

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

**QUANTIFICAÇÃO DA BIOMASSA FOLIAR DE
Nectandra megapotamica (Spreng.) Mez**

DISSERTAÇÃO DE MESTRADO

Dilson Sousa Rocha Júnior

Santa Maria, RS, Brasil

2013

QUANTIFICAÇÃO DA BIOMASSA FOLIAR DE
Nectandra megapotamica **(Spreng.) Mez**

Dilson Sousa Rocha Júnior

Dissertação apresentada ao Curso de Mestrado do Programa de Pós-Graduação em Engenharia Florestal, Área de Concentração em Manejo Florestal, da Universidade Federal de Santa Maria (UFSM, RS), como requisito parcial para obtenção do grau de
Mestre em Engenharia Florestal

Orientador: Prof. Dr. Frederico Dimas Fleig

Santa Maria, RS, Brasil

2013

Ficha catalográfica elaborada através do Programa de Geração Automática da Biblioteca Central da UFSM, com os dados fornecidos pelo(a) autor(a).

Rocha Júnior, Dilson Sousa
Quantificação da biomassa foliar de *Nectandra*
megapotamica (Spreng.) Mez / Dilson Sousa Rocha Júnior.-
2013.
110 p.; 30cm

Orientador: Frederico Dimas Fleig
Dissertação (mestrado) - Universidade Federal de Santa
Maria, Centro de Ciências Rurais, Programa de Pós-
Graduação em Engenharia Florestal, RS, 2013

1. Canela-preta 2. Modelagem 3. Posição sociológica I.
Fleig, Frederico Dimas II. Título.

**Universidade Federal de Santa Maria
Centro de Ciências Rurais
Programa de Pós-Graduação em Engenharia Florestal**

A Comissão Examinadora, abaixo assinada,
aprova a Dissertação de Mestrado

**QUANTIFICAÇÃO DA BIOMASSA FOLIAR DE
Nectandra megapotamica (Spreng.) Mez**

elaborada por
Dilson Sousa Rocha Júnior

como requisito parcial para obtenção do grau de
Mestre em Engenharia Florestal

COMISSÃO EXAMINADORA:

Frederico Dimas Fleig, Dr.
(Presidente/Orientador)

Jorge Antonio de Farias, Dr. (UFSM)

Sandro Vaccaro, Dr. (FACEBG)

Santa Maria, 04 de março de 2013.

*À minha família,
em especial aos meus pais, Olinda Rocha e Dilson Rocha,
aos meus irmãos, Danielle Chaves e João Pedro Rocha,
ao meu sobrinho, Enzo Chaves, e
aos que virão
dedico...*

AGRADECIMENTOS

À Universidade Federal de Santa Maria e ao Programa de Pós-Graduação em Engenharia Florestal pela oportunidade de estudo.

À CAPES, pelo fornecimento da bolsa de estudos, que garantiu o sustento financeiro necessário à realização deste curso.

Ao meu orientador, Prof. Dr. Frederico Dimas Fleig, pelos ensinamentos, atenção, paciência e dedicação em todas as fases deste trabalho.

Aos professores, Dr. César Augusto Guimarães Finger, Dr. Paulo Renato Schneider e Dr. Solon Jonas Longhi, pelos conhecimentos a mim transmitidos.

Aos professores, Dr. Jorge Antonio Farias e Dr. Sandro Vaccaro, pela disponibilidade em participar da banca examinadora e pelas contribuições durante a defesa.

Aos meus colegas e amigos, M.Sc. Lílian Daniel Pereira, M.Sc. Evandro Alcir Meyer, M.Sc. Thomas Schröder e a Karina Lanzarin, pela troca de experiências, e que de forma dedicada e divertida auxiliaram na coleta dos dados.

À família Meyer, em especial ao senhor Nilvo e a senhora Lovane, pelo fornecimento da propriedade rural para a coleta dos dados, bem como pela hospitalidade e zelo durante as pesquisas.

Aos colegas do Laboratório de Manejo Florestal, pelo companheirismo e conhecimentos compartilhados.

A todos que, de uma forma ou de outra, contribuíram para que eu concluísse mais uma etapa em minha vida.

Muito Obrigado!

RESUMO

Dissertação de Mestrado
Programa de Pós-Graduação em Engenharia Florestal
Universidade Federal de Santa Maria, RS, Brasil

QUANTIFICAÇÃO DA BIOMASSA FOLIAR DE *Nectandra megapotamica* (Spreng.) Mez

Autor: Dilson Sousa Rocha Júnior
Orientador: Dr. Frederico Dimas Fleig
Data e Local de Defesa: Santa Maria, 04 de março de 2013.

Este trabalho teve como objetivo quantificar e descrever a biomassa foliar para árvores de *Nectandra megapotamica* (Spreng.) Mez na região da Quarta Colônia de Imigração Italiana, RS. A coleta dos dados foi realizada na localidade de Val Feltrina, no município de Silveira Martins e, em Novo São Paulo, no município de Agudo, ambos localizados na região central do Rio Grande do Sul. Foram amostradas 36 árvores, sendo que 20 pertenciam a posição sociológica sob dossel e 16 pertenciam ao dossel. Nestas árvores foram amostrados ramos compostos e destes extraídos os ramos simples. Nas árvores sob dossel, os ramos compostos foram retirados em três faixas de posição na copa. Já nos indivíduos do dossel, a amostragem de ramos compostos se deu de maneira aleatória dentre os ramos apicais. As seguintes variáveis dendrométricas foram obtidas em cada amostra: diâmetro à altura do peito, altura total, diâmetro da base, área transversal à altura do peito, área transversal da base, comprimento total, comprimento folhado, biomassa foliar verde e biomassa foliar seca. Somente nas árvores sob dossel, as seguintes variáveis morfométricas foram mensuradas: altura de inserção da copa, raio médio da copa, área de projeção da copa, comprimento da copa, formal de copa, relação h/d, grau de copa, índice de abrangência e índice de saliência. Dentre as variáveis dendrométricas, o comprimento folhado foi o que apresentou maior correlação com a biomassa foliar, tanto para os ramos simples e compostos do sob dossel e dossel quanto para as árvores sob dossel. Para um mesmo valor de comprimento folhado, verificou-se uma maior produção de biomassa foliar verde e seca nas amostras provenientes do dossel. A posição dos ramos compostos na copa das árvores não influenciou significativamente na produção de biomassa foliar verde e seca. Dentre as variáveis morfométricas, a área de copa, seguida do diâmetro da copa, teve maior correlação com a biomassa foliar verde e seca. A formal de copa, o grau de copa e o índice de abrangência não tiveram correlação com as biomassas foliares das árvores de canela-preta sob dossel. A relação do peso verde e seco com o comprimento folhado não diverge entre as árvores de canela-preta e os ramos compostos sob dossel.

Palavras-chave: Canela-preta. Modelagem. Posição sociológica.

ABSTRACT

Master Dissertation
Forest Engineering Post Graduation Program
Federal University of Santa Maria, RS, Brazil

QUANTIFICATION OF LEAF BIOMASS OF *Nectandra megapotamica* (Spreng.) Mez

Author: Dilson Sousa Rocha Júnior

Advisor: Dr. Frederico Dimas Fleig

Date and Local of Presentation: Santa Maria, March 4th, 2013.

This study aimed to quantify and describe the leaf biomass for trees *Nectandra megapotamica* (Spreng.) Mez in the region of Cologne Fourth of Italian Immigration, RS. Data collection was conducted in the locality of Val Feltrina, in the city of Silveira Martins and Novo São Paulo, in the city of Agudo, both located in the central region of Rio Grande do Sul. We sampled 36 trees, and 20 belonged to sociological position under canopy and 16 belonged to the canopy. These trees were sampled branches and these compounds extracted branches simple. In subjects canopy, sampling branches compounds occurred randomly among the apical branches. In the under canopy trees, branches compounds were removed in three bands position in the canopy. The following dendrometric variables were obtained for each sample: diameter at breast height, total height, base diameter, cross-sectional area at breast height, cross-sectional area of the base, full length, length rolling, green leaf biomass and dry leaf biomass. Only under canopy trees, the following morphometric variables were measured: insertion height of the crown, mean radius of the crown, crown projection area, crown length, formal of the crown, ratio h/d, degree of the crown, coverage index and salience index. Among the dendrometric variables, length rolling presented the highest correlation with leaf biomass, both branches simple and compound under canopy and canopy as for the trees under canopy. For the same length rolling, there was a greater production of green leaf biomass and dry leaf biomass the samples from the canopy. The position of the branches compounds in the treetops did not significantly influence the production of green leaf biomass and dry leaf biomass. Among the morphometric variables, the crown area, then the diameter of the crown, had the highest correlation with green leaf biomass and dry leaf biomass. The formal of the crown, degree of the crown and coverage index were not correlated with the trees leaf biomass of canela-preta under canopy. The ratio of green leaf biomass and dry leaf biomass with the length rolling does not differ between the trees of canela-preta and branches compounds under canopy.

Keywords: Canela-preta. Modeling. Sociological position.

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 – Variáveis dendrométricas obtidas em cada amostra.....	30
Tabela 2 – Variáveis morfométricas obtidas em cada árvore de canela preta sob dossel.....	33
Tabela 3 – Estatística descritiva das variáveis dendrométricas e de biomassa foliar para ramos simples das árvores de canela-preta sob dossel e dossel.	44
Tabela 4 – Coeficiente de correlação de Pearson para as variáveis dendrométricas e biomassa foliar dos ramos simples das árvores de canela-preta sob dossel e dossel.	46
Tabela 5 – Modelos de regressão obtidos pelo procedimento <i>Stepwise</i> para descrever a biomassa foliar verde e seca dos ramos simples das árvores de canela-preta sob dossel e dossel em função do comprimento folhado e diâmetro da base.	51
Tabela 6 – Condicionantes da regressão e teste de validação de modelos de regressão para ramos simples das árvores de canela-preta sob dossel e dossel.	52
Tabela 7 – Análise de covariância da biomassa foliar verde dos ramos simples das árvores de canela-preta do modelo $bf^{0,5} = \beta_0 + \beta_1 \cdot cf$ em função das posições (sob dossel e dossel).	55
Tabela 8 – Análise de covariância da biomassa foliar seca dos ramos simples das árvores de canela-preta do modelo $bfs^{0,5} = \beta_0 + \beta_1 \cdot cf$ em função das posições (sob dossel e dossel).	56
Tabela 9 – Estatística descritiva das variáveis dendrométricas e de biomassa foliar para ramos compostos das árvores de canela-preta sob dossel e dossel.	58
Tabela 10 – Coeficiente de correlação de Pearson para as variáveis dendrométricas e biomassa foliar dos ramos compostos das árvores de canela-preta sob dossel e dossel.....	59
Tabela 11 – Modelos de regressão obtidos pelo procedimento <i>Stepwise</i> para descrever a biomassa foliar verde e seca dos ramos compostos das árvores de canela-preta sob dossel e dossel em função do comprimento folhado e diâmetro da base.	63
Tabela 12 – Condicionantes da regressão e teste de validação de modelos de regressão para ramos compostos das árvores de canela-preta sob dossel e dossel.	64
Tabela 13 – Análise de covariância da biomassa foliar verde dos ramos compostos das árvores de canela-preta sob dossel do modelo $\ln bf = \beta_0 + \beta_1 \cdot \ln(db \cdot cf^2)$ em função das faixas de posição da copa.	68
Tabela 14 – Análise de covariância da biomassa foliar seca dos ramos compostos das árvores de canela-preta sob dossel do modelo $\ln bfs = \beta_0 + \beta_1 \cdot \ln(db \cdot cf^2)$ em função das faixas de posição da copa.	69
Tabela 15 – Análise de covariância da biomassa foliar verde dos ramos compostos das árvores de canela-preta do modelo $\ln bf = \beta_0 + \beta_1 \cdot \ln(db \cdot cf^2)$ em função das posições (sob dossel e dossel).	70

Tabela 16 – Análise de covariância da biomassa foliar seca dos ramos compostos das árvores de canela-preta do modelo $\ln b_{fs} = \beta_0 + \beta_1 \cdot \ln(db \cdot cf^2)$, em função das posições (sob dossel e dossel).....	71
Tabela 17 – Estatística descritiva das variáveis dendrométricas, morfométricas e de biomassa foliar das árvores de canela-preta sob dossel.	72
Tabela 18 – Coeficiente de correlação de Pearson para as variáveis dendrométricas, morfométricas e biomassa foliar das árvores de canela-preta sob dossel.....	76
Tabela 19 – Modelos de regressão obtidos pelo procedimento <i>Stepwise</i> para descrever a biomassa foliar verde e seca das árvores de canela-preta sob dossel em função do comprimento folhado, diâmetro da base e altura total.	79
Tabela 20 – Condicionantes da regressão e teste de validação de modelos de regressão para árvores de canela-preta sob dossel em função do diâmetro da base, comprimento folhado e altura total.....	80
Tabela 21 – Análise de covariância do modelo $b_f = \beta_1 \cdot cf$ para canela-preta em função das árvores e dos seus respectivos ramos compostos sob dossel.....	84
Tabela 22 – Análise de covariância do modelo $b_{fs} = \beta_1 \cdot cf$ para canela-preta em função das árvores e dos seus respectivos ramos compostos sob dossel.....	85
Tabela 23 – Modelos de regressão obtidos pelo procedimento <i>Stepwise</i> para descrever a biomassa foliar verde e seca das árvores de canela-preta sob dossel em função do diâmetro da copa e altura total.....	88
Tabela 24 – Condicionantes da regressão e teste de validação de modelos de regressão para árvores de canela-preta sob dossel em função do diâmetro da copa e altura total.	89

LISTA DE FIGURAS

Figura 1 – Mapa de localização da área de estudo na região da Quarta Colônia de Imigração Italiana.....	25
Figura 2 – Faixas de posição na copa das árvores de canela-preta sob dossel. (Fonte: Elaborada pelo autor).....	29
Figura 3 – Esquema representativo do comprimento total (ct) e do comprimento folhado (cf) dos ramos de canela-preta. Ramo simples (A); Ramo composto (B). (Fonte: Elaborada pelo autor).....	31
Figura 4 – Relação alométrica do comprimento folhado com a biomassa foliar verde dos ramos simples das árvores de canela-preta sob dossel e dossel.....	48
Figura 5 – Relação alométrica do comprimento folhado com a biomassa foliar seca dos ramos simples das árvores de canela-preta sob dossel e dossel.....	49
Figura 6 – Distribuição dos valores observados e estimados de biomassa foliar verde em função do diâmetro da base e do comprimento folhado dos ramos simples das árvores de canela-preta sob dossel e dossel.	53
Figura 7 – Distribuição dos valores observados e estimados de biomassa foliar seca em função do diâmetro da base e do comprimento folhado dos ramos simples das árvores de canela-preta sob dossel e dossel.	54
Figura 8 – Relação alométrica do comprimento folhado com a biomassa foliar verde dos ramos compostos das árvores de canela-preta sob dossel e dossel.	61
Figura 9 – Relação alométrica do comprimento folhado com a biomassa foliar seca dos ramos compostos das árvores de canela-preta sob dossel e dossel.	62
Figura 10 – Distribuição dos valores observados e estimados de biomassa foliar verde em função do diâmetro da base e do comprimento folhado dos ramos compostos das árvores de canela-preta sob dossel e dossel.	66
Figura 11 – Distribuição dos valores observados e estimados de biomassa foliar seca em função do diâmetro da base e do comprimento folhado dos ramos compostos das árvores de canela-preta sob dossel e dossel.	67
Figura 12 – Relação alométrica do comprimento folhado com a biomassa foliar verde das árvores de canela-preta sob dossel.....	78
Figura 13 – Relação alométrica do comprimento folhado com a biomassa foliar seca das árvores de canela-preta sob dossel.....	78
Figura 14 – Distribuição dos valores observados e estimados de biomassa foliar verde em função do diâmetro da base e do comprimento folhado das árvores de canela-preta sob dossel.	82
Figura 15 – Distribuição dos valores observados e estimados de biomassa foliar seca em função do diâmetro da base e do comprimento folhado das árvores de canela-preta sob dossel.	83
Figura 16 – Relação alométrica do diâmetro da copa com a biomassa foliar verde das árvores de canela-preta sob dossel.....	86

Figura 17 – Relação alométrica do diâmetro da copa com a biomassa foliar seca das árvores de canela-preta sob dossel.....	87
Figura 18 – Distribuição dos valores observados e estimados de biomassa foliar verde em função do diâmetro da copa e da altura total das árvores de canela-preta sob dossel.....	90
Figura 19 – Distribuição dos valores observados e estimados de biomassa foliar seca em função do diâmetro da copa e da altura total das árvores de canela-preta sob dossel.....	91

LISTA DE ANEXOS

ANEXO 1 – Relação alométrica do comprimento folhado com a biomassa foliar verde dos ramos compostos curtos e longos das árvores de canela-preta sob dossel.	107
ANEXO 2 – Relação alométrica do comprimento folhado com a biomassa foliar seca dos ramos compostos curtos e longos das árvores de canela-preta sob dossel.....	107
ANEXO 3 – Distribuição dos valores observados e estimados de biomassa foliar verde em função do diâmetro da base das árvores de canela-preta sob dossel. ...	108
ANEXO 4 – Distribuição dos valores observados e estimados de biomassa foliar seca em função do diâmetro da base das árvores de canela-preta sob dossel.....	109
ANEXO 5 – Resumo dos modelos de regressão obtidos pelo procedimento <i>Stepwise</i> que melhor descrevem a biomassa foliar verde e seca das amostras de canela-preta apresentadas neste trabalho.....	110

SUMÁRIO

1 INTRODUÇÃO	15
2 OBJETIVOS	17
2.1 Objetivo geral	17
2.2 Objetivos específicos.....	17
3 REVISÃO BIBLIOGRÁFICA.....	19
3.1 A canela-preta (<i>Nectandra megapotamica</i> (Spreng.) Mez)	19
3.2 Biomassa florestal	20
4 MATERIAIS E MÉTODOS	25
4.1 Caracterização e descrição das áreas de estudo.....	25
4.1.1 Clima	26
4.1.2 Relevo	26
4.1.3 Vegetação	27
4.1.4 Solo	28
4.2 Levantamento dos dados	28
4.2.1 Obtenção dos dados	28
4.2.2 Variáveis dendrométricas e instrumentos utilizados.....	29
4.2.3 Variáveis morfométricas da copa e instrumentos utilizados	32
4.3 Análises estatísticas dos dados	33
4.3.1 Análise estatística descritiva	33
4.3.1 Análise de correlação de Pearson.....	34
4.3.2 Modelagem da biomassa em função das variáveis dendrométricas e morfométricas.....	34
4.3.3 Critérios de seleção das equações	35
4.3.3.1 Coeficiente de determinação ajustado (R^2_{aj}).....	36
4.3.3.2 Erro padrão da estimativa (S_{yx})	36
4.3.3.3 Coeficiente de variação (%CV)	37
4.3.3.4 Índice de Furnival (IF).....	37
4.3.3.5 Valor F de significância	38
4.3.3.6 Teste de validação (Bias).....	38
4.3.3.7 Distribuição gráfica dos resíduos	39
4.3.4 Condicionantes da regressão	39

4.3.5 Avaliação dos <i>Outliers</i>	40
4.3.5.1 Regressão Robusta	40
4.3.6 Análise de Covariância	41
5 RESULTADOS E DISCUSSÕES.....	43
5.1 Ramos simples	43
5.1.1 Correlações entre as variáveis dendrométricas e biomassa foliar dos ramos simples das árvores de canela-preta sob dossel e dossel.....	45
5.1.2 Relação alométrica entre a biomassa foliar e o comprimento folhado dos ramos simples das árvores de canela-preta sob dossel e dossel.....	47
5.2 Ramos compostos.....	57
5.2.1 Correlações entre as variáveis dendrométricas e biomassa foliar dos ramos compostos das árvores de canela-preta sob dossel e dossel.....	58
5.2.2 Relação alométrica entre a biomassa foliar e o comprimento folhado dos ramos compostos das árvores de canela-preta sob dossel e dossel.....	60
5.3 Árvores inteiras (sob dossel)	71
5.3.1 Correlações entre as variáveis dendrométricas, morfométricas e biomassa foliar das árvores de canela-preta sob dossel.	75
5.3.2 Relação alométrica entre a biomassa foliar e o comprimento folhado das árvores de canela-preta sob dossel.....	77
5.3.3 Relação alométrica entre a biomassa foliar e o diâmetro da copa das árvores de canela-preta sob dossel.....	85
6 CONCLUSÕES.....	93
7 REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS.....	95
ANEXOS.....	105

1 INTRODUÇÃO

No estado do Rio Grande do Sul encontram-se florestas das mais diversas formações. Nestas florestas, algumas espécies destacam-se em relação a sua dominância, frequência e importância ecológica e econômica. Dentre elas, tem presença destacada a canela-preta (*Nectandra megapotamica* (Spreng.) Mez).

A madeira da canela-preta tem sido empregada na construção civil, no entanto, seu grande potencial está nos produtos não madeiráveis, como os fitofármacos (SANQUETTA et al., 2002) obtidos a partir de extrativos das cascas e das folhas. Estudos fitoquímicos já asseguram a presença de substâncias com propriedades analgésicas, anti-inflamatórias, antimicrobiana, antitumoral, dentro outras nestes extrativos.

Apesar da ampla importância econômica, ecológica e medicinal desta espécie, ainda são poucas as informações no que concerne a sua produção de biomassa foliar. A estimativa do peso de folhas verdes ainda na planta torna mais eficiente o uso dos seus recursos. Com isso, a aplicação e escolha de equações capazes de tornar as estimativas bem próximas do real são de fundamental importância, pois permite ao manejador florestal a realização de estimativas acuradas, tornando o planejamento mais eficaz.

Para um melhor monitoramento dos produtos advindos do meio florestal, faz-se necessário o uso das técnicas de estudo do crescimento e da produção, a fim de viabilizar a exploração de seus produtos de forma planejada e racional, garantindo, assim, o fluxo contínuo desses recursos.

No estudo do crescimento e da produção, estimativas são efetuadas com base em modelos que exigem informações de entrada mais detalhada. Especificamente, a maioria dos processos orientados para modelos de crescimento estabelecem estimativas da biomassa de compartimentos de árvores individuais (tronco, folhas, ramos, e raízes) através de variáveis de entrada que são geralmente obtidas por meio de medições dendrométricas. Identificar as relações alométricas entre a biomassa e as variáveis biométricas da árvore individual pode proporcionar uma ferramenta flexível para obter estimativas dos diversos compartimentos.

Para uma melhor avaliação da biomassa foliar, torna-se importante uma investigação entre as folhas provenientes do dossel e sob dossel, uma vez que, segundo Montgomery e Chazdon (2002), o acesso à luz é um dos principais fatores limitantes ao crescimento de espécies arbóreas. As florestas tropicais apresentam um estrato arbóreo bem desenvolvido que intercepta grande parte da irradiação solar incidente sobre a copa. Sendo assim, folhas de ramos próximos à superfície da copa estão mais expostas à irradiação solar ao longo do dia, tendendo a ser mais espessas (VALLADARES e NIINEMETS, 2008). No entanto, folhas de ramos no interior da copa destes mesmos indivíduos se desenvolvem em condições limitantes de luz, exibindo geralmente uma maior área foliar específica (EVANS e POORTER, 2001).

2 OBJETIVOS

2.1 Objetivo geral

Quantificar e descrever a biomassa foliar para árvores de *Nectandra megapotamica* (Spreng.) Mez na região da Quarta Colônia de Imigração Italiana, RS, a fim de melhorar as técnicas de amostragem.

2.2 Objetivos específicos

- Avaliar as variáveis dendrométricas dos ramos simples e compostos das árvores de canela-preta sob dossel e dossel;
- Avaliar as variáveis dendrométricas e morfológicas das árvores de canela-preta sob dossel;
- Determinar a variável dendrométrica de fácil medição que proporcione boa estimativa da biomassa foliar dos ramos simples e compostos das árvores de canela-preta sob dossel e dossel;
- Determinar as variáveis dendrométricas e morfológicas que melhor se relacionam à biomassa foliar das árvores de canela-preta sob dossel;
- Desenvolver modelos que permitam estimar a produção de biomassa foliar verde e seca das árvores de canela-preta e de seus respectivos ramos simples e compostos;
- Avaliar o efeito das folhas à sombra e a pleno sol na produção de biomassa foliar verde e seca;
- Avaliar o efeito da posição dos ramos compostos das árvores de canela-preta sob dossel na produção de biomassa foliar verde e seca;
- Relacionar a biomassa foliar verde e seca das árvores de canela-preta sob dossel com a dos seus ramos compostos.

3 REVISÃO BIBLIOGRÁFICA

3.1 A canela-preta (*Nectandra megapotamica* (Spreng.) Mez)

Nectandra é um dos mais importantes gêneros da família Lauraceae, no que condiz ao número de espécies. Ocorre somente na América Tropical e Subtropical, apresentando 114 espécies, sendo que 43 são brasileiras. O gênero é composto por árvores monóicas de folhas penínérveas alternas, com raras exceções de folhas opostas e subopostas (BAITELLO et al., 2003).

Algumas espécies deste gênero são utilizadas para fins terapêuticos, sendo extensivamente utilizadas na medicina tradicional por oferecerem propriedades digestivas, diuréticas, anti-reumáticas e anestésicas (CORRÊA, 1984).

A espécie *Nectandra megapotamica* (Spreng.) Mez é conhecida vulgarmente como canela-ferrugem, canela-louro, canela-fedorenta e canela-preta. Ocorre na Argentina, Paraguai, Uruguai e no Brasil nas regiões Sul, Sudeste e Centro-Oeste (BAITELLO et al., 2003). No Rio Grande do Sul, sua ocorrência é verificada na composição da Floresta Ombrófila Densa, Floresta Ombrófila Mista e Floresta Estacional Semidecídua e Decídua (MARCHIORI, 1997).

De acordo Reitz et al. (1983), esta espécie é descrita morfológicamente como uma árvore perenifólia, com alturas de 15 até 25 m e diâmetros com 40 a 80 cm. Comumente seu tronco apresenta pouca tortuosidade, sendo levemente canelado, e fuste variando de 6 a 8 metros. Sua casca é escura, com escamas que quando descamam, deixam cicatrizes ao se desprenderem, perfazendo uma das características mais peculiares para diferenciá-la das outras lauráceas. Apresenta copa arredondada, com folhagem muito densa e verde-escura, formada pelas folhas velhas e verde-claras, quando há presença de muitas folhas novas.

Verifica-se que o florescimento desta espécie ocorre entre os meses de Abril e Outubro e frutifica de Outubro a Janeiro (BAITELLO et al., 2003). Seus frutos são muito procurados por inúmeras espécies de pássaros, sendo ótima para reflorestamentos mistos de áreas de preservação permanente (LORENZI, 1998).

Sua madeira é semelhante a da Imbuia (*Ocotea porosa*), moderadamente pesada, fácil de trabalhar, com superfície irregularmente lenhosa, de média durabilidade sob condições naturais, adequando-se a construção civil, esquadrias e tabuados em geral (LORENZI, 1998). Proporciona nítida diferenciação entre o alburno, que é amarelo-ocráceo, e o cerne, que é de cor castanha (SOUZA, 2005; LORENZI, 1998). No entanto, apesar das excelentes características xilotecnológicas, essa madeira tem sido desprezada para segundo plano devido ao cheiro desagradável, que pode voltar quando em lugares úmidos (LORENZI, 1998). Apesar disso, já existem processos para neutralizar este mau cheiro (REITZ et al., 1983).

Segundo Marchiori (1997), as Lauráceas incluem numerosas espécies valiosas, tanto pela qualidade da madeira quanto pela produção de frutos, óleos e especiarias. Em *Nectandra megapotamica*, estudos fitoquímicos asseguram a presença de sesquiterpenos e fenilpropanóides no extrato do tronco (GARCEZ et al., 2007) alcalóides (SANTOS FILHO, 1975) e lignanas tetrahidrofurânicas (SILVA FILHO et al., 2004) com atividades tripanocida e leishmanicida (SILVA FILHO et al., 2008), analgésica e anti-inflamatória (SILVA FILHO et al., 2004; APEL et al., 2006) os quais confirmam as propriedades indicadas pela medicina tradicional.

Os óleos essenciais de *Nectandra megapotamica* possuem atividade antimicrobiana contra *Staphylococcus aureus* (bactéria simbiote do homem) e atividade anti-inflamatória e antitumoral, o que mostra que este óleo possui potencial farmacológico (APEL et al., 2006).

De acordo Brito (2009), os óleos voláteis de *Nectandra megapotamica* apresentam rendimentos abaixo dos encontrados em outras espécies de Lauraceae. Todavia, o óleo extraído de suas folhas apresenta um rendimento maior em relação aos galhos.

3.2 Biomassa florestal

Em um sentido amplo, o termo biomassa refere-se a qualquer tipo de matéria orgânica renovável, seja ela de origem animal ou vegetal. Estes materiais têm em comum a origem direta ou indireta do processo de fotossíntese, apresentando-se

periodicamente e não limitada no tempo (VIANNA et al., 2000). Sendo assim, a biomassa poderá ser obtida de vegetais lenhosos e não-lenhosos, de resíduos orgânicos (agrícolas, florestais, urbanos e industriais) e de biofluidos, a exemplo dos óleos vegetais (CORTEZ et al., 2008).

A biomassa florestal, conforme Martinelli et al. (1994), é a quantidade expressa em massa do material vegetal disponível em uma floresta, sendo que os elementos de biomassa comumente mensurados são a biomassa viva acima do solo, composta de árvores e arbustos, a biomassa morta acima do solo, composta pela serapilheira e troncos caídos e a biomassa abaixo do solo, composta pelas raízes. Assim, a biomassa total é dada pela soma de todas estas partes, na qual, Caldeira (2003), complementa que poderá ser expressa em massa verde ou massa seca, sendo que a massa verde refere-se ao material fresco amostrado, contendo uma variável proporção de água, e a massa seca refere-se à biomassa obtida após secagem deste material.

