOS DO NÚMERO DE ÁRVORES (N/ha), ÁREA BASAL (G), VOLUME (V) POR HECTARE POR CLASSE DE DAP REMOVIDAS NO PRIMEIRO DESBASTE PARA O ÍNDICE DE SÍTIO 23 m.	108
TABELA 58 – VALORES MÉDIOS OBSERVADOS VERSUS VALORES ESTIMADOS DO NÚMERO DE ÁRVORES (N/ha), ÁREA BASAL (G), VOLUME (V) POR HECTARE POR CLASSE DE DAP REMOVIDAS NO PRIMEIRO DESBASTE PARA O ÍNDICE DE SÍTIO 26 m.	109
TABELA 59 – ESTIMATIVAS DOS ATRIBUTOS E PARÂMETROS DA FUNÇÃO DE WEIBULL DEPOIS DO SEGUNDO DESBASTE.	111
TABELA 60 – RESUMO DO TESTE DE L&O REALIZADO PARA AS ESTIMATIVAS DE NÚMERO DE ÁRVORES, ÁREA BASAL E VOLUME PARA CLASSES DE DIAMETROS OBTIDAS IMEDIATAMENTE DEPOIS DO SEGUNDO DESBASTE.	111
TABELA 61 – VALORES MÉDIOS OBSERVADOS VERSUS VALORES ESTIMADOS DO NÚMERO DE ÁRVORES (N/ha), ÁREA BASAL (G),	

	VOLUME (V) POR HECTARE POR CLASSE DE DAP REMOVIDO APÓS O SEGUNDO DESBASTE PARA O ÍNDICE DE SÍTIO 26 m ¹¹²	
TABELA 62 –	VALORES MÉDIOS OBSERVADOS E VALORES ESTIMADOS DO NÚMERO DE ÁRVORES (N/ha), ÁREA BASAL (G), VOLUME (V) POR HECTARE POR CLASSE DE DAP REMOVIDO APOS SEGUNDO DESBASTE PARA O ÍNDICE DE SÍTIO 29 m	112
TABELA 63 –	ESTIMATIVAS DOS ARIBUTOS E PARÂMETROS DA FUNÇÃO DE WEIBULL RECUPERADOS PARA O CORTE RASO.....	114
TABELA 64 –	VALORES MÉDIOS OBSERVADOS E VALORES ESTIMADOS DO NÚMERO DE ÁRVORES (N/ha), ÁREA BASAL (G), VOLUME (V) POR HECTARE POR CLASSE DE DAP APÓS O SEGUNDO DESBASTE PARA O ÍNDICE DE SÍTIO 26 m	114
TABELA 66 –	VALORES MÉDIOS OBSERVADOS E VALORES ESTIMADOS DO NÚMERO DE ÁRVORES (N/ha), ÁREA BASAL (G), VOLUME (V) POR HECTARE POR CLASSE DE DAP APÓS O SEGUNDO DESBASTE PARA O ÍNDICE DE SÍTIO 29 m	115
TABELA 67 –	RESUMO DO TESTE DE L&O REALIZADO PARA AS ESTIMATIVAS DE NÚMERO DE ÁRVORES, ÁREA BASAL E VOLUME PARA CLASSES DE DIAMETROS OBTIDAS IMEDIATAMENTE ANTES DO CORTE RASO	116
TABELA 59:	RESULTADOS DAS ESTATÍSTICAS DE ACURÁCIA	116
TABELA 69 -	RESULTADOS DO TESTE QUI-QUADRADO	118
TABELA 70 –	ESTIMATIVAS DOS PARÂMETROS DOS EQUAÇÕES TESTADOS COM RESPECTIVOS COEFICIENTES DE DETERMINAÇÃO E ERRO PADRÃO PARA MODELOS DE SOBREVIVÊNCIA.....	130
TABELA 71 –	ESTIMATIVAS DOS PARÂMETROS DOS EQUAÇÕES TESTADOS COM RESPECTIVOS COEFICIENTES DE DETERMINAÇÃO E ERRO PADRÃO PARA MODELOS DE ÁREA BASAL.....	130
TABELA 72 –	ESTIMATIVAS DOS PARÂMETROS DOS EQUAÇÕES TESTADOS COM RESPECTIVOS COEFICIENTES DE DETERMINAÇÃO E ERRO PADRÃO PARA MODELOS PARA PREDIÇÃO DO DIÂMETRO MÍNIMO.....	131
TABELA 73 –	ESTIMATIVAS DOS PARÂMETROS DOS EQUAÇÕES TESTADOS COM RESPECTIVOS COEFICIENTES DE DETERMINAÇÃO E	

ERRO PADRÃO PARA MODELOS PARA PREDIÇÃO DA VARIÂNCIA DOS DIÂMETROS.....	131
TABELA 74 – ESTIMATIVAS DOS PARÂMETROS DOS EQUAÇÕES TESTADOS COM RESPECTIVOS COEFICIENTES DE DETERMINAÇÃO E ERRO PADRÃO PARA MODELOS PARA PREDIÇÃO DO DIÂMETRO MÁXIMO.....	132
TABELA 75 – ESTIMATIVAS DOS PARÂMETROS DOS EQUAÇÕES TESTADOS COM RESPECTIVOS COEFICIENTES DE DETERMINAÇÃO E ERRO PADRÃO PARA ESTIMAR DIÂMETRO MÉDIO ARITMÉTICO DEPOIS DO PRIMEIRO DESBASTE.	132
TABELA 76 – ESTIMATIVAS DOS PARÂMETROS DOS EQUAÇÕES TESTADOS COM RESPECTIVOS COEFICIENTES DE DETERMINAÇÃO E ERRO PADRÃO PARA O PARÂMETRO a DA FUNÇÃO DE DISTRIBUIÇÃO DE WEIBULL.	133
TABELA 77 – ESTIMATIVAS DOS PARÂMETROS DOS EQUAÇÕES TESTADOS COM RESPECTIVOS COEFICIENTES DE DETERMINAÇÃO E ERRO PADRÃO O PARÂMETRO b DA FUNÇÃO DE DISTRIBUIÇÃO DE WEIBULL.	133
TABELA 78 – ESTIMATIVAS DOS PARÂMETROS DOS EQUAÇÕES TESTADOS COM RESPECTIVOS COEFICIENTES DE DETERMINAÇÃO E ERRO PADRÃO O PARÂMETRO c DA FUNÇÃO DE DISTRIBUIÇÃO DE WEIBULL.	134
TABELA 79 – ESTIMATIVAS DOS PARÂMETROS DOS EQUAÇÕES TESTADOS COM RESPECTIVOS COEFICIENTES DE DETERMINAÇÃO E ERRO PADRÃO PARA ESTIMAR DIÂMETRO MÉDIO ARITMÉTICO DEPOIS DO SEGUNDO DESBASTE.	134
TABELA 80 – ESTIMATIVAS DOS PARÂMETROS DOS EQUAÇÕES TESTADOS COM RESPECTIVOS COEFICIENTES DE DETERMINAÇÃO E ERRO PADRÃO PARA O PARÂMETRO a DA FUNÇÃO DE DISTRIBUIÇÃO DE WEIBULL.	135
TABELA 81 – ESTIMATIVAS DOS PARÂMETROS DOS EQUAÇÕES TESTADOS COM RESPECTIVOS COEFICIENTES DE DETERMINAÇÃO E ERRO PADRÃO PARA O PARÂMETRO b DA FUNÇÃO DE DISTRIBUIÇÃO DE WEIBULL.	135

TABELA 82 – ESTIMATIVAS DOS PARÂMETROS DOS EQUAÇÕES TESTADOS COM RESPECTIVOS COEFICIENTES DE DETERMINAÇÃO E ERRO PADRÃO PARA O PARÂMETRO c DA FUNÇÃO DE DISTRIBUIÇÃO DE WEIBULL.....	136
TABELA 83 – ESTIMATIVAS DOS PARÂMETROS DOS EQUAÇÕES TESTADOS COM RESPECTIVOS COEFICIENTES DE DETERMINAÇÃO E ERRO PADRÃO PARA PROJEÇÃO DA ÁREA BASAL.	136
TABELA 84 – ESTIMATIVAS DOS PARÂMETROS DOS EQUAÇÕES TESTADOS COM RESPECTIVOS COEFICIENTES DE DETERMINAÇÃO E ERRO PADRÃO PARA PROJEÇÃO DA VARIÂNCIA DOS DIÂMETROS.....	137
TABELA 85 – ESTIMATIVAS DOS PARÂMETROS DOS EQUAÇÕES TESTADOS COM RESPECTIVOS COEFICIENTES DE DETERMINAÇÃO E ERRO PADRÃO PARA PROJEÇÃO DO DIÂMETRO MÍNIMO.....	137
TABELA 86 – ESTIMATIVAS DOS PARÂMETROS DOS EQUAÇÕES TESTADOS COM RESPECTIVOS COEFICIENTES DE DETERMINAÇÃO E ERRO PADRÃO PARA PROJEÇÃO DO DIÂMETRO MÉDIO.	137
TABELA 87 – ESTIMATIVAS DOS PARÂMETROS DOS EQUAÇÕES TESTADOS COM RESPECTIVOS COEFICIENTES DE DETERMINAÇÃO E ERRO PADRÃO PARA PROJEÇÃO DO DIÂMETRO MÉDIO QUADRÁTICO.	138
TABELA 88 – ESTIMATIVAS DOS PARÂMETROS DOS EQUAÇÕES TESTADOS COM RESPECTIVOS COEFICIENTES DE DETERMINAÇÃO E ERRO PADRÃO PARA PROJEÇÃO DO DIÂMETRO MÁXIMO.....	138

SUMÁRIO

1 INTRODUÇÃO	25
1.1 OBJETIVOS	26
1.1.1 Objetivo geral	26
1.1.2 Objetivos específicos.....	26
2 REVISÃO DE LITERATURA	28
2.1 PINUS	28
2.2 CRESCIMENTO E PRODUÇÃO	29
2.3 SÍTIOS FLORESTAIS	30
2.4 MODELOS HIPSOMÉTRICOS	31
2.5 FUNÇÕES DE AFILAMENTO	33
2.6 MODELAGEM CRESCIMENTO E PRODUÇÃO.....	34
2.6.1 Modelagem de Produção em Classes de Diâmetro	35
2.6.2 Regressão aparentemente não relacionada - <i>Seemingly Unrelated Regressions (SUR)</i>	39
3 MATERIAL E MÉTODOS	42
3.1 FONTE DE DADOS	42
3.1.1 Caracterização do clima e solo	42
3.1.2 Silvicultura e manejo das florestas de Pinus	42
3.1.3 Inventário florestal contínuo	43
3.2 ANÁLISE EXPLORATÓRIA DOS DADOS	44
3.3 PROCESSO DE MODELAGEM.....	45
3.3.1 Modelo Hipsométrico.....	45
3.3.2 Classificação de Sítio	46
3.3.3 Modelo de afilamento	46
3.3.4 Análises e Seleção dos Modelos.....	47
3.3.5 Ajuste da Função de Probabilidade Weibull	48
3.4 SISTEMA DE EQUAÇÕES PARA PREDIÇÃO DE ATRIBUTOS.....	51
3.4.1 Construção de Modelos.....	51
3.4.2 Ajuste de modelos de sobrevivência	51
3.4.3 Ajuste de modelos para área basal	52
3.4.4 Ajuste de modelos para diâmetro mínimo	52
3.4.5 Ajuste de modelos para a variância dos diâmetros	52

3.4.6 Ajuste de modelos para diâmetro máximo	54
3.5 SISTEMA DE EQUAÇÕES PARA ESTIMAR OS PARÂMETROS DA FUNÇÃO DE WEIBULL APÓS OS DESBASTES	54
3.5.1 Modelos para estimar os parâmetros da função de Weibull depois do primeiro desbaste.....	54
3.5.2 Modelos para estimar os parâmetros da função de Weibull depois do segundo desbaste.....	56
3.6 SISTEMA DE EQUAÇÕES PROJEÇÃO DE ATRIBUTOS	58
3.6.1 Modelos para estimar área basal	59
3.6.2 Modelos para estimar variância dos diâmetros	59
3.6.3 Modelos para estimar diâmetro mínimo	60
3.6.4 Modelos para estimar diâmetro médio aritmético	60
3.6.5 Modelos para estimar diâmetro médio quadrático.....	61
3.6.6 Modelos para estimar diâmetro máximo.....	61
3.7 VALIDAÇÃO DAS EQUAÇÕES	61
3.8 SISTEMAS DE EQUAÇÕES AJUSTADAS VIA REGRESSÃO APARENTEMENTE NÃO RELACIONADA	63
4 RESULTADOS E DISCUSSÃO	70
4.1 ANÁLISE EXPLORATÓRIA DAS BASES DE DADOS	70
4.1.1 Estatística descritiva	70
4.2 PROCESSO DE SIMULAÇÃO	74
4.3 SISTEMA DE EQUAÇÕES PARA PREDIÇÃO DE SOBREVIVÊNCIA, ÁREA BASAL, DIÂMETRO MÍNIMO, VARIÂNCIA DOS DIÂMETROS E DIÂMETRO MÁXIMO.....	77
4.3.1 Modelos de sobrevivência	81
4.3.2 Equações para Área Basal.....	81
4.3.3 Modelos para Diâmetro Mínimo	82
4.3.4 Modelos para Variância dos Diâmetros.....	83
4.3.5 Modelos para Diâmetro Máximo.....	84
4.3.6 Modelos testados para estimar os parâmetros de Weibul depois do primeiro desbaste.....	85
4.3.7 Equações testadas para estimar os parâmetros de Weibul depois do segundo desbaste.....	92
4.4 SISTEMA DE EQUAÇÕES PARA PROJEÇÃO DE ATRIBUTOS.....	97

4.4.1 Área Basal.....	101
4.4.2 Variância dos Diâmetros	102
4.4.3 Diâmetro Mínimo	102
4.4.4 Diâmetro Médio Aritmético	102
4.4.5 Diâmetro Médio Quadrático.....	103
4.4.6 Diâmetro Máximo	103
4.5 ESTIMATIVAS DOS ATRIBUTOS PARA RECUPERAÇÃO DOS PARÂMETROS DA FUNÇÃO DE WEIBULL NAS IDADES DE DESBASTES E CORTE RASO.....	103
4.5.1 Recuperação dos parâmetros da função de Weibull por índice de sítio antes do primeiro desbaste.....	104
4.5.1 Simulação do primeiro desbaste	107
4.5.2 Simulação do Segundo desbaste.....	110
4.5.3 Projeção dos atributos necessários para recuperação dos parâmetros da função de Weibull na idade de corte raso.	113
4.6 VALIDAÇÃO DAS EQUAÇÕES	116
5 CONCLUSÃO	121
REFERÊNCIAS.....	123
ANEXO 1 – TABELAS COM TODOS OS MODELOS E SEUS RESPECTIVOS COEFICIENTS E ESTATISTICAS DE AJUSTES.....	130
ANEXO 2 – FIGURAS COM OS RESÍDUOS DOS MODELOS AJUSTADOS.....	139

1 INTRODUÇÃO

As estimativas de crescimento e produção presente e futura são ferramentas de importantes para a sustentabilidade de um empreendimento florestal, estando geralmente a cargo do setor de planejamento, onde as decisões relativas ao planejamento florestal são tomadas com base em modelos estatísticos.

A análise do crescimento e da produção florestal permite ao manejador formular distintos cenários de regimes de manejo, sendo que o uso da simulação, auxilia na definição da melhor estratégia, visando otimizar o uso dos recursos florestais disponíveis, com o objetivo abastecer a demanda de mercado.

O uso da modelagem do crescimento e da produção, auxilia a tomada de decisão sobre o manejo a ser aplicado na área de cultivo florestal, pois permite ao gestor, tomar decisões antecipadas sobre o manejo a ser aplicado em cada cenário, seja com definição das práticas silviculturas, a prática de desbastes, a rotação econômica ótima, assim como possibilita prescrever regimes de manejo diferenciado para cada sítio, buscando otimizar a produção, juntamente com as características edáfico climáticas da região.

A modelagem do crescimento e da produção geralmente é baseada em ajustes independentes dos modelos utilizados para predição e projeção das variáveis dendrométricas, que serão utilizadas para obtenção dos volumes nas idades futuras. Assim, várias equações são utilizadas, algumas delas possuem as mesmas variáveis independentes e outras possuem variáveis dependentes correlacionadas. Essas duas condições geram resíduos correlacionados, o que pode ser denominado de correlação contemporânea.

A correlação contemporânea gera uma informação importante, a correlação do termo do erro das equações e pode ser utilizada nos ajustes visando obter menores variâncias para as equações. Para isto, as equações são ajustadas por meio de sistemas de equações utilizando-se as regressões aparentemente não relacionadas. Isto motivou o desenvolvimento desta pesquisa, visando avaliar se os ajustes por sistemas resultam em melhores estatísticas para a modelagem, quando comparada com os ajustes dos modelos para crescimento e produção de forma independentemente.

A aplicação das regressões aparentemente não relacionadas difere da modelagem restrita a uma variável dependente, porque tratam das estimativas dos

parâmetros dos modelos de duas ou mais variáveis dependentes, conjuntamente em um sistema de equações. Especificamente, os estimadores lineares e não lineares desse tipo de regressão consideram a correlação contemporânea entre os resíduos das diferentes equações estabelecidas, o que geralmente resultam em equações mais eficientes, ou seja, com coeficientes com erro padrão dos coeficientes menor, do que os métodos de uma única equação (BEHLING, 2016).

A obtenção de equações com menores variâncias, o que pode ser avaliado por meio do erro padrão dos coeficientes de regressão, auxilia na prática para a confiança dos resultados da modelagem. As estimativas da média não devem ser estatisticamente diferentes em relação às equações ajustadas independentemente ou por meio de sistemas de equações. Entretanto, àquela que revelar menor variância é preferível, uma vez que a incerteza da estimativa também será menor. Assim, em um sistema de equações, quanto maior for as correlações contemporâneas, menor será a incerteza das estimativas quando comparadas com os ajustes de equações independentes. Isto é um resultado positivo para a modelagem, pois propicia resultados com menor variabilidade, para o direcionamento estratégico para o empreendimento.

Tendo isto em consideração, estabelecemos a hipótese de que os ajustes dos modelos de crescimento e produção por sistemas de equações resultam em melhores estatísticas para a modelagem quando comparada com os ajustes de forma independentemente, necessárias para realizar a estimativa de produção em povoamentos de *Pinus elliotii*.

1.1 OBJETIVOS

1.1.1 Objetivo geral

Esta pesquisa teve como objetivo principal ajustar modelos de crescimento e produção por meio de regressões aparentemente não relacionados em plantios de *Pinus elliotii* submetidos a desbastes.

1.1.2 Objetivos específicos

Construir curvas de sítio;

Desenvolver diferentes modelos para estimar os atributos/características dos plantios para estimar os parâmetros da função Weibull;

Projetar a distribuição diamétrica dos plantios antes e depois dos desbastes;

Projetar a produção removida nos desbastes e a produção no corte final;

Realizar o ajuste independente dos modelos selecionados;

Realizar o ajuste simultâneo dos modelos, obtidos no ajuste independente.

2 REVISÃO DE LITERATURA

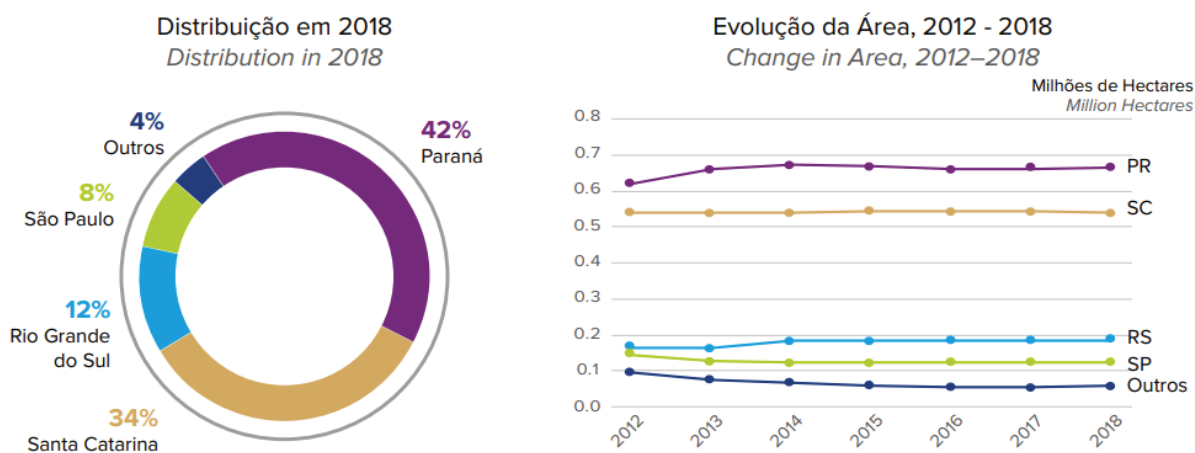
2.1 PINUS

O setor de florestas plantadas tem um papel importante na economia nacional, tendo um Produto Interno Bruto (PIB) de R\$86,6 bilhões, representando 1,3% do PIB brasileiro e 6,9% do PIB industrial. Nos últimos anos se depara com a pressão externa na competitividade operacional, diante da desvalorização monetária do real frente ao dólar, somado ao aumento dos custos com combustíveis, a qual reflete na inflação do setor de árvores plantadas.

Este foi superior ao aumento geral de preços da economia brasileira, enquanto o Índice Nacional de Preços ao Consumidor (IPCA) ficou em 3,75%, o Índice Nacional de Custos da Atividade Florestal em moeda brasileira R\$ (INCAF-Pöyry) foi de 7,24% em 2018 (IBA, 2019).

Os plantios de *Pinus* ocupam uma área de 1,6 milhão de hectares e concentram-se no Paraná (42%) e em Santa Catarina (34%), seguidos de Rio Grande do Sul (12%) e São Paulo (8%). Nos últimos sete anos, a área plantada com esse gênero manteve-se praticamente estável, concentrando-se cada vez mais nestes quatro Estados (IBA, 2019).

FIGURA 1 – DISTRIBUIÇÃO E EVOLUÇÃO DA ÁREA COM PLANTIOS DE *Pinus*, POR ESTADO NO BRASIL



FONTE: IBA (2019).

A indústria de base florestal, no ano de 2019 obteve um saldo de U\$\$ 10,3 bilhões de saldo na balança comercial, somou cerca de U\$\$ 11,3 bilhões com exportações, o que representou 4,3% de todas as exportações brasileiras.

2.2 CRESCIMENTO E PRODUÇÃO

Segundo Martins (2011) o crescimento de uma árvore é definido como o aumento de suas dimensões em um período de tempo, seja estes troncos, galhos, raízes. Já o crescimento de uma floresta diz respeito às mudanças ocorridas na sua estrutura neste período, em virtude do crescimento propriamente dito das árvores, bem como da contabilidade de outros componentes do crescimento florestal como ingresso, mortalidade e corte ou desbaste seletivo.

Ainda, o crescimento de um indivíduo se refere ao aumento de suas dimensões, como altura, diâmetro, área basal, volume, enquanto a produção é relacionada ao seu incremento final após um período definido de observação. Assim, o termo crescimento é utilizado para designar a taxa absoluta de crescimento e a produção como o crescimento total ou o crescimento acumulado (SPATHELF e NUTTO, 2000).

Crescimento é o resultado da interação de dois componentes opostos: positivo e negativo. O componente positivo que manifesta a expansão de um organismo e representa a tendência natural de multiplicação. O componente negativo, representa as restrições impostas por fatores externos, como competição, estresse hídrico entre outros e por fatores internos, como mecanismos auto-regulatórios e envelhecimento (ZEIDE, 1993).

Na fase juvenil o crescimento de *Pinus ssp*, depende da quantidade de espaço de crescimento disponível por árvore e não muito da forma deste espaço (SHARMA et al., 2002).

O crescimento em diâmetro, diâmetro de copa e altura de copa de *Pinus ssp*. é afetado pela densidade desde logo após o plantio. Todavia, o crescimento em altura e mortalidade não sofrem efeitos significativos da densidade inicial até vários anos após o plantio (TEO, 2017).

2.3 SÍTIOS FLORESTAIS

A classificação da capacidade produtiva em florestamentos é tão importante quanto as técnicas silviculturais, o ordenamento florestal e aspectos econômicos. O efeito das características bioedafoclimáticas de região são determinantes no ganho da produção de madeira (COELHO, 2020).

Segundo Clutter et al. (1983), no contexto do manejo florestal, a qualidade de sítio pode ser definida como o potencial de produção de madeira de um local para uma determinada espécie. Estes autores destacam que os procedimentos baseados na altura das árvores são os mais utilizados para avaliação da capacidade produtiva.

As árvores utilizadas para estimativa do índice de sítio devem ser escolhidas entre as classes sociológicas superiores. A altura dominante, que representa essas árvores, é menos afetada pelas operações de desbastes, quando realizadas pelo método por alto, sendo um indicador de produtividade do sítio mais estável (CLUTTER et al., 1983; SKOVSGAARD e VANCLAY, 2008).

Segundo Selle et al. (1994), as árvores são influenciadas por fatores genéticos integrados com o ambiente, fatores climáticos, do solo e topográficos. Sendo assim, a determinação da produtividade dos sítios florestais é fator básico na condução de povoamentos e no planejamento florestal, considerando que os empreendimentos florestais ocupam áreas extensas de terra, localizadas em regiões com diferentes formações de solo. Devido a estas características heterogêneas, resultando em diferentes níveis de produtividade. Manejar estas áreas de florestas sem qualquer diferenciação ou classificação de potencial produtivo pode levar a resultados insatisfatórios (TÉO et al., 2011).

Várias são as formas de classificar a produtividade de um sítio: fatores edáficos, fatores climáticos, fatores fisiográficos, a vegetação rasteira, multifatorial de sítio, registro histórico de elementos dendrométricos (volume, área basal e altura). No entanto, a classificação a partir da altura dominante tem sido considerada a forma mais prática e usual, especialmente pelo fato desta variável não ser influenciada por desbastes por baixo e não ser afetada pela densidade do povoamento (MIGUEL et al., 2011)

A produtividade dos sítios florestais pode mudar com o tempo. Desvios no crescimento ocorrem entre povoamentos florestais, com as mesmas características, regime de manejo e localização. Então estes desvios podem ser atribuídos a

mudanças na produtividade do sítio florestal. Como algumas causas de mudanças de longo prazo na produtividade dos sítios, tem-se o histórico do uso da terra e das práticas de manejo florestal e distúrbios naturais do clima, incluindo deposição atmosférica (TEO, 2017).

A classificação da capacidade produtiva com a construção de curvas de índice de sítio, tem como pressuposto que cada sítio possui o seu crescimento em altura, dependendo das condições edafoclimáticas e da espécie. (LU, 2020).

O estudo da classificação de sítio das áreas florestais em relação ao potencial de produtividade é importante, tanto para o manejo florestal como para o planejamento de uma empresa florestal, tendo em vista que expressa a produtividade de uma região, é uma variável requerida para o desenvolvimento de modelos de previsão da produção florestal, assim como para definição de tratos silviculturas (BILA, 2010).

Segundo Schuchoski et al. (2019) em trabalho com *Pinus taeda*, demonstra que os ajustes das curvas de sítio diferem conforme a região onde o empreendimento está inserido, assim como pela evolução dos plantios ao longo dos anos, tanto em relação aos tratos silviculturais como à qualidade do material genético utilizado. Demonstrando que o uso de uma equação generalizada para uma espécie pode sub ou superestimar os valores da curva guia, sendo recomendado realizar a classificação de sítios florestais para cada local separadamente.

O manejo florestal a ser aplicado num povoamento florestal está diretamente correlacionado com a capacidade produtiva do local, contribuindo para maximizar a produção e conseqüentemente o retorno econômico do empreendimento (CASTRO et al., 2019).

Neste contexto Coelho (2020) em trabalho com *Pinus taeda L.* demonstra que a classificação de sítio é fundamental na compreensão da capacidade produtiva da propriedade rural, tendo variação de produção total para diferentes sítios, mesmo que a amplitude entre as classes tenha sido pequena. Afirma que para sítios de diferentes capacidades produtivas é importante realizar manejos distintos, visando maximizar a produção e o investimento.

2.4 MODELOS HIPSOMÉTRICOS

A relação entre as alturas das árvores e seus diâmetros à altura do peito, define o que se denomina relação hipsométrica. Este refere-se a expressão da altura

de dada árvore em função do seu DAP. A partir desta relação, utilizando de modelos hipsométricos ajustados via método de regressão, pode-se estimar a altura das árvores de um povoamento florestal medindo-se o DAP, proporcionando uma redução no custo de medição de altura, propondo agilidade ao processo de inventário florestal (SOARES ET AL., 2017, SANTOS E ANDRADE, 2019 e MAYRINCK, 2019).

As variações nas características do povoamento acarretam a necessidade de ajuste de modelos para cada situação em particular, o que leva a um dispêndio maior de tempo. Nesse contexto, os modelos genéricos apresentam como vantagem a possibilidade de acrescentar outras variáveis independentes aos modelos tradicionais. Portanto, a aplicação de modelos genéricos se justifica para a estimativa da altura total de árvores (MENDONÇA et al., 2015).

A relação hipsométrica genérica, também pode ser composta por algumas variáveis do povoamento, tais como: idade, altura dominante, diâmetro quadrático e diâmetro médio aritmético. Isto torna-se importante porque, com a ajuda de uma função de afilamento, estimar os diferentes volumes e sortimentos por classes diamétricas. Desta maneira, o sistema se torna mais flexível, no sentido de gerar informações volumétricas customizadas às necessidades do manejador florestal (FERRAZ FILHO, 2009).

Nicoletti (2020) relata que em povoamentos de *Pinus taeda* e *Pinus ellittii* há baixa correlação entre altura e diâmetro em povoamentos, apresentando coeficientes de determinação inferiores à 0,35. Estes valores podem ser justificados para povoamentos heterogêneos, onde esperasse uma baixa correlação entres estas variáveis, assim como a relação inversa é esperada, para povoamentos homogêneos, bem formados e conduzidos, espera-se uma forte correlação (DRESCHER, 2004).

Os baixos valores do coeficiente de determinação ajustado podem ser ocasionados pela descaracterização da relação hipsométrica, em que as alturas tendem a se homogeneizar, independente da distribuição diamétrica, conforme mencionado por Machado et al. (2011). Pelissari et al. (2014) acrescentam que os valores do coeficiente de determinação reduzem à medida que aumenta a idade do povoamento, principalmente para povoamentos como idades mais avançadas.

O emprego de equações hipsométricas são imprescindíveis no inventário florestal, pois permitem estimativas mais acuradas referentes a volumetria da área a ser manejada (NICOLETTI 2017).

No setor florestal a utilização de equações hipsométricas, faz com que ocorra a diminuição no tempo de medição das variáveis dendrométricas, tornando assim os inventários mais rápidos, econômicos e precisos, visto que essas equações estimam as alturas através da relação altura/diâmetro (ATANAZIO et al. 2017).

2.5 FUNÇÕES DE AFILAMENTO

A forma das árvores pode ser descrita como o afilamento natural que ocorre ao longo do tronco. Também chamada de conicidade, adelgaçamento, afilamento, taper, podendo ser expressa de forma absoluta ou relativa (CAMPOS e LEITE, 2013).

O estudo da forma da árvore é importante no processo de produção florestal, sendo fundamental para a determinação dos sortimentos da árvore e do povoamento. Para proporcionar o uso múltiplo do tronco de uma árvore em povoamentos florestais é necessário o conhecimento da forma do tronco, do volume e dimensão dos seus sortimentos, possibilitando o planejamento e o estudo da viabilidade econômica do povoamento (FIGUEIREDO FILHO et al., 2015).

A integral das funções de afilamento permite o cálculo do volume, sendo uma importante técnica e de uso corrente na determinação dos perfis de troncos, pois permitem ao usuário estimar três características básicas das árvores: diâmetro em qualquer ponto do fuste; altura em que se encontram um determinado diâmetro limite especificado no fuste e; o volume entre pontos quaisquer do fuste. Ainda estimar o volume em qualquer altura ao longo do fuste, a partir das variáveis como o DAP e a altura total, podendo também estimar a altura, onde um determinado diâmetro ocorre e o volume de partes do fuste, ou seja, quantificar os vários multiprodutos produzidos (CAMPOS E LEITE, 2013; SCOLFORO, 2005, PRODAN et al. ,1997)

O polinômio de quinto grau, proposto por Schöpfer (1966), é um dos modelos mais utilizados no Brasil, para o cálculo do volume por sortimento (MIGUEL, 2009), sendo a sua expressão matemática definida por:

$$\left(\frac{d_i}{DAP}\right) = \beta_0 + \beta_1 \left(\frac{h_i}{h}\right) + \beta_2 \left(\frac{h_i}{h}\right)^2 + \beta_3 \left(\frac{h_i}{h}\right)^3 + \beta_4 \left(\frac{h_i}{h}\right)^4 + \beta_5 \left(\frac{h_i}{h}\right)^5 + e_i \quad (1)$$

Sendo que: β_i = parâmetros a serem estimados;

d_i = diâmetro mensurado às diferentes alturas h_i ao longo do fuste;

DAP = diâmetro a 1,30 m de altura;

h = altura do fuste (m);

h_i = altura i (m) de um referido diâmetro;

e_i = erro de estimativa.

2.6 MODELAGEM CRESCIMENTO E PRODUÇÃO

O emprego de ferramentas como a modelagem florestal torna-se cada vez mais importantes no planejamento florestal, pois geram estimativas acuradas da produção dos povoamentos (NICOLLETTI et al. 2020).

O crescimento e a produção de um povoamento florestal dependem da idade, da capacidade produtiva e do grau de utilização do local (CAMPOS e LEITE, 2013). Para expressar o crescimento ou incremento e a produção florestal, uma maneira lógica seria por meio de um modelo, este pode ser caracterizado por gráficos, tabelas, uma equação, um conjunto de equações, ou um conjunto de submodelos cada qual com uma ou mais equações (SCOLFORO, 2005).

O termo “modelo de crescimento”, geralmente, refere-se a um sistema de equações, que pode prever o crescimento e produção de uma floresta sob uma ampla variedade de condições, como densidades de plantio, frequência e intensidade de desbastes, idade da rotação, enriquecimento e supressão de espécies florestais, dentre outras metodologias silviculturais.

Modelos de crescimento e produção florestal, deve-se dispor, de uma representação simplificada das mudanças que ocorrem em uma floresta, as quais são avaliadas por meio de um inventário florestal contínuo, indicando o crescimento, ingresso, mortalidade, composição, estrutura e sua produção final (TEO, 2017).

Vanclay (1994), modelos de crescimento e produção são uma maneira eficiente de prever os recursos florestais no futuro, porém mais importante é a sua habilidade de explorar diferentes opções de regimes de manejo e alternativas silviculturais.

Na gestão dos povoamentos florestais, é preciso obter informações acerca do crescimento das árvores. Essas informações são base para as tomadas de decisão do manejo florestal, possibilitando as estimativas de aspectos inerentes ao planejamento, como definir o melhor momento para o desbaste e o corte raso, compra e venda de madeira, aquisição de novas áreas, dentre outros. O que torna possível

estabelecer tais decisões é a obtenção do volume futuro da floresta, que é estimado por meio dos modelos de crescimento e produção (NASCIMENTO et al., 2015).

A quantificação do volume em povoamentos florestais é imprescindível para o planejamento do manejo sustentável da floresta (MIGUEL, 2009). Quanto maior o nível de detalhamento e precisão das informações para tomada de decisão, maior será a probabilidade de alcançar os objetivos traçados. Neste contexto os modelos de crescimento e produção, auxiliam com informações importantes para este processo (CAMPOS & LEITE, 2013).

Para Phillip (1994) a modelagem do crescimento e da produção deve ser efetuada para atender quatro objetivos principais, predizer e projetar o crescimento e a produção do povoamento e auxiliar na tomada de decisões no plano de manejo; predizer e projetar o crescimento em um local específico, para que sejam realizadas as análises de opções de investimento; predizer e projetar o crescimento de povoamentos submetidos à diferentes regimes de manejo e práticas silviculturais; predizer e projetar a produção e agregá-la a um fluxo de custos e receitas para análises econômicas

Com o auxílio dos modelos de crescimento e produção, podem-se prescrever regimes de manejo adequados para cada espécie, em cada sítio, onde, o que se deseja é a qualidade do produto final, como desbaste ou a rotação econômica ótima, ou o planejamento da colheita. Assim como a prognose da produção, também pode auxiliar para viabilizar a adoção de um plano de suprimento, isto se dá com a otimização da produção ou ainda da minimização de custos (ABREU et al. 2002)

Os modelos de crescimento e produção são classificados em modelos por nível de povoamento, modelos por classe diamétrica e modelos de árvores individuais. Estudos evidenciam que os três tipos de modelos biométricos propiciam estimativas acuradas da produção, então a escolha do modelo de produção depende basicamente do nível de detalhamento desejado e da natureza dos dados (CANETTI, 2013).

2.6.1 Modelagem de Produção em Classes de Diâmetro

A distribuição diamétrica é fundamental para que a prognose da produção possa ser implementada. Essas prognoses são *inputs* fundamentais para que planos de manejo com base na otimização sejam aplicados nos empreendimentos florestais (SANTOS, 2013). Thiersch (1997) citou que por meio da compreensão da distribuição

diamétrica das árvores que compõem um povoamento florestal, é possível identificar seu potencial de uso presente ou futuro, auxiliando na definição da rotação econômica ótima, simular diferentes opções de desbastes e definir a época e intensidade de desbastes, dentre outras possibilidades.

Os modelos de distribuição diamétrica simulam o crescimento em cada classe diamétrica separadamente. Isto permite estimar o número de árvores por hectare para cada classe de diâmetro, assim como determinar a altura média nas classes de diâmetro, deste modo, obtêm informações detalhadas sobre a estrutura de produção do povoamento. (DAVIS et al., 2001).

Devido às diversas formas de distribuição encontradas nas florestas, diversas funções têm sido utilizadas, dentre elas a Normal, Exponencial, Binomial, Poisson, Charlier, séries de Fournier, Normal Logarítmica, SB de Johnson, Pearl, Reed, Schiffel, Gama, Beta e Weibull, dentre outras (PRODAN et al., 1997).

Para povoamento em que é projetado a realização de desbastes, durante o horizonte de planejamento, o estudo da distribuição diamétrica é imprescindível para que a predição da produção possa ser implementada, sendo que está, possibilita a descrição da estrutura diamétrica do povoamento por meio da distribuição probabilística. As funções de densidade de probabilidade possibilitam obter a probabilidade do número de árvores que ocorrerem dentro de cada classe de diâmetro (SCOLFORO, 2006)

A previsão de uma distribuição futura ocorre pela estimação dos parâmetros da função de densidade probabilística, em função de características do povoamento, tais como idade, densidade, índice de local, diâmetro mínimo e diâmetro máximo (CAMPOS; LEITE, 2013). Possibilitando estimar a estrutura do povoamento e com isso fornecer subsídios para tomada de decisões do manejador (VIANA, 2016). Sendo fundamental para a implantação da prognose da produção (SANTOS, 2013).

A distribuição diamétrica é uma ferramenta simples e eficaz para caracterizar a estrutura de uma floresta, de modo geral, o diâmetro tem correlação com outras variáveis importantes como altura e volume (BAILEY e DELL, 1973). Possibilita a avaliação econômica do ativo florestal, a partir dos multiprodutos que a floresta pode fornecer ao mercado (SCOLFOTO, 2006).

Entre elas, destaca-se a função Weibull, a qual pode assumir diferentes formas, ajustando-se bem a dados de floresta nativa, cuja distribuição é decrescente,

até florestas equiâneas, com distribuição unimodal e diferentes assimetrias (SCOLFORO, 2005; BARRA et al., 2004).

A função de Weibull apresenta flexibilidade, permitindo modelar diferentes tendências de distribuição comumente encontradas em plantações florestais, desde uma exponencial até uma normal, devido a este fato tem sido muito utilizada no setor florestal (BAILEY E DELL 1973 e SANTANA, 2008). Ainda apresenta facilidade de ajuste e de correlacionar seus parâmetros com os atributos do povoamento (SANTANA, 2008).

A distribuição de Weibull apresenta uma importante aplicação como componente de sistemas de predição presente e futura da produção, seja está em volume, área basal ou qualquer outra característica de interesse (SCOLFORO, 1990).

A função de distribuição cumulativa, pode ser obtida através da integração da função Weibull 3P:

$$f(x) = \left(\frac{c}{b}\right) \left(\frac{x-a}{b}\right)^{c-1} \exp\left[-\left(\frac{x-a}{b}\right)^c\right] \quad (2)$$

$$f(x) = 1 - \exp\left[-\left(\frac{x-a}{b}\right)^c\right] \quad (3)$$

Onde:

$f(x)$ = função de densidade de probabilidade Weibull;

a = parâmetro de locação;

b = parâmetro de escala;

c = parâmetro de forma e;

x = variável de interesse (diâmetro).

Sendo: $a \leq x \leq \infty, a \geq 0, b > 0$ e $c > 0$.

O parâmetro de locação representa o menor limite da distribuição, o parâmetro de escala representa a amplitude da curva e o parâmetro de forma promove diferentes inclinações à curva. Deste modo, se $c < 1$, a curva é um J-invertido, quando $c = 1$ resulta em forma exponencial, se $c = 2$ forma de Ray Leight um caso especial da distribuição qui-quadrado. Para $1 < c < 3,6$, a função de densidade tem forma normal com assimetria positiva. Quando $c \approx 3,6$ se aproxima da distribuição normal, c

> 3,6 forma normal com assimetria negativa, e quando $c \rightarrow \infty$ ela aproxima a ponta acima de um único ponto (BAILEY e DELL, 1973).

A função de distribuição acumulada estima a probabilidade de o diâmetro ser menor ou igual a x , onde para estimar o número de árvores em cada classe de diâmetro calcula-se a diferença entre as probabilidades obtidas para o limite superior e para o limite inferior da classe, multiplicando esta diferença pelo número total de árvores contidas no conjunto de dados, ou para os casos de simulação, pelo número de árvores sobrevivente estimado por uma função de sobrevivência (FELDE ,2010).

$$P(LI < x < LS) = \exp\left[-\left(\frac{LI-a}{b}\right)^c\right] - \exp\left[-\left(\frac{LS-a}{b}\right)^c\right] \quad (4)$$

Onde:

P = Probabilidade de ocorrência de árvores na classe x ;

x = Centro de classe diamétrica (cm);

LI = Limite inferior da classe diamétrica (cm);

LS = Limite superior da classe diamétrica (cm);

a = Parâmetro de locação;

b = Parâmetro de escala;

c = Parâmetro de forma;

exp = Exponencial.

