

**UNIVERSIDADE ESTADUAL PAULISTA “JÚLIO DE MESQUITA FILHO”
FACULDADE DE ENGENHARIA
CAMPUS DE ILHA SOLTEIRA**

BEATRIZ GARCIA LOPES

**CLASSIFICAÇÃO DA VARIAÇÃO, TAMANHO ÓTIMO DE PARCELA E CURVA
DE CRESCIMENTO PARA EXPERIMENTOS COM EUCALIPTO**

Ilha Solteira

2019

BEATRIZ GARCIA LOPES

**CLASSIFICAÇÃO DA VARIAÇÃO, TAMANHO ÓTIMO DE PARCELA E CURVA
DE CRESCIMENTO PARA EXPERIMENTOS COM EUCALIPTO**

Dissertação apresentada à Faculdade de Engenharia do Campus de Ilha Solteira – UNESP como parte dos requisitos para obtenção do título de Mestre em Agronomia. Especialidade: Sistemas de produção.

Profa. Dra. Gláucia Amorim Faria

Orientador

Profa. Dra. Ana Patrícia Bastos Peixoto

Coorientador

Profa. Dra. Kátia Luciene Maltoni

Coorientador

Prof. Dr. Antonio Flávio Arruda Ferreira

Coorientador

Ilha Solteira

2019

FICHA CATALOGRÁFICA

Desenvolvido pelo Serviço Técnico de Biblioteca e Documentação

L864c Lopes, Beatriz Garcia.
Classificação da variação, tamanho ótimo de parcela e curva de crescimento
para experimentos com eucalipto / Beatriz Garcia Lopes. -- Ilha Solteira: [s.n.],
2019

93 f. : il.

Dissertação (mestrado) - Universidade Estadual Paulista. Faculdade de
Engenharia de Ilha Solteira. Especialidade: Sistemas de Produção, 2019

Orientador: Gláucia Amorim Faria

Coorientador: Ana Patrícia Bastos Peixoto

Inclui bibliografia

1. Precisão experimental. 2. Máxima curvatura modificado. 3. Modelos de
regressão não lineares.


Raiane da Silva Santos

Supervisora Técnica de Seção
Seção Técnica de Referência, Atendimento ao usuário e Documentação
Diretoria Técnica de Biblioteca e Documentação
CRB/8 - 9999

CERTIFICADO DE APROVAÇÃO

TÍTULO DA DISSERTAÇÃO: Classificação da variação, tamanho ótimo de parcela e curva de crescimento para experimentos com eucalipto

AUTORA: BEATRIZ GARCIA LOPES

ORIENTADORA: GLAUCIA AMORIM FARIA

COORIENTADOR: ANTONIO FLÁVIO ARRUDA FERREIRA

COORIENTADORA: KÁTIA LUCIENE MALTONI

COORIENTADORA: ANA PATRICIA BASTOS PEIXOTO

Aprovada como parte das exigências para obtenção do Título de Mestra em AGRONOMIA, área:
Sistemas de Produção pela Comissão Examinadora:

Profa. Dra. GLAUCIA AMORIM FARIA 
Departamento de Matemática / Faculdade de Engenharia de Ilha Solteira

Prof. Dr. JOAO ANTONIO DA COSTA ANDRADE 
Departamento de Biologia e Zootécnica / Faculdade de Engenharia de Ilha Solteira

Prof. Dr. TIAGO ALMEIDA DE OLIVEIRA 
Departamento Estatística / Universidade Estadual da Paraíba - UEPB

Ilha Solteira, 11 de julho de 2019

DEDICO

Esta vitória aos meus pais, **Rosana** e **Alexandre**, por nunca desistirem de mim ou desse sonho. Eu lhes devo essa conquista, resultante de muita perseverança, dedicação e abdicção. A vocês, com todo o carinho.

AGRADECIMENTOS

Primeiramente, agradeço a Deus pela minha vida, e por todas as oportunidades oferecidas que me fizeram chegar até aqui.

À minha família, por todo o apoio, paciência e fé que sempre depositaram em mim.

Em especial, agradeço meus pais Rosana e Alexandre, ao meu irmão Allan, e os meus avós Aparecida, Rubens (*in memorian*), Maria Aparecida e Waldomiro, por sonharem comigo e caminharem passo a passo para essa conquista ser alcançada.

Agradeço, principalmente, a minha orientadora Gláucia, que me acolheu a 5 anos e que nunca desistiu de me transformar no que sou hoje: uma mulher, uma profissional e uma pesquisadora.

Ao meu namorado Lucas, pela paciência, carinho e apoio durante todo esse tempo.

Aos meus orientadores Ana Patrícia, Kátia e Antonio, pela paciência, aprendizado, ajuda e dedicação.

Aos meus amigos do Laboratório de Estatística Aplicada (LEA) e Laboratório de Cultura de Tecidos Vegetais (LCTV) por todo apoio e amizade.

À FEIS-UNESP e Capes por toda estrutura necessária à pesquisa.

O presente trabalho foi realizado com apoio da Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior - Brasil (CAPES) - Código de Financiamento 001.

RESUMO

O eucalipto é difundido em várias regiões brasileiras e no mundo. Os Estados brasileiros com maiores áreas de plantio do eucalipto são Minas Gerais, Mato Grosso do Sul, São Paulo e Paraná. Com crescente contribuição ao longo dos anos, o seu cultivo tem gerado empregos tanto na área rural quanto na área urbana. O que torna de suma importância maiores pesquisas que visem a melhoria das áreas de plantio, maiores informações para condução e melhoria de produção, o que acarretará em maiores ofertas para o mercado nacional. Neste cenário, estudos que auxiliem o pesquisador a conhecer a variabilidade desta cultura, definir o tamanho ideal de parcela e as curvas de crescimento que melhor representem o conjunto de dados ao longo do tempo, serão essenciais para que se faça a inferência correta, se tenha maior precisão e maximização das informações, garantindo maior eficiência do procedimento experimental, como redução do tempo de espera, permitindo ao pesquisador a comparação do comportamento da planta e seus componentes mais relevantes. Para tanto, o trabalho tem por objetivo: a recomendação de uma tabela de classificação de variação (utilizando os métodos de Garcia, Pimentel-Gomes e Costa, Seraphin e Zimmermann); o tamanho ótimo de parcelas (utilizando o método da máxima curvatura modificada) em experimentos em casa de vegetação; o modelo não-linear (Logístico, Gompertz e Von Bertalanffy) que melhor se adeque ao padrão de crescimento ao longo do tempo, em experimentos com a cultura do Eucalipto.

Palavras-chave: Precisão experimental. Máxima curvatura modificado. Modelos de regressão não lineares.

ABSTRACT

Eucalyptus is widespread in several Brazilian regions and in the world. The Brazilian states with the largest eucalyptus plantation areas are Minas Gerais, Mato Grosso do Sul, São Paulo, and Paraná. With growing contribution over the years, its cultivation has generated jobs in both rural and urban areas. This makes more important research to improve the planting areas, greater information for conducting and improving production, which will lead to greater offers for the domestic market. In this scenario, studies that help the researcher to know the variability of this crop, to define the ideal plot size and the growth curves that best represent the data set over time, will be essential for correct inference, if greater accuracy and maximization of information, guaranteeing greater efficiency of the experimental procedure, such as reduction of waiting time, allowing the researcher to compare the behavior of the plant and its most relevant components. To do so, the objective of the study is: to recommend a variation classification table (using the methods of Garcia, Pimentel-Gomes and Costa, Seraphin and Zimmermann); the optimal size of plots (using the modified maximum curvature method) in greenhouse experiments; the non-linear model (Logistic, Gompertz and Von Bertalanffy) that best fit the pattern of growth over time, in experiments with the Eucalyptus crop.

Keywords: Experimental precision. Maximum modified curvature. Non-linear regression models.

LISTA DE FIGURAS

Figura 1. Centro de origem do <i>Eucalyptus</i>	16
Figura 2. Plantio de eucalipto por estado (área total existente em 31/12 dos efetivos da silvicultura, em hectares).....	17
Figura 3. Principais destinos dos produtos do setor brasileiro de árvores plantadas, com base no valor de exportação.....	19
Figura 4. Principais doenças do eucalipto	23
Figura 5. Floresta de <i>E. urograndis</i>	24
Figura 6. Formas gerais das curvas de crescimento dos modelos Logístico, Von Bertalanffy e Gompertz.	33
Figura 7. Valores obtidos nos tamanhos de parcela para as variáveis H, DC, CLORV e CLORN aos 30 (curva na cor preto), 60 (curva na cor vermelho), 90 (curva na cor verde) e 120 dias (curva na cor azul). E para as variáveis MSPA e MSR aos 120 dias.....	71
Figura 8. Ajuste dos modelos Logístico, Gompertz e Von Bertalanffy para altura do caule do Eucalipto ao longo dos meses.....	84
Figura 9. Ajuste dos modelos Logístico, Gompertz e Von Bertalanffy para o diâmetro do caule do Eucalipto ao longo dos meses.	85
Figura 10. Quantis normais para a relação existente entre altura das plantas do Eucalipto ao longo dos meses para os modelos Logístico, Gompertz e Von Bertalanffy.....	85
Figura 11. Quantis normais para a relação existente entre diâmetro das plantas do Eucalipto ao longo dos meses para os modelos Logístico, Gompertz e Von Bertalanffy.	86
Figura 12. Resíduos estudentizados para a relação existente entre a altura das plantas do Eucalipto ao longo dos meses para os modelos Logístico, Gompertz e Von Bertalanffy.....	86
Figura 13. Resíduos estudentizados para a relação existente entre o diâmetro do caule do Eucalipto ao longo dos meses para os modelos Logístico, Gompertz e Von Bertalanffy.....	87
Figura 14. Distâncias de Cook para a relação existente entre a altura as plantas do caule do Eucalipto para os modelos Logístico, Gompertz e Von Bertalanffy.....	88
Figura 15. Distâncias de Cook para a relação existente entre o diâmetro do caule do Eucalipto para os modelos Logístico, Gompertz e Von Bertalanffy.	88

LISTA DE TABELAS

Tabela 1. Estimativa do número de empregos diretos, indiretos e do efeito-renda mantidos pelos segmentos associados às florestas plantadas no Brasil em 2012	19
Tabela 2. Faixas de classificação dos coeficientes de variação (CV), segundo Garcia (1989), Pimentel-Gomes (2009) e Costa, Seraphin e Zimmermann (2002)	44
Tabela 3. Testes de normalidade de Kolmogorov-Smirnov e Shapiro-Wilk para as variáveis estudadas.....	46
Tabela 4. Faixas de classificação de CV calculadas pelo método de Garcia (1989) aos 30, 60, 90 e 120 dias para as variáveis analisadas.....	47
Tabela 5. Faixas de classificação de CV calculadas pelo método de Costa, Seraphin e Zimmermann (2002) aos 30, 60, 90 e 120 dias para as variáveis analisadas, e, faixas de classificação de CV recomendadas por Pimentel-Gomes (2009).....	48
Tabela 6. Comparativo da frequência dos resultados dos coeficientes de variação (CV) para cada variável dentro das classificações pelos métodos 1, 2 e 3 e os testes de aderência e heterogeneidade aplicados às variáveis aos 30 dias.	49
Tabela 7. Comparativo da frequência dos resultados dos coeficientes de variação (CV) para cada variável dentro das classificações das classificações pelos métodos 1, 2 e 3 e os testes de aderência e heterogeneidade aplicados às variáveis aos 60 dias.	50
Tabela 8. Comparativo da frequência dos resultados dos coeficientes de variação (CV) para cada variável dentro das classificações pelos métodos 1, 2 e 3 e os testes de aderência e heterogeneidade aplicados às variáveis aos 90 dias.	51
Tabela 9. Comparativo da frequência dos resultados dos coeficientes de variação (CV) para cada variável dentro das classificações pelos métodos 1, 2 e 3 e os testes de aderência e heterogeneidade aplicados às variáveis aos 120 dias.	52
Tabela 10. Recomendação das faixas de classificação do coeficiente de variação para ensaio em branco com Eucalipto em casa de vegetação.....	53
Tabela 11. Testes de normalidade de Kolmogorov-Smirnov e Shapiro-Wilk para as variáveis encontradas na literatura.....	54
Tabela 12. Faixas de classificação de CV calculadas pelo método de Garcia (1989) para as variáveis encontradas na literatura.	55

Tabela 13. Faixas de classificação de CV calculadas pelo método de Costa, Seraphin e Zimmermann (2002) para as variáveis encontradas na literatura, e, faixas de classificação de CV recomendadas por Pimentel-Gomes (2009).....	55
Tabela 14. Comparativo da frequência dos resultados dos coeficientes de variação (CV) para cada variável dentro das classificações pelos métodos 1, 2 e 3 e os testes de aderência e heterogeneidade aplicados às variáveis da literatura.	57
Tabela 15. Recomendação das faixas de classificação do coeficiente de variação com dados de Eucalipto obtidos na literatura.	58
Tabela 16. Fertilidade e Textura do solo.	66
Tabela 17. Número da simulação (NS), número de parcelas (NP), tamanho da parcela (TP) e forma da parcela (FP) para as unidades básicas de experimentos com eucalipto em casa de vegetação.	67
Tabela 18. Estimativas dos parâmetros para o método de máxima curvatura modificado e erro padrão da estimativa (E.P.E.) para o teste t para as variáveis H, DC, MSPA e MSR.....	69
Tabela 19. Estimativas dos parâmetros para o método de máxima curvatura modificado e erro padrão da estimativa (E.P.E.) para o teste t para as variáveis Clor V e Clor N.....	69
Tabela 20. Coeficientes de determinação (R^2), coeficiente de variação correspondente ao ponto de máxima curvatura (P) e estimativas dos tamanhos ótimos de parcelas (XMC) em função dos períodos de avaliação para as variáveis H, DC, Clor V, Clor N, MSPA e MSR...	70
Tabela 21. Estimativas dos parâmetros para o modelo Logístico, Gompertz e Von Bertalanffy, erro padrão da estimativa (E.P.E.), valor-p para o teste t para altura em função dos meses.....	83
Tabela 22. Estimativas dos parâmetros para o modelo Logístico, Gompertz e Von Bertalanffy, erro padrão da estimativa (E.P.E.), valor-p para o teste t para o diâmetro em função dos meses.	84
Tabela 23. Coeficiente de determinação (R_{adj}^2) e valores de AIC e BIC para os modelos ajustados referente a altura e o diâmetro do Eucalipto.....	89

SUMÁRIO

1	INTRODUÇÃO	12
	REFERÊNCIAS	14
2	REVISÃO DE LITERATURA	16
2.1	ORIGEM E DISTRIBUIÇÃO DO GÊNERO.....	16
2.2	IMPORTÂNCIA ECONÔMICA DA CULTURA	18
2.3	EXIGÊNCIAS EDAFOCLIMÁTICAS	20
2.4	PRINCIPAIS DOENÇAS	20
2.4.1	Tombamento de plântulas e de mudas	20
2.4.2	Mofo cinzento.....	21
2.4.3	Mancha de <i>Cylindrocladium</i>	21
2.4.4	Mancha de <i>Mycosphaerella</i>.....	21
2.4.5	Ferrugem	22
2.4.6	Oídio	22
2.5	DESCRIÇÃO DA ESPÉCIE ESTUDADA	23
2.6	PRODUÇÃO DE MUDAS E MÉTODOS PROPAGATIVOS	24
2.6.1	Mudas por semente	25
2.6.2	Mudas por estaquia	25
2.7	VARIABILIDADE EXPERIMENTAL	25
2.7.1	Metodologia proposta por Garcia (1989)	26
2.7.2	Metodologia proposta por Pimentel-Gomes (2009).....	27
2.7.3	Metodologia proposta por Costa, Seraphin e Zimmermann (2002)	27
2.8	TAMANHO DE PARCELA, ENSAIO EM BRANCO E PRECISÃO EXPERIMENTAL	28
2.9	MODELOS DE REGRESSÃO LINEARES E NÃO LINEARES	29
2.10	CURVAS DE CRESCIMENTO	31
2.10.1	Modelo Logístico, modelo de Von Bertalanffy e modelo de Gompertz.....	32
3	CLASSIFICAÇÃO DO COEFICIENTE DE VARIAÇÃO PARA EXPERIMENTOS COM EUCALIPTO.....	40
3.1	INTRODUÇÃO.....	41
3.2	MATERIAL E MÉTODOS.....	42
3.3	RESULTADOS E DISCUSSÃO	45
3.4	CONCLUSÕES.....	59

	REFERÊNCIAS	59
4	CÁLCULO DO TAMANHO ÓTIMO DE PARCELA PARA EXPERIMENTOS COM EUCALIPTO.....	63
4.1	INTRODUÇÃO.....	64
4.2	MATERIAL E MÉTODOS.....	65
4.3	RESULTADOS E DISCUSSÃO	67
4.4	CONCLUSÕES.....	72
	REFERÊNCIAS	73
5	COMPARAÇÃO DE MODELOS DE CRESCIMENTO APLICADOS À CULTURA DO EUCALIPTO	77
5.1	INTRODUÇÃO.....	78
5.2	MATERIAL E MÉTODOS.....	79
5.3	RESULTADOS E DISCUSSÃO	83
5.4	CONCLUSÕES.....	89
	REFERÊNCIAS	89
6	CONSIDERAÇÕES FINAIS.....	93
	REFERÊNCIAS	93

1 INTRODUÇÃO

O eucalipto é difundido no mundo. Encontrado na Austrália e outras ilhas da Oceania (JÚNIOR; SANTAROSA; GOURLART, 2014), bem como em alguns países dos continentes americano, asiático e africano. No Brasil, é encontrado em várias regiões. Os Estados brasileiros com maiores áreas de plantio do eucalipto são Minas Gerais, Mato Grosso do Sul, São Paulo e Paraná (SISTEMA IBGE DE RECUPERAÇÃO AUTOMÁTICA – SIDRA, 2017). A espécie mais plantada é o *Eucalyptus grandis* e seus híbridos (HIGA; WREGE; GARRASTAZ, 2014).

No entanto, a cultura pode ser acometida por diversas doenças, como *Cylindrocladium*, *Botrytis*, *Rhizoctonia*, *Mycosphaerellae* e *Teratosphaeria*, *Chrysosporthe cubensis*, *Podosphaera pannosa*, *Golovinomyces orontii*, *Botryosphaeria dothidea* e *Puccinia psidii* que podem causar tombamento das plântulas, lesões de diversas colorações nas folhas, redução de produtividade, e em casos mais graves, podem causar a morte prematura (ALFENAS *et al.*, 2009; AUER; SANTOS, 2014).

Em sua maioria, as pesquisas passam por problemas, como o elevado custo de experimentos, fazendo com que se reduza o número de repetições na experimentação. Ensaio com baixa precisão, de modo geral, levam os pesquisadores a conclusões incorretas e a falta de informação se constitui num grande problema na experimentação agropecuária. Assim, faz-se necessário o estudo sobre a variabilidade experimental (variância, coeficiente de variação, índice de variação), tamanho de parcelas e número de repetições, uma vez que todos estes têm grande efeito sobre os resultados esperados.

Conhecer a variabilidade experimental (variância, coeficiente de variação, índice de variação) é de suma importância para as pesquisas, sendo necessárias tabelas para classificar essa variação. Por meio destas, o pesquisador pode verificar se os dados em estudo estão dentro de uma faixa de valores esperados, refletindo em boa precisão experimental (GARCIA, 1989).

A adequada definição de um tamanho ótimo de parcela contribui tanto para uma maior precisão na condução de experimentos, quanto na maximização das informações adquiridas, como consequência reduz o tempo de espera em resultados importantes ao desenvolvimento da cultura, bem como garantia de eficiência do procedimento experimental.

Na experimentação agropecuária a variabilidade é comumente demonstrada, por intermédio do coeficiente de variação experimental (CVe), permitindo concluir acerca da precisão experimental, em que o CVe, nada mais é, do que uma estimativa do erro

experimental relativo à média geral do ensaio. A precisão experimental está intimamente ligada ao CV, pois quanto menor os valores encontrados para CV, maior é a precisão experimental, garantindo maior a qualidade experimental, o que significa que foram encontradas poucas diferenças entre as estimações das médias (CRUZ *et al.*, 2012).

A principal vantagem de se utilizar o CV está em possibilitar a comparação de variáveis de composições distintas, bem como a comparação entre diversos estudos de mesma variável, permitindo a mensuração da precisão experimental. Algumas metodologias de classificação de coeficiente de variação foram propostas por Garcia (1989), Pimentel-Gomes (2009) e Costa *et al.* (2002).

É de fundamental importância o uso do número adequado de repetições, para que se reduza os efeitos do erro experimental (RAMALHO *et al.*, 2012) e tamanho ideal de parcelas, pois a precisão experimental é caracterizada pela qualidade em que os resultados serão inferidos (CATAPATTI *et al.*, 2008). De acordo com a teoria, quanto maior o número de repetições, mais precisa será a estimação do erro experimental (DAGNELIE, 1977), consequentemente maior será a precisão experimental, já que aumentar o número dos graus de liberdade do resíduo (erro experimental) garante maiores estimativas acerca dos resultados obtidos pelos tratamentos (ROSSETI, 2001).

Vale ressaltar que o número ideal de repetições e tamanho ótimo de parcela variam de acordo com o experimento, já que é totalmente dependente de muitos fatores como: variabilidade genética do material estudado e local em que será realizado o experimento. Em meio a muitos métodos utilizados para determinar o tamanho ótimo de parcelas, o Método da Máxima Curvatura e o Método de Inspeção Visual da Máxima Curvatura são os mais utilizados.

O estudo do crescimento de plantas tem ampla aplicação em pesquisas na área agropecuária, porquanto permite ao pesquisador a comparação do comportamento da planta ou de seus componentes relevantes, perante às várias particularidades de cada experimento (MAIA *et al.*, 2009). Ao modelar os dados de crescimento, tem-se por objetivo a obtenção de informações acerca dos parâmetros em que a curva é composta, para que assim se possa obter interpretações mais concretas desses parâmetros e de tal modo que seja possível construir um modelo padrão para as observações estudadas (CATERINA, 2017).

Os modelos de crescimento e produção, na área florestal, são comumente utilizados para representação simplificada da realidade de áreas florestais que envolvem tanto crescimento quanto mortalidade ou outras alterações da formação e estrutura de um determinado período de tempo (CATERINA, 2017).

Para tanto, diversos modelos lineares e não lineares são empregados a fim de retratar o crescimento no tempo (HERNÁNDEZ *et al.*, 2007). No entanto, vale ressaltar que modelos não lineares proporcionem parâmetros com interpretação biológica, o que auxilia o pesquisador na decisão final (MAIA *et al.*, 2009). Entre esses modelos não lineares, cita-se os modelos Logístico (NELDER, 1961), Von Bertalanffy (von BERTALANFFY, 1957) e Gompertz (WINSOR, 1932).

Nas curvas de crescimento a escolha do modelo que melhor as descreve é fundamentada na qualidade de seu ajuste aos dados, na interpretação biológica dos parâmetros e nos obstáculos computacionais para obtenção do ajuste.

Os objetivos do trabalho foram: a) recomendar uma tabela de classificação de variação para Eucalipto em casa de vegetação. b) calcular o tamanho ótimo de parcelas para experimentos em casa de vegetação com a cultura do eucalipto utilizando o método da máxima curvatura modificado. c) obter estimativas para os parâmetros dos modelos não lineares de curva de crescimento Logístico, Gompertz e Von Bertalanffy, aplicado aos dados provenientes da cultura do eucalipto, compará-los entre si, a fim de obter o modelo que melhor se adequa ao padrão de crescimento.

REFERÊNCIAS

ALFENAS, A. C. *et al.* **clonagem e doenças do eucalipto**. 2. ed. Viçosa: UFV, 2009.

AUER, C. G.; SANTOS, A. F. Principais doenças e seu controle. In: SANTAROSA, E.; PENTEADO JÚNIOR, J. F.; GOULART, I. C. G. R. **Cultivo de eucalipto em propriedades rurais**: diversificação da produção e renda. Brasília, DF: Embrapa, 2014. p.103-112.

CATAPATTI, T. R. *et al.* Tamanho de amostra e número de repetições para avaliação de caracteres agronômicos em milho-pipoca. **Ciência e Agrotecnologia**, Lavras, v. 3, n. 32, p.855-862, 2008.

CATERINA, G. L. **Curvas de crescimento de *Eucalyptus spp* em plantios de diferentes espaçamentos**. 2017. 82 f. Tese (Doutorado em Agronomia) – Faculdade de Ciências Agrônomicas, Universidade Estadual Paulista, Botucatu, 2017.

COSTA, N. H. A. D.; SERAPHIN, J. C.; ZIMMERMANN, F. J. P. Novo método de classificação de coeficientes de variação para a cultura do arroz de terras altas. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, DF, v. 37, n. 3, p. 243-249, 2002.

CRUZ, E. A. *et al.* Coeficiente de Variação Como Medida de Precisão em Experimentos com Tomate em Ambiente Protegido. **Enciclopédia Biosfera**, Goiânia, v. 8, n. 14, p.220-233, 2012.

DAGNELIE, P. **Théorie et méthodes statistiques**. Paris: Agromiques de Gembloux, 1977. 248 p.

GARCIA, C. H. **Tabelas para classificação do coeficiente de variação**. IPEF, 1989. 11 p.

HERNÁNDEZ, M. S. *et al.* Behavior of arazá (*Eugenia stipitata* Mc Vaugh) fruit quality traits during growth, development and ripening. **Scientia Horticulturae**, v. 111, p. 220-227, 2007. Doi:10.1016/j.scienta.2006.10.029.

HIGA, R. C. V.; WREGE M. S.; GARRASTAZU, M. C. **Espécies de eucalipto potenciais para reflorestamento no Estado do Paraná**, Brasília, DF: Embrapa, 2014.

JÚNIOR, J. E. P.; SANTAROSA, E.; GOULART, I. C. G. R. Histórico do cultivo de eucalipto. *In*: SANTAROSA, E.; PENTEADO JÚNIOR, J. F.; GOULART, I. C. G. R. **Cultivo de eucalipto em propriedades rurais: diversificação da produção e renda**. Brasília, DF: Embrapa, 2014. Cap. 1, p. 11-12.

MAIA, E. *et al.* Método de comparação de modelos de regressão não-lineares em bananeiras. **Ciência Rural**, Santa Maria, v. 5, n. 39, p.1380-1386, 2009.

NELDER, J. A. The fitting of a generalization of the logistic curve. **Biometrics**, Chichester, v. 17, p. 89-94, 1961.

PIMENTEL-GOMES, F. **Curso de Estatística Experimental**. 15. ed. Piracicaba: FEALQ, 2009. 451 p.

RAMALHO, M. A. P.; FERREIRA, D. F.; OLIVEIRA, A. C. **Experimentação em genética e melhoramento de plantas**. 3. ed. Lavras: UFLA, 2012. 328 p.

ROSSETTI, A. G. Precisão experimental e tamanho da área de experimentos de campo com fruteiras e outras plantas perenes arbóreas em função da unidade experimental e do número de repetições. **Revista Brasileira de Fruticultura**, Jaboticabal, v. 3, n. 23, p.704-708, 2001.

SISTEMA IBGE DE RECUPERAÇÃO AUTOMÁTICA – SIDRA. **Sistema de recuperação automática**. Rio de janeiro. 2017.

Von BERTALANFFY, L. Quantitative laws in metabolism and growth. **Quarterly Review of Biology**, v. 32, p. 218, 1957.

WINSOR, C. P. The Gompertz curve as a growth curve. **Proceedings of the National Academy of Science**, Toki, v.18, p.1-17, 1932.

2 REVISÃO DE LITERATURA

2.1 ORIGEM E DISTRIBUIÇÃO DO GÊNERO

Com origem na Austrália, Tasmânia e outras ilhas da Oceania (Figura 1), o gênero *Eucalyptus*, tem cerca de 730 espécies registradas. No entanto, aproximadamente 20 dessas são empregadas no comércio mundial atualmente (JÚNIOR; SANTAROSA; GOURLART, 2014).