As pesquisas de biomassa florestal são feitas com objetivos diversos, dentre os quais destacam-se a quantificação da ciclagem de nutrientes, a quantificação para fins energéticos e como base de informação para estudos de sequestro de carbono. Estes estudos são de grande importância para a tomada de decisões no manejo dos recursos florestais (PÁSCOA et al., 2004) e para o planejamento da indústria que depende de matéria-prima florestal, como a avaliação do potencial produtivo de sítio (PEREIRA, 1990).

O volume de biomassa florestal e sua distribuição, além de serem controladores do estoque de carbono global, servem também como base para a predição futura das mudanças climáticas (SEDJO, 1992; DIXON et al., 1994). Uma mensuração acurada da biomassa florestal e do seu padrão de mudança no tempo permite compreender a grande controvérsia que existe sobre o papel das florestas no ciclo do carbono (SEDJO, 1992; FAN et al., 1998; BROWN et al., 1999) e emissões de dióxido de carbono para a atmosfera durante os desmatamentos (FEARNSIDE, 1996; MALHI e GRACE, 2000).

Para Russo (1983), a idade do povoamento, variabilidade genética, a nutrição, altitude, umidade do solo e desbastes, são fatores que afetam a biomassa e a produtividade. Brown et al. (1989) também menciona que a biomassa acima do solo varia por região geográfica, tipo de região (úmida, encharcada ou seca), tipo florestal, estrutura florestal e o grau de distúrbio da floresta.

Segundo Spurr e Barnes (1986), existe uma relação entre biomassa e produtividade primária, admitida como acúmulo de biomassa. Esta relação é geralmente baixa em florestas jovens de rápido crescimento, e elevada onde a demanda por energia é maior para manter o alto estoque de biomassa existente.

Conforme Watzlawick (2003), os estudos de quantificação da biomassa florestal são laboriosos, demorados e muito dispendiosos, já que envolvem procedimentos a campo, como corte, separação dos componentes e pesagem dos mesmos. Para Campos (2001), a separação e especificação destes componentes variam de acordo com o tipo de povoamento e os objetivos a serem alcançados. Esta variação pode abranger ou eliminar alguns elementos específicos, tais como flores, frutos ou detalhar outros como raízes e ramos, subdividindo em raízes finas e raízes grossas, ramos com idades e espessuras diferentes.

A mensuração da biomassa pode ser efetuada através de métodos diretos e indiretos, sendo que o método direto consiste em cortar as árvores e separar e pesar seus elementos, enquanto que no método indireto são utilizadas funções alométricas ou imagens de satélite para realização das estimativas. Os métodos indiretos, obviamente, não podem ser empregados sem o ajuste e a calibragem prévia das equações e, portanto, devem ser aplicados conjuntamente com a amostragem destrutiva para a estimativa correta da biomassa (WATZLAWICK, 2003).

Os métodos indiretos são empregados, principalmente, em dados de inventário florestal, empregando-se fatores e equações de biomassa que transformam dados de diâmetro, altura ou volume em tais estimativas (SOMOGYI et al., 2006).

Attiwill e Ovington (1968) chamaram a atenção para necessidade de se testar diferentes procedimentos para diversas espécies, sítios e situações na determinação da biomassa florestal. Estes autores, pesquisando com *Pinus sylvestris* L., compararam quatro métodos e verificaram que a variação entre estes é maior considerando os elementos da árvore separadamente do que considerando a árvore inteira.

As equações mais utilizadas para estimar a biomassa dos diversos componentes das árvores são os modelos logaritmos cujas variáveis preditoras comumente empregadas são o diâmetro à altura do peito e a altura total das árvores (CAMPOS e VALENTE, 1993).

Whittaker e Woodwell (1968) verificaram que o volume propiciou a melhor estimativa da biomassa da vegetação examinada. Já Jordan e Uhl (1978) encontraram como melhor variável para estimar a biomassa florestal o diâmetro ao quadrado multiplicado pela altura.

Soares e Hosokawa (1984) estimaram a biomassa energética de indivíduos de bracatinga (*Mimosa scabrella* Benth), tanto para partes da planta quanto ao total, e verificaram que o diâmetro à altura do peito é a variável simples mais eficiente na mensuração do peso seco de todos os elementos da árvore.

Siccama et al. (1994) e Higuchi e Carvalho Júnior (1994), também afirmaram que os modelos que utilizam a altura e o diâmetro são mais precisas. Estes autores descreveram que a vantagem em utilizar o diâmetro à altura do peito como única variável preditora é a facilidade de sua obtenção em campo, com poucos riscos de erros amostrais. O acréscimo da altura combinada com o diâmetro à altura do peito aos modelos permite estimar diferentes biomassas para árvores de diferentes estaturas.

Schumacher et al. (2002) utilizaram o método da árvore individual para a determinação da biomassa, na qual consiste em inventariar algumas parcelas, distribuir as árvores em classes diamétricas e selecionar a árvore média de cada classe. Com isso, a biomassa de cada compartimento dessas árvores médias foi avaliada.

Poggiani et al. (1983) e Leal (1988) determinaram a biomassa de folhas e galhos por meio da ponderação do peso verde de cada componente com uma amostra representativa dos componentes da copa para aferir o teor de umidade e assim calcular o peso seco destes elementos.

As relações morfométricas fornecem as informações básicas para estimativas da biomassa da copa das espécies florestais (ORELLANA e KOEHLER, 2008). Segundo Zimmermann e Brown (1974), a posição sociológica influencia no tamanho e na forma das copas.

Ainda de acordo Zimmermann e Brown (1974), com a concorrência entre as árvores, em decorrência do fechamento do espaço aéreo pelas copas, inicia-se a diferenciação de classes sociológicas. Sendo assim, alguns indivíduos se sobressaem do dossel da floresta, enquanto outros são dominados por seus vizinhos. Tais afirmações adequam-se ao presente estudo, uma vez que as

amostras das árvores de canela-preta sob dossel e dossel foram obtidas em populações com estado de regeneração de aproximadamente 20 anos.

Além disso, verifica-se que a proporção e vitalidade da copa têm influência sobre o crescimento diamétrico das árvores. Com isso, as características morfométricas, que dependem de uma ou mais destas variáveis, também serão determinadas pela posição sociológica dos indivíduos, tornando necessária a análise dessas relações segregadas por estrato social (ZIMMERMANN e BROWN, 1974).

Variáveis como a altura total da árvore, comprimento da copa e o diâmetro da copa podem ser correlacionadas com a altura total e o diâmetro à altura do peito (ORELLANA e KOEHLER, 2008). Durlo e Denardi (1998) pesquisaram a espécie *Cabralea canjerana*, no Rio Grande do Sul, e constataram haver correlações entre diferentes variáveis em função do diâmetro à altura do peito e da altura total, como a proporção de copa, o índice de saliência, o índice de abrangência, a forma de copa e o grau de esbeltez na predição da biomassa.

Fleig (2002), por sua vez, trabalhando com erva-mate (*Ilex paraguariensis* St. Hil), verificou que a combinação das variáveis diâmetro médio da copa ao quadrado multiplicado pela altura total proporcionou de forma satisfatória a variação da biomassa comercial e residual.

O teor de carbono no tecido da planta é aproximadamente a metade do peso seco da biomassa viva da parte aérea (HIGUCHI et al., 1998; MALHI e GRACE, 2000), que é fortemente correlacionada com o diâmetro do tronco e por isso é possível usar modelos de regressão para converter dados de diâmetro do tronco em estimativa de biomassa (BROWN, 1997).

Segundo Parresol (1999), uma característica desejável dos modelos de regressão para estimativa da biomassa dos elementos das árvores é que a soma da biomassa mensurada para cada componente da árvore seja igual àquela calculada para toda a árvore.

4 MATERIAIS E MÉTODOS

4.1 Caracterização e descrição das áreas de estudo

A coleta dos dados foi realizada em duas áreas florestais em meio a uma paisagem fragmentada de Mata Atlântica na localidade de Val Feltrina, no município de Silveira Martins (29°38'31"S, 53°35'09"W) e, em Novo São Paulo, no município de Agudo (29°38'42"S, 53°14'24"W), ambos localizados na região Central do Rio Grande do Sul, numa faixa transitória entre o Planalto Médio e a Depressão Central, como mostrado na Figura 1.

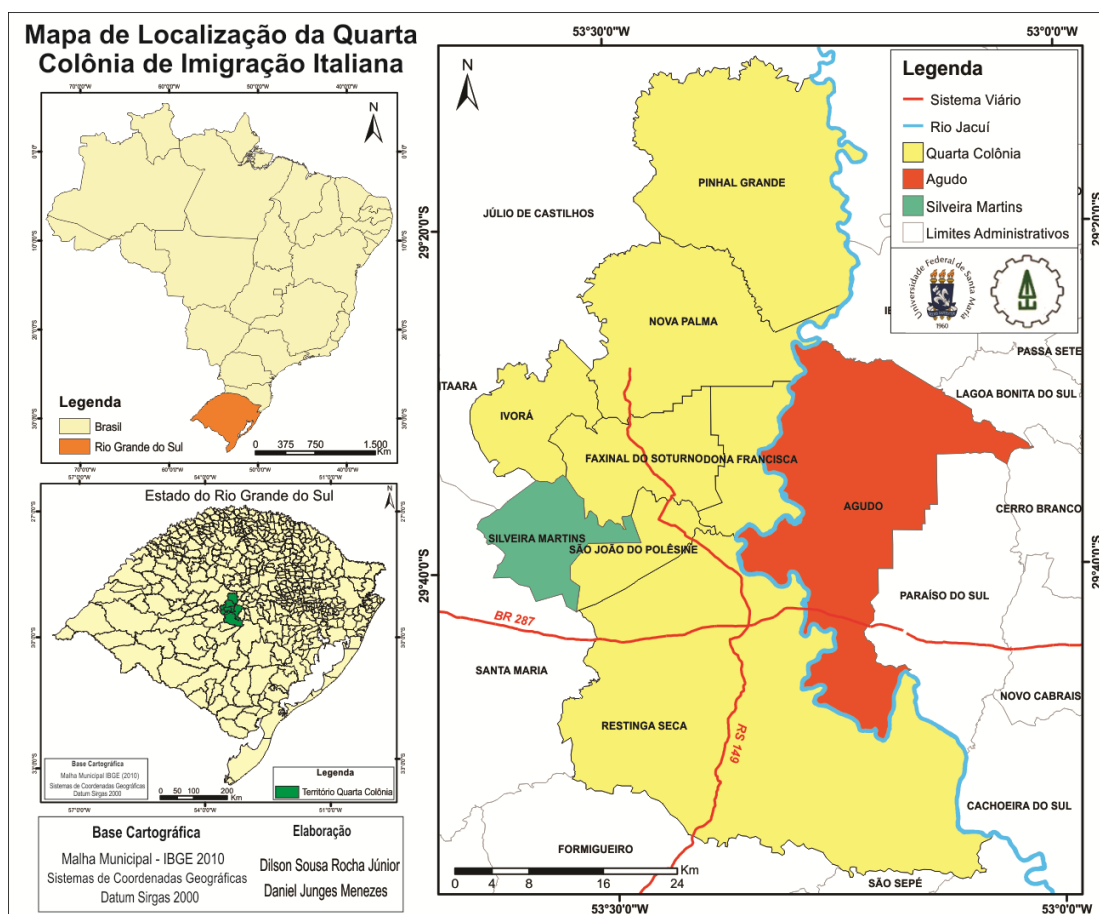


Figura 1 – Mapa de localização da área de estudo na região da Quarta Colônia de Imigração Italiana.

Estes municípios estão inseridos na região da Quarta Colônia, fundada em 1877, a qual representa a quarta área onde foram distribuídas terras para os italianos que imigraram para o Estado. Entretanto, de acordo Brena e Longhi (2002), o município de Agudo é composto por diversas origens étnicas, sendo a grande maioria de descendência alemã.

4.1.1 Clima

O clima na região é classificado como Temperado Mesotérmico e Úmido, do tipo Cfa, conforme classificação climática de Köppen-Geiger. Apresenta verões quentes, sem estação seca definida, e uma precipitação média que varia de 1.500 a 1.700 mm anuais (HELDWEIN et al., 2009). As chuvas são essencialmente frontais, isto é, causadas por passagens de frentes frias (frentes polares) e mais esporadicamente por frentes quentes sobre a região (VIEIRA e ROVANI, 2009). Os maiores valores de precipitação são registrados de maio a junho e as chuvas são mais intensas nos meses da primavera (PELLEGRINI, 2005).

Embora apresente precipitações médias elevadas, são frequentes os períodos de déficit hídrico, principalmente de novembro a fevereiro, quando, devido às altas temperaturas, há elevada perda de água por evapotranspiração (DALMOLIN et al., 2008).

O inverno é ameno, mas sujeito a ondas de frio provocadas pelo deslocamento de anticiclones polares migratórios, podendo causar geadas intensas (HELDWEIN et al., 2009).

A temperatura média anual é de aproximadamente 19,4°C, com temperaturas mínimas e máximas próximas a 0°C e 40°C, respectivamente (PELLEGRINI, 2005).

4.1.2 Relevo

O relevo da região de Silveira Martins apresenta o planalto caracterizado pelas altitudes superiores a 400 m acima do nível do mar e relevo suavemente

ondulado. De acordo Machado (2003), quase metade do município de Silveira Martins apresenta declividade maior que 45% e somente 1/5 da sua área territorial apresenta declividade entre 8 e 20%, demonstrando a fragilidade das terras devido a limitações referentes à erosão e ao deslizamento de encostas e mecanização.

No município de Agudo as altitudes variam de 80 m a 500 m, o que caracteriza um relevo montanhoso, com vertentes de declividade acentuada de 10 a 50%, características das áreas de transição entre o Planalto e a Depressão Central gaúcha, conhecida como Rebordo do Planalto (MÜLLER FILHO, 1970).

4.1.3 Vegetação

A vegetação da região pertence ao domínio da Floresta Estacional Decidual (MARCHIORI, 2002) e é formada por fragmentos em diferentes estágios sucessionais. Segundo Brena e Longhi (2002), o município de Silveira Martins caracteriza-se por uma cobertura florestal de 37,60 Km², que corresponde a 30,69% do território; e, o município de Agudo com cobertura florestal de 154,33 Km², correspondendo a 29,64% do seu território.

Além das matas nativas, ocorrem também matas de reflorestamento, com predominância do eucalipto, para atender as exigências legais, ocupando espaços antes desmatados pela lavoura itinerante (REIS e CAMPAGNER, 2001).

A vegetação das áreas utilizadas para o estudo é de formação secundária, resultado do abandono das lavouras, encontrando-se em regeneração por aproximadamente 20 anos.

De acordo Meyer (2011), a atual vegetação da área estudada é formada, principalmente, por camboatá-vermelho (*Cupania vernalis* Cambess.), canela-dobrejo (*Machaerium paraguariense* Hassl.), angico-vermelho (*Parapiptadenia rigida* (Benth.) Brenan), canela-preta (*Nectandra megapotamica* (Spreng.) Mez), sabão-de-soldado (*Quillaja brasiliensis* (A.St.-Hil. & Tul.) Mart.), cedro (*Cedrela fissilis* Vell.), timbaúva (*Enterolobium contortisiliquum* (Vell.) Morong), carvalhinho (*Casearia sylvestris* Sw.), dentre outras menos frequentes.

4.1.4 Solo

O solo predominante no município de Silveira Martins é o Neossolo Litólico Húmico típico (EMBRAPA, 2006), que são solos pouco profundos, bem drenados, sendo encontrados entre as superfícies onduladas do início do Planalto. O uso destes solos é dominado por pastagens, culturas anuais e áreas de vegetação secundária. São solos aptos a usos menos intensivos, principalmente à silvicultura (DALMOLIN et al., 2008).

No município de Agudo, os solos, em geral, são mal desenvolvidos, sendo classificados como Neossolos Litólicos e Chernossolos, os quais são caracterizados como solos rasos que quando erodidos perdem facilmente a sua camada superficial, ficando totalmente impróprios para agricultura (DALMOLIN et al., 2003). Os solos nessas regiões formam-se a partir do intemperismo e transporte da rocha vulcânica para áreas de contato de derrame. A agricultura desenvolvida nessa área do município é predominantemente o cultivo do fumo (SCHIRMER, 2011).

4.2 Levantamento dos dados

4.2.1 Obtenção dos dados

Para o estudo, foram avaliadas 36 árvores de *Nectandra megapotamica* (Spreng.) Mez. Destas 36 árvores, 20 foram da posição sociológica sob dossel, enquanto os outros 16 indivíduos pertenciam à posição sociológica do dossel e eram provenientes de talhadia. Somente as árvores sob dossel foram extraídas da floresta e mensuradas a biomassa foliar total de cada uma delas. Já as árvores do dossel permaneceram em pé, realizando a mensuração da biomassa foliar somente dos seus ramos amostrados.

Para avaliar o efeito da produção de biomassa foliar à sombra e a pleno sol, uma amostragem de ramos compostos foi feita em cada árvore. Nos indivíduos da posição sociológica sob dossel, esses ramos foram obtidos em 3 faixas de posição na copa, conforme se observa na Figura 2.

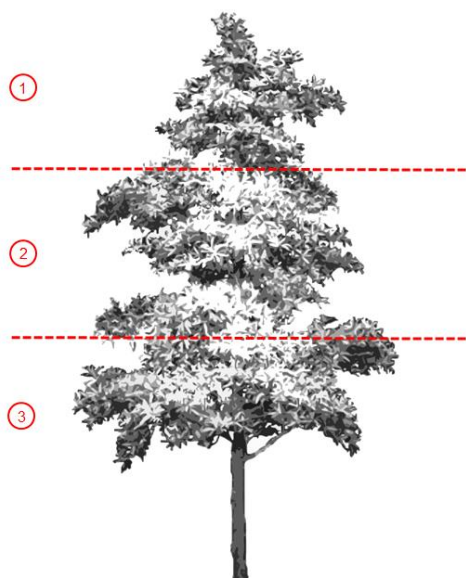


Figura 2 – Faixas de posição na copa das árvores de canela-preta sob dossel. (Fonte: Elaborada pelo autor).

Em cada faixa foram coletados de 2 a 4 ramos compostos. Já nos indivíduos do dossel, a amostragem de ramos compostos se deu de maneira aleatória dentre os ramos apicais, por estes estarem por mais tempo expostos a irradiação solar.

4.2.2 Variáveis dendrométricas e instrumentos utilizados

As seguintes informações foram mensuradas em cada amostra, conforme estão relacionadas na Tabela 1.

a) Diâmetro à altura do peito (d):

Com auxílio de um paquímetro de resolução de 0,001 m, o diâmetro da árvore sob dossel foi mensurado, em centímetros, a uma altura de 1,30 m da superfície do solo.

b) Altura total (h):

Após o abate da árvore sob dossel, foi determinada a altura total, em metros, com auxílio de uma trena de 20 m com precisão de 0,1 m.

Tabela 1 – Variáveis dendrométricas obtidas em cada amostra.

Variáveis dendrométricas	Amostras
Diâmetro à altura do peito (d)	Árvores sob dossel
Altura total (h)	Árvores sob dossel
Diâmetro da base (db)	Árvores sob dossel
	Ramos simples sob dossel e dossel
	Ramos compostos sob dossel e dossel
Área transversal à altura do peito (g)	Árvores sob dossel
Área transversal da base (gb)	Árvores sob dossel
	Ramos simples sob dossel e dossel
	Ramos compostos sob dossel e dossel
Comprimento total (ct)	Ramos simples sob dossel e dossel
	Ramos compostos sob dossel e dossel
Comprimento folhado (cf)	Árvores sob dossel
	Ramos simples sob dossel e dossel
	Ramos compostos sob dossel e dossel
Biomassa foliar verde (bf)	Árvores sob dossel
	Ramos simples sob dossel e dossel
	Ramos compostos sob dossel e dossel
Biomassa foliar seca (bfs)	Árvores sob dossel
	Ramos simples sob dossel e dossel
	Ramos compostos sob dossel e dossel

c) Diâmetro da base (db):

O diâmetro da base foi medido, em centímetros, com auxílio de um paquímetro de resolução de 0,001 m.

d) Área transversal à altura do peito (g):

Obtida calculando-se a área transversal, em centímetros quadrados, do diâmetro à altura do peito da árvore sob dossel, conforme Equação 1.

e) Área transversal da base (g_b):

Determinada calculando-se a área transversal, em centímetros quadrados, do diâmetro da base, como mostrado na Equação 1.

$$g_i = \frac{\pi \cdot d_i^2}{4} \quad (1)$$

Sendo: g_i = área transversal do diâmetro à altura do peito da árvore sob dossel, do diâmetro da base, da i -ésima área transversal; d_i = diâmetro à altura do peito da árvore sob dossel, diâmetro da base, do i -ésimo diâmetro.

f) Comprimento total (ct):

O comprimento do eixo principal de cada ramo foi medido, em metros, com auxílio de uma trena de 1,5 m com precisão de 0,001 m, conforme Figura 3.

g) Comprimento folhado (cf):

Corresponde ao somatório do comprimento que as folhas ocupam no eixo principal da amostra com o comprimento que elas tomam em cada eixo de suas ramificações, como é mostrado na Figura 3. Estes comprimentos foram obtidos em metros, com auxílio de uma trena de 1,5 m com precisão de 0,001 m. Das 20 árvores sob dossel, somente em 16 o comprimento folhado foi mensurado para a copa inteira.

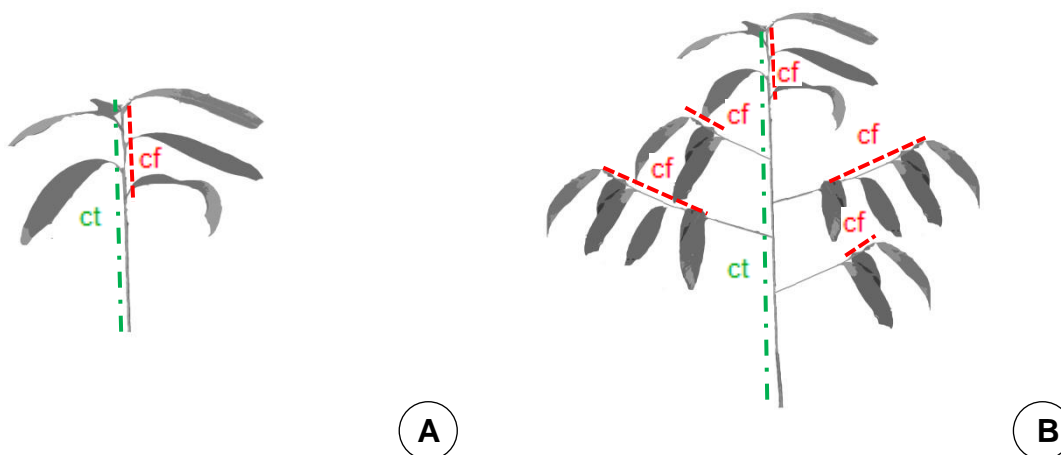


Figura 3 – Esquema representativo do comprimento total (ct) e do comprimento folhado (cf) dos ramos de canela-preta. Ramo simples (A); Ramo composto (B). (Fonte: Elaborada pelo autor).

h) Biomassa foliar verde (bf):

Determinada através do peso verde das folhas, em gramas, com auxílio de uma balança digital de 5 kg de capacidade de carga e precisão de 0,01 g.

i) Biomassa foliar seca (bfs):

As folhas foram acondicionadas em sacos de papel identificados, encaminhadas ao Laboratório de Manejo Florestal da UFSM e colocadas em estufa de renovação e circulação de ar a uma temperatura constante de 50°C até atingirem peso constante. Posteriormente, os pesos secos das folhas foram obtidos, em gramas, com auxílio de uma balança digital de 5 kg de capacidade de carga e precisão de 0,01g.

4.2.3 Variáveis morfométricas da copa e instrumentos utilizados

As variáveis obtidas para descrever a morfometria das copas foram mensuradas somente nas árvores sob dossel e encontram-se descritas abaixo:

a) Altura de inserção da copa (h_i):

Após o abate da árvore, a altura de inserção da copa foi obtida, em metros, com auxílio de uma trena de 20 m com precisão de 0,01 m, da base da árvore até a altura do primeiro galho vivo.

b) Raio médio da copa (\bar{r}_c):

Determinado através da medição de oito raios da copa da árvore. Com auxílio de um hipsômetro Vertex IV, cada raio foi tomado na projeção ortogonal do limite da copa. O primeiro raio apresentava orientação norte e os demais foram medidos a cada 45° no sentido horário, em metros, mediante ajuda de uma bússola.

As demais variáveis morfométricas mensuradas para as árvores de canela-preta sob dossel estão explicadas na Tabela 2.

Tabela 2 – Variáveis morfométricas obtidas em cada árvore de canela preta sob dossel.

Variáveis morfológicas	Fórmulas
Raio médio da copa (\bar{rc})	$\bar{rc} = \sum_{i=1}^{n=8} \frac{rc}{8} \quad (2)$
Diâmetro da copa (dc)	$dc = 2 \cdot \bar{rc} \quad (3)$
Área de projeção da copa (ac)	$ac = \pi \cdot \bar{rc}^2 \quad (4)$
Comprimento da copa (Cc)	$Cc = h - hi \quad (5)$
Formal de copa (Fc)	$Fc = \frac{dc}{Cc} \quad (6)$
Relação h/d (Hd)	$Hd = \frac{h}{d} \quad (7)$
Grau de copa (Gc)	$Gc = \frac{Cc}{h} \quad (8)$
Índice de abrangência (IA)	$IA = \frac{dc}{h} \quad (9)$
Índice de saliência (IS)	$IS = \frac{dc}{d} \quad (10)$

Sendo: \bar{rc} = média aritmética dos raios de copa (m); rc = raios da copa (m); dc = diâmetro da copa (m); ac = área de projeção da copa (m²); Cc = comprimento da copa (m); h = altura total (m); hi = altura de inserção da copa; Fc = formal de copa; Hd = relação h/d (m/cm); d = diâmetro à altura do peito (cm); Gc = grau de copa; IA = índice de abrangência; IS = índice de saliência.

4.3 Análises estatísticas dos dados

4.3.1 Análise estatística descritiva

Pelo programa SAS (*Statistical Analysis System*) Versão 8.2 (SAS Institute, 2001), foi feita uma estatística descritiva das variáveis dendrométricas e morfométricas das amostras para melhor caracterização dos dados de *Nectandra megapotamica* (Spreng.) Mez. As diferenças estatísticas entre as médias foram determinadas pelo teste t de *Student* a 5% de probabilidade de erro.

4.3.1 Análise de correlação de *Pearson*

Todas as variáveis dendrométricas das amostras e as variáveis morfométricas das copas das árvores sob dossel foram correlacionadas, a fim de estudar a afinidade existente entre elas por meio do grau de relação medido pelo coeficiente de correlação de *Pearson*, conforme se segue:

$$r = \frac{\sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X}) \cdot (Y_i - \bar{Y})}{\sqrt{\left[\sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2 \right] \cdot \left[\sum_{i=1}^n (Y_i - \bar{Y})^2 \right]}} \quad (11)$$

Sendo: r = correlação de *Pearson*; X_i = variável independente da i -ésima amostra; \bar{X} = média aritmética da variável independente; Y_i = variável dependente observada da i -ésima amostra; \bar{Y} = média aritmética da variável dependente observada.

Foram consideradas significâncias de 1 e 5% de probabilidade de erro. A análise foi realizada utilizando o sistema estatístico SAS (*Statistical Analysis System*) Versão 8.2 (SAS Institute, 2001).

4.3.2 Modelagem da biomassa em função das variáveis dendrométricas e morfométricas

A determinação das equações de regressão para a biomassa foliar verde e seca foi feita por meio da modelagem das variáveis dendrométricas e morfométricas da copa das árvores pelo procedimento de regressão *Stepwise*, passo a passo, no sistema estatístico SAS (*Statistical Analysis System*) Versão 8.2 (SAS Institute, 2001).

Neste procedimento de regressão são reexaminados todos os passos das variáveis incorporadas ao modelo, ou seja, é verificada a precisão estatística com a inclusão de uma nova variável no modelo e a sua influência na precisão se for

retirada, testando outras variáveis a serem incluídas no processo (SCHNEIDER et al., 2009).

Após o estudo prévio de correlação entre as variáveis por meio dos coeficientes de *Pearson*, avaliou-se a relação alométrica entre as biomassas foliares (verde e seca) e as variáveis que apresentaram maior inter-relação com as biomassas. Para isto, testou-se o modelo linear simples para todo o conjunto de dados das amostras e também para os valores máximos e mínimos de biomassas verificados em todo o perfil de dimensão da variável preditora analisada.

As variáveis independentes possíveis de serem relacionadas com a biomassa foliar verde e seca sofreram transformações de forma quadrática, cúbica, inversa, radicial, logarítmica e uma combinação de dois a dois com algumas dessas transformações para, então, participarem do procedimento de regressão *Stepwise*, passo a passo.

Testou-se, também, a modelagem com transformações logarítmicas e *Box-Cox* das variáveis dependentes, a fim de obter equações com melhores ajustes e menores erros. A melhor transformação *Box-Cox* foi escolhida no intervalo de - 2 até 2 com precisão de 0,1. Além disso, essas transformações possibilitam a estabilização da variância dos resíduos, tornando-os homogêneos.

4.3.3 Critérios de seleção das equações

As equações ajustadas foram selecionadas mediante análise dos ajustes de cada modelo comparativamente, observando-se os parâmetros estatísticos definidos pelo coeficiente de determinação ajustado (R^2_{aj}), erro padrão da estimativa (S_{yx}), coeficiente de variação (CV%), índice de Furnival (IF), teste de validação, valor F de significância do modelo e a distribuição gráfica dos resíduos.

4.3.3.1 Coeficiente de determinação ajustado ($R^2_{aj.}$)

O coeficiente de determinação (R^2) expressa a quantidade de variação total explicada pela regressão. Como o coeficiente de determinação aumenta à medida que se inclui uma nova variável ao modelo matemático, foi utilizado o coeficiente de determinação ajustado ($R^2_{aj.}$) como critério de seleção do modelo de regressão, obtido pela expressão:

$$R^2_{aj.} = R^2 - \left[\frac{K-1}{N-K} \right] \cdot (1-R^2) \quad (12)$$

Sendo: $R^2_{aj.}$ = coeficiente de determinação ajustado; R^2 = coeficiente de determinação; K = número de parâmetros do modelo; N = número de observações.