Os parâmetros destas distribuições podem ser estimados via duas abordagens, sendo o PPM (Parameter Prediction Model - Método de Predição dos Parâmetros) e o PRM (Parameter Recovery Method - Método de Recuperação dos Parâmetros). O PRM é mais adequado para simular desbastes em povoamentos, utilizando do método dos momentos (MENDENHALL e SCHEAFFER, 1973 apud CHIKUMBO, 1992), oferecendo velocidade e simplicidade em troca de algumas perdas na precisão dos parâmetros estimados quando comparado com o MLE (*Maximum Likelihood Estimator* - Método da Máxima Verossimilhança).

Teoricamente todos os métodos deveriam apresentar resultados semelhantes na modelagem da distribuição diamétrica, entretanto, podem ocorrer distorções que tornam as distribuições estimadas por eles estatisticamente diferentes (SANTANA, 2008). O método dos momentos é bastante difundido no meio florestal, devido à

correlação entre os coeficientes de escala e forma com os momentos amostrais (KRISHNAMOORTHY, 2006).

A recuperação de parâmetros baseada no método dos momentos é especialmente útil para a distribuição de diâmetros, porque ela pode ser baseada no primeiro momento, a média aritmética e no segundo momento, o diâmetro médio quadrático, este último tendo uma relação direta com o número de árvores e a área basal (SIIPILEHTO, 2009). O método de recuperação de parâmetro pode oferecer uma alternativa mais robusta (VANCLAY, 1994).

Na abordagem por recuperação dos parâmetros, os parâmetros da distribuição são recuperados a partir dos momentos de diâmetro ou de percentis específicos que são previstos a partir da posição dos níveis dos atributos do povoamento (PARRESOL, 2003).

Ao assumir que a forma e escala da distribuição de diâmetros, em idades quaisquer dependem da forma e escala observada em uma idade anterior e que o tipo, a época de aplicação e o peso do desbaste afetam a forma e a escala, é factível admitir que os modelos de recuperação possam ser mais eficientes do que os de predição (LEITE et al., 2013)

Santana (2008), trabalhando com recuperação dos parâmetros para povoamentos de *E. grandis* desbastados na região de Arapoti-PR, Obeve melhores estatísticas de ajuste e precisão utilizando o método dos momentos. Retslaff (2010) que também fez uso deste método para recuperação dos parâmetros em povoamentos de *Eucaliptus* na região de Telêmaco Borba-PR, e Viana (2016), em povoamentos de *Pinus taeda* na região de Telemaco Borba – PR obtiveram melhores estatísticas de ajuste de acurácia utilizando o método de recuperação dos parâmetros.

2.6.2 Regressão aparentemente não relacionada - *Seemingly Unrelated Regressions (SUR)*

Um conjunto de equações que contém uma estrutura de erro com covariância diferente de zero, é denominado contemporaneamente correlacionado. O modelo de regressões aparentemente não relacionadas (*Seemingly Unrelated Regressions - SUR*), proposto por Zellner (1962), é utilizado para estimar os parâmetros de todas as equações conjuntamente, de modo que cada equação possa conter informação fornecida pelas outras equações (BEHLING, 2016). Com isso, espera-se maior

eficiência na estimativa dos parâmetros (menor variância), porque a informação adicional é utilizada para descrever o sistema, sendo uma generalização de um modelo de regressão linear que consiste em várias equações de regressão.

Judge et al. (1988) relatam que o ganho em eficiência na estimação dos parâmetros é proporcional ao aumento da correlação entre os termos do erro das diferentes equações (correlação contemporânea).

Os estudos realizados até agora concluíram que SUR garante alta eficiência e forte capacidade de correlações com as regressões, aumentando a eficiência de predição em comparação com outros métodos, como o método de mínimos quadrados ordinários (FU, 2017).

Na descrição de um sistema para ajuste de múltiplos modelos, as variáveis podem apresentar dependência ou não entre elas, podendo ocorrer interações entre as predições dos modelos individuais por meio de seus erros residuais aleatórios. Assim sendo, o SUR pode ser usado para construir um sistema de modelos que considera essas dependências de predição dos modelos do sistema (HOU, 2019)

Para modelagens em que há duas ou mais equações, estas podem não ser relacionadas e, assim, seria comum e apropriado ajustá-las separadamente. Contudo, pode ser o caso que ocorra uma relação entre as equações, devido à correlação entre os dois termos do erro. Para tanto, é necessário compor um sistema de equações aparentemente não relacionadas, fazendo referência ao modelo *seemingly unrelated regressions* (BEHLING, 2016).

Parresol (1999) pesquisou três procedimentos para garantir a aditividade de equações lineares de biomassa e Parresol (2001) dois procedimentos para equações não lineares. Em suas pesquisas concluiu que o procedimento *seemingly unrelated regressions* (SUR) para funções lineares e não lineares, *seemingly unrelated regressions* (NSUR) para funções não lineares resultaram em estimadores mais eficientes.

A aplicação das regressões aparentemente não relacionadas difere da modelagem restrita a uma variável dependente, porque tratam das estimativas dos parâmetros dos modelos de duas ou mais variáveis dependentes, conjuntamente em um sistema de equações. Especificamente, os estimadores SUR e NSUR consideram a correlação contemporânea entre as perturbações das diferentes equações estabelecidas, além das estimativas serem aditivas, são mais eficientes do que os

métodos de uma única equação. Essas concepções são claramente evidenciadas nos trabalhos apresentados por Parresol (1999, 2001).

3 MATERIAL E MÉTODOS

3.1 FONTE DE DADOS

Os dados utilizados neste estudo foram provenientes de plantios de *Pinus elliottii* localizados nos municípios de Rio Negro e Campo do Tenente, no estado do Paraná, e disponibilizados pelo grupo Madem. Os dados foram provenientes de plantios com idade igual ou superior a 5 anos, em seis fazendas, sendo elas, Buriti, Faxinal, Campo da Cruz I, Campo da Cruz II e Lençol.

3.1.1 Caracterização do clima e solo

O clima na região de acordo com o sistema climático de Köppen, corresponde ao subtropical úmido mesotérmico (Cfb), com verões frescos e geadas severas e frequentes. A precipitação média anual está em torno de 1.470 mm. A altitude varia de 780 a 900 m em relação ao nível do mar. O solo na região é uma associação de: Cambissolo Háptico Tb Distrófico Argissólico, tendo textura argilosa e substrato folhelhos sílticos. Em alguns locais há presença de Neossolo Litólico Distrófico típico, com textura média e substrato arenitos e siltitos (Bhering, 2007).

3.1.2 Silvicultura e manejo das florestas de Pinus

Os povoamentos florestais foram formados com mudas produzidas a partir de sementes de áreas de produção de sementes e pomares clonais de 1 e 1.5 geração. A densidade inicial é de 1333 mudas por hectare, sendo utilizado o espaçamento de 3 m entre linha e 2,5 m entre plantas na linha.

O sistema de implantação do povoamento foi via plantio direto, no qual foi realizado somente uma limpeza da área para quebra de galhos da colheita e rebaixamento do mato competição, para posterior aplicação de herbicida pós-emergente, na área total de plantio.

O controle de formiga cortadeira foi realizado com aplicação de isca formicida, a base de sulfuramida, com caminhamento sistemático na área de implantação, com aplicação de 3 quilos de produto por hectare. Esta atividade, foi dividida em três

aplicações, com periodicidade de 90, 60 e 30 dias antes do início da atividade de plantio das mudas.

O manejo do mato competição, vegetação composta gramíneas e herbáceas, foi realizada até o terceiro ano após a implantação, com aplicação de herbicida pós-emergente em área total e pré-emergente em áreas sem presença de cobertura vegetal.

O manejo compreendeu na realização de podas, visando à obtenção de uma tora para laminação. Foram realizadas duas podas durante o ciclo, a primeira compreendeu 100% das árvores plantadas e a segunda, somente as árvores que permaneceriam após o desbaste seletivo.

O manejo florestal teve o objetivo de obtenção de madeira para serraria, com rotação de 20 anos, realização de dois desbastes, sendo o primeiro desbaste entre o 8º e 10º ano e o segundo desbaste entre o 13º e 15º, visando selecionar as árvores com melhor forma de fuste para o corte final.

A intensidade de cada desbaste está apresentada na Tabela 01.

TABELA 1 – SISTEMA DE DESBASTE APLICADO NAS ÁREAS.

Operações	Idade	Quant. inicial (Árv/ha)	Quant. Após Operação (Árv/ha)	Árv/ha retiradas Peso (%)	Volume Estimado (m ³ /ha)
1º Desbaste	09 - 11	1.333	700	40 %	60 a 80
2º Desbaste	13 - 15	700	350	40 %	100 a 120
Corte Final	18 - 20	350	0	100 %	400 a 450

Em que: Árv refere-se a árvores

3.1.3 Inventário florestal contínuo

Os dados foram obtidos em florestas de *Pinus elliottii* Engelm. Foram instaladas 175 parcelas permanentes, retangulares e com área de 300 m², na região sul do estado do Paraná, nos municípios de Rio Negro e Campo do Tenente.

A alocação das amostras iniciou no ano de 2009, com instalação em todos os talhões com idade igual ou superior a 5 anos. As remedições foram realizadas com periodicidade bianual, sendo o último inventário realizado no ano de 2019.

A mensuração do CAP foi realizada com fita, à altura de 1,30 m, sendo esta posição demarcada com tinta branca, em todas as árvores pertencentes a amostra. Para obtenção das alturas foi utilizado um Clinómetro Haglof, sendo mensurado 20% do total de árvores e 6 árvores dominantes de cada parcela.

As parcelas foram designadas aos povoamentos por meio da amostragem aleatória simples, com intensidade média de uma parcela a cada sete hectares. Em cada uma das parcelas foram coletados os dados de circunferência à altura do peito (CAP), a qualidade do fuste de todas as árvores vivas, o número de falhas e árvores mortas, ainda, em 20% das árvores foi mensurada a altura total.

TABELA 2 – QUANTIDADE DE PARCELAS E ÁRVORES MENSURADAS POR IDADE.

Idade	Amostras	Número de árvores
5	38	1466
6	55	1875
7	60	2280
8	57	2166
9	57	2156
10	39	993
11	29	753
12	51	1259
13	16	422
14	48	1186
15	21	526
16	22	342
17	21	326
18	8	233
19	15	230
20	10	155

O software Florexel foi utilizado para o cálculo da altura média das árvores dominantes por parcela utilizando as alturas das seis maiores árvores em DAP.

3.2 ANÁLISE EXPLORATÓRIA DOS DADOS

A análise exploratória dos dados compreendeu o seguinte processamentos:

i) Estatística descritiva

Para as variáveis diâmetro à altura do peito, altura dominante, área basal, diâmetro mínimo, diâmetro máximo e densidade da população foram obtidas as estatísticas: média, variância, desvio-padrão, coeficiente de variação, erro padrão, erro absoluto, erro relativo, valor mínimo, valor máximo e intervalo de confiança para bases de dados. Para demonstrar a variação dos valores entre as classes de idades definidas, foram utilizados os gráficos do tipo *box-plot* e *violin*.

- ii) Correlação e definição das variáveis independentes para prognose do crescimento e produção.

Foi analisada a correlação das variáveis utilizadas para realização da prognose do crescimento e produção. Essa análise permitiu identificar as variáveis independentes a serem utilizadas, bem como a forma da relação dessas variáveis com os modelos de prognose e crescimento.

3.3 PROCESSO DE MODELAGEM

O processo de modelagem para prognose do crescimento e produção foi dividido em etapas, considerando os estágios de desenvolvimento do povoamento e as intervenções projetadas para o ciclo de produção. Uma etapa preliminar da modelagem foi realizada para o ajuste de equações de sítio.

Para a recuperação dos parâmetros nas idades de intervenção, um método de ajuste da função Weibull foi integrado a um sistema de prognose de atributos da plantação, dessa forma, foram gerados dois sistemas de prognose, seguindo o método utilizado por Santana (2008) e Retslaff (2010). Assim, um primeiro sistema foi utilizado para predição de atributos na idade do primeiro desbaste e outro sistema foi empregado para projeção de atributos na idade de intervenção (segundo desbaste ou corte raso). Os atributos modelados foram aqueles necessários para a recuperação dos parâmetros da função Weibull nas idades de intervenção.

Após a seleção das melhores equações, estas foram reajustadas pelo método de regressões aparentemente não relacionados (SUR).

3.3.1 Modelo Hipsométrico

A modelo hipsométrico ajustado, foi cedido pelo Grupo Madem, conforme a equação (18).

$$\ln(h) = 0,5855 \pm 5,1185 \left(\frac{1}{d}\right) + 0,8651 \ln(h_{dom}) \quad (5)$$

Em que:

h = altura

d = diâmetro à altura do peito;

h_{dom} = altura dominante;

ln = logaritmo natural;

β_i = coeficientes de regressão a serem estimados.

3.3.2 Classificação de Sítio

A classificação da capacidade produtiva de cada parcela foi feita utilizando o método da Curva-Guia (CLUTTER et al., 1983). Este método gera curvas anamórficas.

Os modelos testados neste trabalho estão apresentados na Tabela 3. Para o ajuste dos modelos foram utilizadas 833 pares de valores h_{dom} e idade (I), com idades variando de 5 à 20 anos.

A idade índice utilizada foi de 20 anos e o intervalo entre as curvas guias foram definidos como sendo de 3 metros de altura. Na idade de referência, foi requerido que as curvas de índice de sítio deveriam abranger toda a variação entre o menor e o maior crescimento em altura observada.

Para definição do número de índice de sítio os pares de dados altura, foram plotadas e sobre ela plotadas as curvas de índice de sítio, em número suficiente para cobrir todos esses pontos.

TABELA 3 – MODELOS UTILIZADOS PARA ESTIMATIVA DA ALTURA DOMINANTE

Eq.	Modelos	Autor
19	$h_{dom} = \beta_0 * (1 - \exp(-\beta_1 * i))^{\beta_2}$	Chapman-Richards
20	$h_{dom} = \beta_0 \exp\left(\frac{\beta_1}{I}\right)$	Schumacher
21	$h_{dom} = \beta_0 * \exp(-\beta_1 \exp(-\beta_2 * I))$	Gompertz
22	$h_{dom} = \beta_0 / (1 + \beta_1 \exp(-\beta_2 * I))$	Logístico

Em que: h_{dom} = Altura dominante (m); I = Idade (anos); β_{is} = Coeficientes de regressão a serem estimados.

3.3.3 Modelo de afilamento

Funções de afilamento permitem estimar o diâmetro a diferentes alturas, a altura a qualquer diâmetro, bem como o volume total da árvore e qualquer volume parcial por meio da integração do modelo matemático que está representando o perfil do tronco.

O modelo de afilamento ajustado foi, cedido pelo Grupo Madem, apresenta coeficiente de determinação ajustado de 0,9606 e erro padrão da estimativa de 9,68%. A equação ajustado e utilizado pela empresa é o Polinômio do 5º Grau, com a seguinte equação:

$$\left(\frac{d_i}{d_{1,3}}\right) = 1,1466 - 2,6017\left(\frac{h_i}{h}\right) + 9,9446\left(\frac{h_i}{h}\right)^2 - 18,6031\left(\frac{h_i}{h}\right)^3 + 13,5729\left(\frac{h_i}{h}\right)^4 - 3,3599\left(\frac{h_i}{h}\right)^5 \quad (6)$$

Isolando-se o d_i obtém-se a função (6), que permite estimar o diâmetro correspondente a qualquer altura da árvore:

$$d_i = d_{1,3} \left(\beta_0 + \beta_1 \left(\frac{h_i}{h}\right) + \beta_2 \left(\frac{h_i}{h}\right)^2 + \beta_3 \left(\frac{h_i}{h}\right)^3 + \beta_4 \left(\frac{h_i}{h}\right)^4 + \beta_5 \left(\frac{h_i}{h}\right)^5 \right) \quad (7)$$

3.3.4 Análises e Seleção dos Modelos

Para análise e seleção dos modelos ajustados em todas as etapas do processo de simulação foram utilizadas as seguintes estatísticas: Coeficiente de determinação ajustado (R^2_{adj}), Erro padrão de estimativa (S_{yx} %) para a variável de interesse e a análise gráfica da distribuição de resíduo ($Res\%$). As fórmulas para a obtenção destas estatísticas são:

$$R^2 = 1 - \frac{SQres}{SQtot} \quad (8)$$

$$R^2_{adj} = 1 - (1 - R^2) \cdot \left(\frac{n-1}{n-p}\right) \quad (9)$$

$$S_{yx} = \sqrt{\frac{SQres}{n-p}} \quad (10)$$

$$Res\% = \frac{(y_i - \hat{y}_i)}{y_i} \cdot 100 \quad (11)$$

$$SQres = \sum_{i=1}^n (y_i - \hat{y}_i)^2 \quad (12)$$

$$SQtot = \sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y}_i)^2 \quad (13)$$

Em que: SQ_{res} = Soma dos quadrados de resíduos; SQ_{tot} = Soma dos quadrados total; y_i = Valor da variável observada; \hat{y}_i = Valor da variável estimada; \bar{y} = Valor médio dos valores observados; n = número de observações; p = número de coeficientes do modelo.

O nível de significância α adotado na regressão foi de 0,05, assim como para a avaliação da significância dos coeficientes ($p - valor \leq 0,05$).

3.3.5 Ajuste da Função de Probabilidade Weibull

O ajuste da função de Weibull foi realizado por meio do método dos momentos, o qual propicia obter estimativas compatíveis entre o modelo global e o modelo por classe diamétrica a partir de uma função geral de produção por classe de diâmetro (SCOLFORO, 1998)

Na presente pesquisa foi utilizado o método de ajuste dos momentos não centrais, possibilidade 2, que foi considerado o melhor para o simulador proposto por SANTANA (2008) e empregado por RETSLAFF (2010, 2014).

O uso deste método permite projetar os três parâmetros da distribuição Weibull simultaneamente com base nas seguintes expressões (ARCE, 2004), SANTANA(2008) e RETSLAFF (2010, 2014):

Parâmetro “a”:

$$a = \frac{[\bar{d} - (d_g - D_{min})]}{\left[1 - \frac{1}{n^{(1+\frac{1}{c})}}\right]} \quad (14)$$

Parâmetro “b”:

$$b = \left[\frac{\bar{d} - D_{min}}{\Gamma(1+\frac{1}{c})} \right] \cdot \left[1 - \frac{1}{n^{(1+\frac{1}{c})}} \right] \quad (15)$$

Parâmetro “c”

$$dg^2 = \bar{d}^2 + (\bar{d} - D_{min})^2 \cdot \frac{\left[\frac{\Gamma(1+\frac{2}{c})}{\Gamma(1+\frac{1}{c})^2} \right]^{-1}}{\left[1 - \left(\frac{1}{n}\right)^{\left(1+\frac{1}{c}\right)^2} \right]^2} \quad (16)$$

Em que: d = diâmetro médio aritmético (cm); dg = diâmetro médio quadrático (cm); D_{min} = diâmetro mínimo (cm); n = número de diâmetros; Γ = Função gama; a = Parâmetro de locação; b = Parâmetro de escala; c = Parâmetro de forma;

A expressão (16) é função apenas do parâmetro “c” e pode ser resolvida por alguma técnica de iteração, desde que sejam conhecidos o dg , a média aritmética dos diâmetros, o diâmetro mínimo e o número de diâmetros. Assim, estimado o parâmetro “c”, pode-se estimar os parâmetros “a” e “b” resolvendo-se as expressões (14) e (15), respectivamente (ARCE, 2004).

Para obtenção dos parâmetros, foram utilizados modelos para estimar os atributos do povoamento nas diferentes idades, sendo estes \bar{d} , dg e D_{min} . Desta maneira, foi utilizado o método iterativo de Newton para estimar os parâmetros “c”, então obter os valores dos coeficientes “a” e o “b”.

A aderência das funções densidade de probabilidade foi testada por meio do teste de Kolmogorov-Smirnov (K-S) ao nível de $\alpha = 0,05$. O valor D de Kolmogorov-Smirnov é o ponto de maior divergência (máxima diferença) entre as distribuições acumuladas estimada e observada (SCOLFORO, 1998), sendo obtido da seguinte forma:

$$D = SUP|F(x) - S(x)| \quad (17)$$

Em que: $F(x)$ é a probabilidade da função de distribuição de frequência acumulativa observada da amostra $x_i (i = 1, 2, \dots, N)$; $S(x)$ é a probabilidade da função de distribuição de frequência acumulativa teórica.

A conclusão do teste é dada pela seguinte equação:

$$D_{calc} = D/N \quad (18)$$

Em que:

D = valor de maior divergência da distribuição; e

N = número total de árvores.

Se $D_{calc} \geq D$: Rejeita-se H_0 (distribuições diferem estatisticamente).

Uma vez obtidos os valores de volume observados e estimados, foi utilizado o teste de identidade de modelos, denominado L&O (Leite e Oliveira, 2002) para compará-los. O teste visa avaliar a hipótese de identidade entre dois grupos de dados quantitativos. Sendo Y_1 e Y_j , valores de dados quantitativos obtidos a partir de duas amostras, em que j indica o valor observado e 1 indica o valor projetado. Esse teste é o resultado da combinação da estatística $F(H_0)$, modificado a partir de Graybill (1976), do teste do erro médio (t), e do coeficiente de correlação linear ($r_{Y_j Y_1}$).

O nível de significância adotado para o teste foi de $\alpha = 0,05$.

TABELA 4 – REGRA DE DESCISÃO PARA A COMPARAÇÃO DO TESTE DE HIPÓTESE DE IDENTIDADE DE MODELOS

Situação	$F(H_0)$	$t_{\bar{e}}$	$r_{Y_j Y_1}$	Decisão
1	ns	ns	$r_{Y_j Y_1} \geq (1 - \bar{e})$	$Y_j = Y_1$
2	ns	ns	$r_{Y_j Y_1} \leq (1 - \bar{e})$	$Y_j \neq Y_1$
3	ns	*	$r_{Y_j Y_1} \geq (1 - \bar{e})$	$Y_j \neq Y_1$
4	ns	*	$r_{Y_j Y_1} \leq (1 - \bar{e})$	$Y_j \neq Y_1$
5	*	ns	$r_{Y_j Y_1} \geq (1 - \bar{e})$	$Y_j \neq Y_1$
6	*	ns	$r_{Y_j Y_1} \leq (1 - \bar{e})$	$Y_j \neq Y_1$
7	*	*	$r_{Y_j Y_1} \geq (1 - \bar{e})$	$Y_j \neq Y_1$
8	*	*	$r_{Y_j Y_1} \leq (1 - \bar{e})$	$Y_j \neq Y_1$

Em que: ns e * denotam, respectivamente, não significativo e significativo no nível de α de significância.
Fonte: Leite e Oliveira (2002)

3.4 SISTEMA DE EQUAÇÕES PARA PREDIÇÃO DE ATRIBUTOS

Um sistema de equações, utilizado para estimar os atributos do povoamento na idade do primeiro desbaste. Importante salientar de que os atributos modelados, foram aqueles necessários para recuperação dos parâmetros da função de Weibull.

3.4.1 Construção de Modelos

Para os modelos que não apresentaram estatísticas de ajustes aceitáveis, foi realizado a construção de modelos a partir da correção linear de Pearson (r) entre as variáveis do povoamento.

Para tanto foi utilizado o método de Stepwise, o qual consistiu em adicionar e remover iterativamente variáveis predictoras, no modelo, para encontrar o subconjunto de variáveis independentes com as melhores estatísticas de ajuste. O processo de análise da permanência ou não da variável no modelo foi em função do nível de significância, sendo adotado o valor de $\alpha = 0,05$ para os coeficientes.

3.4.2 Ajuste de modelos de sobrevivência

Os modelos de sobrevivência foram ajustados com dados das parcelas sem desbaste, tendo em vista que o índice de mortalidade após os desbastes são praticamente nulos. Na Tabela 5 estão apresentados os modelos ajustados para sobrevivência. No ajuste foram utilizado dados de 43 parcelas.

TABELA 5 – MODELOS DE SOBREVIVÊNCIA

Eq.	Modelos	Autor
19	$N_2 = N_1 \exp[\beta_1(I_2 - I_1) + \beta_2 \left(\ln \left(\frac{I_1}{I_2}\right)\right)]$	Lenhart
20	$\ln(N_2) = \ln(N_1) - \beta_1 (I_2^{\beta_2} - I_1^{\beta_2})$	Pienaar e Shiver
21	$N_2 = N_1 * (\exp(-(I_2 - I_1))/\beta_1)^{\beta_2}$	Weibull

Em que: N_2 = número de árvores/ha na idade 2; N_1 = número de árvores/ha na idade 1; I_1 = idade 1 (anos); I_2 = idade 2 (anos); exp = exponencial; β_{is} = coeficientes de regressão a serem estimados; Eq = número da equação.

3.4.3 Ajuste de modelos para área basal

Os modelos ajustados para prever a área basal (Tabela 6), foram ajustados com base nas áreas basais das parcelas sem desbastes, sendo utilizado um conjunto de dados com 56 parcelas.

TABELA 6 – MODELOS PARA ÁREA BASAL

Eq.	Modelos	Autor
22	$\ln(G) = \beta_0 + \left(\beta_1/I\right) + \beta_2(S) + \beta_3 \ln(1/N)$	Scolforo (1998)
23	$\ln(G) = \beta_0 + \beta_1 \ln(N) + \beta_2(I) + \beta_3(1/I) + \beta_4(1/S)$	Scolforo (1990)
24	$\ln(G) = \beta_0 + \beta_1(1/I) + \beta_2(S) + \beta_3(1/N)$	Scolforo (1990)

Em que: G = Área Basal (m^2/ha); I =Idade (anos); S =Índice de Sítio; N = Número de árvores por hectare; β_i = Coeficientes de regressão a serem estimados.

3.4.4 Ajuste de modelos para diâmetro mínimo

Na Tabela 7 estão apresentados os modelos testados para estimar o diâmetro mínimo. O modelo 28 foi construído visando obter melhores estatísticas de ajuste, sendo elaborado com base na correlação linear entre a variável D_{min} e outras variáveis do povoamento, como diâmetro médio quadrático, número de árvores por hectare, altura dominante e diâmetro médio. A permanência ou não da variável no modelo se deu em função do p-valor obtido.

TABELA 7 – MODELOS PARA DIÂMETRO MÍNIMO

Eq.	Modelos	Autor
25	$\ln(D_{min}) = \beta_0 + \beta_1 h_{dom} + \beta_2 N$	Lenhart
26	$\ln(D_{min}) = \beta_0 + \beta_1 I + \beta_2 \left(h_{dom}/I\right) + \beta_3 N$	Burkhardt e Sprinz
27	$D_{min} = \beta_0 + \beta_1 h_{do,m} + \beta_2(I * N) + \beta_3 \left(h_{dom}/N\right) + \beta_4(dg * I)$	Burkhardt et al.
28	$D_{min} = \beta_0 + \beta_1 dg + \beta_3(1/N) + \beta_4 h_{dom}$	-

Em que: D_{min} = diâmetro mínimo (cm); h_{dom} = altura dominante (m); d = diâmetro médio (cm); N = número de árvores do hectare; dg = diâmetro quadrático (cm^2); I = Idade (Anos); β_{is} = Coeficientes de regressão a serem estimados; ln = logarítmico natural;

3.4.5 Ajuste de modelos para a variância dos diâmetros

Scolforo (1990) salientou sobre a necessidade de estimar os dois primeiros momentos não centrais (\bar{d} e dg^2) e que, embora seja possível desenvolver equações

para prever os diâmetros médios (\bar{d} e dg^2) em qualquer povoamento, infelizmente, com a utilização deste procedimento podem ocorrer problemas no recálculo dos parâmetros da função Weibull. Frazier (1981) apud Scolforo (1990) observou que estimativas independentes destes atributos do povoamento podem levar a problemas de convergência, ou seja, $S^2d (dg^2 - \bar{d}^2) < 0$ e conforme Burk e Newberry (1984) apud Scolforo (1990) é fundamental que o primeiro momento (\bar{d}) seja menor ou igual ao segundo momento (dg^2). Portanto, estimativas independentes destes dois momentos podem não garantir a condição de que $\bar{d} < (dg^2)^{1/2}$. O uso de algumas relações dendrométricas fundamentais possibilita a eliminação deste possível problema. Assim, como a variância dos diâmetros pode ser dada por: $S^2d = dg^2 - \bar{d}^2$, torna-se possível estimar a variância dos diâmetros, de modo que o diâmetro médio (\bar{d}) seja sempre igual ao diâmetro médio quadrático ao quadrado (dg^2) menos a variância dos diâmetros, extraindo a raiz quadrada $\left[\bar{d} = \sqrt{dg^2 - S^2d} \right]$.

Na Tabela 8 estão apresentados os modelos testados para estimar a variância dos diâmetros.

TABELA 8 – MODELOS PARA A VARIÂNCIA DOS DIÂMETROS

Eq.	Modelos	Autor
29	$\ln(S^2d) = \beta_0 + \beta_1(1/hd)$	Maestri (2003)
30	$\ln(S^2d) = \beta_0 + \beta_1(hd) + \beta_2 \ln(N)$	Maestri (2003)
31	$\ln(S^2d) = \beta_0 + \beta_1 \ln(d_{max}) + \beta_2 \ln(d) + \beta_3 \ln(dg) + \beta_4(1/n) + \beta_5(1/G)$	-

Em que: S^2d = variância dos diâmetros (cm²); d_{max} = diâmetro máximo (cm); d = diâmetro médio (cm); n = número de árvores por hectare; dg = diâmetro quadrático (cm²); β_{is} = coeficientes de regressão a serem estimados; ln = logarítmico natural; log = logarítmico na base 10;

Deste modo, o diâmetro médio quadrático (dg) e o diâmetro médio aritmético (\bar{d}) foram obtidos da seguinte maneira:

$$dg^2 = \frac{G}{\left(\frac{\pi}{40000}\right) * N} \quad (32)$$

$$\bar{d} = \{dg^2 - \exp[(\ln(S^2d))]\}^{1/2} \quad (33)$$

3.4.6 Ajuste de modelos para diâmetro máximo

Os modelos ajustados para estimar o diâmetro máximo estão apresentados na Tabela 9.

TABELA 9 – MODELOS PARA O DIÂMETRO MÁXIMO

Eq.	Modelos	Autor
34	$D_{max} = \beta_0 + \beta_1 I + \beta_2 d$	Scolforo (1998)
35	$D_{max} = \beta_0 + \beta_2 I + \beta_3 I^2 + \beta_3 N + \beta_4 N^2 + \beta_5 h_{dom} + \beta_6 h_{dom}^2 + \beta_7 G + \beta_8 G^2$	Wendling (2007)
36	$D_{max} = \beta_0 + \beta_1 d + \beta_2 h_{dom} + \beta_3 \ln(G) + \beta_4 dg$	Santana (2008)

Em que: D_{max} = diâmetro máximo (cm); h_{dom} = altura dominante (m); d = diâmetro médio (cm); N = número de árvores por hectare; dg = Diâmetro Quadrático (cm²); I = Idade (Anos); β_{is} = Coeficientes de regressão a serem estimados; \ln = logarítmico natural.

3.5 SISTEMA DE EQUAÇÕES PARA ESTIMAR OS PARÂMETROS DA FUNÇÃO DE WEIBULL APÓS OS DESBASTES

Os parâmetros após os desbastes foram estimados baseados em Álvarez et al. (2002) e utilizado por Retslaff (2010), sendo os parâmetros estimados em função de atributos do povoamento antes e depois do desbaste e em relação ao número de árvores removidas pelo número de árvores antes do desbaste. Além dos modelos utilizados pelos autores para estimar os atributos e os parâmetros da função de Weibull, foram desenvolvidos novos modelos de maneira similar ao procedimento citado no item 3.4.3. As variáveis utilizadas no desenvolvimento deste modelos foram: diâmetro mínimo, diâmetro médio quadrático, diâmetro médio aritmético, sendo estas variáveis utilizadas pelo Método dos Momentos para estimativa dos parâmetros da função de Weibull.

3.5.1 Modelos para estimar os parâmetros da função de Weibull depois do primeiro desbaste.

Os modelos para estimar os parâmetros da função de Weibull depois do primeiro desbaste, tiveram como variáveis independentes diâmetro mínimo depois do desbaste ($D_{min_{depois}}$), diâmetro médio quadrático depois do desbaste (dg_{depois}), e

diâmetro médio aritmético depois do desbaste (d_{depois}), sendo estes modelos apresentados na Tabela 10.

TABELA 10 – MODELOS PARA ESTIMAR DIÂMETRO MÍNIMO, DIÂMETRO MÉDIO QUADRÁTICO E DIÂMETRO MÉDIO ARITMÉTICO DEPOIS DO PRIMEIRO DESBASTE.

Eq.	Modelos	Autor
37	$dg_{depois} = \beta_0 + \beta_1 I_2 + \beta_2 dg_{antes} + \beta_3 I_1 + \beta_4 Dmin_{antes} + \beta_5 G_{antes} + \beta_5 \frac{N_{removido}}{N_{antes}}$	-
38	$dg_{depois} = \beta_0 + \beta_1 \frac{N_{removido}}{N_{antes}} + \beta_2 dg_{antes}$	Retslaff (2010)
39	$Dmin_{depois} = \beta_0 + \beta_1 dg_{depois}$	Retslaff (2010)
40	$Dmin_{depois} = \beta_0 + \beta_1 dg_{depois} + \beta_2 N_{antes} + \beta_3 Dmin_{antes}$	-
41	$\bar{d}_{depois} = \beta_1 \bar{d}_{antes}$	Alvares et al. (2002)
42	$\bar{d}_{depois} = \beta_1 dg_{depois}$	Retslaff (2010)

Em que: dg_{depois} = diâmetro médio quadrático depois do desbaste (cm); I_2 = Idade da realização do desbaste (Anos); I_1 = Idade antes da realização do desbaste (Anos) $Dmin_{antes}$ = diâmetro mínimo antes do desbaste (cm); G_{antes} = área basal antes do desbaste (cm²); $N_{removido}$ = número de árvores removido no desbaste por hectare; N_{antes} = número de árvores antes do desbaste por hectare; dg_{antes} = diâmetro médio quadrático antes do desbaste (cm) β_{is} = coeficientes de regressão a serem estimados; ln = logarítmico natural.

Os modelos ajustados para estimar o parâmetro a da função de densidade de probabilidade de Weibull depois do primeiro desbaste estão apresentados na Tabela 11.

TABELA 11 – MODELOS PARA ESTIMAR O PARÂMETRO “a” DA FUNÇÃO DE PROBABILIDADE DE WEIBULL DEPOIS DO PRIMEIRO DESBASTE

Eq.	Modelos	Autor
43	$a_{depois} = \beta_0 + \beta_1 dg_{depois}$	Álvarez et al (2002)
44	$a_{depois} = \beta_0 + \beta_1 a_{antes} + \beta_2 \frac{N_{removido}}{N_{antes}}$	Álvarez et al (2002)
45	$a_{depois} = \beta_0 + \beta_1 Dmin_{depois}$	Retslaff (2010)
46	$a_{depois} = \beta_0 + \beta_1 I_2 + \beta_2 Dmin_{antes} + \beta_3 N_{removido} + \beta_4 \frac{N_{removido}}{N_{antes}} + \beta_5 N_{antes}$	-

Em que: dg_{depois} = diâmetro médio quadrático depois do desbaste (cm); a_{antes} = parâmetro a antes do desbaste; $N_{removido}$ = número de árvores removido no desbaste por hectare; N_{antes} = número de árvores antes do desbaste por hectare; β_{is} = coeficientes de regressão a serem estimados; ln = logarítmico natural.

Os modelos ajustados para estimar o parâmetro b da função de densidade de probabilidade de Weibull depois do primeiro desbaste estão apresentados na Tabela 12.

TABELA 12 – MODELOS PARA ESTIMAR O PARÂMETRO “b” DA FUNÇÃO DE PROBABILIDADE DE WEIBULL DEPOIS DO PRIMEIRO DESBASTE

Eq.	Modelos	Autor
47	$b_{depois} = \beta_0 + \beta_1 dg_{depois}$	Álvarez et al (2002)
48	$b_{depois} = \beta_0 + \beta_1 b_{antes} + \beta_2 \frac{N_{removido}}{N_{antes}}$	Álvarez et al (2002)
49	$b_{depois} = \beta_0 + \beta_1 Dmin_{depois} + \beta_2 dg_{depois} + \beta_3 Dmin_{depois}$	Retslaff (2010)
50	$b_{depois} = \beta_0 + \beta_1 a_{depois} + \beta_2 \bar{d}_{depois} + \beta_3 Dmin_{depois} + \beta_4 N_{removido} + \beta_5 I_2$	-

Em que: dg_{depois} = diâmetro médio quadrático depois do desbaste (cm); b_{antes} = parâmetro b antes do desbaste; $N_{removido}$ = número de árvores removido no desbaste por hectare; N_{antes} = número de árvores antes do desbaste por hectare; β_{is} = coeficientes de regressão a serem estimados; ln = logarítmico natural.

Os modelos ajustados para estimar o parâmetro c da função de probabilidade de Weibull depois do primeiro desbaste estão apresentados na Tabela 13.

TABELA 13 – MODELOS PARA ESTIMAR O PARÂMETRO “c” DA FUNÇÃO DE PROBABILIDADE DE WEIBULL DEPOIS DO PRIMEIRO DESBASTE

Eq.	Modelos	Autor
51	$c_{depois} = \beta_0 + \beta_1 \frac{N_{removido}}{N_{antes}}$	Álvarez et al (2002)
52	$c_{depois} = \beta_1 Dmin_{depois} + \beta_2 dg_{depois} + \beta_3 \bar{d}_{depois}$	Retslaff (2010)
53	$c_{depois} = \beta_1 b_{depois} + \beta_3 Dmin_{depois} + \beta_3 dg_{depois} + \beta_4 \bar{d}_{depois}$	Retslaff (2010)
54	$c_{depois} = \beta_0 + \beta_1 b_{depois} + \beta_2 Dmin_{depois}$	-

Em que: dg_{depois} = diâmetro médio quadrático depois do desbaste (cm); b_{depois} = parâmetro b antes do desbaste; $N_{removido}$ = número de árvores removido no desbaste por hectare; N_{antes} = número de árvores antes do desbaste por hectare; \bar{d}_{depois} = diâmetro médio depois do desbaste (cm) β_{is} = coeficientes de regressão a serem estimados; ln = logarítmico natural.

3.5.2 Modelos para estimar os parâmetros da função de Weibull depois do segundo desbaste.

O método para estimar os parâmetros da função de Weibull depois do segundo desbaste foi semelhante ao utilizado para a etapa do primeiro desbaste. Os modelos estão apresentados na Tabela 14.

TABELA 14 – MODELOS PARA ESTIMAR DIÂMETRO MÍNIMO, DIÂMETRO MÉDIO QUADRÁTICO E DIÂMETRO MÉDIO ARITMÉTICO DEPOIS DO SEGUNDO DESBASTE.

Eq.	Modelos	Autor
55	$dg_{depois} = \beta_0 + \beta_1 I_{depois} + \beta_2 N_{antes} + \beta_3 I_{antes} + \beta_4 dg_{antes} + \beta_5 Dmin_{antes}$	-
56	$dg_{depois} = \beta_0 + \beta_1 \frac{N_{removido}}{N_{antes}} + \beta_2 dg_{antes}$	Retslaff (2010)
57	$Dmin_{depois} = \beta_0 + \beta_1 dg_{depois} + \beta_2 \frac{N_{Removido}}{N_{antes}} + \beta_3 \bar{d}_{depois}$	Retslaff (2010)
58	$Dmin_{depois} = \beta_1 dg_{depois}$	Retslaff (2010)
59	$\bar{d}_{depois} = \beta_0 + \beta_1 \bar{d}_{antes}$	Álvarez et al (2002)
60	$\bar{d}_{depois} = \beta_1 dg_{depois}$	Retslaff (2010)

Em que: dg_{depois} = diâmetro médio quadrático depois do desbaste (cm); I_{depois} = Idade depois do desbaste (Anos); I_{antes} = Idade antes do desbaste (Anos) $Dmin_{antes}$ = diâmetro mínimo antes do desbaste (cm); $N_{removido}$ = número de árvores removido no desbaste por hectare; N_{antes} = número de árvores antes do desbaste por hectare; \bar{d}_{antes} = diâmetro médio antes do desbaste (cm); β_{is} = coeficientes de regressão a serem estimados; ln = logarítmico natural; Eq. = número da equação.

Os modelos ajustados para estimar o parâmetro a da função de densidade de probabilidade de Weibull depois do segundo desbaste estão apresentados na Tabela 15.

TABELA 15 – MODELOS PARA ESTIMAR O PARÂMETRO “a” DA FUNÇÃO DE PROBABILIDADE DE WEIBULL DEPOIS DO SEGUNDO DESBASTE

Eq.	Modelos	Autor
61	$a_{depois} = \beta_0 + \beta_1 dg_{depois}$	Álvarez et al (2002)
62	$a_{depois} = \beta_0 + \beta_1 Dmin_{depois}$	Retslaff (2010)
63	$a_{depois} = \beta_0 + \beta_1 I_2 + \beta_3 Dmin_{antes} + \beta_4 N_{removido} + \beta_5 \frac{N_{removido}}{N_{antes}} + \beta_1 N_{antes}$	-

Em Que: dg_{depois} = diâmetro médio quadrático depois do desbaste (cm); $Dmin_{depois}$ = diâmetro mínimo depois do desbaste (cm); β_{is} = coeficientes de regressão a serem estimados; ln = logarítmico natural; Eq. = número da equação.

Os modelos ajustados para estimar o parâmetro b da função de densidade de probabilidade de Weibull depois do segundo desbaste estão apresentados na Tabela 16.

TABELA 16 – MODELOS PARA ESTIMAR O PARÂMETRO “b” DA FUNÇÃO DE WEIBULL DEPOIS DO SEGUNDO DESBASTE

Eq.	Modelos	Autor
64	$b_{depois} = \beta_0 + \beta_1 dg_{depois}$	Álvarez et al (2002)
65	$b_{depois} = \beta_0 + \beta_1 Dmin_{depois} + \beta_2 \frac{N_{removido}}{N_{antes}}$	-
66	$b_{depois} = \beta_1 Dmin_{depois} + \beta_2 dg_{depois}$	Retslaff (2010)

Em que: dg_{depois} = diâmetro médio quadrático depois do desbaste (cm); $N_{removido}$ = número de árvores removido no desbaste por hectare; N_{antes} = número de árvores antes do desbaste por hectare; $Dmin_{depois}$ = diâmetro mínimo depois do desbaste (cm); \bar{d}_{depois} = diâmetro médio depois do desbaste (cm); β_{is} = coeficientes de regressão a serem estimados; ln = logarítmico natural; Eq. = número da equação.

Os modelos ajustados para estimar o parâmetro c da função de densidade de probabilidade de Weibull depois do segundo desbaste estão apresentados na Tabela 17.