Figura 1. Centro de origem do *Eucalyptus*



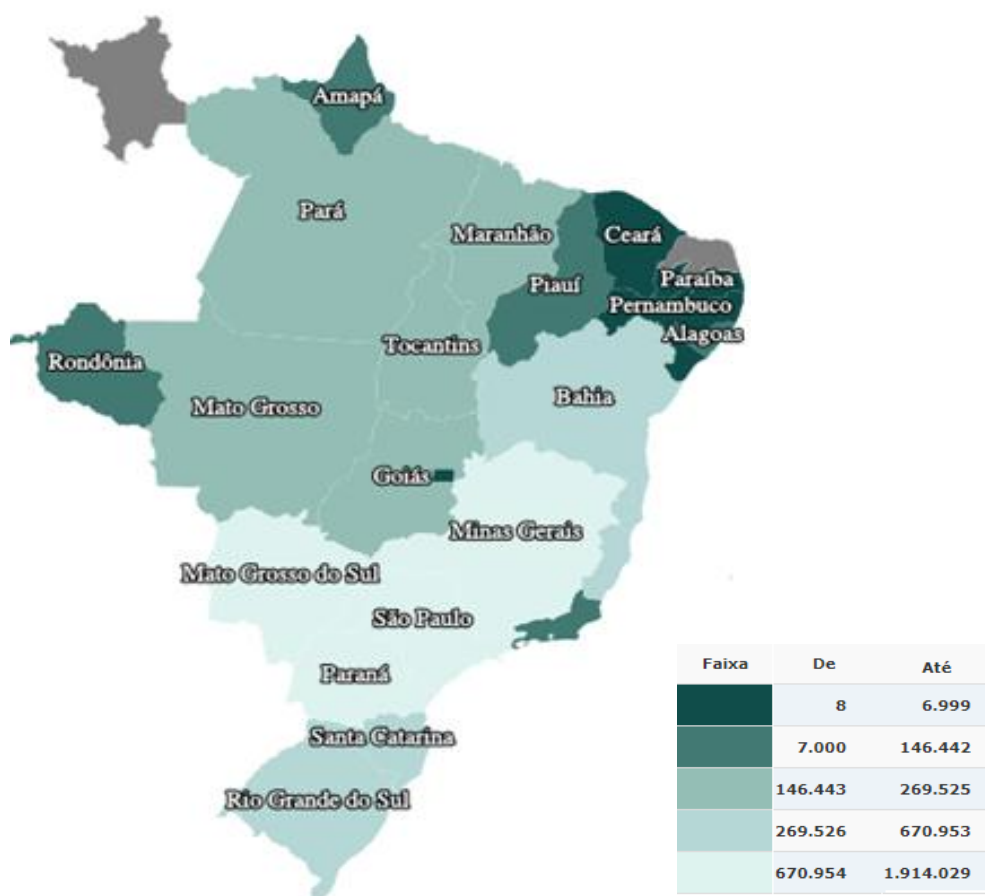
Fonte: CIA (2019)

No Brasil, existem relatos que o início do cultivo de eucalipto ocorreu em 1868 no estado do Rio Grande do Sul por incentivo de Joaquim Francisco de Assis, ex-governador do Rio Grande do Sul e ex-ministro da Agricultura do Brasil (FERREIRA, 1989). Mas, pode-se dizer que o marco inicial do desenvolvimento da cultura foi em 1904, quando Edmundo Navarro de Andrade, ministro interino da Agricultura no governo Getúlio Vargas, deu início aos estudos com o gênero, no Horto Florestal de Rio Claro – SP, a partir desta data pode-se dizer que a eucaliptocultura no Brasil passou a se desenvolver, a priori pelo uso de madeira de

espécies de Eucalipto como fonte de combustível, como por exemplo, a lenha; e pelo êxito na fabricação de papel e celulose (JÚNIOR; SANTAROSA; GOURLART, 2014).

Nos últimos anos evoluiu-se em tecnologia e gestão florestal na área de floresta plantada, que atingiu 7,84 milhões de hectares em 2016. O plantio de eucalipto abrange 5,7 milhões de hectares, representando 72,2% da área total (INDUSTRIA BRASILEIRA DE ÁRVORES – IBÁ, 2017), situados, sobretudo nos estados de Minas Gerais (1.914.029 hectares), Mato Grosso do Sul (1.117.740 hectares), São Paulo (884.607 hectares) e Paraná (670.954 hectares) (SIDRA, 2017) (Figura 2).

Figura 2. Plantio de eucalipto por estado (área total existente em 31/12 dos efetivos da silvicultura, em hectares).



Fonte: SIDRA (2017)

No Brasil, atualmente, as principais espécies utilizadas são o *Eucalyptus grandis* (celulose, serraria, móveis, lenha e carvão, laminação e caixotaria), o *Eucalyptus camaldulensis* (lenha e carvão, construções, óleos essenciais), o *Eucalyptus saligna* (celulose, serraria, móveis, lenha e carvão, laminação e caixotaria), o *Eucalyptus urophylla* (celulose,

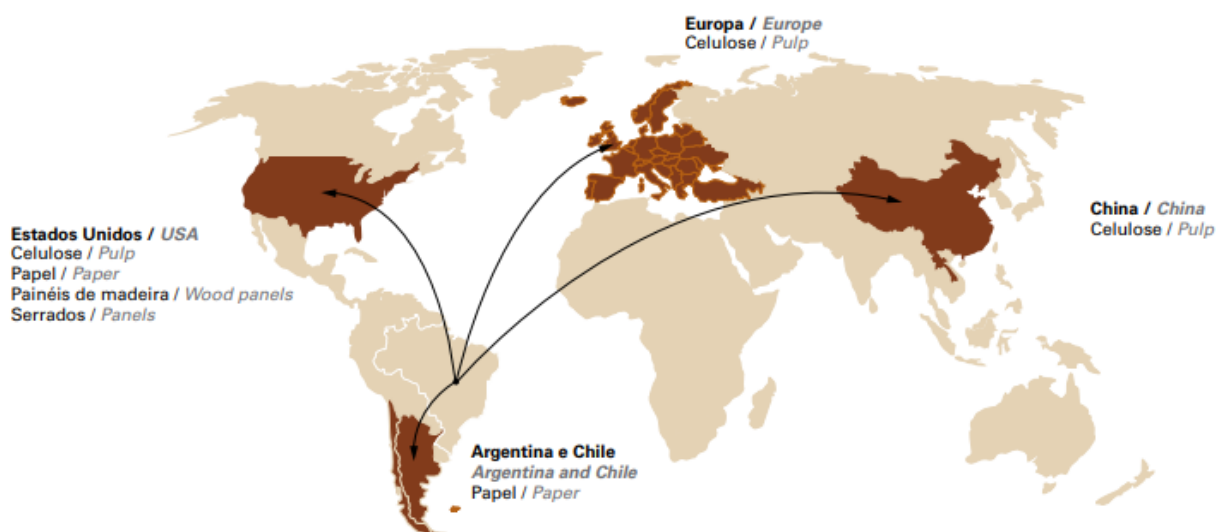
lenha e carvão e serraria), dentre outras. Também foram realizados cruzamentos entre as espécies como, *E. grandis* e *E. urophylla*, resultando no híbrido *Eucalyptus urograndis* (ANGELI; BARRICHELO; MULLER, 2005; LERAYER, 2008).

2.2 IMPORTÂNCIA ECONÔMICA DA CULTURA

As espécies de eucalipto estão sendo mais utilizadas devido ao seu desenvolvimento rápido e capacidade de se adaptar a várias regiões, bem como potencialidade no setor econômico, considerando-se a utilização de sua madeira bastante diversificada. Com custos baixos e investimento com altas taxas de retorno em relação a alta produção de madeira (média nacional de $41 \text{ m}^3 \text{ ha}^{-1} \text{ ano}^{-1}$, em períodos de corte próximos a sete anos), torna o cultivo do gênero um atrativo, o que confere grande competitividade dos seus produtos tanto no mercado interno quanto externo (JÚNIOR; SANTAROSA; GOURLART, 2014).

O Produto Interno Bruto (PIB), alcançou a marca de R\$ 71,1 bilhões, em 2016, no setor brasileiro de árvores plantadas, apesar de ter ocorrido um decréscimo de 3,3% em relação a 2015. Em tributos federais, o setor foi responsável por gerar R\$ 11,4 bilhões estaduais e municipais em 2015, correspondendo a 0,9% da arrecadação do País. No ano de 2016, o setor brasileiro de árvores plantadas atingiu a marca de US\$ 8,9 bilhões resultantes da exportação, sendo 51% do valor total representado pelas vendas para China e Europa (celulose), 18% para os Estados Unidos (celulose, papel, painéis de madeira e serrados), 16% para a América Latina (papel) e 15% para outros países (IBÁ, 2017) (Figura 3).

Figura 3. Principais destinos dos produtos do setor brasileiro de árvores plantadas, com base no valor de exportação



Fonte: IBÁ (2017)

No âmbito social, segundo a ABRAF (2013), o setor florestal foi responsável por gerar 4,4 milhões de empregos diretos (0,6 milhão), indiretos (1,3 milhão), bem como resultado do efeito-renda (2,4 milhões) em 2012 (Tabela 1).

Tabela 1. Estimativa do número de empregos diretos, indiretos e do efeito-renda mantidos pelos segmentos associados às florestas plantadas no Brasil em 2012

Segmento	Geração de empregos – Setor de Florestas Plantadas			
	Diretos	Indiretos	Efeito-Renda	Total
Silvicultura	139.614	569.194	365.143	1.073.951
Siderurgia e Carvão Vegetal	14.956	157.036	575.797	747.789
Madeira ¹	196.526	147.395	270.224	614.145
Móveis	113.418	85.064	155.950	354.431
Celulose e Papel	156.988	361.073	1.051.821	1.569.883
Total ²	621.502	1.319.762	2.418.935	4.360.199

Fonte: CAGED (2012)

¹Inclui madeira serrada, PMVA, laminados e compensados; ²Inclui apenas produtos derivados das florestas plantadas

2.3 EXIGÊNCIAS EDAFOCLIMÁTICAS

Para realizar o plantio do eucalipto, recomenda-se preferencialmente os solos profundos e bem drenados, o que favorece o desenvolvimento da árvore. Pois, independentemente da espécie utilizada, o eucalipto não se adequa a solos rasos, com camadas superficiais compactadas, principalmente em solos com riscos de encharcamento (SANTOS; PALUDZYSZYN FILHO, 2014).

A irrigação é necessária, na muda, logo no plantio, bem como a adubação, favorecendo seu estabelecimento e seu desenvolvimento na etapa inicial. Nas regiões que possuem histórico de déficit hídrico, sugere-se o uso de um gel para cultivo de mudas florestais, com o intuito de favorecer a retenção de umidade ao redor das raízes da planta (ANDRADE; BELLOTE; SILVA, 2014).

As espécies do gênero *Eucalyptus* não se adaptam ao clima temperado, pois são vulneráveis a temperaturas baixas. O eucalipto não resiste a temperaturas abaixo de -20 °C e a maior parte sofre danos com a temperatura abaixo de 0° C, sendo poucas as espécies que sobrevivem a temperaturas entre -15 °C e -18 °C. Apenas as espécies *E. dunni* e *E. benthamii* são resistentes ao frio, no entanto, apenas a espécie *E. benthamii* é indicada em climas de geadas intensas (HIGA; WREGE; GARRASTAZU, 2014).

2.4 PRINCIPAIS DOENÇAS

Entre as principais doenças que atingem o eucalipto citamos o Tombamento de plântulas e de mudas, Mofo cinzento, Mancha de *Cylindrocladium*, Mancha de *Mycosphaerella*, ferrugem, Oídio e Cancro.

2.4.1 Tombamento de plântulas e de mudas

Os principais fungos que podem causar o tombamento em eucalipto são espécies dos gêneros *Cylindrocladium*, *Botrytis* e *Rhizoctonia*. Tais fungos atacam a maioria das espécies de eucalipto. Esta doença advém de viveiros, especialmente da utilização de substratos, tubetes (Figura 4 A) e instalações com infestações, também podem ser relacionadas a irrigação com água contaminada por esses fungos (AUER; SANTOS, 2014).

2.4.2 Mofo cinzento

O agente causal desta doença é *Botrytis cinerea*. No país, a doença tem sido encontrada, principalmente nos estados de São Paulo, Rio Grande do Sul e Paraná, também frequente nos países: Chile, África do Sul e Uruguai (ALFENAS *et al.*, 2009). Esta doença, que tem como sintoma inicial o enrolamento das folhas e partes atacadas por mofo acinzentado (Figura 4 B), geralmente ocorre em viveiros na existência de produção das mudas em suspensão ou em canteiros com temperaturas amenas e umidade alta, e podem causar o tombamento das mudas, atacar a copa, causando a morte parcial ou total das plântulas (AUER; SANTOS, 2014).

2.4.3 Mancha de *Cylindrocladium*

Podendo ocorrer em plantios de eucalipto e em viveiros, os sintomas da doença começam pelo aparecimento de danos na cor marrom-avermelhadas nas folhas (Figura 4 C), seguidas de secamento e caimento das mesmas, podendo causar sérias lesões em árvores muito contaminadas (AUER; SANTOS, 2014). O agente causal da doença, o mesmo do tombamento das plântulas, é *Cylindrocladium candelabrum* (ALFENAS *et al.*, 2009). Os sintomas da Mancha de *Cylindrocladium* são encontrados em *Eucalyptus saligna*, *Eucalyptus benthamii*, *Eucalyptus grandis*, *Eucalyptus viminalis*, *Eucalyptus dunnii*, *Eucalyptus urophylla*, *Corymbia citriodora*, e também no híbrido *E. urograndis* (ALFENAS *et al.*, 2009; AUER; SANTOS, 2014).

2.4.4 Mancha de *Mycosphaerella*

Os principais fungos causadores da Mancha de *Mycosphaerella* são espécies dos gêneros *Mycosphaerellae* e *Teratosphaeria*, que pode ocorrer em plantios de eucalipto, em particular nas folhas de *Eucalyptus dunnii*, *Eucalyptus grandis*, *Eucalyptus urophylla* e seus híbridos (ALFENAS *et al.*, 2009; AUER; SANTOS, 2014). Os sintomas se iniciam com o aparecimento de manchas nas cores marrom-escura, marrom-clara ou palha nas folhas (Figura 4 D), que secam e caem (ALFENAS *et al.*, 2009). Podendo causar sérios danos as árvores.

2.4.5 Ferrugem

A Ferrugem ocorre em diversas espécies de eucalipto, principalmente em mudas e árvores com até 2 anos de idade. Seu agente causal é *Puccinia psidii*, possui sintomas de coloração amarela (Figura 4 E) sobre a área afetada (ALFENAS *et al.*, 2009), acarretando no baixo desenvolvimento das mudas e das árvores, podendo apresentar certa deformação do ponteiro, ocasionando perda de qualidade da madeira. Os maiores danos são encontrados em *Eucalyptus saligna* e *Eucalyptus grandis*, e no híbrido *E. urograndis* (AUER; SANTOS, 2014).

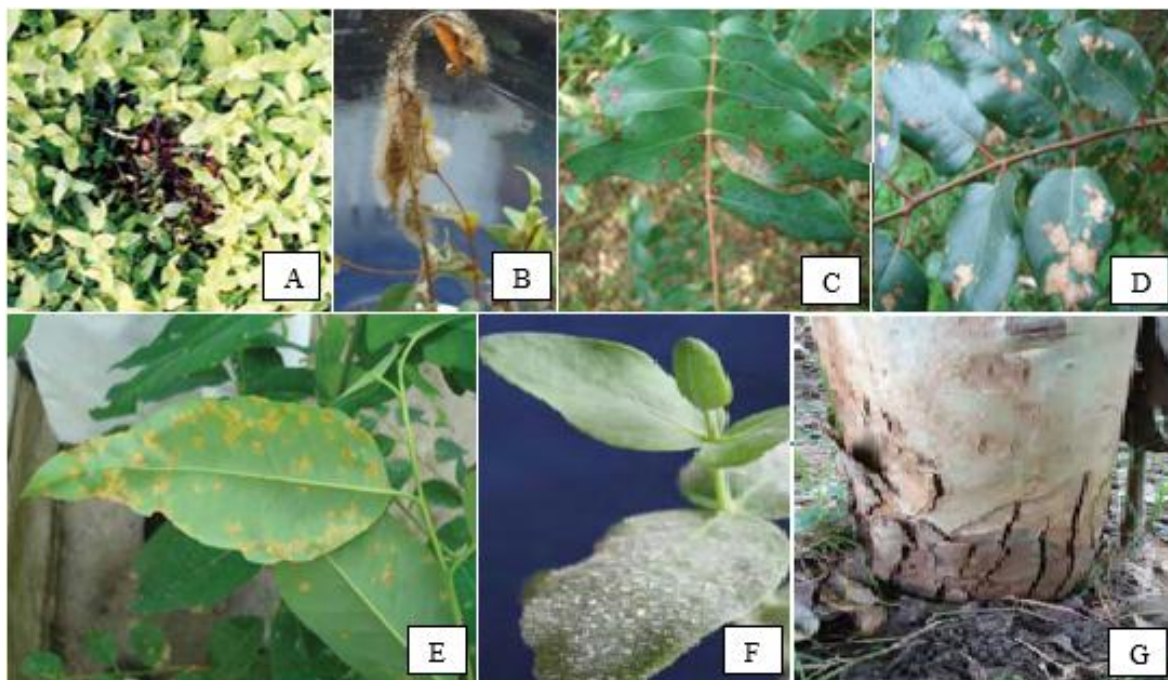
2.4.6 Oídio

A doença começa com a deformação nas nervuras das folhas, causando enrugamento tanto em folhas jovens quanto nas brotações, originando uma aparência de folhas acanoadas (Figura 4 F). O causador da doença pode ser *Podosphaera pannosa*, *Golovinomyces orontii* ou *Golovinomyces cichoracearum*. Em plantações de árvores jovens (até 1 ano de idade), a doença pode causar sintomas como os chamados envassouramento, que é o superbrotamento na parte terminal dos ramos (LEÃO, 2004) em plantas com altas taxas de infecção, o que reduz o crescimento (AUER; SANTOS, 2014). Esses sintomas podem ser encontrados em *Corymbia citriodora*, *Eucalyptus benthamii*, *Eucalyptus dunnii* e *Eucalyptus grandis* e seus híbridos (ALFENAS *et al.*, 2009; AUER; SANTOS, 2014).

2.4.7 Cancro

A infecção por esta doença pode ser demonstrada, comumente, após o sexto mês da plantação em campo. Em plantas jovens ou adultas causa morte da parte interna do tronco, podendo ocorrer em diversas alturas do tronco, no entanto com maior assiduidade na parte basal (Figura 4 G), o que reduz a sua produtividade (ALFENAS *et al.*, 2009). *Chrysoporthe cubensis* ou *Botryosphaeria dothidea* podem ser os causadores da doença. Os sintomas do Cancro podem ser encontrados em *Eucalyptus dunnii*, *Eucalyptus grandis*, *Eucalyptus benthamii*, e *Corymbia citriodora* (AUER; SANTOS, 2014).

Figura 4. Principais doenças do eucalipto



Fonte: Adaptado de Auer e Santos (2014)

2.5 DESCRIÇÃO DA ESPÉCIE ESTUDADA

O híbrido *Eucalyptus urograndis* (Figura 5) é resultado de um cruzamento entre *E. grandis* e *E. urophylla*. Por ser tolerante ao cranco que é causado pelo *Cryphonectria cubensis* (ZOBEL; WYK; STAHL, 1987) e alta produtividade, a clonagem do *E. urograndis* se tornou de grande importância no cultivo para fins comerciais no país, podendo alcançar cerca de 0,689 m³ (mais de 50 m³ ha⁻¹ ano⁻¹) em volumes individuais com casca (ASSIS, 2000).

Em áreas de clima tropical, o estresse hídrico é o agente de maior limitação de produtividade do eucalipto (STAPE *et al.*, 2010). O híbrido *E. urograndis* tolera bem essas condições, deste modo nessas regiões tem seu cultivo comercial predominante (SANTOS; PALUDZYSZYN FILHO, 2014).

Figura 5. Floresta de *E. urograndis*



Fonte: Pichelli (2016)

E. urograndis é o híbrido mais usado no Brasil para aquisição de celulose, por se mostrar altamente adequado à indústria de papel e celulose, proporcionando altos rendimentos e polpa com alta qualidade (GONÇALEZ *et al.*, 2014). O clone da espécie também é utilizado em pequenas áreas de plantio (via semente), com intuito de obter lenha, por apresentarem boa adaptabilidade, em relação ao crescimento das plantas, que proporcionam maior rentabilidade ao produtor; sendo *E. urograndis* com grande capacidade de rebrota (SANTOS; PALUDZYSZYN FILHO, 2014).

É a espécie mais utilizada em reflorestamento no país, mais precisamente nos Estados do Rio Grande do Sul, Pará, Espírito Santo, Bahia e Maranhão, e bastante comercializado no plantio em país como Congo, Colômbia, China, África do Sul e Venezuela (HIGA; WREGE; GARRASTAZU, 2014).

2.6 PRODUÇÃO DE MUDAS E MÉTODOS PROPAGATIVOS

Para obtenção de mudas, têm essencialmente duas técnicas: produção de mudas por meio de sementes e de estaquia (WENDLING, 2014).

2.6.1 Mudas por semente

A priori é importante avaliar a disponibilidade de semente e material adequado (sacos plásticos ou outro recipiente) para o plantio. A semente pode ser adquirida via árvores ou compradas de empresas especializadas na espécie arbórea. Os sacos devem ser preenchidos com solo em área previamente avaliada, garantindo bom desenvolvimento da cultura. Deve-se adicionar cerca de 5 sementes no recipiente, com irrigação duas vezes ao dia (SOUZA; SILVA; RIBASKI, 1981).

2.6.2 Mudas por estaquia

Mudas que são produzidas a partir de brotações por cepas das árvores, ou por meio de clones pré-selecionados que apresentem boas qualidades, bem como bom desenvolvimento ou resistências doenças. Chamadas de clones, estas mudas possuirão os mesmos atributos das árvores originais. Com esta técnica, é possível ao produtor ter um maior controle sobre os atributos das árvores, no entanto com valor comercial é maior. Com as mudas de clones é possível a obtenção de madeira com maior qualidade e plantios com elevada produtividade. Vale ressaltar, que para que as mudas tenham maior qualidade de campo, é necessário que sejam avaliadas com as mesmas condições do local ao qual farão o plantio (WENDLING, 2014).

2.7 VARIABILIDADE EXPERIMENTAL

Na grande maioria das pesquisas, a análise de variabilidade experimental é realizada por meio do coeficiente de variação (CV). Resultante da análise de um experimento, pode indicar o nível de precisão experimental (CARVALHO *et al.*, 2003), no entanto, o cálculo do CV, não leva em consideração o número de repetições a serem utilizados (PIMENTEL-GOMES, 2009).

O cálculo do CV, primeiramente desenvolvido por Karl Pearson (1857-1936), é uma medida referente a dispersão ou variabilidade dos dados, dado em porcentagem. O CV é calculado a partir de uma relação entre valores obtidos para média ($\bar{x}$) e desvio padrão (s) dos dados estudados (FONTELLES, 2012). Calculado por meio da fórmula:

$$CV = \frac{s}{\bar{x}} \times 100 \quad (1)$$

A medida em que se deseja a comparação da dispersão entre variáveis, com no mínimo duas amostras distintas, o desvio padrão poderá ser utilizado como parâmetro. Porém, o desvio não é suficiente para determinar se a variação é pequena ou grande. Aliás, para o cálculo do desvio padrão se faz necessário que todas as variáveis possuam a mesma unidade de medida, caso contrário, o desvio padrão não poderá ser calculado. Neste caso, deve-se utilizar o CV, uma vez que o CV não necessita de unidade de medida (FONTELLERES, 2012), sendo então, o CV uma medida de dispersão adimensional (FERREIRA, 1991).

O CV é bastante utilizado por pesquisadores que visam a comparação da variabilidade existente em seus resultados com as de outros pesquisadores que utilizaram materiais idênticos. Considerando que quanto menor é o coeficiente de variação, maior é a precisão experimental (BANZATTO; KRONKA, 2013).

Nesse contexto, alguns autores propuseram faixas de classificação do coeficiente de variação a fim de comparar os dados obtidos com a precisão experimental. Pressupondo a distribuição normal dos dados temos faixas de classificação de CV propostas por Garcia (1989) e Pimentel-Gomes (2009), pressupondo a não normalidade dos dados, temos faixas de classificação de CV propostas por Costa, Seraphin e Zimermann (2002).

2.7.1 Metodologia proposta por Garcia (1989)

Garcia (1989) afirma a necessidade da avaliação da natureza dos dados, bem como o número de repetições empregados ao experimento. Acreditando ser necessário mais do que apenas a média o autor propôs uma faixa de classificação de CV que relaciona medidas de dispersão ou de variabilidade (desvio e CV). Para tanto, levou em consideração tanto os dados da área agrícola quanto variáveis distintas contidas na área florestal (experimentação florestal). Para a pesquisa, foram utilizados dados provenientes da cultura do eucalipto e pinus, considerando as variáveis separadamente (GARCIA, 1989). Determinando a faixa de classificação em baixo, médio, alto e muito utilizando os valores médios de CV mais ou menos o desvio padrão da seguinte maneira:

- i) Baixo = Valores menores que CV médio menos 2s;
- ii) Médio = Valores entre CV médio mais ou menos 1s;
- iii) Alto = Valores entre CV médio mais 1s e CV médio mais 2s;
- iv) Muito Alto = Valores maiores que CV médio mais 2s.

2.7.2 Metodologia proposta por Pimentel-Gomes (2009)

Para a pesquisa, foram utilizados vários ensaios agrícolas. Todavia, a classificação de CV proposta por Pimentel-Gomes (2009) é a mais utilizada em diversas áreas de pesquisa, contudo é geral e não leva em consideração a natureza do experimento ou cultura estudada, tampouco a variável em estudo, o que podem ser determinantes para uma interpretação adequada das acerca da avaliação (GARCIA, 1989). A classificação do coeficiente de variação, segundo o autor, se enquadra nas faixas de baixo, médio, alto e muito alto da seguinte maneira:

- i) Baixo: Valores de CV menores que 10%;
- ii) Médio: Valores de CV entre 10% e 20%;
- iii) Alto: Valores de CV entre 20% e 30%
- iv) Muito Alto: Valores de CV maiores que 30%.

2.7.3 Metodologia proposta por Costa, Seraphin e Zimmermann (2002)

Para os autores quando os dados não seguem distribuição normal, a utilização do pseudo sigma em substituição ao desvio padrão amostral e média, o cálculo será mais robusto. Porém, caso os dados se assemelhem a distribuição normal, o pseudo-sigma produzirá uma estimativa para o desvio padrão populacional sendo bem próxima ao desvio padrão amostral. Os autores utilizaram dados provenientes de experimentos com a cultura de arroz. Para a definição das faixas de classificação do CV, foram utilizados a mediana (Md) e pseudo-sigma (PS) (TUKEY, 1977; HOAGLIN *et al.*, 1983; BLANXART *et al.*, 1992), consideradas mais robustas. Sendo $Md = \frac{(Q_1 + Q_3)}{2}$ é a mediana dos coeficientes de variação para o primeiro (Q_1) e terceiro quartil (Q_3), sendo delimitados por 25% em cada extremidade da distribuição e $PS = \frac{IQR}{1,35}$. IQR representa a amplitude interquartílica, sendo que o IQR indica o quão distantes os dados estão da mediana.