Quanto mais próximo de 1 forem os valores dos coeficientes de determinação, melhor será o ajuste da linha de regressão.

4.3.3.2 Erro padrão da estimativa (S_{yx})

O erro padrão da estimativa informa a precisão do ajuste do modelo matemático a partir da dispersão entre os valores observados e estimados pela regressão, e somente deve ser utilizado como comparador quando as variáveis dependentes apresentarem mesma unidade de medida e mesmo número de parâmetros no modelo de regressão, obtido por meio da seguinte fórmula:

$$S_{yx} = \sqrt{QM_{res.}} \quad (13)$$

Sendo: S_{yx} = erro padrão da estimativa; $QM_{res.}$ = quadrado médio do resíduo obtido na análise da variância.

Desta maneira, quanto menor for o erro padrão da estimativa, melhor serão as estimativas obtidas.

4.3.3.3 Coeficiente de variação (%CV)

O coeficiente de variação informa a dispersão relativa entre os valores observados e estimados pela regressão, como se segue:

$$\%CV = \frac{S_{yx}}{\bar{Y}} \cdot 100 \quad (14)$$

Sendo: %CV = coeficiente de variação; S_{yx} = erro padrão da estimativa; \bar{Y} = média aritmética da variável dependente observada.

4.3.3.4 Índice de Furnival (IF)

Segundo Furnival (1961), o índice de Furnival permite a comparação de equações com diferentes tipos de transformações da variável dependente, sejam elas de forma logaritmizada, ponderada, o que não seria possível com a usual medida de precisão, expressa pelo erro padrão da estimativa (S_{yx}). Ainda de acordo o autor, quando a variável dependente do modelo não é transformada, o índice de Furnival é igual ao erro padrão da estimativa, pois a sua derivada é igual a 1.

Entretanto, Silva e Bailey (1991) dizem que para o cálculo do índice de Furnival é preciso considerar o número de parâmetros do modelo de regressão, do contrário implicaria em uma comparação tendenciosa em favor da equação com o menor número de parâmetros. Sendo assim, os autores recomendam a seguinte fórmula:

$$IF = \text{anti log} \left(\frac{\sum_{i=1}^n [\log(Y'_i)]}{n} \right)^{-1} \cdot S_{yx} \cdot \exp\left(\frac{n-p}{2n}\right) \quad (15)$$

Sendo: IF = índice de Furnival; Y' = primeira derivada da função em relação à variável dependente transformada; S_{yx} = erro padrão da estimativa; n = número de observações; p = número de parâmetros do modelo.

Para a determinação do índice de Furnival, a primeira derivada da função em relação à variável dependente transformada para $\ln(y)$ é igual a y resultando em $[\log y]$, para y^k é igual a $1/(k.y^{k-1})$ resultando em $[\log (1/\{k.y^{k-1}\})]$ e para o caso da não transformação é igual a 1, em que y é a variável dependente e k o expoente ou a potência da variável dependente transformada (ALDER, 1980).

Quando se comparam modelos que possuem as variáveis dependentes não transformadas e que o número de parâmetros das equações é o mesmo em todas elas, tanto pode se utilizar o índice de Furnival quanto o erro padrão da estimativa (SILVA e BAILEY, 1991).

Desta maneira, quanto menor for o índice de Furnival, melhor serão as estimativas obtidas.

4.3.3.5 Valor F de significância

O valor de F calculado na análise da variância das equações foi utilizado como um dos parâmetros estatísticos na seleção do modelo da regressão, sendo o melhor modelo àquele que apresentasse maior valor de F calculado, determinado da seguinte maneira:

$$F = \frac{QM_{\text{mod.}}}{QM_{\text{res.}}} \quad (16)$$

Sendo: F = valor de significância; $QM_{\text{mod.}}$ = quadrado médio do modelo obtido na análise da variância; $QM_{\text{res.}}$ = quadrado médio do resíduo obtido na análise da variância.

4.3.3.6 Teste de validação (Bias)

Determinou-se o valor de tendência através do cálculo dos resíduos médios para verificar a validação dos modelos de regressão ajustados. O melhor modelo foi aquele que apresentou menor valor de tendência. Estes também foram expressos

em termos relativos da média dos valores estimados, conforme proposto por Palahí et al. (2002):

$$Bias = \sum_{i=1}^n \frac{(Y_i - \hat{Y}_i)}{n} \quad (17)$$

$$\% Bias = \frac{\sum_{i=1}^n \frac{(Y_i - \hat{Y}_i)}{n}}{\sum_{i=1}^n \frac{\hat{Y}_i}{n}} \cdot 100 \quad (18)$$

Sendo: Bias = resíduo médio; %Bias = resíduo médio relativo; Y_i = variável dependente observada da i -ésima amostra; \hat{Y}_i = variável dependente estimada da i -ésima amostra; n = número de observações.

4.3.3.7 Distribuição gráfica dos resíduos

Foi feita a análise gráfica dos resíduos entre os valores observados e os valores estimados pelos modelos de regressão, verificando-se a tendência desses valores em superestimar ou subestimar a variável dependente.

Para isto, os desvios foram graficamente distribuídos em um sistema de eixos ortogonais, sendo que no eixo da ordenada foi expresso pela variável dependente estimada e o eixo da abscissa pela variável dependente observada.

4.3.4 Condicionantes da regressão

Foram verificadas as condições de Homogeneidade de variância, Normalidade e Independência dos resíduos, através do pacote estatístico SAS (*Statistical Analysis System*) Versão 8.2 (SAS Institute, 2001) para um nível de significância de 95% de probabilidade de confiança, a fim de garantir a aplicação de testes de significância baseados na distribuição F (SNEDECOR e COCHRAN, 1973).

A Homogeneidade de variância foi determinada pelo método de *White* (χ^2), a Normalidade pelo teste de *Shapiro-Wilk* (*W*) e a Independência por *Durbin-Watson* (*DW*). O teste de *Shapiro-Wilk* apresenta um índice de aderência que informa a qualidade de ajustamento do modelo de regressão.

4.3.5 Avaliação dos *Outliers*

Barnett e Lewis (1995) definiram *outlier* como sendo uma observação que parece ser inconsistente com o conjunto de dados. Os *outliers* podem indicar algumas características importantes sobre um modelo, como modelo incompatível com os dados e omissão de variáveis importantes.

De acordo Draper e Smith (1981), a exclusão dos *outliers* não é um procedimento correto, devendo-se refazer a análise sem essas observações, que, dependendo das circunstâncias, podem ser portadoras de informações importantes dos indivíduos de uma população.

4.3.5.1 Regressão Robusta

Optou-se pelo uso da regressão robusta por ser uma técnica robusta não somente com respeito aos *outliers*, mas também com relação aos pontos extremos, que são pontos no modelo matricial com excessiva influência sobre o resultado, e porque quanto maior o número de variáveis de um modelo, mais difícil se torna a identificação de *outliers* mediante técnicas de regressão clássicas (CUNHA et al., 2002).

Para o processamento dos dados por este método, utilizou-se o estimador robusto *Least Trimmed Squares* - LTS (no português, mínimos quadrados podados) através do pacote estatístico SAS (*Statistical Analysis System*) Versão 8.2 (SAS Institute, 2001).

O estimador robusto LTS é uma técnica de regressão robusta proposta por Rousseeuw (1985) como uma alternativa robusta para a regressão simples dos mínimos quadrados. Nesse método procura-se minimizar a mesma medida de desvio que aquela do método dos mínimos quadrados ordinários. No entanto, o objetivo é obter coeficientes que minimizem a soma dos quadrados dos erros apenas para uma parte das observações. No método apenas os menores resíduos são usados para estimar os coeficientes da equação de regressão.

A escolha dos resíduos deve ser baixa para não comprometer a eficiência do estimador, no entanto não deve ser tão baixa para não comprometer a robustez (ROUSSEEUW, 1985).

Para Ryan (2009) o método LTS procura obter um estimador ótimo, excluindo do processo de estimação dos parâmetros do modelo linear os “maus pontos”, sem que seja excluído nenhum dos pontos que proporcione um modelo que forneça estimativas aproximadas para maior parte das observações.

Evidenciada a existência de diferentes fontes de variação nos dados: erros de medidas, erros de execução e variação inerente, com potencial de produzirem *outliers* de natureza determinística ou aleatória, optou-se pela identificação e rejeição controlada das variações severas. A rejeição incidiu somente sobre as observações como sendo potenciais *outliers*, onde apenas uma fração dos dados caracterizados como observações de alta influência foi removida.

4.3.6 Análise de Covariância

Para avaliar as diferenças de inclinação e nível entre as linhas de regressão de biomassa de folhas verdes e secas para as 3 faixas de posição na copa e entre as posições sociológicas, empregou-se a análise de covariância. Uma das questões analisadas é a utilização de equações diferenciadas para cada faixa de posição na copa e para cada posição sociológica, ou se uma única equação pode ser utilizada, resultando em uma satisfatória representação.

A análise de covariância do modelo também foi utilizada para analisar o comportamento da relação alométrica da variável de maior inter-relação com a

biomassa foliar verde e seca entre as árvores de canela-preta sob dossel e seus respectivos ramos compostos.

A análise foi processada no pacote estatístico SAS (*Statistical Analysis System*) Versão 8.2 (SAS Institute, 2001), utilizando-se o procedimento GLM (*General Linear Models*) e a soma de quadrados do tipo III que forneceram a informação mais adequada para o caso de dados não balanceados (FREUND e LITTEL, 1981; COIMBRA et al., 2006).

A análise de covariância permitiu comparar linhas de regressão em relação ao seu paralelismo, podendo indicar a existência de diferentes tendências no crescimento das amostras. A hipótese de igualdade de inclinação e nível das linhas de regressão foi verificada pelo teste F para uma determinada probabilidade de significância.

5 RESULTADOS E DISCUSSÕES

Para a modelagem da biomassa das folhas verdes e secas da espécie *Nectandra megapotamica* (Spreng.) Mez, foram avaliadas as variáveis dendrométricas e morfométricas das árvores sob dossel, bem como as variáveis dendrométricas de uma amostragem dos seus ramos simples e compostos. Já para as árvores do dossel, as avaliações se deram somente em uma amostragem dos seus ramos simples e compostos dentre os ramos apicais, a fim de avaliar somente a produção de biomassa de folhas a uma maior incidência de radiação solar (ramos apicais) em comparação as folhas de sombra (sob dossel).

Para isso, a modelagem se fez em três categorias:

- Ramos simples, ou seja, sem inserções secundárias, das árvores sob dossel e dossel;
- Ramos compostos, os quais apresentam ramificações secundárias, das árvores sob dossel e dossel; e
- Árvores inteiras, somente do estrato inferior (sob dossel).

5.1 Ramos simples

Os dados estatísticos das variáveis dendrométricas e das biomassas foliares levantados para *Nectandra megapotamica* (Spreng.) Mez na localidade de Val Feltrina, no município de Silveira Martins, e em Novo São Paulo, no município de Agudo, durante o ano de 2012, são apresentados na Tabela 3.

Para os ramos simples das árvores sob dossel, o diâmetro médio da base foi de 0,21 cm, variando de 0,05 a 0,50 cm. Já para os ramos simples das árvores do dossel, esses valores variaram de 0,10 a 0,40 cm, com média de 0,24 cm, sendo que dentro de cada posição esses dados variaram de 33,33% e 20,83% para os ramos sob dossel e dossel, respectivamente. A área transversal dos ramos simples seguiu a mesma tendência; porém, com maior diferença entre os coeficientes de

variação, que foram de 64,96% para os ramos simples sob dossel e de 44,11% para os ramos simples do dossel.

Tanto para as árvores sob dossel quanto para as do dossel, o comprimento total dos ramos simples apresentou estatísticas muito semelhantes, divergindo somente em uma pequena diferença entre as médias, que foi de 0,17 m para os ramos simples sob dossel e de 0,18 para os ramos simples do dossel. Contudo, estas médias não divergiram estatisticamente pelo teste t de *Student* a 5% de probabilidade de erro.

Tabela 3 – Estatística descritiva das variáveis dendrométricas e de biomassa foliar para ramos simples das árvores de canela-preta sob dossel e dossel.

Pos.	Variáveis	N	Média*	DP	CV	Mínimo	Máximo
Sob dossel	db _(cm)	172	0,21 a	0,07	33,33%	0,05	0,50
	gb _(cm²)	172	0,0371 a	0,0241	64,96%	0,0020	0,1963
	ct _(m)	172	0,17 a	0,06	35,29%	0,05	0,30
	cf _(m)	172	0,09 a	0,06	66,67%	0,01	0,28
	bf _(g)	172	1,92 a	1,20	62,50%	0,20	6,90
	bfs _(g)	172	0,84 a	0,52	61,90%	0,09	2,87
Dossel	db _(cm)	257	0,24 b	0,05	20,83%	0,10	0,40
	gb _(cm²)	257	0,0467 b	0,0206	44,11%	0,0079	0,1257
	ct _(m)	257	0,18 a	0,06	33,33%	0,05	0,30
	cf _(m)	257	0,11 b	0,06	54,55%	0,01	0,27
	bf _(g)	257	2,43 b	1,42	58,44%	0,40	6,69
	bfs _(g)	257	1,17 b	0,68	58,12%	0,16	3,34

Sendo: *Médias seguidas de letras distintas entre as posições sociais diferem a 5% de probabilidade de erro pelo teste t de *Student*; Pos. = posição social; db = diâmetro da base do ramo simples (cm); gb = área transversal do ramo simples (cm²); ct = comprimento total do ramo simples (m); cf = comprimento folhado do ramo simples (m); bf = biomassa foliar verde do ramo simples (g); bfs = biomassa foliar seca do ramo simples (g); N = número de observações; DP = desvio padrão; CV = coeficiente de variação (%).

Embora o comprimento folhado também tenha apresentado estatísticas semelhantes entre as posições, para um mesmo valor de desvio padrão (0,06 m), o valor médio para os ramos simples do dossel foi superior à média dos ramos simples sob dossel, de 0,11 m e 0,09 m, concomitantemente. Este maior comprimento

folhado médio nos ramos simples do dossel é devido a maior exposição à radiação solar, uma vez que produzirá mais folhas e conseqüentemente apresentará uma maior biomassa foliar, conforme verificado na Tabela 3.

Os ramos simples do dossel além de apresentar uma maior produção de biomassa foliar verde, com valor médio de 2,43 g, em relação à biomassa foliar verde dos ramos simples sob dossel, com valor médio de 1,92 g, apresentaram também uma maior biomassa foliar seca, com valor médio de 1,17 g contra 0,84 g dos ramos simples sob dossel.

As folhas dos ramos do dossel, por estarem expostas à radiação solar direta, desenvolvem mecanismos que permitem a eficiência da fotossíntese, enquanto as tornam resistentes ao calor, a desidratação (OLIVER e LARSON, 1996), e são mais espessas quando comparadas às folhas de sombra (folhas sob dossel).

Observa-se que os pesos das folhas e as variáveis medidas nos ramos simples apresentam valores altos de coeficiente de variação, ocasionado pela grande variabilidade de forma e tamanho destes ramos nas árvores. Os valores de mínimos e máximos apresentados na Tabela 3 também dão ideia das dimensões que os ramos simples da espécie estudada poderão apresentar.

5.1.1 Correlações entre as variáveis dendrométricas e biomassa foliar dos ramos simples das árvores de canela-preta sob dossel e dossel

O conhecimento da correlação entre variáveis é importante para se escolher as variáveis independentes que participarão do processo de modelagem das equações de regressão e avaliar o padrão de inter-relações entre as variáveis estudadas. Esta correlação foi determinada através do coeficiente de *Pearson*.

Todas as variáveis dendrométricas avaliadas apresentaram correlação positiva significativa a 1% de probabilidade de erro entre si e com a biomassa foliar verde e seca, ou seja, quanto maior for os valores dessas variáveis, maior será a biomassa (Tabela 4).

O diâmetro da base das duas posições sociológicas avaliadas apresentou baixas correlações entre as outras variáveis preditoras, exceto obviamente para a área transversal. Para as biomassas foliares, o diâmetro da base demonstrou

comportamento semelhante, contudo para os ramos simples do dossel a correlação se deu consideravelmente mais pronunciada em comparação com a dos ramos simples sob dossel.

Vuaden (2009), trabalhando com biomassa comercial de erveiras (*Ilex paraguariensis* A. St.-Hil.), observou que o diâmetro do colo dos brotos curtos (comprimento total entre 1 e 10 cm) e dos brotos longos simples (sem inserções secundárias) apresentava valores de correlação com a biomassa de 0,58 e de 0,83, respectivamente, a um nível de significância de 1%, o que difere aos encontrados no presente estudo.

Tabela 4 – Coeficiente de correlação de *Pearson* para as variáveis dendrométricas e biomassa foliar dos ramos simples das árvores de canela-preta sob dossel e dossel.

Variáveis	db	gb	ct	cf	bf	bfs
db	-	0,99^{**}	0,69^{**}	0,59^{**}	0,68^{**}	0,68^{**}
gb	0,96 ^{**}	-	0,67^{**}	0,59^{**}	0,69^{**}	0,69^{**}
ct	0,55 ^{**}	0,49 ^{**}	-	0,72^{**}	0,67^{**}	0,67^{**}
cf	0,36 ^{**}	0,31 ^{**}	0,68 ^{**}	-	0,86^{**}	0,85^{**}
bf	0,34 ^{**}	0,29 ^{**}	0,56 ^{**}	0,88 ^{**}	-	0,99^{**}
bfs	0,33 ^{**}	0,28 ^{**}	0,56 ^{**}	0,89 ^{**}	0,99 ^{**}	-

Sendo: Valores em fonte normal representam os ramos simples sob dossel e em fonte negrito representam os ramos simples do dossel; db = diâmetro da base do ramo simples (cm); gb = área transversal do ramo simples (cm²); ct = comprimento total do ramo simples (m); cf = comprimento folhado do ramo simples (m); bf = biomassa foliar verde do ramo simples (g); bfs = biomassa foliar seca do ramo simples (g); ^{**} = significância a 1%.

O fato do diâmetro da base ter apresentado alta correlação com a área transversal dos ramos simples para as posições sociais em questão era esperado, uma vez que existe uma colinearidade entre elas. Isso ocorre quando as variáveis preditoras de um modelo estão altamente correlacionadas, entre as mesmas, de forma significativa, e em maior grau do que entre a variável dependente, causando inflação da variância dos estimadores da regressão. Com isso, as correlações das áreas transversais dos ramos simples sob dossel e dossel com as variáveis

independentes e biomassas foliares seguiram o mesmo desempenho das correlações do diâmetro da base.

O comprimento folhado apresentou alta inter-relação com a biomassa foliar (verde e seca) dos ramos simples, tanto das árvores sob dossel quanto das árvores dossel. Valores altos de inter-relações também foram encontrados por Vuaden (2009), que constatou que o comprimento folhado apresenta maior correlação com a biomassa comercial de brotos de erveiras (*Ilex paraguariensis* A. St.-Hil.), encontrando correlação de 0,90, para brotos curtos (comprimento total entre 1 e 10 cm) e 0,95, para brotos longos simples (sem inserções secundárias), a um nível de significância de 1%.

A alta correlação do comprimento folhado dos ramos simples com as biomassas foliares foi seguida do comprimento total, nos ramos simples sob dossel, e do diâmetro da base, nos ramos simples do dossel. Contudo, as inter-relações do diâmetro da base e do comprimento total nos ramos simples do dossel com as biomassas foliares foram quase que as mesmas.

As correlações do comprimento total com as biomassas foliares foi inferior às observadas por Vuaden (2009), que foi de 0,71 significativo a 1% de probabilidade de erro para os brotos curtos (comprimento total de 1 a 10 cm) de erveiras e de 0,91 significativo a 1% de probabilidade de erro para os brotos longos simples (sem inserções secundárias) de erveiras.

Com base nas razões acima expostas, decidiu-se realizar as avaliações da biomassa foliar verde e seca dos ramos simples, tanto das árvores sob dossel quanto das árvores dossel, em função do comprimento folhado.

5.1.2 Relação alométrica entre a biomassa foliar e o comprimento folhado dos ramos simples das árvores de canela-preta sob dossel

Inicialmente, para determinar a função a ser utilizada, testou-se o modelo linear simples sem intercepto, o que permite uma análise de interpretação direta por se tratar de uma simples proporção. Esta análise foi realizada utilizando-se todos os dados dos ramos simples.

As variações ocorridas na relação alométrica entre a biomassa foliar verde e seca e o comprimento folhado dos ramos simples estão apresentadas nas Figuras 4 e 5.

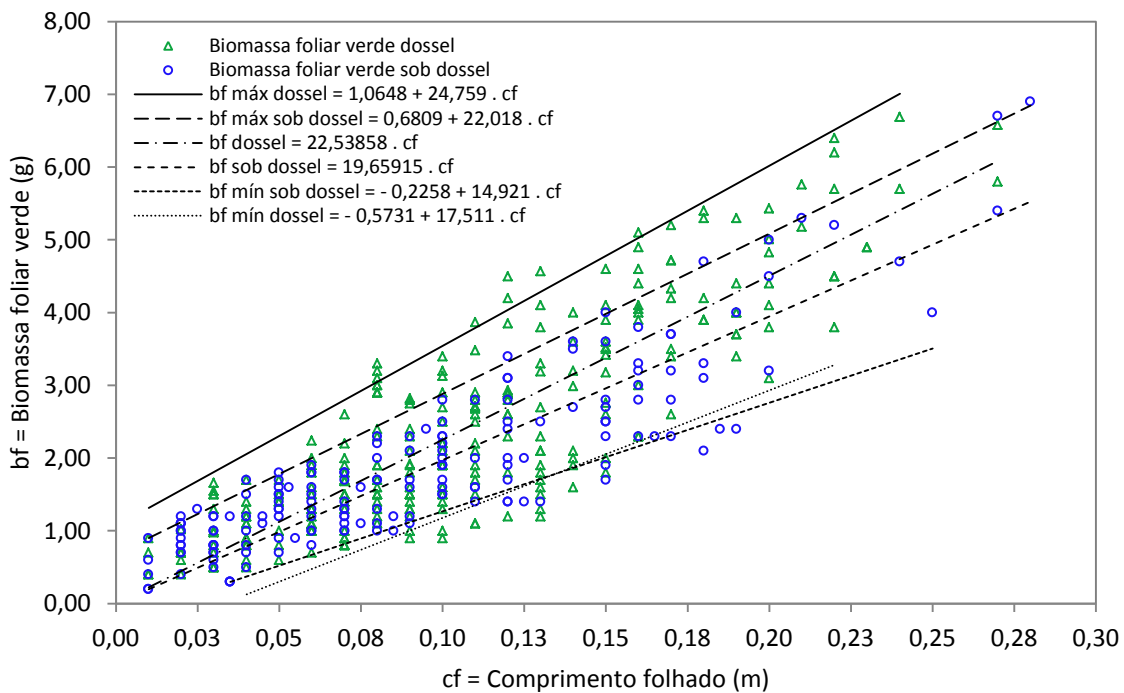


Figura 4 – Relação alométrica do comprimento folhado com a biomassa foliar verde dos ramos simples das árvores de canela-preta sob dossel e dossel.

Na Figura 4, pode-se verificar que os limites da máxima produção de biomassa foliar verde por comprimento folhado são diferentes nas duas posições sociológicas, ou seja, os limites máximos da dispersão dos dados apresentam valores um pouco distantes. Entretanto, para os limites da mínima produção de biomassa foliar verde entre as posições a dispersão dos dados mostra-se muito próximas.

Tanto para os ramos simples sob dossel quanto para os ramos simples do dossel, os limites da máxima e mínima produção de biomassa foliar verde em relação as suas linhas médias de regressão mostraram igual tendência, variando aproximadamente de 15 e 25%, respectivamente (Figura 4).

Na Figura 5, os limites da máxima produção de biomassa foliar seca por comprimento folhado também se apresentaram diferentes nas duas posições

sociológicas. O mesmo comportamento da biomassa foliar verde foi verificado para os limites da mínima produção de biomassa foliar seca entre as posições.

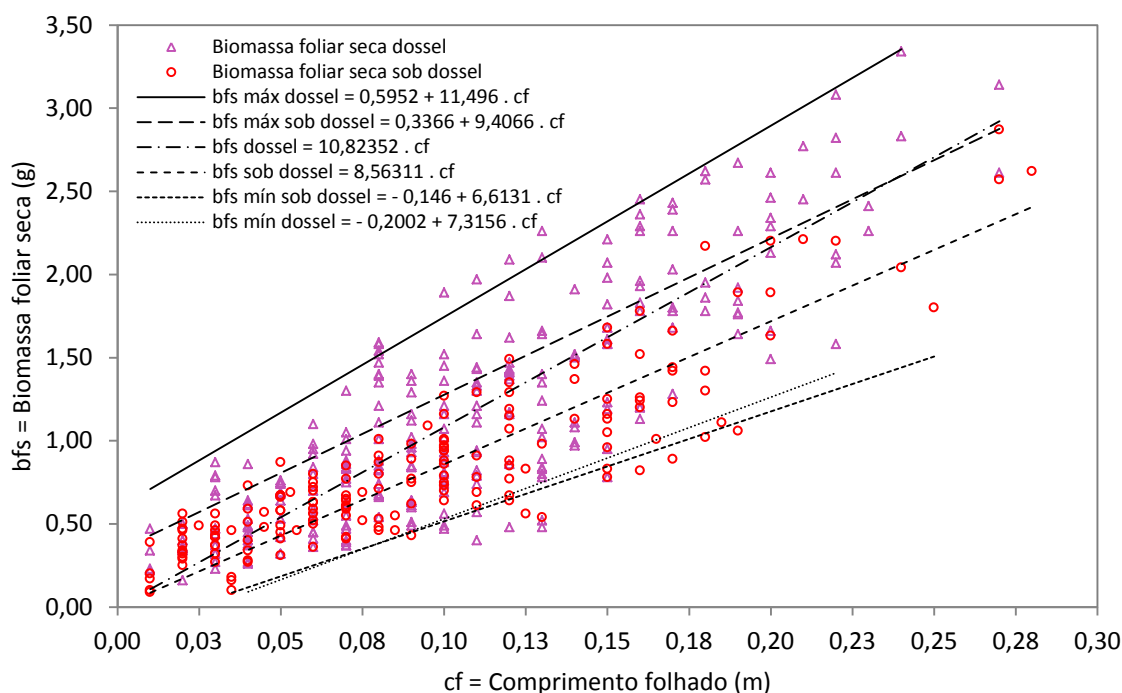


Figura 5 – Relação alométrica do comprimento folhado com a biomassa foliar seca dos ramos simples das árvores de canela-preta sob dossel e dossel.

Da linha média de regressão dos ramos simples sob dossel, os limites da máxima e mínima produção de biomassa foliar seca variaram de 5 e 25%, respectivamente. Já para os ramos simples do dossel, o limite da máxima produção em relação a sua linha média de regressão foi de 10%, enquanto que para o limite da mínima produção foi de 35% (Figura 5). Estas diferenças dos limites máximos e mínimos de produção de biomassa seca dos ramos simples entre as posições sociais se atém ao fato que as folhas provenientes do dossel, ou seja, expostas a radiação solar, apresentam um menor teor de umidade. Isto é devido ao aumento no número de estômatos/mm² nas folhas (SILVA e ANDERSON, 1985; CASTRO et al., 1998; ALMEIDA, 2001; ZANELLA, 2001), configurando em uma maior perda de água pelo processo de transpiração, já que a presença de luz favorece a abertura dos estômatos.

Silva et al. (2009), trabalhando com a quantificação de estômatos em folhas de sol e de sombra em acerola (*Malpighia emarginata* D.C.), observou que o número

de estômatos em folhas de sol é em média de 203.012/mm² e que em folhas de sombra é em média de 149.439/mm².

As estatísticas dos coeficientes e dos modelos estão apresentadas nas Tabelas 5 e 6. Os dados permitiram obter equações para a estimativa da biomassa foliar dos ramos simples sob dossel e dossel com ajustes superiores a 77%, testes de F acima de 642,65 e índices de Furnival inferiores a 0,99, indicando boa confiabilidade para a utilização desses modelos, conforme pode ser visto na Tabela 5.

Durante a modelagem, verificou-se a necessidade de transformação da variável dependente, elevando-a a uma potência igual a 0,5, tanto para a biomassa foliar verde quanto para a biomassa foliar seca dos ramos simples sob dossel e dossel, todas elas determinadas mediante o teste de *Box Cox* (Tabela 5).

Na etapa seguinte da modelagem, utilizou-se a técnica de regressão robusta LTS, controlando cerca de 15% das observações detectadas e consideradas pelo algoritmo do LTS como sendo possíveis *outliers*, o que significa dizer que após a identificação dos *outliers* o LTS se utilizou de 85% dos dados remanescentes para fazer o ajuste dos parâmetros. Os modelos que apresentaram *outliers* foram os que sofreram transformação *Box Cox* na variável dependente, exceto o modelo transformado para biomassa foliar seca dos ramos simples sob dossel.

Observou-se que os potenciais *outliers* podem ser devidos à diversidade biológica dos fatores de crescimento dos ramos simples ou podem ser erros de medição. Tanto a variabilidade biológica quanto os erros de medição são comuns em levantamentos deste tipo, o que torna difícil discriminar os erros de medição, pois alguns *outliers* são inerentes dos ramos simples.

Todas as variáveis preditoras tiveram alto grau de significância para o estimador (Tabela 5). Os modelos avaliados para estimativa da biomassa verde e seca dos ramos simples sob dossel não apresentaram limitações quanto à correlação em série, quando avaliados pela estatística de *Durbin-Watson*. Já para as equações de estimativa da biomassa verde e seca dos ramos simples do dossel, o teste de *Durbin-Watson* não foi conclusivo (Tabela 6).

Tabela 5 – Modelos de regressão obtidos pelo procedimento *Stepwise* para descrever a biomassa foliar verde e seca dos ramos simples das árvores de canela-preta sob dossel e dossel em função do comprimento folhado e diâmetro da base.