TABELA 17 – MODELO PARA ESTIMAR O PARÂMETRO “c” DA FUNÇÃO DE WEIBULL DEPOIS DO SEGUNDO DESBASTE

Eq.	Modelos	Autor
67	$c_{depois} = \beta_0 + \beta_1 Dmin_{depois} + \beta_2 dg_{depois} + \beta_3 \bar{d}_{depois}$	Retslaff (2010)
68	$c_{depois} = \beta_0 + \beta_1 \bar{d}_{depois}$	Alvarez et al (2002)
69	$c_{depois} = \beta_0 + \beta_1 b_{depois} + \beta_2 N_{Removido}$	-

Em que: dg_{depois} = diâmetro médio quadrático depois do desbaste (cm); \bar{d}_{depois} = diâmetro médio depois do desbaste (cm); c_{depois} = parâmetro “c” depois do desbaste; $Dmin_{depois}$ = diâmetro mínimo depois do desbaste; β_i = coeficientes de regressão a serem estimados; ln = logarítmico natural; Eq. = número da equação.

3.6 SISTEMA DE EQUAÇÕES PROJEÇÃO DE ATRIBUTOS

A projeção dos atributos se fez necessária para projetar os coeficientes da função de Weibull depois dos desbastes. Para tanto, foi necessário projetar os atributos requeridos pelo método dos momentos, ou seja, projetar o diâmetro mínimo, o diâmetro médio quadrático e o diâmetro médio aritmético remanescentes depois do desbaste. Deste modo, foi utilizado dados das parcelas permanentes para ajustar os modelos que projetem estes atributos para uma próxima intervenção, seja esta uma operação de desbaste ou corte raso.

Para o ajuste dos modelos de projeção, foram utilizados os dados de todas as parcelas, com e sem desbastes, método semelhante foi utilizado por Nogueira et al.

(2005) e Retslaff (2010), obtendo um sistema único para projetar as distribuições diamétricas antes e depois dos desbastes.

A partir da obtenção dos atributos requeridos pelo método dos momentos, foram obtidos os novos parâmetros da função de Weibull na idade desejada, obtendo-se assim a nova distribuição diamétrica teórica do povoamento. Os modelos ajustados para projetar os atributos do povoamento depois dos desbastes, são apresentados nas Tabelas 18, 19, 20, 21, 22 e 23.

3.6.1 Modelos para estimar área basal

Os modelos ajustados para estimar a área basal estão apresentados na Tabela 18.

TABELA 18 – MODELOS PARA ESTIMAR A ÁREA BASAL

Eq.	Modelos	Autor
70	$\ln G_2 = \ln G_1 + \beta_2 \left(\frac{1}{I_2} - \frac{1}{I_1} \right) + \beta_3 (\ln N_2 - \ln N_1) + \beta_4 (\ln(hdom_2) + \ln(hdom_1))$	Eisdeld (2004)
71	$\ln G_2 = \ln G_1 + \beta_1 \left(\frac{1}{I_2} - \frac{1}{I_1} \right) + \beta_3 (\ln N_2 - \ln N_1)$	Eisdeld (2004)
72	$\ln G_2 = \ln G_1 + \beta_1 (\ln N_2 - \ln N_1) + \beta_2 (I_2 - I_1) + \beta_3 \left(\ln \frac{1}{I_2} \right) - \left(\ln \frac{1}{I_1} \right) + \beta_4 \ln \left(\frac{1}{S} \right)$	Eisdeld (2004)
73	$G_2 = \beta_0 + \beta_1 N_2 + \beta_2 dg_2 + \beta_3 I_2 + \beta_4 G_1 + \beta_5 I_1 + \beta_6 \frac{N_1}{N_2} + \beta_7 N_1 + \beta_8 dg_1$	-

Em que: G_1 = Área basal na idade 1 (m^2/ha); G_2 = Área basal na idade 2 (m^2/ha); N_2 = Número de árvores na idade 2 (N/ha); S = Índice de sítio; I_1 = Idade inicial da plantação (anos); I_2 = Idade futura da plantação (anos); $hdom_2$ = Altura média das árvores dominantes na idade 2 (m); dg_1 = diâmetro médio quadrático na idade inicial (cm^2) β_i = Parâmetros a serem estimados; Eq. = número da equação.

3.6.2 Modelos para estimar variância dos diâmetros

Os modelos ajustados para estimar a variância dos diâmetros estão apresentados na Tabela 19.

TABELA 19 – MODELOS PARA ESTIMAR A VARIÂNCIA DOS DIÂMETROS

Eq.	Modelos	Autor
74	$S^2d = \beta_1sd_1 + \beta_2dg_1 + \beta_3 \frac{N_1}{N_2}$	Eisdeld (2004)
75	$S^2d = \beta_0 + \beta_1Dmin_2 + \beta_2S^2d_1 + \beta_3Dmax_2$	Reslaff (2010)
76	$S^2d = \beta_0 + \beta_1Dmax_2 + \beta_2Dmin_2 + \beta_3dg_2 + \beta_4G_2$	-

Em que: S^2d_2 = variância dos diâmetros na idade 2 (m²/ha); d_1 = diâmetro médio aritmético na idade 1 (dm); N_2 = Número de árvores na idade 2 (N/ha); $Dmin_2$ = diâmetro mínimo na idade 1 (cm); $Dmax_2$ = diâmetro médio máximo na idade 2 (cm); dg_1 = diâmetro médio quadrático na idade inicial (cm²) β_i = Parâmetros a serem estimados; Eq. = número da equação.

3.6.3 Modelos para estimar diâmetro mínimo

Os modelos ajustados para estimar o diâmetro mínimo estão apresentados na Tabela 20.

TABELA 20 – MODELOS PARA ESTIMAR O DIÂMETRO MÍNIMO

Eq.	Modelos	Autor
77	$Dmin_2 = \beta_0 + \beta_1d_2 + \beta_2S^2d + \beta_3lnG_2 + \beta_4I^2$	Scolforo (1998)
78	$Dmin_2 = \beta_0 + \beta_1Dmin_1 + \beta_2 \left(\frac{I_1}{I_2} \right) + \beta_2dg_2$	Retslaff (2010)

Em que: $Dmin_2$ = diâmetro mínimo na idade 2 (cm); d_2 = diâmetro médio aritmético na idade 2 (cm); $Dmin_1$ = diâmetro mínimo na idade 1 (cm); dg_2 = diâmetro médio quadrático na idade 2 (cm²); S^2d_2 = variância dos diâmetros na idade 2 (m²/ha); G_2 = Área basal na idade 2 (m²/ha); I_1 = Idade inicial da plantação (anos); I_2 = Idade futura da plantação (anos); β_i = Parâmetros a serem estimados; Eq. = número da equação.

3.6.4 Modelos para estimar diâmetro médio aritmético

Os modelos ajustados para estimar o diâmetro aritmético estão apresentados na Tabela 21.

TABELA 21 – MODELOS PARA ESTIMAR O DIÂMETRO MÉDIO ARITMÉTICO

Eq.	Modelos	Autor
79	$\bar{d}_2 = \beta_1d_1 + \beta_2 \frac{I_1}{I_2} + \beta_3ln(hdom_2)$	Retslaff (2010)
80	$\bar{d}_2 = \beta_0 + \beta_1dg_2$	Retslaff (2010)

Em que: d_2 = diâmetro médio aritmético na idade 2 (cm); d_1 = diâmetro médio aritmético na idade 1 (cm); dg_2 = diâmetro médio quadrático na idade 2 (cm²); I_1 = Idade inicial da plantação (anos); I_2 = Idade futura da plantação (anos); $hdom_2$ = Altura média das árvores dominantes na idade 2 (m); β_i = parâmetros a serem estimados; Eq. = número da equação.

3.6.5 Modelos para estimar diâmetro médio quadrático

Os modelos ajustados para estimar o diâmetro médio quadrático estão apresentados na Tabela 22.

TABELA 22 – MODELOS PARA ESTIMAR O DIÂMETRO MÉDIO QUADRÁTICO

Eq.	Modelos	Autor
81	$dg_2 = \beta_1 dg_1 + \beta_2 \frac{I_1}{I_2} + \beta_3 hdom_2$	Retslaff (2010)
82	$dg_2 = \beta_1 dg_1 + \beta_2 \frac{I_1}{I_2} + \beta_3 \bar{d}_1$	Retslaff (2010)
83	$dg_2 = \beta_0 + \beta_1 dg_1 + \beta_2 I_2$	Retslaff (2010)

Em que: d_2 = diâmetro médio aritmético na idade 2 (cm); \bar{d}_1 = diâmetro médio aritmético na idade 1 (cm); dg_1 = diâmetro médio quadrático na idade 1 (cm²); dg_2 = diâmetro médio quadrático na idade 2 (cm²); I_1 = Idade inicial da plantação (anos); I_2 = Idade futura da plantação (anos); $hdom_2$ = Altura média das árvores dominantes na idade 2 (m); β_i = parâmetros a serem estimados; Eq. = número da equação.

3.6.6 Modelos para estimar diâmetro máximo

Os modelos ajustados para estimar o diâmetro máximo estão apresentados na Tabela 23.

TABELA 23 – MODELOS PARA ESTIMAR O DIÂMETRO MÁXIMO

Eq.	Modelos	Autor
84	$Dmáx_2 = \beta_0 + \beta_1 \left(\frac{I_1}{I_2}\right) \ln(N_2) + \beta_2 \left(\frac{I_1}{I_2}\right) \ln(G_2)$	Retslaff (2010)
85	$Dmáx_2 = \beta_0 + \beta_1 Dmáx_1 + \beta_2 \left(1 - \frac{I_1}{I_2}\right)$	Retslaff (2010)

Em que: $Dmáx_2$ = diâmetro médio máximo na idade 2 (cm); I_1 = Idade inicial da plantação (anos); I_2 = Idade futura da plantação (anos); G_2 = Área basal na idade 2 (m²/ha); N_2 = Número de árvores na idade 2 (N/ha); β_i = parâmetros a serem estimados; Eq. = número da equação.

3.7 VALIDAÇÃO DAS EQUAÇÕES

A validação das equações selecionadas para predição e projeção das variáveis utilizadas para recuperação dos parâmetros de Weibull foram validadas a partir das estatísticas de ajuste e teste do qui-quadrado, a partir de uma amostra independente da utilizada para ajuste das equações.

As estatísticas de ajustes utilizadas expressam a diferença entre os valores observados e estimados, sendo elas:

$$BIAS = \frac{\sum_{i=1}^n (y_i - \hat{y}_1)}{n} \quad (86)$$

$$MAE = \frac{\sum_{i=1}^n |y_i - \hat{y}_1|}{n} \quad (87)$$

$$MPE = \frac{\sum_{i=1}^n \left(\left| \frac{y_i - \hat{y}_1}{y_i} \right| \right)}{n} \cdot 100 \quad (88)$$

$$MSE = \frac{\sum_{i=1}^n (y_i - \hat{y}_1)^2}{n} \quad (89)$$

$$RMSE = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n (y_i - \hat{y}_1)^2}{n}} \quad (90)$$

$$NRMSE = \frac{RMSE}{\hat{y}} \quad (91)$$

$$RMSpE = \frac{RMSE}{\hat{y}} \quad (92)$$

Em que: BIAS = Erro médio quadrático; MAE = Erro médio absoluto; MPE = Erro médio em porcentagem; MSE = Erro médio quadrático; RMSE = Raiz quadrada do erro médio quadrático; NRMSE = Raiz quadrada do erro médio quadrático normalizado; RMSpE= Raiz quadrada do erro médio quadrático em porcentagem;

Para a seleção da equação foi utilizado o valor ponderado das posições segundo o ordenamento de cada uma das estatísticas anteriores em conformidade com as equações ajustadas. A seguinte expressão foi utilizada:

$$VP = \sum_{i=1}^n Nr_i \cdot P_i \quad (93)$$

Em que:

Nr_i = número de registros da i ésima colocação

P_i = peso na i ésima colocação

Adicionalmente foi aplicado o teste de Qui-Quadrado para ajuste, ao nível $\alpha = 0,05$.

$$X^2 = \frac{(O_i - E_i)^2}{E_i} \quad (94)$$

Em que:

O_i = valores observados

E_i = Valores esperados

3.8 SISTEMAS DE EQUAÇÕES AJUSTADAS VIA REGRESSÃO APARENTEMENTE NÃO RELACIONADA

O modelo básico proposto Zellner (1962) é apresentado a seguir:

$$y_{ti} = \sum_{j=1}^{k_i} x_{tij} \beta_{ij} + \varepsilon_{ti} \quad (95)$$

Em que

$$t = 1, 2, \dots, T; i = 1, 2, \dots, M; j = 1, 2, \dots, k_i$$

y_{ti} é a t ª observação sobre a i ª dependente variável que é explicada pela i ª equação de regressão.

x_{tij} é a t ª observação sobre a j ª variável explanatória que compõem a i ª equação.

β_{ij} é o coeficiente associado a variável x_{tij} .

ε_{ti} é o t ª erro aleatório associado a i ª equação.

Essas M equações podem ser descritas alternativamente conforme está apresentado em

$$y_i = X_i \beta_i + \varepsilon_i \quad (96)$$

Em que

$$i = 1, 2, \dots, M$$

y_i é um vetor $(T \cdot 1)$ com os elementos y_{ti} ;

X_i é uma matriz cujas colunas representam as T observações sobre as variáveis explanatórias na i ª equação;

β_i é um vetor $(K_i \cdot 1)$ com os coeficientes β_{ij} ;

ε_i é um vetor $(T \cdot 1)$ que contém os erros aleatórios.

Portanto, M equações podem ser apresentadas conforme está em (7).

$$\begin{bmatrix} y_1 \\ y_2 \\ \vdots \\ y_M \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} X_1 & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & X_2 & \cdots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \cdots & X_M \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \beta_1 \\ \beta_2 \\ \vdots \\ \beta_M \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_1 \\ \varepsilon_2 \\ \vdots \\ \varepsilon_M \end{bmatrix} \quad (97)$$

A diferença do ajuste independente para o modelo de SUR, configura-se na simples ligação entre as equações, dada pelas suas correlações contemporâneas. Essa ténue diferença nos estimadores provoca alteração na eficiência das estimativas que, por sua vez, a torna dependente da correlação contemporânea (BEHLING, 2016). Isso reforça a importância da aplicação do modelo SUR na modelagem do crescimento e produção, especialmente porque normalmente se trabalha com os modelos para predição e projeção dos parâmetros dendrométricos da floresta, onde estes são correlacionados. Para o caso de modelagem do crescimento e da produção, a correlação contemporânea é devida à duas características: 1 – as variáveis dependentes dos modelos são correlacionadas e 2 – os modelos possuem as mesmas variáveis independentes, ou pelo menos, algumas comuns.

Ainda, em relação a eficiência dos estimadores SUR, destaca-se que, quanto mais elevada a correlação contemporânea do termo erro entre as equações maior será o ganho de eficiência. Se a correlação contemporânea for baixa, então blocos da matriz Σ se aproximam de zero, e não há melhoria significativa por meio da aplicação SUR comparado à utilização do método dos mínimos quadrados ordinários, quando estimadas as equações independentes. A eficiência pode ser analisada por meio das variâncias das estimativas, variância das predições ou também pelo erro padrão dos coeficientes.

Considerando os modelos clássicos de regressão, a definição do modelo SUR em 95 e 96, resulta estimados mais eficientes, concepção evidenciada por Zellner (1962) e Telser (1964). Isso quer dizer que ao invés de ajustar cada equação individualmente, prioriza-se por ajustar o sistema de equações de modo a considerar a correlação contemporânea (BEHLING, 2016). O estimador dos coeficientes β em (97), pode ser descrito conforme (98), de acordo com Srivastava e Giles (1987), Fiebig (2001), Greene (2008).

$$\beta = (X' \Omega^{-1} X)^{-1} X' \Omega^{-1} y \quad (98)$$

A matriz Ω em (8) contém os elementos da matriz de resíduos das funções propostas no sistema de equações, conforme (99).

$$\Omega = I \otimes \Sigma \quad (99)$$

Em que:

Σ = matriz de covariância dos resíduos das funções propostas no sistema de equações, obtidos previamente por meio do ajuste dessas duas funções de maneira independente utilizando um estimador de mínimo quadrado ordinário $[\beta = (X'X)^{-1} X'y]$

\otimes = produto de Kronecker.

I = uma matriz identidade da ordem n (número de observações).

A matriz de covariância (Σ) em (99), está definida em (100). Neste caso, os valores da covariância dos resíduos são oriundos de resíduos obtidos por meio de estimadores de mínimos quadrados. Assim, inicialmente os modelos são ajustados independentes por meio de mínimos quadrados ordinários. Os erros associados a cada equação são calculados, o que permite estimar consistentemente os elementos que compõem Σ , conforme (111).

$$\Sigma = \begin{bmatrix} \sigma_{11} & \sigma_{12} \\ \sigma_{21} & \sigma_{22} \end{bmatrix} \quad (100)$$

$$\hat{\sigma}_{ij} = \frac{\varepsilon_i' \varepsilon_j}{[(n-K_i)(n-K_j)]^{\frac{1}{2}}} \quad (111)$$

Em que:

σ_{ij} = covariância entre os resíduos das equações propostas para cada observação da amostra.

K_i e K_j = número de parâmetros de cada equação i e j .

n = número de observações.

Uma vez que a matriz Ω em (98) é dada pelo seu inverso, então, pode-se reescrever o modelo em (112), que é o modelo de SUR. Este é o estimador que será utilizado na presente pesquisa, visando estimar simultaneamente os sistemas de

equações propostos e com expectativas de obter equações com menores erro-padrão.

$$\beta = [X'(\Sigma^{-1} \otimes I)X]^{-1} X'(\Sigma^{-1} \otimes I)y \quad (112)$$

Adicionalmente ao modelo de SUR, uma característica importante de ser observada na modelagem da regressão é a obtenção de resíduos homogêneos. A avaliação da homogeneidade pode ser feita por meio de análise gráfica e por meio de testes estatísticos, como, por exemplo, o teste de White (1980). O ajuste de equações sob heterogeneidade dos resíduos ainda garante estimadores não enviesados (a média é apropriadamente estimada), mas deixam de ser eficientes (sem mínima variância), conforme apresenta Greene (2008). Uma vez que a expectativa neste trabalho é avaliar o erro padrão dos coeficientes, a condição de homogeneidade dos resíduos foi avaliada. Na obtenção de resíduos não homogêneos, uma derivação de pesos foi realizada e o sistema de equações foi ajustado via ponderação.

A derivação de pesos foi realizada por meio do modelo em (113).

$$\ln \varepsilon_t^2 = \ln \sigma^2 + g_t' \theta + v_t \quad (113)$$

Em que:

v_t é o erro associado ao modelo.

σ^2 é o termo constante ou intercepto.

$g_t' = [g_{t1}, g_{t2}, \dots, g_{tP}]$ é um vetor $(1 \cdot P)$ contendo as t^{th} observações das variáveis independentes, sendo que g_s pode ser uma função idêntica ao modelo em questão que originou os resíduos.

$\theta = [\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_P]$ é um vetor $(P \cdot 1)$ dos parâmetros a serem estimados.

$\sigma^2 =$ é o fator de escala.

Após o ajuste do modelo em (113), foi construída a matriz de pesos para cada equação e para as n observações, conforme (114).

$$\Psi_i(\hat{\theta}_i) = \begin{bmatrix} e^{(g_1' \hat{\theta}_i)} & 0 & 0 & 0 \\ 0 & e^{(g_2' \hat{\theta}_i)} & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \dots & e^{(g_n' \hat{\theta}_i)} \end{bmatrix} \quad (114)$$

A matriz dos pesos definida em (114), para cada equação no sistema de equações, deve ser rescrita para o modelo SUR, conforme (115) e obtendo-se o estimador ponderado conforme (116).

$$\Psi(\hat{\theta}) = \begin{bmatrix} \Psi_1(\hat{\theta}_1) & 0 & \dots & 0 \\ 0 & \Psi_2(\hat{\theta}_2) & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \dots & \Psi_M(\hat{\theta}_M) \end{bmatrix} \quad (115)$$

Em que:

$\Psi(\hat{\theta})$ = é a matriz dos pesos.

$\Psi_i(\hat{\theta}_i)$ = é a matriz dos pesos para a i^{th} equação, conforme definição em (114).

$$\beta = (X' \Delta' \Omega^{-1} \Delta X)^{-1} X' \Delta' \Omega^{-1} \Delta y \quad (116)$$

Em que:

$$\Delta = \sqrt{\Psi(\hat{\theta})^{-1}}$$

Os pressupostos para a solução de (116) são: (i) $E[\Delta_i \varepsilon_i] = 0$, a média dos resíduos ponderados para equação seja zero; (ii) $E[\Delta \varepsilon \varepsilon' \Delta'] = \Sigma \otimes I$, sendo Σ uma matriz variância-covariância ponderada da ordem $(M \cdot M)$ em que o valor i^{th} e j^{th} é dado por σ_{ij} – variância-covariância dos erros ponderados de cada equação i e j e $E[\Delta_i \varepsilon_i \varepsilon_j' \Delta_j'] = \sigma_{ij} I$.

Observa-se que em (16) a matriz Ω ($\Omega = \Sigma \otimes I$) é desconhecida, mas essa pode ser estimada. Neste caso os elementos da matriz Σ devem agora ser ponderados, sendo a estimativa de σ_{ij} efetuada tomando-se os resíduos $[\varepsilon_i = y_i - f_i(X_i, \beta_i)]$ obtidos pelo ajustamento das funções independentemente. As estimativas consistentes da matriz de variância-covariância podem ser calculadas conforme está apresentada em (117).

$$\hat{\sigma}_{ij} = \frac{\varepsilon_i' \hat{\Delta}_i' \hat{\Delta}_j' \varepsilon_j}{\sqrt{(n-K_i)} \sqrt{(n-K_j)}} \quad (117)$$

Uma vez selecionadas as equações para cada uma das variáveis dependentes listadas anteriormente, novos ajustes foram realizados. As equações anteriores foram divididas em grupos de equações, sendo estes definidos conforme o objetivo das equações e também similaridade dos modelos devido às variáveis independentes utilizadas. Assim, foram propostos os seguintes grupos de equações:

- Área basal, diâmetro mínimo, variância dos diâmetros e diâmetro máximo:

$$\ln(G) = B21 + \left(\frac{B22}{I_1}\right) - B23(S) - B24 \ln\left(\frac{1}{N_1}\right)$$

$$D_{min} = B31 + B32dg + B33\left(\frac{1}{N}\right) + B34h_{dom}$$

$$\ln(S^2d) = B41 + B42 \ln(d_{max}) + B43 \ln(d) + B44 \ln(dg) + B45\left(\frac{1}{n}\right) + B46\left(\frac{1}{G}\right)$$

$$D_{max} = B51 + B52d + B53h_{dom} + B54 \ln(G) + B55dg$$

- Diâmetro médio quadrático, diâmetro mínimo e diâmetro médio após o primeiro desbaste:

$$dg_{depois} = B21 + B22I_2 + B23dg_{antes} + B24I_1 + B25Dmin_{antes} + B26G_{antes} + B27 \frac{N_{Removido}}{N_{antes}}$$

$$Dmin_{depois} = B31 + B32dg_{depois} + B33N_{antes} + B34Dmin_{antes}$$

$$\bar{d}_{depois} = B41dg_{depois}$$

- Coeficientes a , b e c para recuperação dos parâmetros para o primeiro desbaste.

$$a_{depois} = B21 + B22I_2 + B23Dmin_{antes} + B24N_{removido} + B25 \frac{N_{removido}}{N_{antes}} + B26N_{antes}$$

$$b_{depois} = B31 + B32a_{depois} + B33\bar{d}_{depois} + B34Dmin_{depois} + B35N_{removido} + B36I_2$$

$$c_{depois} = B41 + B42b_{depois} + B43Dmin_{depois}$$

- Diâmetro médio quadrático, diâmetro mínimo e diâmetro médio após o segundo desbaste:

$$dg_{depois} = B21 + B22I_{depois} + B23N_{antes} + B24I_{antes} + B25dg_{antes} + B26Dmin_{antes}$$

$$dg_{depois} = B31 + B32 \frac{N_{removido}}{N_{antes}} + B33 dg_{antes}$$

$$Dmin_{depois} = B41 + B42 dg_{depois} + B43 \frac{N_{Removido}}{N_{antes}} + B44 \bar{d}_{depois}$$

- Coeficientes a , b e c para recuperação dos parâmetros para o segundo desbaste.

$$a_{depois} = B21 + B22 I_2 + B23 Dmin_{antes} + B24 N_{removido} + B25 \frac{N_{removido}}{N_{antes}} + B26 N_{antes}$$

$$b_{depois} = B31 + B32 a_{depois} + B33 \bar{d}_{depois} + B34 Dmin_{depois} + B35 N_{removido} + B36 I_2$$

$$c_{depois} = B41 + B42 b_{depois} + B43 Dmin_{depois}$$

- Área basal, variância dos diâmetros e diâmetro médio quadrático para projeção das variáveis.

$$G_2 = B21 + B22 N_2 + B23 dg_2 + B24 I_2 + B25 G_1 + B26 + B27 \frac{N_1}{N_2} + B28 N_1 + B29 dg_1$$

$$S^2 d = B31 + B32 Dmin_2 + B33 S^2 d_1 + B34 Dmax_2$$

$$dg_2 = B41 dg_1 + B42 \frac{I_1}{I_2} + B43 hdom_2$$

- Diâmetro médio aritmético, diâmetro mínimo e diâmetro máximo para projeção das variáveis.

$$\bar{d}_2 = B21 + B22 dg_2$$

$$Dmax_2 = B31 + B32 Dmax_1 + B33 \left(1 - \frac{I_1}{I_2}\right)$$

$$Dmin_2 = B41 + B42 d_2 + B43 S^2 d + B44 \ln G_2 + B45 I^2$$

Para os sistemas de equações, além da avaliação do coeficiente de determinação ajustado e do erro padrão da estimativa, também foi avaliada a matriz de correlações contemporâneas. Outra estatística avaliada foi o erro padrão dos coeficientes, que corresponde a uma análise da variância do estimador.

Todas as análises estatísticas foram efetuadas utilizando os softwares SAS (versão para acadêmicos) e R.

4 RESULTADOS E DISCUSSÃO

4.1 ANÁLISE EXPLORATÓRIA DAS BASES DE DADOS

4.1.1 Estatística descritiva

Na Tabela 24 estão apresentados os resultados para as estatísticas descritivas das variáveis altura dominante, diâmetro médio, área basal, densidade do povoamento, diâmetro médio quadrático, diâmetro máximo e diâmetro mínimo. A variabilidade dos valores das variáveis foi alta, especialmente para o diâmetro mínimo, devido à idade das florestas que variou entre 5 e 20 anos.

TABELA 24 - ESTATÍSTICA DESCRITIVA PARA AS VARIÁVEIS ALTURA DOMINANTE (m), DIÂMETRO A ALTURA DO PEITO (cm), ÁREA BASAL (cm²), NÚMERO DE ÁRVORES POR HECTARE, DIÂMETRO QUADRÁTICO (cm), DIÂMETRO MÉDIO QUADRÁTICO (cm), DIÂMETRO MÁXIMO (cm), DIÂMETRO MÍNIMO (cm) E VARIÂNCIA DOS DIÂMETROS PARA UNIDADE FLORESTA DE RIO NEGRO - PR.

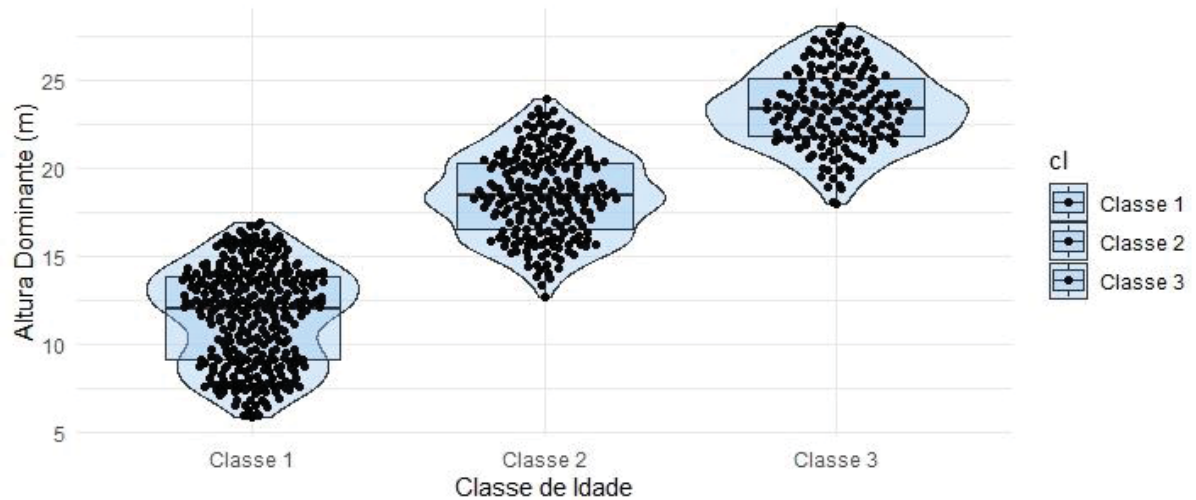
Estatística Descritiva	<i>hdom</i>	\bar{d}	<i>G</i>	<i>N</i>	<i>dg</i>	<i>Dmax</i>	<i>Dmin</i>
Valor Mínimo	5,8	8,43	7,12	300	8,69	12,10	3,18
Valor Máximo	31,6	34,56	83,52	1400	34,96	49,71	28,01
Média	16,71	22,44	34,12	896,55	22,72	29,34	14,97
Variância	33,02	27,59	87,72	81171,8	27,81	47,19	36,79
Desvio Padrão	5,74	5,25	9,37	284,91	5,27	7,05	6,07
Coefficiente de Variação (%)	34	23,4	27,45	31,61	23,2	23,84	40,53
Erro Padrão	0,2193	0,2006	0,3391	10,87	0,2113	0,2622	0,2305

FONTE: O autor (2020).

LEGENDA: \bar{d} é diâmetro à altura do peito; *hdom* é altura dominante; *G* é a área basal; *N* é número de árvores por hectare, *G* é área basal, *Dmax* é diâmetro máximo, *Dmin* é diâmetro mínimo e *dg* é o diâmetro médio quadrático.

O diâmetro à altura do peito e a altura dominante na classe 1, que compreendem os dados com idades de 5 à 9 anos, teve uma condição de bimodalidade, tendo em vista que há uma maior variabilidade nos dados, devido as idades presentes nesta classe, assim como por algumas parcelas com 9 anos já terem recebido a operação de desbaste (Figura 2). A partir da classe 2 a distribuição tende a simetria, considerado que após o primeiro desbaste há uma seleção dos indivíduos que irão compor a floresta, com a operação do desbaste, assim como a variabilidade dos dados da floresta é menor em relação a primeira classe, tendo em vista o estágio de desenvolvimento da floresta.

FIGURA 2 – VIOLINPLOT E BOXPLOT PARA A VARIÁVEL *hdom* (m), PARA AS TRÊS CLASSES DE IDADES.



Fonte: Autor (2020)

Em que: Classe 1 abrange povoamentos de 5 à 9 anos; Classe 2 abrange povoamentos de 10 à 15 e Classe 3 abrange povoamentos de 15 à 20 anos.

A amplitude dos dados para o diâmetro médio e diâmetro médio quadrático para a primeira classe de idade, apresentaram assimetria negativa. Isso, ocorre devido a união das idades pertencentes a primeira classe, aumentando a variabilidade dos dados de diâmetro médio e diâmetro médio quadrático. As classes de idade 2 e 3 aproximaram-se da simetria, tendo em vista que receberam a operação de primeiro e segundo desbaste, de tal forma a obter árvores mais homogêneas nas parcelas, com a retirada das árvores dominadas, bifurcadas, tortas.

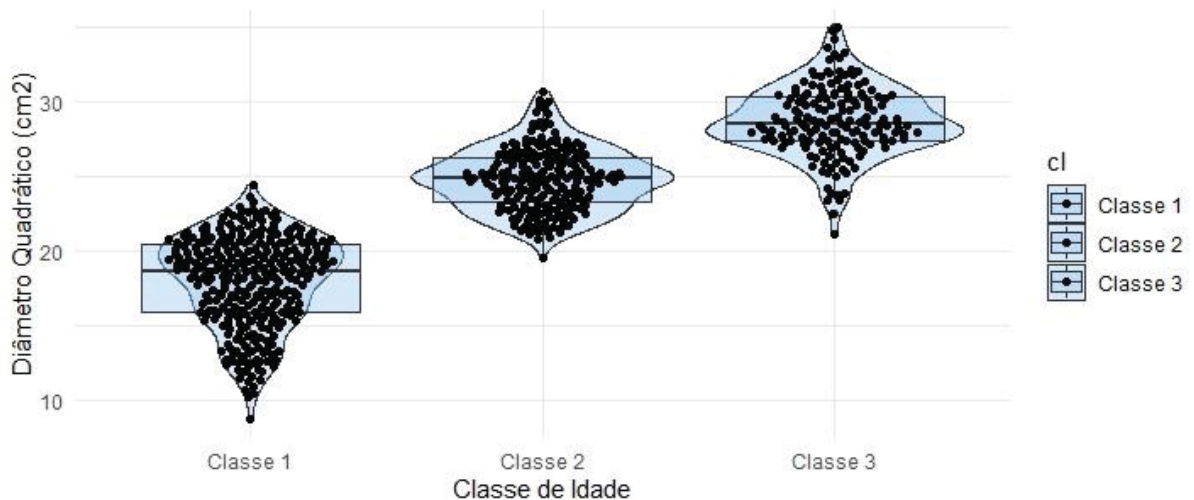
FIGURA 3 – VIOLINPLOT E BOXPLOT PARA A VARIÁVEL \bar{d} (cm), PARA AS TRÊS CLASSES DE IDADES.



Fonte: Autor (2020)

Em que: Classe 1 abrange povoamentos de 5 à 9 anos; Classe 2 abrange povoamentos de 10 à 15 e Classe 3 abrange povoamentos de 15 à 20 anos.

FIGURA 4 – VIOLINPLOT E BOXPLOT PARA A VARIÁVEL $\overline{d_g}$ (cm), PARA AS TRÊS CLASSES DE IDADES.



Fonte: Autor (2020)

Em que: Classe 1 abrange povoamentos de 5 à 9 anos; Classe 2 abrange povoamentos de 10 à 15 e Classe 3 abrange povoamentos de 15 à 20 anos.

Para a área transversal e o diâmetro mínimo foram observados *outliers*, os quais foram verificados e descartados para realizar os ajustes das equações, considerando que estes não condizem com a realidade dos dados dos povoamentos (Figura 5). Na classe 1 os dados apresentaram assimetria negativa, para a área transversal, a segunda e terceira classe se aproximaram-se da simetria, com

tendência para assimetria positiva, explicada pela maior homogeneidade do povoamento após as operações de desbaste.

FIGURA 5 – VIOLINPLOT E BOXPLOT PARA A VARIÁVEL $G(\text{cm}^2)$, PARA AS TRÊS CLASSES DE IDADES.

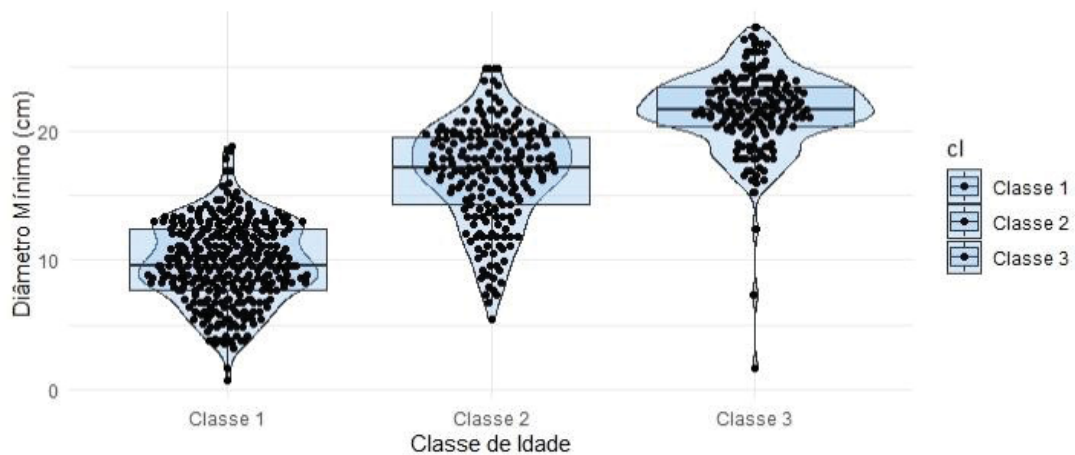


Fonte: Autor (2020)

Em que: Classe 1 abrange povoamentos de 5 à 9 anos; Classe 2 abrange povoamentos de 10 à 15 e Classe 3 abrange povoamentos de 15 à 20 anos.

A assimetria negativa foi visualizada para as classes 1 e 2 para o diâmetro mínimo, e para classe 3 a amplitude dos dados aproximaram-se da simetria. O diâmetro mínimo na classe 1, teve uma condição de bimodalidade dos dados, assim como para os dados de altura média.

FIGURA 6 – VIOLINPLOT E BOXPLOT PARA A VARIÁVEL D_{min} (cm), PARA AS TRÊS CLASSES DE IDADES.



Fonte: Autor (2020)

Em que: Classe 1 abrange povoamentos de 5 à 9 anos; Classe 2 abrange povoamentos de 10 à 15 e Classe 3 abrange povoamentos de 15 à 20 anos.

A amplitude dos dados para diâmetro máximo, aproximaram-se de uma simetria, a classe 2, houve uma tendência para assimetria positiva dos dados, principalmente devido a realização da operação de desbaste, onde se busca deixar no povoamento as árvores com maiores diâmetros.

FIGURA 7 – VIOLINPLOT E BOXPLOT PARA A VARIÁVEL D_{max} (cm), PARA AS TRÊS CLASSES DE IDADES.



Fonte: Autor (2020)

Em que: Classe 1 abrange povoamentos de 5 à 9 anos; Classe 2 abrange povoamentos de 10 à 15 e Classe 3 abrange povoamentos de 15 à 20 anos.

4.2 PROCESSO DE SIMULAÇÃO

Na sequência estão apresentados os ajustes dos modelos para simulação do crescimento e produção.

Na Tabela 25 estão apresentadas as equações ajustadas e as estatísticas R^2_{adj} e S_{yx} . As equações apresentaram estatísticas semelhantes, contudo a de Chapman-Richards revelou as melhores estatísticas de coeficiente de determinação e erro padrão da estimativa em porcentagem.

TABELA 25 – ESTIMATIVAS DOS COEFICIENTES DOS MODELOS TESTADOS COM RESPECTIVOS VALORES DE COEFICIENTES DE DETERMINAÇÃO E ERRO PADRÃO

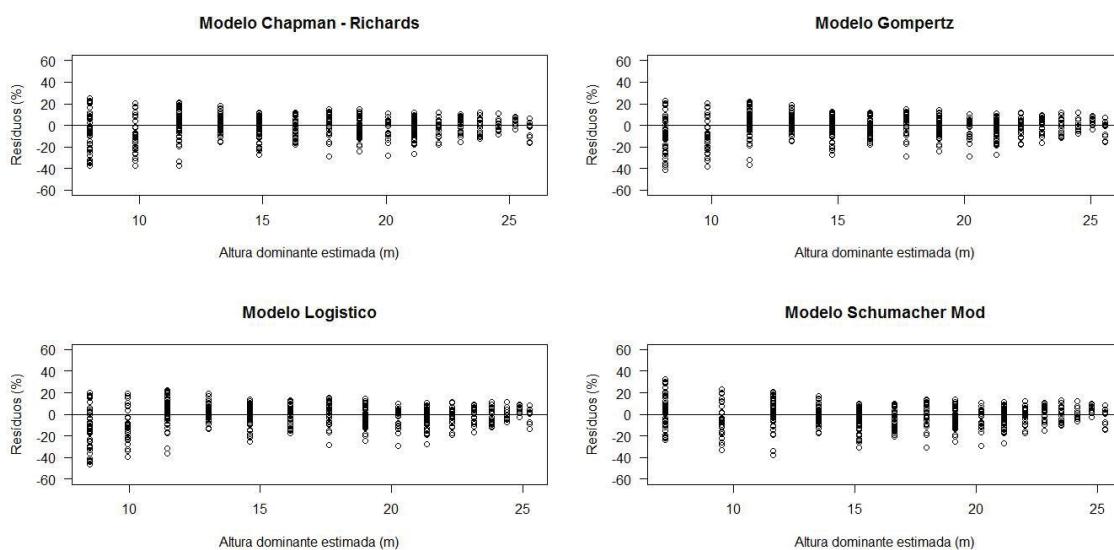
Autor	Modelos	R^2_{adj}	S_{yx}
Chapman-Richards	$h_{dom} = 40,5496 * (1 - \exp^{(-0,0567*I)*1,1193})$	0,921	9,01
Schumacher Mod	$h_{dom} = 38,5482 * \exp(\frac{-8,3934}{I})$	0,919	8,266
Gompertz	$h_{dom} = 42,4667 * \exp^{(-0,4983*\exp(-0,0494*i))}$	0,920	8,307
Logístico	$h_{dom} = 33,7618 / (1 + 2,3468 * \exp^{(-0,1124*i)})$	0,918	8,391

Em que: h_{dom} = Altura dominante (m); I = Idade (anos); β_{is} = Coeficientes de regressão a serem estimados.

Por meio da análise gráfica de resíduos, pode-se observar que as equações tendem a superestimar as alturas nas primeiras idades, exceto o modelo de Schumacher que subestima as alturas. Para as alturas superiores a 20 m, as equações apresentaram distribuição de resíduos semelhantes, tendendo a superestimar as alturas.

As equações ajustadas apresentaram coeficientes de determinação ajustado considerados apropriados para a espécie, superiores a 0,9, indicando que as equações explicam a variabilidade dos dados, da variável dependente em relação a variáveis independentes. Os valores de erro padrão da estimativa foram inferiores a 10% para todas as equações, revelando uma boa acurácia para estimar a altura dominante. Uma vez que a autocorrelação dos dados não foi considerada no ajuste, testes de significância para os coeficientes e teste de F não foram apresentados.