Sendo assim, a faixa de classificação de CV foi elaborada da seguinte maneira:

- i) Baixo = Valores de CV menores que $Md - 1PS$;
- ii) Médio = Valores de CV entre Md mais ou menos $1PS$;
- iii) Alto = Valores de CV entre Md mais $1PS$ e Md mais $2PS$;
- iv) Muito Alto = Valores de CV maiores que Md mais $2PS$.

2.8 TAMANHO DE PARCELA, ENSAIO EM BRANCO E PRECISÃO EXPERIMENTAL

Para que sejam realizadas inferências corretas de um experimento, devem ser controlados fatores que não sejam objeto de estudo e que possam interferir no resultado, e, por mais que se tome o devido cuidado de controlar essas fontes de variação, o erro experimental sempre estará presente. Deste modo, é de suma importância que a realização dos experimentos seja realizada com a máxima precisão possível, para que os resultados encontrados sejam confiáveis, e assim reduzir os efeitos da heterogeneidade (fonte do erro experimental) na área experimental (STORCK *et al.*, 2011; RAMALHO *et al.*, 2012).

Na experimentação agropecuária, é importante o adequado planejamento de experimentos. Para que os planejamentos experimentais sejam adequados, torna-se necessário o dimensionamento correto do tamanho de parcela e a definição do número de amostras. Pois ao planejar o experimento, o pesquisador deve conhecer os locais que podem gerar diferentes combinações entre tamanho de parcela, número de tratamentos e número de repetições, pois estas poderão vir a resultar em vários níveis de precisão. Ou seja, é necessário que se conheça a variabilidade do material e área experimental, área disponível, tempo, mão de obra e recursos financeiros, bem como a adequada estatística que avaliará a precisão do experimento (CARGNELUTTI FILHO *et al.*, 2014), apenas conhecendo todas essas variáveis poderão ser fornecidas informações referentes ao delineamento experimental, tamanho de parcela, e número de repetições se serão utilizados para que se defina adequadamente o planejamento de acordo com a precisão pretendida (CARGNELUTTI FILHO *et al.*, 2018)

Diversos métodos são utilizados para estimação do tamanho ótimo de parcela, em sua maioria, utilizam ensaios de uniformidade. Nos ensaios de uniformidade ou ensaios em branco, não são aplicados tratamentos, geralmente são utilizados tratamentos culturais e recomendações para cada espécie na região em que a pesquisa é realizada. Uma das funções do ensaio em branco é a estimativa de estatísticas que forneçam dados para o cálculo do tamanho ótimo de parcela e número de repetições (STORCK *et al.*, 2011; RAMALHO *et al.*, 2012). Por meio desses ensaios é possível estimar a heterogeneidade da área experimental (CARGNELUTTI FILHO *et al.*, 2014), pois sobre a área total é plantada uma única espécie, o que auxilia na verificação de variabilidade no experimento.

Viana *et al.* (2002) com a cultura da mandioca, utilizou os métodos da máxima curvatura, da máxima curvatura modificado e o método da comparação de variâncias. Paranaíba (2009) utilizou o método da curvatura máxima do coeficiente de variação, inspeção

visual da curvatura máxima e modelo linear segmentado com platô com as culturas da mandioca, trigo e arroz. Peixoto, Faria e Moraes (2011) trabalharam com o modelo linear e quadrático segmentado com platô com a cultura do maracujazeiro.

Atualmente, os métodos mais utilizados na estimação do tamanho ótimo de parcela, são o método da máxima curvatura a partir dos coeficientes de variação (CV) e seus respectivos tamanhos de parcela (SMITH, 1938) e o método da máxima curvatura modificado, que a partir da derivação da função $CV_{(x)} = aX^{-b}$, calcula o tamanho de parcela (MEIER; LESSMAN, 1971).

2.9 MODELOS DE REGRESSÃO LINEARES E NÃO LINEARES

Modelos de regressão são comumente utilizados quando se deseja avaliar a relação entre o comportamento de variáveis aleatórias e variáveis explicativas (variável aleatória em função de condicionantes x). Os modelos permitem a explicação, de no mínimo, uma parte do comportamento das variáveis aleatórias; a estimação da influência das variáveis explicativas em relação as variáveis aleatórias; elege, por intermédio de determinado critério, as variáveis explicativas relevantes; prediz o comportamento da variável aleatória para situações observadas ou não, das variáveis explicativas, bem como a avaliação acerca de incertezas que possam ser associadas a esse procedimento. Modelos de regressão são amplamente utilizados, possivelmente, a mais adotada em meio as metodologias estatísticas (ZEVIANI; JÚNIOR; BONAT, 2013).

Em modelos lineares, bem como em modelos não lineares, objetiva-se a identificação e determinação da associação entre as variáveis explicativas e variáveis resposta. Contudo, ao passo em que os modelos lineares determinam relações empíricas (de modo geral), na maioria das vezes os modelos não-lineares são movidos pelo conhecimento a respeito da relação entre essas variáveis. Deste modo, por meio de dados obtidos por observação ou dados experimentais, são empregados em diferentes áreas em que relações biológicas, físicas, cinéticas, entre outras, visam seu estabelecimento a partir de funções lineares, devendo ter seus parâmetros estimados (ZEVIANI; JUNIOR; BONAT, 2013).

A regressão linear é comumente utilizada quando se deseja estudar a relação entre duas ou mais variáveis mutuamente (LIZZI *et al.*, 2016). Utilizada amplamente em situações práticas, torna-se uma das primeiras maneiras de se avaliar a regressão, a ser analisada com rigor. O que pode acontecer devido aos modelos dependerem da forma linear de seus parâmetros, serem relativamente mais simples de ajustar do que modelos não lineares aos seus

parâmetros, visto que as características estatísticas dos estimadores consequentes são mais simples de determinar. O modelo linear pode ser descrito da seguinte maneira (SILVA NETO, 2014):

$$Y_i = \theta_0 + \theta_1 X_i + \varepsilon_i, \quad i = 1, \dots, n \quad (2)$$

sendo X_i cada observação da variável explicativa X ; θ_0 é determinado pelo coeficiente linear da reta (ponto inicial para a variável Y); θ_1 é determinado pelo coeficiente angular da reta (o grau que a reta faz com o eixo X), também representa o quão aumenta, ou diminui, o valor de Y em relação a X e ε_i representado pelo erro associado a cada observação em relação a reta de regressão linear.

Modelos de regressão que não são representadas por uma função linear dos parâmetros, são denominadas modelos de regressão não linear (ZEVIANI, 2009). Em modelos não lineares, temos que ao menos uma de suas derivadas parciais de uma função f comparados aos parâmetros é dependente de ao menos um dos parâmetros do modelo (BATES; WATTS, 1988).

Segundo Bates e Watts (1988), a fim de auxiliar na obtenção dos parâmetros, os modelos não lineares são linearizados. O modelo de regressão não linear pode ser descrito da seguinte maneira (SILVA NETO, 2014):

$$Y_i = f(X_i, \theta) + \varepsilon_i, \quad i = 1, \dots, n \quad (3)$$

em que Y_i : variável resposta; $f(\cdot)$: função não linear contínua, com forma conhecida, do vetor de variáveis explicativas X_i , e dos parâmetros desconhecidos θ ; ε_i : erro associado a cada observação.

A utilização de modelos não lineares em trabalhos que empregam o crescimento de alguma unidade num determinado período de tempo, como variável resposta, acarretam em uma performance suficiente na modelagem dos dados. Tais modelos são versáteis na incorporação de informações acerca do processo de crescimento, pois não demonstram linearidade em seus parâmetros, e também por possuírem uma interpretação que leva em consideração as características físicas ou biológicas do conjunto de dados. Nesse contexto, denominam-se curvas de crescimento (CATERINA, 2017).

Por meio de ajustes de funções não lineares, é possível resumir as informações obtidas no período de avaliação, ou seja, promovendo um fácil entendimento acerca dos resultados dentro de um pequeno conjunto de informações obtidas, acerca de atributos relevantes do crescimento (RODRIGUES *et al.*, 2007; OLIVEIRA; LÔBO; PEREIRA, 2000).

2.10 CURVAS DE CRESCIMENTO

De modo geral, a palavra crescimento caracteriza o aumento das dimensões. Para árvores e povoamentos florestais, exclusivamente, refere-se ao processo tanto na alteração da forma quanto no tamanho da árvore, que é expresso ao longo do tempo (CAMPOS e LEITE, 2009). Segundo Scolforo (1998) o crescimento de uma árvore é representado pelo engrossamento e aumento de raízes, troncos, galhos e folhas.

A ideia de curva de crescimento remete às curvas de funções sigmoidais, que são representadas pelo comportamento em que as dimensões são medidas ao longo do tempo. Por esta curva é possível observar as três fases de desenvolvimento de um determinado povoamento florestal, são elas: fase juvenil, que chega até o ponto de inflexão da curva; a fase de maturidade, correspondente ao ponto de inflexão até o ponto de máxima tangência e a fase de senescência, a partir do ponto de tangência em diante (ASSMANN, 1970; FINGER, 1992).

As curvas que determinam o quanto a floresta de determinada cultura cresceu no ano são chamadas de curvas de incremento corrente anual (ICA), e as que determinam o crescimento médio no ano ao fim de cada ciclo chamadas de incremento médio anual (IMA) são de grande importância no manejo florestal (ASSMANN, 1970).

Tais curvas guiam o produtor ou pesquisador na determinação da idade ideal de corte, sugerindo que o corte da floresta deva ser quando esta alcançar a idade de máximo IMA (RODRIGUES, 1991). Ao modelar os dados de crescimento, torna-se meta a obtenção de informações acerca dos parâmetros das quais a curva é composta, para que assim se possa obter a compreensão física dos parâmetros e assim construir um modelo padrão das observações a serem estudadas. O comportamento das curvas de crescimento pode ser modelado por diversas funções de crescimento, sendo algumas delas os modelos Logístico (NELDER, 1961), Von Bertalanffy (von BERTALANFFY, 1957) e Gompertz (WINSOR, 1932).

Para que se possa comparar as metodologias empregadas pode-se utilizar alguns critérios de seleção como o Critério de Informação de Akaike (AIC), proposto por Akaike (1973) e Critério de Informação Bayesiana (BIC), proposto por Schwarz (1978) e modificado por Carlin e Louis (2000). O AIC visa a estimação do modelo correto para os dados, sendo o menor valor de AIC considerado o mais próximo da realidade (hipotético) (AKAIKE, 1974). O BIC é utilizado quando se considera a densidade posteriormente aos parâmetros do modelo ajustado, além disso, os menores valores de BIC selecionam modelos ideais no ambiente

estatístico (SILVA NETO, 2014). Portanto, os menores valores de AIC e BIC apresentados por um ou mais modelos serão considerados os mais adequados.

A fim de analisar a influência das observações na estimação dos parâmetros, sugere-se a utilização da Distância de Cook, proposta por Cook (1977), para modelos de comportamento normal linear e ligeiramente assimilada e estendida a classes distintas de modelos, consistindo na definição de classes de modelos com comportamento normal não linear (MATTOS, 2013).

2.10.1 Modelo Logístico, modelo de Von Bertalanffy e modelo de Gompertz

O modelo Logístico é comumente utilizado para descrever o crescimento em relação ao tamanho de populações (PRAGER *et al.*, 1989; BORGES, 2008). O modelo apresenta formato sigmoidal, bem como ponto de inflexão, e é nesse ponto que acontece a alteração de concavidade da curva e a taxa de crescimento decresce. Em relação ao ponto de inflexão, o modelo Logístico é simétrico (FERNANDES *et al.*, 2013).

O modelo de crescimento de Von Bertalanffy (Figura 6 b) se dá a partir da taxa de crescimento, o aumento do tamanho por elemento de tempo, diminui conforme o tamanho da planta aumenta e que essa diminuição é linear, ou seja, essa taxa de crescimento é uma função linear do comprimento da planta que diminui com o tempo. Por esse motivo, a taxa de crescimento rápida da planta é adequada ao comprimento que lhe falta para alcançar um tamanho máximo assintótico (à medida que a planta vai alcançando o comprimento máximo assintótico a taxa de crescimento se aproxima de zero). O modelo mais fácil que representa essa diminuição linear da taxa de crescimento em relação a idade, é uma equação diferencial não homogênea (linear) com dois parâmetros e condição inicial (QUINN II e DERISO, 1999).

O modelo de Gompertz (Figura 6 c) é uma curva de função sigmoidal e análoga a curva de crescimento do modelo Logístico. Contudo, o que as torna diferentes é que o modelo de Gompertz apresenta um crescimento em que a taxa relativa diminui de forma exponencial em função do tempo. Ao contrário do modelo Logístico, a curva de crescimento para o modelo de Gompertz não é simétrica no ponto de inflexão (BORGES, 2008).

As formas mais gerais dos modelos são:

i) Logístico:

$$y_t = \alpha(1 + \beta e^{-kt})^{-m} + \varepsilon \quad (4)$$

ii) Von Bertalanffy:

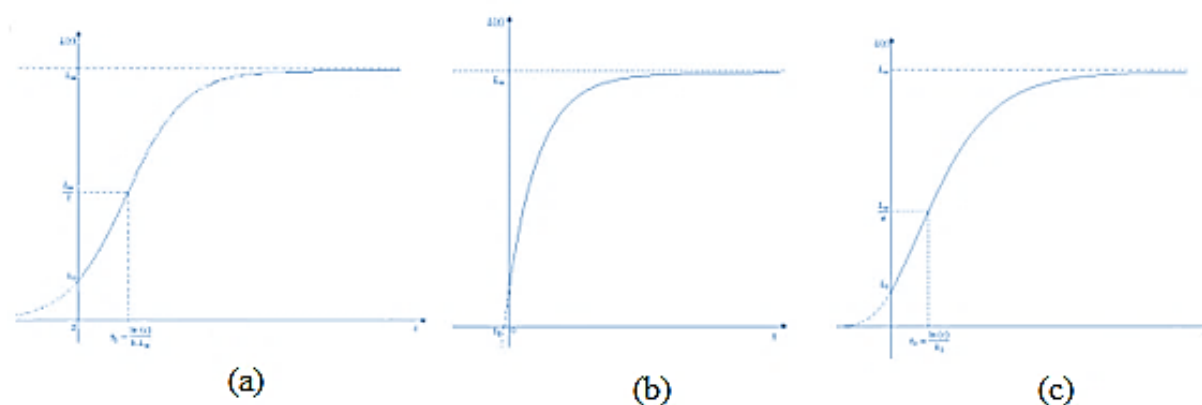
$$y_t = \alpha(1 - \beta e^{-kt})^3 + \varepsilon \quad (5)$$

iii) Gompertz:

$$y_t = \alpha e^{-\beta e^{-kt}} + \varepsilon \quad (6)$$

em que, y_t : resposta média, α : parâmetro que determina o valor assintótico da curva (valor médio livre das variações sazonais), β : constante relacionada aos valores iniciais (que indica a proporção do crescimento assintótico a ser ganho), k : taxa de crescimento da variável de interesse (determinando a eficácia do crescimento), t : tempo em meses, m : parâmetro que determina a forma da curva nos modelos e por conseguinte gera o ponto que passará de uma etapa de crescimento inibitório, sugerindo que o ponto em que ele passa a crescer com baixa eficácia; ε : resíduo no tempo, independente e com distribuição normal.

Figura 6. Formas gerais das curvas de crescimento dos modelos Logístico, Von Bertalanffy e Gompertz.



Fonte: Adaptado de Borges (2008)

A estimação dos parâmetros dos modelos se deu pelo método dos mínimos quadrados, levando-se em consideração a técnica dos mínimos quadrados ordinários, com o auxílio do método iterativo de Newton-Raphson. Além disso, obteve-se os coeficientes de determinação e foi realizada a análise gráfica do modelo selecionado com o intuito de constatar a qualidade do ajuste (HOUSEHOLDER, 1953).

REFERÊNCIAS

ASSOCIAÇÃO BRASILEIRA DE PRODUTORES DE FLORESTAS PLANTADAS – ABRAF. **Anuário estatístico da ABRAF 2013**: ano base 2011. Viçosa, 2013. 148 p.

AKAIKE, H. A new look at the statistical model identification. **IEEE Transactions on Automatic Control**, Boston, v.19, n.6, p.716-723, 1974.

ALFENAS, A. C. *et al.* **Clonagem e Doenças do Eucalipto**. 2. ed. Viçosa: UFV, 2009.

ANDRADE, G. C.; BELLOTE, A. F. J.; SILVA, H. D. Implantação de cultivos de eucalipto. *In: SANTAROSA, E.; PENTEADO JÚNIOR, J. F.; GOULART, I. C. G. R. Cultivo de eucalipto em propriedades rurais: diversificação da produção e renda*. Brasília, DF: Embrapa, 2014. p. 43-54.

ANGELI, A.; BARRICHELO, L. E. G; MULLER, P. H. Indicações para escolha de espécies de *Eucalyptus*. *In: INSTITUTO DE PESQUISAS E ESTUDOS FLORESTAIS - IPEF. Identificação de Espécies Florestais*. Piracicaba, 2005.

ASSIS, T. D. **Production and use of Eucalyptus hybrids for industrial purpose**. *In: QFRI/CRC-SPF SYMPOSIUM*, 2000, Noosa, Queensland. Hybrid breeding and genetics of forest trees: proceedings. Brisbane: Department of Primary Industries, 2000. p. 14-26.

ASSMANN, E. **Principles of forest yield study**. New York: Pergamon Press, 1970. 506 p.

AUER, C. G.; SANTOS, A. F. Principais doenças e seu controle. *In: SANTAROSA, E.; PENTEADO JÚNIOR, J. F.; GOULART, I. C. G. R. Cultivo de eucalipto em propriedades rurais: diversificação da produção e renda*. Brasília, DF: Embrapa, 2014. p. 103-112.

BANZATTO, D. A.; KRONKA, S. D. N. **Experimentação Agrícola**. 4. ed. 2013.

BATES, D. M.; WATTS, D. G. **Nonlinear Regression Analysis and Its Applications**. John Wiley & Sons, 1988.

BLANXART, M. F.; COSIALLS, L.; OLMOS, J.; PUIG, R.; OSET, J. **Análises exploratório de datos: nuevas técnicas estadísticas**. 1992. 296 p.

BORGES, A. I. C. **Interface “Comparação de Curvas de Crescimento”**: Aplicação Informática para o auxílio na comparação de Curvas de Crescimento de populações de peixes. 2008. 122 f. Dissertação (Mestrado em Matemática) –Faculdade de Ciências da Universidade do Porto, Porto, 2008.

CADASTRO GERAL DE EMPREGADOS E DESEMPREGADOS – CAGED. **CAGED**. 2012. Disponível em: <http://pdet.mte.gov.br/caged?view=default>. Acesso em: 22 jun. 2019.

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

CARGNELUTTI FILHO, A. *et al.* Precisão experimental relacionada a tamanhos de parcelas, números de tratamentos e repetições em nabo forrageiro. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, DF, v. 49, n. 6, p.428-439, 2014.

CARGNELUTTI FILHO, A. Plot size related to numbers of treatments and replications, and experimental precision in dwarf pigeon pea. **Bragantia**, Campinas, v. 77, n. 2, p. 212-220, 2018. Doi: <http://dx.doi.org/10.1590/1678-4499.2017085>.

CARLIN, B. P.; LOUIS, T. A. Empirical Bayes: Past, present and future. **Journal of the American Statistical Association**, Alexandria, v. 95, n. 452, p. 1286-1289, 2000.

CARVALHO, C. G. P. Proposta de classificação dos coeficientes de variação em relação à produtividade e altura da planta de soja. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, DF, v. 38, n. 2, p. 187-193. 2003.

CATERINA, G. L. **Curvas de crescimento de *Eucalyptus spp* em plantios de diferentes espaçamentos**. 2017. 82 f. Tese (Doutorado em agronomia) – Faculdade de Ciências Agrônomicas, Universidade Estadual Paulista, Botucatu, 2017.

CENTRAL INTELLIGENCE AGENCY – CIA. **OCEANIA**. 2019. Disponível em: https://www.cia.gov/library/publications/the-world-factbook/graphics/ref_maps/physical/pdf/oceania.pdf. Acesso em: 22 jun. 2019.

COOK, R. D. **Detection of influential observation in linear regression**. *Technometrics*, JSTOR, p. 15-18, 1977.

COSTA, N. H. A. D.; SERAPHIN, J. C.; ZIMMERMANN, F. J. P. Novo método de classificação de coeficientes de variação para a cultura do arroz de terras altas. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, DF, v. 37, n. 3, p. 243-249, 2002.

FERNANDES, T. J. *et al.* Seleção de modelos não lineares para a descrição das curvas de crescimento do fruto do cafeeiro. **Coffee Science**, Lavras, v. 2, n. 9, p.207-215, 2014.

FERREIRA, C. A. **Nutritional aspects of the management of *Eucalyptus* plantations on poor sandy soils of the Brazilian Cerrado region**. 1989. 193 f. Thesis (Doctor of Philosophy) – Oxford University, Oxford, 1989.

FERREIRA, P. V. **Estatística experimental aplicada à agronomia**. Maceió: EDUFAL, 1991. 437 p.

FINGER, C. A. G. **Fundamentos de biometria florestal**. Santa Maria: CEPEF/FATEC, 1992. 269 p.

GARCIA, C. H. **Tabelas para classificação do coeficiente de variação**. Piracicaba: IPEF, 1989. 11 p.

GONÇALEZ, J. C. *et al.* Relações entre dimensões de fibras e de densidade da madeira ao longo do tronco de *Eucalyptus urograndis*. **Scientia Forestalis**, Piracicaba, v. 42, n. 101, p. 81-89, 2014.

HIGA, R. C. V.; WREGE, M. S.; GARRASTAZU, M. C. Espécies de eucalipto potenciais para reflorestamento no Estado do Paraná. In: SANTAROSA, E.; PENTEADO JÚNIOR, J. F.; GOULART, I. C. G. R. **Cultivo de eucalipto em propriedades rurais: diversificação da produção e renda**. Brasília, DF: Embrapa, 2014. Cap. 4. p. 27-40.

HOAGLIN, D.; MOESTELLER, F.; TUKEY, J. **Understanding robust and exploratory data analysis**. New York: Wiley, 1983. 447 p.

HOUSEHOLDER, A. S. **Principles of numerical analysis**. New York: McGraw Hill, 1953. 302 p.

INDÚSTRIA BRASILEIRA DE ÁRVORES – IBÁ. **Relatório IBÁ 2017**. Brasília, DF, 2017.

JÚNIOR, J. E. P.; SANTAROSA, E.; GOULART, I. C. G. R. Histórico do cultivo de eucalipto. In: SANTAROSA, E.; PENTEADO JÚNIOR, J. F.; GOULART, I. C. G. R. **Cultivo de eucalipto em propriedades rurais: diversificação da produção e renda**. Brasília: Embrapa, 2014. Cap. 1, p. 11.

LEÃO, P. C. S. **Cultivo da videira**. Brasília, DF: Embrapa, 2004. 79 p.

LERAYER, A. **Guia do Eucalipto: oportunidades para um desenvolvimento sustentável**. São Paulo: Conselho de Informações sobre Biotecnologia, 2008.

MEIER, V. D.; LESSMAN, K. J. Estimation of optimum field plot shape and size for testing yield in crambe abyssinica hochst.1. **Crop Science**, Madison, v. 11, n. 5, p. 648, 1971.

LIZZI, E. A. S. *et al.* Algumas considerações práticas sobre a precisão dos estimadores de mínimos quadrados e máxima verossimilhança para os parâmetros de regressão linear normal. **Ciência e Natura**, Santa Maria, v. 1, n. 38, p. 55-70, 2016.

MATTOS, T. B. **Modelos Não Lineares e suas Aplicações**. 2013. 58f. Trabalho de Conclusão de Curso (Graduação em Estatística) –Universidade Federal de Juiz de Fora, Juiz de Fora, 2013.

NELDER, J.A. The fitting of a generalization of the logistic curve. **Biometrics**, Chichester, v. 17, p. 89-94, 1961.

OLIVEIRA, H. N.; LÔBO, R. B.; PEREIRA, C. S. Comparação de modelos não-lineares para descrever o crescimento de fêmeas da raça Guzerá. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, DF, v. 35, n. 9, p.1843-1851, 2000.

PARANAÍBA, P. F.; FERREIRA, D. F.; DE MORAIS, A. R. Tamanho ótimo de parcelas experimentais: proposição de métodos de estimação. **Revista Brasileira de Biometria**, v. 27, n. 2, p. 255–268, 2009

PEIXOTO, A. P. B.; FARIA, G. A.; MORAIS, A. R. Modelos de regressão com platô na estimativa do tamanho de parcelas em experimento de conservação in vitro de maracujazeiro. **Ciência Rural**, Santa Maria, v. 41, n. 11, p.1907-1913, 2011.

PICHELLI, K. R. **Plantio de eucalipto para energia**. In: Brasília, DF: Embrapa Florestas, 2016.

PIMENTEL-GOMES, F. **Curso de estatística experimental**. 15. ed. Piracicaba: FEALQ, 2009. 451 p.

PRAGER, M. H.; SAILA, S. B.; RECKSIEK, C. W. **Fishparm**: a microcomputer program for parameter estimation of nonlinear models in fishery science. techreport, Old Dominion University Oceanography. Technical Report 87-10, second edition. 1989.

QUIN II, TERRANCE J., DERISO, RICHARD B. **Quantitative fish dynamics**. New York: Oxford University, 1999.

RAMALHO, M. A. P.; FERREIRA, D. F.; OLIVEIRA, A. C. **Experimentação em genética e melhoramento de plantas**. Lavras: UFLA, 2012. 305 p.

RODRIGUEZ, L. C. E. Gerenciamento da produção florestal. **Documentos Florestais**, Brasília, DF, v. 13, p. 1-41, 1991.

RODRIGUES, M. L. Curva de Crescimento em rã-touro na fase de recria. **Archivos de Zootecnia**, Córdoba, v. 214, n. 56, p. 125-136, 2007.

SANTOS, P. E. T.; PALUDZYSZYN FILHO, E. Critérios para escolha de eucaliptos para plantio. In: SANTAROSA, E.; PENTEADO JÚNIOR, J. F.; GOULART, I. C. G. R. **Cultivo de eucalipto em propriedades rurais: diversificação da produção e renda**. Brasília, DF: Embrapa, 2014. Cap. 3. p. 23-26.

SCOLFORO, J. R. S. **Modelagem do crescimento e da produção de florestas plantadas e nativas**. Lavras: UFLA / FAEPE, 1998. 453 p.

SCHWARZ, G. *et al.* Estimating the dimension of a model. **The annals of statistics**, Shaker Heights, v. 6, n. 2, p. 461-464, 1978.

SISTEMA IBGE DE RECUPERAÇÃO AUTOMÁTICA – SIDRA. **Sistema de Recuperação Automática**. Rio de Janeiro, 2017. Disponível em: <https://sidra.ibge.gov.br/Tabela/5930>. Acesso em: 22 jun. 2019.

SILVA NETO, J. S. **Comparação de modelos de crescimento aplicados a cultura do mamoeiro**. 2014. 34 f. Trabalho de Conclusão de Curso (Graduação em Estatística) – Universidade Estadual da Paraíba, Campina Grande, 2014.

SMITH, H. F. An empirical law describing heterogeneity in the yields of agricultural crops. **Journal of Agricultural Science**, Cambridge, v. 28, p. 1–23, 1938.

SOUZA, S. M.; SILVA, H. D.; RIBASKI, J. **Como produzir mudas de eucalipto**. Petrolina: Embrapa, 1981.

STAPE, J. L *et al.* The Brazil Eucalyptus potential productivity project: influence of water, nutrients and stand uniformity on wood production. **Forest Ecology and Management**. Amsterdam, v. 259, p. 1684–1694, 2010.

STORCK, L *et al.* **Experimentação vegetal**. 3. ed. Santa Maria: UFSM, 2011. 200 p.

TUKEY, J. W. **Exploratory data analysis**. New York: Pearson, 1977. 688 p.