Pos.	Modelos	Coeficientes	Estatísticas			
			R ² _{aj.}	%CV	IF	F
Sob dossel	$bf = \beta_1 \cdot cf$	$\beta_1 = 19,65915^{**}$	0,77	30,14	0,95	2.461,78 ^{**}
	$bf^{0,5} = \beta_0 + \beta_1 \cdot cf$	$\beta_0 = 0,75381^{**}$ $\beta_1 = 6,05529^{**}$	0,78	14,51	0,79	600,99 ^{**}
	$bfs = \beta_1 \cdot cf$	$\beta_1 = 8,56311^{**}$	0,77	29,25	0,40	2.593,98 ^{**}
	$bfs^{0,5} = \beta_0 + \beta_1 \cdot cf$	$\beta_0 = 0,50984^{**}$ $\beta_1 = 3,92069^{**}$	0,79	13,63	0,33	642,65 ^{**}
Dossel	$bf = \beta_1 \cdot cf$	$\beta_1 = 22,53858^{**}$	0,74	30,30	1,21	3.497,71 ^{**}
	$bf^{0,5} = \beta_0 + \beta_1 \cdot \sqrt{(db \cdot cf)}$	$\beta_0 = 0,36042^{**}$ $\beta_1 = 7,25860^{**}$	0,78	14,18	0,99	902,42 ^{**}
	$bfs = \beta_1 \cdot cf$	$\beta_1 = 10,82352^{**}$	0,71	31,19	0,60	3.273,70 ^{**}
	$bfs^{0,5} = \beta_0 + \beta_1 \cdot \sqrt{(db \cdot cf)}$	$\beta_0 = 0,26358^{**}$ $\beta_1 = 4,96090^{**}$	0,77	14,47	0,49	838,88 ^{**}

Sendo: Pos. = posição social; db = diâmetro da base do ramo simples (cm); cf = comprimento folhado do ramo simples (m); bf = biomassa foliar verde do ramo simples (g); bfs = biomassa foliar seca do ramo simples (g); R²_{aj.} = coeficiente de determinação ajustado; %CV = coeficiente de variação em porcentagem; IF = índice de Furnival; F = teste de F; ** = significância a 1%.

O teste de validação dos modelos apontou valores de resíduos médios inferiores a 0,0769 g e relativos da média dos valores estimados abaixo de 4,59%, o que demonstra uma ótima qualidade de predição das equações selecionadas para biomassa foliar verde e seca dos ramos simples das árvores sob dossel e dossel (Tabela 6).

Na análise dos resíduos, as quatro equações selecionadas para estimar a biomassa foliar verde e seca dos ramos simples sob dossel mostraram homogeneidade de variância pelo teste de *White* somente para os modelos com as variáveis dependentes ponderadas. Para os ramos simples do dossel, a homogeneidade de variância só foi possível na função da biomassa foliar seca com a variável dependente transformada, no entanto, para a equação da biomassa foliar verde com a variável dependente com transformação *Box Cox*, o teste de *White* apresentou uma probabilidade pouco inferior a 5%. Apesar da transformação da variável dependente contornar os efeitos adversos da heterogeneidade de variância,

só foi possível atender a condicionante de homogeneidade mediante a introdução do intercepto ao modelo (Tabela 6).

Tabela 6 – Condicionantes da regressão e teste de validação de modelos de regressão para ramos simples das árvores de canela-preta sob dossel e dossel.

Pos.	Modelos	Testes				
		χ^2	W	DW	Bias	%Bias
Sob dossel	$bf = \beta_1 \cdot cf$	44,13 ^{**}	0,97 ^{ns}	1,58 ^{ns}	0,0769	4,18
	$bf^{0,5} = \beta_0 + \beta_1 \cdot cf$	1,48 ^{ns}	0,96 ^{**}	1,57 ^{ns}	0,0436	2,33
	$bfs = \beta_1 \cdot cf$	28,97 ^{**}	0,96 ^{**}	1,64 ^{ns}	0,0368	4,59
	$bfs^{0,5} = \beta_0 + \beta_1 \cdot cf$	5,04 ^{ns}	0,97 [*]	1,72 ^{ns}	0,0172	2,08
Dossel	$bf = \beta_1 \cdot cf$	29,54 ^{**}	0,97 [*]	1,36 ^{nc}	0,0175	0,73
	$bf^{0,5} = \beta_0 + \beta_1 \cdot \sqrt{(db \cdot cf)}$	7,41 [*]	0,98 ^{ns}	1,41 ^{nc}	0,0444	1,86
	$bfs = \beta_1 \cdot cf$	24,79 ^{**}	0,98 ^{ns}	1,30 ^{nc}	0,0132	1,14
	$bfs^{0,5} = \beta_0 + \beta_1 \cdot \sqrt{(db \cdot cf)}$	5,89 ^{ns}	0,98 ^{ns}	1,31 ^{nc}	0,0223	1,94

Sendo: Pos. = posição social; db = diâmetro da base do ramo simples (cm); cf = comprimento folhado do ramo simples (m); bf = biomassa foliar verde do ramo simples (g); bfs = biomassa foliar seca do ramo simples (g); χ^2 = teste de *White*; W = teste de *Shapiro-Wilk*; DW = teste de *Durbin-Watson*; Bias = teste de validação; %Bias = teste de validação relativo; * = significância a 5%; ** = significância a 1%; ^{ns} = não significativo; ^{nc} = não conclusivo.

Os resíduos das equações ajustadas foram submetidos à análise de normalidade pelo teste de *Shapiro-Wilk* mostrando que para os modelos dos ramos simples das árvores sob dossel, somente a função da biomassa foliar verde com intercepto igual a zero e sem transformação na variável dependente apresentou normalidade na frequência dos resíduos. No entanto, para os modelos dos ramos simples das árvores do dossel, os resultados mostraram-se contrários ao que foi exposto acima, em que a condicionante de normalidade da frequência dos resíduos só não foi atendida para a equação da biomassa foliar verde com intercepto igual a zero e sem transformação na variável dependente. Todavia, esta função apresentou um nível de significância de 5% para o teste de *Shapiro-Wilk*, com assimetria positiva igual a 0,09 e curtose de -1,32.

Nota-se que para os ramos simples das árvores dossel, o procedimento *Stepwise* atribuiu aos modelos com transformação *Box Cox* da variável dependente,

a variável diâmetro da base combinada com o comprimento folhado, uma vez que para esta posição sociológica o diâmetro da base dos ramos simples apresentou maior inter-relação com a biomassa foliar verde e seca, quando comparado com as dos ramos simples sob dossel, o que propiciou um melhor ajustamento às funções.

Para a plotagem dos dados observados e estimados das biomassas foliares verdes e secas, fez-se uso dos modelos com transformação *Box Cox* da variável dependente, por estas apresentarem melhores estatísticas quanto aos seus ajustamentos (Figuras 6 e 7).

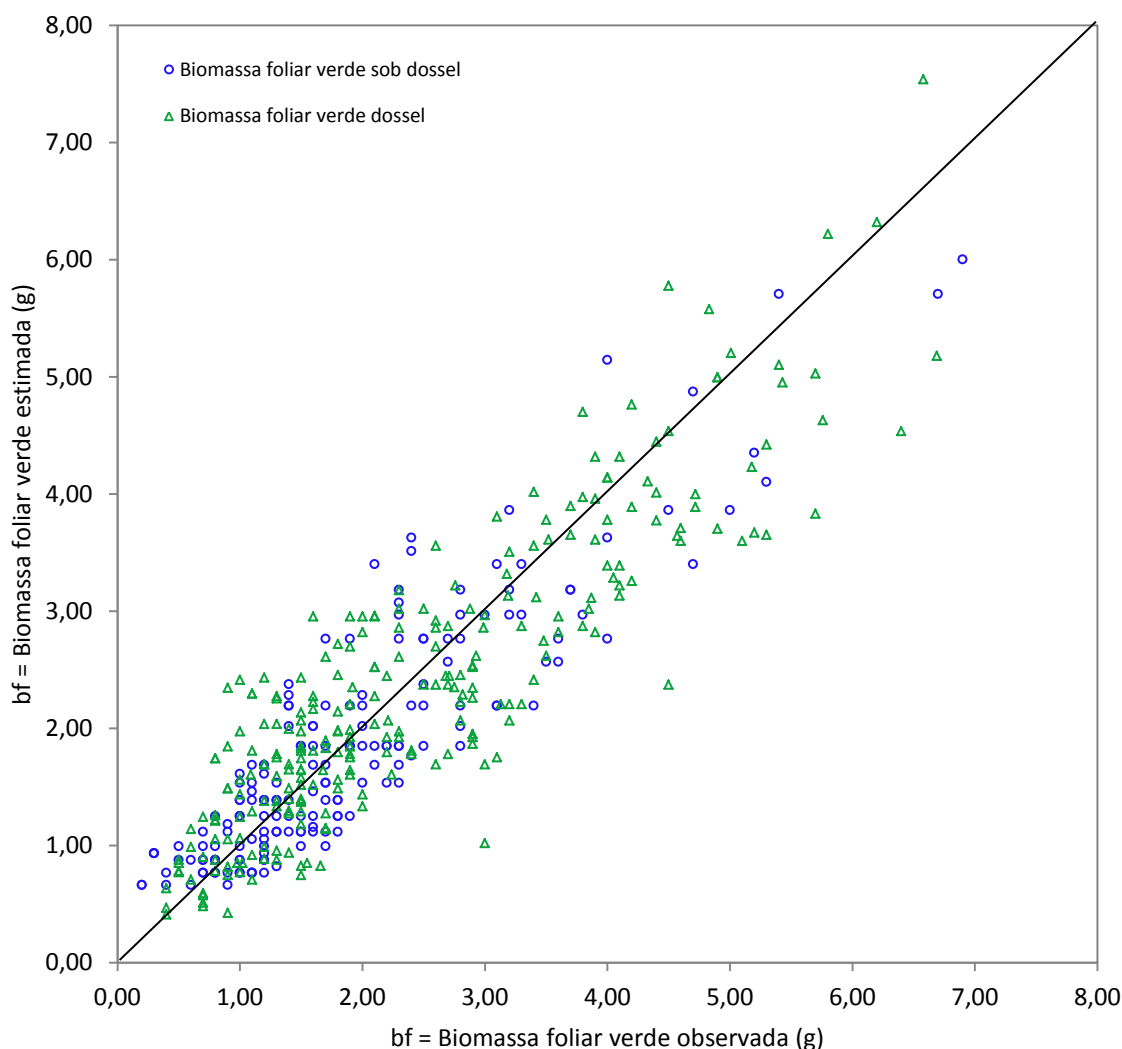


Figura 6 – Distribuição dos valores observados e estimados de biomassa foliar verde em função do diâmetro da base e do comprimento folhado dos ramos simples das árvores de canela-preta sob dossel e dossel.

Na Figura 6, observa-se que para o maior conjunto de dados de biomassa foliar verde dos ramos simples sob dossel, compreendidos nas menores biomassas, mais precisamente entre 1,0 e 2,5 g, os valores estimados apresentam-se balanceados. Já para a biomassa foliar verde dos ramos simples do dossel, os valores estimados da biomassa foliar apresentam-se mais homogêneos ao longo de toda a sua variação. Comportamento igual foi verificado com as estimativas da biomassa foliar seca dos ramos simples sob dossel e dossel (Figura 7).

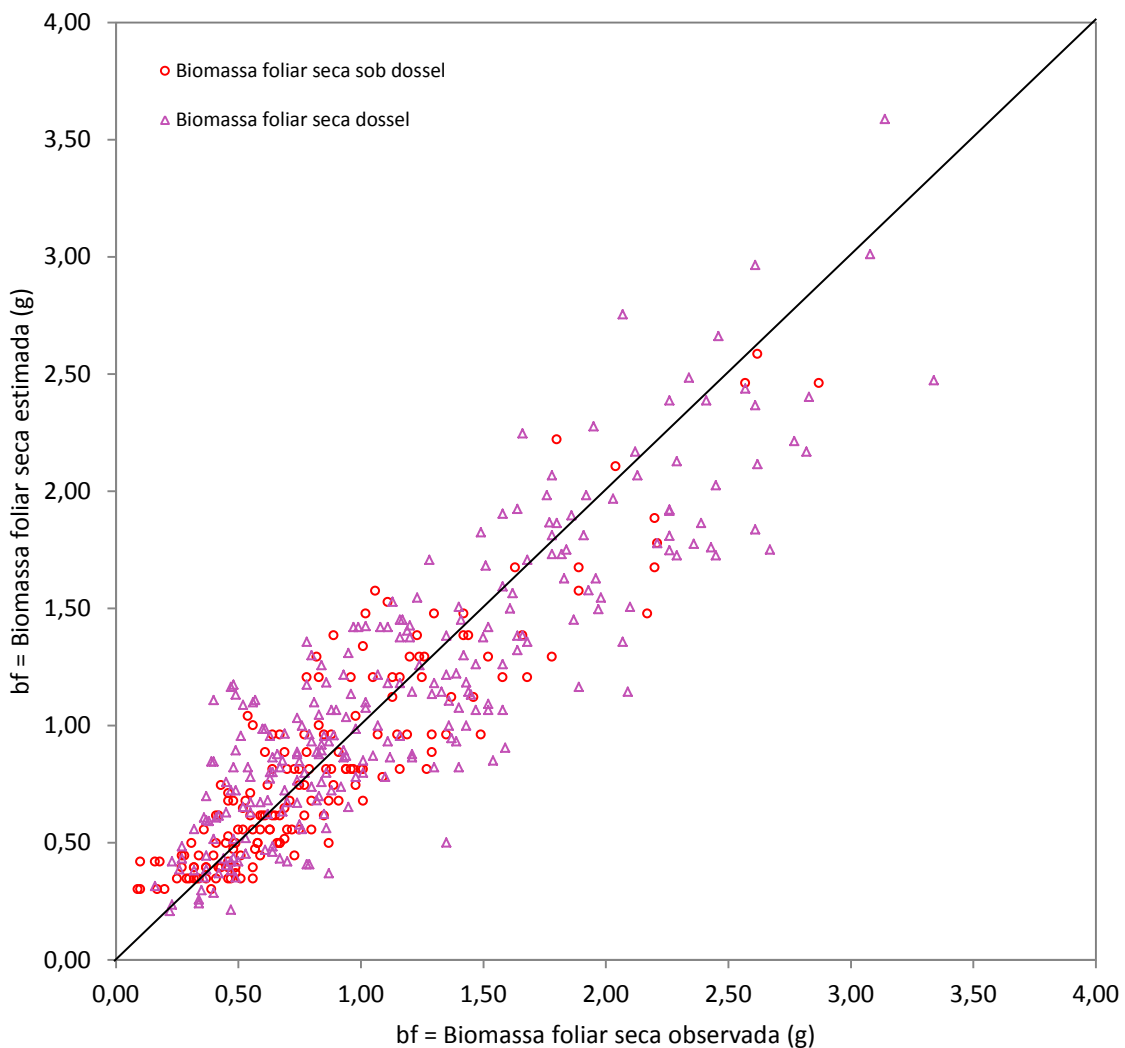


Figura 7 – Distribuição dos valores observados e estimados de biomassa foliar seca em função do diâmetro da base e do comprimento folhado dos ramos simples das árvores de canela-preta sob dossel e dossel.

Para verificar a influência das folhas provenientes do sob dossel e dossel na produção de biomassa foliar verde e seca, em função do comprimento folhado, realizou-se uma análise de covariância, pois se observa que as produções de biomassas foliares não são as mesmas em cada posição social. Os modelos ponderados dos ramos simples das árvores sob dossel, por apresentarem melhores estatísticas, foram escolhidos para a análise de covariância.

O teste de covariância para a equação de biomassa foliar dos ramos simples com interação com as posições sociais (sob dossel e dossel), através da soma de quadrados do tipo III (soma de quadrados de produtos corrigidos), mostrou que a posição no dossel apresenta diferença significativa na relação alométrica da biomassa foliar verde com o comprimento folhado (Tabela 7).

Tabela 7 – Análise de covariância da biomassa foliar verde dos ramos simples das árvores de canela-preta do modelo $bf^{0,5} = \beta_0 + \beta_1 \cdot cf$ em função das posições (sob dossel e dossel).

FV	GL	SQ	QM	F	Prob. > F
Modelo corrigido	2	62,8374	31,4187	658,56	< 0,0001
cf	1	57,7801	57,7801	1.211,12	< 0,0001
cf * Posição	1	0,9805	0,9805	20,55	< 0,0001
Resíduo	426	20,3235	0,0477		
Total corrigido	428	83,1609			
$R^2_{aj.} = 0,7519$					
Parâmetro		Coeficiente	Erro padrão	t	Prob. > t
Intercepto		0,79211	0,02419	32,75	< 0,0001
cf		6,54530	0,18629	35,13	< 0,0001
Sob dossel		- 0,08437	0,02179	- 3,87	0,0001
Dossel		0,00000	-	-	-

Sendo: bf = biomassa foliar verde do ramo simples (g); cf = comprimento folhado do ramo simples (m); FV = fonte de variação; GL = grau de liberdade; SQ = soma dos quadrados; QM = quadrado médio; F = valor de F calculado para a variável dependente; Prob. > F = nível de probabilidade de erro; $R^2_{aj.}$ = coeficiente de determinação ajustado; t = valor de t calculado para o coeficiente; Prob. > t = nível de probabilidade de erro.

Pelo sinal dos coeficientes da Tabela 7, pode-se verificar que a posição sob dossel é significativa e de sinal negativo, ou seja, para um mesmo comprimento

folhado, produz menos biomassa foliar verde que os ramos simples da posição dossel.

Assim como para a biomassa foliar verde, a função de biomassa foliar seca dos ramos simples evidenciou uma diferença altamente significativa de inclinação para a variável comprimento folhado, conforme é apresentado na Tabela 8. O sinal do coeficiente da posição sob dossel também foi negativo para a biomassa foliar seca dos ramos simples.

Tabela 8 – Análise de covariância da biomassa foliar seca dos ramos simples das árvores de canela-preta do modelo $bfs^{0,5} = \beta_0 + \beta_1 \cdot cf$ em função das posições (sob dossel e dossel).

FV	GL	SQ	QM	F	Prob. > F
Modelo corrigido	2	29,4995	14,7498	645,78	< 0,0001
cf	1	25,6149	25,6149	1.121,48	< 0,0001
cf * Posição	1	1,2694	1,2694	55,58	< 0,0001
Resíduo	426	9,7299	0,0228		
Total corrigido	428	39,2294			

$R^2_{aj.} = 0,7470$

Parâmetro	Coeficiente	Erro padrão	t	Prob. > t
Intercepto	0,56874	0,01678	33,90	< 0,0001
cf	4,37733	0,12922	33,88	< 0,0001
Sob dossel	- 0,10387	0,01511	- 6,87	< 0,0001
Dossel	0,00000	-	-	-

Sendo: bfs = biomassa foliar seca do ramo simples (g); cf = comprimento folhado do ramo simples (m); FV = fonte de variação; GL = grau de liberdade; SQ = soma dos quadrados; QM = quadrado médio; F = valor de F calculado para a variável dependente; Prob. > F = nível de probabilidade de erro; $R^2_{aj.}$ = coeficiente de determinação ajustado; t = valor de t calculado para o coeficiente; Prob. > t = nível de probabilidade de erro.

Sendo assim, fica confirmado que para os ramos simples a produção de biomassa das folhas à sombra e a pleno sol diferem, fazendo-se necessário utilizar equações específicas para cada posição social, tanto para as folhas verdes quanto para as secas das árvores de canela-preta, conforme as equações apresentadas na Tabela 5.

5.2 Ramos compostos

Uma análise estatística descritiva das variáveis dendrométricas e das biomassas foliares dos ramos compostos das árvores de *Nectandra megapotamica* (Spreng.) Mez está apresentada na Tabela 9.

Os ramos compostos das árvores sob dossel apresentaram um diâmetro médio da base de 0,53 cm, a partir de valores que variaram de 0,14 a 1,38 cm. Já os ramos compostos das árvores do dossel, esses valores variaram de 0,66 a 1,35 cm, com um valor médio de 0,96 cm, superior ao encontrado para os ramos compostos sob dossel.

Valores altos foram encontrados para os comprimentos folhados dos ramos compostos do dossel. Também foi verificado um valor médio consideravelmente superior em relação ao encontrado para os ramos compostos sob dossel. Com base nisto, e considerando que para os ramos simples as diferenças entre as dimensões dos comprimentos folhados médios entre as classes eram pequenas, leva-se a crer que tanto maior será o número de ramificações nos ramos compostos quando estes forem provenientes do dossel.

Todavia, corroborando os valores mínimos dos comprimentos totais entre as posições, verifica-se que foram amostrados ramos compostos do dossel consideravelmente maiores que aqueles coletados no sob dossel, o que justifica os valores dos comprimentos folhados para os ramos compostos sob dossel terem sido tão baixos. Sendo assim, foi conveniente avaliar somente os valores máximos dos comprimentos folhados entre as classes, devido às mensurações máximas para as outras variáveis dendrométricas estudadas terem sido semelhantes entre as posições, verificando-se que para os ramos compostos sob dossel e dossel, as diferenças dos comprimentos folhados também são pequenas.

Tabela 9 – Estatística descritiva das variáveis dendrométricas e de biomassa foliar para ramos compostos das árvores de canela-preta sob dossel e dossel.

Pos.	Variáveis	N	Média*	DP	CV	Mínimo	Máximo
Sob dossel	db _(cm)	115	0,53 a	0,29	54,72%	0,14	1,38
	gb _(cm²)	115	0,2923 a	0,3115	106,57%	0,0154	1,4957
	ct _(m)	115	0,62 a	0,30	48,39%	0,15	1,72
	cf _(m)	115	1,83 a	2,09	114,21%	0,13	9,59
	bf _(g)	115	31,24 a	35,47	113,54%	1,12	155,80
	bfs _(g)	115	13,79 a	16,07	116,53%	0,51	71,00
Dossel	db _(cm)	25	0,96 b	0,24	25,00%	0,66	1,35
	gb _(cm²)	25	0,7659 b	0,3664	47,84%	0,3421	1,4314
	ct _(m)	25	1,09 b	0,45	41,21%	0,64	2,75
	cf _(m)	25	4,16 b	2,38	57,21%	1,55	10,36
	bf _(g)	25	82,69 b	46,78	56,57%	17,60	162,00
	bfs _(g)	25	40,60 b	23,84	58,72%	9,64	82,08

Sendo: *Médias seguidas de letras distintas entre as posições sociais diferem a 5% de probabilidade de erro pelo teste t de *Student*; Pos. = posição social; db = diâmetro da base do ramo composto (cm); gb = área transversal do ramo composto (cm²); ct = comprimento total do ramo composto (m); cf = comprimento folhado do ramo composto (m); bf = biomassa foliar verde do ramo composto (g); bfs = biomassa foliar seca do ramo composto (g); N = número de observações; DP = desvio padrão; CV = coeficiente de variação (%).

Como esperado, os ramos compostos do dossel apresentaram uma maior produção de biomassa foliar verde (82,69 g) e seca (40,60 g), em relação à biomassa foliar verde e seca dos ramos compostos sob dossel, com valores médios de 31,24 g e 13,79 g, respectivamente.

5.2.1 Correlações entre as variáveis dendrométricas e biomassa foliar dos ramos compostos das árvores de canela-preta sob dossel e dossel

Com base nos dados obtidos em campo e em laboratório, obteve-se os valores dos coeficientes de correlações entre as variáveis dendrométricas, o peso verde e o peso seco das folhas dos ramos compostos das árvores de canela-preta sob dossel e dossel, conforme mostra a Tabela 10.

Assim como foi para os ramos simples das árvores sob dossel e dossel, todas as variáveis dendrométricas estudadas também mostraram correlação positiva significativa a 1% de probabilidade de erro entre si e com as biomassas foliares dos ramos compostos das duas posições sociais em questão (Tabela 10).

O diâmetro da base demonstrou uma correlação alta com as variáveis preditoras dos ramos compostos à sombra (sob dossel), enquanto que para os ramos compostos a pleno sol (dossel) essas correlações foram moderadas. Ao contrário do que aconteceu com os ramos simples, o diâmetro da base foi mais fortemente correlacionado com as biomassas foliares dos ramos compostos sob dossel do que com os ramos compostos do dossel.

Das variáveis preditoras, o comprimento folhado foi o que apresentou maior inter-relação com as biomassas foliares dos ramos compostos para ambas as classes avaliadas.

Em erveiras, Vuaden (2009) observou que o diâmetro da base e o comprimento folhado dos brotos longos compostos (com inserções secundárias) apresentavam um valor de correlação de 0,88 e 0,86, respectivamente, com a biomassa dos brotos, a um nível de significância de 1%.

Tabela 10 – Coeficiente de correlação de *Pearson* para as variáveis dendrométricas e biomassa foliar dos ramos compostos das árvores de canela-preta sob dossel e dossel.

Variáveis	db	gb	ct	cf	bf	bfs
db	-	0,99**	0,67**	0,76**	0,81**	0,80**
gb	0,97**	-	0,69**	0,75**	0,79**	0,79**
ct	0,90**	0,84**	-	0,67**	0,49**	0,52**
cf	0,88**	0,91**	0,87**	-	0,92**	0,93**
bf	0,89**	0,92**	0,87**	0,97**	-	0,99**
bfs	0,89**	0,91**	0,86**	0,98**	0,99**	-

Sendo: Valores em fonte normal representam os ramos compostos sob dossel e em fonte negrito representam os ramos compostos do dossel; db = diâmetro da base do ramo composto (cm); gb = área transversal do ramo composto (cm²); ct = comprimento total do ramo composto (m); cf = comprimento folhado do ramo composto (m); bf = biomassa foliar verde do ramo composto (g); bfs = biomassa foliar seca do ramo composto (g); ** = significância a 1%.

O comprimento total mostrou-se pouco correlacionado com a biomassa foliar verde e seca nos ramos compostos do dossel, enquanto que para os ramos compostos sob dossel esta correlação foi alta. Vuaden (2009) também encontrou uma inter-relação alta entre a biomassa comercial e o comprimento folhado em brotos longos compostos (com inserções secundárias) de erveiras, que foi de 0,83 significativo a 1% de probabilidade de erro.

Nos ramos compostos sob dossel, as biomassas foliares tiveram alta correlação com todas as variáveis independentes estudadas. Já nos ramos compostos do dossel, para essas mesmas variáveis, as correlações apresentaram-se moderadas com a biomassa foliar verde e seca.

Sendo assim, as avaliações da biomassa foliar verde e seca dos ramos compostos, tanto das árvores sob dossel quanto das árvores dossel, se deu em função do comprimento folhado.

5.2.2 Relação alométrica entre a biomassa foliar e o comprimento folhado dos ramos compostos das árvores de canela-preta sob dossel e dossel

Esta análise foi realizada fazendo-se uso de todos os dados dos ramos compostos de ambas as classes estudadas, a fim de determinar a equação a ser utilizada. Com isso, testou-se o modelo linear simples sem intercepto, por assim facilitar a interpretação da relação da biomassa foliar verde e seca com o comprimento folhado.

A priori, os ramos compostos foram classificados em três grupos com base no comprimento folhado: ramos compostos curtos sob dossel; ramos compostos longos sob dossel e ramos compostos longos do dossel. Esta classificação foi realizada devido os ramos compostos do dossel não apresentarem comprimentos folhados de dimensões muito pequenas e assim facilitar a comparação entre as posições sociais. No entanto, a diferença de inclinação da linha de regressão entre os ramos compostos curtos e longos sob dossel era mínima, podendo-se realizar uma regressão única com todos os dados dos ramos compostos sob dossel (Anexos 1 e 2).

Os efeitos das variações ocorridas na relação alométrica entre a biomassa foliar verde e seca e o comprimento folhado dos ramos compostos sob dossel e dossel estão apresentados nas Figuras 8 e 9.

Na Figura 8, verifica-se que os limites da máxima e mínima produção de biomassa foliar verde são diferentes em ambas as posições sociológicas avaliadas. Nota-se, a partir destes limites de máximo e mínimo, que para uma mesma dimensão de comprimento folhado, a produção de biomassa foliar será maior para os ramos compostos a pleno sol do que à sombra.

Da linha média de regressão dos ramos compostos sob dossel, os limites da máxima e mínima produção de biomassa foliar verde variaram de 20 e 25%, respectivamente. Já para os ramos compostos do dossel, o limite da máxima produção em relação a sua linha média de regressão foi de 25%, enquanto que para o limite da mínima produção foi de 20%. Percebe-se que a linha média de regressão dos ramos compostos do dossel muito se assemelha com a linha de regressão para os valores máximos dos ramos compostos sob dossel.

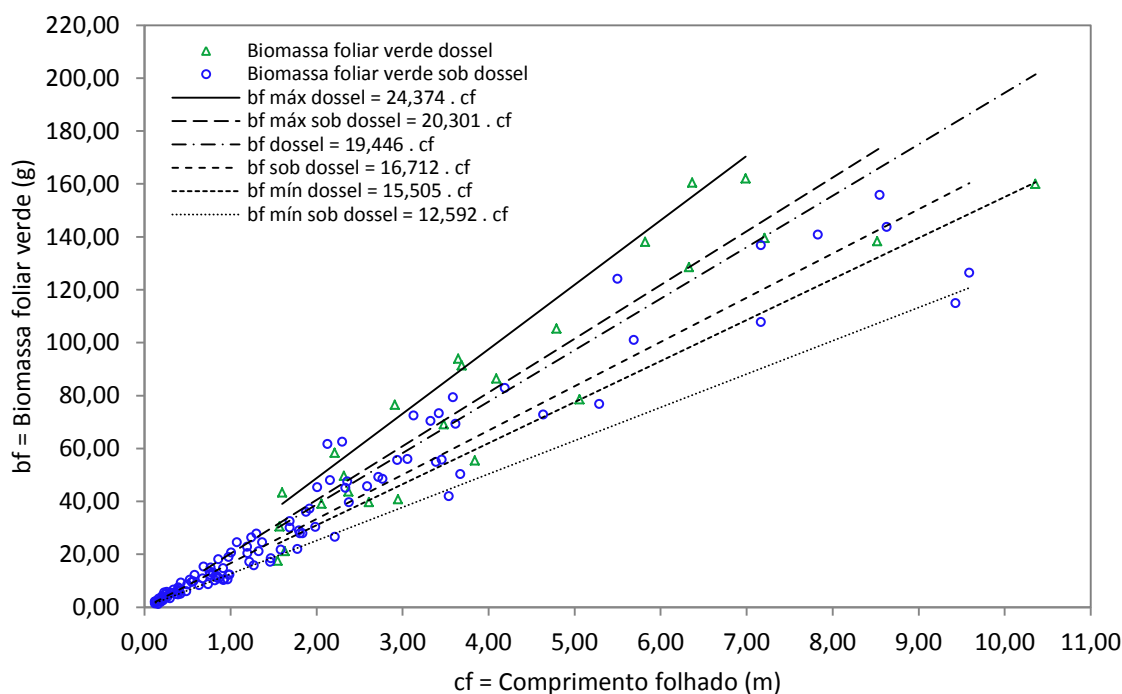


Figura 8 – Relação alométrica do comprimento folhado com a biomassa foliar verde dos ramos compostos das árvores de canela-preta sob dossel e dossel.