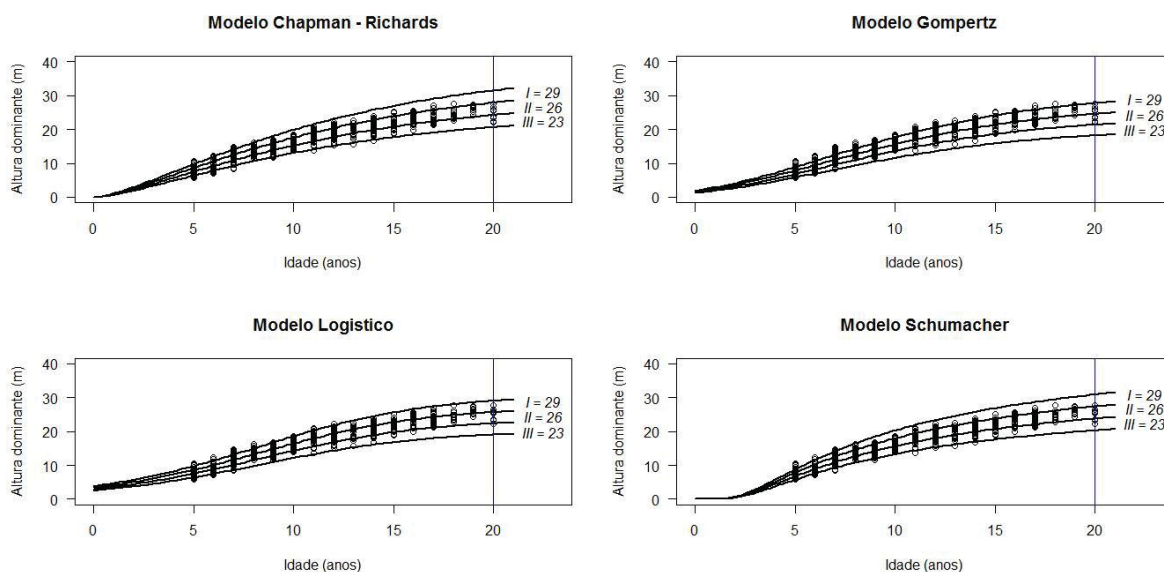
FIGURA 8 – RESÍDUOS PARA OS EQUAÇÕES PARA ALTURA DOMINANTE



Fonte: Autor (2020)

Para cada equação testada foram construídas curvas de sítio, com amplitude de 3 m. Essa amplitude foi definida em função da distribuição dos valores observados de h_{dom} nas varias idades e também na idade de 20 anos. Assim, foram definidas 3 classes de sítio para cada modelo, sendo que os índices de sítios variaram de 23 à 29 m na idade índice de 20 anos. Esse procedimento possibilitou que as curvas englobassem todos os dados observados (Figura 9).

FIGURA 9 – CURVAS DE SÍTIO PARA AS QUATRO EQUAÇÕES AJUSTADAS



Fonte: Autor (2020)

As equações de curvas de sítio revelaram boas estatísticas de ajuste para o modelo de Chapman-Richards, o qual apresentou resultados levemente superior às demais equações.

Schuchovski (2014) trabalhou com *Pinus taeda* nos estados do Paraná e Santa Catarina, demonstrando que o modelo de Chapman-Richard para estimar os índices de sítio, obteve coeficiente de determinação de 0,88 e erro padrão da estimativa 12,74 %, assim como Retslaff (2010) obteve coeficiente de determinação de 0,89 e erro padrão da estimativa de 8,9 %. Os resultados destes autores são próximos ao obtidos neste estudo, com pequenas variações para o coeficiente de determinação e erro padrão da estimativa, demonstrando que os resultados são condizentes com a espécie estudada.

4.3 SISTEMA DE EQUAÇÕES PARA PREDIÇÃO DE SOBREVIVÊNCIA, ÁREA BASAL, DIÂMETRO MÍNIMO, VARIÂNCIA DOS DIÂMETROS E DIÂMETRO MÁXIMO

As estatísticas das equações ajustadas para predição o número de árvores na idade futura, área basal, diâmetro mínimo, variância dos diâmetros e diâmetro máximo da população, assim como a distribuição gráfica dos resíduos, para as melhores equações estão apresentadas no Anexo 1 e 2 respectivamente, nas Tabelas 70 à 88 e nas Figuras 16 à 38. Na Tabela 26 estão apresentadas as equações do ajuste independente e simultâneo para as variáveis.

TABELA 26 – ESTIMATIVAS DOS PARÂMETROS DOS MODELOS TESTADOS PARA AJUSTE INDEPENDENTE E SIMULTANEO

..... Continua

Autor	Modelos	Ajuste
Pienaar e Silver	$\ln(N_2) = \ln(N_1) - 23,30 (I_2^{-0,0009} - I_1^{-0,0009_2})$	Ind
Scolforo (1998)	$\ln(G) = 5,472 + \left(-8,774/I_1\right) - 0,01563(S) - 0,4939 \ln\left(1/N_1\right)$	Ind
Scolforo (1998)	$\ln(G) = -0,49608 + \left(-9,76201/I_1\right) - 0,01425(S) + 0,80377 \ln\left(1/N_1\right)$	Sim
-	$D_{Min} = -5,90302 + 0,64445dg - 3114,22 \left(1/N_1\right) + 0,11355h_{dom}$	Ind
-	$D_{Min} = -7,42701 + 0,828573dg - 2666,186 \left(1/N_1\right) + -0,01512h_{dom}$	Sim
-	$\ln(S^2d) = -2,8834 + 0,8037 \ln(D_{Max}) - 62,3883 \ln(d) + 62,992 \ln(dg) + 173,4938 \left(1/N\right) - 7,6570 \left(1/G\right)$	Ind

Autor	Modelos	Conclusão Ajuste
	$\ln(S^2d) = -3,44772 + 1,804839 \ln(D_{Max}) - 40,486 \ln(d) + 40,27731 \ln(dg) + 68,92371(1/N) - 2,41429(1/G)$	Sim
Santana (2008)	$D_{M\acute{a}x} = -2,1060 - 10,6362d + 0,2452 h_{dom} + 1,1573 \ln(G) + 11,5360dg$	Ind
Santana (2008)	$D_{M\acute{a}x} = -2,31299 - 14,7653d + 0,20059 h_{dom} + 0,855572 \ln(G) + 15,69855dg$	Sim

Em que: N_2 = Número de árvores por hectare na idade 2; N_1 = Número de árvores por hectare na idade 1; G = Área basal na idade 2 (m^2/ha); I_1 = Idade 1; S = Índice de Sítio (m); D_{Min} = Diâmetro mínimo (cm); dg = Diâmetro médio quadrático (cm^2); h_{dom} = Altura dominante (m); S^2d = Variância dos diâmetros (cm^2); D_{Max} = Diâmetro máximo (cm); d = Diâmetro médio; ln = Logaritmo natural, exp = Exponencial Ind = Ajuste Independente; Sim = Ajuste Simultâneo

O ajuste simultâneo não ocasionaram melhoras nas estatísticas de seleção dos modelos, visto que o R^2_{Adj} e S_{yx} para as variáveis de predição, sendo semelhante ao ajuste independente (Tabela 27). Isso é um resultado esperado, uma vez que as regressões são condicionadas para a média, e as regressões aparentemente não relacionadas não possuem como características de melhora das estatísticas dos ajustes, quando comparado ao ajuste independente.

TABELA 27 – ESTATÍSTICAS R^2_{Adj} E S_{yx} PARA ESTIMATIVA DE ÁREA BASAL, DIÂMETRO MÍNIMO, VARIÂNCIA DOS DIÂMETROS E DIÂMETRO MÁXIMO, INDEPENDENTE E SIMULTÂNEO

Variável Dependente	Ajuste Independente		Ajuste Simultâneo	
	R^2_{Adj}	S_{yx}	R^2_{Adj}	S_{yx}
G	0,8242	12,17	0,8316	11,78
D_{min}	0,8056	11,65	0,8032	11,61
S^2d	0,7885	26,15	0,8576	24,36
$D_{M\acute{a}x}$	0,9122	6,08	0,9036	6,36

Em que: G = Área basal (m^2/ha); D_{Min} = Diâmetro mínimo (cm); S^2d = Variância dos diâmetros (cm^2); D_{Max} = Diâmetro máximo (cm)

Uma vez que resíduos dos coeficientes das equações para a área basal, diâmetro mínimo, variância dos diâmetro e diâmetro máximo, são correlacionados, (Tabela 28), esta correlação pode garantir maior eficiência dos estimadores, o que foi observado pela análise do erro padrão dos coeficientes do ajuste simultâneo, os quais revelam erro menores que os ajustes independentes (Tabela 29).

TABELA 28 – CORRELAÇÃO CONTEMPORÂNEA PARA ESTIMATIVA DE DIÂMETRO MÉDIO QUADRÁTICO, DIÂMETRO MÍNIMO E DIÂMETRO MÉDIO APÓS O PRIMEIRO DESBASTE

	<i>G</i>	<i>D_{min}</i>	<i>S²d</i>	<i>D_{Máx}</i>
<i>G</i>	1	-0,17	0,15	-0,03
<i>D_{min}</i>	-0,17	1	-0,65	0,45
<i>S²d</i>	0,15	-0,65	1	-0,42
<i>D_{Máx}</i>	-0,03	0,45	-0,42	1

Em que: *G* = Área basal (m²/ha); *D_{Min}* = Diâmetro mínimo (cm); *S²d* = Variância dos diâmetros (cm²); *D_{Max}* = Diâmetro máximo (cm)

O erro padrão dos coeficientes obtido para as equações ajustadas via regressão aparentemente não relacionada, apresentaram valores menores em comparação com o ajuste independente. Assim, o grau de precisão da estimativa tende a ser melhor para o sistema de equações em relação ao ajuste independente (Tabela 28). Isso revela que a incerteza da estimativa é menor para as regressões ajustadas simultâneas e isto é um resultado prático desejado.

Apenas alguns coeficientes apresentaram valores de erro padrão menores para o ajuste independente. Por exemplo, para o coeficiente β_3 da equação de área basal, houve redução do erro padrão do coeficiente de 98,58% em relação ao ajuste independente, sendo a maior diferença entre os dois sistemas de ajuste, seguido do coeficiente β_0 para a mesma equação, com um erro padrão da estimativa para o ajuste simultâneo, 76,98% menor do que o obtido pelo ajuste independente (Tabela 29).

TABELA 29 – DIFERENÇA DO ERRO PADRÃO DOS COEFICIENTES PARA ESTIMATIVA DE ÁREA BASAL, DIÂMETRO MÍNIMO, VARIÂNCIA DOS DIÂMETROS E DIÂMETRO MÁXIMO EM RELAÇÃO AO AJUSTE INDEPENDENTE E SIMULTÂNEO.

..... Continua

Variável Dependente	Coefficiente	Ajuste Independente	Ajuste Simultâneo	Diferença (%)
<i>G</i>	β_0	0,0883	0,1469	-76,98
	β_1	0,2250	0,2187	3
	β_2	0,0028	0,0025	1
	β_3	1,6380	0,0231	98,58
<i>D_{min}</i>	β_0	0,7864	0,7454	5,21
	β_1	0,0847	0,0702	17,11
	β_2	410,92	404,6	1,53
	β_3	0,0802	0,0618	22,94

				Conclusão
Variável Dependente	Coefficiente	Ajuste Independente	Ajuste Simultâneo	Diferença (%)
<i>S²d</i>	β_0	0,6354	0,5800	7,94
	β_1	0,1488	0,1309	12,02
	β_2	1,8176	1,6082	11,60
	β_3	1,9335	1,7102	11,39
	β_4	66,528	62,004	6,80
	β_5	2,8574	2,5099	10,71
<i>D_{Máx}</i>	β_0	1.3109	1,3510	-3,05
	β_1	0,6661	0,6218	6,06
	β_2	0,0618	0,0587	16,66
	β_3	0,4303	0,4418	-2,32
	β_4	0,6733	0,6283	6,68

Em que: G = Área basal (m²/ha); D_{Min} = Diâmetro mínimo (cm); S^2d = Variância dos diâmetros (cm²); D_{Max} = Diâmetro máximo (cm), β_i =Coeficientes das equações; Diferença é a diferença percentual do ajuste simultâneo em relação ao independente.

Para a predição das variáveis foi utilizado o ajuste simultâneo, apesar de não proporcionar melhoras nas estatísticas de seleção dos modelos, quando comparadas com os ajustes individuais, visto que o R^2_{Adj} e S_{yx} apresentaram pequenas variações em relação aos ao ajuste independente. Contudo o erro padrão dos coeficientes foi, na maioria das vezes, menor para as equações ajustadas via regressão aparentemente não relacionada. Ainda, para a variável variância dos diâmetros foi observado uma melhora para o valor R^2_{Adj} em relação ao ajuste independente.

O modelo de sobrevivência foi ajustada isoladamente. As demais variáveis, cuja apresentam relação com o diâmetro, foram ajustadas pelo método SUR. As equações para predição da sobrevivência e diâmetro máximo apresentaram os melhores resultados em relação as demais variáveis preditas, com coeficientes de determinação superiores a 0,90 e erro padrão da estimativa inferiores a 6,08%. A variância dos diâmetros apresentou as piores estatísticas de precisão das equações, com coeficientes de determinação de 0,8032 e erro padrão da estimativa superior a 20%.

4.3.1 Modelos de sobrevivência

As equações de sobrevivência ajustadas apresentaram estatísticas de ajuste apropriadas a espécie (Tabela 70). A equação linear, proposta por Pienaar e Silver foi selecionada para modelagem da sobrevivência até a idade de desbaste devido à sua ligeira superioridade em relação às demais (Tabela 70). As duas primeiras equações apresentaram distribuições de resíduo similares, já a equação de Weibull revelou uma tendência em superestimar a sobrevivência em todas as idades.

A equação de Pienaar e Silver também foi selecionada por Guera (2018) para estimar a sobrevivência de *Pinus caribaea* na província de Pinar del Río em Cuba, apresentou coeficiente de determinação de 0,975 e erro padrão da estimativa de 3,01%, Santana (2008) e Nogueira (2003), utilizaram essa equação para estimar a sobrevivência em povoamentos de eucaliptos, obtendo um coeficiente de determinação de 0,89 e 0,97 e erro padrão da estimativa de 3,01% e 2,87%, respectivamente.

4.3.2 Equações para Área Basal

A equação selecionada para predição da área basal até a idade de desbaste foi a do modelo 22, proposto por Scolforo (1998). Todas as equações apresentam valores para o erro padrão da estimativa superiores a 10%, sendo semelhante entre as equações ajustadas. Os coeficientes de determinação variaram de 0,7531 à 0,8242. Para seleção da equação para predição da área basal, considerou o coeficiente de determinação e a distribuição gráfica dos resíduos, tendo em vista que os valores para o erro padrão da estimativa foram semelhantes, todos próximos de 12%.

De modo geral, as equações apresentaram distribuição de resíduos similares, com uma pequena melhoria para o modelo (22), para qual os resíduos foram mais homogêneos e também com as melhores estatísticas. Assim, este foi escolhido para a predição da área basal, pelo método do ajuste simultâneo.

Eisfeld *et al* (2005) ajustou modelos distintos dos utilizados neste trabalho, utilizando ajuste independente, para predição da área basal para *Pinus taeda* e, obteve valor de erro padrão da estimativa variando de 11 à 12% e coeficiente de determinação próximo de 0,86. Viana (2016) utilizando equação de Clutter obteve

resultados superiores, com coeficiente de determinação superior a 0,90 e erro padrão da estimativa de 4,51%, para povoamentos de *Pinus taeda*, em estudo para modelagem global da floresta.

4.3.3 Modelos para Diâmetro Mínimo

A equação selecionada para predição do diâmetro mínimo até a idade de desbaste foi a equação 28, obtida via *stepwise*, onde apresentou os melhores indicadores de ajuste. A equação 28 resultou em um valor para o erro padrão da estimativa de 11,65 % , sendo que para as demais equações os valores foram superiores a 15%. O coeficiente de determinação da equação 28 resultou em um valor acima de 0,85, enquanto as demais os valores foram inferiores a 0,75.

O erro padrão dos coeficiente obtidos via ajuste simultâneo das equações foram 11,69% menores em relação ao ajuste independente, com destaque para o coeficiente β_3 , com redução de 22,94%.

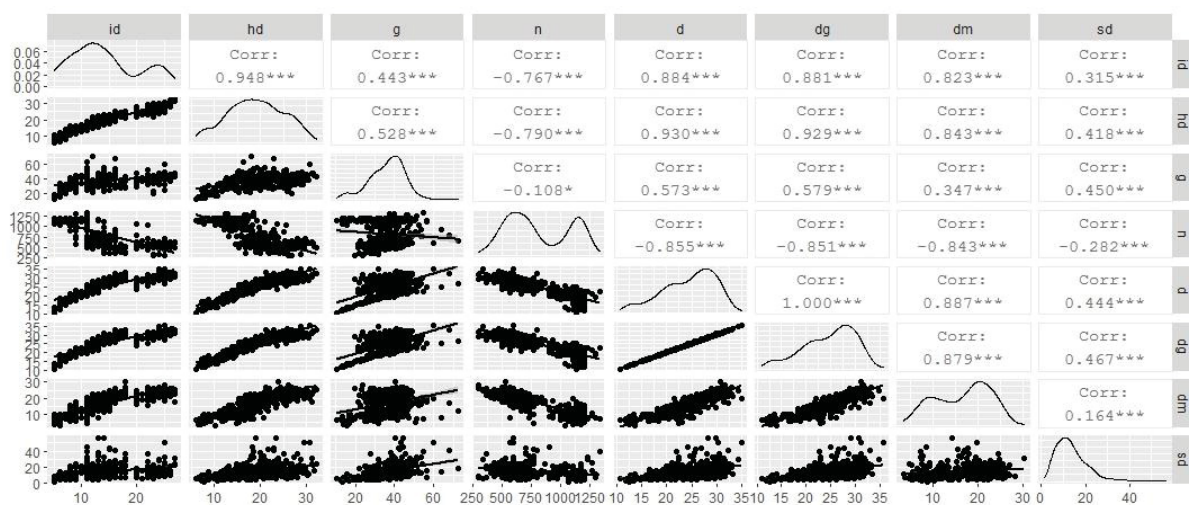
A análise da correlação linear de Pearson (*r*) entre as variáveis do povoamento com o diâmetro mínimo estão apresentadas na Tabela 30. Nota-se que todas as variáveis apresentam boas correlações, exceto a área basal e a variância dos diâmetros, que apresentaram baixa correlação, 0,347 e 0,1644, respectivamente.

TABELA 30 – CORRELAÇÃO DAS VARIÁVEIS COM O DIÂMETRO MÍNIMO.

Variável Dependente	Variáveis Independentes						
	<i>I</i>	<i>hd</i>	<i>G</i>	<i>N</i>	<i>d</i>	<i>dg</i>	<i>S²d</i>
<i>D_{min}</i>	0,8225	0,8431	0,347	-0,8427	0,8868	0,8794	0,1644

Na Figura 10 estão apresentadas as correlações das variáveis idade, altura dominante, área basal, árvores por hectare, diâmetro médio, diâmetro médio quadrático, diâmetro mínimo e variância dos diâmetros.

FIGURA 10 – GRÁFICOS DE CORRELAÇÃO PARA AS VARIÁVEIS IDADE (ANOS), ALTURA DOMINANTE (*hd*), ÁREA BASAL (*G*), ÁRVORES POR HECTARE, DIÂMETRO MÉDIO (*d*), DIÂMETRO MÉDIO QUADRÁTICO (*dg*), DIÂMETRO MÍNIMO (*Dmin*) E VARIÂNCIA DOS DIÂMETROS (S^2d)



FONTE: Autor (2020)

4.3.4 Modelos para Variância dos Diâmetros

A equação ajustada, utilizando o modelo de Maestri (2003), revelou baixos valores para o coeficiente de determinação e erro padrão da estimativa, sendo valores próximos de 0,2167 e 2,86%, respectivamente. Este resultado pode ser justificado devido à baixa correlação entre as variáveis dependentes e independentes. Este modelo foi testado por Eifeld (2005), a qual obteve valores para o erro padrão da estimativa e coeficiente de determinação de 27,97% e 0,7698.

A distribuição gráfica dos resíduos apresentou tendência de subestimar a variância dos diâmetros. Restlaff (2010) e Santana (2008) em trabalhos com Eucaliptos, obtiveram distribuições gráficas dos resíduos com, tendência de superestimar os valores dos atributos. Eifeld (2005) obteve coeficiente de determinação e erro padrão da estimativa de 0,7898 e 26,72%, com uma distribuição gráfica dos resíduos sem tendenciosidade, para o modelo de Knoebell.

A equação construída a partir da análise da correlação linear de Pearson (*r*) entre as variáveis do povoamento, utilizando o método de *Stepwise*, revelou um coeficiente de determinação de 0,7885 e erro padrão da estimativa de 26,15% para o ajuste independente. Por meio do ajuste simultâneo obteve-se valores de 0,8576 e 24,36%, respectivamente.

Todos os coeficientes do ajuste simultâneo obtiveram erro padrão inferiores aos coeficientes do ajuste independente, com uma redução média de 10,07%, com destaque para o coeficiente β_2 , com redução de 12,02%.

TABELA 31 – CORRELAÇÃO DE VARIÁVEIS COM A VARIÂNCIA DOS DIÂMETROS

Variável Dependente	Variáveis Independentes						
	<i>I</i>	<i>hd</i>	<i>G</i>	N	<i>d</i>	<i>dg</i>	<i>Dmin</i>
s^2d	0,315	0,418	0,450	-0,282	0,444	0,467	0,164

4.3.5 Modelos para Diâmetro Máximo

As equações ajustadas para predição do diâmetro máximo apresentaram boas estatísticas de ajuste para a espécie. O modelo desenvolvido por Santana (2008) (36) foi selecionado para predizer o diâmetro máximo, devido apresentar o melhor valor para o coeficiente de determinação e erro padrão da estimativa, 0,9122 e 6,08%, respectivamente para o ajuste independente. Após o ajuste simultâneo foram obtidos valores de 0,9036 e 6,36%, respectivamente. Ainda, não se observou tendências nas distribuições dos resíduos, com bons ajustes estatísticos para predição dos valores.

Após o ajuste simultâneo, o erro padrão dos coeficientes β_0 e β_3 aumentou 3,05 e 2,32% em relação ao ajuste independente e, para os coeficiente β_1 , β_2 e β_4 houve uma redução de 6,06, 16,66 e 6,68%.

Para o diâmetro máximo Wendling (2007), utilizando ajuste independente, resultou em valores de coeficiente de determinação para ajustes de modelos para diâmetro máximo variando de 0,66 a 0,90 para dados de *Pinus taeda*.

O modelo ajustado de Scolforo apresentou distribuição gráfica dos resíduos com tendências de superestimar os valores nos diâmetros de 15 à 20 cm, para os demais o modelo tendeu a subestimar os valores e o modelo ajustado de Wendling apresentou tendência de superestimar os diâmetros máximos.

4.3.6 Modelos testados para estimar os parâmetros de Weibul depois do primeiro desbaste

Os resultados obtidos no ajuste dos modelos testados utilizadas para estimar os parâmetros de Weibull para a idade do primeiro desbaste estão apresentados nas Tabelas 70 à 88 (Anexo 1).

Na Tabela 32 estão os resultados das equações selecionadas para estimar os atributos diâmetro médio quadrático, diâmetro médio e diâmetro mínimo após o primeiro desbaste, assim como os parâmetros “a”, “b” e “c” da função de Weibul após o primeiro desbaste, para o ajuste independente e simultâneo.

TABELA 32 – EQUAÇÕES PARA DIÂMETRO MÉDIO QUADRÁTICO, DIÂMETRO MÍNIMO E DIÂMETRO MÉDIO APÓS O DESBASTE E PARAMÉTROS DA EQUAÇÃO DE PROBABILIDADE DE WEIBULL, COM RESPECTIVOS VALORES DE COEFICIENTES DE DETERMINAÇÃO E ERRO PADRÃO.

			Continua
Autor	Modelos	Ajuste	
-	$dg_{depois} = 3,8282 + 0,8539I_2 + 0,9786dg_{antes} - 0,7829I_1$ $- 0,1352Dmin_{antes} + 0,1352N_{Removido}$ $- 0,0559G_{antes} - 11,9718 \frac{N_{Removido}}{N_{antes}}$	Ind	
-	$dg_{depois} = 3,567104 + 0,934236I_2 + 0,896653dg_{antes}$ $- 0,6943I_1 - 0,10633Dmin_{antes}$ $+ 0,007662N_{Removido} - 0,04956G_{antes}$ $- 7,77326 \frac{N_{Removido}}{N_{antes}}$	Sim	
-	$Dmin_{depois} = -17,6876 + 0,7273dg_{depois} + 0,0134N_{antes}$ $+ 0,1446Dmin_{antes}$	Ind	
-	$Dmin_{depois} = -21,8804 + 0,881243dg_{depois} + 0,012447N_{antes}$ $+ 0,240933Dmin_{antes}$	Sim	
Retslaff (2010)	$\bar{d}_{depois} = 0,9880dg_{depois}$	Ind	
Retslaff (2010)	$\bar{d}_{depois} = 0,987968dg_{depois}$	Sim	
-	$a_{depois} = -13,7824$ $+ 1,8418I_2 - 0,0529Dmin_{antes}$ $- 0,0159N_{removido}$ $+ 17,7439 \frac{N_{removido}}{N_{antes}} + 0,0041N_{antes}$	Ind	
-	$a_{depois} = -12,9582$ $+ 1,821748I_2 - 0,06593Dmin_{antes}$ $- 0,0159N_{removido}$ $+ 15,16407 \frac{N_{removido}}{N_{antes}} + 0,003601N_{antes}$	Sim	
-	$b_{depois} = 19,3018 - 0,8438a_{depois} + 0,3031d_{depois}$ $+ 0,1686Dmin_{depois} + 0,0002 N_{removido}$ $- 0,2563I_1$	Ind	

		Conclusão
Autor	Modelos	Ajuste
-	$b_{depois} = 20,85888 - 0,68992a_{depois} + 0,234566d_{depois} + 0,178112Dmin_{depois} + 0,057288 N_{removido} - 0,54247I_1$	Sim
-	$c_{depois} = -0,3741 + 0,2209b_{depois} + 0,01315Dmin_{depois}$	Ind
-	$c_{depois} = -0,66072 + 0,23069b_{depois} + 0,020692Dmin_{depois}$	S

Em Que: dg_{depois} = diâmetro médio quadrático após o desbaste (cm); $N_{Removido}$ = número de árvores removidas no desbaste; \bar{d} = Diâmetro Médio (cm); N = Número de Árvores do Hectare; dg = Diâmetro Médio Quadrático (cm²); I = Idade (Anos); G = Área Basal (m²); D_{Min} = Diâmetro Mínimo (cm); S^2d = Variância dos Diâmetros (cm²); Ind = Ajuste Independente; Sim = Ajuste Simultâneo.

Não houve melhoras nas estatísticas de seleção dos modelos, com a aplicação do ajuste simultâneo, visto que o R^2_{Adj} e S_{yx} manteve-se semelhante ao ajuste independente (Tabela 33).

TABELA 33 – ESTATÍSTICAS R^2_{Adj} E S_{yx} PARA ESTIMATIVA DE DIÂMETRO MÉDIO QUADRÁTICO, DIÂMETRO MÍNIMO E DIÂMETRO MÉDIO APÓS O PRIMEIRO DESBASTE, INDEPENDENTE E SIMULTÂNEO

Variável Dependente	Ajuste Independente		Ajuste Simultâneo	
	R^2_{Adj}	S_{yx}	R^2_{Adj}	S_{yx}
dg_{depois}	0,8982	2,91	0,9103	2,89
$Dmin_{depois}$	0,5503	11,13	0,5527	11,07
\bar{d}_{depois}	0,9991	6,16	0,9978	6,15

Em Que: dg_{depois} = diâmetro médio quadrático após o desbaste (cm); \bar{d}_{depois} = Diâmetro médio após o desbaste (cm); $Dmin_{depois}$ = Diâmetro Mínimo após o desbaste (cm)

Uma vez que resíduos dos coeficientes equações para a diâmetro médio quadrático, mínimo e médio após o desbaste, são correlacionados, (Tabela 34), está correlação pode garantir maior eficiência dos estimadores, o que foi observado pela análise do erro padrão dos coeficientes do ajuste simultâneo, os quais revelam erro menores que os ajustes independentes (Tabela 35).

TABELA 34 – CORRELAÇÃO CONTEMPORÂNEA PARA ESTIMATIVA DE DIÂMETRO MÉDIO QUADRÁTICO, DIÂMETRO MÍNIMO E DIÂMETRO MÉDIO APÓS O PRIMEIRO DESBASTE

	dg_{depois}	$Dmin_{depois}$	\bar{d}_{depois}
dg_{depois}	1	0,03	0,05
$Dmin_{depois}$	-0,03	1	0,77
\bar{d}_{depois}	0,05	0,77	1

Em Que: dg_{depois} = diâmetro médio quadrático após o desbaste (cm); \bar{d}_{depois} = Diâmetro médio após o desbaste (cm); $Dmin_{depois}$ = Diâmetro Mínimo após o desbaste (cm)

O erro padrão dos coeficientes relacionados ao sistema de equações, ajustes simultâneos, apresentou valores menores em relação ao ajuste independente. Assim, o grau de precisão da estimativa tende a ser melhor para o sistema de equações em relação ao ajuste independente (Tabela 35). A equação para estimar o diâmetro médio quadrático após o desbaste apresentou na média, uma redução de 39,24% do erro padrão dos coeficientes do sistema de ajuste simultâneo em relação ao ajuste independente. Valor semelhante foi encontrado para o erro padrão dos coeficientes para a equação do diâmetro mínimo, com redução de 36,16% em relação ao ajuste independente, com destaque para o coeficiente β_2 , com redução de 83,94% em relação ao ajuste independente. Para o diâmetro médio após o desbaste, a diferença entre o ajuste simultâneo e o independente, para o erro padrão foi de 8,70%.

TABELA 35 – DIFERENÇA DO ERRO PADRÃO DOS COEFICIENTES EQUAÇÕES PARA DIÂMETRO MÉDIO QUADRÁTICO, DIÂMETRO MÍNIMO E DIÂMETRO MÉDIO PARA O PRIMEIRO DESBASTE DEVIDO AO AJUSTE INDEPENDENTE E SIMULTÂNEO.

				Continua
Variável Dependente	Coefficiente	Ajuste Independente	Ajuste Simultâneo	Diferença (%)
dg_{depois}	β_0	0,7029	0,4445	36,76
	β_1	0,0525	0,0333	36,57
	β_2	0,0518	0,0361	30,31
	β_3	0,0739	0,0539	27,06
	β_4	0,0204	0,0134	34,31
	β_5	0,0010	0,00157	-57,00
	β_6	0,0092	0,00686	25,43
	β_7	1,1215	1,8675	-66,52

Variável Dependente	Coeficiente	Conclusão		
		Ajuste Independente	Ajuste Simultâneo	Diferença (%)
$Dmin_{depois}$	β_0	2,6000	2,1018	19,16
	β_1	0,0779	0,0469	39,79
	β_2	0,0099	0,00159	83,94
	β_3	0,0485	0,0329	32,16
\bar{d}_{depois}	β_1	0,0023	0,0021	8,70

Em Que: $d_{g_{depois}}$ = diâmetro médio quadrático após o desbaste (cm); \bar{d}_{depois} = Diâmetro médio após o desbaste (cm); $Dmin_{depois}$ = Diâmetro Mínimo após o desbaste (cm); β_{is} = Coeficientes das equações

As equações para estimar o diâmetro médio quadrático após o primeiro desbaste apresentaram valores para o coeficiente de determinação de 0,6766 à 0,8982, com erro padrão da estimativa variando de 2,91 à 5,35%. A equação com a melhor estatística de ajuste foi obtida da seleção *stepwise*. O valor do coeficiente de determinação foi 0,9103 e o erro padrão da estimativa de 2,89%, após o ajuste simultâneo. As equações não revelaram tendências para a distribuição gráfica dos resíduos. Retslaff (2010), para estimar o diâmetro médio quadrático, obteve os valores de coeficiente de determinação e erro padrão da estimativa de 0,9083 e 2,6%, trabalhando com ajuste independente.

O diâmetro mínimo foi ajustado utilizando no modelo o diâmetro médio quadrático, as equações apresentaram valores para o coeficiente de determinação próximos de 0,5 e erro padrão da estimativa próximos de 12%. A equação com a melhor estatística de ajuste foi obtida por meio da seleção *stepwise*, apresentando valores superiores aos modelos apresentados por Retslaff (2010), Tabela 75 – Anexo 1. Após o ajuste simultâneo, o coeficiente de determinação e erro padrão da estimativa obtiveram valores semelhantes ao ajuste independente, entretanto os valores para o erro padrão dos coeficientes foram menores em relação ao ajuste independente (Tabela 35).

A equação utilizada por Retslaff (2010) foi utilizada para estimar o valor do diâmetro médio após o primeiro desbaste, a equação ajustada para o modelo 40 revelou menor valor para o erro padrão da estimativa e distribuição gráfica dos resíduos sem tendência.

Para o ajuste dos modelos para recuperação dos parâmetros de Weibul após o primeiro desbaste, foram ajustados os modelos individuais propostos nas tabelas

10, 11, 12 e 13, após o ajuste foi selecionado os melhores modelos para recuperação dos parâmetros de Weibull e realizado o ajuste simultâneo das equações.

Os modelos utilizados por Álvares et al. (2002) e Retslaff (2010) para estimar o parâmetro a depois do primeiro desbaste não apresentaram boas estatísticas, Retslaff (2010) trabalhando com *Eucalipto grandis* obtiveram resultados semelhantes, para o ajuste do parâmetro a , com baixos valores para R^2_{Adj} e S_{yx} . Os modelos 43 à 44 apresentaram valores para R^2_{Adj} variando de 0,609 à 0,7536 com S_{yx} variando de 15,02 à 18,92%. Por meio do método *stepwise* foi construído obtida uma equação com valores para R^2_{Adj} de 0,9349 e S_{yx} de 7,69 %.

O mesmo sistema de equação também foi estimado utilizando regressão aparente não relacionada (SUR), sendo os resultados apresentados na Tabela 36.

O ajuste simultâneo não ocasionou melhoras nas estatísticas de seleção dos modelos, visto que o R^2_{Adj} e S_{yx} para o parâmetro a manteve-se semelhante ao ajuste independente e o mesmo pode ser observado para os demais parâmetros da função de Weibull (Tabela 36).

TABELA 36 – ESTATÍSTICAS R^2_{Adj} E S_{yx} PARA ESTIMATIVA DOS COEFICIENTES a , b E c PARA RECUPERAÇÃO DOS PARÂMETROS PARA O PRIMEIRO DESBASTE, INDEPENDENTE E SIMULTÂNEO

Parâmetro	Ajuste Independente		Ajuste Simultâneo	
	R^2_{Adj}	S_{yx}	R^2_{Adj}	S_{yx}
a	0,9332	7,79	0,9334	7,79
b	0,8635	6,42	0,8646	6,43
c	0,5975	30,33	0,5930	30,10

A correlação dos parâmetros a , b e c de Weibull (Tabela 37), pode garantir maior eficiência dos estimadores, o que foi observado pela análise do erro padrão dos coeficientes do ajuste simultâneo, os quais revelam erro menores que os ajustes independentes (Tabela 39). Isto ocorre, uma que os resíduos dos coeficientes a , b e c de Weibull são correlacionados.

TABELA 37 – CORRELAÇÃO CONTEMPORÂNEA PARA DOS COEFICIENTES a , b E c PARA O PRIMEIRO DESBASTE

	a	b	c
a	1	0,36	0,25
b	0,36	1	0,79
c	0,25	0,79	1

Para o parâmetro o coeficiente β_1 apresentou a maior diferença para o erro padrão do coeficiente, uma redução de 96,03 % em relação ao ajuste independente, com uma redução média de 57,19%. O parâmetro b obteve as maiores diferenças entre o ajuste independente e simultâneo, com uma redução do erro padrão dos coeficientes de 77,64%, no qual o coeficiente β_3 apresentou uma redução de 93,74% em relação ao ajuste independente. Para o parâmetro c houve uma redução de 4,07% no erro padrão do coeficiente para β_0 , e 2,70% para o coeficiente β_1 . Estes resultados expressam a importância do uso da aplicação da regressão aparentemente não relacionada para ajuste do sistema de equação de Weibull.

TABELA 38 – DIFERENÇA DO ERRO PADRÃO DOS COEFICIENTES a , b E c PARA RECUPERAÇÃO DOS PARÂMETROS PARA O PRIMEIRO DESBASTE DEVIDO AO AJUSTE INDEPENDENTE E SIMULTÂNEO.

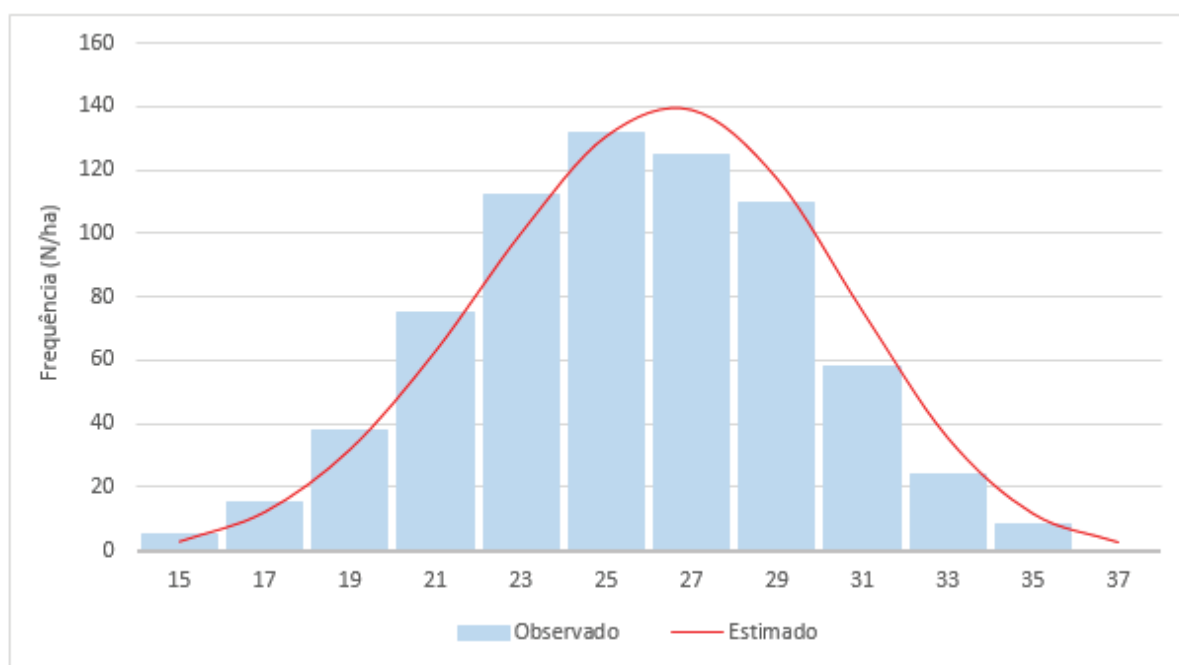
Parâmetro	Coefficiente	Ajuste Independente	Ajuste Simultâneo	Diferença (%)
a	β_0	0,928787	0,3330	64,14
	β_1	0,86696	0,0344	96,03
	β_2	0,047199	0,0146	69,06
	β_3	0,002786	0,00189	32,16
	β_4	2,975530	2,2426	24,56
b	β_0	3,81954	0,5648	85,21
	β_1	0,42054	0,0305	92,74
	β_2	0,05522	0,0332	39,87
	β_3	0,5928	0,0371	93,74
	β_4	0,80747	0,0851	89,46
c	β_0	0,45509	0,4385	3,64
	β_1	0,01522	0,0146	4,07
	β_2	0,01367	0,0133	2,70

O ajuste dos modelos propostos por Alvares et al (2002) e Retslaff (2010), para o parâmetro b , apresentaram valores variando entre 0,2775 à 0,5939 para o coeficiente de determinação, com valores para o erro padrão da estimativa superiores a 11,11%. A equação o modelo 67, construída a partir de *stepwise*, apresentou coeficiente de determinação de 0,8682 e erro padrão da estimativa de 6,30 %.

A equação ajustada por meio de *stepwise* foi selecionada para estimar o parâmetro “ c ”, apesar de apresentar um menor coeficiente de determinação, sendo 0,5955, quando comparado com os demais. Contudo o erro padrão da estimativa foi inferior as demais testadas (Tabela 77 – Anexo 1).

A distribuição de diâmetros foi realizada até um diâmetro máximo estimado para cada parcela. Para estimar o diâmetro máximo foi utilizado a equação selecionada (Tabela 32). As distribuições estimadas foram rejeitadas para 21,49% das parcelas para o nível de significância de 0,05, conforme pelo teste de aderência de Kolmogorov-Smirnov.

FIGURA 11 – DISTRIBUIÇÃO DO NÚMERO MÉDIO DE ARVORES POR HECTARE PARA CADA CLASSE DE DIAMÉTRICA PARA IDADE DE 10 ANOS, OBSERVADO E ESTIMADO DEPOIS DO PRIMEIRO DESBASTE.



FONTE: Autor (2020)

4.3.7 Equações testadas para estimar os parâmetros de Weibull depois do segundo desbaste

As equações testadas para estimar o diâmetro médio quadrático, não apresentaram resultados satisfatórios, apresentando valores de coeficiente de determinação inferiores a 0,64 e erro padrão da estimativa variando de 4,7 à 19,22%.

TABELA 39 - EQUAÇÕES PARA DIÂMETRO MÉDIO QUADRÁTICO, DIÂMETRO MÍNIMO E DIÂMETRO MÉDIO APÓS O SEGUNDO DESBASTE E PARÂMETROS DA EQUAÇÃO DE PROBABILIDADE DE WEIBULL, COM RESPECTIVOS VALORES DE COEFICIENTES DE DETERMINAÇÃO E ERRO PADRÃO.

Autor	Modelos	Ajuste
Retslaff (2010)	$dg_{depois} = 7,1000 + 3,4232 \frac{N_{Removido}}{N_{antes}} + 0,3637 dg_{antes} + 0,7166 I_2$	Ind
Retslaff (2010)	$dg_{depois} = 8,441685 + \frac{2,305424 N_{Removido}}{N_{antes}} + 0,52653 dg_{antes} + 0,397518 I_2$	Sim
-	$Dmin_{depois} = -5,191 + -13,7783 dg_{depois} + 0,090371 \frac{N_{Removido}}{N_{antes}} + 14,86147 \bar{d}_{depois}$	Ind
-	$Dmin_{depois} = -5,191 dg_{depois} + -13,7783 \frac{N_{Removido}}{N_{antes}} + 0,090371 \bar{d}_{depois}$	S
Retslaff (2010)	$\bar{d}_{depois} = 0,9880 dg_{depois}$	Ind
Retslaff (2010)	$\bar{d}_{depois} = 0,989417 dg_{depois}$	Sim
-	$a_{depois} = -21,609851 + 2,025592 I_2 - 19,389583 \frac{N_{Removido}}{N_{antes}} - 0,628948 c_{antes} + 0,546023 b_{antes} + 0,021316 N_{Removido} + 0,181638 a_{antes}$	Ind
-*	$a_{depois} = -18,9306 + 2,02336 I_2 - 19,6974 \frac{N_{Removido}}{N_{antes}} - 0,64975 c_{antes} + 0,432203 b_{antes} + 0,02174 N_{Removido} + 0,119227 a_{antes}$	Sim
-	$b_{depois} = 34,876920 - 1,686722 I_2 + 0,142025 Dmin_{depois} + 0,484827 a_{antes} + 14,434055 \frac{N_{Removido}}{N_{antes}} - 0,015086 N_{Removido} - 0,500620 I_1$	Ind
-	$b_{depois} = 34,26597 - 1,77739 I_2 + 0,150295 Dmin_{depois} + 0,392498 a_{antes} + 11,607 \frac{N_{Removido}}{N_{antes}} - 0,0111 N_{Removido} - 0,2620 I_1$	Sim
-	$c_{depois} = 0,3228498 + 0,1855536 b_{depois} - 0,0005454 N_{Removido}$	Ind
-	$c_{depois} = 0,3228 + 0,1855 b_{depois} - 0,0005 N_{Removido}$	Sim

Em Que: dg_{depois} = diâmetro médio quadrático após o desbaste (cm); $N_{Removido}$ = número de árvores removidas no desbaste; \bar{d} = Diâmetro Médio (cm); N = Número de Árvores por Hectare; dg = Diâmetro Médio Quadrático (cm²); I = Idade (Anos); G = Área Basal (m²); D_{Min} = Diâmetro Mínimo (cm); $S^2 d$ = Variância dos Diâmetros (cm²); Sim = Ajuste Simultâneo; Ind = Ajuste Independente.