VIANA, A. E. S. *et al.* Estimativas de tamanho de parcela em experimentos com mandioca. **Horticultura Brasileira**, Brasília, DF, v. 20, n. 1, p. 58-63, 2002.

Von BERTALANFFY, L. Quantitative laws in metabolism and growth. **Quarterly Review of Biology**, v. 32, p. 218, 1957.

WENDLING I. Produção de mudas de eucalipto. In: SANTAROSA, Emiliano; PENTEADO JÚNIOR, Joel Ferreira; GOULART, Ives Clayton Gomes dos Reis. **Cultivo de eucalipto em propriedades rurais: diversificação da produção e renda**. Brasília, DF: Embrapa, 2014. p. 41-42.

WINSOR, C.P. The Gompertz curve as a growth curve. **Proceedings of the National Academy of Science**, Toki, v.18, p.1-17, 1932.

ZEVIANI, W. M. **Avaliação de modelos de regressão não linear na cinética de liberação de potássio de resíduos orgânicos**. 2009. 87 f. Tese (Doutorado em Estatística) - Experimentação Agropecuária, Universidade Federal de Lavras, Lavras, 2009.

ZEVIANI, W. M.; JÚNIOR, P. F. R.; BONAT, W. H. Curso-modelos de regressão não linear. In: LABORATÓRIO DE ESTATÍSTICA E GEOINFORMAÇÃO, DEPARTAMENTO DE ESTATÍSTICA, UNIVERSIDADE FEDERAL DO PARANÁ, 58., RBRAS, 15., SEAGRO, Campina Grande, 2013.

ZOBEL, B. J.; WYK, G. van; STAHL, P. **Growing exotic forests**. New York: Wiley, 1987. 508 p.

CAPÍTULO 1

CLASSIFICAÇÃO DO COEFICIENTE DE VARIAÇÃO PARA EXPERIMENTOS COM EUCALIPTO

3 CLASSIFICAÇÃO DO COEFICIENTE DE VARIAÇÃO PARA EXPERIMENTOS COM EUCALIPTO

RESUMO

O gênero *Eucalyptus* é oriundo da Austrália e possui mais de 700 espécies catalogadas. Tendo propriedades físicas e químicas tão versáteis que os eucaliptos se tornam úteis para os mais distintos fins. Na estatística experimental a variabilidade, que permite concluir a respeito da precisão experimental, é frequentemente demonstrada por meio do coeficiente de variação experimental (CV e). Para estudar a variabilidade existente em clones de Eucalipto em casa de vegetação, foi conduzido um ensaio em branco com 100 repetições e as avaliações foram realizadas em 30, 60, 90 e 120 dias, e, foram coletados dados de 104 trabalhos da literatura, com o objetivo de recomendar uma tabela de classificação de variação para Eucalipto em casa de vegetação. Os dados obtidos foram submetidos aos testes de Shapiro-Wilk e Kolmogorov-Smirnov, e as tabelas de classificação foram submetidas aos testes de aderência e heterogeneidade. Sendo recomendadas para as inferências as tabelas obtidas pela metodologia de Garcia (1989).

Palavras-chave: Precisão experimental. Variação experimental. Testes paramétricos. Testes não-paramétricos.

ABSTRACT

The genus *Eucalyptus* comes from Australia and has more than 700 species cataloged. Having physical and chemical properties so versatile that the eucalyptus becomes useful for the most different purposes. In the experimental statistic variability, which allows concluding about the experimental precision, is often demonstrated by means of the experimental coefficient of variation (CV e). To study the variability in Eucalyptus clones under greenhouse conditions, a blank test with 100 replicates was conducted and the evaluations were carried out at 30, 60, 90 and 120 days, and data from 104 studies were collected from the literature, with the objective of recommending a classification table of variation for Eucalyptus under greenhouse conditions. Data were submitted to the Shapiro-Wilk and Kolmogorov-Smirnov tests, and the classification tables were submitted to the adhesion and heterogeneity tests. The tables obtained through methodology 1 are recommended for the inferences.

Keywords: Experimental precision. Experimental variation. Parametric tests. Non-parametric tests.

3.1 INTRODUÇÃO

O gênero *Eucalyptus* é oriundo da Austrália e possui mais de 700 espécies catalogadas (SANTAROSA *et al.*, 2014). Tendo propriedades físicas e químicas tão versáteis que os eucaliptos se tornam úteis para os mais distintos fins como, celulose e papel, painéis de madeira e pisos laminados, produtos sólidos de madeira, carvão vegetal, entre outros (IBÁ, 2017)

A área de plantio de eucalipto representou 76,6% da área total no Brasil em 2012. Sendo os estados com maior participação dos plantios de Eucalipto: Minas Gerais com cerca de 1.438.971 ha de área plantada, São Paulo com 1.041.695 ha e Paraná com 197.835 ha. Os maiores importadores do Brasil são: os Estados Unidos, importando madeira e painéis, Argentina importando papel, Alemanha com a importação dos compensados e a China com a celulose (ABRAF, 2013).

Para que se possa aumentar a produção são necessárias pesquisas sobre a cultura. Para tanto, são necessários estudos que auxiliem um melhor planejamento do experimento, bem como análise e interpretação dos resultados obtidos. Nesta ótica, se torna de suma importância conhecer a natureza dos dados para cada uma das variáveis objeto de estudo. As estatísticas fornecidas auxiliarão o pesquisador a entender o comportamento e realizar inferências frente aos resultados obtidos em seus projetos (CARGNELUTTI FILHO; LÚCIO; LOPES, 2009).

Na estatística experimental a variabilidade, que permite concluir a respeito da precisão experimental, é frequentemente demonstrada por meio do coeficiente de variação experimental (CVe), sendo este, uma estimativa do erro experimental em relação à média geral do experimento (CRUZ *et al.*, 2012).

Quanto menor a estimativa do CV maior será a precisão experimental e quanto maior a precisão, maior a qualidade do experimento, encontrando diferenças pequenas entre estimativas de médias (CRUZ *et al.*, 2012). O CV é uma medida de dispersão e sua principal vantagem é a possibilidade de comparar variáveis de naturezas distintas, assim como a comparação de diferentes trabalhos envolvendo a mesma variável, o que permite a quantificação da precisão experimental nos mesmos.

Em seus estudos, Garcia (1989) demonstra a importância de se analisar o coeficiente de variação, uma vez que obtendo medidas de dispersão ou de variabilidade, a análise torna-se mais informativa. Salienta que existe a necessidade de se avaliar, não apenas a variável em questão, mas ainda a natureza dos dados e o tipo de experimento instalado, bem como o número de repetições utilizados no experimento. O autor também declara a importância de

tabelas de classificação de CV, pois servem de referência ao pesquisador que deseja verificar se os resultados obtidos se encontram em uma faixa de valores esperados, o que pode refletir em uma boa precisão da análise.

A importância da distribuição normal é evidente, sendo condição essencial para análises por diversos métodos, os da estatística paramétrica, por exemplo. Nestes casos, quando a suposição de normalidade for invalidada, recorre-se ao uso de testes correspondentes não paramétricos, mesmo sabendo que não são tão robustos, pois se usada a técnica paramétrica, a interpretação e as inferências podem não ser seguras ou adequadas.

Para garantir maior precisão nas inferências, respeitando a natureza das variáveis em estudo, são utilizados testes formais para verificar a normalidade dos dados, assim como testes de aderência e heterogeneidade para tabelas de contingência. Sendo os testes formais mais comuns: Shapiro-Wilk, Kolmogorov-Smirnov, Anderson-Darling e Lilliefors, alguns desses podendo ser aplicados sob uma determinada condição ou suposição (RAZALI; WAH, 2011).

O teste de heterogeneidade consiste em avaliar a variabilidade ou diferença entre os métodos em estudo, tornando-se de suma importância para avaliar o grau de confiança dos resultados e ajudar na tomada de decisão (SANTOS; CUNHA, 2013). O teste de aderência tem como objetivo constatar a diferença estatística entre dados observados e esperados, levando-se em conta que foram retirados de um mesmo conjunto de dados (FONTELLES, 2012). Partindo do pressuposto que o ideal é que a tabela de contingência siga as probabilidades esperadas em uma distribuição normal, De Mesquita Lopes, Branco e Soares (2013) utilizam os limites de frequência de uma distribuição normal para estabelecer a precisão dos seus resultados em baixa, média, alta e muito alta.

Pimentel Gomes (2009) correlaciona as faixas de precisão experimental de acordo com a sua tabela de classificação de CV, sendo alta para CV baixo, boa para CV médio, baixa para CV alto e baixíssima precisão para CV muito alto. Cargnelutti Filho *et al.* (2018), utiliza essa classificação e afirma que coeficientes de variação experimentais (CVe) que sejam menores que 10% garantem alta precisão do experimento.

O objetivo deste trabalho foi recomendar uma tabela de classificação de variação para Eucalipto em casa de vegetação ou ambiente controlado.

3.2 MATERIAL E MÉTODOS

Os Coeficientes de variação (CV) foram obtidos a partir de simulações de um ensaio em branco e a partir de dados da literatura.

Para obter os dados referentes ao ensaio em branco, foram utilizadas 100 unidades básicas (ub) de clones do híbrido VR3 (*Eucalyptus grandis* x *Eucalyptus urophylla*). O experimento foi instalado na UNESP/Campus de Ilha Solteira, em condições de cultivo protegido, no período de fevereiro a julho de 2014. O solo utilizado foi coletado na camada de 0,0 a 0,20 m de profundidade, sob plantio de eucalipto, localizado no município de Três Lagoas-MS (Latitude: 20° 59'S e Longitude 51° 48' O). O solo foi peneirado (4mm) e acondicionado em sacos para mudas com 0,40 m de altura (8 kg de solo). Calcário e NPK foram incorporados, em acordo com a recomendação em uso na região para a cultura do eucalipto (1,5 mg/ha de calcário, 0,5 mg/ha NPK – 12-20-16). As mudas de eucalipto (*Eucalyptus* spp.), utilizadas como indicadoras, foram doadas pela FIBRIA Ltda. As variáveis avaliadas foram: altura (H), diâmetro do caule na base (DC), teor de clorofila em folhas velhas (Clor V) e novas (Clor N) aos 30, 60, 90 e 120 dias, e, massa seca da parte aérea (MSPA) e do sistema radicular (MSR) aos 120 dias.

Para obter os dados da literatura foram levantados dados de CV de 104 artigos de periódicos nacionais e internacionais dos últimos 30 anos, utilizando como palavras-chave: Eucalipto em Casa de Vegetação. As variáveis avaliadas foram: altura (H), diâmetro do caule na base (DC), massa seca de folhas (MSF), massa seca da parte aérea (MSPA), massa seca do sistema radicular (MSR), massa seca total (MST), número de folhas (NF), área foliar (AF) e comprimento de raiz (CR).

Os valores médios de CV foram obtidos para cada variável em estudo, bem como seus respectivos desvios padrões (*s*). Os CV foram classificados em: baixo, médio, alto e muito alto conforme critérios de definição dos limites propostos por Garcia (1989), Pimentel-Gomes (2009) e Costa, Seraphin e Zimmermann (2002) (Tabela 2).

Para analisar a normalidade dos dados foram utilizados dois testes de aderência paramétricos, que são comumente utilizados, independentemente do tamanho da amostra, sendo eles: Teste de Kolmogorov-Smirnov (1933;1936) e Teste de Shapiro-Wilk (1965).

Os CV dos experimentos foram classificados em faixas de acordo com cada método (Tabela 2), independentemente da distribuição apresentada pelo teste de normalidade. Uma vez que, as variáveis podem apresentar ou não igualdade entre as frequências observadas e esperadas por métodos distintos (CRUZ *et al.*, 2012), foram calculadas as faixas de classificação de CV pelas metodologias de Garcia (1989) e Costa, Seraphin e Zimmermann (2002).

Foi utilizado o critério de Garcia (1989), em que, os limites de classes são definidos com base no valor médio de CV mais ou menos o desvio padrão, como segue: Baixo: $CV \leq$

(CVmédio - S), Médio: $(CVmédio - S) < CV \leq (CVmédio + S)$, Alto: $(CVmédio + S) < CV \leq (CVmédio + 2S)$, Muito Alto: $CV > (CVmédio + 2S)$ (Tabela 3).

Também foi utilizado o critério de Costa, Seraphin e Zimmermann (2002), que se baseia no uso da mediana (Md) e do pseudo-sigma (PS), como segue: Baixo: $CV \leq (Md - PS)$, Médio: $(Md - PS) < CV \leq (Md + PS)$, Alto: $(Md + PS) < CV \leq (Md + 2PS)$, Muito Alto: $CV > (Md + 2PS)$, em que: $Md = (Q1 + Q3)/2$ é a mediana dos coeficientes de variação, Q1 e Q3 são o primeiro e terceiro quartis, respectivamente, os quais delimitam 25% de cada extremidade da distribuição e $PS = IQR/1,35$ é o pseudo-sigma sendo IQR, amplitude interquartilica ($IQR = Q3 - Q1$).

Os valores também foram comparados com a classificação de Pimentel-Gomes (2009) que considera o CV: baixo - valores inferiores à 10%, médio - valores entre 10 e 20%, alto - entre 20 e 30% e muito alto - acima de 30%. O autor considera o CV como sendo uma medida relativa, que leva em conta apenas a grandeza do que se estima e não a normalidade ou natureza dos dados.

Seguindo esse pressuposto, foram realizadas tabelas de classificação para todos os métodos independente do resultado do teste de normalidade, e, para maior robustez da análise, a partir da formulação, as tabelas para cada método foram comparadas em relação a frequência de valores dos dados originais pelos testes de aderência, para comparar com a distribuição normal e o teste de heterogeneidade, para verificar as diferenças entre métodos.

Tabela 2. Faixas de classificação dos coeficientes de variação (CV), segundo Garcia (1989), Pimentel-Gomes (2009) e Costa, Seraphin e Zimmermann (2002)

Métodos	Faixas de Valores para CV			
	Baixo	Médio	Alto	Muito Alto
1	$< \overline{CV} - S$	$\overline{CV} - S \text{ a } \overline{CV} + S$	$\overline{CV} + S \text{ a } \overline{CV} + 2S$	$\overline{CV} + 2S$
2	$< 10\%$	$10\% \text{ a } 20\%$	$20\% \text{ a } 30\%$	$> 30\%$
3	$< Md - PS$	$Md - PS \text{ a } Md + PS$	$Md - PS \text{ a } Md + 2PS$	$Md + 2PS$

Fonte: Elaborado pelo autor.

¹1:Garcia (1989); 2: Pimentel-Gomes (2009); 3:Costa, Seraphin e Zimmermann (2002);

O teste de aderência foi feito sob hipótese de normalidade, com aproximadamente 68% das observações compreendidas num intervalo da média aritmética ($\bar{x}$), mais ou menos o desvio padrão (s), 95,4% das observações no intervalo $2s \pm \bar{x}$ e 99,7% das no intervalo entre $3s \pm \bar{x}$ da área total, corresponde a 1 (FONTELLES, 2012). Para esse teste foi utilizado o

teste de qui-quadrado (χ^2) (PEARSON, 1900), que é um teste não paramétrico, que avalia se a distribuição observada das frequências nas faixas de classificação do CV em cada método se ajustou à distribuição esperada (distribuição normal). Os valores de CV obtidos foram correlacionados com a precisão experimental a partir das frequências esperadas correspondentes, sendo: baixo - 15,9%, médio - 68,3%, alto - 13,6% e muito alto - 2,3% de acordo com De Mesquita Lopes; Branco e Soares (2013).

Para comparar os testes utilizados, foi calculado em cada faixa de classificação do CV o teste de heterogeneidade baseado no χ^2 e no Teste Exato de Fisher (FISHER, 1922). O χ^2 foi utilizado quando as caselas apresentaram valores maiores ou iguais a 6 e o número de amostras foi maior que 40 e no caso em que as caselas possuíam valores menores que 5 e o número de amostras menores que 40, foi utilizado o Teste Exato de Fisher (FONTELLES, 2012).

Após a realização destes testes foi formulada uma tabela para recomendação a partir do melhor método, verificando se este corroborava com os critérios de utilização dos métodos recomendados pelos autores a partir da classificação dos testes de normalidade. Para verificar se existiam diferenças entre as recomendações das tabelas de classificação a partir do ensaio em branco e a partir dos dados da literatura foi realizado o teste de heterogeneidade nas variáveis comuns a essas duas tabelas. As análises estatísticas foram feitas por meio do Microsoft Excel e Software R versão 3.6.1 (R DEVELOPMENT CORE TEAM, 2019).

3.3 RESULTADOS E DISCUSSÃO

Segundo a aplicação do teste de normalidade de Kolmogorov-Smirnov (KS), todas as variáveis apresentaram distribuição normal. Já para o teste de Shapiro-Wilk (SW), apenas as variáveis Altura (aos 30 dias), Diâmetro (aos 30, 60 e 90 dias), Clor V (aos 30 dias), ClorN (aos 30, 90 e 120 dias), MSPA (aos 120 dias) e MSR (aos 120 dias) apresentaram distribuição normal, as demais apresentaram distribuição não normal, ao nível de significância de 5% (Tabela 3). Para a classificação da distribuição a partir dos dados foi utilizado como critério, a variável apresentar normalidade nos dois métodos (SW e KS). Consequentemente foi recomendada a classificação seguindo o SW (Tabela 3), único onde foi encontrada não normalidade, talvez por ser mais poderoso para todos os tamanhos de amostra. Vale salientar que, o poder do teste de SW ainda é baixo para um pequeno tamanho amostral (TORMAN, COSTER; RIBOLDI, 2012; RAZALI; WAH, 2011), mas ainda assim é recomendado em amostras maiores que 10 (TORMAN; COSTER; RIBOLDI, 2012).

Tabela 3. Testes de normalidade de Kolmogorov-Smirnov e Shapiro-Wilk para as variáveis estudadas.

Variáveis	Avaliações (dias)	Testes				Distribuição
		Kolmogorov-Smirnov		Shapiro-Wilk		
		Estatística	<i>p</i> -valor	Estatística	<i>p</i> -valor	
H	30	0,2083	0,4711	0,9412	0,3979	Normal
	60	0,1955	0,4757	0,8573	0,0139	Não Normal
	90	0,1841	0,5511	0,8323	0,0058	Não Normal
	120	0,3029	0,0701	0,8104	0,0028	Não Normal
DC	30	0,1180	0,9597	0,9589	0,6427	Normal
	60	0,2067	0,4424	0,9118	0,1246	Normal
	90	0,1834	0,5562	0,9037	0,0782	Normal
	120	0,2399	0,2699	0,8604	0,0233	Não Normal
ClorV	30	0,1681	0,6620	0,8940	0,0540	Normal
	60	0,1619	0,7694	0,8615	0,0254	Não Normal
	90	0,2076	0,4012	0,8072	0,0026	Não Normal
	120	0,203	0,4647	0,8576	0,0177	Não Normal
ClorN	30	0,0985	0,9908	0,9695	0,8095	Normal
	60	0,1995	0,4863	0,8409	0,0100	Não Normal
	90	0,1916	0,5008	0,9402	0,3210	Normal
	120	0,1908	0,5806	0,9093	0,1319	Normal
MSPA	120	0,1300	0,9012	0,9413	0,3345	Normal
MSR	120	0,1895	0,3666	0,9161	0,1461	Normal

Fonte: Elaborado pelo autor.

¹ClorV: teor de clorofila em folhas velhas; H: altura; DC: Diâmetro do caule na base; ClorN: teor de clorofila em folhas novas; MSPA: massa seca da parte aérea; MSR: massa seca da raiz.

De acordo com a metodologia 1, em todos os dias de avaliação, os coeficientes de variação apresentam valores entre 5,67% e 19,93% para altura (Tabela 4). Os valores experimentais variaram de 3,37% e 9,98% para a variável diâmetro, de 1,19% a 7,96% para Clor V e 3,71% a 9,00% para Clor N. Aos 120 dias, encontramos para a variável MSPA os valores de CV variando entre 10,43% e 32,84% e 6,44% a 21,59% para MSR.

Tabela 4. Faixas de classificação de CV calculadas pelo método de Garcia (1989) aos 30, 60, 90 e 120 dias para as variáveis analisadas.

Garcia (1989) Avaliações	Variável	Baixo <	Médio			Alto			Muito alto >
30 dias	H	5,67	5,67	a	9,67	9,67	a	11,67	11,67
	DC	3,37	3,37	a	7,62	7,62	a	9,75	9,75
	Clor V	1,19	1,19	a	5,71	5,71	a	7,97	7,97
	Clor N	3,71	3,71	a	8,93	8,93	a	11,54	11,54
60 dias	H	1,56	1,56	a	12,32	12,32	a	17,69	17,69
	DC	3,36	3,36	a	6,89	6,89	a	8,65	8,65
	Clor V	1,58	1,58	a	3,39	3,39	a	4,30	4,30
	Clor N	2,41	2,41	a	6,92	6,92	a	9,18	9,18
90 dias	H	2,03	2,03	a	12,05	12,05	a	17,06	17,06
	DC	2,48	2,48	a	7,96	7,96	a	10,70	10,70
	Clor V	0,64	0,64	a	6,71	6,71	a	9,75	9,75
	Clor N	2,82	2,82	a	10,08	10,08	a	13,71	13,71
120 dias	H	2,04	2,04	a	13,96	13,96	a	19,93	19,93
	DC	3,36	3,36	a	7,77	7,77	a	9,98	9,98
	Clor V	2,05	2,05	a	5,99	5,99	a	7,96	7,96
	Clor N	3,71	3,71	a	7,24	7,24	a	9,00	9,00
	MSPA	10,43	10,43	a	25,37	25,37	a	32,84	32,84
	MSR	6,44	6,44	a	16,54	16,54	a	21,59	21,59

Fonte: Elaborado pelo autor.

ClorV: teor de clorofila em folhas velhas; H: altura; DC: Diâmetro do caule na base; ClorN: teor de clorofila em folhas novas; MSPA: massa seca da parte aérea; MSR: massa seca da raiz.

De acordo com a metodologia 3, em todo o período de avaliação, os coeficientes de variação apresentam para altura valores entre 6,53% e 16,35%, para diâmetro 3,78% e 8,68%, para Clor V 1,75% a 6,30%, para Clor N 4,2% a 7,77%, para MSPA 10,84% e 29,86% e para MSR 8,09% a 18,68% (Tabela 5).

Tabela 5. Faixas de classificação de CV calculadas pelo método de Costa, Seraphin e Zimmermann (2002) aos 30, 60, 90 e 120 dias para as variáveis analisadas, e, faixas de classificação de CV recomendadas por Pimentel-Gomes (2009).

	Variável	Baixo <		Médio		Alto		Muito alto >	
30 dias	H	6,53	6,53	a	8,86	8,86	a	10,03	10,03
	DC	3,78	3,78	a	7,12	7,12	a	8,79	8,79
	Clor V	1,75	1,75	a	4,58	4,58	a	5,99	5,99
	Clor N	4,20	4,20	a	8,36	8,36	a	10,44	10,44
60 dias	H	2,10	2,10	a	9,92	9,92	a	13,83	13,83
	DC	3,62	3,62	a	6,58	6,58	a	8,06	8,06
	Clor V	1,85	1,85	a	5,99	5,99	a	7,96	7,96
	Clor N	2,81	2,81	a	6,16	6,16	a	7,83	7,83
90 dias	H	2,07	2,07	a	9,29	9,29	a	12,90	12,90
	DC	2,66	2,66	a	7,01	7,01	a	9,19	9,19
	Clor V	1,05	1,05	a	4,72	4,72	a	6,55	6,55
	Clor N	3,44	3,44	a	8,35	8,35	a	10,80	10,80
120 dias	H	2,49	2,49	a	11,73	11,73	a	16,35	16,35
	DC	4,04	4,04	a	7,14	7,14	a	8,68	8,68
	Clor V	2,60	2,60	a	5,07	5,07	a	6,30	6,30
	Clor N	4,40	4,40	a	6,65	6,65	a	7,77	7,77
	MSPA	10,84	10,84	a	23,52	23,52	a	29,86	29,86
	MSR	8,09	8,09	a	15,15	15,15	a	18,68	18,68
Pimentel-Gomes (2009)		<10	10	a	20	20	a	30	>30

Fonte: Elaborado pelo autor.

ClorV: teor de clorofila em folhas velhas; H: altura; DC: Diâmetro do caule na base; ClorN: teor de clorofila em folhas novas; MSPA: massa seca da parte aérea; MSR: massa seca da raiz.

As amplitudes das classificações de CV entre os métodos de 1 e 3 apresentaram 28 valores de CV menores que 1% onde o maior valor encontrado foi o de 4,16, enquanto que para 1 e 2 apenas 1 valor de CV foi abaixo de 1% e 28 acima de 10%, bem como para 2 e 3 não foram encontrados valores de CV abaixo de 1%, mas foram encontrados 32 valores de CV acima de 10%. O que determina a semelhança entre as metodologias calculadas neste trabalho, mas comparadas ao método 2 podemos dizer que as classificações de CV são discrepantes. Apenas a variável MSPA para ambos os métodos calculados neste trabalho, as

faixas encontradas foram iguais ao método 2, para as demais variáveis os valores foram próximos entre os métodos calculados, porém distintos de 2.

Com o intuito de dar maior robustez às inferências realizou-se o teste de aderência e heterogeneidade utilizando o Teste Exato de Fisher para todas as variáveis do ensaio em branco (Tabelas 6, 7, 8 e 9). Pelo teste de aderência, aos 30 dias, de acordo com a hipótese de nulidade (frequências observadas igual a frequências esperadas), ou seja, os valores dos CVs calculados seguem distribuição normal (CRUZ *et al.*, 2012), foi aceito para todas variáveis pelos métodos 1 e 3, corroborando com o teste KS. Enquanto que para 2 nenhuma das variáveis seguem distribuição normal.

Tabela 6. Comparativo da frequência dos resultados dos coeficientes de variação (CV) para cada variável dentro das classificações pelos métodos 1, 2 e 3 e os testes de aderência e heterogeneidade aplicados às variáveis aos 30 dias.

Faixas		Baixo	Médio	Alto	Muito alto	Testes (p-valor)		
Frequência esperada da Normal (%)		15,7	68,3	13,6	2,3	Aderência	Heterogeneidade	
							Métodos χ^2	
Variáveis	Métodos	Frequência obtida (%)					2	3
Altura	1	6,67	80	0,00 [*]	6,67	0,58 ^{ns}	0,00 [*]	0,58 ^{ns}
	2	86,67	13,33	-	0,00	0,00 [*]	-	0,00 [*]
	3	20	66,67	-	13,33	0,36 ^{ns}	-	-
Diâmetro	1	18,75	62,50	0,00 [*]	6,25	1,00 ^{ns}	0,00 [*]	1,00 ^{ns}
	2	93,75	6,25	-	0,00	0,00 [*]	-	0,00 [*]
	3	18,75	62,50	-	6,25	1,00 ^{ns}	-	-
Clor V	1	11,76	76,47	0,00 [*]	5,88	1,00 ^{ns}	0,00 [*]	0,69 ^{ns}
	2	100	0,00	-	0,00	0,00 [*]	-	0,00 [*]
	3	17,65	58,82	-	11,76	0,67 ^{ns}	-	-
Clor N	1	11,76	76,47	0,00 [*]	5,88	1,00 ^{ns}	0,00 [*]	0,86 ^{ns}
	2	94,12	5,88	-	0,00	0,00 [*]	-	0,00 [*]
	3	17,65	64,71	-	5,88	1,00 ^{ns}	-	-

Fonte: Elaborado pelo autor.

1:Garcia (1989); 2:Pimentel-Gomes (2009); 3:Costa, Seraphin e Zimmermann (2002); H: altura; DC: Diâmetro do caule na base; ClorV: teor de clorofila em folhas velhas; ClorN: teor de clorofila em folhas novas. * significativo e ns não significativo a 5% de probabilidade.