Na Figura 9, os limites da máxima e mínima produção de biomassa foliar seca por comprimento folhado também se apresentaram diferentes nas duas posições sociológicas. Tanto para os ramos compostos sob dossel quanto para os ramos compostos do dossel, os limites da máxima e mínima produção de biomassa foliar seca em relação as suas linhas médias de regressão mostraram igual tendência, variando aproximadamente de 25 e 20%, respectivamente. Nota-se que a linha média de regressão dos ramos compostos do dossel também se assemelha com a linha de regressão para os valores máximos dos ramos compostos sob dossel e que a linha média de regressão dos ramos compostos sob dossel é praticamente igual à linha de regressão dos valores mínimos dos ramos compostos do dossel.

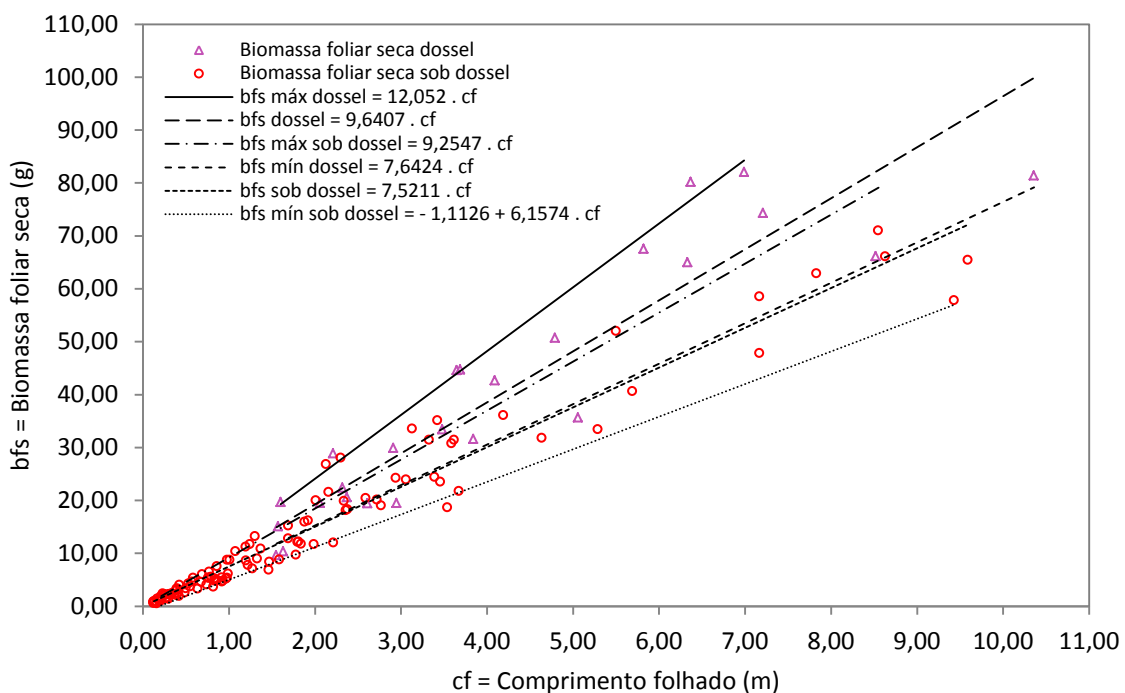


Figura 9 – Relação alométrica do comprimento folhado com a biomassa foliar seca dos ramos compostos das árvores de canela-preta sob dossel e dossel.

As estatísticas dos coeficientes e dos modelos para os ramos compostos das árvores sob dossel e dossel estão apresentadas nas Tabelas 11 e 12. Os dados permitiram obter equações para a estimativa da biomassa foliar dos ramos compostos de ambas as classes estudadas com ajustes superiores a 87%, testes de

F acima de 155,48 e índices de Furnival inferiores a 25,78, conforme é demonstrado na Tabela 11.

Na modelagem, os melhores ajustes foram verificados nas equações que sofreram transformação logarítmica da variável dependente, tanto para a biomassa foliar verde quanto para a biomassa foliar seca dos ramos compostos sob dossel e dossel (Tabela 11).

A técnica de regressão robusta LTS foi mais uma vez utilizada para controlar cerca de 15% das observações detectadas e consideradas pelo algoritmo do LTS como sendo possíveis *outliers*. Com isso, verificou-se uma maior ocorrência de *outliers* nos modelos lineares sem intercepto e sem transformação da variável dependente.

Tabela 11 – Modelos de regressão obtidos pelo procedimento *Stepwise* para descrever a biomassa foliar verde e seca dos ramos compostos das árvores de canela-preta sob dossel e dossel em função do comprimento folhado e diâmetro da base.

Pos.	Modelos	Coeficientes	Estatísticas			
			R ² _{aj.}	%CV	IF	F
Sob dossel	$bf = \beta_1 \cdot cf$	$\beta_1 = 18,03134^{**}$	0,98	16,48	6,38	9.045,61 ^{**}
	$\ln bf = \beta_0 + \beta_1 \cdot \ln(db \cdot cf^2)$	$\beta_0 = 3,12206^{**}$ $\beta_1 = 0,41805^{**}$	0,97	7,09	5,64	3.648,86 ^{**}
	$bfs = \beta_1 \cdot cf$	$\beta_1 = 6,91378^{**}$	0,98	17,32	2,62	7.430,77 ^{**}
	$\ln bfs = \beta_0 + \beta_1 \cdot \ln(db \cdot cf^2)$	$\beta_0 = 2,28674^{**}$ $\beta_1 = 0,42614^{**}$	0,97	10,10	2,38	3.771,60 ^{**}
Dossel	$bf = \beta_1 \cdot cf$	$\beta_1 = 21,15224^{**}$	0,89	19,36	24,03	783,94 ^{**}
	$\ln bf = \beta_0 + \beta_1 \cdot \ln(db \cdot cf^2)$	$\beta_0 = 3,13684^{**}$ $\beta_1 = 0,44463^{**}$	0,87	5,55	25,78	155,48 ^{**}
	$bfs = \beta_1 \cdot cf$	$\beta_1 = 10,48530^{**}$	0,90	18,91	11,51	839,84 ^{**}
	$\ln bfs = \beta_0 + \beta_1 \cdot \ln(db \cdot cf^2)$	$\beta_0 = 2,39898^{**}$ $\beta_1 = 0,45283^{**}$	0,89	6,02	11,33	198,83 ^{**}

Sendo: Pos. = posição social; db = diâmetro da base do ramo composto (cm); cf = comprimento folhado do ramo composto (m); bf = biomassa foliar verde do ramo composto (g); bfs = biomassa foliar seca do ramo composto (g); R²_{aj.} = coeficiente de determinação ajustado; %CV = coeficiente de variação em porcentagem; IF = índice de Furnival; F = teste de F; ^{**} = significância a 1%.

Assim como foi para os ramos simples, as variáveis preditoras de todas as equações dos ramos compostos também tiveram alto grau de significância para o

estimador (Tabela 11). Nos modelos avaliados para estimativa da biomassa verde e seca dos ramos compostos sob dossel e dossel, o teste de *Durbin-Watson* não foi conclusivo em relação à correlação em série dos resíduos, exceto para a função logaritmizada de biomassa foliar seca dos ramos compostos do dossel que não apresentou limitação quanto à correlação em série (Tabela 12).

O teste de validação dos modelos apontou valores de resíduos médios menores que -1,7902 g e relativos da média dos valores estimados abaixo de 4,22%, o que demonstra uma ótima qualidade de predição das equações selecionadas para biomassa foliar verde e seca dos ramos compostos das árvores sob dossel e dossel (Tabela 12).

Na análise dos resíduos, as únicas equações selecionadas que não apresentaram homogeneidade de variância pelo teste de *White* foram os modelos que não sofreram transformação da variável dependente dos ramos compostos das árvores sob dossel, em que foram significativas a um nível de probabilidade de erro de 1% (Tabela 12).

Tabela 12 – Condicionantes da regressão e teste de validação de modelos de regressão para ramos compostos das árvores de canela-preta sob dossel e dossel.

Pos.	Modelos	Testes				
		χ^2	W	DW	Bias	%Bias
Sob dossel	$bf = \beta_1 \cdot cf$	23,36 ^{**}	0,97 ^{ns}	1,28 ^{nc}	-0,8745	3,57
	$\ln bf = \beta_0 + \beta_1 \cdot \ln(db \cdot cf^2)$	0,20 ^{ns}	0,97 ^{ns}	1,30 ^{nc}	0,3509	1,13
	$bfs = \beta_1 \cdot cf$	28,76 ^{**}	0,96 [*]	1,38 ^{nc}	0,0823	0,90
	$\ln bfs = \beta_0 + \beta_1 \cdot \ln(db \cdot cf^2)$	0,45 ^{ns}	0,97 ^{ns}	1,29 ^{nc}	0,1529	1,12
Dossel	$bf = \beta_1 \cdot cf$	3,05 ^{ns}	0,97 ^{ns}	0,66 ^{nc}	-1,3489	1,72
	$\ln bf = \beta_0 + \beta_1 \cdot \ln(db \cdot cf^2)$	4,86 ^{ns}	0,96 ^{ns}	0,97 ^{nc}	0,8023	0,98
	$bfs = \beta_1 \cdot cf$	2,46 ^{ns}	0,98 ^{ns}	0,77 ^{nc}	-1,0826	2,79
	$\ln bfs = \beta_0 + \beta_1 \cdot \ln(db \cdot cf^2)$	5,01 ^{ns}	0,95 ^{ns}	1,01 ^{ns}	-1,7902	4,22

Sendo: Pos. = posição social; db = diâmetro da base do ramo composto (cm); cf = comprimento folhado do ramo composto (m); bf = biomassa foliar verde do ramo composto (g); bfs = biomassa foliar seca do ramo composto (g); χ^2 = teste de *White*; W = teste de *Shapiro-Wilk*; DW = teste de *Durbin-Watson*; Bias = teste de validação; %Bias = teste de validação relativo; * = significância a 5%; ** = significância a 1%; ^{ns} = não significativo; ^{nc} = não conclusivo.

Os resíduos das equações ajustadas foram submetidos à análise de normalidade pelo teste de *Shapiro-Wilk* e mostraram que somente a função da biomassa foliar verde com intercepto igual a zero e sem transformação na variável dependente dos ramos compostos sob dossel não atendeu a condicionante de normalidade na frequência dos resíduos, apresentando um nível de significância de 1%, com assimetria positiva igual a 1,98 e curtose de 0,65.

Para todas as equações logaritmizadas, o procedimento *Stepwise* atribuiu a variável combinada do diâmetro da base com o comprimento folhado ao quadrado, uma vez que o diâmetro da base foi a variável que apresentou a segunda maior inter-relação com a biomassa foliar verde e seca, tanto para os ramos compostos sob dossel quanto para os ramos compostos do dossel, propiciando um melhor ajustamento das equações.

Para a plotagem dos dados observados e estimados das biomassas foliares verdes e secas, utilizou-se dos modelos com transformação logarítmica da variável dependente, por estas apresentarem melhores estatísticas quanto aos seus ajustamentos.

Na Figura 10, observa-se que para as menores biomassas foliares verdes dos ramos compostos sob dossel, os valores estimados encontram-se balanceados, enquanto que para os ramos compostos do dossel, os valores estimados para o maior conjunto de dados apresentam-se relativamente homogêneos. Na Figura 11 são expostos os valores estimados de biomassa foliar seca dos ramos compostos sob dossel e dossel e demonstraram que os valores estimados de biomassa foliar seca dos ramos compostos sob dossel encontram-se balanceados entre as menores biomassas e que nos ramos compostos do dossel a dispersão é mais homogênea.

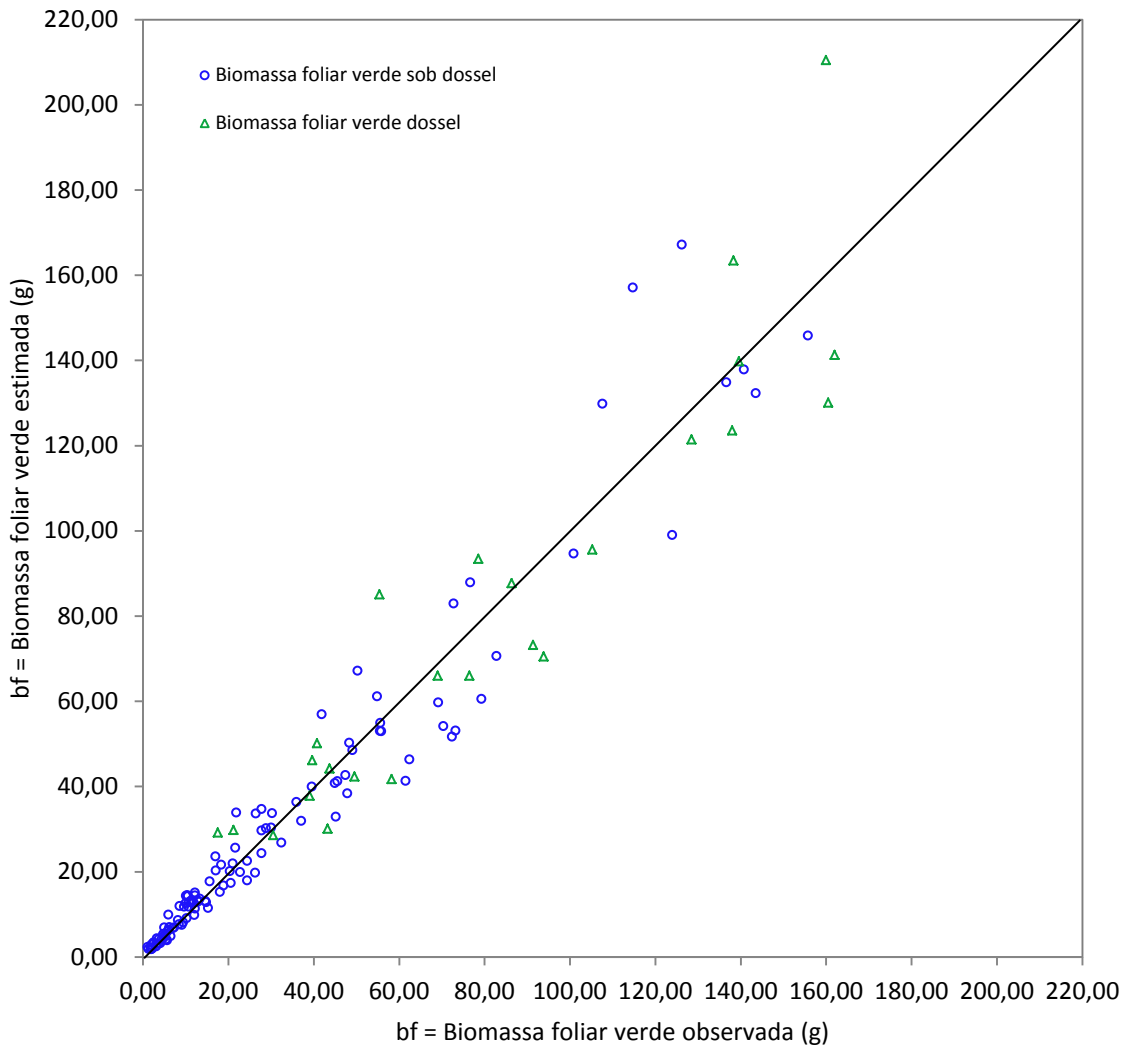


Figura 10 – Distribuição dos valores observados e estimados de biomassa foliar verde em função do diâmetro da base e do comprimento folhado dos ramos compostos das árvores de canela-preta sob dossel e dossel.

Como as amostras dos ramos das árvores sob dossel foram amostradas em 3 faixas de posição da copa, avaliou-se a influência da posição dos ramos compostos na copa por meio da análise de covariância para as equações de biomassa foliar verde e seca destes ramos com as faixas de posição da copa, através da soma de quadrados do tipo III (soma de quadrados de produtos corrigidos), para verificar a diferença na relação alométrica das biomassas com o comprimento folhado combinado com o diâmetro da base em função das faixas. Para isso, as funções logarítmicas dos ramos compostos das árvores sob dossel foram escolhidas por apresentarem melhores estatísticas.

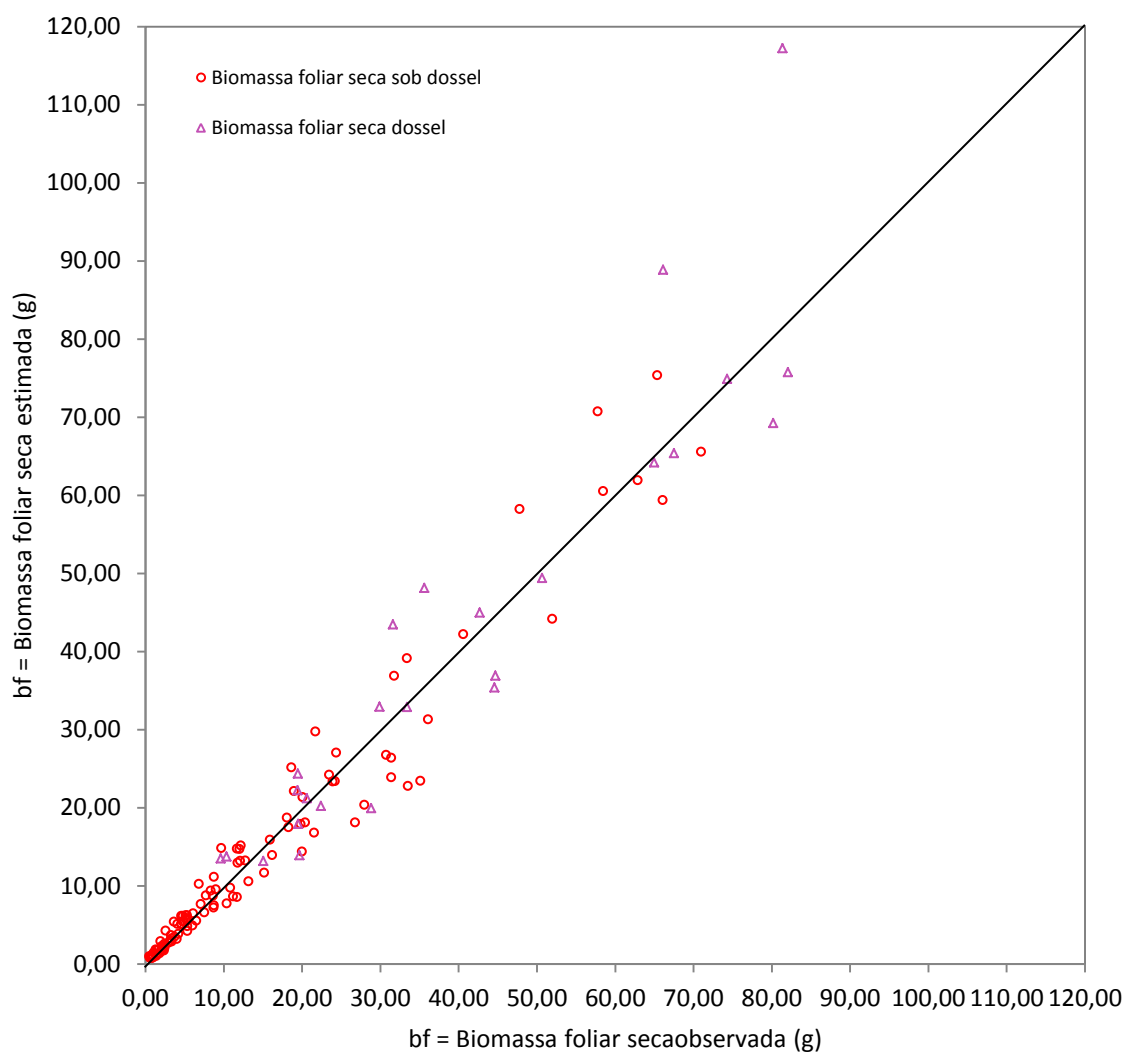


Figura 11 – Distribuição dos valores observados e estimados de biomassa foliar seca em função do diâmetro da base e do comprimento folhado dos ramos compostos das árvores de canela-preta sob dossel e dossel.

O teste mostrou não existir diferença significativa entre os ramos compostos de cada faixa de posição da copa. Isso pode ser verificado tanto para a biomassa foliar verde quanto para a biomassa foliar seca dos ramos compostos sob dossel. Os efeitos da posição dos ramos compostos na produção de biomassa podem ser verificados nas Tabelas 13 e 14.

Tabela 13 – Análise de covariância da biomassa foliar verde dos ramos compostos das árvores de canela-preta sob dossel do modelo $\ln bf = \beta_0 + \beta_1 \cdot \ln(db \cdot cf^2)$ em função das faixas de posição da copa.

FV	GL	SQ	QM	F	Prob. > F
Modelo corrigido	3	104,5743	34,8581	788,52	< 0,0001
$\ln(db \cdot cf^2)$	1	104,1417	104,1417	2.355,78	< 0,0001
$\ln(db \cdot cf^2) \cdot$ Faixa	2	0,0332	0,0166	0,38	0,6881
Resíduo	93	4,1112	0,0442		
Total corrigido	96	108,6855			
$R^2_{aj.} = 0,9615$					
Parâmetro		Coeficiente	Erro padrão	t	Prob. > t
Intercepto		3,09573	0,04185	73,97	< 0,0001
$\ln(db \cdot cf^2)$		0,42102	0,00871	48,35	< 0,0001
Faixa 1		0,00947	0,05382	0,18	0,8607
Faixa 2		0,01925	0,05438	0,35	0,7241
Faixa 3		0,00000	-	-	-

Sendo: $\ln bf$ = logaritmo da biomassa foliar verde do ramo composto; db = diâmetro da base do ramo composto (cm); cf = comprimento folhado do ramo composto (m); FV = fonte de variação; GL = grau de liberdade; SQ = soma dos quadrados; QM = quadrado médio; F = valor de F calculado para a variável dependente; Prob. > F = nível de probabilidade de erro; $R^2_{aj.}$ = coeficiente de determinação ajustado; t = valor de t calculado para o coeficiente; Prob. > t = nível de probabilidade de erro.

Testou-se também a influência das posições sociais na produção da biomassa foliar verde e seca, em função do comprimento folhado e do diâmetro da base, por intermédio da análise de covariância.

O teste de covariância para a equação de biomassa foliar verde dos ramos compostos com interação com as posições sociais (sob dossel e dossel), despontou que a posição no dossel não apresenta diferença significativa na relação alométrica da biomassa foliar verde com o comprimento folhado ao quadrado combinado com o diâmetro da base dos ramos compostos (Tabela 15).

Tabela 14 – Análise de covariância da biomassa foliar seca dos ramos compostos das árvores de canela-preta sob dossel do modelo $\ln b_{fs} = \beta_0 + \beta_1 \cdot \ln(db \cdot cf^2)$ em função das faixas de posição da copa.

FV	GL	SQ	QM	F	Prob. > F
Modelo corrigido	3	107,0470	35,6823	810,71	< 0,0001
$\ln(db \cdot cf^2)$	1	106,2708	106,2708	2.414,49	< 0,0001
$\ln(db \cdot cf^2) \cdot$ Faixa	2	0,0033	0,0017	0,04	0,9630
Resíduo	93	4,0933	0,0440		
Total corrigido	96	111,1403			
$R^2_{aj.} = 0,9632$					
Parâmetro		Coeficiente	Erro padrão	t	Prob. > t
Intercepto		2,28232	0,04140	55,13	< 0,0001
$\ln(db \cdot cf^2)$		0,42539	0,00862	49,38	< 0,0001
Faixa 1		- 0,04665	0,05324	- 0,88	0,3832
Faixa 2		- 0,00295	0,05380	- 0,05	0,9564
Faixa 3		0,00000	-	-	-

Sendo: $\ln b_{fs}$ = logaritmo da biomassa foliar seca do ramo composto; db = diâmetro da base do ramo composto (cm); cf = comprimento folhado do ramo composto (m); FV = fonte de variação; GL = grau de liberdade; SQ = soma dos quadrados; QM = quadrado médio; F = valor de F calculado para a variável dependente; Prob. > F = nível de probabilidade de erro; $R^2_{aj.}$ = coeficiente de determinação ajustado; t = valor de t calculado para o coeficiente; Prob. > t = nível de probabilidade de erro.

Na Tabela 15, pode-se verificar que a posição sob dossel apresenta um coeficiente muito baixo e de sinal negativo, não demonstrando diferença significativa entre os níveis. Sendo assim, para um mesmo comprimento folhado ao quadrado multiplicado com o diâmetro da base, os ramos compostos sob dossel produzem biomassas foliares verdes equiparadas com a produção das biomassas foliares verdes dos ramos compostos da posição dossel.

Tabela 15 – Análise de covariância da biomassa foliar verde dos ramos compostos das árvores de canela-preta do modelo $\ln bf = \beta_0 + \beta_1 \cdot \ln(db \cdot cf^2)$ em função das posições (sob dossel e dossel).

FV	GL	SQ	QM	F	Prob. > F
Modelo corrigido	2	205,0491	102,5246	2.226,76	< 0,0001
$\ln(db \cdot cf^2)$	1	114,9788	114,9788	2.497,26	< 0,0001
$\ln(db \cdot cf^2) \cdot$ Posição	1	0,1034	0,1034	2,25	0,1362
Resíduo	137	6,3078	0,0460		
Total corrigido	139	211,3568			

$R^2_{aj.} = 0,9699$

Parâmetro	Coefficiente	Erro padrão	t	Prob. > t
Intercepto	3,19028	0,04644	68,70	< 0,0001
$\ln(db \cdot cf^2)$	0,42303	0,00711	59,52	< 0,0001
Sob dossel	- 0,07084	0,05256	- 1,35	0,1800
Dossel	0,00000	-	-	-

Sendo: $\ln bf$ = logaritmo da biomassa foliar verde do ramo composto; db = diâmetro da base do ramo composto (cm); cf = comprimento folhado do ramo composto (m); FV = fonte de variação; GL = grau de liberdade; SQ = soma dos quadrados; QM = quadrado médio; F = valor de F calculado para a variável dependente; Prob. > F = nível de probabilidade de erro; $R^2_{aj.}$ = coeficiente de determinação ajustado; t = valor de t calculado para o coeficiente; Prob. > t = nível de probabilidade de erro.

Diferente do que ocorreu com a biomassa foliar verde dos ramos compostos na análise de covariância, a função de biomassa foliar seca dos ramos compostos evidenciou uma diferença altamente significativa de inclinação para a variável comprimento folhado ao quadrado combinada com o diâmetro da base, conforme é apresentado na Tabela 16. O sinal do coeficiente da posição sob dossel também foi negativo para a biomassa foliar seca dos ramos compostos, no entanto, o valor deste coeficiente não foi tão baixo como verificado para a biomassa foliar verde.

Com isso, para os ramos compostos, a produção de biomassa das folhas à sombra e a pleno sol não diferem entre si quando ainda verdes, podendo-se fazer uso da mesma equação para as estimativas. Entretanto, para a produção de biomassa foliar seca, faz-se necessário utilizar equações específicas para cada posição social. As equações encontram-se na Tabela 11.

Tabela 16 – Análise de covariância da biomassa foliar seca dos ramos compostos das árvores de canela-preta do modelo $\ln bfs = \beta_0 + \beta_1 \cdot \ln(db \cdot cf^2)$, em função das posições (sob dossel e dossel).

FV	GL	SQ	QM	F	Prob. > F
Modelo corrigido	2	218,3913	109,1957	2.476,69	< 0,0001
$\ln(db \cdot cf^2)$	1	127,2194	127,2194	2.885,49	< 0,0001
$\ln(db \cdot cf^2) \cdot$ Posição	1	0,4318	0,4318	9,79	0,0021
Resíduo	137	6,0402	0,0441		
Total corrigido	139	224,4316			

$R^2_{aj.} = 0,9731$

Parâmetro	Coeficiente	Erro padrão	t	Prob. > t
Intercepto	2,45385	0,04520	54,29	< 0,0001
$\ln(db \cdot cf^2)$	0,43064	0,00692	0,00692	< 0,0001
Sob dossel	- 0,16930	0,05116	0,05116	0,0012
Dossel	0,00000	-	-	-

Sendo: $\ln bfs$ = logaritmo da biomassa foliar seca do ramo composto; db = diâmetro da base do ramo composto (cm); cf = comprimento folhado do ramo composto (m); FV = fonte de variação; GL = grau de liberdade; SQ = soma dos quadrados; QM = quadrado médio; F = valor de F calculado para a variável dependente; Prob. > F = nível de probabilidade de erro; $R^2_{aj.}$ = coeficiente de determinação ajustado; t = valor de t calculado para o coeficiente; Prob. > t = nível de probabilidade de erro.

5.3 Árvores inteiras (sob dossel)

Pensando-se na exploração das folhas de canela-preta para fins comerciais, avaliou-se a biomassa foliar total somente das árvores sob dossel, por se tratarem de árvores de pequeno porte. No entanto, esta exploração só deve ser feita desde que não implique na supressão da vegetação, não prejudique a função ambiental da área e que respeite a legislação vigente para o tipo de formação florestal em questão.

De acordo o Novo Código Florestal, art. 21, III, é livre a coleta de produtos florestais não madeireiros, tais como frutos, cipós, folhas e sementes, devendo-se observar técnicas que não coloquem em risco a sobrevivência de indivíduos e da espécie coletada. Em se tratando da mesma lei, art. 22 e 24, o manejo florestal sustentável da vegetação da Reserva Legal ou de outras áreas, com propósito

comercial, depende de autorização do órgão competente (BRASIL, Lei nº 12.651, de 25 de maio de 2012, 2012).