O ajuste simultâneo não ocasionou melhoras nas estatísticas de seleção dos modelos, visto que o R^2_{Adj} e S_{yx} para o parâmetro a mantiveram-se semelhantes ao ajuste independente (Tabela 40).

TABELA 40 – ESTATÍSTICAS R^2_{Adj} E S_{yx} PARA ESTIMATIVA DE DIÂMETRO MÉDIO QUADRÁTICO, DIÂMETRO MÍNIMO E DIÂMETRO MÉDIO APÓS O SEGUNDO DESBASTE, INDEPENDENTE E SIMULTÂNEO

Variável Dependente	Ajuste Independente		Ajuste Simultâneo	
	R^2_{Adj}	S_{yx}	R^2_{Adj}	S_{yx}
dg_{depois}	0,6459	4,70	0,6460	4,70
$Dmin_{depois}$	0,7316	6,89	0,7290	6,78
\bar{d}_{depois}	0,997	3,45	0,9970	3,48

Em Que: dg_{depois} = diâmetro médio quadrático após o desbaste (cm); \bar{d}_{depois} = Diâmetro médio após o desbaste (cm); $Dmin_{depois}$ = Diâmetro Mínimo após o desbaste (cm)

Os resíduos dos coeficientes das equações para a diâmetro médio quadrático, mínimo e médio após o desbaste, são correlacionados, (Tabela 42). Esta correlação pode garantir maior eficiência dos estimadores, no qual os erros padrões dos coeficientes do ajuste simultâneo, são menores que os ajustes independentes (Tabela 43).

TABELA 42 – CORRELAÇÃO CONTEMPORÂNEA PARA ESTIMATIVA DE DIÂMETRO MÉDIO QUADRÁTICO, DIÂMETRO MÍNIMO E DIÂMETRO MÉDIO APÓS O PRIMEIRO DESBASTE

	dg_{depois}	$Dmin_{depois}$	\bar{d}_{depois}
dg_{depois}	1	0,03	0,05
$Dmin_{depois}$	-0,03	1	0,67
\bar{d}_{depois}	0,05	0,67	1

Em Que: dg_{depois} = diâmetro médio quadrático após o desbaste (cm); \bar{d}_{depois} = Diâmetro médio após o desbaste (cm); $Dmin_{depois}$ = Diâmetro Mínimo após o desbaste (cm)

O erro padrão dos coeficientes para as equações para as variáveis diâmetro médio quadrático e diâmetro mínimo depois do desbaste, demonstraram uma redução variando de 0,02 à 1,86% em relação ao ajuste independente. Para o diâmetro médio a redução foi de 90,62% em relação ao ajuste independente.

TABELA 43 – DIFERENÇA DO ERRO PADRÃO DOS COEFICIENTES DAS EQUAÇÕES PARA DIÂMETRO MÉDIO QUADRÁTICO, DIÂMETRO MÍNIMO E DIÂMETRO MÉDIO SEGUNDO DESBASTE DEVIDO AO AJUSTE INDEPENDENTE E SIMULTÂNEO.

Variável Dependente	Coefficiente	Ajuste Independente	Ajuste Simultâneo	Diferença (%)
dg_{depois}	β_0	1,6533	1,6308	1,36
	β_1	0,6225	0,6163	0,99
	β_2	0,0750	0,0736	1,86
	β_3	0,0804	0,0789	1,86
$Dmin_{depois}$	β_0	2,1516	2,1512	0,02
	β_1	1,2936	1,2834	0,78
	β_2	0,7404	0,7435	-0,43
	β_3	1,3019	1,2915	0,79
\bar{d}_{depois}	β_1	0,0032	0,0003	90,62

Em Que: dg_{depois} = diâmetro médio quadrático após o desbaste (cm); \bar{d}_{depois} = Diâmetro médio após o desbaste (cm); $Dmin_{depois}$ = Diâmetro Mínimo após o desbaste (cm)

As equações ajustadas para estimar o parâmetro “a” após o segundo desbaste, apresentaram boas estatísticas para a espécie. As equações ajustadas (Tabela 80) resultaram em valores para o coeficiente de determinação e erro padrão da estimativa semelhantes, sendo selecionada a equação (63) para estimar o parâmetro “a”. Após a seleção da equação, esta foi re-ajustada simultaneamente com os parâmetro “c” e “b”.

O erro padrão da estimativa para todos modelos testados para o ajuste do parâmetro “b” foram maiores que 20% (Tabela 81). A equação obtida via *stepwise* revelou menor valor de erro padrão da estimativa para estimar o parâmetro “b” da função Weibull, sendo selecionada para estimar os valores de “b” depois do segundo desbaste.

Retslaff (2010) para estimar o parâmetro “c” depois do segundo desbaste, obteve erro padrão da estimativa acima de 20% (Tabela 83). Desta forma foi, construída a equação (69), que apresentou resultados satisfatórios para o erro padrão da estimativa, com valor de 18,33 %, para estimar o parâmetro “c”.

O uso do ajuste simultâneo não ocasionou melhoras nas estatísticas de seleção dos modelos, visto que o R^2_{Adj} e S_{yx} para o parâmetro a , manteve-se semelhante ao ajuste independente (Tabela 44).

TABELA 44 – ESTATÍSTICAS R^2_{Adj} E S_{yx} PARA ESTIMATIVA DOS COEFICIENTES a , b E c PARA RECUPERAÇÃO DOS PARÂMETROS PARA O SEGUNDO DESBASTE, INDEPENDENTE E SIMULTÂNEO

Parâmetro	Ajuste Independente		Ajuste Simultâneo	
	R^2_{Adj}	S_{yx}	R^2_{Adj}	S_{yx}
a	0,8045	9,46	0,8026	9,51
b	0,7449	13,73	0,7420	12,80
c	0,5562	18,62	0,5699	18,33

Os resíduos dos coeficientes a , b e c de Weibull são correlacionados, (Tabela 45). Como já foi observado nos resultados anteriores, esta correlação pode garantir maior eficiência dos estimadores. Isto foi, observado pela redução dos valores dos erros padrão dos coeficientes quando comparados com os ajustes independentes (Tabela 46).

TABELA 45 – CORRELAÇÃO CONTEMPORÂNEA DOS COEFICIENTES a , b E c PARA O SEGUNDO DESBASTE

	a	b	c
a	1	-0,39	-0,03
b	-0,39	1	0,68
c	-0,03	0,68	1

TABELA 46 – DIFERENÇA DO ERRO PADRÃO DOS COEFICIENTES a , b E c PARA RECUPERAÇÃO DOS PARÂMETROS PARA O SEGUNDO DESBASTE, DEVIDO AO AJUSTE INDEPENDENTE E SIMULTÂNEO.

Continua

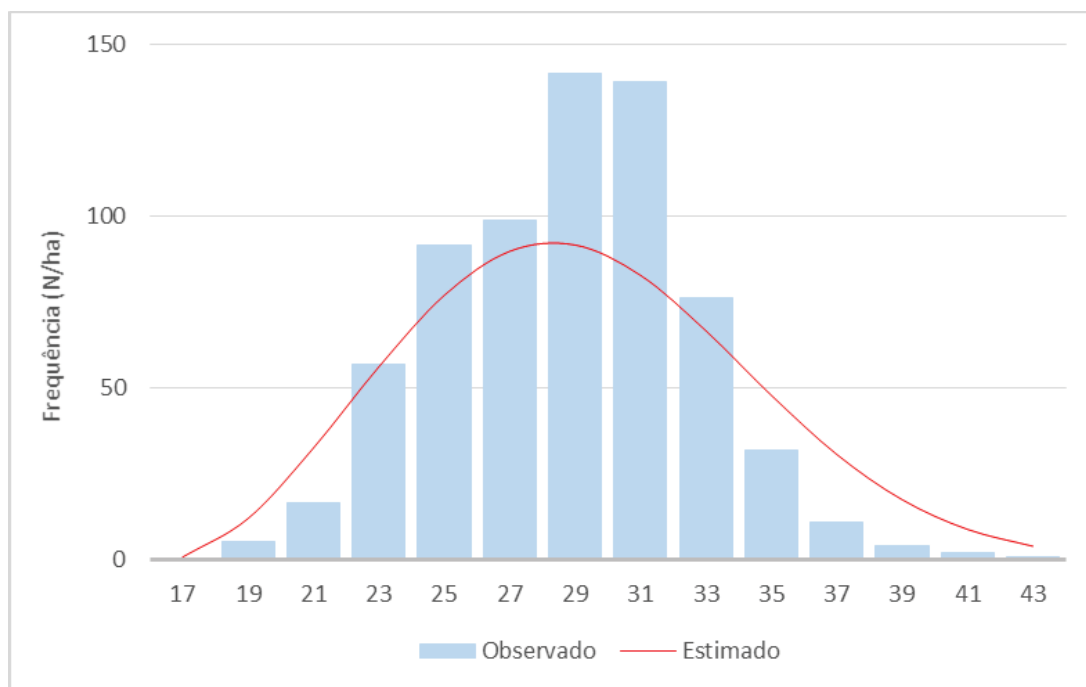
Parâmetro	Coefficiente	Ajuste Independente	Ajuste Simultâneo	Diferença (%)
a	β_0	3,5492	3,1896	10,13
	β_1	0,1510	0,1515	- 0,33
	β_2	5,4694	5,4332	0,66
	β_3	0,1227	0,1065	13,20
	β_4	0,1552	0,1348	13,14
	β_5	0,0070	0,0070	0
	β_6	0,1195	0,1130	5,43

				Conclusão
Parâmetro	Coefficiente	Ajuste Independente	Ajuste Simultâneo	Diferença (%)
b	β_0	2,3146	1,7910	22,62
	β_1	0,150125	0,1243	17,18
	β_2	0,113780	0,0730	35,85
	β_3	0,152761	0,1031	32,48
	β_4	4,750263	3,4849	26,64
	β_5	0,006002	0,00443	26,66
	β_6	0,278309	0,1791	35,64
c	β_0	0,2035	0,1930	5,15
	β_1	0,0161	0,0161	0

Para o parâmetro a o coeficiente β_3 apresentou a maior diferença para o erro padrão do coeficiente, com redução de 13,20 % em relação ao ajuste independente. O parâmetro b obteve as maiores diferenças entre o ajuste independente e simultâneo, com uma redução do erro padrão dos coeficientes de 28,15%. O coeficiente β_3 apresentou uma redução de 35,85% em relação ao ajuste independente. Para o parâmetro c houve uma redução de 5,15% no erro padrão do coeficiente para β_0 , enquanto que para o coeficiente β_1 não foi observada alterações nos valores.

Na Figura 12 nota-se que se subestima os valores observados nas primeiras e últimas classes diamétricas, superestimando nas classes intermediárias.

FIGURA 12 – DISTRIBUIÇÃO DO NÚMERO MÉDIO POR HECTARE PARA CADA CLASSE DE DIAMÉTRICA PARA IDADE 16 ANOS, OBSERVADO E ESTIMADO DEPOIS DO SEGUNDO DESBASTE.



FONTE: Autor (2020)

4.4 SISTEMA DE EQUAÇÕES PARA PROJEÇÃO DE ATRIBUTOS

O resumo das equações selecionadas para projetar os atributos do povoamento na idade futura estão apresentadas na Tabela 47. Todas as equações testadas para a projeção dos atributos, estão apresentadas nas Tabelas 70 à 88 (Anexo 1) e, a distribuição gráfica dos resíduos podem ser observadas nas Figuras 16 à 38 (Anexo 2). Para projeção dos parâmetros da função Weibull depois dos desbastes a partir do Método dos Momentos, foi necessário projetar os atributos requeridos por este método, sendo eles a área basal (G), variância dos diâmetros (S^2d), diâmetro máximo ($D_{máx}$), diâmetro mínimo ($D_{mín}$) e diâmetro médio aritmético (\bar{d}). Para tanto, dados das parcelas permanentes foram utilizados para ajustar os modelos via ajuste simultâneo para projeção destes atributos para uma próxima intervenção.

TABELA 47 – EQUAÇÕES PARA PROJETAR ÁREA BASAL, VARIÂNCIA DOS DIÂMETROS, DIÂMETRO MÍNIMO, DIÂMETRO MÉDIO QUADRÁTICO E DIÂMETRO MÁXIMO NA IDADE FUTURA, COM SEUS RESPECTIVOS COEFICIENTES DE DETERMINAÇÃO E ERRO PADRÃO.

Autor	Modelos	Ajuste
-	$G_2 = -31,411824 + 0,026579N_2 + 1,847442dg_2 - 0,267786I_2$ $+ 0,167339G_1 - 0,408431I_1 - 6,801581 \frac{N_1}{N_2}$ $+ 0,007194N_1 - 0,115232dg_1$	Ind
	$G_2 = -30,7369 + 0,027281N_2 + 1,727288dg_2 - 0,3501274I_2$ $+ 0,166384G_1 - 0,43608I_1 - 6,3826 \frac{N_1}{N_2}$ $+ 0,006359N_1 - 0,05467dg_1$	Sim
Retslaff (2010)	$S^2d = -24,05 - 1,168Dmin_2 - 0,00007S^2d_1 + 1,841Dmax_2$	Ind
Retslaff (2010)	$S^2d = -21,6147 - 1,30057Dmin_2 - 0,000081S^2d_1$ $+ 1,844986Dmax_2$	Sim
Scolforo (1998)	$Dmin_2 = -1,90949 + 1,08913d_2 - 0,22407S^2d - 2,01180lnG_2$ $+ 0,23081 I^2$	Ind
Scolforo (1998)	$Dmin_2 = -3,69292 + 0,918777d_2 + 0,078153S^2d$ $- 1,80507lnG_2 + 0,157822I^2$	Sim
Retslaff (2010)	$dg_2 = 11,75507 + 0,818313dg_1 - 12,25598 \frac{I_1}{I_2}$ $+ 0,24415hdom_2$	Ind
Retslaff (2010)	$dg_2 = 6,676097 + 0,45895dg_1 + 1,864844 \frac{I_1}{I_2}$ $+ 3,454296hdom_2$	Sim
Retslaff (2010)	$Dmáx_2 = 4,21394 + 0,87044Dmáx_1 + 15,43089 \left(1 - \frac{I_1}{I_2}\right)$	Ind
Retslaff (2010)	$Dmáx_2 = 10,37489 + 0,952725Dmáx_1 - 7,01232 \left(1 - \frac{I_1}{I_2}\right)$	Sim
Retslaff (2010)	$\bar{d}_2 = 0,980346 + 0,015861dg_2$	Ind
Retslaff (2010)	$\bar{d}_2 = -0,42363 + 1,00407dg_2$	Sim

Em que: $Dmin_2$ = Diâmetro mínimo na idade 2 (cm); $Dmin_1$ = Diâmetro mínimo na idade 1 (cm); dg_2 = diâmetro médio quadrático na idade 2; G_1 = Área basal na idade 1 (m²/ha); G_2 = Área basal na idade 2 (m²/ha); S = Índice de sítio; S^2d_2 = Variância dos diâmetros na idade 2 (cm²); S^2d_1 = Variância dos diâmetros na idade 1 (cm²); $Dmax_2$ = Diâmetro máximo na idade 2 (cm); $Dmax_1$ = Diâmetro máximo na idade 1 (cm); I_1 = Idade inicial da plantação (anos); I_2 = Idade futura da plantação (anos); β_i = Parâmetros estimados; n = número de observações; \bar{d}_2 = Diâmetro médio na idade 2 (cm); Ind = Ajuste Independente; Sim = Ajuste Simultâneo.

Conforme já foi verificado em todos os ajustes simultâneos, quando comparados com o ajuste independente, não observou melhoras nas estatísticas de seleção dos modelos, visto que o R^2_{Adj} e S_{yx} , manteve-se semelhante ao ajuste independente (Tabela 48).

TABELA 48 – ESTATÍSTICAS R^2_{Adj} E S_{yx} PARA ESTIMATIVA DOS COEFICIENTES G_2 , S^2d , $Dmin_2$, dg_2 , $Dmáx_2$ e \bar{d}_2 PARA RECUPERAÇÃO DOS PARÂMETROS PARA O SEGUNDO DESBASTE, INDEPENDENTE E SIMULTÂNEO

Variável Dependente	Ajuste Independente		Ajuste Simultâneo	
	R^2_{Adj}	S_{yx}	R^2_{Adj}	S_{yx}
G_2	0,7815	8,26	0.7775	8,21
S^2d	0,6643	25,96	0.7374	25,95
$Dmin_2$	0,8312	7,58	0.8218	10,73
dg_2	0,9986	3,38	0.9005	2,01
$Dmáx_2$	0,7039	3,61	0.7054	3,58
\bar{d}_2	0.9988	0,37	0.9987	0,37

Em que: $Dmin_2$ = Diâmetro mínimo na idade 2 (cm); dg_2 = diâmetro médio quadrático na idade , $Dmax_2$ = Diâmetro máximo na idade 2 (cm); \bar{d}_2 = Diâmetro médio na idade 2 (cm); G_2 = Área basal na idade 2; S^2d_2 =Variância dos diâmetros na idade 2 (cm²);

Os resíduos dos coeficientes G_2 , S^2d , $Dmin_2$, dg_2 , $Dmáx_2$ e \bar{d}_2 para projeção são correlacionados, (Tabela 49 e 50). Esta correlação pode garantir maior eficiência dos estimadores, o que foi observado pela análise do erro padrão dos coeficientes do ajuste simultâneo, os quais revelaram menores valores quando comparado com os obtidos por meio dos ajustes independentes (Tabela 51).

TABELA 49 – CORRELAÇÃO CONTEMPORÂNEA DOS COEFICINETES G_2 , S^2d E dg_2 PARA O SEGUNDO DESBASTE

	G_2	S^2d	dg_2
G_2	1	-0,05	0,06
S^2d	-0,05	1	0,24
dg_2	0,06	0,24	1

Em que: dg_2 = diâmetro médio quadrático na idade , G_2 = Área basal na idade 2; S^2d_2 =Variância dos diâmetros na idade 2 (cm²);

TABELA 50 – CORRELAÇÃO CONTEMPORÂNEA DOS COEFICINETES \bar{d}_2 , $Dmin_2$ E $Dmáx_2$ PARA O SEGUNDO DESBASTE

	\bar{d}_2	$Dmin_2$	$Dmáx_2$
\bar{d}_2	1	-0,05	-0,06
$Dmin_2$	-0,05	1	0,24
$Dmáx_2$	-0,06	0,24	1

Em que: $Dmin_2$ = Diâmetro mínimo na idade 2 (cm); $Dmax_2$ = Diâmetro máximo na idade 2 (cm); \bar{d}_2 = Diâmetro médio na idade 2 (cm);

Os coeficientes para equação de área basal, possuem menores valores do erro padrão quando ajustados simultaneamente em comparação com o ajuste independente. Dentre todas as equações selecionadas para projeção das variáveis, a variação foi de 0,97 à 2,94%, sendo observado que para o coeficiente β_8 , houve um aumento do erro de 1,08 %.

Para as variáveis diâmetro máximo e variância dos diâmetros, observou uma redução, variando de 0,23 à 59,51%, do ajuste simultâneo em relação ao ajuste independente.

O diâmetro médio quadrático apresentou um aumento do erro padrão dos coeficientes β_0 e β_1 superiores a 20% e um menor para β_2 e β_3 , sendo 39,05 e 3,33%. Para o diâmetro médio, observa-se uma redução médio dentre os coeficientes de 91,48% em relação ao ajuste independente.

TABELA 51 – DIFERENÇA DO ERRO PADRÃO DOS COEFICIENTES G_2 , S^2d , $Dmin_2$, dg_2 , $Dmáx_2$ e \bar{d}_2 PARA PROJEÇÃO DAS VARIÁVEIS, DEVIDO AO AJUSTE INDEPENDENTE E SIMULTÂNEO.

Continua

Parâmetro	Coefficiente	Ajuste Independente	Ajuste Simultâneo	Diferença (%)
G_2	β_0	4,049	4,0589	0,97
	β_1	0,00272	0,0027	2,94
	β_2	0,1906	0,1891	2,08
	β_3	0,2285	0,2315	2,09
	β_4	0,0369	0,0366	2,91
	β_5	0,2693	0,2691	2,84
	β_6	1,2829	1,2709	2,70
	β_7	0,00334	0,00331	2,69
S^2d	β_8	0,22398	0,2264	-1,08
	β_0	2,6008	2,5946	0,23
	β_1	0,1070	0,1063	0,73
	β_2	0,1033	0,1022	1,06
	β_3	0,1767	0,1757	0,56
$Dmáx_2$	β_4	0,103	0,0417	59,51
	β_0	1,4606	1,4114	3,36
	β_1	0,0375	0,0366	2,55
	β_2	1,8968	1,7624	7,08

Parâmetro	Coeficiente	Ajuste Independente	Ajuste Simultâneo	Conclusão
				Diferença (%)
$Dmin_2$	β_0	2,7105	2,7576	-1,74
	β_1	0,0796	0,0844	-5,92
	β_2	0,0177	0,0168	5,56
	β_3	0,6865	0,6464	5,83
	β_4	0,0915	0,0862	5,77
dg_2	β_0	0,6133	0,7523	-22,66
	β_1	0,0328	0,0396	-20,69
	β_2	0,1780	1,082	39,05
	β_3	0,0356	0,0345	3,33
\bar{d}_2	β_1	0,7733	0,0616	92,03
	β_2	0,0319	0,00225	92,94

Em que: dg_2 = diâmetro médio quadrático na idade 2, G_2 = Área basal na idade 2; S^2d_2 = Variância dos diâmetros na idade 2 (cm²); $Dmin_2$ = Diâmetro mínimo na idade 2 (cm); $Dmax_2$ = Diâmetro máximo na idade 2 (cm); \bar{d}_2 = Diâmetro médio na idade 2 (cm);

4.4.1 Área Basal

As equações ajustadas para projetar a área basal futura (G_2) não revelaram bons resultados, como pode ser observado na Tabela (83). Os valores para coeficiente de determinação variaram de 0,4261 à 0,5347 e para o erro padrão da estimativa os valores foram superiores a 10%. A equação obtida por meio de *stepwise* (90), revelou um coeficiente de determinação 0,7775 e erro padrão da estimativa de 8,21% para o ajuste simultâneo, sendo este utilizado para projeção das variáveis. Romaniuk (2015) obteve resultados semelhantes em trabalho com *Pinus taeda* L. realizado no centro-sul no Paraná, resultando em valores para o coeficiente de determinação e erro padrão da estimativa de 0,65 e 9,05% respectivamente.

Segundo Retslaff (2010) a presença da área basal foi interessante para garantir a consistência durante simulações de desbastes, com intensidades diferentes daquelas observadas, obteve como estatística de ajuste valores de coeficiente de determinação de 0,9656 e erro padrão da estimativa de 5,6%.

4.4.2 Variância dos Diâmetros

As três equações ajustadas não apresentaram boas estatísticas de ajuste, o erro padrão da estimativa foi superior a 20%, sendo a do modelo 76 com valores superiores a 40%.

A equação selecionada para projeção da variância dos diâmetros foi referente ao modelo utilizado por Retslaff (2010), com coeficiente de determinação de 0,7374 e erro padrão da estimativa de 25,95%. Estes resultados são referente ao ajuste simultâneo, que foi utilizado na projeção. Viana (2016) em trabalho com *Pinus taeda*, utilizou o modelo de Santana, e obteve um coeficiente de determinação de 0,9563 e erro padrão da estimativa de 21,03 %, com um coeficiente de determinação superior ao encontrado neste trabalho, contudo apresentou um erro padrão da estimativa superior a 20%, semelhante ao modelo 74.

4.4.3 Diâmetro Mínimo

Os dois modelos testados para projetar o diâmetro mínimo revelaram boas estatísticas de ajuste. A equação referente ao modelo de Scolforo (77) foi selecionada para projetar o diâmetro mínimo, com resultados superiores ao modelo Retslaff (2010), com coeficiente de determinação de 0,8218 e erro padrão da estimativa de 10,73 %, para o ajuste simultâneo.

Viana (2016) em trabalho com *Pinus taeda* L. no Paraná, obteve resultado inferiores para as estatísticas de ajuste, com valores para o coeficiente de determinação e erro padrão da estimativa de 0,8290 e 15,5% respectivamente, Retslaff (2010) em trabalho com *Eucalyptus grandis* obteve resultado semelhantes, com valores para o coeficiente de determinação e erro padrão da estimativa de 0,9886 e 6,7%.

4.4.4 Diâmetro Médio Aritmético

As duas equações ajustadas para projetar o diâmetro médio revelaram boas estatísticas de ajustes e precisão, com coeficiente de determinação próximo de 1 e erro padrão da estimativa menores de 4%.

A equação referente ao modelo (79) foi selecionada para projetar o diâmetro médio aritmético, com valores de coeficiente de determinação de 0,9988 e erro padrão a estimativa de 0,37%.

Para projetar o diâmetro médio, os autores Retslaff (2010), Santana (2008) e Arcebi Jr. (2002) obtiveram ajustes com coeficiente de determinação superiores a 0,99, assim como os resultados dos ajustes obtidos no presente trabalho.

4.4.5 Diâmetro Médio Quadrático

Todas as equações ajustadas, apresentaram boas estatísticas de ajuste, com coeficiente de determinação variando de 0,8475 à 0,9986 e erro padrão da estimativa com valores inferiores a 5%.

A equação referente ao modelo (81) foi selecionada para projetar o diâmetro médio quadrático, que com coeficiente de determinação de 0,9987 e erro padrão da estimativa de 0,37%.

4.4.6 Diâmetro Máximo

As equações ajustadas para o diâmetro máximo revelaram boas estatísticas de ajuste, para o erro padrão da estimativa, contudo com valores de coeficiente de determinação variando entre 0,6158 à 0,7039. Foi selecionada para a projeção a equação referente ao modelo de Retslaff (2010) (85), com coeficiente de determinação de 0,7054 e erro padrão da estimativa de 3,58%, para o ajuste simultâneo.

4.5 ESTIMATIVAS DOS ATRIBUTOS PARA RECUPERAÇÃO DOS PARÂMETROS DA FUNÇÃO DE WEIBULL NAS IDADES DE DESBASTES E CORTE RASO

As estimativas dos atributos do povoamento foram obtidas antes de cada desbaste e corte raso. Estas estimativas, as distribuições teóricas obtidas por meio dos parâmetros recuperados da função Weibull na idade de intervenção e as estimativas da produção em volume e área basal em cada intervenção, estão apresentados na sequência:

4.5.1 Recuperação dos parâmetros da função de Weibull por índice de sítio antes do primeiro desbaste.

Foram ajustadas equações, para os modelos da Tabela 26, para estimar os atributos do povoamento para cada índice de sítio e, para recuperação dos parâmetros da função de Weibull na idade do primeiro desbaste.

Para tanto o índice de sítio, a idade e o número de árvores inicial, são as variáveis que devem ser fornecidas para predição das demais variáveis do povoamento.

A distribuição diamétrica teórica dos diâmetros foi obtida a partir dos parâmetros da função de Weibull para cada índice de sítio calculado, sendo comparadas com os dados médios por sítio, sempre que apresentou dados para a comparação.

Os resultados das estimativas obtidas estão apresentados na Tabela 52.

TABELA 52 – ESTIMATIVAS DOS ATRIBUTOS E PARÂMETROS DA FUNÇÃO DE WEIBULL ANTES DO PRIMEIRO DESBASTE.

<i>S</i>	<i>N/ha</i>	<i>Dmin</i>	\bar{d}	<i>dg</i>	<i>Dmax</i>	<i>a</i>	<i>b</i>	<i>c</i>
23	1133,29	10,41	16,84	16,99	29,23	5,2	19,04	7,16
26	1157,28	11,98	18,64	18,87	30,84	5,99	19,21	4,97
29	1092,63	12,12	21,97	22,03	33,23	6,06	19,99	5

Em que: *S* = índice de sítio (m); *N/ha* = Número de árvores por hectare; *Dmin* = diâmetro mínimo (cm); \bar{d} = diâmetro médio aritmético (cm); *dg* = diâmetro médio quadrático; *Dmáx* = diâmetro máximo (cm); *a* = parâmetro de locação; *b* = parâmetro de escala; *c* = parâmetro de forma.

Os resultados da distribuição estimada e observada para cada índice de sítio, estão apresentadas na Figura (13). O início da distribuição estimada, teve como base a menor classe e para o final a maior classe ao qual pertencia os diâmetros.

As distribuições estimadas a partir dos parâmetros recuperados da função de Weibull para cada índice de sítio não diferiram estatisticamente, conforme teste de aderência de kolgomorov-Smirnov, ao nível de significância de 0,05.

A distribuição estimada teve como início a classe ao qual pertencia o diâmetro mínimo estimado e o final a classe ao qual pertencia o diâmetro máximo estimado.

FIGURA 13 – DISTRIBUIÇÃO DIAMÉTRICA PREDITA E DISTRIBUIÇÃO MÉDIA OBSERVADA ANTES DO PRIMEIRO DESBASTE POR SÍTIO.



FONTE: Autor (2020)

O número de árvore por hectare (N/ha), área basal (G), altura comercial (ht) e volume (V) observados e estimados são apresentados na Tabela 53. Para a estimativa do volume foi utilizado a altura comercial até o diâmetro mínimo de 8 cm, sendo este o menor diâmetro comercial utilizado pela empresa, sendo este volume comercial com casca.

TABELA 53 – VALORES MÉDIOS ESTIMADOS PARA AS VARIÁVEIS NÚMERO DE ÁRVORE POR HECTARE, ÁREA BASAL, ALTURA COMERCIAL E VOLUME POR CLASSE DIAMÉTRICA.

Continua

Centro de Classe	N/ha Obs.	N/ha Est.	G (m ³ /ha) Obs.	G (m ³ /ha) Est.	ht (m)	V (m ³ /ha) Obs.	V (m ³ /ha) Est.
5	22,22	0,00	0,11	0,00	5,55	0,61	0
7	22,22	0,00	0,17	0,00	6,30	1,09	0
9	22,22	4,39	0,23	0,05	6,92	2,59	0,34
11	44,44	13,93	0,68	0,21	7,44	5,08	1,59
13	44,44	33,54	0,89	0,67	7,88	7,04	5,31
15	77,77	66,75	1,98	1,70	8,26	16,35	14,03
17	88,88	113,52	2,79	3,57	8,59	23,99	30,64

Centro de Classe	<i>N/ha</i> Obs.	<i>N/ha</i> Est.	<i>G</i> (m ³ /ha) Obs.	<i>G</i> (m ³ /ha) Est.	<i>ht</i> (m)	<i>V</i> (m ³ /ha) Obs.	<i>V</i> (m ³ /ha) Est.
19	233,31	165,89	8,87	6,31	8,88	78,77	56,01
21	244,42	205,40	11,06	9,29	9,14	101,04	84,91
23	122,21	209,14	6,49	11,10	9,37	60,77	104,00
25	144,43	167,51	8,89	10,31	9,57	85,12	98,72
27	55,55	99,48	3,93	7,03	9,76	38,30	68,60
29	33,33	40,69	2,68	3,27	9,92	26,59	32,46
31	11,11	10,48	1,01	0,95	10,08	10,16	9,58
33	11,11	1,53	1,13	0,16	10,21	11,55	1,58
35	11,11	0,00	1,26	0,00	10,34	13,03	0
Total	1167	1132	51,95	54,63		479,56	507,83
Resíduos (%)		2,94		-5,15			-5,89

Em que: *N/ha* = Número de árvores por hectare; *G* = Área Basal; *V* = Volume; *ht* = Altura Total; Obs = Observados; Est = Estimados

As estimativas obtidas antes do primeiro desbaste para o índice de sítio 23m, em relação ao número de árvores, área basal e volume (Tabela 54), não diferem estatisticamente aos dados médios observados pelo teste L&O ao nível de 0,05. Um resumo dos resultados está apresentado na Tabela 41.

Os valores de número de árvores, área basal e volume estimados por classes de diâmetro para os índices de sítio 23 e 26 m estão apresentados nas Tabelas 44 e 45.

TABELA 54 – RESUMO DO TESTE DE L&O REALIZADO PARA AS ESTIMATIVAS DE NÚMERO DE ÁRVORES, ÁREA BASAL E VOLUME PARA CLASSES DE DIAMETROS OBTIDAS IMEDIATAMENTE ANTES DO PRIMEIRO DESBASTE.

Índice de Sítio (m)	<i>N/ha</i>	<i>G</i> (m ³ /ha)	Volume (m ³ /ha)
23	=	=	=
26	=	=	=
29	=	=	=

Em que: *N/ha* = Número de árvores por hectare; *G* = Área Basal (cm²); *V* = Volume (m³); = existe identidade entre o valor estimado e observado; ≠ não existe identidade entre estimado e observado.

As estimativas para o total foram baixas, tendo uma variação nas estimativas por classes de diâmetro, onde estas apresentam maiores diferenças com os valores médios observados nas extremidades das classes iniciais e finais da distribuição.

4.5.1 Simulação do primeiro desbaste

A simulação do primeiro desbaste foi realizada após a obtenção da distribuição antes do primeiro desbaste, para as idades que havia dados das parcelas do inventário contínuo.

As simulações dos desbastes foram feitas nos sítios de 23 e 26 m, não sendo possível realizar a simulação para o sítio de 29 m, devido não haver dados disponíveis para comparação.

A média dos resultados para cada índice de sítio, para os atributos da floresta estão apresentados na Tabela 55. Os resultados das simulações de desbastes para os índices de sítio 23 e 26 m, são apresentados nas Tabelas 57 e 58, respectivamente.

TABELA 55 – ESTIMATIVAS DOS ATRIBUTOS E PARÂMETROS DA FUNÇÃO DE WEIBULL DEPOIS DO PRIMEIRO DESBASTE.

<i>S</i>	<i>N/ha</i>	<i>Dmin</i>	\bar{d}	<i>dg</i>	<i>Dmax</i>	<i>a</i>	<i>b</i>	<i>c</i>
23	721,66	16,6	23,43	23,47	34,70	7,87	18,96	4,11
26	721,73	17,26	23,79	23,99	35,14	7,67	16,58	3,11

Em que: *S* = índice de sítio (m); *N/ha* = Número de árvores por hectare; *Dmin* = diâmetro mínimo (cm); *d* = diâmetro médio aritmético (cm); *dg* = diâmetro médio quadrático; *Dmáx* = diâmetro máximo (cm); *a* = parâmetro de localização; *b* = parâmetro de escala; *c* = parâmetro de forma.

O teste de L&O revelou que não houveram diferenças estatísticas para o índice de sítio 26 m para área basal e volume, ao nível 0,05 de significância. Contudo, para o número de árvores removidas, foi observado estatisticamente significativo.

Na Tabela 56 está apresentado um resumo dos resultados do teste de L&O para os valores obtidos na simulação do primeiro desbaste para os índices de sítio 23 e 26 m.

TABELA 56 – RESUMO DO TESTE DE L&O REALIZADO PARA AS ESTIMATIVAS DE NÚMERO DE ÁRVORES, ÁREA BASAL E VOLUME PARA CLASSES DE DIAMETROS OBTIDAS IMEDIATAMENTE DEPOIS DO PRIMEIRO DESBASTE.

Índice de Sítio (m)	<i>N/ha</i>	<i>G</i> (m ³ /ha)	Volume (m ³ /ha)
23	=	=	=
26	≠	=	=

Em que: *N/ha* = Número de árvores por hectare; *G* = Área Basal (cm²); *V* = Volume (m³); = existe identidade entre estimado e observado; ≠ não existe identidade entre estimado e observado.

As simulações dos desbastes revelaram superestimativa da quantidade de árvores total e volume para os sítios 23 e 26m. Observa-se que as distribuições estimadas para o índice de sítio 23 superestima os valores para as classes iniciais e subestimar para as classes finais da distribuição. Anda, que apresenta uma quantidade de árvores removidas próxima da observada, diferindo 1,5%. Os valores para o volume são superestimados em 25,93% em relação aos observados.

TABELA 57 – VALORES MÉDIOS OBSERVADOS E VALORES ESTIMADOS DO NÚMERO DE ÁRVORES (N/ha), ÁREA BASAL (G), VOLUME (V) POR HECTARE POR CLASSE DE DAP REMOVIDAS NO PRIMEIRO DESBASTE PARA O ÍNDICE DE SÍTIO 23 m

Centro de Classe	<i>Nrem/ha</i> Obs	<i>Nrem/ha</i> Est	<i>G(m²/ha)</i> Obs.	<i>G(m²/ha)</i> Est.	<i>ht</i> (m)	<i>V(m³/ha)</i> Obs.	<i>V(m³/ha)</i> Est.
11	10,00	9,71	0,09	0,18	12,44	0,67	0,65
13	20,00	24,57	0,26	0,32	13,15	1,94	2,39
15	10,00	47,97	0,17	0,84	13,74	1,33	6,36
17	40,00	74,48	0,90	1,69	14,24	6,93	12,90
19	40,00	90,49	1,13	2,56	14,66	8,77	19,85
21	50,00	81,99	1,73	2,84	15,05	13,53	22,19
23	99,99	51,41	4,15	2,13	15,35	32,70	16,81
25	59,99	20,18	2,94	0,99	15,63	23,31	7,84
27	40,00	4,38	2,29	0,25	15,88	18,20	1,99
29	30,00	0,45	1,98	0,03	16,11	15,79	0,24
Total	400	406	15,68	11,68		91,23	123,18
Resíduos(%)		-1,5		25,51			-25,93

Em que: *Nrem/ha* = Número de árvores removidas por hectare; *G* = Área Basal; *V* = Volume ; *ht* = Altura Total ; Obs = Observados; Est = Estimados

As distribuições estimadas para o índice de sítio 26 superestimam os valores para as classes iniciais e subestimam para as classes finais da distribuição. Apesar disso resulta em uma quantidade de árvores removidas próxima da observada, diferindo 5,03%. Para o volume os valores são superestimados em 3,07% em relação aos observados.

TABELA 58 – VALORES MÉDIOS OBSERVADOS VERSUS VALORES ESTIMADOS DO NÚMERO DE ÁRVORES (N/ha), ÁREA BASAL (G), VOLUME (V) POR HECTARE POR CLASSE DE DAP REMOVIDAS NO PRIMEIRO DESBASTE PARA O ÍNDICE DE SÍTIO 26 m

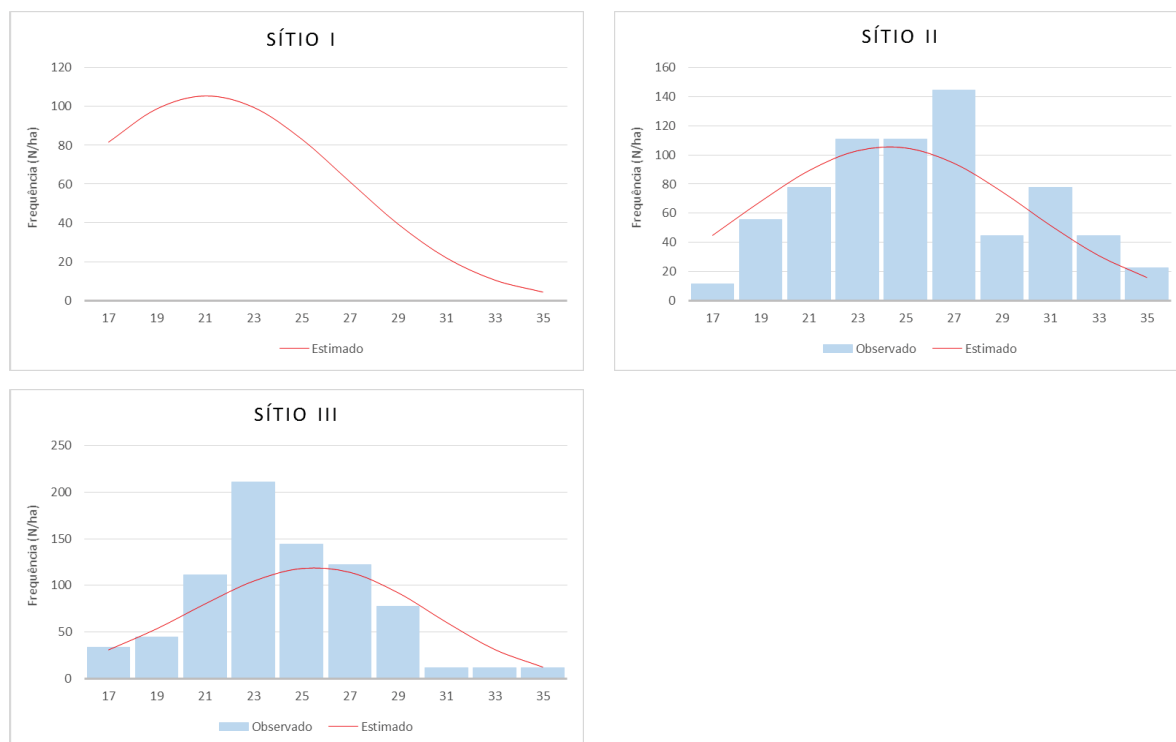
Centro de Classe	<i>Nrem/ha</i> Est	<i>Nrem/ha</i> Obs	<i>Grem</i> Est	<i>Grem</i> Obs	<i>ht</i>	<i>Vrem</i> /há Est	<i>Vrem</i> /há Obs
11	1,58	8,33	0,015	0,079	10,47	0,09	0,46
13	7,25	8,33	0,096	0,111	11,56	0,61	0,70
15	19,25	25,00	0,340	0,442	12,44	2,28	2,96
17	38,05	46,66	0,864	1,059	13,15	6,03	7,39
19	60,57	53,33	1,717	1,512	13,74	12,34	10,87
21	79,16	88,32	2,742	3,059	14,24	20,15	22,48
23	84,21	84,99	3,499	3,531	14,66	26,15	26,40
25	71,05	61,66	3,488	3,027	15,03	26,41	22,92
27	45,78	45,00	2,621	2,576	15,35	20,05	19,71
29	21,47	26,67	1,418	1,761	15,63	10,93	13,58
31	6,93	10,33	0,523	0,780	15,88	4,05	6,04
33	1,44	0	0,123	0,000	16,10	0,96	0,00
Total	437	459	17	18		130	134
Resíduos (%)		-5,03		-5,88			-3,07

Em que: ht = Altura Total (m); Obs = Observados; Est = Estimados; *Nrem/ha* = Número de árvores removidas por hectare; *Grem* = Área basal removida por hectare (m²/ha), *Vrem/ha* = Volume removido por hectare (m³/ha)

Os resultados obtidos para o número de árvore, área basal e volume total, para os sítios 23 e 26 m, subestimam as variáveis. A maior diferença foi constatada no número de árvore, para o índice de sítio 26, sendo de 5,03% em relação aos valores observados. O valor do número de árvores por classe diamétrica foi semelhante ao observado, subestimando os valores nas caldas da distribuição e superestimando nas classes intermediárias.