Pelo teste de heterogeneidade, temos que todas as variáveis analisadas não foram significativas entre os métodos 1 e 3, aos 30 dias, o que significa dizer que as proporções dos CVs nas faixas de classificação pelos métodos comparados são semelhantes. Logo, dizemos que não houve diferença estatística em relação aos limites baixo, médio, alto e muito alto para os métodos utilizados (CRUZ *et al.*, 2012). Sendo assim, podemos concluir que as faixas de classificação se assemelham. Não havendo diferenças estatísticas pode-se utilizar qualquer um dos métodos para a classificação de faixas de coeficiente de variação aos dados analisados.

Para os outros métodos comparados (2 e 3 e, 1 e 2) temos que todas as variáveis analisadas foram significativas, ou seja, existem diferenças significativas entre elas. O que nos leva a concluir que os métodos deverão ser recomendados considerando a natureza dos dados.

Tabela 7. Comparativo da frequência dos resultados dos coeficientes de variação (CV) para cada variável dentro das classificações das classificações pelos métodos 1, 2 e 3 e os testes de aderência e heterogeneidade aplicados às variáveis aos 60 dias.

Faixas		Baixo	Médio	Alto	Muito alto	Testes (p-valor)		
Frequência esperada (%)		15,7	68,3	13,6	2,3	Aderência	Heterogeneidade Métodos χ^2	
Variáveis	Métodos	Frequência obtida (%)					2	3
Altura	1	5,88	82,35	5,88	5,88	0,58 ^{ns}	0,00 [*]	0,69 ^{ns}
	2	76,47	17,65	5,88	0,00	0,00 [*]	-	0,00 [*]
	3	11,76	64,71	11,76	11,76	0,22 ^{ns}	-	-
Diâmetro	1	12,50	75	6,25	6,25	1,00 ^{ns}	0,00 [*]	1,00 ^{ns}
	2	100	0,00	0,00	0,00	0,00 [*]	-	0,00 [*]
	3	18,75	62,50	12,50	6,25	0,69 ^{ns}	-	-
Clor V	1	6,67	86,67	0,00	6,67	0,20 ^{ns}	0,00 [*]	0,68 ^{ns}
	2	100	0,00	0,00	0,00	0,00 [*]	-	0,00 [*]
	3	26,67	73,33	0,00	0,00	0,46 ^{ns}	-	-
Clor N	1	6,25	75,00	6,25	0,00	0,49 ^{ns}	0,00 [*]	0,73 ^{ns}
	2	100	0,00	0,00	0,00	0,00 [*]	-	0,00 [*]
	3	12,50	68,75	6,25	12,50	0,23 ^{ns}	-	-

Fonte: Elaborado pelo autor.

1:Garcia (1989); 2:Pimentel-Gomes (2009); 3: Costa, Seraphin e Zimmermann (2002); ClorV: teor de clorofila em folhas velhas; H: altura; DC: Diâmetro do caule na base; ClorN: teor de clorofila em folhas novas. * significativo e ns não significativo a 5% de probabilidade.

Aos 60 dias, pelo teste de aderência vemos o mesmo comportamento aos 30 dias, ou seja, pelos métodos 1 e 3, os valores dos CVs calculados seguem distribuição normal. E para 2 nenhuma das variáveis seguem distribuição normal.

Pelo teste de heterogeneidade, aos 60 dias, podemos concluir o mesmo encontrado aos 30 dias. Entre os métodos 1 e 3 concluímos que não houve diferença, podendo recomendar qualquer um dos métodos. E para as comparações entre 2 e 3 e, 1 e 2 concluímos que as proporções entre os métodos são semelhantes, recomendando uma abordagem específica em relação a natureza dos dados.

Tabela 8. Comparativo da frequência dos resultados dos coeficientes de variação (CV) para cada variável dentro das classificações pelos métodos 1, 2 e 3 e os testes de aderência e heterogeneidade aplicados às variáveis aos 90 dias.

Faixas		Baixo	Médio	Alto	Muito alto	Testes (p-valor)		
Frequência esperada (%)		15,7	68,3	13,6	2,3	Aderência	Heterogeneidade Métodos χ^2	
Variáveis	Métodos	Frequência obtida (%)					2	3
Altura	1	0,00	82,35	11,76	5,88	0,31 ^{ns}	0,00 [*]	1,00 ^{ns}
	2	76,47	17,65	5,88	0,00	0,00 [*]	-	0,00 [*]
	3	0,000	76,47	11,76	11,76	0,11 ^{ns}	-	-
Diâmetro	1	11,76	76,47	5,88	5,88	1,00 ^{ns}	0,00 [*]	0,87 ^{ns}
	2	94,12	5,88	0,00	0,00	0,61 ^{ns}	-	0,00 [*]
	3	11,76	64,71	11,76	11,76	0,67 ^{ns}	-	-
Clor V	1	0,00	82,35	5,88	11,76	0,17 ^{ns}	0,00 [*]	0,64 ^{ns}
	2	88,24	11,76	0,00	0,00	0,61 ^{ns}	-	0,00 [*]
	3	11,76	64,71	5,88	17,65	0,59 ^{ns}	-	-
Clor N	1	11,76	70,59	11,76	5,88	1,00 ^{ns}	0,00 [*]	0,50 ^{ns}
	2	82,35	17,65	0,00	0,00	0,74 ^{ns}	-	0,00 [*]
	3	17,65	64,71	0,00	17,65	0,49 ^{ns}	-	-

Fonte: Elaborado pelo autor.

1:Garcia (1989); 2:Pimentel-Gomes (2009); 3: Costa, Seraphin e Zimmermann (2002); ClorV: teor de clorofila em folhas velhas; H: altura; DC: Diâmetro do caule na base; ClorN: teor de clorofila em folhas novas. * significativo e ns não significativo a 5% de probabilidade.

Aos 90 dias, pelo teste de aderência, pelos métodos 1 e 3, os valores dos CVs calculados seguem distribuição normal. E para 2 apenas a variável altura não segue distribuição normal.

Pelo teste de heterogeneidade, concluímos que entre os métodos 1 e 3 pode-se recomendar qualquer um dos métodos e para as comparações entre 2 e 3 e, 1 e 2 recomenda-se uma abordagem mais específica em relação a natureza dos dados.

Tabela 9. Comparativo da frequência dos resultados dos coeficientes de variação (CV) para cada variável dentro das classificações pelos métodos 1, 2 e 3 e os testes de aderência e heterogeneidade aplicados às variáveis aos 120 dias.

Faixas		Baixo	Médio	Alto	Muito alto	Testes (p-valor)		
Frequência esperada (%)		15,7	68,3	13,6	2,3	Aderência	Heterogeneidade Métodos χ^2	
Variáveis	Métodos	Frequência obtida (%)					2	3
Altura	1	0,00	88,24	5,88	5,88	0,30 ^{ns}	0,00*	1,00*
	2	76,47	17,65	5,88	0,00	0,00*	-	0,00*
	3	0,00	82,35	11,76	5,88	0,31 ^{ns}	-	-
Diâmetro	1	12,50	75	0,00	12,50	0,41 ^{ns}	0,00*	1,00*
	2	87,5	12,50	0,00	0,00	0,00*	-	0,00*
	3	18,75	68,75	0,00	12,50	0,36 ^{ns}	-	-
Clor V	1	6,25	81,25	6,25	6,25	0,58 ^{ns}	0,00 ^{ns}	0,73*
	2	100	0,00	0,00	0,00	0,00*	-	0,00*
	3	18,75	62,50	6,25	12,50	0,67 ^{ns}	-	-
Clor N	1	20	66,67	6,67	6,67	1,00 ^{ns}	0,00 ^{ns}	1,00*
	2	93,33	6,67	0,00	0,00	0,00*	-	0,00*
	3	20	66,67	6,67	6,67	1,00 ^{ns}	-	-
MSPA	1	11,76	70,59	11,76	5,88	1,00 ^{ns}	0,93 ^{ns}	1,00*
	2	11,76	58,82	23,53	5,88	0,68 ^{ns}	-	0,88 ^{ns}
	3	17,65	64,71	11,76	5,88	1,00 ^{ns}	-	-
MSR	1	18,75	62,50	12,50	6,25	1,00 ^{ns}	0,87 ^{ns}	1,00*
	2	31,25	56,25	12,50	0,00	0,87 ^{ns}	-	0,69*
	3	25	56,25	6,25	12,50	0,62 ^{ns}	-	-

Fonte: Elaborado pelo autor.

1:Garcia (1989); 2:Pimentel-Gomes (2009); 3:Costa, Seraphin e Zimmermann (2002); ClorV: teor de clorofila em folhas velhas; H: altura; DC: Diâmetro do caule na base; ClorN: teor de clorofila em folhas novas; MSPA: massa seca da parte aérea; MSR: massa seca da raiz. * significativo e ns não significativo a 5% de probabilidade.

Aos 120 dias, a partir do teste de aderência, pelos métodos 1 e 3 todas as variáveis apresentaram semelhança com a distribuição normal e para 2 apenas as variáveis MSPA e MSR seguem distribuição normal.

Pelo teste de heterogeneidade, concluímos que entre os métodos 1 e 3 é recomendado uma abordagem mais específica em relação a natureza dos dados, em todas as variáveis analisadas. Entre os métodos 2 e 3, é recomendado que apenas para a variável MSPA pode-se utilizar qualquer um dos métodos propostos. Concluímos que entre os métodos 1 e 2, pode-se recomendar uma abordagem mais específica em relação às variáveis H e DC, para as demais variáveis podemos concluir que podem ser utilizados qualquer um dos métodos propostos. Assim, pôde-se determinar o método que melhor se ajusta ao conjunto de dados. Bem como, afirmar se houve ou não dependência das classificações a partir dos testes de normalidade.

Como os métodos 1 e 3 foram os que mais apresentaram semelhança com a normal (teste de aderência) e não há diferença entre eles, nem entre avaliações (teste de heterogeneidade), a recomendação da tabela de classificação de CV se baseou nos maiores valores de aderência calculados (Tabela 10). Portanto, recomenda-se a metodologia de 1 para os dados calculados no ensaio em branco.

Tabela 10. Recomendação das faixas de classificação do coeficiente de variação para ensaio em branco com Eucalipto em casa de vegetação.

Variável	Baixo <		Médio		Alto		Muito alto >	
H	1,56	1,56	a	12,32	12,32	a	17,69	17,69
DC	3,37	3,37	a	7,62	7,62	a	9,75	9,75
Clor V	1,19	1,19	a	5,71	5,71	a	7,97	7,97
Clor N	3,71	3,71	a	8,93	8,93	a	11,54	11,54
MSPA	10,43	10,43	a	25,37	25,37	a	32,84	32,84
MSR	6,44	6,44	a	16,54	16,54	a	21,59	21,59

Fonte: Elaborado pelo autor.

Para os dados obtidos na literatura, todas as variáveis apresentaram distribuição normal pelo teste KS. Já para o teste SW, apenas as variáveis MSF, AF e CR apresentaram distribuição normal, as demais apresentaram distribuição não normal, ao nível de significância de 5% (Tabela 11).

Uma vez que para esses dados tiveram variáveis que apresentaram valores distintos nos dois métodos, seguindo o critério adotado, foi recomendada a classificação a partir do SW (Tabela 11), pois assim como nos testes com o ensaio em branco foi único onde foi encontrada não normalidade para algumas variáveis.

Tabela 11. Testes de normalidade de Kolmogorov-Smirnov e Shapiro-Wilk para as variáveis encontradas na literatura.

Testes	Kolmogorov-Smirnov		Shapiro-Wilk		Distribuição
Variáveis	Estatística	<i>p</i> -valor	Estatística	<i>p</i> -valor	
H	0,1406	0,0569	0,8358	0,0000	Não Normal
DC	0,1270	0,1666	0,8812	0,0000	Não Normal
MSF	0,1156	0,9057	0,9457	0,2185	Normal
MSPA	0,2243	0,0655	0,8666	0,0007	Não Normal
MSR	0,1819	0,1015	0,7533	0,0000	Não Normal
MST	0,1848	0,3372	0,7761	0,0001	Não Normal
AF	0,0968	0,9680	0,9496	0,2275	Normal
CR	0,1737	0,9978	0,8638	0,2782	Normal

Fonte: Elaborado pelo autor.

Os CVs, pelo método 1, variaram de 9,08% a 41,19% para MSPA, 13,25% a 39,65% 9,28% a 39,06% para MSF, 9,25% a 31,12% para MST, 9,11% a 42,15% para AF e 8,12% a 41,08% para CR. As menores amplitudes estão nas variáveis H (19,92), DC (19,82) e MST (21,87) (Tabela 12).

As variações encontradas pelo método 3 foram: 3,81% a 24,54% para H, 6,06% a 22,11% para DC, 6,39% a 45,61% para MSF, 8,71% a 35,12% MSPA, 13,39% a 38,42% para MSR, 8,43% a 31,74% para MST, 9,12% a 44,46% para AF e 12,31% a 31,67% para CR. As menores amplitudes estão nas variáveis H (20,73), DC (16,05) e CR (19,36) (Tabela 13).

Tabela 12. Faixas de classificação de CV calculadas pelo método de Garcia (1989) para as variáveis encontradas na literatura.

Variáveis	Baixo		Médio		Alto		Muito alto	
H	5,81	5,81	a	19,09	19,09	a	25,73	25,73
DC	6,75	6,75	a	19,96	19,96	a	26,57	26,57
MSF	9,28	9,28	a	29,13	29,13	a	39,06	39,06
MSPA	9,08	9,08	a	30,49	30,49	a	41,19	41,19
MSR	13,25	13,25	a	30,85	30,85	a	39,65	39,65
MST	9,25	9,25	a	23,83	23,83	a	31,12	31,12
AF	9,11	9,11	a	31,14	31,14	a	42,15	42,15
CR	8,12	8,12	a	30,09	30,09	a	41,08	41,08

Fonte: Elaborado pelo autor.

H: altura; DC: Diâmetro do caule na base; MSF: Massa seca das folhas; MSPA: massa seca da parte aérea; MSR: massa seca da raiz; MST: massa seca total; NF: número de folhas; AF: área foliar; CR: comprimento radicular.

Tabela 13. Faixas de classificação de CV calculadas pelo método de Costa, Seraphin e Zimmermann (2002) para as variáveis encontradas na literatura, e, faixas de classificação de CV recomendadas por Pimentel-Gomes (2009).

Costa, Seraphin e Zimmermann								
(2002)	Baixo		Médio		Alto		Muito alto	
Variáveis								
H	3,81	3,81	a	17,63	17,63	a	24,54	24,54
DC	6,06	6,06	a	16,76	16,76	a	22,11	22,11
MSF	6,39	6,39	a	32,54	32,54	a	45,61	45,61
MSPA	8,71	8,71	a	26,32	26,32	a	35,12	35,12
MSR	13,39	13,39	a	30,07	30,07	a	38,42	38,42
MST	8,43	8,43	a	23,97	23,97	a	31,74	31,74
AF	9,12	9,12	a	32,68	32,68	a	44,46	44,46
CR	12,31	12,31	a	25,21	25,21	a	31,67	31,67
Pimentel-Gomes (2009)	<10	10	a	20	20	a	30	>30

Fonte: Elaborado pelo autor.

H: altura; DC: Diâmetro do caule na base; MSF: Massa seca das folhas; MSPA: massa seca da parte aérea; MSR: massa seca da raiz; MST: massa seca total da parte aérea; NF: número de folhas; AF: área foliar; CR: comprimento radicular.

As amplitudes das classificações de CV entre os métodos 1 e 3 apresentaram 8 valores de CV menores que 1%, sendo o maior valor encontrado o de 9,41; enquanto que 1 e 2 apresentam 6 valores de CV abaixo de 1% e 10 acima de 5%, bem como para 3. No método 2 apenas um valor de CV abaixo de 1%, porém foram encontrados 12 valores de CV acima de 5%. Ou seja, para a maioria das variáveis avaliadas existem semelhanças entre as classificações calculadas, mas pode-se afirmar que as duas são distintas de 2, pois apenas para a variável MST, em ambas tabelas, as faixas encontradas foram iguais às de 2, para as demais variáveis os valores foram distintos tanto entre as metodologias calculadas quanto em relação a 2.

Pelo teste de aderência, as probabilidades para todas as variáveis, se assemelharam a distribuição normal pelo método 1, corroborando com o teste KS. Para 3 as variáveis MSF, MSPA, MSR, MST, AF e CR. Para 2 apenas nas variáveis MSF, MSPA, MST e AF. Não se assemelharam a distribuição normal, as variáveis H e DC, pelos métodos 2 e 3, corroborando com SW (Tabela 14).

Já para o teste de heterogeneidade, temos que todas as variáveis foram significativas na comparação entre as tabelas dos métodos 2 e 3. Para a comparação entre os métodos 1 e 2, temos que as variáveis H, DC, MSR, MST, AF e CR foram significativas.

Para a comparação entre os métodos 1 e 3 as variáveis H, DC, MSF e CR foram significativas, ou seja, as proporções entre faixas de classificação entre os métodos testados apresentam comportamento distinto para essas variáveis. Para o restante das variáveis não foram encontradas diferenças significativas entre os métodos testados, sendo assim, podemos concluir que as faixas de classificação se assemelham (Tabela 14).

O método que melhor se ajusta aos dados obtidos na literatura foi o método 1, uma vez que foi o único método que assemelhou à distribuição normal em todas as variáveis pelo teste de aderência (Tabela 15).

Tabela 14. Comparativo da frequência dos resultados dos coeficientes de variação (CV) para cada variável dentro das classificações pelos métodos 1, 2 e 3 e os testes de aderência e heterogeneidade aplicados às variáveis da literatura.

Faixas		Baixo	Médio	Alto	Muito alto	Testes		
Frequência esperada (%)		15,7	68,3	13,6	2,3	Aderência	Heterogeneidade Métodos	
Variáveis	Métodos	Frequência obtida (%)					2	3
H	1	10,11	74,16	12,36	3,37	2,88 ^{ns}	127,84*	8,07*
	2	46,07	40,45	11,24	2,25	61,63*	-	26,33*
	3	2,25	75,28	17,98	4,49	14,23*	-	-
DC	1	11,84	72,37	10,53	5,26	4,47 ^{ns}	38,87*	13,15*
	2	34,21	50,00	13,16	2,63	19,89*	-	53,84*
	3	10,53	67,11	7,89	14,47	52,91*	-	-
MSF	1	16,67	62,50	20,83	0,00	0,91 ^{ns}	0,61 ^{ns}	1,45 ^{ns}
	2	20,83	29,17	41,67	8,33	0,38 ^{ns}	-	0,47 ^{ns}
	3	12,50	83,33	4,17	0,00	0,47 ^{ns}	-	-
MSPA	1	8,82	76,47	11,76	2,94	0,86 ^{ns}	0,70 ^{ns}	0,93 ^{ns}
	2	8,82	58,82	14,71	17,65	0,25 ^{ns}	-	0,79 ^{ns}
	3	8,82	73,53	5,88	11,76	0,34 ^{ns}	-	-
MSR	1	16,28	67,44	13,95	2,33	0,01 ^{ns}	123,91 ^{ns}	2,06 ^{ns}
	2	2,33	39,53	41,86	16,28	72,52*	-	99,70 ^{ns}
	3	16,28	67,44	11,63	4,65	1,20 ^{ns}	-	-
MST	1	16,00	68,00	12,00	4,00	1,00 ^{ns}	0,46 ^{ns}	1,00 ^{ns}
	2	20,00	48,00	28,00	4,00	0,46 ^{ns}	-	0,46 ^{ns}
	3	16,00	68,00	12,00	4,00	1,00 ^{ns}	-	-
AF	1	23,08	61,54	15,38	0,00	1,00 ^{ns}	0,16 ^{ns}	1,00 ^{ns}
	2	23,08	23,08	38,46	15,38	0,10 ^{ns}	-	0,16 ^{ns}
	3	23,08	61,54	15,38	0,00	1,00 ^{ns}	-	-
CR	1	10,11	74,16	12,36	3,37	2,88 ^{ns}	127,84*	8,07*
	2	46,07	40,45	11,24	2,25	61,63 ^{ns}	-	26,33*
	3	2,25	75,28	17,98	4,49	14,23 ^{ns}	-	-

Fonte: Elaborado pelo autor.

1:Garcia (1989); 2:Pimentel-Gomes (2009); 3: Costa, Seraphin e Zimmermann (2002); H: altura; DC: Diâmetro do caule na base; MSF: Massa seca das folhas; MSPA: massa seca da parte aérea; MSR: massa seca da raiz; MST: massa seca total; NF: número de folhas; AF: área foliar; CR: comprimento radicular. * significativo e ns não significativo a 5% de probabilidade.

Tabela 15. Recomendação das faixas de classificação do coeficiente de variação com dados de Eucalipto obtidos na literatura.

Variável	Baixo <	Médio	Alto	Muito alto >
H	5,81	5,81 a 19,09	19,09 a 25,73	25,73
DC	6,75	6,75 a 19,96	19,96 a 26,57	26,57
MSF	9,28	9,28 a 29,13	29,13 a 39,06	39,06
MSPA	9,08	9,08 a 30,49	30,49 a 41,19	41,19
MSR	13,25	13,25 a 30,85	30,85 a 39,65	39,65
MST	9,25	9,25 a 23,83	23,83 a 31,12	31,12
AF	9,11	9,11 a 31,14	31,14 a 42,15	42,15
CR	8,12	8,12 a 30,09	30,09 a 41,08	41,08

Fonte: Elaborado pelo autor.

O teste de heterogeneidade entre as tabelas de classificação a partir do ensaio em branco (Tabela 10) e a partir dos dados da literatura (Tabela 15) constatou que não foram verificadas diferenças significativas entre as tabelas geradas para as variáveis testadas, portanto, utilizando apenas essas variáveis como padrão, não existe diferença utilizar qualquer uma das duas tabelas de recomendação para as variáveis H, DC, MSPA E MSR.

Para variáveis não avaliadas neste estudo, deve-se ter cuidado com as inferências realizadas, pois muitos são os fatores que poderão alterá-las. Pois a natureza dos dados e o local onde o estudo foi realizado devem ser levados em consideração (CARGNELUTTI FILHO *et al.*, 2011), necessitando de classificação específica dos CV associados à cada variável estudada (SCHMILDT *et al.*, 2017).

De acordo com a classificação recomendada neste trabalho, as pesquisas de Tatagiba *et al.* (2015) e Salles *et al.* (2012) com coeficientes de variação de 3,5% e 6,75%, respectivamente para a variável H; Santos Junior *et al.* (2015) e Medeiro *et al.* (2016) com CV de 3,79% e 7,95%, respectivamente para a variável DC; Stahl *et al.* (2013) e Dias *et al.* (2015) com CV de 6,7% e 10,5 %, em sequência, para a variável MSPA e de Xavier *et al.* (2013) com CV de 2,46% para a variável MSR são considerados com alta precisão.

3.4 CONCLUSÕES

Para a classificação de coeficiente de variação em experimentos com eucalipto, não se recomendam a classificação de Pimentel-Gomes (2009) e as tabelas obtidas pela metodologia de Costa, Seraphin e Zimmermann (2002), devendo ser utilizadas as tabelas obtidas através da metodologia de Garcia (1989).

REFERÊNCIAS

- ASSOCIAÇÃO BRASILEIRA DE PRODUTORES DE FLORESTAS PLANTADAS – ABRAF. **Anuário estatístico da ABRAF 2013**: ano base 2011. Brasília, DF, 2013. 148 p.
- CARGNELUTTI FILHO, A.; ARAUJO, M. M.; GASPARIN, E.; FOLTZ, D. R. B. Dimensionamento amostral para avaliação de altura e diâmetro de plantas de timbaúva. **Floresta e Ambiente**, Rio de Janeiro, v. 25, p. 1-9, 2018.
- CARGNELUTTI FILHO, A; LÚCIO AD; LOPES, S. J. **Experimentação agrícola e florestal**. Santa Maria: UFSM, 2009. 204 p.
- CARGNELUTTI FILHO, A. *et al.* Métodos de estimativa do tamanho ótimo de parcelas experimentais de híbridos de milho simples, triplo e duplo. **Ciência Rural**, Santa Maria, v. 41, n. 9, 2011.
- COSTA, N. H. A. D.; SERAPHIN, J. C.; ZIMMERMANN, F. J. P. Novo método de classificação de coeficientes de variação para a cultura do arroz de terras altas. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, DF, v. 37, n. 3, p. 243-249, 2002.
- CRUZ, E. A. *et al.* Coeficiente de Variação Como Medida de Precisão em Experimentos com Tomate em Ambiente Protegido. **Enciclopédia Biosfera**, Goiânia, v. 8, n. 14, p. 220-233, jun. 2012.
- DE MESQUITA LOPES, M.; BRANCO, V. T. F. C.; SOARES, J. B. Utilização dos testes estatísticos de Kolmogorov-Smirnov e Shapiro-Wilk para verificação da normalidade para materiais de pavimentação. **Transportes**, Rio de Janeiro, v. 21, n. 1, p. 59-66, 2013.
- DIAS, L. P. R. *et al.* Eficiência relativa de fosfatos naturais na adubação de plantio de mudas de *Eucalyptus dunnei* Maiden e *Eucalyptus benthamii* Maiden etcambagem em solo sem e com calagem. **Ciência Florestal**, Santa Maria, v. 25, n. 1, p. 37-48, 2015.
- FISHER, R. A. On the mathematical foundations of theoretical statistics. **Phil. Trans. R. Soc. Lond. A**, London, v. 222, n. 594-604, p. 309-368, 1922.
- FONTELLES, M. J. **Bioestatística aplicada à pesquisa experimental**. São Paulo: Editora Livraria da Física, 2012. v. 2.

GARCIA, C. H. **Tabelas para classificação do coeficiente de variação**. Piracicaba: IPEF, 1989. 11 p., 1989.

INDÚSTRIA BRASILEIRA DE ÁRVORES – IBÁ. **Relatório IBÁ 2016**. [S. l.], 2017. Disponível em: http://www.iba.org/images/shared/Biblioteca/IBA_RelatorioAnual2017.pdf. Acesso em: 20 maio 2017.

KOLMOGOROV, A. N. Sulla determinazione empirica di una legge di distribuzione, **Giornale dell' Istituto Italiano degli Attuari**, Heidelberg, v. 4, p. 83–91, 1933.

MEDEIRO, W. N. *et al.* Crescimento inicial e concentração de nutrientes em clones de *Eucalyptus urophylla* x *Eucalyptus grandis* sob interferência de plantas daninhas. **Ciência Florestal**, Santa Maria, v. 26, n. 1, p. 147-157, 2016.

PEARSON, K. X. On the criterion that a given system of deviations from the probable in the case of a correlated system of variables is such that it can be reasonably supposed to have arisen from random sampling. The London, Edinburgh, and Dublin Philosophical **Magazine and Journal of Science**, [S. l.], v. 50, n. 302, p. 157-175, 1900.

PIMENTEL-GOMES, F. **Curso de estatística experimental**. 15. ed. Piracicaba: FEALQ, 2009. 451 p.

RAZALI, N. M.; WAH, Y. B. Power Comparisons of Shapiro-Wilk, Kolmogorov-Smirnov, Lilliefors and Anderson-Darling Tests. **Journal of Statistical Modeling and Analytics**, Malaysia, v. 2, n. 1, p.21-33, 2011.

R CORE TEAM R: **A language and environment for statistical computing**. R Foundation for Statistical Computing, Vienna, 2018. Disponível em: <http://www.R-project.org/>. Acesso em: 20 maio 2017.

SALLES, T. T. *et al.* Modelo de Clutter na modelagem de crescimento e produção de eucalipto em sistemas de integração lavoura-pecuária-floresta. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, DF, v. 47, n. 2, p. 253-260, 2012.