As variáveis dendrométricas e morfométricas utilizadas para descrever as biomassas foliares das árvores de *Nectandra megapotamica* (Spreng.) Mez sob dossel estão apresentadas na Tabela 17.

Tabela 17 – Estatística descritiva das variáveis dendrométricas, morfométricas e de biomassa foliar das árvores de canela-preta sob dossel.

Pos.	Variáveis	N	Média	DP	CV	Mínimo	Máximo
Sob dossel	d (cm)	20	2,58	1,87	72,48%	0,19	5,89
	g (cm ²)	20	7,8624	8,7189	110,89%	0,0284	27,2354
	db (cm)	20	3,59	2,19	61,00%	1,09	7,73
	gb (cm ²)	20	13,6914	14,3386	104,73%	0,9331	46,9897
	cf (m)	16	35,92	38,30	106,63%	6,00	158,63
	h (m)	20	4,28	2,29	53,50%	1,45	8,27
	hi (m)	20	1,62	1,32	81,48%	0,20	4,65
	dc (m)	20	1,33	0,62	46,62%	0,61	2,57
	ac (m ²)	20	1,6766	1,4707	87,72%	0,2922	5,1673
	Cc (m)	20	2,66	1,38	51,88%	0,33	4,80
	Fc	20	0,72	0,75	104,17%	0,23	3,39
	Hd (m/cm)	20	2,38	1,57	65,97%	1,03	7,63
	Gc	20	0,63	0,21	33,33%	0,16	0,91
	IA	20	0,34	0,10	29,41%	0,14	0,54
	IS	20	0,87	0,84	96,55%	0,20	4,00
	bf (g)	20	930,74	965,39	103,72%	71,33	3.559,00
	bfs (g)	20	411,17	423,08	102,90%	31,70	1.542,00

Sendo: Pos. = posição social; d = diâmetro à altura do peito da árvore (cm); g = área transversal da árvore (cm²); db = diâmetro da base da árvore (cm); gb = área transversal da base da árvore (cm²); cf = comprimento folhado da árvore (m); h = altura total da árvore (m); hi = altura de inserção da copa da árvore (m); dc = diâmetro da copa da árvore (m); ac = área de projeção da copa da árvore (m²); Cc = comprimento da copa da árvore; Fc = formal de copa da árvore; Hd = relação entre a altura total e o diâmetro à altura do peito da árvore (m/cm); Gc = grau de copa da árvore; IA = índice de abrangência da árvore; IS = índice de saliência da árvore; bf = biomassa foliar verde da árvore (g); bfs = biomassa foliar seca da árvore (g); N = número de observações; DP = desvio padrão; CV = coeficiente de variação (%).

Para o conjunto de vinte árvores de canela-preta sob dossel, pode-se verificar que os diâmetros à altura do peito variaram de 0,19 a 5,89 cm, tendo como média um diâmetro de 2,58 cm. Este valor mínimo do diâmetro à altura do peito foi devido a uma amostragem de árvores que variaram de 1,45 a 8,27 m de altura total, com uma variação de 53,50%. Sendo assim, ocorreu do diâmetro à altura do peito estar localizado no interior da copa da árvore, podendo-se afirmar também pela observação do valor mínimo de inserção da copa (h_i) da árvore, que foi de 0,20 m.

Das vinte árvores, os comprimentos folhados só foram mensurados em dezesseis, devido a sua prática ser muito onerosa para a copa inteira de uma árvore. Como pode ser observado na Tabela 17, o maior comprimento folhado obtido foi de 158,63 m, representando o somatório dos comprimentos folhados de todos os ramos da árvore.

As variáveis mais usuais para descrever a copa comumente referem-se ao seu comprimento e ao diâmetro (Fleig, 2002). Os valores médios destas variáveis foram de 2,66 m, para o comprimento da copa e de 1,33 m, para o diâmetro da copa.

De posse das variáveis mensuradas diretamente da copa das árvores, podem-se calcular outros atributos para a descrição destas copas. A razão entre o diâmetro da copa e o seu comprimento permite obter a formal de copa (F_c), o grau de copa (G_c) referente à razão entre o comprimento de copa e a altura total, o índice de abrangência (IA) representado pela razão entre o diâmetro de copa e a altura total, e por fim, o índice de saliência (IS) que concebe a razão entre o diâmetro de copa e o diâmetro à altura do peito. As estatísticas destas variáveis encontram-se na Tabela 17.

O valor médio formal de copa foi de 0,72. O valor máximo encontrado foi de 3,39 e o menor valor de 0,23. Valores baixos indicam árvores com copas esbeltas, enquanto valores altos indicam copas achatadas. Os valores obtidos indicam que existe uma grande amplitude de variação entre os indivíduos. Em árvores dominadas de canela-sassafrás (*Ocotea odorifera*), Orellana e Koehler (2008) observaram um valor médio formal de copa de 1,30, tendo como valores máximo e mínimo 2,30 e 0,39, respectivamente. Durló e Dernardi (1998) encontraram para canjerana (*Cabralea canjerana*) valores semelhantes aqui encontrados para canela-preta, onde eles obtiveram valores médios de 0,74 com variações entre 0,29 e 3,33.

Todas as árvores apresentaram relação h/d superior a 1. O valor médio encontrado foi de 2,38 m/cm. O valor máximo encontrado foi 7,63 m/cm e o mínimo 1,03 m/cm. Contudo, Orellana e Koehler (2008) verificaram que para canela-sassafrás (*Ocotea odorifera*), em todas as posições sociológicas, nenhuma árvore apresentou relação h/d superior a 1. Eles acharam um valor médio de 0,62 m/cm e máximo e mínimo de 0,91 e 0,34 m/cm, respectivamente. Conforme Tonini e Arco-Verde (2005), quando a relação h/d for maior que 1, é conveniente que se faça uma intervenção silvicultural na estrutura da floresta para beneficiar uma espécie de interesse, em relação ao crescimento diamétrico e, por consequência, à ampliação da expansão horizontal da copa.

O grau de copa médio das árvores sob dossel foi de 0,63, ou seja, 63% da altura total das árvores em média é ocupada pela copa, o que é considerado alto para árvores provenientes do sob dossel, uma vez que a incidência de luz em estratos inferiores é menor do que no estrato superior. A maior proporção de copa foi de 91% e a menor foi de apenas 16%. Durlo e Denardi (1998), trabalhando com 165 árvores de canjerana (*Cabralea canjerana*), encontraram valor de proporção de copa médio de 49,2%. O valor máximo de proporção de copa obtido por esses autores foi de 83,3% e o mínimo foi de 10,7%.

O índice de abrangência médio encontrado para as árvores de canela-preta sob dossel foi de 0,34, variando de 0,14 a 0,54. Orellana e Koehler (2008) depararam com um valor médio de 0,70 para canela-sassafrás (*Ocotea odorifera*), sendo que o maior valor encontrado foi de 1,00 e o menor foi de 0,30. Se um povoamento florestal for manejado pela altura das árvores, este índice poderá ser utilizado como critério para tomada de decisão em um plano de desbaste. De acordo Durlo e Denardi (1998), quanto menor for o índice de abrangência, maior é a produtividade da árvore e, no caso da canela-preta, há uma indicação que elas se desenvolvem bem na posição de sob dossel.

O índice de saliência mostra quantas vezes a copa é maior que o diâmetro à altura do peito. No presente trabalho, verifica-se que a copa das árvores, em média, é 0,87 vezes a dimensão do diâmetro. Cabe ressaltar, que devido à altura de algumas árvores, o diâmetro à altura do peito encontrava-se no interior da copa. Orellana e Koehler (2008) encontraram para árvores co-dominantes de canela-sassafrás (*Ocotea odorifera*) o valor médio de 39,2. Tonini e Arco-Verde (2005) obtiveram um valor médio de 50,3 para castanheira-do-brasil (*Bertholletia excelsa*),

para a andiroba (*Carapa guianensis*) de 14,7; para o ipê-roxo (*Tabebuia avellanedae*) de 32,3 e para o jatobá (*Hymenaea courbaril*) de 33,1. Para a canjerana (*Cabralea canjerana*), Durlo e Dernardi (1998) encontraram valor médio de índice de saliência de 21,7.

A biomassa foliar verde apresentou uma produção média de 930,74 g por árvore, tendo como produção mínima 71,33 g e máxima de 3.559,00 g. Já a produção média de biomassa foliar seca foi de 411,17 g por árvore, de um conjunto de dados que variaram de 31,70 a 1.542,00 g (Tabela 17).

5.3.1 Correlações entre as variáveis dendrométricas, morfométricas e biomassa foliar das árvores de canela-preta sob dossel.

Foi realizado um teste *Pearson* para analisar a correlação entre as variáveis dendrométricas, morfométricas e o peso verde e o peso seco das folhas das árvores de canela-preta sob dossel (Tabela 18).

Segundo os valores da Tabela 18, o diâmetro à altura do peito apresentou correlação positiva com todas as variáveis dendrométricas e a biomassa foliar verde e seca, indicando que essas variáveis crescem à medida que aumenta o diâmetro à altura do peito. Pode-se verificar que o diâmetro à altura do peito correlacionou-se negativamente com a relação h/d e o índice de saliência. Já era esperada essa correlação negativa com ambas variáveis, uma vez que, quanto maior for o diâmetro para uma mesma altura, menor será o índice h/d . Interpretação igual pode ser extraída em relação ao índice de saliência, invertendo-se somente a altura total pelo diâmetro da copa.

Comportamento semelhante pode ser atribuído às outras variáveis dendrométricas, exceto para o comprimento folhado e a altura total. Esta demonstrou uma inter-relação negativa a 1% de probabilidade de erro com o índice de abrangência, como era esperado, enquanto que aquele, ao contrário do que aconteceu com as outras variáveis dendrométricas, não foi significativo com o índice de saliência.

As biomassas foliares apresentaram alta correlação com as variáveis dendrométricas, destacando-se o comprimento folhado. No entanto, com a altura total, as biomassas foram moderadamente correlacionadas.

Tabela 18 – Coeficiente de correlação de *Pearson* para as variáveis dendrométricas, morfométricas e biomassa foliar das árvores de canela-preta sob dossel.

Variáveis	d	g	db	gb	cf	h	hi	dc	ac	Cc	Fc	Hd	Gc	IA	IS	bf	bfs
d	-																
g	0,97**	-															
db	0,99**	0,98**	-														
gb	0,96**	0,99**	0,98**	-													
cf	0,85**	0,87**	0,84**	0,86**	-												
h	0,91**	0,85**	0,88**	0,83**	0,84**	-											
hi	0,79**	0,80**	0,81**	0,81**	0,79**	0,84**	-										
dc	0,84**	0,79**	0,81**	0,77**	0,84**	0,76**	0,62**	-									
ac	0,81**	0,79**	0,79**	0,78**	0,88**	0,71**	0,58**	0,99**	-								
Cc	0,75**	0,65**	0,69**	0,61**	0,65**	0,86**	0,44*	0,67**	0,62**	-							
Fc	-0,27 ^{ns}	-0,22 ^{ns}	-0,25 ^{ns}	-0,21 ^{ns}	-0,20 ^{ns}	-0,35 ^{ns}	0,02 ^{ns}	-0,10 ^{ns}	-0,11 ^{ns}	-0,59**	-						
Hd	-0,67**	-0,55**	-0,62**	-0,54**	-0,45**	-0,57**	-0,38 ^{ns}	-0,56**	-0,50*	-0,57**	0,31 ^{ns}	-					
Gc	-0,16 ^{ns}	-0,22 ^{ns}	-0,22 ^{ns}	-0,25 ^{ns}	-0,13 ^{ns}	-0,11 ^{ns}	-0,56**	-0,14 ^{ns}	-0,12 ^{ns}	0,35 ^{ns}	-0,75**	-0,14 ^{ns}	-				
IA	-0,42 ^{ns}	-0,35 ^{ns}	-0,41 ^{ns}	-0,35 ^{ns}	-0,43 ^{ns}	-0,61**	-0,39 ^{ns}	-0,04 ^{ns}	0,01 ^{ns}	-0,64**	0,70**	0,38 ^{ns}	-0,29 ^{ns}	-			
IS	-0,62**	-0,50*	-0,58**	-0,49*	-0,43 ^{ns}	-0,59**	-0,37 ^{ns}	-0,46*	-0,40 ^{ns}	-0,63**	0,48*	0,96**	-0,28 ^{ns}	0,57**	-		
bf	0,84**	0,84**	0,84**	0,83**	0,95**	0,68**	0,52*	0,89**	0,92**	0,62**	-0,18 ^{ns}	-0,52*	-0,06 ^{ns}	-0,08 ^{ns}	-0,43*	-	
bfs	0,87**	0,88**	0,87**	0,87**	0,96**	0,70**	0,55**	0,90**	0,93**	0,63**	-0,17 ^{ns}	-0,53*	-0,09 ^{ns}	-0,09 ^{ns}	-0,44*	0,99**	-

Sendo: d = diâmetro à altura do peito da árvore (cm); g = área transversal da árvore (cm²); db = diâmetro da base da árvore (cm); gb = área transversal da base da árvore (cm²); cf = comprimento folhado da árvore (m); h = altura total da árvore (m); hi = altura de inserção da copa da árvore (m); dc = diâmetro da copa da árvore (m); ac = área de projeção da copa da árvore (m²); Cc = comprimento da copa da árvore; Fc = formal de copa da árvore; Hd = relação entre a altura total e o diâmetro à altura do peito da árvore (m/cm); Gc = grau de copa da árvore; IA = índice de abrangência da árvore; IS = índice de saliência da árvore; bf = biomassa foliar verde da árvore (g); bfs = biomassa foliar seca da árvore (g); * = significância a 5%; ** = significância a 1%; ^{ns} = não significativo.

Dentre as inter-relações das biomassas com as variáveis morfométricas, o diâmetro da copa e a sua área foram as que apresentaram maior correlação positiva. Não houve relação significativa das biomassas com a forma de copa, o grau de copa e o índice de abrangência. Para as demais variáveis morfométricas, verificou-se moderada correlação com as biomassas, enquanto a altura de inserção da copa e o comprimento da copa tiveram correlações positivas, a relação h/d e o índice de saliência tiveram correlações negativas com as biomassas.

5.3.2 Relação alométrica entre a biomassa foliar e o comprimento folhado das árvores de canela-preta sob dossel.

Procedeu-se a análise da relação da biomassa foliar verde e seca das árvores de canela-preta sob dossel da mesma maneira que foi feita para seus ramos simples e compostos. A investigação foi realizada considerando somente as árvores pelas quais mensurou os comprimentos folhados (dezesseis árvores). Sendo assim, fez-se uso da equação linear simples com intercepto igual à zero para melhor entender a afinidade entre essas variáveis.

Com a plotagem dos dados nas Figuras 12 e 13, verifica-se as variações incididas na relação alométrica entre a biomassa foliar verde e seca e o comprimento folhado das árvores sob dossel.

Na Figura 12, constata-se que os limites da máxima e mínima produção de biomassa foliar verde variam da sua linha média de regressão aproximadamente de 30 e 25%, respectivamente. Em relação ao peso seco das folhas, observa-se na Figura 13 que tanto a linha máxima quanto a linha mínima de produção de biomassa variam aproximadamente de 25%, ou seja, a distribuição dos dados é mais homogênea.

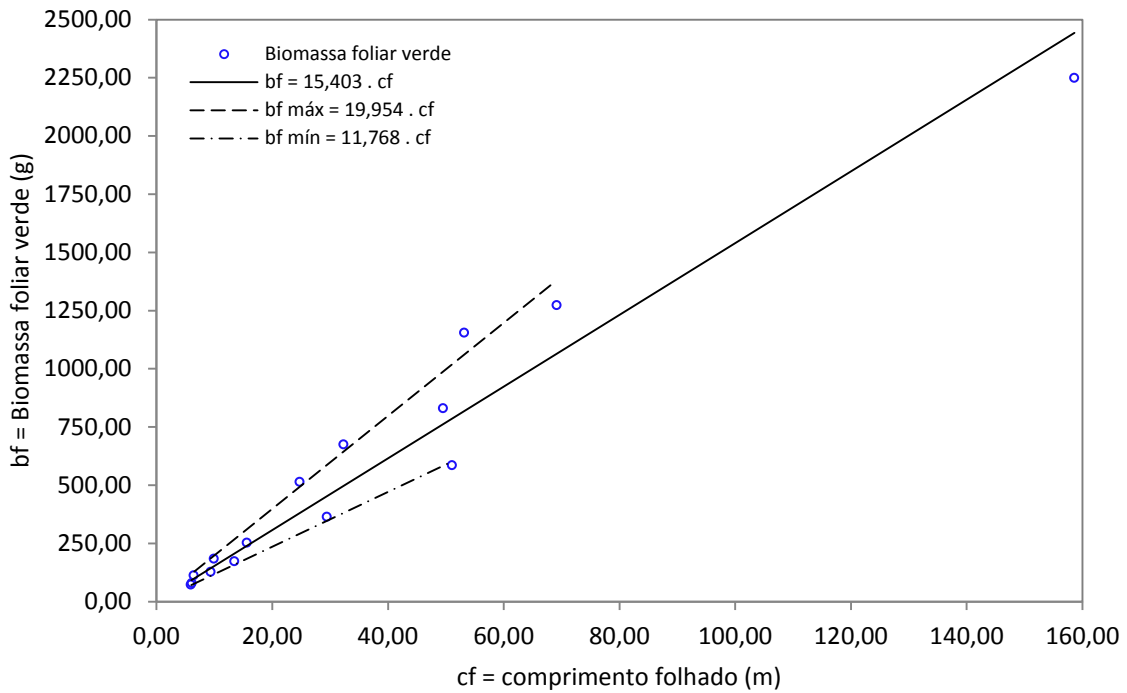


Figura 12 – Relação alométrica do comprimento folhado com a biomassa foliar verde das árvores de canela-preta sob dossel.

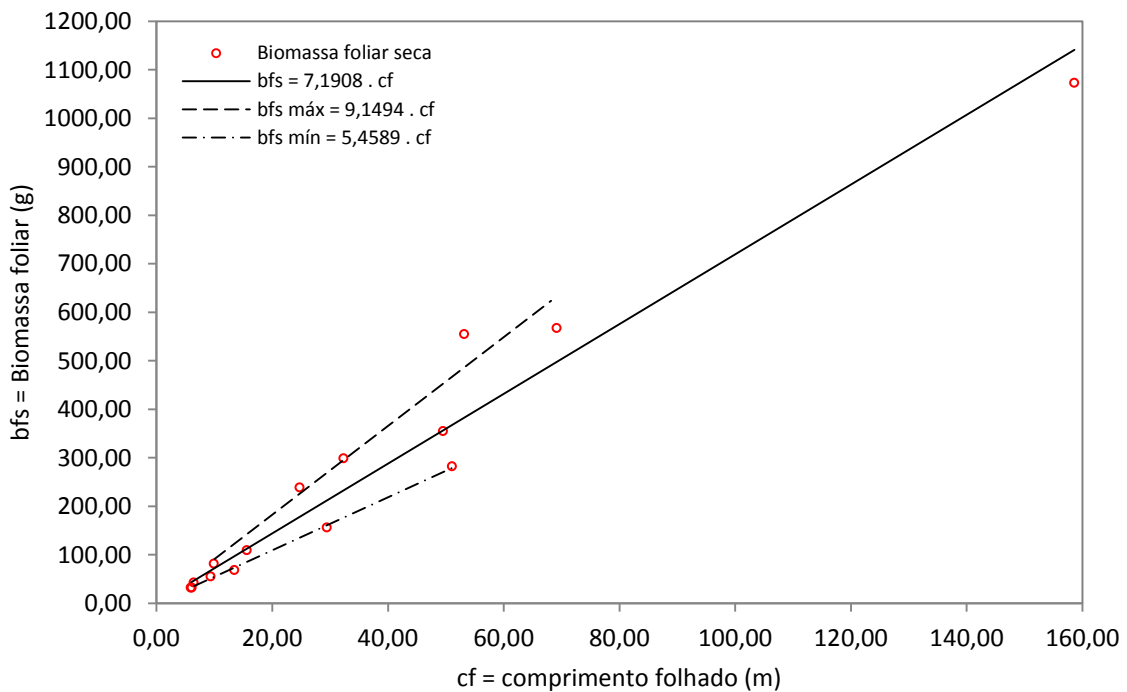


Figura 13 – Relação alométrica do comprimento folhado com a biomassa foliar seca das árvores de canela-preta sob dossel.

Nas Tabelas 19 e 20 foram reunidos os resultados das estatísticas dos parâmetros e dos modelos para as árvores sob dossel. As funções relacionadas na Tabela 19 proporcionaram coeficientes de determinação ajustados variando entre 87 e 98%. As equações de estimativa da biomassa foliar verde apresentaram os índices de Furnival variando de 104,07 a 353,28, enquanto que as de biomassa foliar seca esses índices variaram de 45,16 a 154,55. Independente do modo como os dados estavam dispostos para os ajustes dos modelos, obteve-se boa precisão.

A técnica de regressão robusta permitiu remover do ajuste da equação de biomassa foliar verde e seca sem transformação e com o intercepto igual à zero, duas árvores passíveis de erros de medição do comprimento folhado.

Os parâmetros de todos os modelos apresentados na Tabela 19 foram significativos a 1% de probabilidade de erro. Na Tabela 20, verifica-se que para todas as funções de estimativa da biomassa verde e seca das árvores sob dossel, o teste de *Durbin-Watson* não foi significativo, ou seja, as equações não apresentaram limitações em relação à correlação em série dos resíduos.

Tabela 19 – Modelos de regressão obtidos pelo procedimento *Stepwise* para descrever a biomassa foliar verde e seca das árvores de canela-preta sob dossel em função do comprimento folhado, diâmetro da base e altura total.

Pos.	Modelos	Coeficientes	Estatísticas			
			R ² _{aj.}	%CV	IF	F
Sob dossel	bf = $\beta_1 \cdot cf$	$\beta_1 = 18,50155^{**}$	0,96	19,46	137,84	604,81 ^{**}
	Inbf = $\beta_0 + \beta_1 \cdot \ln(db)$	$\beta_0 = 4,39670^{**}$ $\beta_1 = 1,71526^{**}$	0,88	6,76	345,69	134,90 ^{**}
	Inbf = $\beta_0 + \beta_1 \cdot \ln(db.cf^2)$	$\beta_0 = 2,94089^{**}$ $\beta_1 = 0,41105^{**}$	0,98	3,32	104,07	416,98 ^{**}
	Inbf = $\beta_0 + \beta_1 \cdot \ln(db.h^2)$	$\beta_0 = 3,94337^{**}$ $\beta_1 = 0,62673^{**}$	0,87	6,91	353,28	128,40 ^{**}
	bfs = $\beta_1 \cdot cf$	$\beta_1 = 6,95165^{**}$	0,97	18,88	72,68	886,41 ^{**}
	Inbfs = $\beta_0 + \beta_1 \cdot \ln(db)$	$\beta_0 = 3,51440^{**}$ $\beta_1 = 1,76192^{**}$	0,88	7,69	148,47	146,24 ^{**}
	Inbfs = $\beta_0 + \beta_1 \cdot \ln(db.cf^2)$	$\beta_0 = 1,98017^{**}$ $\beta_1 = 0,42997^{**}$	0,97	3,84	45,16	463,64 ^{**}
	Inbfs = $\beta_0 + \beta_1 \cdot \ln(db.h^2)$	$\beta_0 = 3,05397^{**}$ $\beta_1 = 0,64236^{**}$	0,87	8,00	154,55	133,56 ^{**}

Sendo: Pos. = posição social; db = diâmetro da base da árvore (cm); cf = comprimento folhado da árvore (m); h = altura total da árvore (m); bf = biomassa foliar verde da árvore (g); bfs = biomassa foliar seca da árvore (g); R²_{aj.} = coeficiente de determinação ajustado; %CV = coeficiente de variação em porcentagem; IF = índice de Furnival; F = teste de F; ^{**} = significância a 1%.

Os resíduos médios gerados pelas equações obtidas variaram de - 17,1291 (3,69%) a 65,1212 g (7,52%) para os modelos de biomassa foliar verde e de 2,53 (1,06%) a 25,8077 g (6,70%) para os modelos de biomassa foliar seca (Tabela 20).

A partir do teste de *White*, verifica-se que a distribuição dos resíduos só não se apresenta homogênea para a equação da biomassa foliar seca em função do comprimento folhado e sem intercepto, embora ela tenha apresentado heterogeneidade de variância a um nível de significância de 5%, conforme mostra a Tabela 20.

Tabela 20 – Condicionantes da regressão e teste de validação de modelos de regressão para árvores de canela-preta sob dossel em função do diâmetro da base, comprimento folhado e altura total.

Pos.	Modelos	Testes				
		χ^2	W	DW	Bias	%Bias
Sob dossel	$bf = \beta_1 \cdot cf$	5,04 ^{ns}	0,95 ^{ns}	1,86 ^{ns}	-17,1291	3,69
	$\ln bf = \beta_0 + \beta_1 \cdot \ln(db)$	0,55 ^{ns}	0,94 ^{ns}	1,38 ^{ns}	47,9518	5,43
	$\ln bf = \beta_0 + \beta_1 \cdot \ln(db \cdot cf^2)$	0,00 ^{ns}	0,98 ^{ns}	2,67 ^{ns}	-17,9105	3,02
	$\ln bf = \beta_0 + \beta_1 \cdot \ln(db \cdot h^2)$	1,89 ^{ns}	0,98 ^{ns}	2,03 ^{ns}	65,1212	7,52
	$bfs = \beta_1 \cdot cf$	8,33 [*]	0,93 ^{ns}	1,60 ^{ns}	2,5300	1,06
	$\ln bfs = \beta_0 + \beta_1 \cdot \ln(db)$	2,18 ^{ns}	0,95 ^{ns}	1,24 ^{ns}	16,8627	4,28
	$\ln bfs = \beta_0 + \beta_1 \cdot \ln(db \cdot cf^2)$	0,53 ^{ns}	0,92 ^{ns}	2,69 ^{ns}	-9,8889	3,63
	$\ln bfs = \beta_0 + \beta_1 \cdot \ln(db \cdot h^2)$	2,01 ^{ns}	0,98 ^{ns}	2,09 ^{ns}	25,8077	6,70

Sendo: Pos. = posição social; db = diâmetro da base da árvore (cm); cf = comprimento folhado da árvore (m); h = altura total da árvore (m); bf = biomassa foliar verde da árvore (g); bfs = biomassa foliar seca da árvore (g); χ^2 = teste de *White*; W = teste de *Shapiro-Wilk*; DW = teste de *Durbin-Watson*; Bias = teste de validação; %Bias = teste de validação relativo; * = significância a 5%; ^{ns} = não significativo.

Os resíduos dos modelos ajustados foram submetidos à análise de normalidade pelo teste de *Shapiro-Wilk* e mostraram que para todas as funções de biomassa foliar verde e seca, as frequências dos resíduos seguiram uma distribuição normal, a qual garante a aplicação de significância fundamentada neste tipo de distribuição.

Inferindo-se um *ranking* com base nas melhores estatísticas de cada modelo, verifica-se que a equação de biomassa foliar verde e seca logaritmizada em função

da combinação do diâmetro da base multiplicado com o quadrado do comprimento folhado foi a que mais se sobressaiu. Entretanto, a mensuração do comprimento folhado para uma árvore inteira torna-se impraticável devido a sua dificuldade e o tempo perdido nessa operação ser muito grande. Sendo assim, dentre as equações obtidas, o modelo logaritimizado em função somente do diâmetro da base torna-se mais conveniente para a estimativa da biomassa foliar verde e seca das árvores sob dossel.

Barbeiro et al. (2009) trabalhando com equações ajustadas para a estimativa do peso seco da folhagem em canela-amarela (*Nectandra glandiflora*), verificou que o modelo que apresentou a melhor distribuição gráfica do resíduos e com um coeficiente de determinação igual a 75,83% tinha como variável preditora somente o diâmetro à altura do peito. No presente trabalho, embora o diâmetro à altura do peito tenha apresentando correlações com as biomassas foliares semelhantes às obtidas pelo diâmetro da base, esta foi preferível segundo o procedimento *Stepwise*. Possivelmente a escolha do diâmetro da base se deve ao fato de que em algumas árvores, devido a sua altura, alguns diâmetros à altura do peito encontravam-se no interior da copa e como os diâmetros da base não apresentavam desuniformidades nas árvores de canela-preta sob dossel, aquela foi preterida.

Reis et al. (1985) observaram que como as variáveis diâmetro, altura da árvore e biomassa foliar mudam com a idade, equações para biomassa foliar deveriam ser obtidas para cada idade ou outras variáveis preditivas deveriam ser incluídas no modelo para aumentar a precisão dos resultados.

De posse das equações mais convenientes para a estimativa da biomassa foliar verde e seca das árvores sob dossel, os dados observados e estimados foram plotados. No entanto, apesar da significância dos modelos, observa-se que há uma variação grande de subestimativas e superestimativas (Anexos 3 e 4).

Já nas Figuras 14 e 15, verifica-se que as estimativas tanto da produção de biomassa foliar verde quanto da produção de biomassa foliar seca, as equações em função do diâmetro da base conjugado com o comprimento folhado proporcionaram boas estimativas.