Apesar de ocorrer uma subestimativa de 5,03% no número de árvores removidas, os resíduos para o volume total forma menores que 3,07%. Este resultado é devido, principalmente aos valores do número de árvores. As principais classes subestimadas foram nas caldas da distribuição, para as classes intermediárias, os valores observados e estimados foram semelhantes, o que não refletiu no volume total.

FIGURA 14 – DISTRIBUIÇÃO DIAMÉTRICA PREDITA E DISTRIBUIÇÃO MÉDIA OBSERVADA APÓS O PRIMEIRO DESBASTE POR SÍTIO.



FONTE: Autor (2020)

4.5.2 Simulação do Segundo desbaste

O processo de simulação do segundo desbaste foi realizado para dois sítios (26 e 29 m), considerando que não houve dados disponíveis para comparação para o índice de sítio 23 m.

Os atributos das distribuições diamétricas remanescentes foram projetados para a idade do segundo desbaste, utilizando as equações selecionadas para projeção (Tabela 34), após a simulação do primeiro desbaste.

Os valores dos atributos do povoamento projetados depois do segundo desbaste, para cada índice de sítio, assim como os parâmetros da função de Weibull recuperados na idade de desbaste, estão apresentados na Tabela 59.

TABELA 59 – ESTIMATIVAS DOS ATRIBUTOS E PARÂMETROS DA FUNÇÃO DE WEIBULL DEPOIS DO SEGUNDO DESBASTE.

<i>S</i>	<i>N/ha</i>	<i>Dmin</i>	\bar{d}	<i>dg</i>	<i>Dmax</i>	<i>a</i>	<i>b</i>	<i>c</i>
26	511,06	20,55	29,22	29,57	37,44	16,42	13,18	2,57
29	509,74	21,53	29,37	30,95	39,02	17,47	14,43	2,64

Onde: *S* = índice de sítio (m); *N/ha* = Número de árvores por hectare; *Dmin* = diâmetro mínimo (cm); *d* = diâmetro médio aritmético (cm); *dg* = diâmetro médio quadrático; *Dmáx* = diâmetro máximo (cm); “*a*” = parâmetro de locação; “*b*” = parâmetro de escala; “*c*” = parâmetro de forma.

O teste de L&O revelou que os valores estimados não diferiam dos observados para o índice de sítio 29 m em relação a área basal e volume a área basal. Já ao número de árvores removidas, para ambos os sítios e também para volume e área basal no sítio 26, o teste indicou haver diferença significantes (Tabela 60).

TABELA 60 – RESUMO DO TESTE DE L&O REALIZADO PARA AS ESTIMATIVAS DE NÚMERO DE ÁRVORES, ÁREA BASAL E VOLUME PARA CLASSES DE DIAMETROS OBTIDAS IMEDIATAMENTE DEPOIS DO SEGUNDO DESBASTE.

Índice de Sítio (m)	<i>N/ha</i>	<i>G</i> (m ³ /ha)	<i>V</i> (m ³ /ha)
26	=	=	=
29	=	≠	≠

Onde: *N/ha* = Número de árvores por hectare; *G* = Área Basal (cm²); *V* = Volume (m³); = existe identidade entre estimado e observado; ≠ não existe identidade entre estimado e observado.

Os valores removidos que foram estimados para os índices de sítio 26 e 29 m apresentaram bons resultados quando comparados com as médias das parcelas observadas, subestimando nas primeiras classes e superestimando nas classes finais. Os resíduos para o número de árvores removidas no segundo desbaste foram superiores aos obtidos no primeiro desbaste, com valor subestimado de 17,56 % em relação aos dados observados para índice de sítio 29 m e 12,64% para o índice de sítio 26 m.

O valor total para o volume é superestimado em relação aos observados, apesar de que o número de árvores está subestimado, os valores para as classes finais da distribuição, com diâmetros superiores a 30 cm, está sendo superestimada, refletindo no resultado do volume total.

TABELA 61 – VALORES MÉDIOS OBSERVADOS VERSUS VALORES ESTIMADOS DO NÚMERO DE ÁRVORES (N/ha), ÁREA BASAL (G), VOLUME (V) POR HECTARE POR CLASSE DE DAP REMOVIDO APÓS O SEGUNDO DESBASTE PARA O ÍNDICE DE SÍTIO 26 m

Centro de Classe	<i>Nrem/ha</i> Obs	<i>Nrem/ha</i> Est	<i>G(m²/ha)</i> Obs.	<i>G(m²/ha)</i> Est.	<i>ht</i> (m)	<i>V(m³/ha)</i> Obs.	<i>V(m³/ha)</i> Est.
19	20	0,01	0,57	0,00	17,68	5,42	0,00
21	27	15,09	0,92	0,52	18,20	8,96	5,07
23	93	63,51	3,88	2,64	18,66	38,06	25,90
25	27	22,39	1,31	1,09	19,06	12,96	10,89
27	60	52,91	3,44	3,03	19,40	34,23	30,19
29	20	30,94	1,32	2,04	19,71	13,23	20,47
31	7	9,65	0,50	0,73	19,99	5,06	7,32
33	14	15,31	1,14	1,31	20,24	11,50	13,21
Total	268	210,03	13,08	15,85		129,41	113,05
Resíduos(%)		21,63		-17,47			12,64

Onde: *N/ha* = Número de árvores por hectare; *G* = Área Basal (cm²); *V* = Volume (m³); *ht* = Altura Total (m); Obs = Observados; Est = Estimados

Assim para o sítio 26 m, os valores para os totais para número de árvores por hectare, área basal e volume, subestimam os valores observados. Todas as classes diamétricas são subestimadas, exceto a classe 31 e 33 cm, que apresentam uma leve superestimação dos valores.

Os resultados são semelhantes entre os sítios, com uma diferença maior para o volume total, no qual para o sítio 26 houve uma subestimação dos valores de 22,23% em relação ao observado e para o sítio 29 uma subestimação dos valores estimados de 17,65%.

TABELA 62 – VALORES MÉDIOS OBSERVADOS E VALORES ESTIMADOS DO NÚMERO DE ÁRVORES (N/ha), ÁREA BASAL (G), VOLUME (V) POR HECTARE POR CLASSE DE DAP REMOVIDO APOS SEGUNDO DESBASTE PARA O ÍNDICE DE SÍTIO 29 m

Continua

Centro de Classe	<i>Nrem/ha</i> Obs	<i>Nrem/ha</i> Est	<i>G(m²/ha)</i> Obs.	<i>G(m²/ha)</i> Est.	<i>ht</i> (m)	<i>V(m³/ha)</i> Obs	<i>V(m³/ha)</i> Est
21	7	0,08	0,23	0,00	18,94	2,34	0,03
23	66	50,49	2,77	2,09	19,50	28,57	21,64
25	60	42,53	2,94	2,08	19,99	30,78	21,82
27	47	21,00	2,67	1,20	20,41	28,20	12,69
29	47	41,24	3,08	2,72	20,49	32,26	28,51
31	33	37,86	2,51	2,86	21,12	26,92	30,58

Centro de Classe	<i>Nrem/ha</i> Obs	<i>Nrem/ha</i> Est	<i>G(m²/ha)</i> Obs.	<i>G(m²/ha)</i> Est.	<i>ht</i> (m)	<i>V(m³/ha)</i> Obs	<i>V(m³/ha)</i> Est
33	13	19,13	1,14	1,63	21,41	12,25	17,58
Total	273	212,32	15,35	12,60		161,33	132,85
Resíduos (%)	22,23		17,91			17,65	

Em que : *N/ha* = Número de árvores por hectare; *G* = Área Basal (m²); *V* = Volume (m³); *ht* = Altura Total (m); Obs = Observados; Est = Estimados

FIGURA 15 – DISTRIBUIÇÃO DIAMÉTRICA PREDITA E DISTRIBUIÇÃO MÉDIA OBSERVADA ANTES DO SEGUNDO DESBASTE POR SÍTIO.



FONTE: Autor (2020)

4.5.3 Projeção dos atributos necessários para recuperação dos parâmetros da função de Weibull na idade de corte raso.

Após as simulações do segundo desbaste os atributos das distribuições diamétricas remanescentes estimadas foram projetados para a idade do corte final utilizando-se os modelos resumidos na Tabela 38. Os resultados das projeções e os parâmetros da função Weibull recuperados na idade do corte final para cada índice de sítio estão na Tabela 63.

TABELA 63 – ESTIMATIVAS DOS ARIBUTOS E PARÂMETROS DA FUNÇÃO DE WEIBULL RECUPERADOS PARA O CORTE RASO.

<i>S</i>	<i>N/ha</i>	<i>Dmin</i>	\bar{d}	<i>dg</i>	<i>Dmax</i>	<i>a</i>	<i>b</i>	<i>c</i>
26	511,06	23,23	30,43	30,99	39,06	24,68	7,45	1,59
29	509,74	24,84	31,73	31,93	40,87	20,73	10,99	2,28

Onde: *S* = índice de sítio (m); *N/ha* = Número de árvores por hectare; *Dmin* = diâmetro mínimo (cm); *d* = diâmetro médio aritmético (cm); *dg* = diâmetro médio quadrático; *Dmax* = diâmetro máximo (cm); *a* = parâmetro de locação; *b* = parâmetro de escala; *c* = parâmetro de forma.

As distribuições estimadas foram realizadas desde o diâmetro mínimo estimado para cada índice de sítio até uma classe de DAP a mais que o diâmetro máximo estimado.

As projeções foram realizadas até uma idade média dos dados observados para cada índice de sítio observado. Para os índices de sítio 26 e 29 m as idades observadas estavam em torno dos 20 anos. Já para o índice de sítio 23 m não haviam parcelas disponíveis para a comparação das estimativas para o corte raso.

A distribuição diamétrica estimada não diferiu da observada, conforme teste kolgomorov-Smirnov, utilizando *n* como *N/ha* para o índice de sítio 26 e 29 m. As estimativas da área basal e do volume por classe diamétrica para cada índice de sítio estão apresentadas nas Tabelas 64 e 65.

TABELA 64 – VALORES MÉDIOS OBSERVADOS E VALORES ESTIMADOS DO NÚMERO DE ÁRVORES (*N/ha*), ÁREA BASAL (*G*), VOLUME (*V*) POR HECTARE POR CLASSE DE DAP APÓS O SEGUNDO DESBASTE PARA O ÍNDICE DE SÍTIO 26 m

								Continua
Centro de Classe	<i>Nrem/ha</i> Obs	<i>Nrem/ha</i> Est	<i>G(m²/ha)</i> Est.	<i>G(m²/ha)</i> Obs.	<i>ht(m)</i>	<i>V(m³/ha)</i> Est.	<i>V(m³/ha)</i> Obs.	
23	0	6,666	0,000	0,277	20,83	0,00	3,08	
25	48,45	36,66	2,378	1,800	21,35	26,78	20,27	
27	69,62	69,99	3,986	4,007	21,80	45,34	45,58	
29	85,68	79,99	5,659	5,284	22,20	64,87	60,56	
31	110,12	93,32	8,311	7,044	22,56	95,83	81,22	
33	129,97	106,66	11,116	9,122	22,87	128,75	105,65	
35	65,24	56,66	6,277	5,451	23,16	72,94	63,35	
37	35,27	30,00	3,793	3,225	23,41	44,18	37,57	
39	18,91	6,67	2,259	0,796	23,64	26,35	9,29	
Total	509,08	486,62	43,78	37,01		505,05	426,57	
Resíduos (%)		-4,41		-15,46			-15,53	

Em que : *N/ha* = Número de árvores por hectare; *G* = Área Basal (m²); *V* = Volume (m³); *ht* = Altura Total (m); Obs = Observados; Est = Estimados

Os resultados obtidos para o número de árvores, área basal e volume total removidos, revelaram uma superestimativa para os dois índices de sítios comparados. A maior diferença ocorrida foi de 15,53% no volume para o índice de sítio 26 m (Tabela 64). Para as estimativas por classes de DAP ocorreram algumas diferenças em alguns casos, as maiores diferenças ocorreram nas últimas classes de DAP.

Para o índice de sítio 29 m (Tabela 65) se obteve uma menor diferença para o total estimado para o volume, superestimando em 11,96%. As diferenças por classes de diamétrica revelam bons resultados, exceto para classe 33 e 35, que superestimou em 33,71 e 42,38%. Apesar das diferenças observadas, as estimativas obtidas para os dois índices de sítio para o número de árvores, para a área basal e para o volume por classes de diamétricas não diferiram estatisticamente, conforme o teste L&O ao nível de significância de 0,05 (Tabela 67).

TABELA 66 – VALORES MÉDIOS OBSERVADOS E VALORES ESTIMADOS DO NÚMERO DE ÁRVORES (N/ha), ÁREA BASAL (G), VOLUME (V) POR HECTARE POR CLASSE DE DAP APÓS O SEGUNDO DESBASTE PARA O ÍNDICE DE SÍTIO 29 m

Centro de Classe	Nrem/ha Obs	Nrem/ha Est	G(m²/ha) Est.	G(m²/ha) Obs.	ht (m)	V(m³/ha) Est.	V(m³/ha) Obs
23	0,00	7,14	0,000	0,297	21,35	0,00	3,39
25	57,45	30,95	2,387	1,286	21,80	32,52	17,52
27	48,62	38,09	2,387	1,870	22,20	32,32	25,32
29	64,68	97,61	3,703	5,589	22,56	49,85	75,23
31	80,12	97,61	5,292	6,447	22,87	70,83	86,29
33	89,97	59,52	6,790	4,492	23,16	90,37	59,78
35	70,24	40,47	6,008	3,462	23,41	79,51	45,81
37	55,27	57,14	5,318	5,497	23,64	70,01	72,37
39	29,91	11,90	3,216	1,280	23,75	41,90	16,68
41	15,03	19,05	1,795	2,275	23,85	23,17	29,37
Total	511,28	459,48	36,896	32,494		490,49	431,78
Resíduos (%)		-10,13		-11,92			-11,96

Em que : N/ha = Número de árvores por hectare; G = Área Basal (m²); V = Volume (m³); ht = Altura Total (m); Obs = Observados; Est = Estimados

Na Tabela 67 esta apresentado o resumo do teste L&O realizado para as estimativas do número de árvores, área basal e volume obtidas antes do corte final para cada índice de sítio.

TABELA 67 – RESUMO DO TESTE DE L&O REALIZADO PARA AS ESTIMATIVAS DE NÚMERO DE ÁRVORES, ÁREA BASAL E VOLUME PARA CLASSES DE DIAMETROS OBTIDAS IMEDIATAMENTE ANTES DO CORTE RASO

Índice de Sítio (m)	N/ha	G (m ³ /ha)	V (m ³ /ha)
26	=	=	=
29	=	=	=

Onde: N/ha = Número de árvores por hectare; G = Área Basal (cm²); V = Volume (m³); = existe identidade entre estimado e observado; ≠ não existe identidade entre estimado e observado.

4.6 VALIDAÇÃO DAS EQUAÇÕES

Todos as equações foram validadas pelas estatísticas de acurácia, apresentando resultados satisfatórios para as equações selecionadas para predição e projeção dos atributos da floresta, visando a recuperação dos parâmetros de Weibull e posterior simulação dos desbastes.

As equações em destaque na Tabela 59 foram as que apresentaram o menor valor de ponderado dos escores estatísticos.

Na Tabela 59 estão apresentados os resultados para as validações das equações.

TABELA 59: RESULTADOS DAS ESTATÍSTICAS DE ACURÁCIA

Continua								
Variáveis	Modelo	BIAS	MAE	MPE	MSE	RMSE	NRMSE	RMSPE
<i>N</i>	26	0,0003	0,001	1,68	0,0006	0,0019	0,018	1,8
	27	0,0002	0,0017	1,54	0,00030	0,0016	0,008	1,58
	28	0,0002	0,0018	1,57	0,00032	0,00161	0,0087	1,60
<i>G</i>	29	0,021	0,0100	13,21	0,0002	0,0142	0,068	13,62
	30	0,028	0,0103	13,65	0,0002	0,0147	0,070	14,08
	31	0,031	0,0100	13,18	0,0002	0,0141	0,068	13,59
<i>D_{min}</i>	32	12,705	12,705	78,816	202,977	14,247	0,658	92,621
	33	12,702	12,702	78,718	202,963	14,247	0,658	92,618
	34	-0,664	2,219	21,508	8,181	2,860	0,132	18,595
	35	-0,087	1,283	10,644	2,724	1,651	0,076	10,731
<i>S²d</i>	36	11,083	11,083	76,712	161,524	12,709	0,528	93,579
	37	11,101	11,101	76,842	162,019	12,729	0,529	93,723
	38	0,0045	0,0198	26,15	0,0005	0,0281	0,1238	26,97
<i>D_{máx}</i>	39	0,079	2,101	6,523	7,620	2,760	0,099	8,879
	40	0,026	1,823	5,609	5,801	2,408	0,086	7,747
	41	-0,185	1,065	3,400	1,983	1,408	0,050	4,530
<i>d_{gDepois}</i>	42	-0,113	0,789	3,185	0,833	0,913	0,086	3,695
	43	-0,134	1,238	4,875	2,119	1,456	0,137	5,891

Continua

Variáveis	Modelo	BIAS	MAE	MPE	MSE	RMSE	NRMSE	RMSPE
$Dmin_{Depois}$	44	0,013	1,620	10,301	3,972	1,993	0,133	11,777
	45	-0,142	1,763	11,186	4,006	2,001	0,134	11,826
\bar{d}_{depois}	46	-0,284	1,563	6,364	3,692	1,921	0,182	7,878
	47	-0,015	0,626	2,587	0,589	0,767	0,073	3,147
a_{depois}	48	0,668	1,765	14,234	5,020	2,240	0,108	17,412
	49	0,083	1,765	6,671	4,338	2,083	0,197	8,540
	50	0,369	1,362	5,413	3,517	1,875	0,177	7,689
	51	0,071	0,670	2,615	0,764	0,874	0,083	3,583
b_{depois}	52	-0,387	1,412	11,769	3,892	1,973	0,144	12,497
	53	-0,383	1,966	16,042	7,185	2,680	0,196	16,979
	54	-0,295	1,367	11,023	3,247	1,802	0,132	11,414
	55	0,019	0,717	5,062	0,973	0,987	0,072	6,250
c_{depois}	56	-0,051	0,516	18,975	0,442	0,665	0,227	19,776
	57	-0,050	0,441	15,148	0,289	0,538	0,183	15,993
	58	0,020	0,368	11,244	0,197	0,444	0,152	13,217
	59	0,015	0,366	11,129	0,196	0,443	0,151	13,171
dg_{Depois}	60	-0,201	0,968	3,325	1,378	1,174	0,165	4,017
	61	-0,252	0,955	3,308	1,480	1,216	0,172	4,163
$Dmin_{Depois}$	62	0,082	1,895	9,220	5,864	2,422	0,200	10,894
\bar{d}_{depois}	63	-0,340	1,003	3,569	1,564	1,250	0,183	4,325
	64	-0,283	0,672	2,350	0,762	0,873	0,127	3,019
a_{depois}	65	-0,037	2,235	11,261	7,208	2,685	0,175	14,119
	66	-0,021	2,599	1,349	10,747	3,278	0,213	17,241
	67	0,204	1,121	5,751	1,873	1,369	0,089	7,198
b_{depois}	68	0,285	2,161	22,790	6,275	2,505	0,191	21,025
	69	0,252	2,166	23,738	6,803	2,608	0,198	21,891
	70	0,279	2,112	22,515	6,266	2,503	0,191	21,010
	71	0,186	1,218	12,211	2,060	1,435	0,109	12,047
c_{depois}	72	0,058	0,522	23,993	0,376	0,613	0,190	25,003
	73	0,059	0,518	23,748	0,380	0,616	0,191	25,126
	74	0,029	0,381	16,956	0,191	0,438	0,136	17,836
	75	0,039	0,368	15,919	0,191	0,437	0,136	17,812
G_2	76	-0,755	3,116	9,468	13,463	3,669	0,193	10,541
	77	-0,590	2,946	9,026	18,663	4,320	0,228	12,411
	78	-0,706	3,088	9,357	13,153	3,627	0,191	10,419
	79	-1,070	2,049	5,958	12,579	3,547	0,187	10,189
S^2d	80	0,808	4,649	27,484	27,737	5,267	0,283	27,901
	81	0,601	3,592	19,676	17,125	4,138	0,222	21,923
	82	0,143	3,074	17,274	12,522	3,539	0,190	18,747
$Dmin_2$	83	-0,379	1,277	7,542	2,754	1,660	0,137	8,812
	84	-0,550	1,398	8,398	3,553	1,885	0,156	10,009
\bar{d}_2	85	-0,064	0,965	3,607	1,334	1,155	0,105	4,304
	86	-0,020	1,298	4,931	2,952	1,718	0,156	6,402

								Conclusão
Variáveis	Modelo	BIAS	MAE	MPE	MSE	RMSE	NRMSE	RMSPE
dg_2	87	-0,168	0,935	3,408	1,436	1,198	0,108	4,411
	88	-0,035	1,298	4,872	2,908	1,705	0,154	6,277
	89	0,023	0,926	3,404	1,340	1,158	0,105	4,261
$Dmáx_2$	90	7,785	7,785	22,202	64,606	8,038	0,631	23,012
	91	-0,443	1,896	5,495	6,168	2,484	0,195	7,110

Em que: Modelo = Número referente a equação ; BIAS = Viés ; MAE = Erro médio absoluto; MPE = Erro médio em porcentagem ; MSE = Erro médio quadrático; RMSE = Raiz quadrada do erro médio quadrático; NRMSE = Raiz quadrada do erro médio quadrático normalizado; RMSPE= Raiz quadrada do erro médio quadrático em porcentagem

A validação revelou que as equações selecionadas são apropriadas para predição e projeção das variáveis.

Na Tabela 69 estão apresentados os valores do p -valor para cada variável referente ao teste Qui-Quadrado. Os testes de aderência para nível de significância de 0,05, não forma significativos. Assim todas as equações podem ser utilizadas para predição e projeção das variáveis.

TABELA 69 - RESULTADOS DO TESTE QUI-QUADRADO

Variáveis	p – valor	Teste
N	0,1663	NS
G	0,2930	NS
$Dmin$	0,2566	NS
S^2d	0,2556	NS
$Dmáx$	0,2459	NS
dg_{Depois}	0,2935	NS
$Dmin_{Depois}$	0,3235	NS
\bar{a}_{depois}	0,2664	NS
a_{depois}	0,2447	NS
b_{depois}	0,2286	NS
c_{depois}	0,1538	NS
dg_{Depois}	0,2409	NS
$Dmin_{Depois}$	0,2942	NS
\bar{a}_{depois}	0,2409	NS
a_{depois}	0,2409	NS
b_{depois}	0,2895	NS
c_{depois}	0,2447	NS
G_2	0,2942	NS
S^2d	0,2962	NS
$Dmin_2$	0,1233	NS
\bar{d}_2	0,2447	NS
dg_2	0,2935	NS
$Dmáx_2$	0,3732	NS

NS – Não Signicativo ao nível de 5%

A motivação da apresentação desta pesquisa foi avaliar se os ajustes por sistemas revelam melhores estatísticas para a modelagem quando comparada com os ajustes dos modelos para crescimento e produção de forma independentemente, necessárias para realizar a estimativa da produção do povoamento.

Durante o processo de modelagem várias equações foram testadas individualmente, em um primeiro passo. Em seguida, grupos de equações foram estabelecidos, valendo-se do critério da correlação entre as variáveis dependentes ou equações compostas pelas mesmas variáveis independentes. O motivo deste agrupamento foi obter e avaliar se os resíduos estavam correlacionados. Adicionalmente, facilitar o ajuste dos sistemas de equações.

Foi observado que para alguns sistemas de equações as correlações contemporâneas foram fortes e em outras fracas. Estas correlações foram utilizadas como uma informação adicional nos ajustes, conforme já apresentado na seção revisão de literatura.

Duas expectativas foram delineadas para a modelagem proposta utilizando as regressões aparentemente não relacionadas. A primeira foi de obter estatísticas de coeficiente de determinação e erro padrão semelhantes a modelagem independente. Esta expectativa é devida os estimadores de regressão serem condicionadas para a média, ainda, isso cativa o seu uso porque não difere do método tradicional utilizado rotinamente pelo Engenheiro Florestal. A segunda foi de obter valores de erro padrão dos coeficientes menores para as regressões ajustadas via SUR, quando comparado com o obtido pelo ajuste independente. O motivo para isso está condicionado a informação extra utilizado no ajuste, dada pela correlação contemporânea.

As expectativas foram alcançadas. Os coeficientes de determinação e erro padrão foram semelhantes para os métodos de ajustes testados (independente e simultâneo). A maioria dos valores de erro padrão dos coeficientes foram menores para as equações ajustadas simultaneamente. Estes resultados revelam que as estimativas da média para os dois métodos de ajustes são semelhantes, entretanto, as equações simultâneas são mais eficientes. A eficiência está relacionado em obter uma estimativa com menor variância, embora isso não tenha sido calculado, está relacionado com o erro padrão do coeficiente, onde menor o erro padrão do coeficiente, reflete numa menor variância da estimativa. Este fato também é discutido

e apresentado por Parresol (1999; 2001), com aplicações na modelagem de biomassa.

Zellner (1962) e Zellner e Huang (1961) destacam que o ganho em eficiência ocorre quando os termos dos erros das diferentes equações estão correlacionados. Esta situação foi observada para a modelagem proposta, é provável que isso ocorrerá em outras modelagens, devido as características dos sistemas de modelagens, em que há várias equações, tendo algumas dependentes entre elas.

Foram apresentadas as matrizes de correlação contemporâneas, para os sistemas de equações. Isto possibilitou demonstrar a dependência entre as equações e é isto que irá determinar os ganhos em eficiência devido à aplicação das regressões aparentemente não relacionadas.

Nota-se que uma mesma variável independente está presente nas diferentes equações, por exemplo, ou seja, uma variável independente fornece valores para mais que uma variável dependente. O resultado disso é a obtenção de resíduos entre as equações correlacionados. Ao considerar esta informação adicional no ajuste, as equações ajustadas propiciarão estimativas com menor variância, o que revela a maior eficiência do estimador. Uma estimativa com menor variância indica ser mais precisa, porque o intervalo de confiança também será menor.

Zellner (1962) e Dwivedi e Srivastava (1978) observam que para haver ganho em eficiência dos estimadores de regressão aparentemente não relacionadas em comparação ao estimador de única equação, é essencial que os sistemas possuam correlação contemporânea. Ainda, que quanto mais forte ela for, maior será o ganho em eficiência dos estimadores de regressão aparentemente não relacionada, quando comparado ao estimador de única equação. Observa-se que isto permite uma importante aplicação prática, uma vez que existe um interesse em se propagar os erros das estimativas da regressão para o hectare, porque a incerteza da estimativa será menor.

Assim, em concordância com a análise dos valores de coeficiente de determinação, erro padrão da estimativa e erro padrão dos coeficientes, pode-se concluir que as regressões aparentemente não relacionadas devem ser consideradas para a modelagem do crescimento e produção via sistemas de equações, com a principal característica de elas serem obtidas com menor variância.

5 CONCLUSÃO

O modelo biológico de Chapman-Richards apresentou resultados superiores aos demais modelos testados, além de possuir características lógicas para projeções do Índice de Sítio.

Os modelos de predição resultaram em valores melhores para as estatísticas de ajuste, quando comparados com os modelos de projeção.

As equações para ajuste da variância dos diâmetros, para predição e projeção, obtiveram os menores valores para o coeficiente de determinação e os maiores valores para o erro padrão da estimativa.

O diâmetro médio, revelou o melhor ajuste dentre todas as equações para o sistema de projeção.

O ajuste simultâneo das equações revelou uma redução nos valores dos erros padrão dos coeficientes, quando comparado com o ajuste independente.

As equações ajustadas para estimar os parâmetros a , b e c da equação de probabilidade de Weibull, utilizadas para simulação do primeiro desbaste, revelaram valores melhores para as estatísticas de seleção das equações, quando comparadas as equação utilizadas para a simulação do segundo desbaste.

O sistema de equações utilizados para ajuste simultâneo dos parâmetros da função de distribuição a probabilidade de Weibull para o primeiro desbaste, revelaram as maiores correlações contemporâneas, proporcionando valores de erro padrão dos coeficientes menores, quando comparados com os independentes.

Os modelos para projeção das variáveis, obtiveram correlação contemporânea baixa, apesar disto, obtiveram valores de erro padrão dos coeficientes com valores menores, para o maior número de coeficientes.

O diâmetro médio quadrático obteve as maiores diferenças entre o erro padrão dos coeficientes, quando comparado os ajustes independentes com os simultâneos.

Para simulação do primeiro desbaste, o sítio II apresentou os melhores resultados quando aos valores estimados e observados, sendo o resultado semelhante para o segundo desbaste.

Os testes de validação demonstraram que as equações selecionadas são apropriadas as situações as quais foram aplicadas, assim como representam a população.

Recomenda-se o uso do ajuste simultâneo para a modelagem do crescimento e produção, visando a obtenção de maior assertividade nos resultados das modelagens.

REFERÊNCIAS

- ABREU, E. C. R. et al. Modelagem para prognose precoce do volume por classe diamétrica para *Eucalyptus grandis*. **Scientia Forestalis**. n. 61, p. 86-102, jun. 2002.
- ALVAREZ, G. J. G.; SCHRODER, J.; RODRIGUEZ, S. R.; RUIZ, G. A. D. Modelling the effect of the diameter distribution of even-aged Maritime pine stands. **Forest Ecology and Management**. 165. p. 57–65, 2002.
- ATANAZIO KA et al. Comparação de modelos para relação hipsométrica em floresta de *Pinus taeda* L. no município de Enéas Marques, Paraná. **Revista Scientia Agraria Paranaensis** 16: 535-541. 2017.
- ANDRADE, V. C. L. DE; MARTINS, S. V.; CALEGÁRIO, N. CHICHORRO, J. F. Influência de três sistemas de amostragem na estimativa da relação hipsométrica e do volume de árvores em um fragmento de Mata Atlântica. **Scientia Forestalis**, Piracicaba, v. 70, p. 31-37, 2006.
- Andrade, V. C. L. et al., Amostragem e agrupamento de dados de relação hipsométrica em inventários florestais de Cerrado Tocantinense. **Pesquisa Florestal Brasileira**, Colombo, 35 (83), 227-238. 2015.
- AZEVEDO, T. L. ET AL., Equações hipsométricas e volumétricas para um povoamento de *Eucalyptus* sp. localizado na FLONA do Ibura, Sergipe. **Revista Brasileira de Ciências Agrárias**, Recife, 6 (1), 105- 112. 2011.
- BATISTA, J.L, F, COUTO, H. T. Z., & MARQUESINI, M. Desempenho de modelos de relação hipsométricas: estudo em três florestas. **Scientia Forestalis**, 60, 149-163. 2001.
- BARRA, O. S. V. et al. Proposta metodológica para o ajuste ótima da distribuição diamétrica Weibull 3p. **Floresta** 34 (3), Set/Dez 2004, 387-393, Curitiba-PR.
- BARROS, D. A. ET AL., (2002). Comportamento de modelos hipsométricos tradicionais e genéricos para plantações de *Pinus oocarpa* em diferentes tratamentos. **Boletim de Pesquisa Florestal**, Colombo, 45, 03-28.
- BAILEY, R. L.; DELL, T. R. Quantifying diameter distributions with the Weibull function. **Forest Science**, v. 19, n. 2, p. 97-104, jun. 1973.
- BARTOSZECK, A. C. P. S. ET AL., (2004). Dinâmica da relação hipsométrica em função da idade, do sítio e da densidade inicial de povoamentos de bracatinga da região metropolitana de Curitiba, PR. **Revista Árvore**, Viçosa, 28 (4), 517-533.
- BHERING, Silvio Barge. Mapa de solos do Estado do Paraná : escala 1:250.000 : legenda. - Dados eletrônicos. Rio de Janeiro: Embrapa Solos, 2007.

BILA, J. M. **Classificação de sítios com base em fatores edáficos para *Pinus caribaea* var. *hondurensis* na região de Prata**, Minas Gerais. 77 p. Dissertação (Engenharia Florestal) Universidade Federal do Paraná, Curitiba, 2010.

CAMPOS, J. C. C.; LEITE, H. G. **Mensuração Florestal: perguntas e respostas**. 4. ed. atual. ampl. - Viçosa, MG: Editora UFV, 2013, 605 p.

CANETTI, A. Técnicas de predição e projeção do crescimento e produção como suporte para o manejo florestal. **Anais da reunião técnica: Biometria florestal – Modelos de crescimento e produção**. 2013.

CASTRO, R. V. O. et al. Viabilidade da produção de madeira em função da classe de produtividade e do critério de rotação. **Pesquisa Agropecuária Brasileira** [online]. 2019, vol.54, e00778. July 04, 2019. <[dx.doi.org/10.1590/s16783921.pab2019.v54.00778](https://doi.org/10.1590/s16783921.pab2019.v54.00778)>. Acesso em 27/04/2021

CARVALHO; R. R., Trautenmüller, J. W.; JUNIOR, S. C., SILVA D. A., CORTE, A. P. D.; FILHO, A. F. **Silvicultura e Manejo Florestal Técnicas de Utilização e Conservação da Natureza - Volume 1**

COELHO, V.C.M; SANTOS, V; RUIVO, E.G. Classificação das regiões produtivas de *Pinus taeda* L. na região do centro oriental do Paraná. **Scientia Rural**, Ponta Grossa, PR, Ed. 19, jan/jul. 2020.

CLUTTER, J. L.; FORTSON, J. C.; PIENAAR, L. V.; BRISTER, G. H.; BAILEY, R. L. **Timber management: a quantitative approach**. New York: John Wiley and Sons, 1983. 333 p

DAVIS, L. S.; JOHNSON, K. N.; BETTINGER, P.; HOWARD, T. E. **Forest management: to sustain ecological, economic and social values**. 4 ed. Long Grove: Waveland Press, Inc., 2001. 804 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 – RS.

DWIVEDI, T.D. AND SRIVASTAVA, V.K. Optimality of least squares in the seemingly unrelated regression equation model. **Journal of Econometrics**, v. 7, p. 391-395, 1978.

EISFELD, R. L.; SANQUETA, 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**, Curitiba, PR, v. 35, n. 2, mai./ago. 2005.

FIEBIG, D. G. Seemingly Unrelated Regression. In Baltagi, B. (eds). **A Companion to Theoretical Econometrics**. Blackwell Publishers. 2001, p. 101-121.

GREENE, W.H. **Econometric analysis**. Upper Saddle River: Prentice-Hall, 2008. 1178p.

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

MACHADO, S. A. ET AL., Análise do comportamento da relação hipsométrica com respeito a idade para plantações de *Pinus elliottii* no Estado do Paraná. **Cerne**, Lavras, 1 (1), 5-12. 1994.

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

MARAFON, A. T.; COPINI, C.; FREIRE, C. G.; JESUS, A. F.; SANTOS, J. T.; APPI, L. A. Mastofauna não voadora de médio e grande porte em área de mosaico de vegetação nativa e exótica na mesorregião Oeste catarinense, Brasil. **InterfacEHS – Saúde, Meio Ambiente e Sustentabilidade**. Vol. 13 no 2 – Dez, São Paulo: Centro Universitário Senac 2018

MARIANA SMANHOTTO SCHUCHOVSKI, S. M. **Modelos alométricos e de produção para plantações de *Pinus taeda* nos estados do Paraná e Santa Catarina**, brasil. 2014. 128f. Tese (Doutorado em Engenharia Florestal) – Universidade Federal do Paraná, Curitiba - PR

MAYRINCK, R. C., ROQUE, V. G. R., FILHO, A. C. F., FILHO, E. M., ARIAS-KING, F., & RIBEIRO, A. Height and volume functions for *Pinus lawsonii*, *Pinus leiophylla*, *Pinus oocarpa* and *Pinus pringlei* plantations in Guareí, São Paulo, Brazil. **Southern Forests: a Journal of Forest Science**, 1–10, 2019.

MIGUEL, E.P.; ENCINAS, J. I.; REZENDE, A. V.; FERREIRA, J. C. S.; AGUIAR, G. P. Classificação de sítio para plantios de *Eucalyptus urophylla* em Niquelândia, estado de Goiás. **Enciclopédia Biosfera, Centro Científico Conhecer - Goiânia**, vol.7, N.12; 2011.

SANTOS, M. J. F. dos; ANDRADE, V. C. L. de. Modelos de relação hipsométrica para um fragmento de cerrado sensu stricto no sul do estado do Tocantins. **Magistra**, Cruz das Almas – BA, V. 30, p.225 - 236, 2019.

SCOLFORO, J. R. S. **Biometria florestal: parte I: modelos de regressão linear e não linear; parte II: modelos para relação hipsométrica, volume, afilamento e peso de matéria seca**. Lavras: UFLA/FAEPE, 2005. 352 p.

SCOLFORO, J. R. S. **Sistema integrado para predição e análise presente e futura do crescimento e produção, com otimização de remuneração de capitais, para *Pinus caribaea* var. *hondurensis***. UFPR: Curitiba, 1990. 289p. Tese (Doutorado em Ciências Florestais) – Universidade Federal do Paraná, 1990.

SRIVASTAVA, V.K.; GILES, D.E.A. **Seemingly Unrelated Regression Equations Models**. Estimation and Inference. New York: Marcel Decker, 1987. 374 p.

SKOVSGAARD, J. P.; VANCLAY, J. K. Forest site productivity: a review of the evolution of dendrometric concepts for even-aged stands. **Forestry**, Oxford, v. 81, n. 1, p. 13-31, 2008.

SOARES, K. L. ET AL., Modelagem hipsométrica de *Eucalyptus grandis* W. Hill ex Maiden. no sudeste do estado de Goiás. **Revista de Agricultura Neotropical**, 4 (supl. 1), 51-57. 2017

LEITE, H. G., & ANDRADE, V. C. L. Importância das variáveis altura dominante e altura total em equações hipsométricas e volumétricas. **Revista Árvore**, Viçosa, 27 (3), 301- 310. 2003.

LEITE, H. G.; ALCÂNTARA, A. E. M.; BINOTI, D. H. B.; OLIVEIRA NETO, R.R.; SILVA, M. L. M. Comparação entre predição e projeção da distribuição de diâmetros de povoamentos de eucalipto submetidos a desbastes. **Árvore**, Viçosa, v. 37, n. 2, p. 321-328, Apr. 2013.

RIBEIRO, A. ET AL., Estratégias e metodologias de ajuste de modelos hipsométricos em plantios de *Eucalyptus* sp. **Cerne**, Lavras, 22-31. 2010.

MENDONÇA, A. R. ET AL., Modelos hipsométricos e de crescimento em altura das árvores dominantes e codominates para *Pinus caribaea* var. *hondurensis*. **Scientia Forestalis**, 151-160. 2011.

MENDONÇA, A. R.; et al. Modelos hipsométricos tradicionais e genéricos para *Pinus caribaea* var. *hondurensis*. **Pesq. Flor. Bras.** Colombo, v. 35, n. 81, p. 47-54, jan./mar. 2015

HESS, A. F., ET AL., Ajuste de relação hipsométrica para espécies da Floresta Amazônica. **Ambiência - Revista do Setor de Ciências Agrárias e Ambientais**, Guarapuava, Out . 2014.

HOU, Z., MEHTÄTALO; L., MCROBERTS, R. E.; STÄHL, G.; TOKOLA, T.; RANA, P.; XU, Q. Remote sensing-assisted data assimilation and simultaneous inference for forest inventory. **Remote Sensing of Environment**, v34, 2019.

PARRESOL, B.R. **Recovering parameter of Johnson's SB distribution**. Res. Pap. SRS-31. Asheville, NC: U.S. Department of Agriculture, Forest Service, Southern Research Station. 9p. 2003.

TELSER, L.G. Iterative estimation of a set of linear regression equations. **Journal of the American Statistical Association**, v. 59, n. 307, p. 845-862, 1964.

TREVISOL JUNIOR, T. L. **Análise de um modelo compatível de crescimento e produção em plantações de *Eucalyptus grandis* W. Hill ex Maiden**. 1985. 88 p. Dissertação (Mestrado em Ciência Florestal) - Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, MG, 1985.

RETSLAFF, F. A. S. **Modelagem do crescimento e produção em classes de diâmetro para plantios de *Eucalyptus grandis***. 2010, 188p. (Dissertação de Mestrado, Programa de Pós- Graduação em Engenharia Florestal, Universidade Estadual do Centro-oeste). 2010.

FERRAZ FILHO, A. C. **Sistema de prognose do crescimento e produção para *Pinus taeda* L. sujeito a regimes de desbastes e podas**. 2009. 146 p. Dissertação (Mestrado em Engenharia Florestal) - Universidade Federal de Lavras, Lavras, MG. 2009.

FELDE, J. L. **Métodos de ajuste da função Weibull e seu desempenho na prognose do crescimento e produção de *Eucalyptus dunnii***. 92 p. Dissertação (Mestrado em Engenharia Florestal) - Universidade Estadual do Centro Oeste, Irati, 2010.

FIGUEIREDO FILHO, A.; RETSLAFF, F. A. S., KOHLER, S.V.; BECKER, M.; BRANDES, D. Efeito da idade no afilamento e sortimento em povoamentos de *Araucaria angustifolia*. **Floresta e Ambiente**; 50-59. 2015

FU, L.; SHARMA, R. P.; WANG G.; T. SHOUZHENG. Modelling a system of nonlinear additive crown width models applying seemingly unrelated regression for Prince Rupprecht larch in northern China. **Forest Ecology and Management**, p. 71-80, 2017.

MACHADO, S. A.; BARROS, D. A.; SCOLFORO, J. R.; ACERBI JÚNIOR, F. W. The effects of successive thinning on the hypsometric function for *Pinus oocarpa* stands. **Floresta**, v. 41, n. 2, p. 397-406, 2011.

MARTINS, F.B. **Modelagem de crescimento em nível de árvore individual para plantios comerciais de eucalipto**. 2011. 143f. Tese (Doutorado em Ciência Florestal) – Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, 2011.

MIGUEL, E. P. **Desenvolvimento de equações hipsométricas e volumétrica para estimar o volume total e comercial de *Eucalyptus urophylla* na região norte do estado de Goiás**. 2009. 165 p. Dissertação (Mestrado em Engenharia Florestal) - Setor de Ciências Agrárias, Universidade Federal do Paraná, Curitiba. 2009.