SANTAROSA, E.; PENTEADO JUNIOR, J. F.; GOULART, I. C. G. R. **Cultivo de eucalipto em propriedades rurais: diversificação da produção e renda**. Brasília, DF: Embrapa Florestas-Fôlder/Folheto/Cartilha (INFOTECA-E), 2014.

SANTOS, E. J. F.; CUNHA, M. Interpretação crítica dos resultados estatísticos de uma meta-análise: Estratégias metodológicas. **Millenium**, Lisboa, n. 44, p.85-98, 2013.

SANTOS JUNIOR, A. *et al.* Glyphosate drift in eucalyptus plants. **Planta Daninha**, Viçosa, v. 33, n. 3, p. 615-621, 2015.

SCHMILDT, E. R. *et al.* Coeficiente de variação como medida da precisão em experimentos de alface. **Revista Agro@mbiente On-line**, [S. l.], v. 11, n. 4, p.290-295, 2017. Doi: <http://dx.doi.org/10.18227/1982-8470ragro.v11i4.4412>.

SHAPIRO, S.S.; WILK, M.B. An Analysis of Variance Test for Normality (Complete Samples). **Biometrika**, Oxford, v. 52, n. 3/4, p. 591-611. 1965.

SMIRNOV, N.V. Sui la distribution de w^2 (Criterium de M.R.v. Mises), **Comptes Rendus** Paris, v. 202, p. 449–452, 1936.

STAHL, J. *et al.* Produção de massa seca e eficiência nutricional de clones de *Eucalyptus dunnii* e *Eucalyptus benthamii* em função da adição de doses de fósforo ao solo. **Ciência Florestal**, Santa Maria, v. 23, n. 2, p. 287-295, 2013.

TATAGIBA, S. D. *et al.* Determinação da máxima capacidade de retenção de água no substrato para produção de mudas de eucalipto em viveiro. **Floresta**, Curitiba, v. 45, n. 4, p. 745-754, 2015.

TORMAN, V. B. L.; COSTER, R.; RIBOLDI, J. Normalidade de variáveis: métodos de verificação e comparação de alguns testes não-paramétricos por simulação. **Revista Hcpa**, Porto Alegre, v. 32, n. 2, p.227-234, 2012.

XAVIER, T. M. T. *et al.* Influence of water deficit and season on biomass yield from clonal stands of eucalyptus. **Cerne**, Lavras, v. 19, n. 3, p. 473-479, 2013.

CAPÍTULO 2

CÁLCULO DO TAMANHO ÓTIMO DE PARCELA PARA EXPERIMENTOS COM EUCALIPTO

4 CÁLCULO DO TAMANHO ÓTIMO DE PARCELA PARA EXPERIMENTOS COM EUCALIPTO

RESUMO

Um planejamento experimental adequado depende de vários fatores, dentre esses tem-se o tamanho da parcela. A adoção de um tamanho ótimo de parcela reduz o erro experimental e, conseqüentemente, maximiza as informações obtidas em um experimento. Para calcular o tamanho ótimo das parcelas foram realizadas diversas simulações utilizando-se do método da máxima curvatura modificado. Ao longo do período de experimentação as mudas de eucalipto foram avaliadas para altura (H), diâmetro do caule na base (DC), teor de clorofila em folhas velhas (Clor V) e novas (Clor N) aos 30, 60, 90 e 120 dias. Após os 120 dias, as mudas foram coletadas para determinação da massa seca da parte aérea (MSPA) e do sistema radicular (MSR), permitindo observar que para experimentos com eucalipto em casa de vegetação o tamanho ótimo de parcela recomendado é de 6 plantas por parcela.

Palavras-chave: *E. urograndis*. Planejamento experimental. Máxima curvatura modificada.

ABSTRACT

Adequate experimental planning depends on several factors, among which one has the size of the plot. Adopting an optimal plot size reduces the experimental error and, consequently, maximizes the information obtained in an experiment. To calculate the optimal size of the plots, several simulations were performed using the modified maximum curvature method. During the experiment period, eucalyptus seedlings were evaluated for height (H), stem diameter at the base (DC), chlorophyll content in old (Clor V) and new (Clor N) leaves at 30, 60, 90 and 120 days. After 120 days, the seedlings were collected to determine the dry mass of the aerial part (MSPA) and the root system (MSR), allowing to observe that for experiments with eucalyptus in the greenhouse the recommended plot size is 6 plants per plot.

Keywords: *E. urograndis*. Experimental scheduling. Maximum modified curvature.

4.1 INTRODUÇÃO

O eucalipto (*Eucalyptus spp*) é uma cultura em expansão e de significativa importância no cenário econômico nacional. A área de plantio de eucalipto vem aumentando ano a ano, no Brasil em 2016 representaram 75% dos 10 milhões de ha de florestas plantadas (SNIF, 2017), apesar desse número expressivo o país possui área e condições adequadas para o maior desenvolvimento dessa cultura, necessitando de pesquisas que subsidiem melhorias para implantação, condução, produção e consequente maior oferta para o mercado.

Uma grande limitação ao estudo de diversas culturas tem sido a adequada definição do tamanho e do número de parcelas, uma vez que é difícil encontrar dados de um número constante de plantas por parcela, na maioria dos experimentos realizados, o que não torna possível a utilização dos procedimentos usuais para análise dos dados (RAMALHO *et al.*, 2012). Devido a isso, podem ser realizados experimentos com mão de obra e custos na implantação desnecessários, tornando o tamanho ótimo de parcela em um procedimento de grande importância.

Para dar credibilidade à pesquisa é importante avaliar os dados por meio de ferramentas estatísticas que garantam maior robustez. Isto é, cabe ao pesquisador determinar e controlar todos os fatores que possam interferir no experimento, para que a pesquisa seja mais concisa e de maior confiabilidade. Determinar o tamanho de parcelas na experimentação agropecuária é um dos motivos ao qual está relacionado a redução do erro experimental, que decorre da heterogeneidade das parcelas (GONZÁLEZ, 2013).

O erro experimental representa a variação entre as parcelas, que ao retirar os efeitos possíveis de se controlar, pode ser diminuído, contudo não pode ser totalmente excluído. O método essencial para evitar a heterogeneidade é o uso de um delineamento experimental adequado, número de repetições, tamanho e forma de parcela, e número de tratamentos com a precisão necessária ao experimento (STORCK *et al.* 2011).

Todavia, apesar da cultura ter altas taxas de sobrevivência, para que a planta se firme no campo espera-se que as mudas sejam de boa qualidade. A qualidade atribuída a essas mudas é um aspecto de total importância para o êxito em povoamentos florestais (FERRAZ e ENGEL, 2011; SILVA *et al.*, 2012). Diversos fatores interferem no processo de desenvolvimento das mudas, pode-se citar, alguns procedimentos acerca da nutrição, solo e irrigação (COSTA *et al.*, 2011). Uma maneira de minimizar esses efeitos, é realizar o experimento sob cultivo protegido e assim, poder controlar os possíveis efeitos, a fim de obter resultados que melhorem a qualidade das mudas, e consequentemente melhor produção e

analisar o comportamento das plantas, para que as mudas cresçam sadias e então aclimatar no campo, auxiliando num melhor desenvolvimento da cultura.

Neste contexto, a definição de um tamanho ótimo de parcela para experimentos de campo e casa de vegetação, para cultura do eucalipto, contribuiria para a condução de experimentos com maior precisão, maximizando as informações obtidas no experimento, reduzindo o tempo de espera na obtenção de resultados satisfatórios à implantação da cultura, garantindo maior eficácia e eficiência do processo produtivo.

O objetivo do trabalho foi determinar o tamanho ideal de parcelas experimentais para experimentos com mudas clonais eucalipto conduzidas sob cultivo protegido utilizando o método da máxima curvatura modificado.

4.2 MATERIAL E MÉTODOS

O experimento foi conduzido na UNESP/Campus de Ilha Solteira, em condições de cultivo protegido, com mudas dos clones do híbrido VR3 *Eucalyptus grandis* x *Eucalyptus urophylla*, denominado *E. urograndis*, no período de fevereiro a junho de 2014. O solo utilizado foi coletado na camada de 0,0 a 0,20 m de profundidade, sob plantio de eucalipto, localizado no município de Três Lagoas-MS (Latitude: 20° 59'S e Longitude 51° 48' O). O solo foi peneirado (4mm) e acondicionado em sacos para mudas com 0,40 m de altura (8 kg de solo). Calcário e NPK (Nitrogênio, Fósforo e Potássio) foram incorporados, em acordo com a recomendação em uso na região para a cultura do eucalipto (1,5 mg/ha de calcário, 0,5 mg/ha NPK – 12-20-16). As mudas de eucalipto, utilizadas como indicadoras, foram doadas pela FIBRIA Ltda.

Durante o período experimental a irrigação foi controlada em acordo com a capacidade de retenção de água do solo (DA SILVA *et al.*, 2017), para evitar lixiviação e a água utilizada foi purificada em sistema de osmose reversa, o solo foi avaliado para fertilidade (RAIJ *et al.*, 2001) e textura (TEIXEIRA *et al.*, 2017), antes do início do experimento, onde verificou-se tratar-se de solo arenoso e de baixa fertilidade (Tabela 16).

Tabela 16. Fertilidade e Textura do solo.

Fertilidade											Textura*	
MO (g/dm ³)	P (mg/dm ³)	K	Ca	Mg	H+Al (mmol _c /dm ³)	Al	CTC	V (%)	m	pH	Areia	98
27	6	1,3	13	9	58	7	81,3	29	23	4,2	Silte	874
											Argila	28

Fonte: Elaborado pelo autor.

*(g kg⁻¹)

Para cálculo do tamanho ótimo de parcela o experimento foi conduzido como um ensaio em branco com 100 repetições. Ao longo do período de experimentação as mudas de eucalipto foram avaliadas para altura em centímetros (H) com régua milimetrada, diâmetro do caule na base em milímetros (DC) com paquímetro digital MTX 150 mm, teor de clorofila em folhas velhas (Clor V) e novas (Clor N) em Índice de Clorofila Falker (ICF) com ClorofiLOG (Falker Automação Agrícola, Brasil) aos 30, 60, 90 e 120 dias a partir do transplante das mudas. Após os 120 dias, as mudas foram coletadas para determinação da massa seca da parte aérea (MSPA) e do sistema radicular (MSR) obtidas após secagem em estufas de circulação.

Para calcular o tamanho ótimo de parcelas foram realizadas 31 simulações de diferentes formas de parcelas, utilizando-se o método da máxima curvatura modificado, no ensaio de uniformidade. Foram calculados para todas as variáveis estudadas coeficientes de variação para cada tamanho de parcela com base em diferentes formas, correspondentes a 17 tamanhos de parcela, sendo que o tamanho da unidade básica (ub) variou de 1 a 50 plantas e o número de parcela de 100 a 2 (Tabela 17). Para parcelas simuladas de mesmo tamanho, mas com diferentes formas, calcularam-se as médias dos coeficientes de variação para H, DC, Clor N, Clor V, MSPA e MSR.

O tamanho ótimo de parcela foi calculado pelo método da máxima curvatura modificado como proposto por Lessman e Atkins (1963). Por esse método, a relação entre o coeficiente de variação (CV) e o tamanho da parcela com X unidades básicas é explicado pelo modelo:

$$CV = aX^{-b} \quad (7)$$

Os valores a e b são os parâmetros a serem estimados. A partir da função de curvatura dada por esse modelo, determinou-se o valor da abscissa onde ocorre o ponto de máxima curvatura, dada por:

$$X_0 = \left[\frac{a^2 b^2 (2b+1)}{b+2} \right]^{\frac{1}{2b+2}} \quad (8)$$

O valor X_0 é o valor da abscissa no ponto de máxima curvatura, o qual corresponde à estimativa do tamanho ótimo da parcela experimental (MEIER; LESSMAN 1971).

Utilizou-se o teste t a 5% de probabilidade para testar as hipóteses acerca dos parâmetros do modelo utilizado.

Tabela 17. Número da simulação (NS), número de parcelas (NP), tamanho da parcela (TP) e forma da parcela (FP) para as unidades básicas de experimentos com eucalipto em casa de vegetação.

NS	NP	TP	FP	NS	NP	TP	FP	NS	NP	TP	FP
1	100	1	1x1	12	10	7	2x3+1	23	3	18	3x6
2	49	2	2x1	13	9	7	3x2+1	24	3	18	6x3
3	49	2	1x2	14	10	8	2x4	25	4	20	4x5
4	30	3	3x1	15	10	8	4x2	26	4	20	5x4
5	30	3	1x3	16	10	10	2x5	27	4	25	5x5
6	25	3	2+1	17	10	10	5x2	28	2	30	5x6
7	25	3	1+2	18	6	12	3x4	29	2	30	6x5
8	25	4	2x2	19	6	12	4x3	30	2	50	5x10
9	15	5	2x2+1	20	6	15	3x5	31	2	50	10x5
10	15	6	2x3	21	6	15	5x3				
11	15	6	3x2	22	4	16	4x4				

Fonte: Elaborado pelo autor.

1x1, lê-se: um valor da linha por um valor da coluna, 2x1, lê-se: dois valores da linha somados em cada coluna; 2+1, lê-se: soma-se dois valores da linha somando mais um valor da coluna; 2x2+1, lê-se: soma de dois valores da linha, dois valores da coluna adicionando mais uma unidade.

As análises estatísticas referentes ao método utilizado, bem como os gráficos ilustrativos foram realizados com o auxílio do software R versão 3.5.1 (R DEVELOPMENT CORE TEAM, 2018).

4.3 RESULTADOS E DISCUSSÃO

Os maiores valores de CV encontrados, independente das variáveis foram para 1 ub. A amplitude de variação encontrada para o maior e menor valor de CV considerando todas as variáveis estudadas e os respectivos tamanho de parcela foi de 36,04. Sendo o menor valor (0,62) encontrado para a variável ClorV aos 30 dias na parcela com 50 ub e o maior valor (36,66) para MSPA aos 120 dias na parcela com 1 ub.

Para Clor V o valor obtido para a menor unidade básica (1ub) foi equivalente a 10%, para DC e Clor N a 15%, para H 25%, em todas as avaliações realizadas. Para MSR e MSPA esse valor é igual e acima de 30%, respectivamente. Utilizando a classificação de coeficiente de variação de Pimentel-Gomes (2009), uma vez que não temos uma específica para eucalipto em casa de vegetação, dizemos que Clor V apresenta baixa variação, DC, Clor N e H apresentam média e MSPA e MSR apresentam alta variação. Os valores encontrados para a maior unidade básica (50 ub) foram 6% para H, 4% para DC, 2% para Clor V, 5% para Clor N e MSR e 8% para MSPA, todos os valores se enquadram na faixa de baixa variação.

De acordo com Cargnelutti Filho *et al.* (2018) coeficientes de variação experimental (CVe) menores que 10% garantem alta precisão ao experimento. Seguindo esta premissa seriam necessários apenas 4 ub para as variáveis DC, Clor V e Clor N, 6 ub para H, 18 ub para MSR e 30 ub para MSPA, mas de acordo com os resultados encontrados, em todas as variáveis analisadas percebe-se que existe um ganho de precisão quando utilizamos parcelas maiores, justificando a necessidade de calcular o tamanho ótimo de parcela para cada variável, respeitando a natureza dos dados, pois não se pode correr o risco de subestimar ou superestimar o tamanho ideal.

Todos os parâmetros do modelo encontrados para as variáveis analisadas foram significativos pelo teste t ao nível de 5% ($P < 0,001$). Os erros padrões das estimativas (Tabela 18 e 19) foram baixos para todas as avaliações e os coeficientes de determinação altos, o que determina uma boa precisão do modelo (LÚCIO *et al.* 2015).

Os valores médios de coeficiente de determinação (R^2) variaram de 90% a 98% para altura, 93% a 96% para diâmetro, 81% a 97% para Clor V, 83% a 94% para Clor N, 95% para MSPA e 94% para MSR. Já que é o (R^2) que quantifica quanto da variabilidade dos dados é explicado pelo modelo em questão (FERREIRA, 2018), o modelo utilizado explica no mínimo 80% da variação, mas, para a maioria das variáveis foram obtidos valores acima de 95% (Tabela 20, Figura 7), tendo apenas 5% não explicado pelo modelo, indicando que a metodologia utilizada (MMCM) se adequou aos dados.

Tabela 18. Estimativas dos parâmetros para o método de máxima curvatura modificado e erro padrão da estimativa (E.P.E.) para o teste t para as variáveis H, DC, MSPA e MSR.

Variáveis		H						MSPA		
Avaliações	30	60		90		120		120		
Parâmetros	$\hat{a}$	$\hat{b}$	$\hat{a}$	$\hat{b}$	$\hat{a}$	$\hat{b}$	$\hat{a}$	$\hat{b}$	$\hat{a}$	$\hat{b}$
Estimativas	19,44	0,40	22,45	0,63	21,35	0,58	25,29	0,61	37,00	0,36
E.P.E	1,07	0,03	1,04	0,04	0,64	0,22	0,78	0,02	1,32	0,03
Variáveis		DC						MSR		
Avaliações	30	60		90		120		120		
Parâmetros	$\hat{a}$	$\hat{b}$	$\hat{a}$	$\hat{b}$	$\hat{a}$	$\hat{b}$	$\hat{a}$	$\hat{b}$	$\hat{a}$	$\hat{b}$
Estimativas	13,87	0,42	12,50	0,41	12,56	0,45	14,01	0,43	30,31	0,45
E.P.E	0,49	0,02	0,53	0,25	0,53	0,03	0,63	0,03	1,32	0,03

Fonte: Elaborado pelo autor.

Para todas as variáveis o p-valor foi menor que 0,001 (Significativo pelo teste t).

Tabela 19. Estimativas dos parâmetros para o método de máxima curvatura modificado e erro padrão da estimativa (E.P.E.) para o teste t para as variáveis Clor V e Clor N.

Variável		Clor V							
Avaliações	30	60		90		120			
Parâmetros	$\hat{a}$	$\hat{b}$	$\hat{a}$	$\hat{b}$	$\hat{a}$	$\hat{b}$	$\hat{a}$	$\hat{b}$	$\hat{b}$
Estimativas	9,78	0,54	7,56	0,47	11,50	0,59	10,29	0,43	0,43
E.P.E	0,33	0,02	0,63	0,05	1,12	0,07	0,99	0,06	0,06
Variável		Clor N							
Avaliações	30	60		90		120			
Parâmetros	$\hat{a}$	$\hat{b}$	$\hat{a}$	$\hat{b}$	$\hat{a}$	$\hat{b}$	$\hat{a}$	$\hat{b}$	$\hat{b}$
Estimativas	12,34	0,33	12,97	0,48	15,58	0,44	12,84	0,36	0,36
E.P.E	0,95	0,04	0,62	0,03	1,06	0,04	0,91	0,04	0,04

Fonte: Elaborado pelo autor.

Para todas as variáveis o p-valor foi menor que 0,001 (Significativo pelo teste t).

Para a variável H, os tamanhos de parcela encontrados variaram de 3,90 aos 30 dias a 5,20 aos 120 dias (Figura 7 a), sendo indicado como adequada uma parcela de tamanho 6 ub. Para DC houve variação de 2,88 aos 60 dias a 3,18 aos 120 dias (Figura 7 b), o que sugere uma parcela de tamanho 4 ub. Já para a variável Clor V, os tamanhos de parcela variaram de

2,19 aos 60 dias a 3,16 aos 90 dias (Figura 7 c). Para a variável Clor N, variaram de 2,61 aos 30 dias a 3,49 aos 90 dias (Figura 7 d). Para as variáveis MSPA e MSR, os tamanhos de parcela encontrados aos 120 dias foram 5,98 (Figura 7 e) e 5,55 (Figura 7 f), indicando as parcelas de tamanho 6 ub como adequadas (Tabela 20).

Tabela 20. Coeficientes de determinação (R^2), coeficiente de variação correspondente ao ponto de máxima curvatura (P) e estimativas dos tamanhos ótimos de parcelas (X_{MC}) em função dos períodos de avaliação para as variáveis H, DC, Clor V, Clor N, MSPA e MSR.

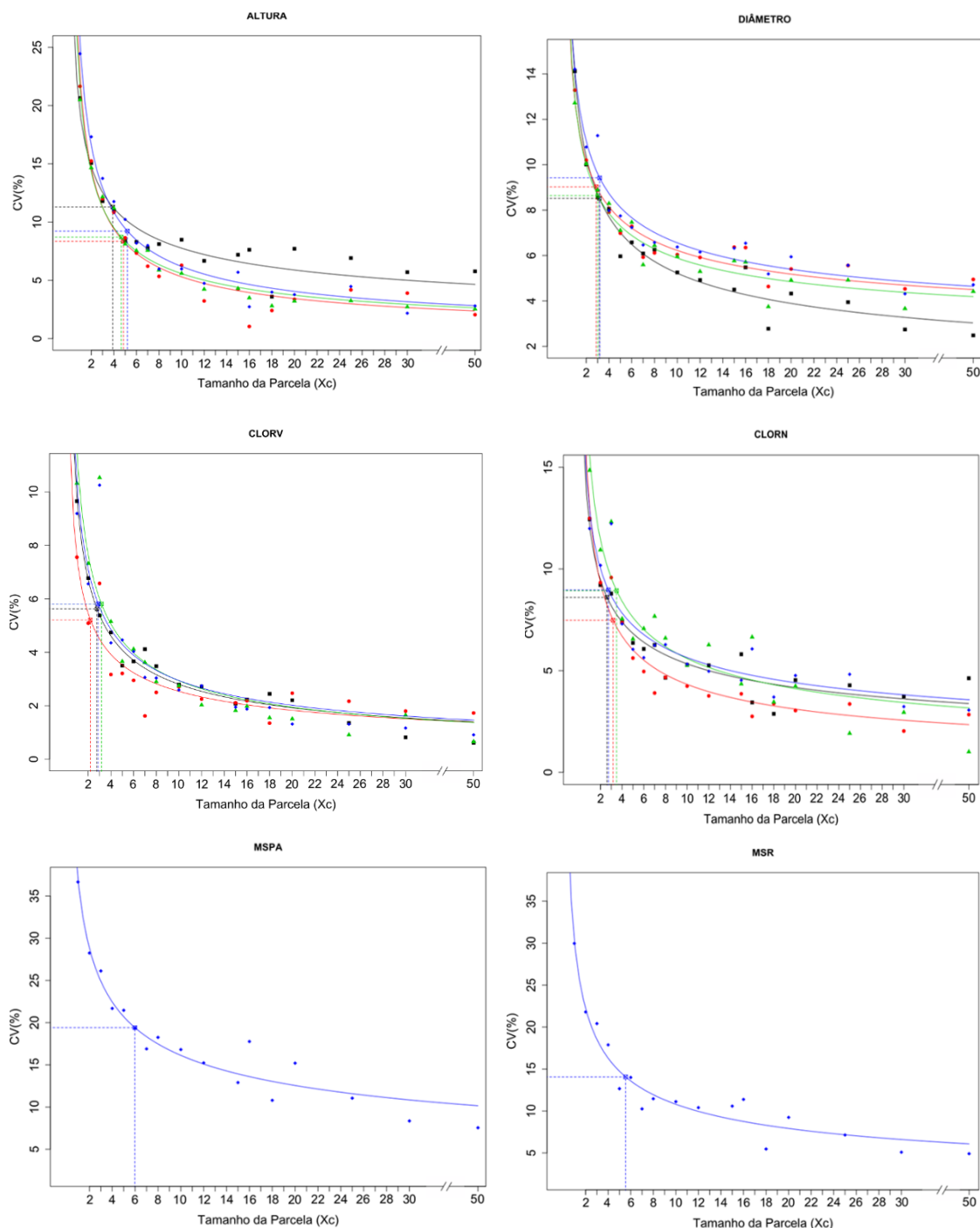
Variáveis	H				DC				MSPA
Avaliações	30	60	90	120	30	60	90	120	120
P	11,3	8,35	8,71	9,23	8,52	8,11	7,56	8,56	19,4
X_{MC}	3,90	4,85	4,65	5,2	3,16	2,88	3,02	3,18	5,98
R^2	0,90	0,96	0,98	0,98	0,96	0,93	0,95	0,94	0,95
	ClorV				ClorN				MSR
Avaliações	30	60	90	120	30	60	90	120	120
P	5,63	5,21	5,81	5,81	8,6	7,48	8,93	8,97	14,1
X_{MC}	2,77	2,19	3,16	2,87	2,61	3,17	3,49	2,73	5,55
R^2	0,97	0,82	0,83	0,81	0,89	0,94	0,88	0,83	0,94

Fonte: Elaborado pelo autor.

*H: altura; DC: diâmetro; MSPA: massa seca da parte aérea; ClorV: clorofila em folhas velhas; ClorN: clorofila em folhas novas; MSR: massa seca do sistema radicular.

Neste trabalho, a recomendação foi de 6 ub, baseada no TP mínimo necessário para todas as variáveis em estudo. Esse tamanho de parcela foi utilizado por Bartieres *et al.* (2016) e Araújo *et al.* (2015) no campo. Valores subestimados são encontrados em Matos *et al.*, 2018 e Bellé *et al.*, 2018 utilizaram uma planta por parcela e Caldeira *et al.* (2013) que utilizou 4 plantas por parcela, não corroborando com o trabalho, o que justifica a necessidade de se calcular o tamanho de parcela, que segundo este estudo não seriam suficientes para aumentar a precisão do experimento, uma vez que as informações são minimizadas, podendo não ocorrer a obtenção de resultados satisfatórios.

Figura 7. Valores obtidos nos tamanhos de parcela para as variáveis H, DC, CLORV e CLORN aos 30 (curva na cor preto), 60 (curva na cor vermelho), 90 (curva na cor verde) e 120 dias (curva na cor azul). E para as variáveis MSPA e MSR aos 120 dias.



Fonte: Elaborado pelo autor.

Valores de tamanhos de parcelas maiores foram utilizados por De Souza Magalhães *et al.* (2017) e Da Silva *et al.* (2016) 16 e 10 plantas por parcela, respectivamente, sendo 10 e 4 ub em sequência, a mais do que seria necessário, sugerindo um custo maior na realização do

experimento, uma vez que a partir de 6 plantas por parcela o ganho com precisão não se altera.

Não foram encontrados trabalhos com TP em eucalipto em casa de vegetação, mas alguns autores trabalharam com TP em campo, utilizando 3 métodos distintos: sendo a recomendação de 4 ub (Muniz *et al.* 1999), 5 ub (Muniz *et al.* 2009) e 10 ub (Simplício *et al.* 1996), pelo método de Hatheway e Williams (1958). De 10 ub (Zanon & Storck 2000) pelo método da máxima curvatura e 5 ub (SILVA *et al.* 2003) pelo método da máxima curvatura modificado.

Cargnelutti Filho *et al.* (2011), De Moraes *et al.* (2014), Padrón *et al.* (2018), Santos *et al.* (2018), autores referência na área, trabalharam com a cultura do milho, cultura de tecidos em videira, com a cultura da pimenta, com alface, utilizando o método da máxima curvatura modificado e Rodríguez *et al.* (2018) com batata-doce, demonstrando que este método já é um método consagrado.

Com o modelo da máxima curvatura modificado torna-se possível a minimização dos erros experimentais e garante maior precisão (CARGNELUTTI FILHO *et al.* 2018). Por meio desse método, as estimativas encontradas com eucalipto em campo, 5ub (SILVA *et al.* 2003) e as obtidas neste trabalho em casa de vegetação 6 ub foram muito próximas, evidenciando que o tamanho de parcela em casa de vegetação não será tão distante do valor considerado ideal para instalação no campo.

O plantio sob cultivo protegido se torna vantajoso, uma vez que é possível controlar fatores climáticos e/ou pragas que possam interferir no crescimento da planta, bem como luminosidade e temperatura que também podem interferir na produção das mesmas (COSTA *et al.*, 2010). Também, pode-se dizer, que por meio de ensaios em branco sob cultivo protegido é possível conhecer esse comportamento e após a realização das análises, as plantas podem passar por diversas aclimações até chegar no campo. Conhecer o comportamento da planta é de total importância, para se obter maior precisão experimental, pois pode-se compreender todas as características que se necessitam controlar, uma vez que podem interferir direta ou indiretamente no experimento.