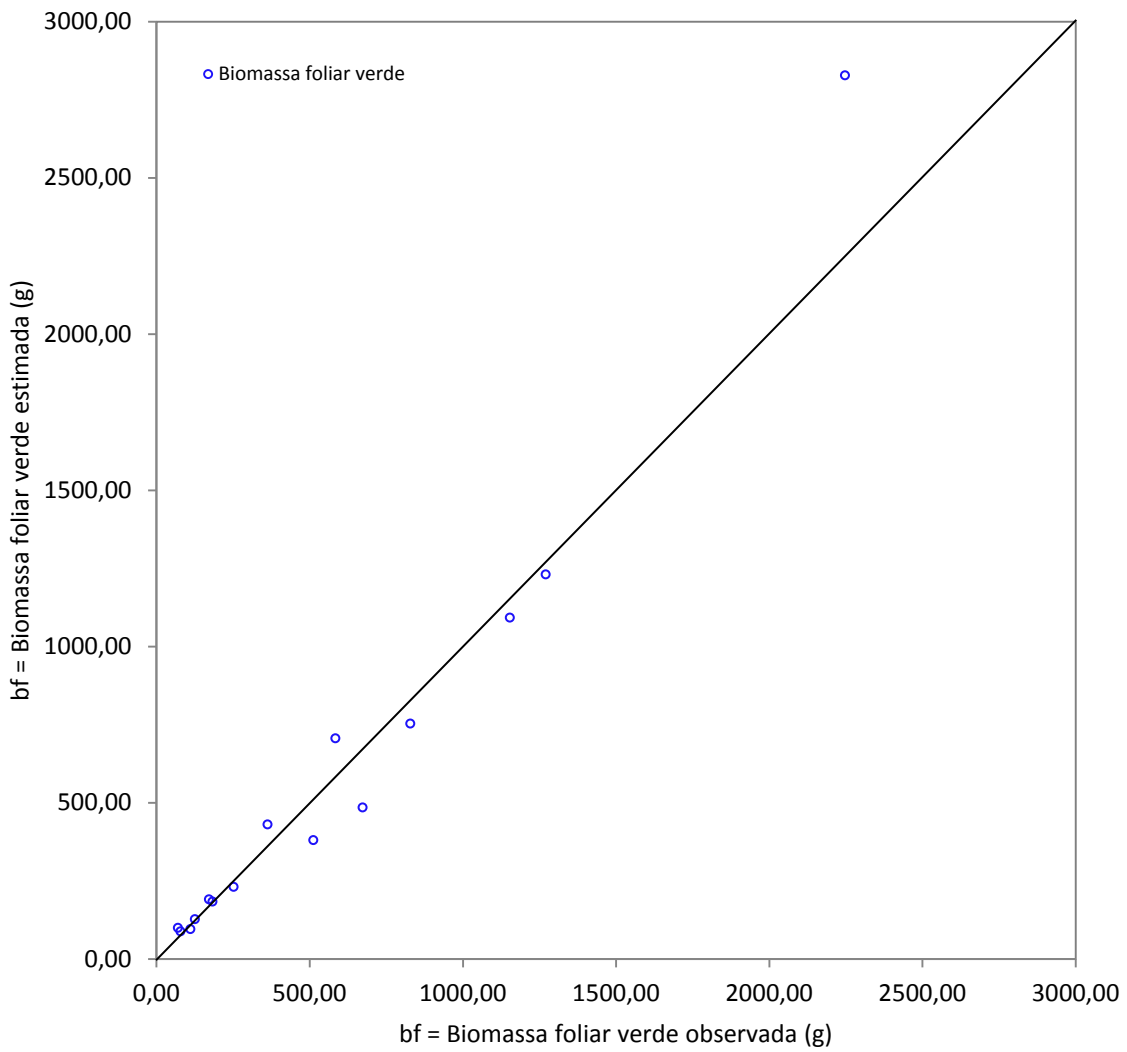


Figura 14 – Distribuição dos valores observados e estimados de biomassa foliar verde em função do diâmetro da base e do comprimento folhado das árvores de canela-preta sob dossel.

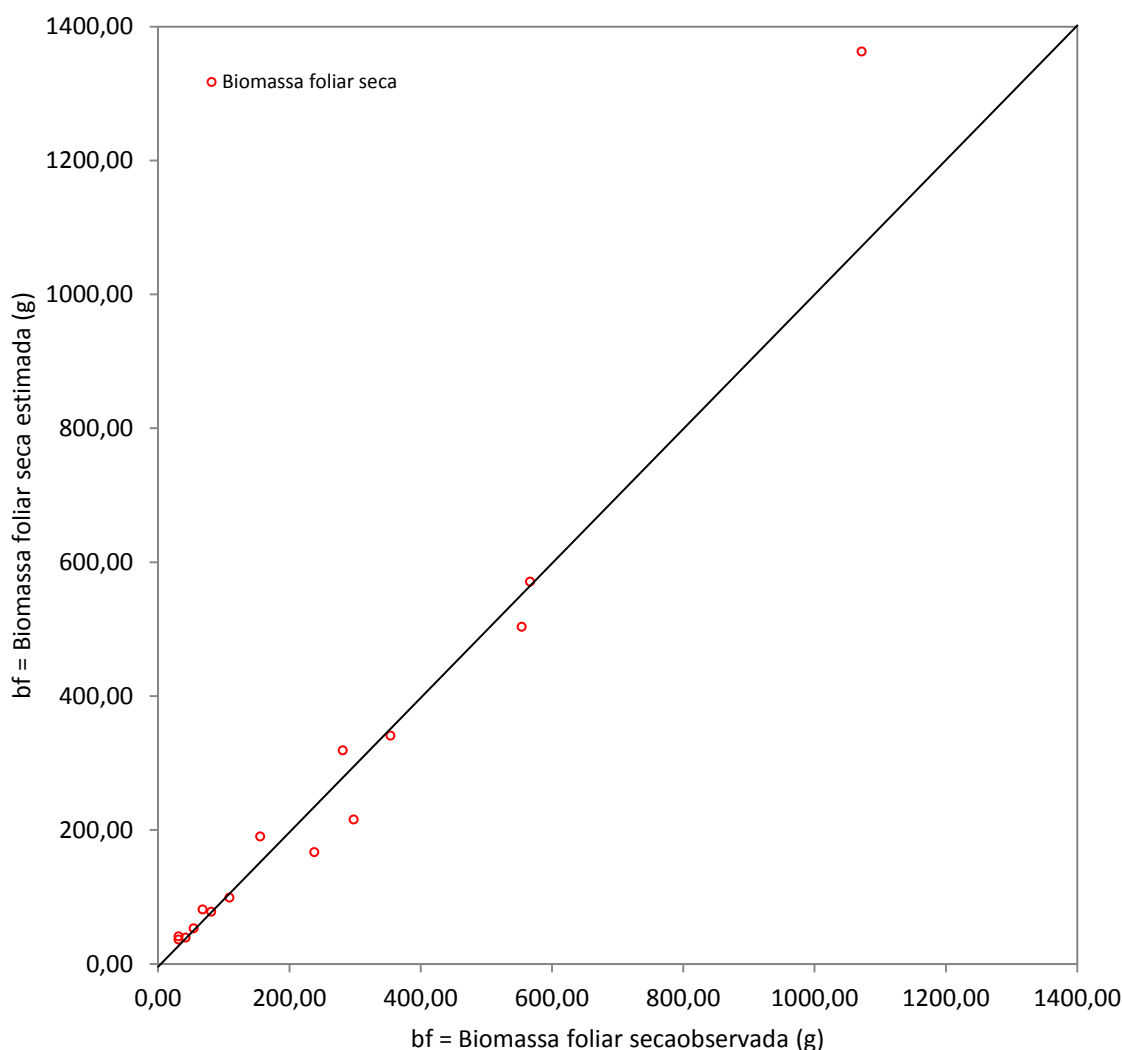


Figura 15 – Distribuição dos valores observados e estimados de biomassa foliar seca em função do diâmetro da base e do comprimento folhado das árvores de canela-preta sob dossel.

Segundo Mäkinen (1999), a copa das árvores pode ser considerada como uma população de ramos, em que o desenvolvimento destes depende de fatores ecofisiológicos, como luminosidade, água e nutrientes. Ao mesmo tempo, o crescimento dos ramos é controlado por interação hormonal entre o tronco e os ramos. De acordo Hallé (1978), no crescimento e formação arquitetônica da planta, uma única gema meristemática apical pode dar origem a uma árvore por meio da continuidade das suas atividades ou através da multiplicação, produzindo novos meristemas e consequentemente dando origem a galhos e/ou troncos.

A cerca deste pressuposto, uma análise de covariância foi realizada para verificar se há divergência entre os comprimentos folhados das árvores sob dossel

com os dos seus respectivos ramos compostos na determinação da produção de biomassa foliar verde e seca (Tabelas 21 e 22).

Tabela 21 – Análise de covariância do modelo $bf = \beta_1 \cdot cf$ para canela-preta em função das árvores e dos seus respectivos ramos compostos sob dossel.

FV	GL	SQ	QM	F	Prob. > F
Modelo corrigido	2	4.121.426,32	2.060.713,16	10,36	< 0,0001
cf	1	15.820,80	15.820,80	0,08	0,7785
cf * (Árvores e Ramos)	1	435.581,97	435.581,97	2,19	0,1416
Resíduo	115	22.864.952,64	198.825,68		
Total corrigido	117	26.986.378,96			
$R^2_{aj.} = 0,4147$					
Parâmetro		Coeficiente	Erro padrão	t	Prob. > t
cf		-3,36077	4,22167	- 0,80	0,4276
Árvores sob dossel		944,90759	122,29594	7,73	< 0,0001
Ramos compostos sob dossel		28,15836	37,50203	0,75	0,4543

Sendo: bf = biomassa foliar verde da árvore e do ramo composto sob dossel (g); cf = comprimento folhado da árvore e do ramo composto sob dossel (m); FV = fonte de variação; GL = grau de liberdade; SQ = soma dos quadrados; QM = quadrado médio; F = valor de F calculado para a variável dependente; Prob. > F = nível de probabilidade de erro; $R^2_{aj.}$ = coeficiente de determinação ajustado; t = valor de t calculado para o coeficiente; Prob. > t = nível de probabilidade de erro.

Pela análise da Tabela 21, observa-se que a relação do peso verde com o comprimento folhado não diverge entre as árvores e os ramos compostos sob dossel. O valor de significância da estatística t dos coeficientes mostram que para a estimativa da biomassa foliar verde, com base no comprimento folhado, deve-se adicionar um valor médio de aproximadamente 900 g ao peso foliar verde do ramo composto para se obter a produção de biomassa foliar verde da árvore inteira.

Na Tabela 22, nota-se que a relação do peso seco com o comprimento folhado também não divergiu entre as árvores e os ramos compostos sob dossel. Com isso, a estimativa da biomassa foliar seca, com base no comprimento folhado, poderá ser mensurada adicionando-se um valor médio de aproximadamente 300 g

ao peso foliar seco do ramo composto para se obter a produção de biomassa foliar seca da árvore inteira.

Tabela 22 – Análise de covariância do modelo $bfs = \beta_1 \cdot cf$ para canela-preta em função das árvores e dos seus respectivos ramos compostos sob dossel.

FV	GL	SQ	QM	F	Prob. > F
Modelo corrigido	2	1.665.859,55	832.929,78	22,61	< 0,0001
cf	1	7.648,08	7.648,08	0,21	0,6495
cf * (Árvores e Ramos)	1	85.557,85	85.557,85	2,32	0,1303
Resíduo	114	4.199.771,74	36.840,10		
Total corrigido	116	5.865.631,28			

$R^2_{aj.} = 0,4608$

Parâmetro	Coefficiente	Erro padrão	t	Prob. > t
cf	2,97303	1,03845	2,86	0,0050
Árvores sob dossel	322,02421	47,66957	6,76	< 0,0001
Ramos compostos sob dossel	5,28299	16,88108	0,31	0,7549

Sendo: bfs = biomassa foliar seca da árvore e do ramo composto sob dossel (g); cf = comprimento folhado da árvore e do ramo composto sob dossel (m); FV = fonte de variação; GL = grau de liberdade; SQ = soma dos quadrados; QM = quadrado médio; F = valor de F calculado para a variável dependente; Prob. > F = nível de probabilidade de erro; $R^2_{aj.}$ = coeficiente de determinação ajustado; t = valor de t calculado para o coeficiente; Prob. > t = nível de probabilidade de erro.

5.3.3 Relação alométrica entre a biomassa foliar e o diâmetro da copa das árvores de canela-preta sob dossel.

Para elaborar um modelo de biomassa de folhas, investigou-se a morfologia das copas das árvores e suas possíveis relações com variáveis de fácil obtenção, como o diâmetro do tronco e a altura total. Mediante a isto, uma análise com todos os dados de biomassa foliar verde e seca das árvores de canela-preta sob dossel foi realizada. Assim, testou-se o modelo linear simples com intercepto em função do diâmetro da copa das árvores para compreender sua relação com os pesos foliares verdes e secos (Figuras 16 e 17).

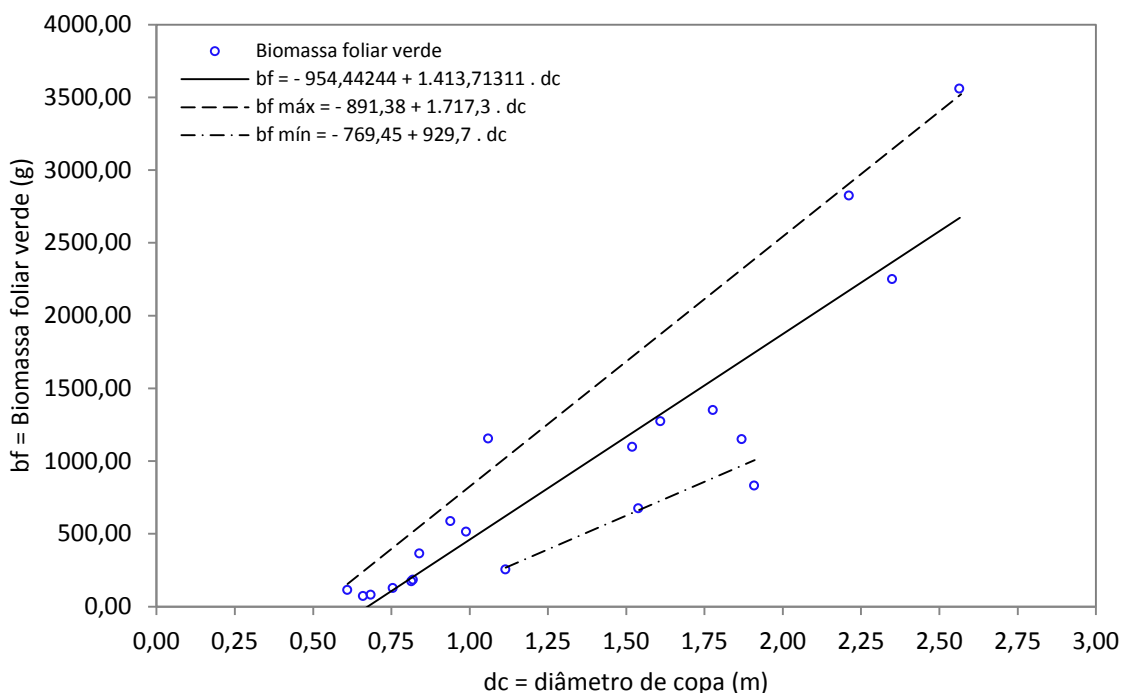


Figura 16 – Relação alométrica do diâmetro da copa com a biomassa foliar verde das árvores de canela-preta sob dossel.

Na Figura 16, os limites da máxima e da mínima produção de biomassa foliar verde variam da sua linha média de regressão aproximadamente de 20 e 60%, respectivamente. Esta mesma variação pode ser verificada entre os limites máximo e mínimo de produção de biomassa foliar seca, conforme é apresentado na Figura 17.

Esta variação grande entre a linha média de regressão e o limite mínimo de produção de biomassa foliar verde e seca se deve a contribuição das árvores que apresentaram os menores graus de copa dentre o conjunto dos dados. Isso consiste dizer que estas árvores oferecem uma pequena fração de copa em relação à altura total das mesmas e, conseqüentemente, uma reduzida produção de folhas.

Nas Tabelas 23 e 24 foram reunidos os resultados das estatísticas dos parâmetros e dos modelos para as árvores sob dossel. As funções relacionadas na Tabela 23 proporcionaram coeficientes de determinação ajustados variando entre 79 e 91%. As equações de estimativa da biomassa foliar verde apresentou um índice de Furnival máximo de 675,73, enquanto que as de biomassa foliar seca ofereceu um índice máximo de 300,48. Para os modelos que não sofreram transformação logarítmica, nota-se que o índice de Furnival foi demasiadamente superior aos

encontrados nas funções logaritmizadas, não descrevendo de forma satisfatória a variação da biomassa foliar verde e seca.

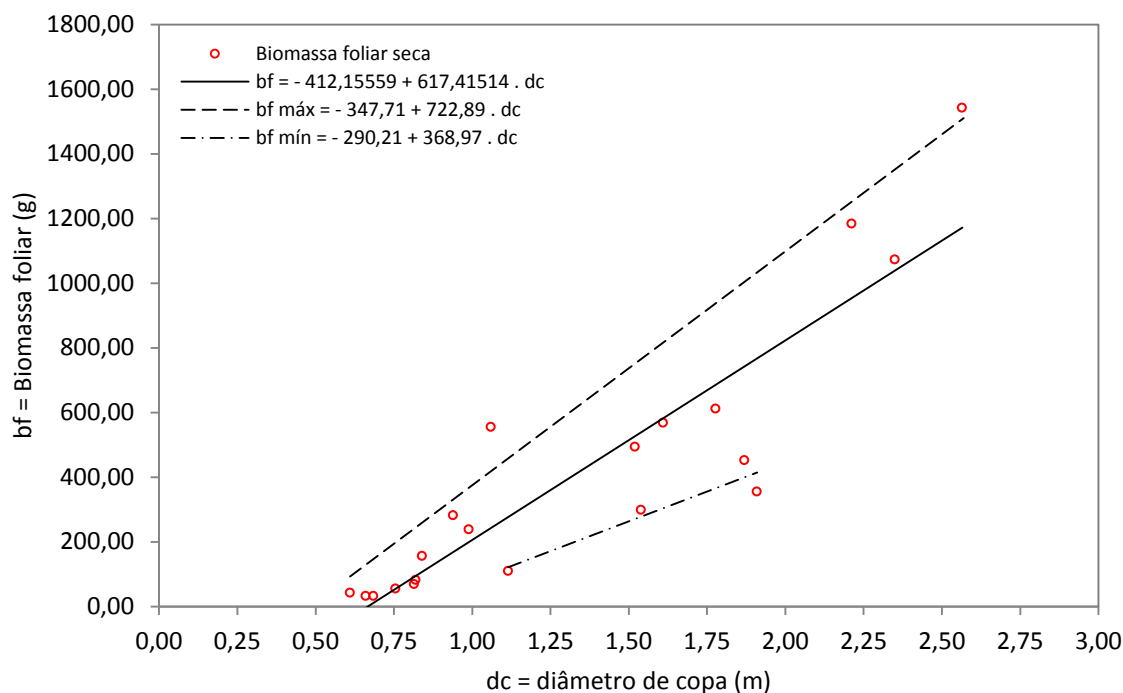


Figura 17 – Relação alométrica do diâmetro da copa com a biomassa foliar seca das árvores de canela-preta sob dossel.

Barbeiro et al. (2009) ajustando equações para a estimativa do peso seco da folhagem em canela-amarela (*Nectandra glandiflora*), verificou que o modelo que apresentava somente o diâmetro da copa como variável preditora apresentou um ajustamento de 63,36% e um coeficiente de variação de 60,49%. O que foi inferior ao ajustamento encontrado para a biomassa seca de folhas de canela-preta do presente trabalho, onde apresentou um coeficiente de determinação de 0,79 a uma variação de 46,60%.

Tabela 23 – Modelos de regressão obtidos pelo procedimento *Stepwise* para descrever a biomassa foliar verde e seca das árvores de canela-preta sob dossel em função do diâmetro da copa e altura total.

Pos.	Modelos	Coeficientes	Estatísticas				
			R ² _{aj.}	S _{yx}	%CV	IF	F
Sob dossel	bf = $\beta_0 + \beta_1 \cdot dc$	$\beta_0 = -954,44244^{**}$ $\beta_1 = 1,413,71311^{**}$	0,80	430,87	46,29	675,73	77,38 ^{**}
	lnbf = $\beta_0 + \beta_1 \cdot \ln(dc \cdot h)$	$\beta_0 = 4,54185^{**}$ $\beta_1 = 1,15054^{**}$	0,91	0,35	5,64	288,37	201,74 ^{**}
	bfs = $\beta_0 + \beta_1 \cdot dc$	$\beta_0 = -412,15559^{**}$ $\beta_1 = 617,41514^{**}$	0,79	191,59	46,60	300,48	74,64 ^{**}
	lnbfs = $\beta_0 + \beta_1 \cdot \ln(dc \cdot h)$	$\beta_0 = 3,67740^{**}$ $\beta_1 = 1,17252^{**}$	0,91	0,37	6,89	133,05	186,49 ^{**}

Sendo: Pos. = posição social; dc = diâmetro da copa da árvore (m); h = altura total da árvore (m); bf = biomassa foliar verde da árvore (g); bfs = biomassa foliar seca da árvore (g); R²_{aj.} = coeficiente de determinação ajustado; S_{yx} = erro padrão da estimativa; %CV = coeficiente de variação em porcentagem; IF = índice de Furnival; F = teste de F; ** = significância a 1%.

Os parâmetros de todos os modelos apresentados na Tabela 23 foram significativos a 1% de probabilidade de erro. Na Tabela 24, verifica-se que para todas as funções de estimativa da biomassa verde e seca das árvores sob dossel, o teste de *Durbin-Watson* não foi significativo, ou seja, as equações não apresentaram limitações em relação à correlação em série dos resíduos.

No teste de validação dos modelos, os resíduos médios gerados pelas equações sem transformação da variável dependente foram menores em relação aos verificados das equações logaritmizadas. Entretanto, pelo teste de *White*, a distribuição dos resíduos não apresentou homogeneidade de variância para as funções sem transformação da variável dependente, comprometendo a aplicabilidade prática desses modelos (Tabela 24).

Tabela 24 – Condicionantes da regressão e teste de validação de modelos de regressão para árvores de canela-preta sob dossel em função do diâmetro da copa e altura total.

Pos.	Modelos	Testes				
		χ^2	W	DW	Bias	%Bias
Sob dossel	$bf = \beta_0 + \beta_1 \cdot dc$	7,89*	0,96 ^{ns}	2,17 ^{ns}	1,7671	0,19
	$\ln bf = \beta_0 + \beta_1 \cdot \ln(dc \cdot h)$	4,57 ^{ns}	0,95 ^{ns}	2,21 ^{ns}	41,3989	4,65
	$bfs = \beta_0 + \beta_1 \cdot dc$	0,05*	0,95 ^{ns}	2,45 ^{ns}	0,7720	0,19
	$\ln bfs = \beta_0 + \beta_1 \cdot \ln(dc \cdot h)$	3,65 ^{ns}	0,95 ^{ns}	2,24 ^{ns}	16,9555	4,30

Sendo: Pos. = posição social; dc = diâmetro da copa da árvore (m); h = altura total da árvore (m); bf = biomassa foliar verde da árvore (g); bfs = biomassa foliar seca da árvore (g); χ^2 = teste de *White*; W = teste de *Shapiro-Wilk*; DW = teste de *Durbin-Watson*; Bias = teste de validação; %Bias = teste de validação relativo; * = significância a 5%; ^{ns} = não significativo.

Para verificar se os resíduos dos modelos ajustados apresentam uma distribuição normal, os dados foram submetidos à análise de normalidade pelo teste de *Shapiro-Wilk* e mostrou que para todas as equações de biomassa foliar verde e seca apresentadas, as frequências dos resíduos seguiram uma distribuição normal, a qual garante a aplicação de significância fundamentada neste tipo de distribuição.

Reunindo-se as melhores estatísticas de cada modelo, verifica-se que a equação de biomassa foliar verde e seca logaritmizada em função do diâmetro da copa multiplicado com a altura total foi a que mais se destacou.

Fleig (2002), trabalhando com biomassa comercial e residual da erva-mate (*Ilex paraguariensis* A. St. Hil.), verificou que o diâmetro médio da copa ao quadrado multiplicado com a altura total atendeu de forma satisfatória a variação das biomassas comercial e residual.

Toledo et al. (2012), observou que a distribuição mais uniforme dos resíduos para explicar a tendência do crescimento da biomassa total por árvore individual de pinhão manso (*Jatropha curcas* L.) foi melhor representada quando em função do diâmetro da copa ao quadrado multiplicado com a altura total. Entretanto, embora os autores tenham encontrado um ajuste da equação satisfatório, sua utilização ressalva em diâmetros da copa inferiores a 1,50 m e alturas abaixo de 2,00 m, por conta da tendência em subestimar a biomassa.

Baggio (1994) sugere que os modelos de biomassa da copa sejam ajustados com as variáveis diâmetro da copa e altura de copa para se obter equações com

melhor desempenho. Porém, neste trabalho, o uso do diâmetro da copa na composição dos modelos não revelou um desempenho tão satisfatório das equações, conforme pode ser observado na distribuição dos resíduos das Figuras 18 e 19.

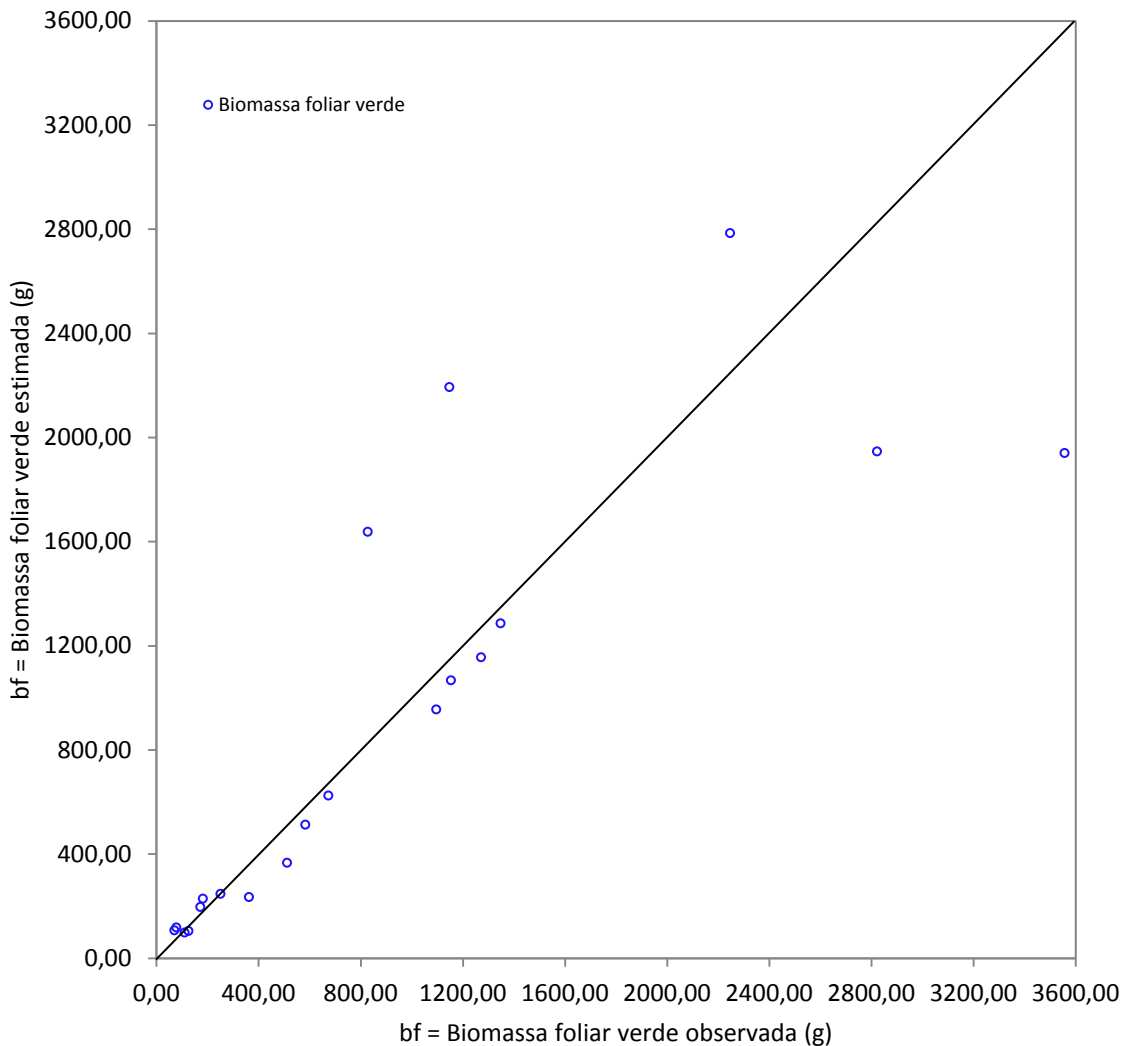


Figura 18 – Distribuição dos valores observados e estimados de biomassa foliar verde em função do diâmetro da copa e da altura total das árvores de canela-preta sob dossel.

Urbano et al. (2008), estudando a biomassa aérea de bracatingas (*Mimosa scabrella* Benth.), também verificou que o uso do diâmetro da copa na composição dos modelos não revelou nenhuma melhora no desempenho das equações, mesmo usando-se uma base de dados com maior diversidade de idades.