NOGUEIRA, G. S. **Modelagem do crescimento e da produção de povoamentos de *Eucalyptus* sp. e de *Tectona grandis* submetidos a desbaste**. 2003. 145 p. Tese (Doutorado em Ciência Florestal) - Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, 2003.

NICOLETTI, M. F, LAMBERT, L, SOARES, P. R. C., CRUZ, G. S., ALMEIDAL, B. R. S, STAPKAL, T. F. Equações hipsométricas, volumétricas e funções de afilamento para *Pinus* spp. *Revista de Ciências Agroveterinárias* . Lages – SC. 2020

NICOLETTI MF.. **Modelagem não linear mista e método bivariado para sortimento da produção de *Pinus taeda* L.** Tese (Doutorado em Engenharia Florestal). Curitiba: UFPR. 132p. 2017.

PARRESOL, B.R. Additivity of nonlinear biomass equations. **Canadian Journal of Forest Research**, v. 31, p. 865-878, 2001.

PARRESOL, B.R. Assessing tree and stand biomass: a review with examples and critical comparisons. **Forest Science**, v. 45, p. 573-593, 1999.

PRODAN, M. PETERS, R. COX, F. **Mensura florestal**. San José, Costa Rica: II CA, 1997. 586p

PHILLIP, M.S. **Measuring trees and Forests**. Wallingford, UK: CAB international, 1994. 264p.

PELLISSARI, A. L.; FIGUEIREDO FILHO, A.; CALDEIRA, S. F.; MACHADO, S. do A. Geostatistic applied to spatial modeling of hypsometric relationships in forest stands. **American International Journal of Contemporary Research**, v. 4, n. 7, p. 67-76, 2014.

RICARDO, R. DE O. N., SIMONE, S., ANA, C. DE A. S., RODRIGO, V. L., JOSÉ, M. G., HELIO, G. L., LEONARDO, P. F. Modeling the sensitivity of strategic plans to risks and uncertainties in forest management. **African Journal of Agricultural Research**, 222–228. 2020

OLIVEIRA, T. W. G.; LIMA, E. M.; SANQUETA, C. R.; CORTE, A. P. D. Ajuste Simultâneo na Predição de Biomassa Aérea em Araucária angustifolia (Bertol) Kuntze. **BIOFIX Scientific Journal** Curitiba. v. 3 n. 1 p. 137-144 2018

OLIVEIRA, M. L. R.; LEITE, H. G.; NOGUEIRA, G. S.; CAMPOS, J. C. C. Modelagem e prognose em povoamentos não desbastados de clones de eucalipto. **Árvore**, Viçosa, v.33, n. 5, Oct. 2009.

TÉO, S. J. **Modelagem do crescimento e produção de árvore individual independente da distância, para Pinus taeda L., na região meio oeste do estado de Santa Catarina**, 2017. 272 f. Tese (Doutorado em Ciências Florestais) – Universidade Federal do Paraná, Curitiba, 2017.

TÉO, S. J.; BRESSAN, D. R.; COSTA, R. H. da. Uso de modelos estatísticos para classificação de sítios em povoamentos de Pinus taeda na região de Caçador – SC. **Floresta**, Curitiba, v. 41, n. 1, p. 179-188, 2011.

THIERSCH, A. **Eficiência das distribuições diamétricas para prognose da produção de Eucalyptus camaldulensis**. 1997. 155 f. Tese (Doutorado em Ciências Florestais) - Universidade Federal de Lavras, Lavras, 1997.

SANTANA, C. J. de O. **Simulação do crescimento e da produção em plantações desbastadas de Eucalyptus grandis com diferentes procedimentos de obtenção dos parâmetros da distribuição Weibull**. 2008. 100 p. Dissertação (Mestrado em Engenharia Florestal) - Setor de Ciências Agrárias, Universidade Federal do Paraná, Curitiba. 2008.

SANTOS, A. T. Modelos biomatemáticos e modelos implícitos de produção e crescimento. **Anais da reunião técnica: Biometria florestal** - Modelos de crescimento e produção. 2013.

SELLE, G. L.; SCHNEIDER, P. R.; FINGER, C. A. G. Classificação de sítios para *Pinus taeda* L., através da altura dominante, para a região de Cambará do Sul, RS, Brasil. **Ciência Florestal**, Santa Maria, v. 4, n. 1, p. 77-95, 1994.

SILVA, G. C. C., CALEGARIO, N., SILVA, A. A. L., CRUZ, J. P., LEITE, H. G. Site index curves in thinned and non-thinned eucalyptus stands. **Forest Ecology and Management**. 408: 36 – 44. 2018.

SCHUCHOVSKI, S. M.; ARCE, J. E.; OLIVEIRA, E. B. Altura dominante e índice de sítio para *Pinus taeda* em dois polos de desenvolvimento florestal no sul do Brasil. **Scientia Forestalis**, Piracicaba, v. 47, n. 121, p. 92-104, 2019.

SCOLFORO, J. R. S. **Biometria florestal**: modelos de crescimento e produção florestal. Lavras: UFLA/FAEPE, 393 P. , 2006.

SCOLFORO, J. R. S. **Modelagem do crescimento e da produção de florestas plantadas e nativas**. Lavras: UFLA/FAEP, 1998

SPATHELF, P.; NUTTO, L. **Modelagem aplicada ao crescimento e produção florestal**. Santa Maria: Universidade Federal de Santa Maria. 71p. 2000.

SHARMA, M.; BURKHART, H. E.; AMATEIS, R. L. Modeling the effect of density on the growth of loblolly pine trees. **Southern Journal of Applied Forestry**, Bethesda, v.26, n. 3, p. 124-133, 2002.

VANCLAY, J. K. **Modelling Forest Growth and Yield - Applications to Mixed Tropical Forests**. CABI Publishing, Oxon, UK, 312 p. 1999.

VIANA , J. J. **Modelagem do crescimento e da produção em classe de diâmetro para plantio de *Pinus taeda* L. não desbastados**. 2016. 107p. Dissertação (Mestrado em Ciências Florestais) – Universidade Estadual do Centro – Oeste, Irati. 2016.

WENDLING, W. T. **Sistema computacional e modelagem para simulação dinâmica da produção florestal**. UFPR: Curitiba, 2007. 191p. Tese (Doutorado em Engenharia Florestal) - Universidade Federal do Paraná, 2007

WHITE, H. A heteroskedasticity consistent covariance matrix estimator and a direct test of heteroskedasticity. **Econometria**, v. 48, pp. 817-838, 1980.

ZEIDE, B. Analysis of growth equations. **Forest Science**, v.39, n.3, p. 594-616. 1993.

ZELLNER, A.; HUANG, D.S. Further properties of efficient estimators for seemingly unrelated regression equations. **International Economic Review**, v. 3, n. 3, p. 300-313, 1962.

ANEXO 1 – TABELAS COM TODOS OS MODELOS E SEUS RESPECTIVOS COEFICIENTES E ESTATÍSTICAS DE AJUSTES

TABELA 70 – ESTIMATIVAS DOS PARÂMETROS DOS EQUAÇÕES TESTADOS COM RESPECTIVOS COEFICIENTES DE DETERMINAÇÃO E ERRO PADRÃO PARA MODELOS DE SOBREVIVÊNCIA.

Autor	Modelos	Coeficientes	R^2_{adj}	S_{yx}
Lenhart	$N_2 = N_1 \exp[\beta_1(I_2 - I_1) + \beta_2 \left(\ln \left(\frac{I_1}{I_2} \right) \right)]$	$\beta_1 = -0,007319$ $\beta_2 = 0,038348$	0,9403	1,4261
Pienaar e Shiver	$\ln(N_2) = \ln(N_1) - \beta_1 (I_2^{\beta_2} - I_1^{\beta_2})$	$\beta_1 = 23,30$ $\beta_2 = -0,0009912$	0,9418	1,4076
Weibull	$N_2 = N_1 * (\exp(-(I_2 - I_1))/\beta_1)^{\beta_2}$	$\beta_0 = 53,71$ $\beta_1 = 0,001151$	0,9410	1,4077

Onde: N_2 = número de árvores/ha na idade 2; N_1 = número de árvores/ha na idade 1; I_1 = idade 1 (anos); I_2 = idade 2 (anos); \exp = exponencial; β_{is} = coeficientes de regressão a serem estimados; E_q = número da equação.

TABELA 71 – ESTIMATIVAS DOS PARÂMETROS DOS EQUAÇÕES TESTADOS COM RESPECTIVOS COEFICIENTES DE DETERMINAÇÃO E ERRO PADRÃO PARA MODELOS DE ÁREA BASAL.

Autor	Modelos	Coeficientes	R^2_{adj}	S_{yx}
Scolforo (1998)	$\ln(G) = \beta_0 + \left(\beta_1/I \right) + \beta_2(S) + \beta_3 \ln(1/N)$	$\beta_0 = 5,472$ $\beta_1 = -8,774$ $\beta_2 = -0,01563$ $\beta_3 = -0,4939$	0,8242	12,17
Scolforo (1990)	$\ln(G) = \beta_0 + \beta_1 \ln(N) + \beta_2(I) + \beta_3(1/I) + \beta_4(1/S)$	$\beta_0 = -277,0$ $\beta_1 = 0,7557$ $\beta_2 = -7,638$ $\beta_3 = 1733,00$ $\beta_4 = 3945,00$	0,7531	12,34
Scolforo (1990)	$\ln(G) = \beta_0 + \beta_1(1/I) + \beta_2(S) + \beta_3(1/N)$	$\beta_0 = 33,8283$ $\beta_1 = -191,3085$ $\beta_2 = -0,6557$ $\beta_3 = -426,6427$	0,7616	12,13

Onde: G = Área Basal ($m^2/há$); I = Idade (anos); S = Índice de Sítio; N = Número de Árvores do Hectare; β_{is} = Coeficientes de regressão a serem estimados.

TABELA 72 – ESTIMATIVAS DOS PARÂMETROS DOS EQUAÇÕES TESTADOS COM RESPECTIVOS COEFICIENTES DE DETERMINAÇÃO E ERRO PADRÃO PARA MODELOS PARA PREDIÇÃO DO DIÂMETRO MÍNIMO.

Autor	Modelos	Coefficientes	R^2_{adj}	S_{yx}
Lenhart	$\ln(D_{Min}) = \beta_0 + \beta_1 h_{dom} + \beta_2 N$	$\beta_0 = 2,598$ $\beta_1 = 0,003551$ $\beta_2 = -0,0006683$	0,7469	18,55
Burkhardt e Sprinz	$\ln(D_{Min}) = \beta_0 + \beta_1 I + \beta_2 \left(\frac{h_{dom}}{I}\right) + \beta_3 N$	$\beta_0 = 2,330$ $\beta_1 = 0,03803$ $\beta_2 = 0,3573$ $\beta_3 = -0,0007903$	0,7344	19,00
Burkhardt et al.	$D_{Min} = \beta_0 + \beta_1 h_{dom} + \beta_2 (I * N) + \beta_3 \left(\frac{h_{dom}}{N}\right) + \beta_4 (dg * I)$	$\beta_0 = 6,7505405$ $\beta_1 = 0,5758955$ $\beta_2 = -0,0005521$ $\beta_3 = 10,237485$ $\beta_4 = 0,0114670$	0,7687	17,74
-	$D_{Min} = \beta_0 + \beta_1 dg + \beta_2 \left(\frac{1}{N}\right) + \beta_3 h_{dom}$	$\beta_0 = -5,90302$ $\beta_1 = 0,64445$ $\beta_2 = -3114,22$ $\beta_3 = 0,11355$	0,8056	11,65

Onde: D_{Min} = Diâmetro Mínimo (cm); h_{dom} = Altura Dominante (m); d = Diâmetro Médio (cm); N = Número de Árvores do Hectare; dg = Diâmetro Quadrático (cm²); I = Idade (Anos); β_{is} = Coeficientes de regressão a serem estimados.

TABELA 73 – ESTIMATIVAS DOS PARÂMETROS DOS EQUAÇÕES TESTADOS COM RESPECTIVOS COEFICIENTES DE DETERMINAÇÃO E ERRO PADRÃO PARA MODELOS PARA PREDIÇÃO DA VARIÂNCIA DOS DIÂMETROS.

Autor	Modelos	Coefficientes	R^2_{adj}	S_{yx}
-	$\ln(S^2 d) = \beta_0 + \beta_1 \ln(D_{Max}) + \beta_2 \ln(d) + \beta_3 \ln(dg) + \beta_4 \left(\frac{1}{N}\right) + \beta_5 \left(\frac{1}{G}\right)$	$\beta_0 = -2,8834$ $\beta_1 = 0,8037$ $\beta_2 = -62,3883$ $\beta_3 = 62,9992$ $\beta_4 = 173,4938$ $\beta_5 = -7,6570$	0,7885	26,15
Maestri (2003)	$\ln(S^2 d) = \beta_0 + \beta_1 \left(\frac{1}{h_{dom}}\right)$	$\beta_0 = 3,44001$ $\beta_1 = -13,3433$	0,2167	22,91
Maestri (2003)	$\ln(S^2 d) = \beta_0 + \beta_1 (h_{dom}) + \beta_2 \log(N)$	$\beta_0 = -1,90443$ $\beta_1 = 0,088063$ $\beta_2 = 0,442688$	0,2366	22,86

Onde: $S^2 d$ = Variância dos Diâmetros (cm²); D_{Max} = Diâmetro Máximo (cm); d = Diâmetro Médio (cm); N = Número de Árvores do Hectare; dg = Diâmetro Quadrático (cm²); β_{is} = Coeficientes de regressão a serem estimados.

TABELA 74 – ESTIMATIVAS DOS PARÂMETROS DOS EQUAÇÕES TESTADOS COM RESPECTIVOS COEFICIENTES DE DETERMINAÇÃO E ERRO PADRÃO PARA MODELOS PARA PREDIÇÃO DO DIÂMETRO MÁXIMO.

Autor	Modelos	Coefficientes	R^2_{adj}	S_{yx}
Scolforo (1998)	$D_{Máx} = \beta_0 + \beta_1 I + \beta_2 d$	$\beta_0 = 2,25356$ $\beta_1 = -0,03045$ $\beta_2 = 1,23505$	0,8283	8,52
Wendling (2007)	$D_{Máx} = \beta_0 + \beta_2 I + \beta_3 I^2 + \beta_3 N + \beta_4 N^2 + \beta_5 h_{dom} + \beta_6 h_{dom}^2 + \beta_7 G + \beta_8 G^2$	$\beta_0 = 38,72$ $\beta_1 = 0,1419$ $\beta_2 = -0,002024$ $\beta_3 = -0,004064$ $\beta_4 = 0,0000148$ $\beta_5 = -0,7953$ $\beta_6 = 0,03332$ $\beta_7 = 0,6521$ $\beta_8 = -0,002973$	0,8607	8,13
Retslaff (2010)	$D_{Máx} = \beta_0 + \beta_1 d + \beta_2 h_{dom} + \beta_3 \ln(G) + \beta_4 dg$	$\beta_0 = -2,10596$ $\beta_1 = -10,63627$ $\beta_2 = 0,24522$ $\beta_3 = 1,15735$ $\beta_4 = 11,53600$	0,9122	6,08

Onde: $D_{Máx}$ = Diâmetro Máximo (cm); h_{dom} = Altura Dominante (m); d = Diâmetro Médio (cm); N = Número de Árvores do Hectare; dg = Diâmetro Quadrático (cm²); I = Idade (Anos); β_{is} = Coeficientes de regressão a serem estimados.

TABELA 75 – ESTIMATIVAS DOS PARÂMETROS DOS EQUAÇÕES TESTADOS COM RESPECTIVOS COEFICIENTES DE DETERMINAÇÃO E ERRO PADRÃO PARA ESTIMAR DIÂMETRO MÉDIO ARITMÉTICO DEPOIS DO PRIMEIRO DESBASTE.

Autor	Modelos	Coefficientes	R^2_{adj}	S_{yx}
-	$dg_{depois} = \beta_0 + \beta_1 I_2 + \beta_2 dg_{antes} + \beta_3 I_1 + \beta_4 Dmin_{antes} + \beta_5 N_1 / + \beta_6 G_{antes} + \beta_7 N_{Removido} / N_{antes}$	$\beta_0 = 3,828208$ $\beta_1 = 0,853931$ $\beta_2 = 0,978593$ $\beta_3 = -0,782901$ $\beta_4 = -0,135290$ $\beta_5 = 0,012067$ $\beta_6 = -0,05594$ $\beta_7 = -11,97186$	0,8982	2,91
Retslaff (2010)	$dg_{depois} = \beta_0 + \beta_1 N_{removido} / N_{antes} + \beta_2 dg_{antes}$	$\beta_0 = 10,36539$ $\beta_1 = 8,49806$ $\beta_2 = 0,53397$ $\beta_3 = 1,14355$	0,6766	5,35
Retslaff (2010)	$Dmin_{depois} = \beta_1 dg_{depois}$	$\beta_1 = 0,088063$	0,4853	12,29
-	$Dmin_{depois} = \beta_0 + \beta_1 dg_{depois} + \beta_2 N_{antes} + \beta_3 Dmin_{antes}$	$\beta_0 = -17,68760$ $\beta_1 = 0,727338$ $\beta_2 = 0,013456$ $\beta_3 = 0,144650$	0,5503	11,13
Álvares et al (2002)	$\bar{d}_{depois} = \beta_0 + \beta_1 \bar{d}_{antes}$	$\beta_0 = 9,09581$ $\beta_1 = 0,75156$	0,5104	6,67
Retslaff (2010)	$\bar{d}_{depois} = \beta_1 dg_{depois}$	$\beta_1 = 0,988083$	0,9991	6,16

Onde: dg_{depois} = diâmetro médio quadrático após o desbaste (cm); $N_{Removido}$ = número de árvores removidas no desbaste; \bar{d} = Diâmetro Médio (cm); N = Número de Árvores do Hectare; dg = Diâmetro Médio Quadrático (cm²); I = Idade (Anos); G = Área Basal (m²); D_{Min} = Diâmetro Mínimo (cm); $S^2 d$ = Variância dos Diâmetros (cm²); β_{is} = Coeficientes de regressão a serem estimados.

TABELA 76 – ESTIMATIVAS DOS PARÂMETROS DOS EQUAÇÕES TESTADOS COM RESPECTIVOS COEFICIENTES DE DETERMINAÇÃO E ERRO PADRÃO PARA O PARÂMETRO a DA FUNÇÃO DE DISTRIBUIÇÃO DE WEIBULL.

Autor	Modelos	Coefficientes	R^2_{adj}	S_{yx}
Álvarez et al (2002)	$a_{depois} = \beta_0 + \beta_1 dg_{depois}$	$\beta_0 = -5,6563$ $\beta_1 = 0,9230$	0,7525	15,07
Álvarez et al (2002)	$a_{depois} = \beta_0 + \beta_1 a_{depois} + \beta_2 N_{removido}/N_{antes}$	$\beta_0 = 9,53944$ $\beta_1 = 0,18011$ $\beta_2 = 14,54558$	0,609	18,92
Retslaff (2010)	$a_{depois} = \beta_1 Dmin_{depois}$	$\beta_1 = 0,99358$	0,7536	15,02
-	$a_{depois} = \beta_0 + \beta_1 I_2 + \beta_2 Dmin_{antes} + \beta_3 N_{removido} + \beta_4 N_{removido}/N_{antes} + \beta_5 N_{antes}$	$\beta_0 = -13,7824$ $\beta_1 = 1,8418$ $\beta_2 = -0,0529$ $\beta_3 = -0,0159$ $\beta_4 = 17,7439$ $\beta_5 = 0,0041$	0,9332	7,79

Onde: a_{depois} = parâmetro a depois do desbaste; $N_{Removido}$ = número de árvores removidas no desbaste; d = Diâmetro Médio (cm); N_{antes} = número de árvores antes do desbaste; dg_{depois} = Diâmetro Quadrático (cm²); $Dmin_{depois}$ = diâmetro mínimo depois do desbaste (cm²); β_{is} = Coeficientes de regressão a serem estimados.

TABELA 77 – ESTIMATIVAS DOS PARÂMETROS DOS EQUAÇÕES TESTADOS COM RESPECTIVOS COEFICIENTES DE DETERMINAÇÃO E ERRO PADRÃO O PARÂMETRO b DA FUNÇÃO DE DISTRIBUIÇÃO DE WEIBULL.

Autor	Modelos	Coefficientes	R^2_{adj}	S_{yx}
Álvarez et al (2002)	$b_{depois} = \beta_0 + \beta_1 dg_{depois}$	$\beta_0 = 38,63409$ $\beta_1 = -0,90478$	0,6052	30,39
Álvarez et al (2002)	$b_{depois} = \beta_0 + \beta_1 b_{antes} + \beta_2 N_{removido}/N_{antes}$	$\beta_1 = 16,90450$ $\beta_0 = 0,10540$ $\beta_2 = -7,88734$	0,2775	37,77
Retslaff (2010)	$b_{depois} = \beta_0 + \beta_1 Dmin_{depois} + \beta_2 dg_{depois}$	$\beta_0 = 36,03897$ $\beta_1 = -0,31148$ $\beta_2 = -0,58652$	0,6351	28,60
-	$b_{depois} = \beta_0 + \beta_1 a_{depois} + \beta_2 d_{depois} + \beta_3 Dmin_{depois} + \beta_4 N_{removido} + \beta_5 I_1$	$\beta_0 = 19,3018$ $\beta_1 = -0,8438$ $\beta_2 = 0,3031$ $\beta_3 = 0,1686$ $\beta_4 = 0,0002$ $\beta_5 = -0,25631$	0,8635	6,42

Onde: b_{depois} = parâmetro b depois do desbaste; $N_{Removido}$ = número de árvores removidas no desbaste; N_{antes} = número de árvores antes do desbaste; dg_{depois} = Diâmetro Médio Quadrático (cm²); $Dmin_{depois}$ = diâmetro mínimo depois do desbaste (cm²); β_{is} = Coeficientes de regressão a serem estimados.

TABELA 78 – ESTIMATIVAS DOS PARÂMETROS DOS EQUAÇÕES TESTADOS COM RESPECTIVOS COEFICIENTES DE DETERMINAÇÃO E ERRO PADRÃO O PARÂMETRO c DA FUNÇÃO DE DISTRIBUIÇÃO DE WEIBULL.

Autor	Modelos	Coeficientes	R^2_{adj}	S_{yx}
Álvarez et al (2002)	$c_{depois} = \beta_0 + \beta_1 N_{Removido}/N_{antes}$	$\beta_0 = 3,25785$ $\beta_1 = 0,03926$ $\beta_2 = -1,55846$	0,1625	32,13
Retslaff (2010)	$c_{depois} = \beta_0 + \beta_1 Dmin_{depois} + \beta_2 dg_{depois} + \beta_3 \bar{d}_{depois}$	$\beta_0 = 7,62879$ $\beta_1 = -0,05301$ $\beta_2 = -0,13306$ $\beta_3 = -0,26309$	0,3763	35,05
Retslaff (2010)	$c_{depois} = \beta_0 + \beta_1 b_{depois} + \beta_3 Dmin_{depois} + \beta_3 dg_{depois} + \beta_4 \bar{d}_{depois}$	$\beta_0 = -1,54780$ $\beta_1 = 0,25463$ $\beta_2 = 0,02630$ $\beta_3 = 0,01629$ $\beta_4 = 0,027895$	0,5934	33,92
-	$c_{depois} = \beta_0 + \beta_1 b_{depois} + \beta_2 Dmin_{depois}$	$\beta_0 = -0,3741$ $\beta_2 = 0,2209$ $\beta_3 = 0,01315$	0,5975	30,33

Onde: c_{depois} = parâmetro b depois do desbaste; $N_{Removido}$ = número de árvores removidas no desbaste; N_{antes} = número de árvores antes do desbaste; dg_{depois} = Diâmetro Médio Quadrático (cm^2); $Dmin_{depois}$ = diâmetro mínimo depois do desbaste (cm^2); \bar{d} = Diâmetro Médio (cm) β_{is} = Coeficientes de regressão a serem estimados.

TABELA 79 – ESTIMATIVAS DOS PARÂMETROS DOS EQUAÇÕES TESTADOS COM RESPECTIVOS COEFICIENTES DE DETERMINAÇÃO E ERRO PADRÃO PARA ESTIMAR DIÂMETRO MÉDIO ARITMÉTICO DEPOIS DO SEGUNDO DESBASTE.

Autor	Modelos	Coeficientes	R^2_{adj}	S_{yx}
Retslaff (2010)	$dg_{depois} = \beta_0 + \beta_1 N_{Removido}/N_{antes} + \beta_2 dg_{antes} + \beta_3 I_2$	$\beta_0 = 7,10004$ $\beta_1 = 3,42318$ $\beta_2 = 0,36366$ $\beta_3 = 0,71657$	0,6459	4,70
Retslaff (2010)	$dg_{depois} = \beta_0 + \beta_1 N_{Removido}/N_{antes} + \beta_2 dg_{antes}$	$\beta_0 = 10,36539$ $\beta_1 = 8,49806$ $\beta_2 = 0,53397$	0,6766	5,35
-	$Dmin_{depois} = \beta_0 + \beta_1 dg_{depois} + \beta_2 N_{Removido}/N_{antes} + \beta_3 \bar{d}_{depois}$	$\beta_0 = -5,191$ $\beta_1 = -13,7783$ $\beta_2 = 0,090371$ $\beta_3 = 14,8614$	0,7316	6,89
Retslaff (2010)	$Dmin_{depois} = \beta_1 dg_{depois}$	$\beta_1 = 0,706120$	0,9853	12,29
Álvares et al (2002)	$\bar{d}_{depois} = \beta_0 + \beta_1 \bar{d}_{antes}$	$\beta_0 = 9,09581$ $\beta_1 = 0,75156$	0,5104	6,67
Retslaff (2010)	$\bar{d}_{depois} = \beta_1 dg_{depois}$	$\beta_1 = 0,988083$	0,9991	3,45

Onde: dg_{depois} = diâmetro médio quadrático após o desbaste (cm); $N_{Removido}$ = número de árvores removidas no desbaste; \bar{d} = Diâmetro Médio (cm); N = Número de Árvores do Hectare; dg = Diâmetro Médio Quadrático (cm^2); I = Idade (Anos); G = Área Basal (m^2); D_{Min} = Diâmetro Mínimo (cm); S^2d = Variância dos Diâmetros (cm^2); β_{is} = Coeficientes de regressão a serem estimados.

TABELA 80 – ESTIMATIVAS DOS PARÂMETROS DOS EQUAÇÕES TESTADOS COM RESPECTIVOS COEFICIENTES DE DETERMINAÇÃO E ERRO PADRÃO PARA O PARÂMETRO a DA FUNÇÃO DE DISTRIBUIÇÃO DE WEIBULL.

Autor	Modelos	Coeficientes	R^2_{adj}	S_{yx}
Álvarez et al (2002)	$a_{depois} = \beta_0 + \beta_1 dg_{depois}$	$\beta_0 = -22,6854$ $\beta_1 = 1,41151$	0,7807	12,99
Retslaff (2010)	$a_{depois} = \beta_0 + \beta_1 Dmin_{depois}$	$\beta_0 = -6,68720$ $\beta_1 = 1,12119$	0,7256	25,57
-	$a_{depois} = \beta_0 + \beta_1 I_2 + \beta_2 \frac{N_{Removido}}{N_{antes}} + \beta_3 c_{antes} + \beta_4 b_{antes} + \beta_5 N_{Removido} + \beta_6 a_{antes}$	$\beta_0 = -21,60985$ $\beta_1 = 2,025592$ $\beta_2 = -1938958$ $\beta_3 = -0,62894$ $\beta_4 = 0,546023$ $\beta_5 = 0,432203$ $\beta_6 = 0,119227$	0,8045	9,46

Onde: a_{depois} = parâmetro a depois do desbaste; $N_{Removido}$ = número de árvores removidas no desbaste; d = Diâmetro Médio (cm); N_{antes} = número de árvores antes do desbaste; dg_{depois} = Diâmetro Quadrático (cm²); $Dmin_{depois}$ = diâmetro mínimo depois do desbaste (cm²); β_{is} = Coeficientes de regressão a serem estimados.

TABELA 81 – ESTIMATIVAS DOS PARÂMETROS DOS EQUAÇÕES TESTADOS COM RESPECTIVOS COEFICIENTES DE DETERMINAÇÃO E ERRO PADRÃO PARA O PARÂMETRO b DA FUNÇÃO DE DISTRIBUIÇÃO DE WEIBULL.

Autor	Modelos	Coeficientes	R^2_{adj}	S_{yx}
Álvarez et al (2002)	$b_{depois} = \beta_0 + \beta_1 dg_{depois}$	$\beta_0 = 38,63409$ $\beta_1 = -0,90478$	0,6052	30,39
-	$b_{depois} = \beta_0 + \beta_1 I_2 + \beta_2 Dmin_{depois} + \beta_3 a_{antes} + \beta_4 \frac{N_{Removido}}{N_{antes}} + \beta_5 N_{Removido} + \beta_6 I_1$	$\beta_0 = 34,26597$ $\beta_1 = -1,686722$ $\beta_2 = 0,142025$ $\beta_3 = 0,484827$ $\beta_4 = 14,434055$ $\beta_5 = -0,015086$ $\beta_6 = -0,50062$	0,7449	13,73
Retslaff (2010)	$b_{depois} = \beta_0 + \beta_1 Dmin_{depois} + \beta_2 dg_{depois}$	$\beta_0 = 36,03897$ $\beta_1 = -0,31148$ $\beta_2 = -0,58652$	0,6351	28,54

Onde: b_{depois} = parâmetro b depois do desbaste; $N_{Removido}$ = número de árvores removidas no desbaste; N_{antes} = número de árvores antes do desbaste; dg_{depois} = Diâmetro Médio Quadrático (cm²); $Dmin_{depois}$ = diâmetro mínimo depois do desbaste (cm²); β_{is} = Coeficientes de regressão a serem estimados.

TABELA 82 – ESTIMATIVAS DOS PARÂMETROS DOS EQUAÇÕES TESTADOS COM RESPECTIVOS COEFICIENTES DE DETERMINAÇÃO E ERRO PADRÃO PARA O PARÂMETRO c DA FUNÇÃO DE DISTRIBUIÇÃO DE WEIBULL.

Autor	Modelos	Coeficientes	R^2_{adj}	S_{yx}
Retslaff (2010)	$c_{depois} = \beta_0 + \beta_1 Dmin_{depois} + \beta_2 dg_{depois}$	$\beta_0 = -0,21713$ $\beta_1 = 0,22223$ $\beta_2 = 0,22223$	0,3763	32,60
Alvarez et al (2002)	$c_{depois} = \beta_0 + \beta_1 dg_{depois}$	$\beta_0 = 0,068911$ $\beta_1 = 0,068911$	0,3653	34,57
-	$c_{depois} = \beta_0 + \beta_1 b_{depois} + \beta_2 N_{Removido}$	$\beta_0 = -0,322849$ $\beta_1 = 0,1855536$ $\beta_2 = -0,000545$	0,5562	18,62

Onde: c_{depois} = parâmetro b depois do desbaste; $N_{Removido}$ = número de árvores removidas no desbaste; N_{antes} = número de árvores antes do desbaste; dg_{depois} = Diâmetro Médio Quadrático (cm^2); $Dmin_{depois}$ = diâmetro mínimo depois do desbaste (cm^2); \bar{d} = Diâmetro Médio (cm) β_{is} = Coeficientes de regressão a serem estimados.

TABELA 83 – ESTIMATIVAS DOS PARÂMETROS DOS EQUAÇÕES TESTADOS COM RESPECTIVOS COEFICIENTES DE DETERMINAÇÃO E ERRO PADRÃO PARA PROJEÇÃO DA ÁREA BASAL.

Autor	Modelos	Coeficientes	R^2_{adj}	S_{yx}
Eisfeld (2004)	$\ln G_2 = \beta_0 + \beta_1 \ln G_1 + \beta_2 \left(\frac{1}{I_2} - \frac{1}{I_1} \right) + \beta_3 (\ln N_2 - \ln N_1) + \beta_4 (\ln(hdom_2) + \ln(hdom_1))$	$\beta_0 = 2,141335$ $\beta_1 = 0,399200$ $\beta_2 = 0,022379$ $\beta_3 = 0,560791$ $\beta_4 = 0,428331$	0,5347	12,09
Eisfeld (2004)	$\ln G_2 = \beta_0 + \beta_1 \ln G_1 + \beta_2 \left(\frac{1}{I_2} - \frac{1}{I_1} \right) + \beta_3 (\ln N_2 - \ln N_1)$	$\beta_0 = 2,649928$ $\beta_1 = 0,259318$ $\beta_2 = 0,049920$ $\beta_3 = 0,518885$	0,4261	13,47
Eisfeld (2004)	$\ln G_2 = \beta_0 + \beta_1 \ln G_1 + \beta_2 (\ln N_2 - \ln N_1) + \beta_3 (I_2 - I_1) + \beta_4 \left(\ln \frac{1}{I_2} \right) - \left(\ln \frac{1}{I_1} \right)$	$\beta_0 = 2,08799$ $\beta_1 = 0,41057$ $\beta_2 = 0,56726$ $\beta_3 = 0,68107$	0,5340	12,14
-	$G_2 = \beta_0 + \beta_1 N_2 + \beta_2 dg_2 + \beta_3 I_2 + \beta_4 G_1 + \beta_5 I_1 + \beta_6 \frac{N_1}{N_2} + \beta_7 N_1 + \beta_8 dg_1$	$\beta_0 = -31,411824$ $\beta_1 = 0,026579$ $\beta_2 = 1,847442$ $\beta_3 = -0,267786$ $\beta_4 = 0,167339$ $\beta_5 = 0,408431$ $\beta_6 = -6,801581$ $\beta_7 = 0,007194$ $\beta_8 = -0,115232$	0,7815	8,26

Onde: G_2 = área basal na idade 2 (cm^2); G_1 = área basal na idade 1 (cm^2); I_1 = idade 1 (anos); I_2 = idade 2 (anos); N_2 = número de árvores na idade 2; N_1 = número de árvores na idade 1; $hdom_2$ = altura dominante na idade 2; $hdom_1$ = altura dominante na idade 1; S = índice de sítio; dg_1 = diâmetro médio quadrático na idade 1; β_{is} = Coeficientes de regressão a serem estimados.

TABELA 84 – ESTIMATIVAS DOS PARÂMETROS DOS EQUAÇÕES TESTADOS COM RESPECTIVOS COEFICIENTES DE DETERMINAÇÃO E ERRO PADRÃO PARA PROJEÇÃO DA VARIÂNCIA DOS DIÂMETROS.

Autor	Modelos	Coefficientes	R^2_{adj}	S_{yx}
Eisfeld (2004)	$S^2d = \beta_1 s d_1 + \beta_2 d g_1 + \beta_3 N_1/N_2$	$\beta_1 = -0,00004779$ $\beta_2 = 5,690$ $\beta_3 = 3,382$	0,8414	43,58
Retslaff (2010)	$S^2d = \beta_0 + \beta_1 Dmin_2 + \beta_2 S^2d_1 + \beta_3 Dmax_2$	$\beta_0 = -24,05$ $\beta_1 = -1,168$ $\beta_2 = -0,00007$ $\beta_3 = 1,841$	0,6643	20,03
-	$S^2d = \beta_0 + \beta_1 Dmax_2 + \beta_2 Dmin_2 + \beta_3 d g_2 + \beta_4 G_2$	$\beta_0 = -28,47530$ $\beta_1 = 1,37487$ $\beta_2 = -1,72403$ $\beta_3 = 1,29351$ $\beta_4 = -0,10016$	0,6379	25,96

TABELA 85 – ESTIMATIVAS DOS PARÂMETROS DOS EQUAÇÕES TESTADOS COM RESPECTIVOS COEFICIENTES DE DETERMINAÇÃO E ERRO PADRÃO PARA PROJEÇÃO DO DIÂMETRO MÍNIMO.

Autor	Modelos	Coefficientes	R^2_{adj}	S_{yx}
Scolforo (1998)	$Dmin_2 = \beta_0 + \beta_1 d_2 + \beta_2 S^2d + \beta_3 \ln G_2 + \beta_4 I^2$	$\beta_0 = -1,90949$ $\beta_1 = 1,08913$ $\beta_2 = -0,22407$ $\beta_3 = -2,01180$ $\beta_4 = 2,3081$	0,8312	7,58
Retslaff (2010)	$Dmin_2 = \beta_1 Dmin_1 + \beta_2 (I_1/I_2) + \beta_3 d g_2$	$\beta_1 = 0,27802$ $\beta_2 = -5,91426$ $\beta_3 = 0,72200$	0,9861	10,23

TABELA 86 – ESTIMATIVAS DOS PARÂMETROS DOS EQUAÇÕES TESTADOS COM RESPECTIVOS COEFICIENTES DE DETERMINAÇÃO E ERRO PADRÃO PARA PROJEÇÃO DO DIÂMETRO MÉDIO.

Autor	Modelos	Coefficientes	R^2_{adj}	S_{yx}
Retslaff (2010)	$\bar{d}_2 = \beta_1 d_1 + \beta_2 I_1/I_2 + \beta_3 \ln hdom_2$	$\beta_1 = 0,78941$ $\beta_2 = 11,52500$ $\beta_3 = 0,25781$ $\beta_4 = 0,24508$	0,9985	3,50
Retslaff (2010)	$\bar{d}_2 = \beta_0 + \beta_1 d g_2$	$\beta_1 = 0,980346$ $\beta_2 = 0,01586$	0,9988	0,37

TABELA 87 – ESTIMATIVAS DOS PARÂMETROS DOS EQUAÇÕES TESTADOS COM RESPECTIVOS COEFICIENTES DE DETERMINAÇÃO E ERRO PADRÃO PARA PROJEÇÃO DO DIÂMETRO MÉDIO QUADRÁTICO.

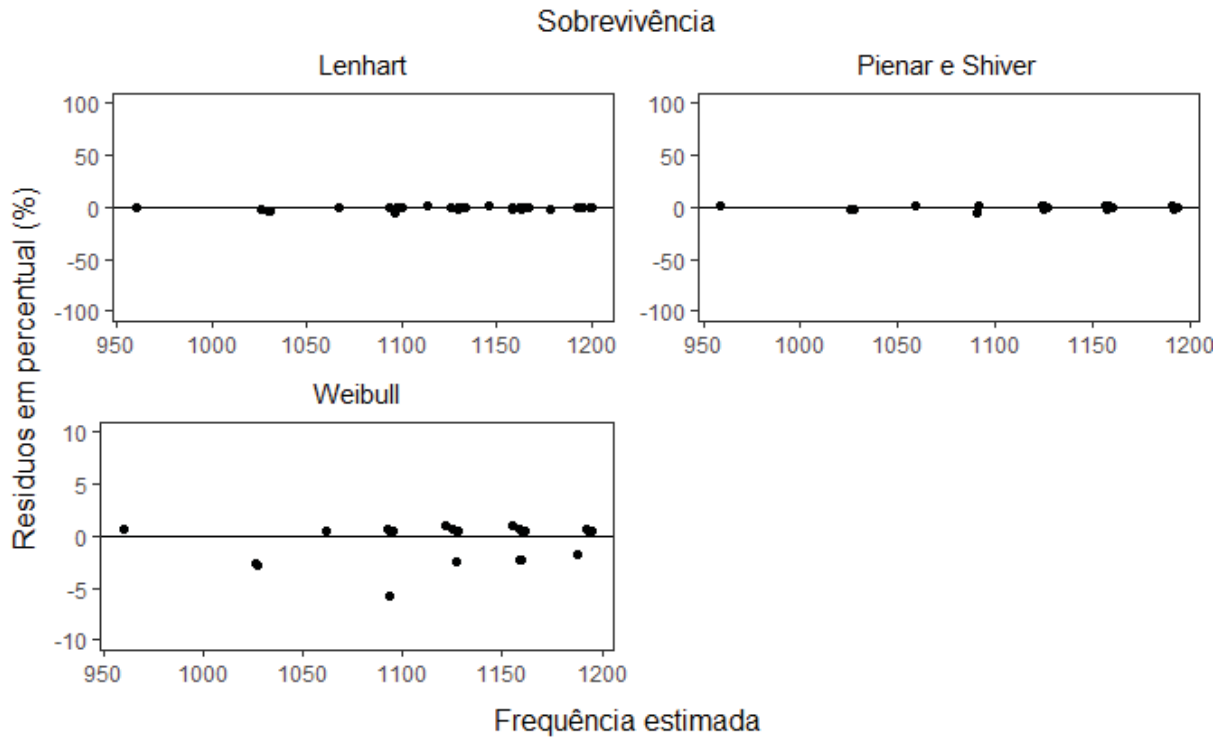
Autor	Modelos	Coeficientes	R^2_{adj}	S_{yx}
Retslaff (2010)	$dg_2 = \beta_0 + \beta_1 dg_1 + \beta_2 \frac{I_1}{I_2} + \beta_3 hdom_2$	$\beta_0 = 11,75507$ $\beta_1 = 0,81831$ $\beta_2 = 12,25598$ $\beta_3 = 0,24415$	0,9986	3,38
Retslaff (2010)	$dg_2 = \beta_0 + \beta_1 dg_1 + \beta_2 \frac{I_1}{I_2} + \beta_3 \bar{d}_1$	$\beta_1 = -2,0824$ $\beta_2 = 2,8679$ $\beta_3 = 16,9020$	0,835	4,61
Retslaff (2010)	$dg_2 = \beta_0 + \beta_1 dg_1 + \beta_2 I_2$	$\beta_1 = 8,96179$ $\beta_2 = 0,36240$ $\beta_3 = 0,67599$	0,8475	4,17

TABELA 88 – ESTIMATIVAS DOS PARÂMETROS DOS EQUAÇÕES TESTADOS COM RESPECTIVOS COEFICIENTES DE DETERMINAÇÃO E ERRO PADRÃO PARA PROJEÇÃO DO DIÂMETRO MÁXIMO.