4.4 CONCLUSÕES

O tamanho ótimo de parcela varia conforme as variáveis, sendo 6 plantas por parcela para altura, 4 plantas por parcela para diâmetro, Clor V e Clor N, 6 plantas por parcela para MSPA e MSR.

Baseado no tamanho ótimo de parcela mínimo que englobe todas as variáveis, recomenda-se o tamanho ótimo de parcelas com a cultura do eucalipto sob cultivo protegido de 6 plantas por parcelas.

REFERÊNCIAS

- ARAÚJO, M. J. *et al.* Número de repetições, de plantas por parcela e de avaliações para testes clonais de eucalipto. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, DF, v. 50, n. 10, p.923-931, 2015. Doi: <http://dx.doi.org/10.1590/s0100-204x2015001000008>.
- BARTIERES, E. M. M. *et al.* Hidrogel, calagem e adubação no desenvolvimento inicial, sobrevivência e composição nutricional de plantas híbridas de eucalipto. **Pesquisa Florestal Brasileira**, Brasília, DF, v. 36, n. 86, p.145-151, 2016. Doi: <http://dx.doi.org/10.4336/2016.pfb.36.86.990>.
- BELLÉ, C. *et al.* Reprodução de *pratylenchus* spp. em espécies de eucalipto (*eucalyptus* spp.). **Nematropica**, Auburn, v. 48, n. 1, p. 45-49, 2018.
- CALDEIRA, M. V. *et al.* Lodo de esgoto e vermiculita na produção de mudas de eucalipto. **Pesquisa Agropecuária Tropical**, Brasília, DF, v. 43, n. 2, p.155-163, jun. 2013. Doi: <http://dx.doi.org/10.1590/s1983-40632013000200002>.
- CARGNELUTTI FILHO, A. *et al.* Métodos de estimativa do tamanho ótimo de parcelas experimentais de híbridos de milho simples, triplo e duplo. **Ciência Rural**, v. 9, n. 41, p.1509-1516, 2011.
- CARGNELUTTI FILHO, A.; ARAUJO, M. M.; GASPARIN, E.; FOLTZ, D. R. B. Dimensionamento amostral para avaliação de altura e diâmetro de plantas de timbaúva. **Floresta e Ambiente**, Seropédica, v. 25, p. 1-9, 2018.
- COSTA, E.; MESQUITA, G. A. V. do; LEAL, P. A. M.; FERNANDES, C. D. ABOT, A. R. Formação de mudas de mamão em ambientes de cultivo protegido em diferentes substratos. **Revista Ceres**, Lavras, v. 57, n. 5, p. 679-685, 2010.
- COSTA, E.; SANTOS, L. C. R. dos; CARVALHO, C. de.; LEAL, P. A. M.; GOMES, V. do A. Volumes de substratos comerciais, solo e composto orgânico afetando a formação de mudas de maracujazeiro-amarelo em diferentes ambientes de cultivo. **Revista Ceres**, Lavras, v. 58, n. 2, p.216-222, 2011a. Doi: [10.1590/S0034-737X2011000200013](http://dx.doi.org/10.1590/S0034-737X2011000200013)
- DA SILVA, R. C. D.; SILVA JUNIOR, G. S. DA; SILVA, C. DOS S.; DOS SANTOS, C. T.; PELÁ, A. Nutrição com boro na soja em função da disponibilidade de água no solo. **Scientia Agraria**, Curitiba, v.18 n.4. p. 155-165, 2017.
- DA SILVA, A. C. *et al.* Extrato vegetal, fosfito e sulfato de zinco no controle do oídio em eucalipto. **Revista Ciência Agronômica**, Jaboticabal, v. 47, n. 1, p. 93-100, 2016.
- DE MORAIS, A. R. *et al.* Estimation of plot size for experiments with tissue culture in grape. **Semina: Ciências Agrárias**, Londrina, v. 35, n. 1, p. 113-124, 2014.

DE SOUZA MAGALHÃES, C. A. *et al.* Eficiência de fertilizantes organominerais fosfatados em mudas de eucalipto. **Scientia Agraria**, Curitiba, v. 18, n. 4, p. 80-85, 2017.

FALKER, Automação agrícola. **Manual do medidor eletrônico de teor clorofila (ClorofiLOG/CFL 1030)**. Porto Alegre, 2008. 33 p.

FERRAZ, A. V.; ENGEL, V. L. Efeito do tamanho de tubetes na qualidade de mudas de jatobá (*Hymenaea courbaril* L. VAR. *stilbocarpa* (HAYNE) LEE ET LANG.), ipê-amarelo (*Tabebuia chrysotricha* (MART. EX DC.) SANDL.) e guarucaia (*Parapiptadenia rigida* (BENTH.) BRENNAN). **Revista Árvore**, Viçosa, MG, v. 35, n. 3, p.413-423, 2011. Doi: 10.1590/S0100- 67622011000300005.

FERREIRA, P. V. **Estatística experimental**: aplicada às ciências agrárias. Viçosa, MG: UFV, 2018. 588 p.

GONZÁLEZ, G. G. H. **Estimação do tamanho ótimo de parcelas com aplicação na cultura da soja**. 2013. 85 f. Dissertação (Mestrado em Estatística e Experimentação Agropecuária) - Universidade Federal de Lavras, Lavras, 2013.

HATHEWAY, W. H.; WILLIAMS, E. J. Efficient estimation of the relationship between plot size and the variability of crop yields. **Biometrics**, Washington, v. 14, p. 207-222, 1958.

LESSMAN, K. J.; ATKINS R. E. Optimum plot size and relative efficiency of lattice designs for grain sorghum yield tests. **Crop science**, v.3, p.477-481, 1963.

LÚCIO, A. D. *et al.* Modelos não-lineares para a estimativa da produção de tomate do tipo cereja. **Ciência Rural**, Santa Maria, v. 46, n. 2, p. 233-241, 2015. Doi: <http://dx.doi.org/10.1590/0103-8478cr20150067>.

MATOS, F. S. *et al.* Disponibilidade de cálcio e crescimento de mudas de eucalipto sob estresse salino. **Agrarian**, Dourados, v. 11, n. 42, p. 299-306, 2018.

MEIER, V. D.; LESSMAN, K. J. Estimation of optimum field plot shape and size for testing yield in *Crambe abyssinica* Hochst. **Crop Science**, v.11, p.648-650, 1971.

MUNIZ, J. A. *et al.* Determinação do tamanho de parcelas experimentais em povoamentos de *Eucalyptus grandis* Hill. II- Parcelas Quadradas. **Ciência e Agrotecnologia**, Lavras, v. 2, n. 23, p.446-453, 1999.

MUNIZ, J. A. *et al.* Estudo do tamanho de parcelas experimentais em povoamentos de *Eucalyptus grandis* Hill, usando parcelas lineares. **Ciência e Agrotecnologia**, Lavras, v. 4, n. 33, p.1002-1010, 2009.

PADRÓN, R. A. R.; LOPES, Sidinei José; RENEDO, Víctor Sánchez Girón. Estimation of the optimal plot size and number of replications in a field pepper crop experiment with varying irrigation depths and application frequencies. **Scientia horticulturae**, Amsterdam, v. 237, p. 96-104, 2018.

PIMENTEL-GOMES, F. **Curso de estatística experimental**. 15. ed. Piracicaba: FEALQ, 2009. 451 p.

RAIJ, B. van; ANDRADE, J. C.; CANTARELLA, H.; QUAGGIO, J. A. **Análise química para avaliação da fertilidade de solos tropicais**. Campinas: Instituto Agrônômico, 2001. 285 p.

R CORE TEAM. R: A language and environment for statistical computing. R Foundation for Statistical Computing, Vienna, 2018. URL <http://www.R-project.org/>

RAMALHO, M. A. P.; FERREIRA, D. F.; OLIVEIRA, A. C. **Experimentação em Genética e Melhoramento de Plantas**. 3.ed. UFLA, 2012. 328 p.

RODRÍGUEZ, R. A. *et al.* Tamaño óptimo de parcela y número de repeticiones para evaluar el rendimiento de boniato con mulch y suelo descubierto. **Agrociencia Uruguay**, [S. l.], v. 22, n. 1, p. 90-97, 2018.

SANTOS, D. *et al.* Variability, plot size and border effect in lettuce trials in protected environment. **Bragantia**, Campinas, v. 77, n. 2, p. 230-242, 2018. <http://dx.doi.org/10.1590/1678-4499.2017165>.

SILVA, R. L. *et al.* Determinação do tamanho ótimo da parcela experimental pelos métodos da máxima curvatura modificado, do coeficiente de correlação intraclasse e da análise visual em testes clonais de eucalipto. **Revista Árvore**, Viçosa, v. 27, n. 5, p.669-676, 2003.

SILVA, R. F.; SAIDELLES, F. L. F.; KEMERICH, P. D. C.; STEFFEN, R. B.; SWAROWSKY, A.; SILVA, A. S. Crescimento e qualidade de mudas de Timbó e Dedaleiro cultivadas em solo contaminado por cobre. **Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental**, Campina Grande, v. 16, n. 8, p.881-886, 2012.

SIMPLÍCIO, E. *et al.* Determinação do tamanho de parcelas experimentais em povoamentos de Eucalyptus grandis Hill ex-Maiden. I-Parcelas retangulares. **Cerne**, Lavras, v. 2, n. 1, 1996.

SISTEMA NACIONAL DE INFORMAÇÕES FLORESTAL – SNIF. **Recursos Florestais**. Boletim SNIF 2017. Serviço Florestal Brasileiro, v. 1, 2017.

STORCK, L.; GARCIA, D. C.; LOPES, S. J. **Experimentação vegetal**. 3. ed. Santa Maria: Editora UFSM, 2011. 200 p.

TEIXEIRA, P. C.; DONAGEMMA, G. K.; FONTANA, A; TEIXEIRA, W. G. **Manual de métodos de análise de solo, editores técnicos**. 3. ed. rev. e ampl. Brasília: Embrapa, 2017. 574 p.

ZANON, M. L. B.; STORCK, L. Tamanho ótimo de parcelas experimentais para Eucalyptus saligna Smith em dois estádios de desenvolvimento. **Cerne**, Lavras, v. 6, n. 2, p. 104-111, 2000.

CAPÍTULO 3

COMPARAÇÃO DE MODELOS DE CRESCIMENTO APLICADOS À CULTURA DO EUCALIPTO

5 COMPARAÇÃO DE MODELOS DE CRESCIMENTO APLICADOS À CULTURA DO EUCALIPTO

RESUMO

Por ser crescente a necessidade de maior tecnologia que auxilie o processo de produção, especificamente na idade de corte na cultura do eucalipto, são necessários experimentos e estudos mais precisos e que investiguem o desenvolvimento da planta de forma mais detalhada, principalmente quando o objetivo específico é o maior volume médio ao longo da rotação. Neste sentido, modelos de crescimentos têm sido utilizados para investigar o comportamento no tempo em diversas culturas e no eucalipto a idade técnica de corte. Para avaliar o desenvolvimento do híbrido de *Eucalyptus grandis* e *Eucalyptus urophylla*, denominado *Eucalyptus urograndis*, foram avaliados dados de altura e diâmetro por períodos mensais desde o plantio de mudas até os 60 meses, com objetivo de verificar o comportamento ao longo do tempo, para tanto, foram ajustadas curvas de crescimento nos modelos Logístico, Gompertz e Von Bertalanffy, sendo utilizado o método iterativo de ajuste Newton-Raphson, a qualidade do ajuste pela análise dos resíduos, coeficiente de determinação. O critério de Informação de Akaike e o critério de Informação de Bayes foram utilizados para selecionar o modelo que mais se adequou aos dados. Os três modelos ajustados apresentaram-se apropriados para descrever curvas de crescimento para todas as variáveis analisadas. Sendo recomendado o modelo de Von Bertalanffy.

Palavras-chave: Modelos não-lineares. Modelo logístico. Modelo de Gompertz. Modelo de Von Bertalanffy.

ABSTRACT

Due to the increase in technology that support the production process, specifically on the age of cut in the eucalyptus crop, there is a need of publications and researches more accurate and to investigate the development of eucalyptus cultivation, especially when the specific objective is the highest mean volume along the rotation. In this sense, the growth models are used to investigate the behavior over time on several crops, and about eucalyptus the technical cutting age. With the purpose of evaluate the growth of the hybrid from *Eucalyptus grandis* and

Eucalyptus urophylla, named *Eucalyptus urograndis*, height and diameter data were evaluated for monthly periods from planting of seedlings up to 60 months, in order to verify the behavior over time, for which growth curves were adjusted in the Logistic, Gompertz and Von Bertalanffy models, being used the Newton-Raphson iterative tuning method, the quality of fit by residue analysis, coefficient of determination. The Akaike Information Criterion and the Bayes Information Criterion were used to select the model that best fit the data. The three adjusted models were appropriate to describe growth curves for all variables. It is recommended the model of Von Bertalanffy

Keywords: Nonlinear models. Logistic model. Gompertz model. Von Bertalanffy model.

5.1 INTRODUÇÃO

A análise dos dados sobre crescimento é importante em muitas áreas de pesquisa segundo SEBER e WILD (2003). Na biologia, o objetivo está no estudo do crescimento de animais e plantas na tentativa de compreender seus mecanismos essenciais. Na química, o interesse está na formulação do produto de uma reação química ao longo do tempo. Na medicina, o interesse está no estudo do crescimento infantil, bem como no crescimento de tumores e os efeitos de tratamentos sobre tais crescimentos. Os cientistas sociais têm grande interesse em estudar o crescimento da população, no fornecimento de alimentos e na demanda de energia. Na agricultura, o interesse está em conhecer como a produção cresce, quão rápido ela cresce, e como esses fatores se adequam a condições ou tratamentos ambientais, sendo assim, são óbvias as vantagens econômicas e administrativas.

Conhecer os hábitos de crescimento e desenvolvimento de espécies florestais é crucial para programas de reflorestamento e nas mais diversas pesquisas. Em específico para eucalipto estudar as curvas de crescimento, é de significativa importância, pois podem definir a época ideal de corte. A época ideal de corte ou época de rotação, corresponde a época em que se obtém a máxima produtividade volumétrica e econômica de um povoamento florestal (GONÇALVES *et al.*, 2017).

Busca-se estudar a época ideal para que sejam realizados determinados tratos culturais, uma vez que podem ser realizados em ocasiões em que a informação composta de uma sequência de pontos tamanho-tempo, antes que o crescimento de uma espécie seja diminuída e sintetizada num conjunto de parâmetros que tenham interpretação prática e preditiva (PRADO, 2011). Ou seja, as curvas de crescimento devem objetivar a descrição das relações

de interesse, como por exemplo, a relação peso-idade, a análise biológica dos parâmetros (fornecendo confiabilidade), um bom ajuste com pequenos desvios (fornecendo maior precisão), com pequeno nível de dificuldade do ajuste (facilitando a operacionalidade) (SILVA NETO, 2014).

Quando o modelo que melhor se ajustou ao padrão de crescimento é identificado, os parâmetros que o descrevem necessitam ser estudados, assim é possível identificar os fatores ambientais que podem influenciá-los, permitindo ajustes no padrão de crescimento (SARMENTO *et al.*, 2006).

Os modelos não lineares se mostram apropriados para descrever a curva de crescimento, pois os seus parâmetros proporcionam um maior entendimento sobre o fenômeno em estudo, do que os modelos lineares (OLIVEIRA; LÔBO; PEREIRA, 2000). A transformação de modelos não lineares em lineares nos parâmetros, pode facilitar o processo de ajuste, contudo esse processo implica em fazer proposições não realísticas no que se refere aos erros (distribuição normal com variância constante) (AMARAL, 2008); além disso, perde-se informação sobre os erros padrões dos parâmetros originais. Além disso, existem modelos que são intrinsecamente não lineares, isto é, não podem ser linearizados por transformação.

Dentre os diversos modelos não lineares, existem os modelos de curvas de crescimento. Os modelos mais utilizados são: Logístico (NELDER, 1961), Gompertz (LAIRD, 1965), Von Bertalanffy (VON BERTALANFFY, 1957), e ainda que existam variações quanto a interpretação e conteúdo dos mesmos, as funções não-lineares para as curvas de crescimento contém diversos parâmetros em comum, onde é possível agregar significado biológico a cada um deles (SILVA, 2008).

O objetivo deste trabalho foi indicar qual dos modelos não lineares de curva de crescimento (Logístico, Gompertz e Von Bertalanffy) devem ser aplicados à dados provenientes da cultura do Eucalipto.

5.2 MATERIAL E MÉTODOS

Para determinar a relação existente das variáveis altura e diâmetro das plantas de eucalipto ao longo do tempo e comparar qual modelo melhor representa essa relação, foram utilizadas 100 repetições de um ensaio em branco de plantas de eucalipto avaliadas aos 0, 2, 4, 6, 12, 24, 36, 48 e 60 meses. Os dados foram submetidos aos seguintes modelos de regressão não linear: Logístico (1), Gompertz (2) e Von Bertalanffy (3).

As formas gerais dos modelos são:

$$y_t = \alpha(1 + \beta e^{-\gamma t})^{-m} + \varepsilon \quad (9)$$

$$y_t = \alpha e - \beta e^{-\gamma t} + \varepsilon \quad (10)$$

$$y_t = \alpha(1 - \beta e^{-\gamma t})^3 + \varepsilon \quad (11)$$

em que: y_t é a resposta média, α é o parâmetro que representa o valor assintótico da curva, isto é, o valor médio livre das variações sazonais, β é uma constante que está relacionada aos valores iniciais, indicando a proporção do crescimento assintótico a ser ganho, γ é a taxa de crescimento da variável de interesse, determina a curva do crescimento, t é o tempo em dias, m representa o parâmetro que define a forma da curva nos modelos e consequentemente determina o ponto no qual passa de uma fase de crescimento inibitório, indicando o ponto que ele passa a crescer com menor intensidade.

Para estimar os parâmetros dos modelos foi empregada a técnica dos mínimos quadrados ordinários, com o uso do método iterativo de Newton-Raphson. Foram obtidos, também, os coeficientes de determinação e realizada a análise gráfica do modelo selecionado para constatar a qualidade do ajuste (HOUSEHOLDER, 1953).

Para escolher o método adequado para o experimento é essencial obter bons resultados, ou seja, o modelo selecionado deve representar muito bem o comportamento da variável resposta. Existem métodos que são capazes de medir a proporção da variação no modelo ajustado, um deles é o coeficiente de determinação ajustado (R^2_{adj}) muito utilizado em regressão linear. Embora seja uma ferramenta comum na aplicação de regressão linear, pode não ser interessante aplicá-lo em modelos não lineares, pois a quantidade de parâmetros nem sempre está relacionada com o número de variáveis explicativas. Alternativamente, é essencial usar outros métodos para comparar modelos como o critério de informação Akaike (1973) e o critério de informação bayesiano (SCHWARZ, 1978). A inferência estatística sugere que ao ajustar o modelo adequado para os dados, o de menor valor de AIC é aquele que torna mínima a distância de Kulbach-Leibler. Como resultado, pode ser considerado como aquele mais próximo do modelo real (hipotético). Logo, a partir de uma série de modelos concorrentes recomenda-se aquele que apresentar o menor valor de AIC (SILVA NETO, 2014).

As principais vantagens do AIC estão na possibilidade de comparar modelos com diferentes famílias de distribuições (modelos não aninhados) e por não precisar de mais inferências sobre o modelo para corroborar em seu resultado (BURNHAM, ANDERSON, 2004). Além disso, é fácil avaliar, já que o melhor modelo é o que possui o menor valor de AIC. De acordo com Burnham e Anderson (2002), este critério tem sido muito utilizado em

outras áreas do conhecimento como regressão espacial, biometria, pesquisa operacional, entre outras.

Apesar de suas vantagens, o AIC apresenta limitações, sendo o de maior importância, a impossibilidade de realizar um teste de hipótese. Portanto o AIC é um critério de informação e não um teste estatístico onde seria possível observar se o AIC de um modelo é significativamente menor do que outro modelo. O viés é dado pela distância infinita em relação ao ponto p , sendo p o número de parâmetros a serem considerados no modelo. Assim, o critério de informação foi definido como (AKAIKE, 1914):

$$AIC = -2\log\mathcal{L}(\hat{\theta}) + 2p \quad (12)$$

em que, p é o número de parâmetros e $\log\mathcal{L}(\hat{\theta})$ é o logaritmo natural da função de verossimilhança avaliada em $\hat{\theta}$ e pode ser interpretado como a medida do ajuste do modelo.

Na metodologia Bayesiana, a identificação de modelos é realizada como o Critério de Informação Bayesiana (BIC). O valor mínimo do BIC estimado para um determinado modelo de um subsistema é utilizado para selecionar modelos ótimos em diversos campos da estatística.

Proposto por Schwarz (1978) e modificado por Carlin e Louis (2000), o BIC é um critério de seleção de modelo para ser aplicado considerando a densidade depois dos parâmetros do modelo ajustado. Ainda avalia entre a função log-verossimilhança maximizada e o número de parâmetros do modelo, sendo escrito da seguinte forma:

$$BIC = -2\log\mathcal{L} + (p + 1)\log(n) \quad (13)$$

em que, p é a dimensão do vetor de parâmetros e n é o tamanho da amostra em que é o valor l .

Verificam-se as pressuposições sob o modelo em estudo na análise de resíduos. Algumas observações são consideradas discrepantes (outliers) quando seus resíduos são muito grandes (em valor absoluto) em relação aos demais (DRAPER; SMITH, 1998); (PRUDENTE, 2009). Logo, os pontos distintos são observações que, apesar de não proporcionarem resíduos grandes, podem modificar significativamente as estimativas dos parâmetros do modelo selecionado. De tal modo, para detectar a presença de pontos distintos ou de outliers, podem ser aplicadas técnicas com base nos resíduos ordinários e resíduos padronizados.

O resíduo para a i -ésima observação é obtido por meio da função $r_i = y_i - \hat{\mu}_i$, que mensura a diferença entre o valor observado e o valor ajustado, chamado de resíduo ordinário da variável resposta do modelo. Então pode-se afirmar que modelos bem ajustados deverão apresentar pequenos resíduos e caso contrário, modelos mal ajustados apresentarão grandes

resíduos. De acordo com Cordeiro e Neto (2006), os resíduos ordinários não são muito informativos, pois não apresentam variância constante $Var_{r_i} = \sigma^2(1 - h_{ii})$, pois depende dos valores de h_{ii} .

Para garantir a independência do numerador e denominador, faz-se a padronização dos resíduos, obtendo o chamado o resíduo estudentizado, definido como:

$$z_i^* = \frac{e_i}{\sigma_i^2(1-h_{ii})}, i = 1, 2, \dots, n \quad (14)$$

A matriz jacobiana da transformação $\tilde{X} = F(\theta) = X(X^T X)^{-1} X^T$ é utilizado para identificar as observações distintas. As estimativas dos elementos h_{ij} da matriz $\tilde{X}$ podem ser explicados como a magnitude da alavancagem exercida pelos valores observados (y_i) sobre os valores ajustados ($\hat{y}_i$). Assim sendo, a averiguação dos elementos da matriz $\tilde{X}$ pode mostrar pontos potencialmente distintos correspondente à sua localização no ambiente das variáveis independentes.

Cook (1977) recomendou o emprego de uma medida do quadrado da distância entre a estimativa dos mínimos quadrados $\hat{\theta}$ e uma estimativa adquirida excluindo-se o i -ésimo ponto, $\hat{\theta}_{(i)}$. Portanto, a medida desta distância, nomeada distância de Cook, pode ser demonstrada como sendo:

$$D_i = \frac{(\hat{\theta}_{(i)} - \hat{\theta})^T (X^T X)^{-1} (\hat{\theta}_{(i)} - \hat{\theta})}{P \times MS_E} \quad (15)$$

em que, MS_E é a média dos quadrados do erro. Portanto, pode-se interpretar D_i , também, como a medida da mudança no vetor dos valores ajustados quando não se utiliza a observação i para estimar $\hat{\theta}$.

A distância de Cook antecipa uma classificação das observações na relação de sua influência sobre o vetor dos cálculos dos coeficientes. A finalidade não é aplicar um teste formal, e sim prover um auxílio para detectar as observações influentes. É apropriado avaliar os casos em que $D_i > 0,5$ e é sempre importante considerar casos em que $D_i > 1$ (COOK e WEISBERG, 1982). A análise expressa-se na verificação de a observação ser realmente influente ou se é resultado de um modelo impróprio.

Para a estimação dos parâmetros do modelo não linear foi utilizada a técnica dos mínimos quadrados ordinários, com o uso do método iterativo de Newton-Raphson (Bates e Watts, 1980). Dentre as estatísticas fornecidas pelo procedimento de estimação, foram obtidos intervalos de confiança para os parâmetros, bem como o coeficiente de determinação assintótico (R^2_{adj}). Para a comparação dos modelos foi utilizado os critérios de informação AIC e BIC.

Após obtenção das estatísticas citadas acima, procedeu-se a análise gráfica do modelo selecionado para verificar a qualidade do ajuste e a obtenção das medidas de não linearidade. Os ajustes inferenciais foram realizados com o uso do Software R versão 3.5.1 (R CORE TEAM, 2019).

5.3 RESULTADOS E DISCUSSÃO

Ao analisar os parâmetros dos modelos (Tabelas 21 e 22) é possível verificar o p-valor ao nível de 5% de significância pelo teste t.

Tabela 21. Estimativas dos parâmetros para o modelo Logístico, Gompertz e Von Bertalanffy, erro padrão da estimativa (E.P.E.), valor-p para o teste t para altura em função dos meses.

Modelos	Parâmetros	Estimativas	E.P.E.	p-valor	IC (95%)
Logístico	α	18,6332	0,8767	<0,0001	[16,4896 ; 21,5251]
	β	3,1082	0,4612	0,0005	[2,2757 ; 4,6828]
	γ	0,1517	0,0251	0,0009	[0,09976 ; 0,2417]
Gompertz	α	19,5106	0,7419	<0,0001	[17,1845 ; 21,7837]
	β	4,2403	0,6095	0,0004	[3,1948 ; 6,5235]
	γ	0,0891	0,0102	0,0001	[0,0661 ; 0,1216]
Von Bertalanffy	α	20,0619	0,7049	<0,0001	[18,4456 ; 22,2273]
	β	0,8887	0,0771	<0,0001	[0,7400 ; 1,1613]
	γ	0,0712	0,0071	<0,0001	[0,0545 ; 0,0933]

Fonte: Elaborado pelo autor.

Os ajustes de cada modelo em relação aos dados (Figuras 8 e 9) mostram a relação existente entre a altura e o diâmetro das plantas de eucalipto ao longo dos meses e os gráficos sugerem curvas de crescimento normal. Nota-se, que não há valores discrepantes nos dados observados, pois nenhum valor está fora do intervalo do erro padrão da estimativa (E.P.E). Os modelos apresentaram bom ajuste.