Autor	Modelos	Coeficientes	R^2_{adj}	S_{yx}
Retslaff (2010)	$Dmáx_2 = \beta_0 + \beta_1 \left(\frac{I_1}{I_2}\right) \ln(N_2) + \beta_2 \left(\frac{I_1}{I_2}\right) \ln(G_2)$	$\beta_0 = 36,9967$ $\beta_1 = -15,2392$ $\beta_3 = 26,9066$	0,6158	7,25
Retslaff (2010)	$Dmáx_2 = \beta_0 + \beta_1 Dmáx_1 + \beta_2 \left(1 - \frac{I_1}{I_2}\right)$	$\beta_1 = 4,21394$ $\beta_2 = 0,87044$ $\beta_3 = 15,43089$	0,7039	3,61

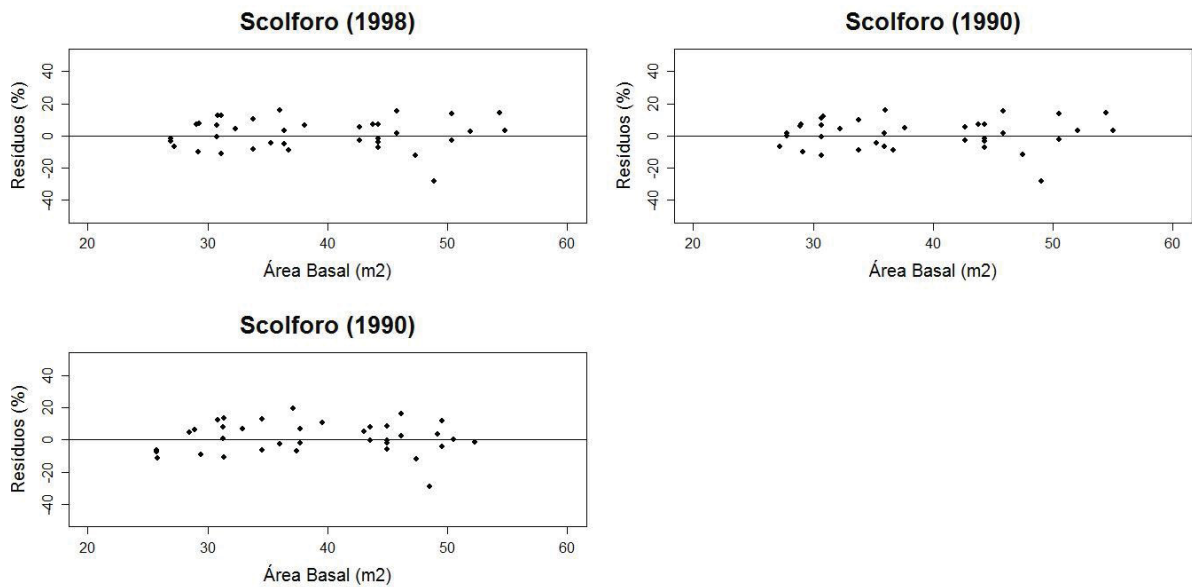
ANEXO 2 – FIGURAS COM OS RESÍDUOS DOS MODELOS AJUSTADOS

FIGURA 16 – GRÁFICOS DE RESÍDUOS PARA OS EQUAÇÕES DE SOBREVIVÊNCIA



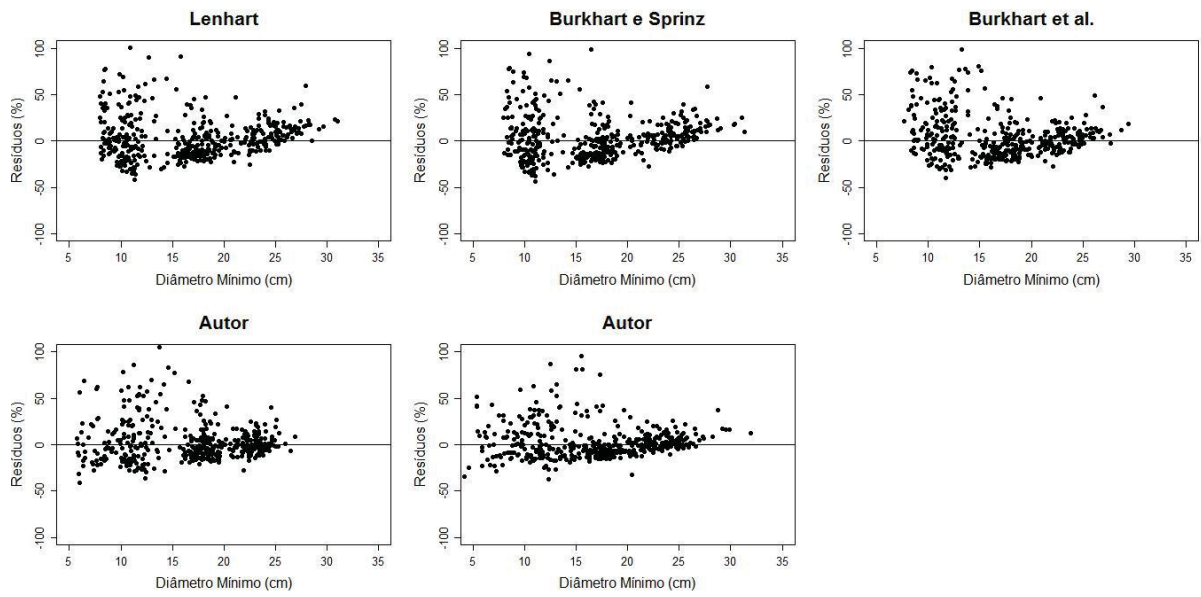
FONTE: Autor (2020)

FIGURA 17 – GRÁFICOS DE RESÍDUOS PARA OS EQUAÇÕES DE ÁREA BASAL



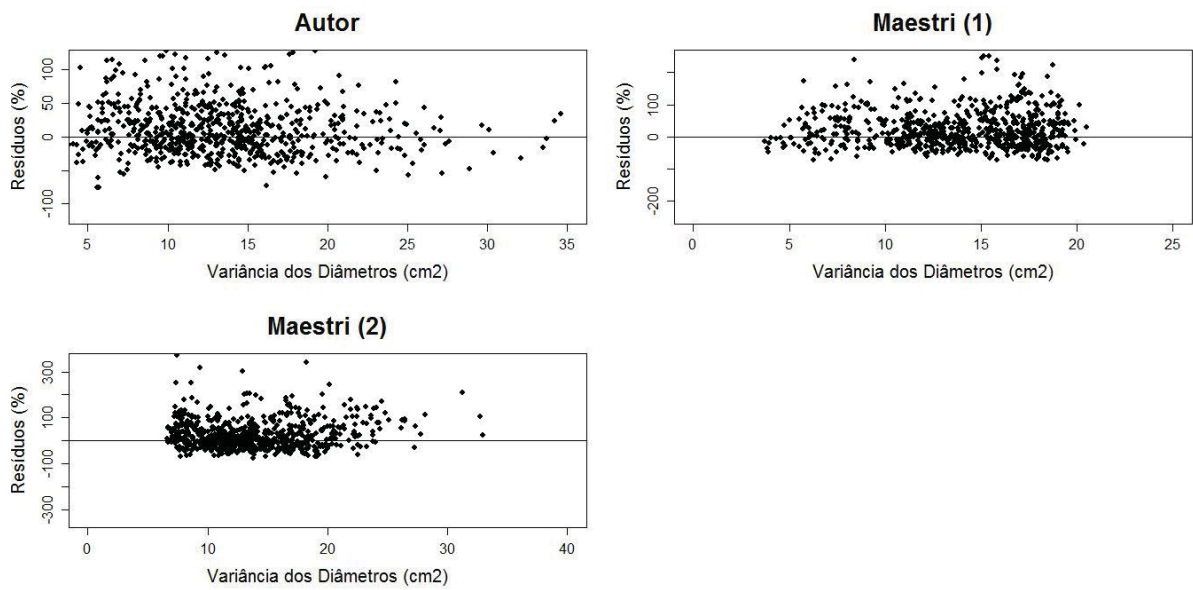
FONTE: Autor (2020)

FIGURA 18 – GRÁFICOS DE RESÍDUOS PARA OS EQUAÇÕES DE DIÂMETRO MÍNIMO



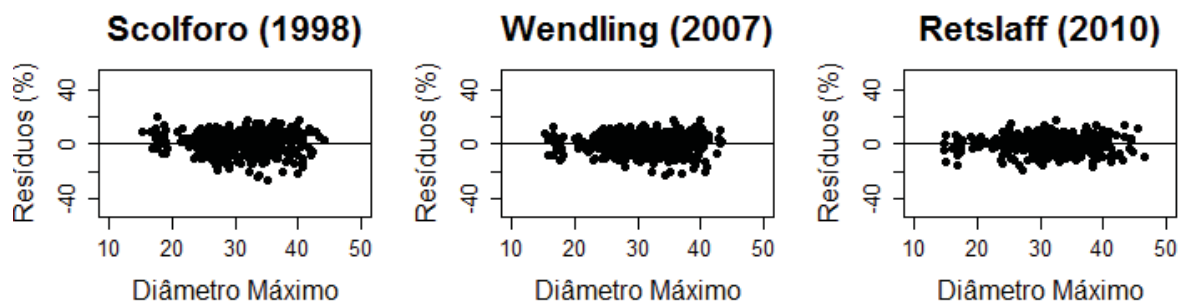
FONTE: Autor (2020)

FIGURA 19 – GRÁFICOS DE RESÍDUOS PARA OS EQUAÇÕES AJUSTADOS PARA ESTIMAR A VARIÂNCIA DOS DIÂMETROS



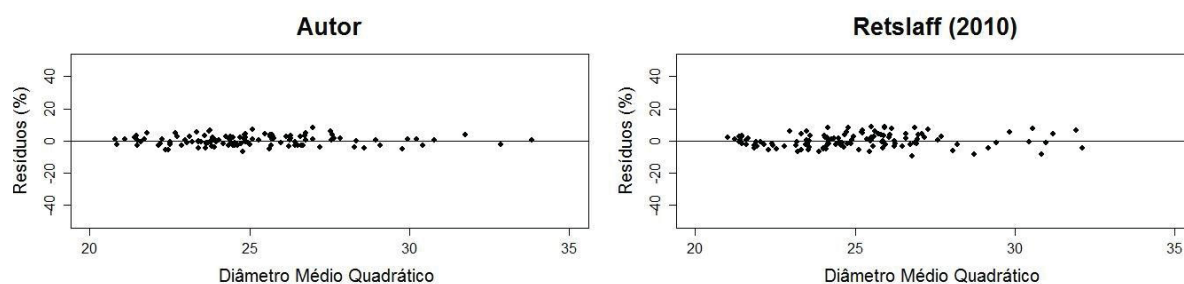
FONTE: Autor (2020)

FIGURA 20 – GRÁFICOS DE RESÍDUOS PARA OS EQUAÇÕES AJUSTADOS PARA ESTIMAR O DIÂMETRO MÁXIMO



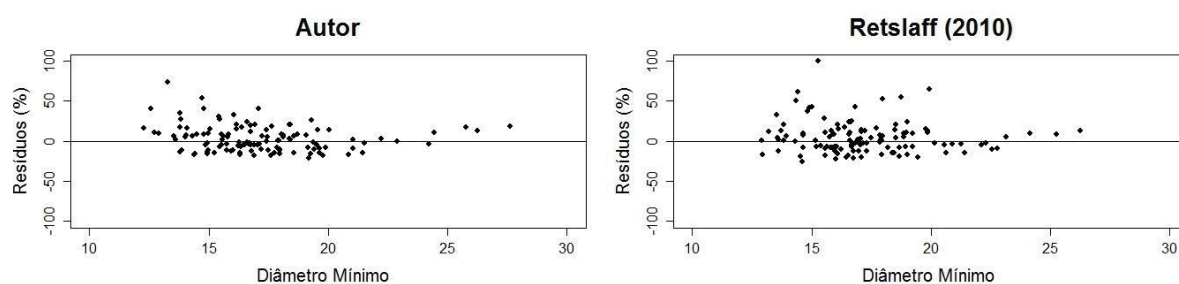
FONTE: Autor (2020)

FIGURA 21 – GRÁFICOS DE RESÍDUOS PARA OS EQUAÇÕES AJUSTADOS PARA ESTIMAR O DIÂMETRO MÉDIO QUADRÁTICO APÓS 1º DESBASTE



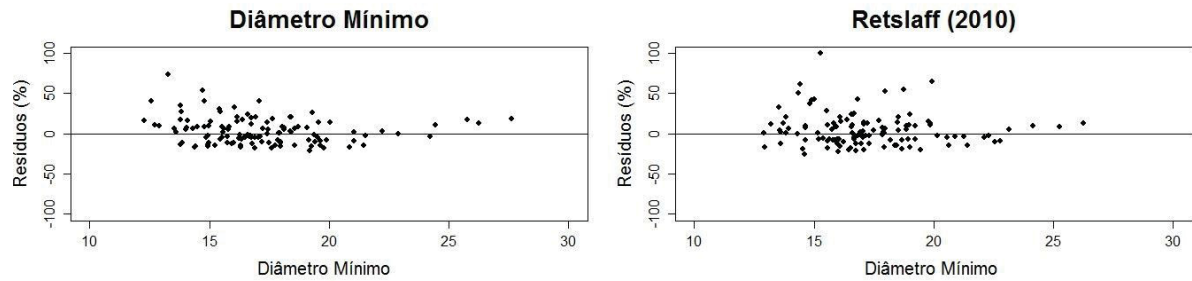
FONTE: Autor (2020)

FIGURA 22 – GRÁFICOS DE RESÍDUOS PARA OS EQUAÇÕES AJUSTADOS PARA ESTIMAR O DIÂMETRO MÍNIMO APÓS 1º DESBASTE



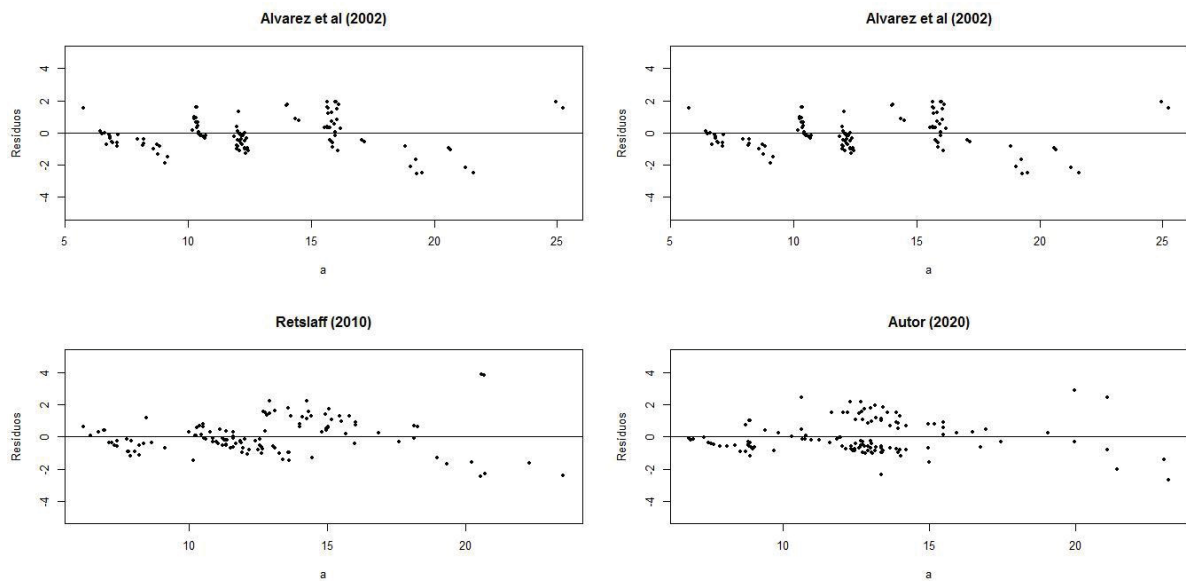
FONTE: Autor (2020)

FIGURA 23 – GRÁFICOS DE RESÍDUOS PARA OS EQUAÇÕES AJUSTADOS PARA ESTIMAR O DIÂMETRO MÉDIO APÓS 1º DESBASTE



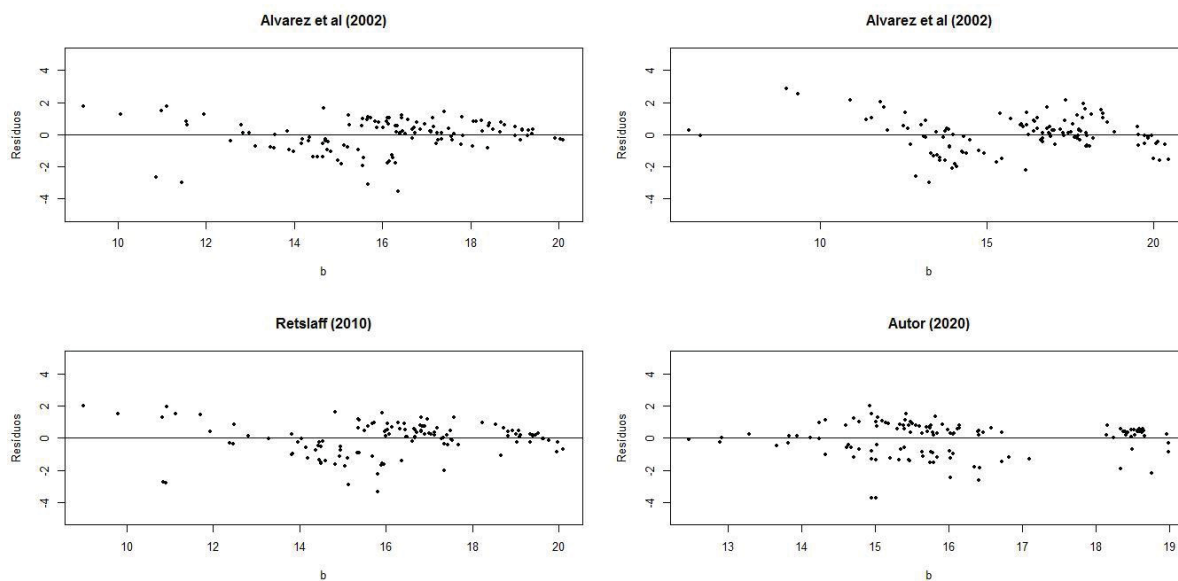
FONTE: Autor (2020)

FIGURA 24 – GRÁFICOS DE RESÍDUOS PARA OS EQUAÇÕES AJUSTADOS PARA RECUPERAÇÃO DO PARÂMETRO "α" DA EQUAÇÃO DE WEIBULL



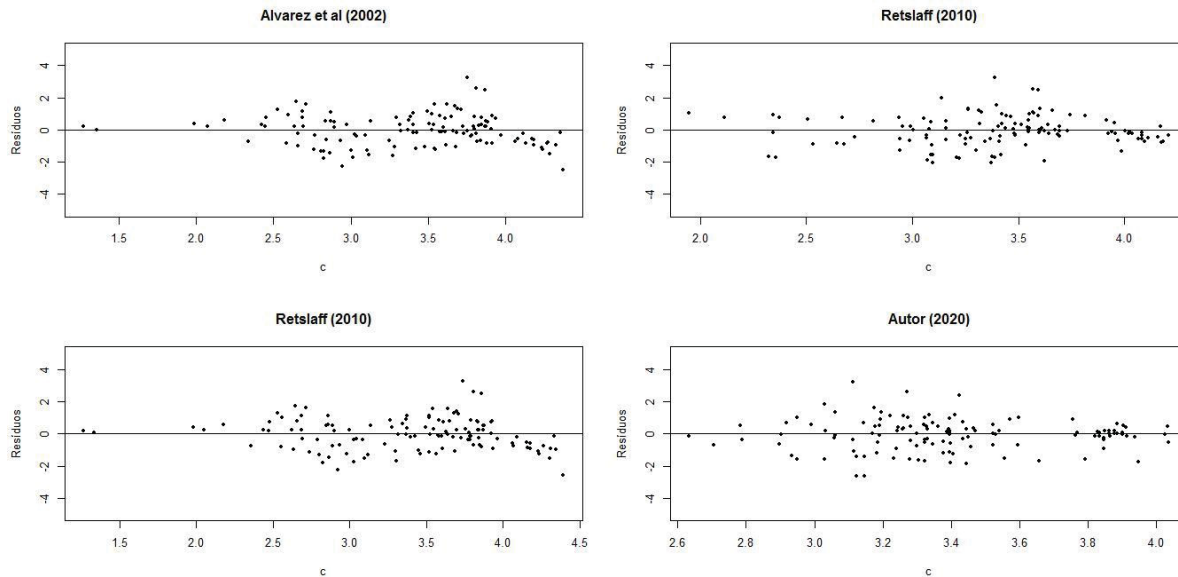
FONTE: Autor (2020)

FIGURA 25 – GRÁFICOS DE RESÍDUOS PARA OS EQUAÇÕES AJUSTADOS PARA RECUPERAÇÃO DO PARÂMETRO “ b ” DA EQUAÇÃO DE WEIBULL



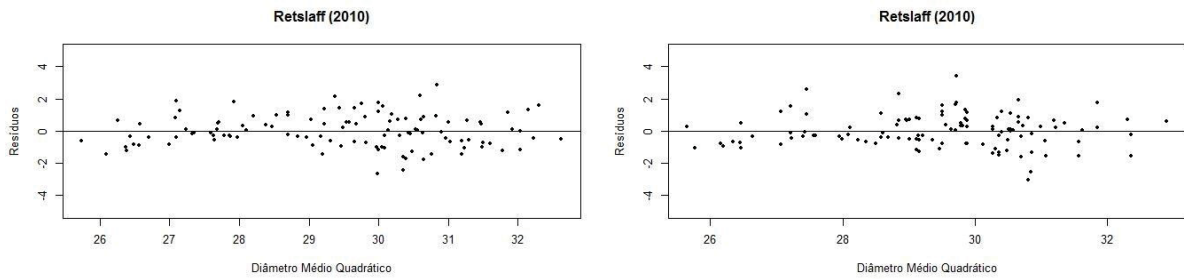
FONTE: Autor (2020)

FIGURA 26 – GRÁFICOS DE RESÍDUOS PARA OS EQUAÇÕES AJUSTADOS PARA RECUPERAÇÃO DO PARÂMETRO “ c ” DA EQUAÇÃO DE WEIBULL



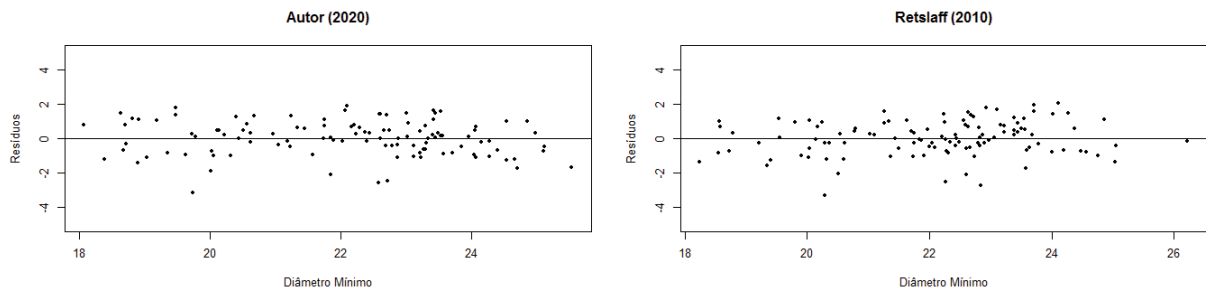
FONTE: Autor (2020)

FIGURA 27 – GRÁFICOS DE RESÍDUOS PARA OS EQUAÇÕES AJUSTADOS PARA ESTIMAR O DIÂMETRO MÉDIO QUADRÁTICO APÓS 2º DESBASTE



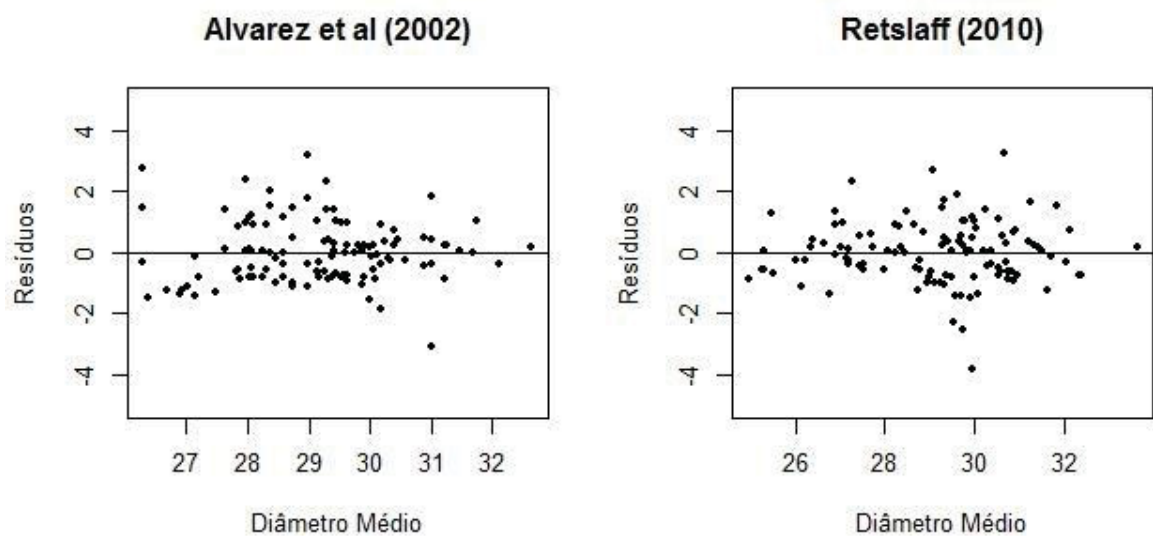
FONTE: Autor (2020)

FIGURA 28 – GRÁFICOS DE RESÍDUOS PARA OS EQUAÇÕES AJUSTADOS PARA ESTIMAR O DIÂMETRO MÍNIMO APÓS 2º DESBASTE



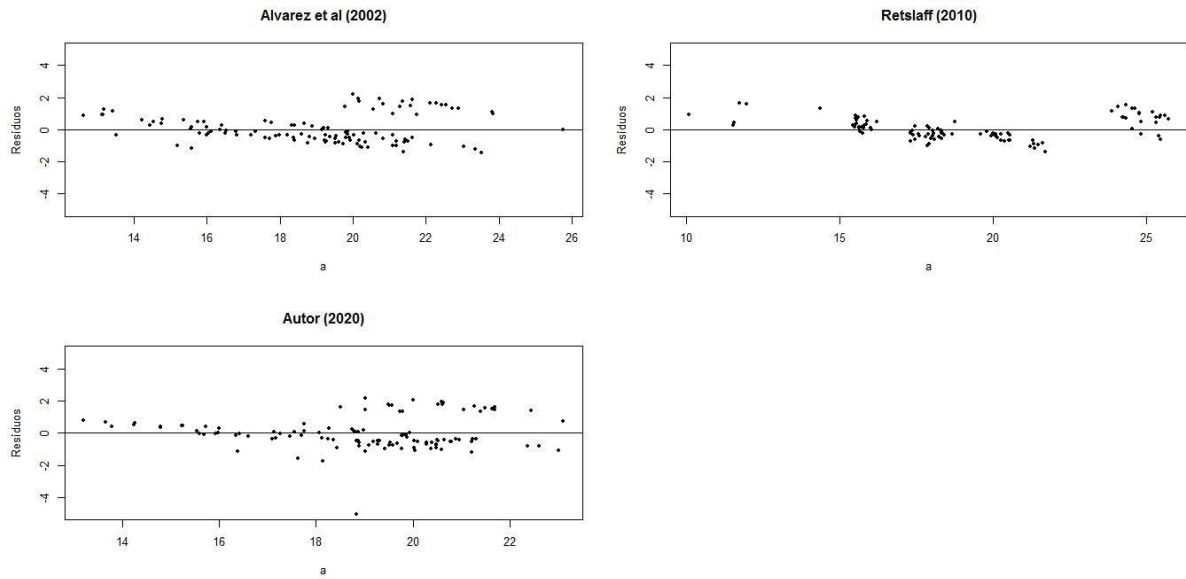
FONTE: Autor (2020)

FIGURA 29 – GRÁFICOS DE RESÍDUOS PARA OS EQUAÇÕES AJUSTADOS PARA ESTIMAR O DIÂMETRO MÉDIO APÓS 2º DESBASTE



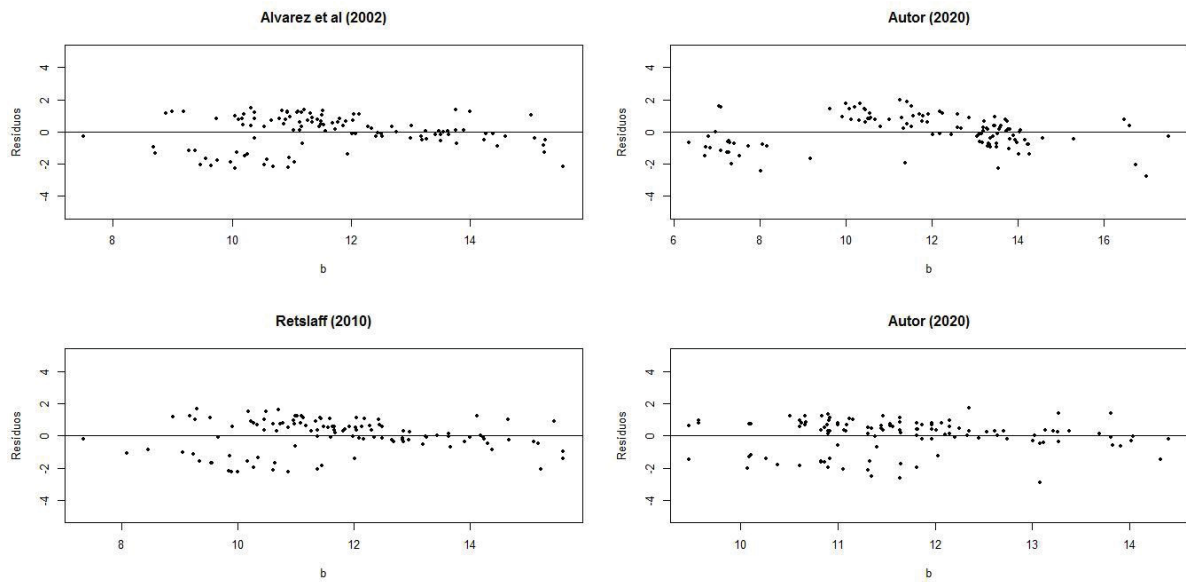
FONTE: Autor (2020)

FIGURA 30 – GRÁFICOS DE RESÍDUOS PARA OS EQUAÇÕES AJUSTADOS PARA RECUPERAÇÃO DO PARÂMETRO “ a ” DA EQUAÇÃO DE WEIBULL



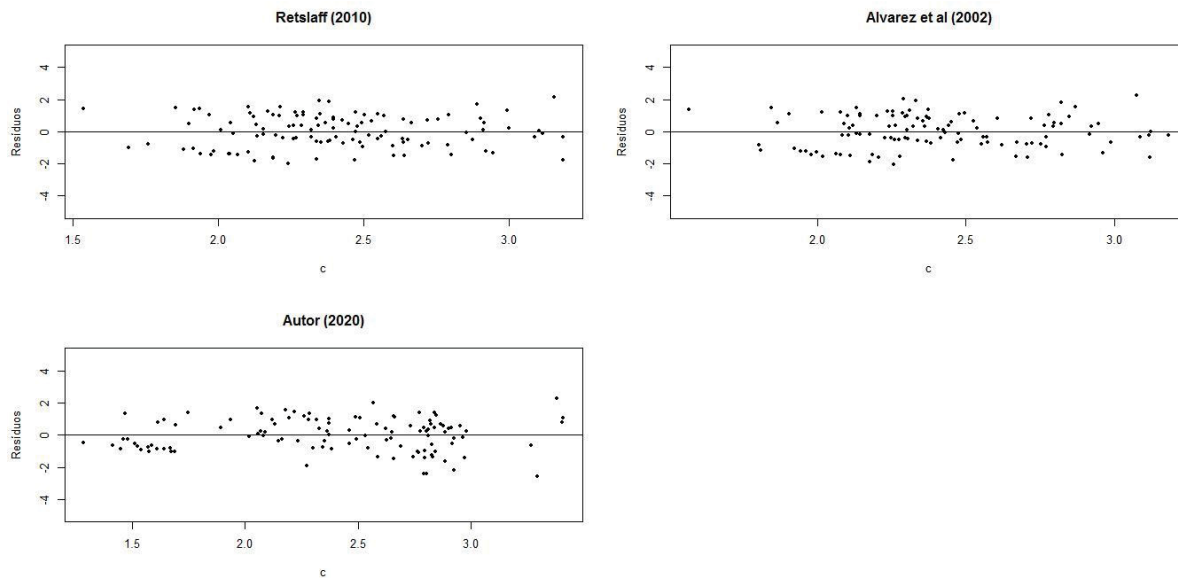
FONTE: Autor (2020)

FIGURA 31 – GRÁFICOS DE RESÍDUOS PARA OS EQUAÇÕES AJUSTADOS PARA RECUPERAÇÃO DO PARÂMETRO “ b ” DA EQUAÇÃO DE WEIBULL



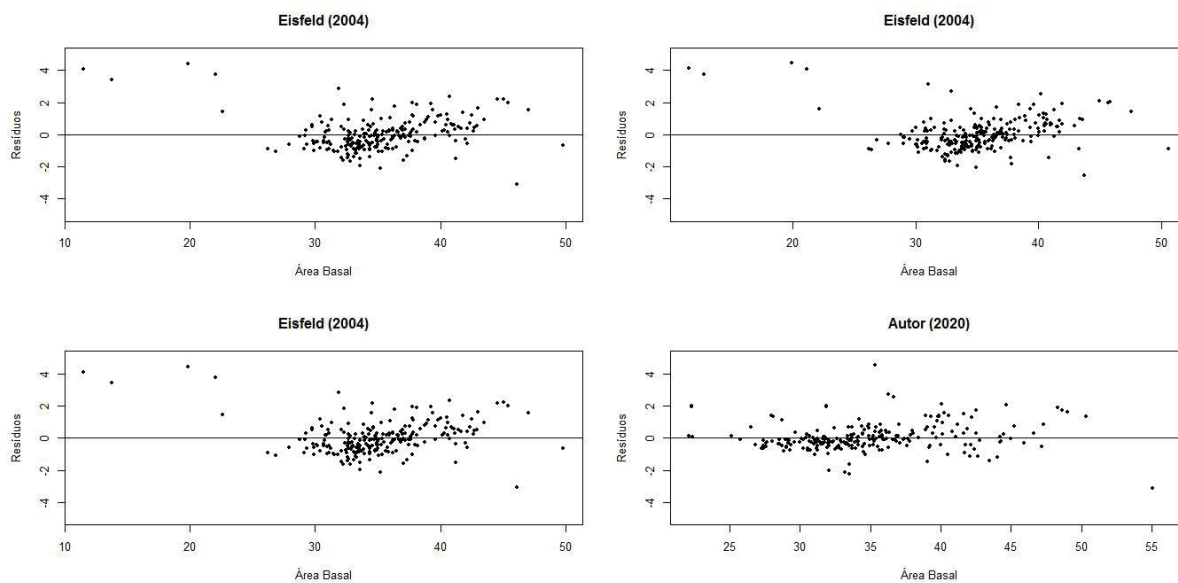
FONTE: Autor (2020)

FIGURA 32 – GRÁFICOS DE RESÍDUOS PARA OS EQUAÇÕES AJUSTADOS PARA RECUPERAÇÃO DO PARÂMETRO “c” DA EQUAÇÃO DE WEIBULL



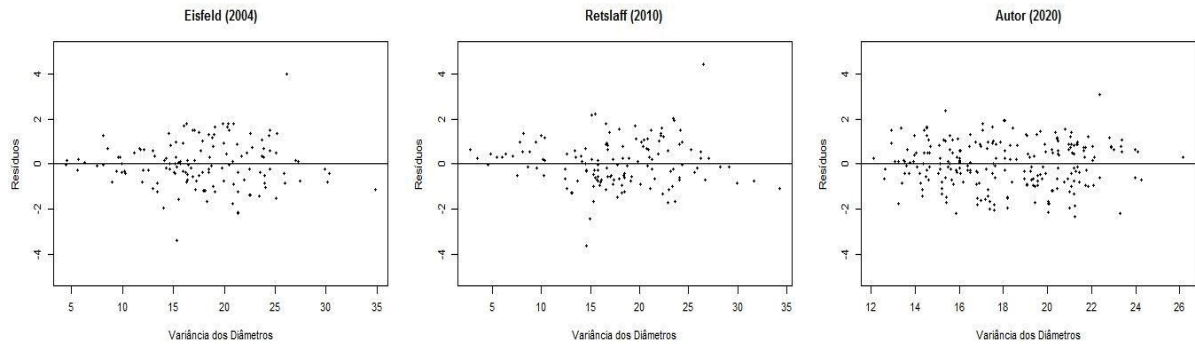
FONTE: Autor (2020)

FIGURA 33 – GRÁFICOS DE RESÍDUOS PARA OS EQUAÇÕES AJUSTADAS PARA PROJEÇÃO DA ÁREA BASAL



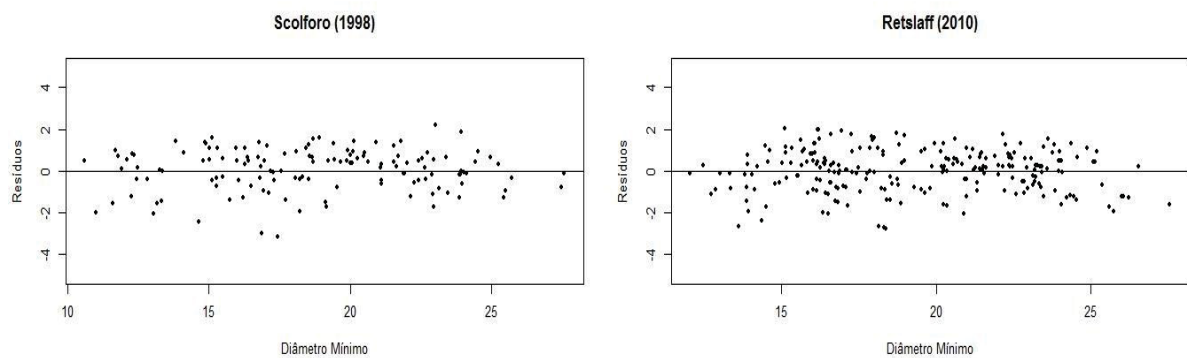
FONTE: Autor (2020)

FIGURA 34 – GRÁFICOS DE RESÍDUOS PARA OS EQUAÇÕES AJUSTADAS PARA PROJEÇÃO DA VARIÂNCIA DOS DIÂMETROS



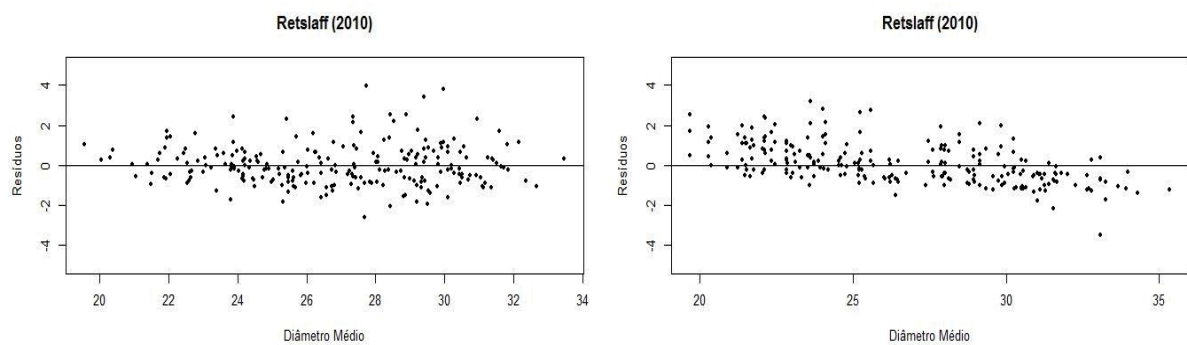
FONTE: Autor (2020)

FIGURA 35 – GRÁFICOS DE RESÍDUOS PARA OS EQUAÇÕES AJUSTADAS PARA PROJEÇÃO DA DIÂMETRO MÍNIMO



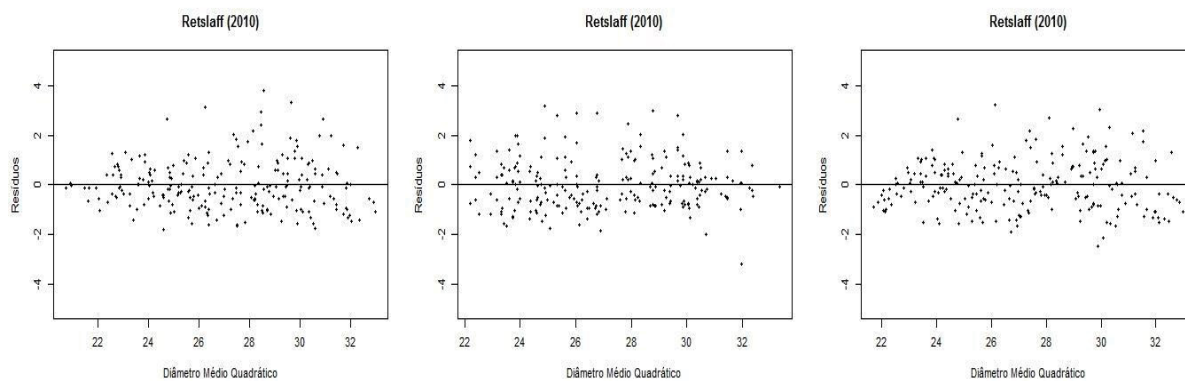
FONTE: Autor (2020)

FIGURA 36 – GRÁFICOS DE RESÍDUOS PARA OS EQUAÇÕES AJUSTADAS PARA PROJEÇÃO DA DIÂMETRO MÉDIO



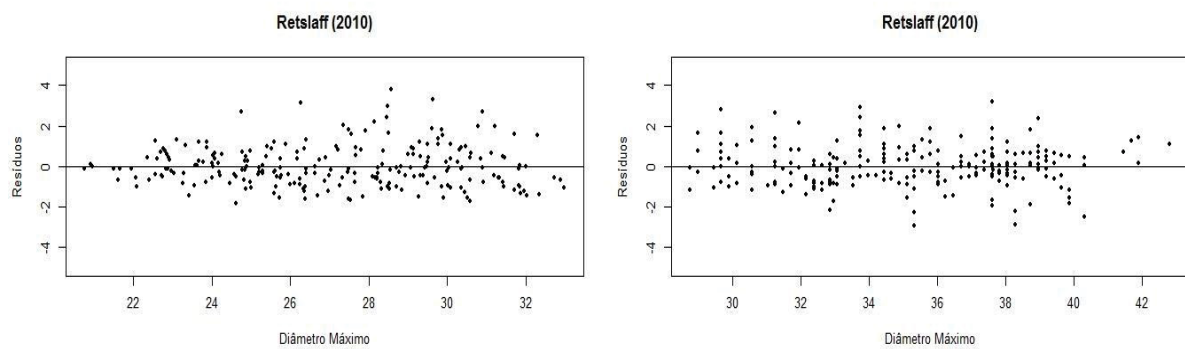
FONTE: Autor (2020)

FIGURA 37 – GRÁFICOS DE RESÍDUOS PARA OS EQUAÇÕES AJUSTADAS PARA PROJEÇÃO DA DIÂMETRO MÉDIO QUADRÁTICO



FONTE: Autor (2020)

FIGURA 38 – GRÁFICOS DE RESÍDUOS PARA OS EQUAÇÕES AJUSTADAS PARA PROJEÇÃO DA DIÂMETRO MÁXIMO



FONTE: Autor (2020)