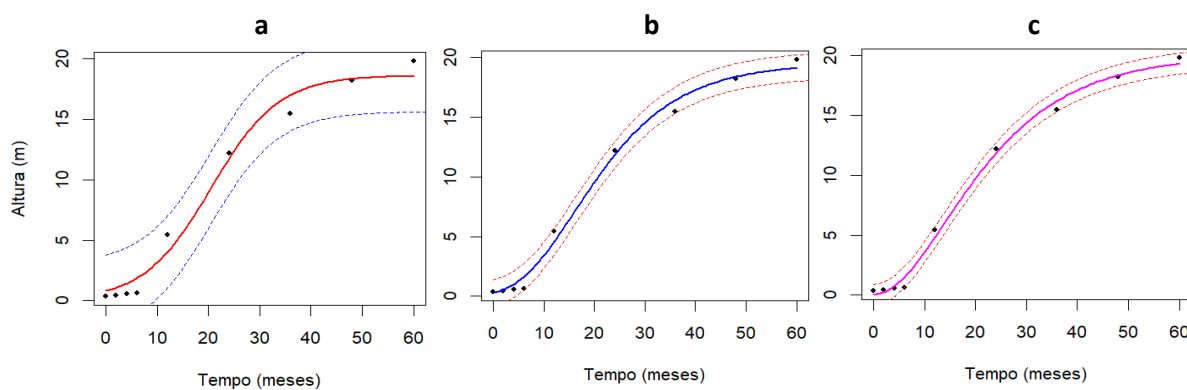
Os resultados mencionados (Tabelas 21 e 22) dão indicativos de que os modelos de regressão Logístico (9), o Gompertz (10) e o Von Bertalanffy (11), se ajustaram bem aos dados. Nota-se ainda que os intervalos de confiança dão um indicativo de significância dos parâmetros, uma vez que não contêm o valor 0.

Tabela 22. Estimativas dos parâmetros para o modelo Logístico, Gompertz e Von Bertalanffy, erro padrão da estimativa (E.P.E.), valor-p para o teste t para o diâmetro em função dos meses.

Modelos	Parâmetros	Estimativas	E.P.E.	Valor-p	IC (95%)
Logístico	α	12,9526	0,4370	<0,0001	[11,8722 ; 14,1448]
	β	3,0908	0,3520	<0,0001	[2,4048 ; 4,1370]
	Υ	0,1699	0,0217	<0,0001	[0,1234 ; 0,2442]
Gompertz	α	13,3528	0,3212	<0,0001	[12,5824 ; 14,2352]
	β	4,3370	0,4790	0,0001	[3,4207 ; 6,0390]
	Υ	0,1037	0,0087	<0,0001	[0,0836 ; 0,1309]
VonBertalanffy	α	13,5965	0,3316	<0,0001	[12,8105 ; 14,5374]
	β	0,9217	0,0726	<0,0001	[0,7675 ; 1,1842]
	Υ	0,084	0,0070	<0,0001	[0,0680 ; 0,1067]

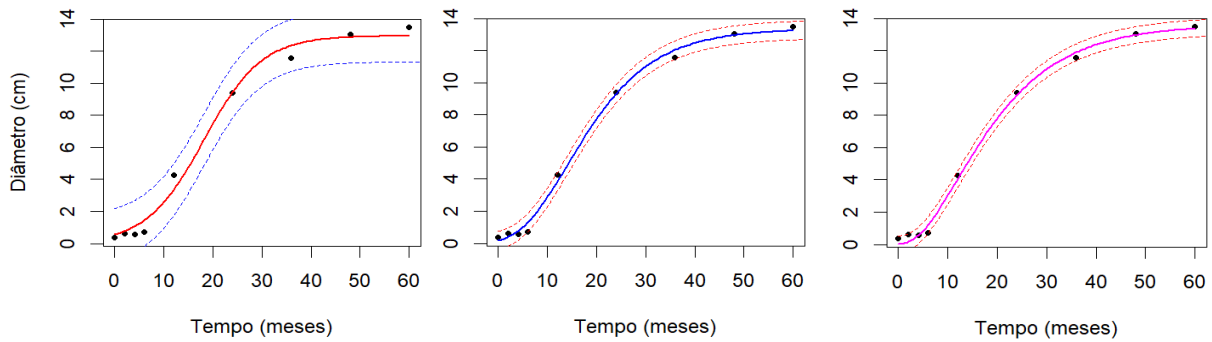
Fonte: Elaborado pelo autor.

Figura 8. Ajuste dos modelos Logístico, Gompertz e Von Bertalanffy para altura do caule do Eucalipto ao longo dos meses.



Fonte: Elaborado pelo autor.

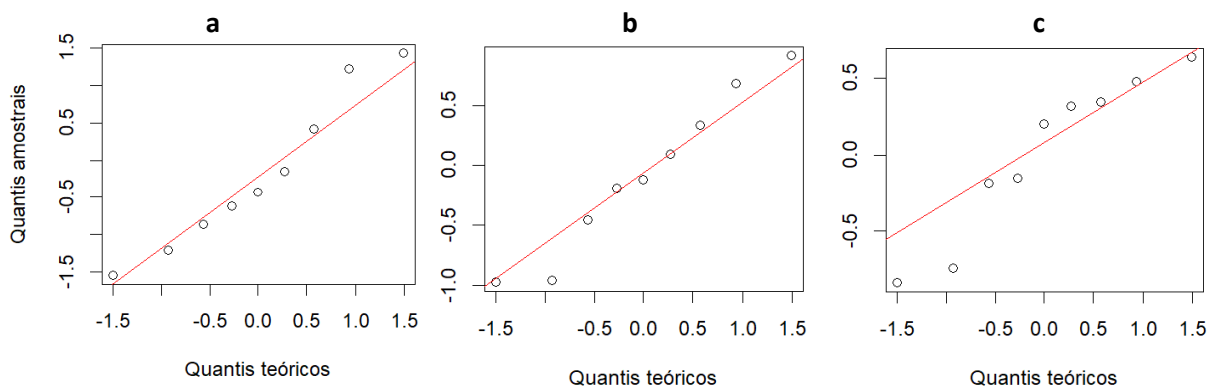
Figura 9. Ajuste dos modelos Logístico, Gompertz e Von Bertalanffy para o diâmetro do caule do Eucalipto ao longo dos meses.



Fonte: Elaborado pelo autor.

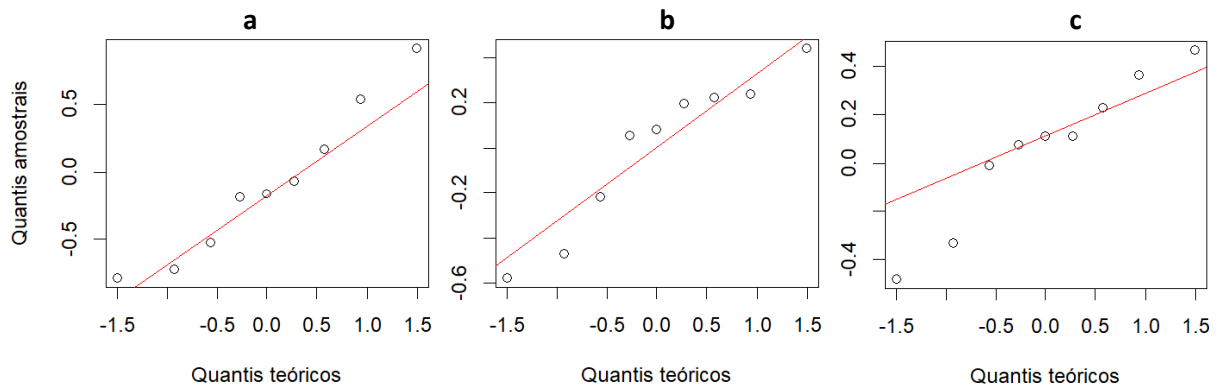
As variáveis altura das plantas e diâmetro do caule apresentam normalidade (Figura 10) e não há presença de pontos discrepantes nos dados observados para essas variáveis.

Figura 10. Quantis normais para a relação existente entre altura das plantas do Eucalipto ao longo dos meses para os modelos Logístico, Gompertz e Von Bertalanffy.



Fonte: Elaborado pelo autor.

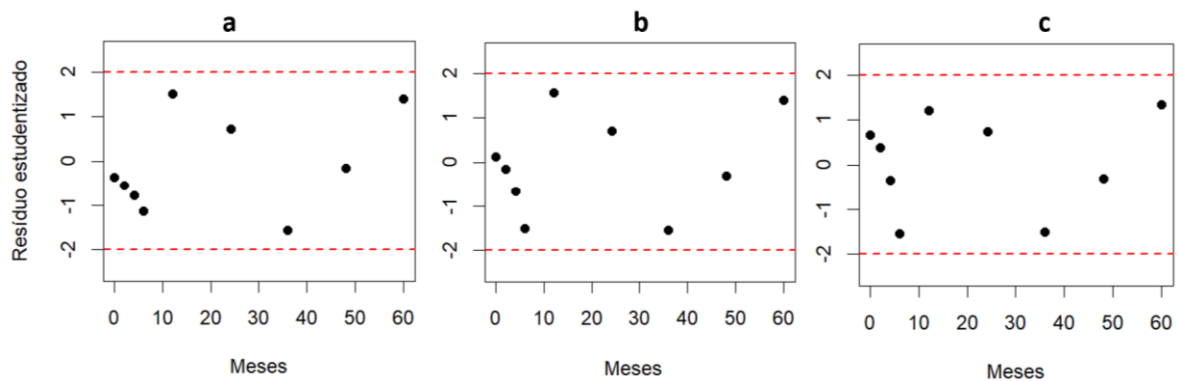
Figura 11. Quantis normais para a relação existente entre diâmetro das plantas do Eucalipto ao longo dos meses para os modelos Logístico, Gompertz e Von Bertalanffy.



Fonte: Elaborado pelo autor.

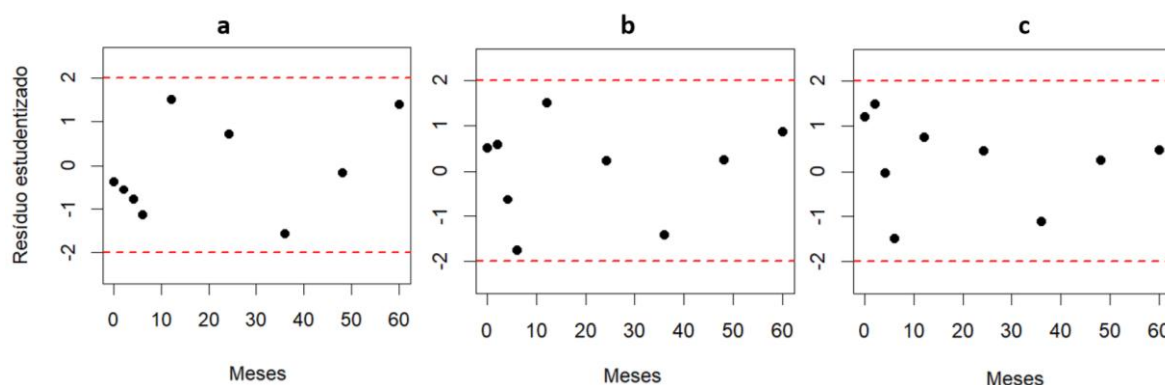
Na Figura 12 estão demonstrados os resíduos estudantizados, nesta figura é possível identificar que não ocorreram observações extremas à tendência central em todos os modelos estudados, todos os valores estão no intervalo (-2.2) , se existissem pontos a mais de dois desvios padrão do centro nos quadrantes superior esquerdo e inferior direito seriam considerados outliers e deveriam ser retirados.

Figura 12. Resíduos estudantizados para a relação existente entre a altura das plantas do Eucalipto ao longo dos meses para os modelos Logístico, Gompertz e Von Bertalanffy.



Fonte: Elaborado pelo autor.

Figura 13. Resíduos estudentizados para a relação existente entre o diâmetro do caule do Eucalipto ao longo dos meses para os modelos Logístico, Gompertz e Von Bertalanffy.

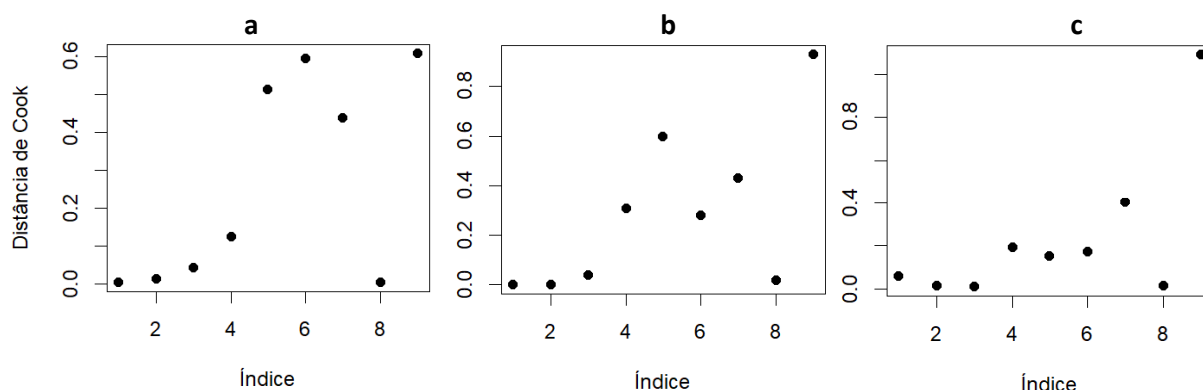


Fonte: Elaborado pelo autor.

O modelo Von Bertalanffy apresentou valor para distância de Cook (D_i) de 0,2521 na variável diâmetro e 1,0932 na variável altura. Se for considerado que esse modelo para a variável altura apresentou valor muito próximo a 1, neste caso não tem-se valores discrepantes. Para os demais modelos em ambas variáveis foram encontrados valores pela distância de Cook (D_i) menores que a unidade absoluta (< 1 em módulo) em todas as situações apresentadas. Se a opção fosse considerar o valor do D_i maior que a unidade absoluta (> 1 em módulo) sobre todos os valores ajustados, essa observação discrepante deveria ser removida e deveria ser realizado novo ajuste. Neste trabalho este valor não foi considerado discrepante, portanto não foram encontrados pontos de alavancagem (*leverage points*) pela distância de Cook (Figuras 14 e 15), tanto para a altura da planta como para o diâmetro do caule.

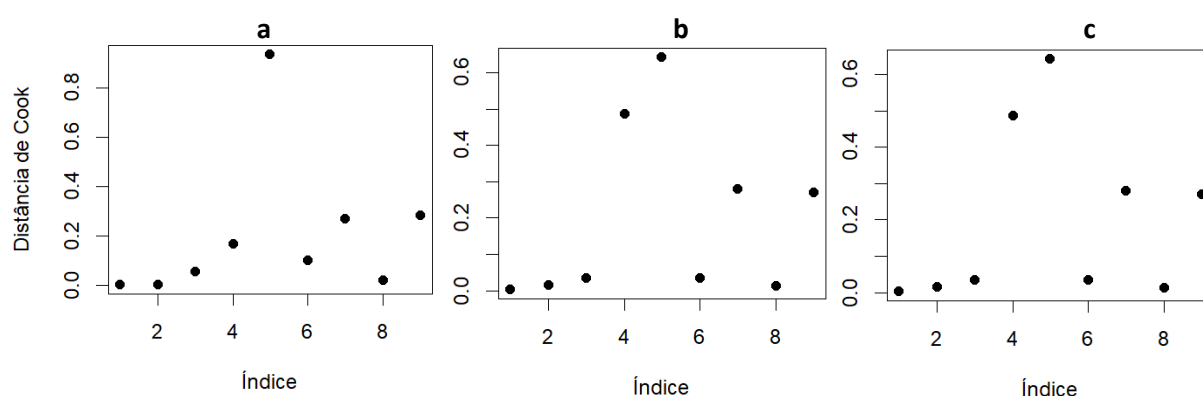
Ainda nas Figuras 14 e 15 verificamos que os modelos tiveram comportamentos distintos nas variáveis avaliadas quando foram avaliadas as observações influentes. O ponto de partida para se considerar a observação influente foi quando o valor de distância de Cook D_i foi maior do que $F_{(50\%;2;7)} = 0,766548$. Na a variável altura tanto o modelo de Gompertz quanto o Von Bertalanffy apresentaram valores maiores para essa distância (0,9286 e 1,0932, respectivamente), já no modelo logístico foi encontrado valor inferior (0,6082). Na variável diâmetro o comportamento foi contrário, apenas o modelo logístico apresentou valor superior a essa distância (0,9350), o método de Gompertz e Von Bertalanffy apresentaram valores menores (0,6418 e 0,2521, respectivamente), ou seja, nesses modelos pode-se afirmar que nenhuma observação foi considerada influente segundo esse critério.

Figura 14. Distâncias de Cook para a relação existente entre a altura as plantas do caule do Eucalipto para os modelos Logístico, Gompertz e Von Bertalanffy.



Fonte: Elaborado pelo autor.

Figura 15. Distâncias de Cook para a relação existente entre o diâmetro do caule do Eucalipto para os modelos Logístico, Gompertz e Von Bertalanffy.



Fonte: Elaborado pelo autor.

Uma vez realizadas as análises, foram empregados critérios para verificar a qualidade do ajuste, além de comparar os modelos. Tanto para a variável altura quanto a variável diâmetro, os coeficientes de determinação obtidos foram altos, acima de 98% para todos os modelos. Observa-se que o melhor ajuste foi o do modelo Von Bertalanffy, que apresentou para ambas as variáveis os menores valores para o critério de informação AIC e BIC, e o maior valor para (R_{adj}^2) conforme os dados ajustados (Tabela 23).

Tabela 23. Coeficiente de determinação (R^2_{adj}) e valores de AIC e BIC para os modelos ajustados referente a altura e o diâmetro do Eucalipto.

Variável	Modelo	R^2	AIC	BIC
Altura	Logístico	0,9818	33,4309	34,2198
	Gompertz	0,9912	25,1626	25,9515
	Von Bertalanffy	0,9959	20,8986	21,6875
Diâmetro	Logístico	0,9894	22,4639	23,2528
	Gompertz	0,9953	13,2700	14,0589
	Von Bertalanffy	0,9963	11,4927	12,2816

Fonte: Elaborado pelo autor.

Diferente dos resultados encontrados neste trabalho Ribeiro *et al.* (2017) concluíram que os modelos Logístico, Gompertz e Von Bertalanffy não são apropriados para descrever os dados para variável biomassa do fuste. Resultados semelhantes aos obtidos neste trabalho foram encontrados por Caterina (2017), que utilizou o modelo de Gompertz para descrever as curvas de crescimento para as variáveis DAP e altura, encontrando que o modelo se mostrou adequado para dos dados analisados. Camargos (2017) utilizou o modelo Logístico para descrever as variáveis: área basal, volume e altura; Mendonça *et al.* (2014) utilizou esse modelo para descrever a variável volume, esses autores consideraram o modelo adequado para descrever as curvas de crescimento dos dados analisados.

5.4 CONCLUSÕES

A utilização de modelos não lineares ajustados, Logístico, Gompertz e Von Bertalanffy apresentaram-se apropriados para descrever curvas de crescimento para os dados das variáveis altura e diâmetro, apresentando bom ajuste para todos os modelos. Valores menores para o Critério de Informação de Akaike (AIC) e Critério de Informação Bayesiano (BIC) e maior valor para R^2 , fazem o método de Von Bertalanffy o método que melhor se ajustou ao conjunto de dados.

REFERÊNCIAS

AKAIKE, H. A new look at the statistical model identification. **IEEE Transactions on Automatic Control**, Boston. v. 19, n. 6, p. 716-723, 1974.

AMARAL, M. T. R. **Abordagem Bayesiana para curva de crescimento com restrição nos parâmetros**. 2008. 109 f. Dissertação (Mestrado em Biometria e Estatística Aplicada) - Universidade Federal Rural de Pernambuco, Recife, 2008.

BATES, D. M.; WATTS, D. G. **Nonlinear regression analysis and its applications**. New York: Wiley series in probability e mathematical statistics, 1988. 365 p.

BURNHAM, K. P.; ANDERSON D. R. **Model selection and multimodel inference: a practical information-theoretic approach**. 2nd edn. Springer. New York. 2002.

BURNHAM, K. P.; ANDERSON, D. R. Multimodel inference: understanding AIC and BIC in model selection. **Sociol Methods Res**, Thousand Oaks, v. 33, p. 261–304, 2004.

CARLIN, B.; LOUIS, T. **Bayes and empirical bayes methods for data analysis**. 2 edition. 2000.

CATERINA, G. L. **Curvas de crescimento de *Eucalyptus spp* em plantios de diferentes espaçamentos**. 2017. 82 f. Tese (Doutorado) - Faculdade de Ciências Agrônômicas, Universidade Estadual Paulista, Botucatu, 2017.

COOK, R. D. Detection of influential observations in linear regression. **Technometrics**, Alexandria, v. 19. p. 15-18, 1977.

CORDEIR, G. M.; PRUDENTE, A. A.; DEMETRIO, C. G. B. Uma revisão dos modelos normais não lineares. **Revista Brasileira de Biometria**, São Paulo, v. 27, n. 3, 2017.

DE CAMARGOS, J. L. **Modelagem do crescimento e produção florestal com número variável de parcelas mensuradas**. 2017. 118 f. Dissertação (Mestrado), Universidade Federal Dos Vales Do Jequitinhonha E Mucuri, Diamantina, 2017.

DE MENDONÇA, A. R.; CALEGARIO, N.; DA SILVA, G. F.; DE SOUZA, A. L.; TRUGILHO, P. F.; CARVALHO, S. P. C.; e POSSATO, E. L. Modelagem da produção de sortimentos em povoamentos de eucalipto. **Cerne**, Lavras, v. 20, n. 4, p. 587–594, 2014. Doi 10.1590/01047760201420041366.

DRAPER, N. R.; SMITH. H. **Applied regression analysis**. 3. ed. New York: J. Wiley. 1998. 706 p.

GONÇALVES, J. C. *et al.* Análise Econômica Da Rotação Florestal De Povoamentos De Eucalipto Utilizando A Simulação De Monte Carlo. **Ciênc. Florest.**, Santa Maria . v. 27. n. 4. p. 1339-1347. Dez. 2017. Disponível em: http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S1980-50982017000401339&lng=en&nrm=iso. Acesso em: 5 de julho de 2019.

HOUSEHOLDER, A. S. **Principles of numerical analysis**. New York: McGraw Hill, 1953. 302 p.

KENNEDY, P. **A Guide to econometrics**. Massachusetts: Blackwell Publishing, 2008.

KERLINGER, F. N. V. **Metodologia da Pesquisa em Ciências Sociais um tratamento conceitual**. São Paulo: Editora da Universidade de São Paulo, 1990.

LAIRD, A. K. Dynamics of relative growth. **Growth**, [S. l.], v. 29, n. 9, p. 249-263, 1965.

LORENZI, H. **Árvores brasileiras**: manual de identificação e cultivo de plantas arbóreas do Brasil. vol. 1. 4. ed. Nova Odessa: Instituto Plantarum. 2002. v.4. p. 174.

NELDER, J. A. The fitting of a generalization of the logistic curve. **Biometrics**, v. 17. p. 89-94, 1961.

OLIVEIRA, H. N.; LÔBO, R. B.; PEREIRA, C. S. Comparação de modelos não-lineares para descrever o crescimento de fêmeas da raça guzerá. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**. Brasília, DF, v. 35. n. 9. p.1843-1851, 2000.

PRADO, T. K. L. **Modelos não-lineares no crescimento de frutos de coqueiro**. 2011. 93 f. Dissertação (Mestrado em Estatística e Experimentação Agropecuária) - Universidade Federal de Lavras, Lavras, 2011.

PRUDENTE, A. A. **Modelos não-lineares de regressão**: alguns aspectos de teoria assintótica. [S. l.], 2009.

RAIJ, B. van; QUAGGIO, J. A. **Métodos de análise de solo para fins de fertilidade**. Campinas. Instituto Agrônomo. 1983. 31p. (Boletim técnico, 81).

REZENDE, D. M. L. C.; MUNIZ, J. A.; FERREIRA, D. F.; SILVA, F. F.; AQUINO, L. H.de. Ajuste de modelos de platô de resposta para a exigência de zinco em frangos de corte. **Ciência e Agrotecnologia**, Lavras, v. 31, p. 468-478, 2007.

RIBEIRO, M. D. D. S. B.; JORGE, L. A. B.; MISCHAN, M. M.; DOS SANTOS, A. L.; BALLARIN, A. W. Avaliação da produção de biomassa do fuste de um clone híbrido de eucalipto sob diferentes espaçamentos. **Ciência Florestal**, Santa Maria, v. 27, n. 1, p. 31-45, 2017.

R DEVELOPMENT CORE TEAM. **R**: A language and environment for statistical computing. R Foundation for Statistical Computing. Vienna, 2017. URL <http://www.R-project.org>.

SAMPAIO, M. F *et al.* Influência de diferentes substratos associados a métodos de superação de dormência na germinação e emergência de sementes de jatobá (*Hymenaea courbaril* L.). **Revista Farociencia**, [S. l.], v. 2, n. 1, p. 11-27, 2016.

SARMENTO, J. L. R. *et al.* Estudo da curva de crescimento de ovinos Santa Inês. Revista Brasileira de Zootecnia. v. 35. n. 02. p. 435-442. 2006. SCHWARZ, G. (1978). Estimating the dimension of a model. **The Annals of Statistics**, v. 6, n. 2, p. 461-464, 2006.

SEBER, G. A. F.; WILD, C. J. **Nonlinear regression**. New York: J. Wiley & Sons, 2003. 792 p.

SILVA, N. A. M.; MUNIZ, J.A.; SILVA, F.F.; AQUINO, L.H.; GONCALVES, T. M. Aplicação do método Bayesiano na estimação de curvas de crescimento de animais da raça Nelore. **Ceres**, Viçosa, v. 54, p. 192-199, 2008.

SILVA NETO, J. S. **Comparação de modelos de crescimento aplicados a cultura do mamoeiro**. 2014. 34 f. TCC (Graduação) - Curso de Bacharelado em Estatística. Estatística. Universidade Estadual da Paraíba. Campina Grande. 2014.

SOUZA, V. M. S.; SEGATO, S. V. DORMANCY BREAK IN JATоба (HYMENAEA COURBARIL L.) SEEDS. **Nucleus**, Ituverava, v. 13, n. 1, p. 71-80, 2016.

TRIOLA, M. F. **Introdução à estatística**. Rio de Janeiro: LTC, 1999.

VON BERTALANFFY, L. Quantitative laws in metabolism and growth. **Quarterly Review of Biology**, New York, v. 3, p. 218, 1957.

6 CONSIDERAÇÕES FINAIS

A recomendação correta de tabela de classificação de coeficiente de variação, deve levar em consideração a natureza dos dados em estudo e a frequência com que os dados amostrais pertencerão às classes. A partir dos dados analisados, recomenda-se a tabela de classificação de coeficiente de variação de Garcia (1989).

Para as estimativas do tamanho de parcelas, é essencial que o cálculo seja realizada para cada tipo de experimento, de modo particular para cada experimento, pois fatores externos, como local onde a planta foi inserida, e internos, como características da planta, idade, irão influenciar no número de plantas por unidade básica que deverá ser utilizado.

Em experimentos com a cultura do eucalipto, não houve muita variabilidade relacionada ao tamanho de parcela obtido pelo método da máxima curvatura modificada. Os tamanhos variaram de 4 unidades básicas (DC, ClorV e ClorN) a 6 unidades básicas (H; MSPA e MSR). Logo, recomenda-se o uso de parcelas de 6 unidades básicas, pois ele engloba todas as variáveis em estudo.

Os modelos não lineares, foram adequados na elaboração de curvas de crescimento neste estudo. Todos os modelos ajustados neste trabalho (Logístico, Gompertz e Von Bertalanffy) são considerados adequados para descrever as curvas de crescimento para os dados de todas as variáveis estudadas. O modelo de Von Bertalanffy (Von BERTALANFFY, 1957) apresentou critérios mais satisfatórios para a tomada de decisão por este modelo, apresentando menores valores para AIC e BIC, e valores altos para o coeficiente de determinação a partir de dados ajustados.

REFERÊNCIAS

GARCIA, C. H. **Tabelas para classificação do coeficiente de variação**. Piracicaba: IPEF, 1989. 11 p.

VON BERTALANFFY, L. Quantitative laws in metabolism and growth. **Quarterly Review of Biology**, New York, v. 3, p. 218, 1957.