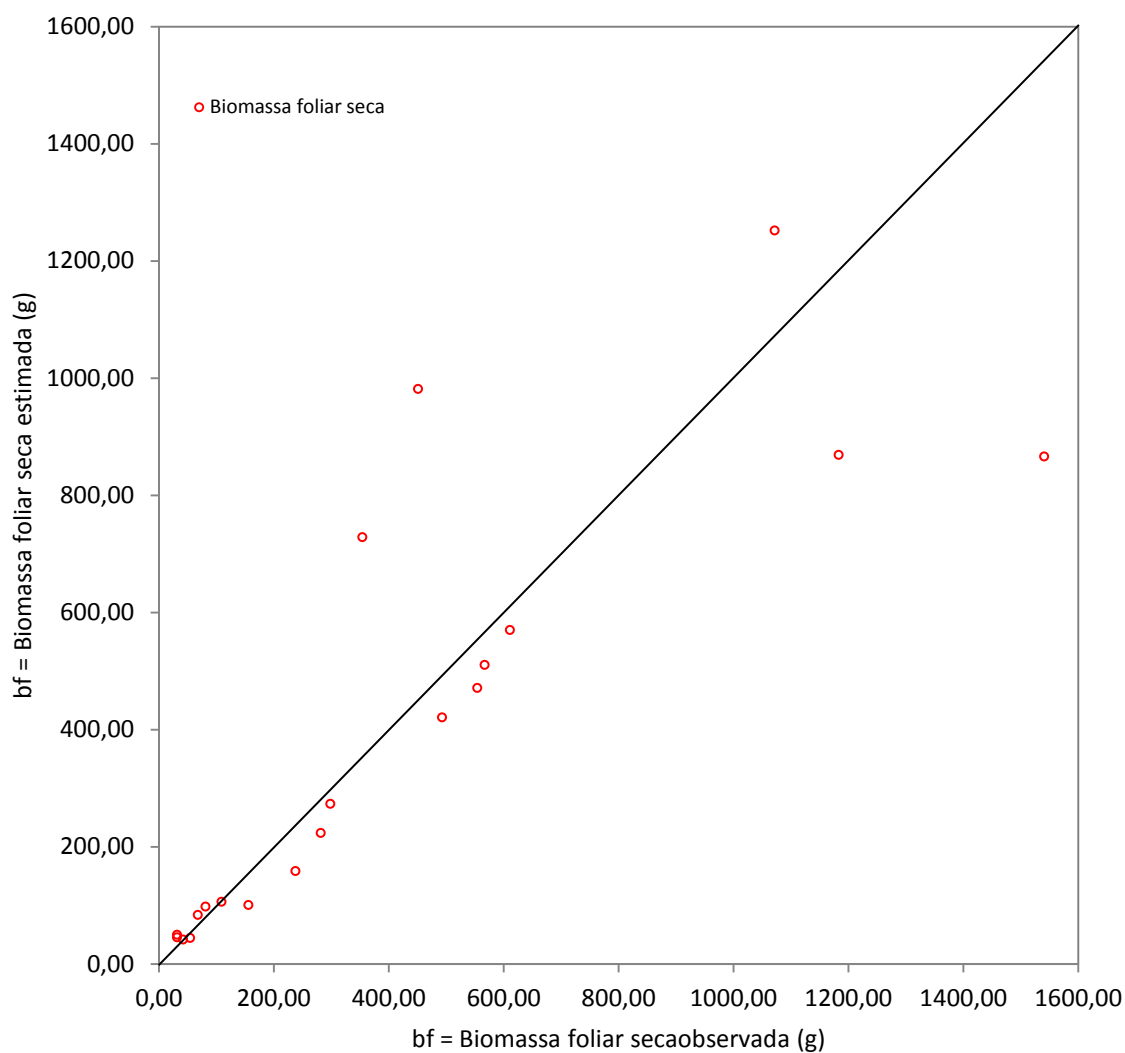


Figura 19 – Distribuição dos valores observados e estimados de biomassa foliar seca em função do diâmetro da copa e da altura total das árvores de canela-preta sob dossel.

O resumo dos modelos selecionados que melhor descrevem a biomassa foliar verde e seca das amostras de canela-preta apresentadas neste trabalho encontram-se no Anexo 5.

6 CONCLUSÕES

Os resultados obtidos neste estudo permitem concluir que:

- Nos ramos simples e compostos do sob dossel e dossel, bem como nas árvores inteiras do sob dossel, as biomassas foliares tiveram maior correlação com o comprimento folhado, podendo-se estimá-las a partir desta variável;
- Para um mesmo comprimento folhado, a produção de biomassa foliar verde e seca dos ramos simples é maior no dossel do que no sob dossel;
- A mensuração do comprimento folhado para uma árvore inteira torna-se impraticável devido a sua dificuldade e o tempo perdido nessa operação ser muito grande. Sendo assim, o modelo logaritmizado em função somente do diâmetro da base torna-se mais conveniente para a estimativa da biomassa foliar verde e seca das árvores sob dossel.
- A posição dos ramos compostos na copa das árvores de canela-preta sob dossel não influencia na estimativa da biomassa foliar;
- A equação para estimativa de biomassa foliar dos ramos compostos em função do comprimento folhado ao quadrado multiplicado pelo diâmetro da base dos ramos compostos não é influenciado pela posição no dossel quando verde, já seca é necessário utilizar equações específicas para cada posição;
- Dentre as variáveis morfométricas avaliadas para as árvores de canela-preta sob dossel, as biomassas tiveram maior inter-relação com o diâmetro da copa, podendo-se estimá-las a partir desta variável, embora o diâmetro da copa não contribuiu de forma tão satisfatória para as estimativas;
- As árvores de canela-preta sob dossel apresentaram correlação não significativa entre as biomassas foliares e as seguintes variáveis morfométricas: formal de copa, grau de copa e índice de abrangência;
- Por meio da análise de covariância, observou-se que a relação do peso verde e seco com o comprimento folhado não diverge entre as árvores de canela-preta e os ramos compostos sob dossel.

7 REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ALDER, D. **Forest volume estimation and yield prediction: yield prediction**. v. 2. Roma. FAO. 1980. 194 p.

ALMEIDA, L.P. **Germinação, crescimento inicial e anatomia foliar de plantas jovens de *Cryptocarya aschersoniana* Mez. sob diferentes níveis de radiação**. 2001. 96p. Dissertação (Mestrado em Fisiologia Vegetal) - Universidade Federal de Lavras, Lavras, 2001.

APEL, M. A.; LIMA, M. E. L.; SOUZA, A.; CORDEIRO, I.; YOUNG, M. C. M.; SOBRAL, M. E. G.; SUFFREDINI, I. B.; MORENO, P. R. H. **Screening of the biological activity from essential oils of native species from the atlantic rain forest (São Paulo - Brazil)**. *Pharmacologyonline*, v. 3, p. 376-383. 2006.

ATTIWILL, P. M.; OVINGTON, J. D. Determination of forest biomass. **Forest Science**. Washington, v.14, p.13-15, 1968.

BAGGIO, A. J. **Estudio sobre el sistema agroforestal tradicional de la bracatinga (*Mimosa scabrella* Benth.) en Brasil: productividad, manejo de residuos y elaboracion de compost**. 242 f. Tese (Doutorado em Ingenieria de Montes) – Universidad Politécnica de Madrid, Madrid, 1994.

BAITELLO, J. B.; HERNÁNDEZ, F. G. L.; MORAES, P. L. R. de; ESTEVES, R.; MARCOVINO, J. R. Lauraceae. In: WANDERLEI, M. G. L.; SHEPHERD, G. J.; GIULIETTI, A. M.; MELHEM, T. S. **Flora fanerogâmica do Estado de São Paulo**, São Paulo: Editora Rima. v. 3, p. 149-223. 2003.

BARBEIRO, L. da S. S.; VIEIRA, G.; SANQUETTA, C. R.; Equações para estimativa da biomassa individual de *Nectandra glandiflora* Ness (canela-amarela). **Floresta**, Curitiba, v. 39, n. 4, p. 833-843, out/dez. 2009.

BARNETT, V.; LEWIS, T. **Outliers in statistical data**. Chichester: John Wiley, 1995. 584 p.

BRASIL. Lei nº 12.651, de 25 de maio de 2012. Institui o Novo Código Florestal Brasileiro. Diário Oficial da República Federativa do Brasil. Brasília, 2012.

BRENA, D. A.; LONGHI, S. J. Inventário Florestal In: ITAQUI, J. (Org.) **Quarta Colônia: inventários técnicos**. Santa Maria: Condesus Quarta Colônia, 256 p. 2002.

BRITO, A. F. R. **Análise de variação sazonal e das atividades antifúngica e antimicrobiana em óleos essenciais de *Ocotea porosa* (Ness) Barroso e *Nectandra megapotamica* (Spreng.) Mez.** 2009, 105 f. Dissertação (Mestrado em Química Orgânica) - Universidade de São Paulo, São Paulo, 2009.

BROWN, S. L.; SCHOEDER, P.; KERN, J. S. Spatial distribution of biomass in forests of the eastern USA. **Forest Ecology and Management**, Amsterdam, v. 123, n. 1-3, p. 81-90, 1999.

BROWN, S. **Estimating biomass and biomass change of tropical forests: a primer**. FAO Forestry Paper 134, 55 f. Roma, Itália, 1997.

BROWN, S.; GILLESPIE, A. J. R.; LUGO, A.E. Biomass estimation methods for tropical forests with applications to forest inventory data. **Forest Science**, Lawrence, v. 35, p. 881- 902, 1989.

CALDEIRA, M. V. W. **Determinação de biomassa e nutrientes em uma Floresta Ombrófila Mista Montana em General Carneiro, Paraná.** 2003. 176 f. Tese (Doutorado em Ciências Florestais) – Universidade Federal do Paraná, Curitiba, 2003.

CAMPOS, C. P. de. **A conservação das florestas no Brasil, mudança do clima e o mecanismo de desenvolvimento limpo no Protocolo de Quioto.** 169 f. Dissertação (Mestrado em Ciências em Planejamento Estratégico). Coordenação dos Programas de Pós-Graduação em Engenharia, Universidade Federal do Rio de Janeiro, Rio de Janeiro, 2001.

CAMPOS, J. C. C.; VALENTE, O. F. Considerações sobre o inventário de povoamentos florestais com ênfase na biomassa e na sua transformação em carvão vegetal. Viçosa: SIF, p. 19, **Boletim Técnico**, 1993.

CASTRO, E.M. de; GAVILANES, M.L.; ALVARENGA, A.A. de; CASTRO, D.M. de; GAVILANES, T.O.T. Aspectos da anatomia foliar de mudas de *Guarea guidonea* L. Sleumer, sob diferentes níveis de sombreamento. **Daphne**, Belo Horizonte, v. 8, n.4, p.31-35, 1998.

COIMBRA, J. L. M. et al. Esperanças matemáticas dos quadrados médios: uma análise essencial. **Ciência Rural**. Santa Maria, v.36, n.6, p.1730-1738, 2006.

CORRÊA, M.P. **Dicionário de plantas úteis do Brasil e das exóticas cultivadas**. Rio de Janeiro, Imprensa Nacional, v.5, p. 108-129. 1984.

CORTEZ, L.A.B.; LORA, E.S.; AYARZA, J.A.C. Biomassa no Brasil e no mundo. In: CORTEZ, L.A.B.; LORA, E.S.; E.O. GÓMEZ (Eds). **Biomassa para energia**. São Paulo: UNICAMP, 2008. 736 p. Cap. 1, p. 15-29.

CUNHA, U. S. da; MACHADO, S. do A.; FIGUEIREDO FILHO, A. Uso de análise exploratória de dados e de regressão robusta na avaliação do crescimento de espécies comerciais de terra firme da Amazônia. **Revista Árvore**, v. 26, n. 4, p. 391-402, 2002.

DALMOLIN, R. S. D., et al. **Solos do município de Silveira Martins**: características, classificação, distribuição geográfica e aptidão agrícola. Santa Maria: Orium, 2008. 73 p.

DALMOLIN, R. S. D.; PEDRON, F. A.; AZEVEDO, A. C.; ZAGO, A. **Levantamento semidetalhado de solos da microbacia do arroio Lino - Município de Agudo (RS)**. Relatório Técnico Programa RS - Rural/SAA-RS, Santa Maria: FATEC/UFSM, 2003. 84p.

DIXON, R.K.; HOUGHTON, R. A.; SOLOMON, A.M.; TREXLER, M.C. e WISNIEVSKI, J. Carbon Pools and Flux of Global Forest Ecosystems. **Science**, Washington, D. C., v. 263, p. 185-190, 1994.

DRAPER, N. R.; SMITH, H. **Applied regression analysis**. 2.ed. New York: John Wiley, 1981. 709 p.

DURLO, M. A; DENARDI, L. Morfometria de *Cabralea canjerana* em mata secundária nativa do Rio Grande do Sul. **Ciência Florestal**, Santa Maria, v. 8, n. 1, p. 55-66, 1998.

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

EVANS, J. R.; POORTER, H. Photosynthetic acclimation of plants to growth irradiance: the relative importance of specific leaf area and nitrogen partitioning in maximizing carbon gain. **Plant, Cell and Environment**, v. 24, p. 755-767, 2001.

FAN, S.; GLOOR M.; MAHLMAN, J.; PACALA, S.; SARMIENTO, J.; TAKAHASHI, T. A large terrestrial carbon sink in north America implied by atmospheric and oceanic carbon dioxide models. **Science**, Washington, DC, n. 282, p. 386-387, 1998.

FEARNSIDE, P. M. Amazonian deforestation and global warming: carbon stocks in vegetation replacing Brazil's Amazon forest. **Forest Ecology and Management**. v. 80, p. 21–34, 1996.

FLEIG, F. D. **Morfometria e quantificação da biomassa comercial e residual da poda de erva-mate (*Ilex paraguariensis* St. Hil.) em reflorestamentos**. 2002. 140 f. Tese (Doutorado em Engenharia Florestal) – Universidade Federal de Santa Maria, Santa Maria, 2002.

FREUND, R. J.; LITTELL, R.C. **SAS for linear models: a guide to the ANOVA and GLM Procedures**. SAS Institute INC., Cary, NC, 1981.

FURNIVAL, G.M. An index for comparing equations used in constructing volume tables. **Forest Science**, v.7, n.4, p. 337-341, 1961.

GARCEZ, F. R.; GARCEZ, W. S.; HAMERSKI, L.; MIGUITA, C. H.; MARQUES, A. P. **Constituintes químicos das cascas do caule e das folhas de *Nectandra megapotamica* (Lauraceae)**. In: 30ª Reunião Anual da Sociedade Brasileira de Química. Águas de Lindóia. Livro de Resumos da 30ª Reunião Anual da Sociedade Brasileira de Química. São Paulo: Sociedade Brasileira de Química, p. PN-286. 2007.

HALLÉ, F.; OLDEMAN, R. A. A.; TOMLINSON, P. B. **Tropical trees and forests: an architectural analysis**. New York. Springer-Verlag. 1978.

HELDWEIN, A. B.; BURIOL, G. A.; STRECK, N. A. O Clima de Santa Maria. **Ciência & Ambiente**, v. 38, p. 43-58, jan./jun. 2009.

HIGUCHI, N.; SANTOS, J. D.; RIBEIRO, R. J.; MINETTE, L.; BIOT, Y. Biomassa da parte aérea da vegetação da floresta tropical úmida de terra-firme da Amazônia Brasileira. **Acta Amazonica**. v. 28, n. 2, 153–166, 1998.

HIGUCHI, N.; CARVALHO JÚNIOR, J. A. Fitomassa e conteúdo de carbono de espécies arbóreas da Amazônia. In: Seminário Emissão x Sequestro de CO₂ - uma nova oportunidade de negócios para o Brasil, Rio de Janeiro. **Anais...** Rio de Janeiro: Companhia Vale do Rio Doce, p 125-153, 1994.

JORDAN, C. F.; UHL, C. Biomass of a terra firme forest of the Amazon Basin. 1978. **Oecologia Plantarum**, n.13, p. 387-400.

LEAL, P. G. L. **Produção de biomassa e distribuição de nutrientes em *Eucalyptus grandis* influenciadas pela aplicação de fosfato natural em solos de cerrado**. 1988. Dissertação (Mestrado em Ciência Florestal) - Universidade Federal de Viçosa, 1988.

LORENZI, H. **Árvores brasileiras - Manual de identificação e cultivo de plantas arbóreas nativas do Brasil**. Nova Odessa, SP, Editora Plantarum, Vol. II, 1998.

MALHI, Y.; GRACE, J. Tropical forests and atmospheric carbon dioxide. **Trends in Ecology & Evolution**. v. 15, n. 8, p. 332-337, 2000.

MACHADO, R. S. **Uso do sistema de informações geográficas (SIG) na determinação dos conflitos de uso dos solos no município de Silveira Martins, RS**. Santa Maria, 2003, 86 f. Dissertação (Mestrado em Agronomia) – Universidade Federal de Santa Maria, Santa Maria, 2003.

MÄKINEN, H. Effect of stand density on radial growth of branches of scots pine in southern and central Finland. **Can. J. For. Res.**, v.29, p.1216-1224, 1999.

MARCHIORI, J. N. C. **Fitogeografia do Rio Grande do Sul: enfoque histórico e sistemas de classificação**. Porto Alegre: Ed. EST, 2002. 118p.

MARCHIORI, J. N. C. **Dendrologia das Angiospermas: das Magnoliáceas às Flacurtiáceas**. Santa Maria: Ed. da UFSM, 1997. 271p.

MARTINELLI, L.A.; MOREIRA, M. Z.; BROWN, I. F.; VICTORIA, R. L. Incertezas associadas às estimativas de biomassa em florestas tropicais. Seminário Emissão x Sequestro de CO₂ – uma nova oportunidade de negócios para o Brasil, 1994, Rio De Janeiro. **Anais...** Rio de Janeiro: Companhia Vale do Rio Doce, p. 197-221, 1994.

MEYER, E. A. **Densidade de árvores por diâmetro na floresta estacional decidual no Rio Grande do Sul**. 2011, 71 f. Dissertação (Mestrado em Engenharia Florestal) - Universidade Federal de Santa Maria, Santa Maria, 2011.

MONTGOMERY, R. A.; CHAZDON, R. L. Light gradient partitioning by tropical tree seedlings in the absence of canopy gaps. **Oecologia**, v. 131, p. 165-174, 2002.

MÜLLER FILHO, I. L. **Notas para o estudo da geomorfologia do Rio Grande do Sul, Brasil**. Publicação Especial, Departamento de Geociências da UFSM, n. 1, 34 p. 1970.

OLIVER, C.D.; LARSON, B.C. **Forest Stand Dynamics**, John Wiley and Sons Inc, New York. 520 p. 1996.

ORELLANA, E.; KOEHLER, A. B. Relações morfométricas de *Ocotea odorifera* (Vell.) Rohwer. **Revista Acadêmica: Ciências Agrárias e Ambientais**, Curitiba, v. 6, n. 2, p. 229-237, abr./jun. 2008.

PALAHÍ, M. et al. Stand-level yield model for Scots Pine (*Pinus sylvestris*) in North east Spain. **Investigación agrarian: sistemas y recursos forestales**, v. 11, n. 2, p. 409-424, 2002.

PARRESOL, B. Assessing tree and stand biomass: a review with examples and critical comparisons. **Forest Science**, v.45, n.4, p.573-593, 1999.

PÁSCOA, F.; MARTINS, F.; GONZÁLES, R. S.; JOAO, C. Estabelecimento simultâneo de equações de biomassa para o pinheiro bravo. Simpósio Iberoamericano de Gestión y Economía Forestal, 2., 2004, Barcelona. **Anais...** Barcelona: p. i-f, 2004.

PELLEGRINI, J. B. R. **Fósforo na água e no sedimento na microbacia hidrográfica do Arroio Lino - Agudo - RS**. 2005, 85 f. Dissertação (Mestrado em Ciência do Solo) - Universidade Federal de Santa Maria, Santa Maria, 2005.

PEREIRA, A.R. **Biomassa e ciclagem de nutrientes minerais em povoamentos jovens de *Eucalyptus grandis* e *Eucalyptus urophylla*, em região do cerrado**. 1990. 167 f. Tese (Doutorado em Solos e Nutrição de Plantas) - Universidade Federal de Viçosa, Viçosa-MG, 1990.

POGGIANI, F.; COUTO, H. T. Z. do; SUITER FILHO, W. **Biomass and nutrient estimates in short rotation intensively cultured plantation of *Eucalyptus grandis***. IPEF, Piracicaba, n. 23, p. 37-42, 1983.

REIS, J. T.; CAMPAGNER, M. A. A urbanização de Silveira Martins - Rio grande do Sul - Estudo de caso. **Anais...** 8 Encuentro de Geografos de America Latina, Santiago de Chile. 2001. p. 464. Disponível em: <<http://observatoriogeograficoamericalatina.org.mx/egal8/Geografiasocioeconomica/Geografiaurbana/28.pdf>>. Acesso em: 15 de jun. 2012.

REIS, M. das G. F.; KIMMINS, J. P.; REZENDE, G. C. de; BARROS, N. F. de. Acúmulo de biomassa em uma sequência de idade de *Eucalyptus grandis* plantado no cerrado em duas áreas com diferentes produtividades. **Revista Árvore**, Viçosa/MG, v. 9, n. 2, p. 149-162, 1985.

REITZ, R., KLEIN, R.M., REIS, A. **Projeto madeira do Rio Grande do Sul**. Porto Alegre, CORAG, 1983. 525p.

ROUSSEEUW, P. J. **Multivariate Estimation with High Breakdown Point**, in *Mathematical Statistics and Applications B*, Eds. W. Grossmann et al., p.283-297, 1985.

RUSSO, R.O. **Mediciones de biomassa em sistemas agroforestales**. Turrialba: CATIE, 1983. 27 p.

RYAN, T. P. **Modern Regression Methods**. 2 ed. John Wiley e Sons, 2009.

SANQUETTA, C. R.; PIZZATTO, W.; PÉLLICO NETTO, S.; FIGUEIREDO FILHO, A.; EISFELD, R. de L. Estrutura vertical de um fragmento de floresta ombrófila mista no centro-sul do Paraná. **Revista Floresta**, v. 32, n. 2, p. 267-276, 2002.

SANTOS FILHO, D.; GILBERT, B. **The Alkaloids of *Nectandra megapotamica***. *Phytochemistry*, v. 14, p. 821-822, 1975.

SAS INSTITUTE. *Statistical analysis system 2001: versão 8.2*. Cary, USA. 2001.

SCHIRMER, G. J. Análise do uso do solo e sua relação com o relevo no município de Agudo, RS. **Revista Geográfica de América Central**, Costa Rica, v. 2 n. 47E, p. 1-18, 2011.

SCHUMACHER, M. V.; WITSCHORECK, R.; CALDEIRA, M. V. W.; WATZLAWICK, L. F. Estoque de carbono em florestas de *Pinus taeda* L. e *Acacia mearnsii* de Wild. plantadas no estado do Rio Grande do Sul - Brasil. In: SANQUETTA, C. R.; WATZLAWICK, L. F.; BALBINOT, R.; ZILLOTTO, M. A. B; GOMES, F. S. **As florestas e o carbono**. Curitiba. p.141-152, 2002.

SCHNEIDER, P. R.; SCHNEIDER, P. S. P.; SOUZA, C. A. M. de. **Análise de regressão aplicada à Engenharia Florestal**, 2. ed. Santa Maria: FACOS - UFSM, 2009. 294p.

SEDJO R. A. Temperate Forest ecosystem in the global carbon cycle. **Ambio**, Stockholm, v. 21, p. 274-277, 1992.

SICCAMA, T. G.; HAMBURG, S. P.; ARTHUR, M. A.; YANAI, R. D.; BORMANN, F. H.; LIKENS, G. E. Corrections to allometric equations and plant tissue chemistry for Hubbard Brook Experimental. **Forest Ecology**. v.75, p. 246-248, 1994.

SILVA; J. M. da; BELTRÃO, F. A. S.; PASSOS, A. da L. R.; GUIMARÃES, C. C. Quantificação de estômatos e teor de clorofila em folhas de sol e de sombra em acerola. **Anais...** IV Congresso de Pesquisa e Inovação da Rede Norte e Nordeste de Educação Tecnológica, Belém-PA. 2009.

SILVA FILHO, A., A. COSTA, E. S.; CUNHA, W. R.; SILVA, M. A. L.; NANAYAKKARA, N. P. D.; BASTOS J. K. **In vitro Antileishmanial and Antimalarial Activities of Tetrahydrofuran Lignans isolated from *Nectandra megapotamica* (Lauraceae)**. Phytotherapy Research, n. 8. v. 22, p. 1307-1310. 2008.

SILVA FILHO, A., A.; ALBUQUERQUE, S.; SILVA, M. L. A.; EBERLIN, M. N.; DANIELA M. TOMAZELA, D.M.; BASTOS, J.K. **Tetrahydrofuran Lignans from *Nectandra megapotamica* with Trypanocidal Activity**. Journal of Natural Products, v. 67, p. 42-45. 2004.

SILVA, J.A.A.; BAILEY, R.L. Considerações teóricas sobre o uso correto do índice de Furnival na seleção de equações volumétricas. **Revista Árvore**, Viçosa, 15 (3): 323-327, 1991.

SILVIA, E.A.M.; ANDERSON, C.E. Influência da luz no desenvolvimento foliar do feijoeiro (*Phaseolus vulgaris* L.). **Revista Ceres**, Viçosa, v.32, n.179, p.1-11, 1985.

SNEDECOR, G. W.; COCHRAN, W. G. **Statistical Methods**, 6th ed. Ames: Iowa State University, 1973. p. 593.

SOARES, R.V.; HOSOKAWA, R.T. Estimativa da biomassa energética de árvores de bracinga (*Mimosa scabrella* Benth). **Boletim técnico IBDF**, Brasília, n.8, p.37-48, 1984.

SOMOGYI, Z.; CIENCIALA, E.; MÄKIPÄÄ, MUUKKONEN, P.; LEHTONEN A.; WEISS, P. Indirect methods of large forest biomass estimation. **Europe Journal Forest Research**, [S.I.], Feb., 2006.

SOUZA, L. H. da S. **Incremento volumétrico de *Nectandra megapotamica* (Spreng.) Mez em floresta ombrófila mista.** 2005, 78 f. Dissertação (Mestrado em Engenharia Florestal) - Universidade Federal de Santa Maria, Santa Maria, 2005.

SPURR, S. H.; BARNES, B. V. **Ecologia Forestal**, México: [s.n.], 1986. 690 p.

TOLEDO, D. de P.; JACOVINE, L. A. G.; TORRES, C. M. M. E.; SOARES, C. P. B. Equação de biomassa e estoque de carbono do pinhão manso, no município de Viçosa, MG. **Ciência Rural**, Santa Maria, v. 42, n. 11, p. 1998-2004, 2012.

TONINI, H.; ARCO-VERDE M. F. Morfologia da copa para avaliar o espaço vital de quatro espécies nativas da Amazônia. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v. 40, n. 7, p. 633-638, 2005.

URBANO, E.; MACHADO, S. do A.; FIGUEIREDO FILHO, A.; KOEHLER, H. S. Modelagem da biomassa aérea em bracatingais nativos da região metropolitana de Curitiba. **Floresta**, Curitiba, v. 38, n. 2, 2008.

VALLADARES, F.; NIINEMETS, U. Shade tolerance, a key plant feature of complex nature and consequences. **Annual Review of Ecology and Systematics**, v. 39, p. 237-257, 2008.

VIANNA, A.; VIEIRA, L.S.R.; NASCIMENTO, M.V. **Manual de aplicação de sistemas descentralizados de geração de energia elétrica para projetos de eletrificação rural – Energia Biomassa – versão 1.** Rio de Janeiro: CEPEL, 2000. 41 p. (Relatório Técnico ADG-A / PER - 789/00).

VIEIRA, E. G.; ROVANI F. F. M. Uso da terra em Silveira Martins: uma nova perspectiva ou possibilidade por meio das geotecnologias. **Anais... Encontro de Geógrafos de América Latina.** Montevideo Uruguay. 2009. Disponível em: <http://egal2009.easyplanners.info/buscar.php?id_tl=3347#>. Acesso em: 30 de mai 2012.

VUADEN, E. **Sombreamento no desenvolvimento de brotos de *Ilex paraguariensis* A. St.-Hil.** 2009. 80 f. Dissertação (Mestrado em Engenharia Florestal) – Universidade Federal de Santa Maria, Santa Maria, 2009.

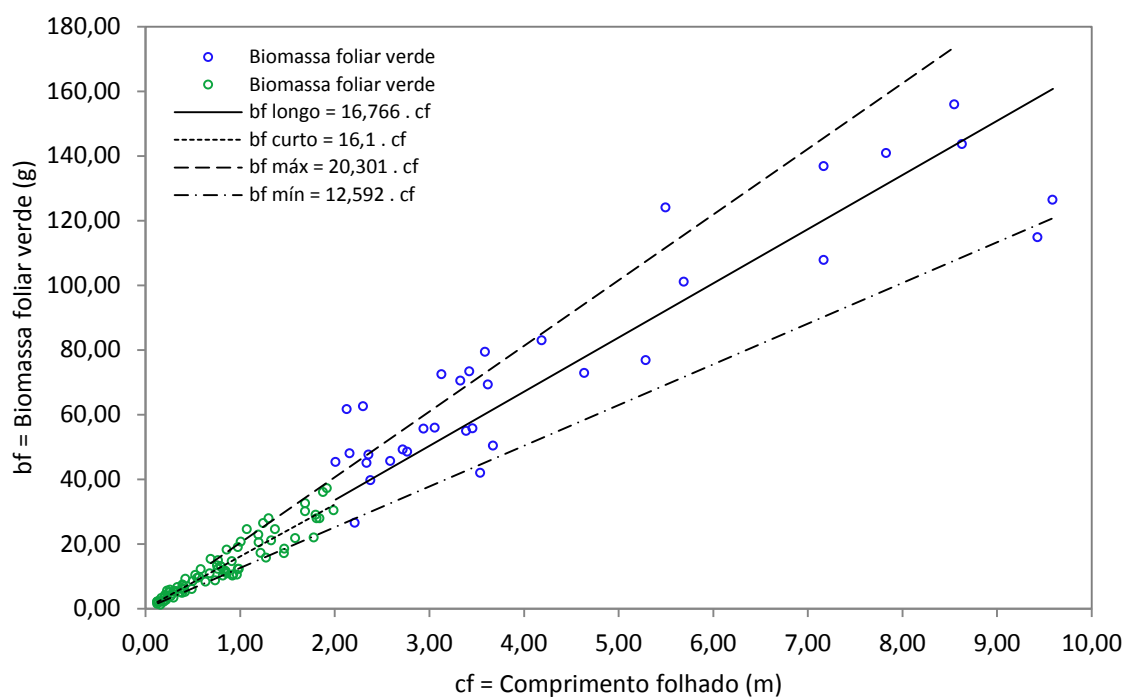
WATZLAWICK, L. F. **Estimativa de biomassa e carbono em Floresta Ombrófila Mista e plantações florestais a partir de dados de imagens do satélite Ikonos II.** 2003. 120 f. Tese (Doutorado em Ciências Florestais) – Universidade Federal do Paraná, Curitiba, 2003.

WHITTAKER, R.H. e WOODWELL, G.M. 1968. Dimension and production relations of trees and shrubs in the Brookhaven Forest, New York. **Journal of Ecology**. v.56, p. 1-25.

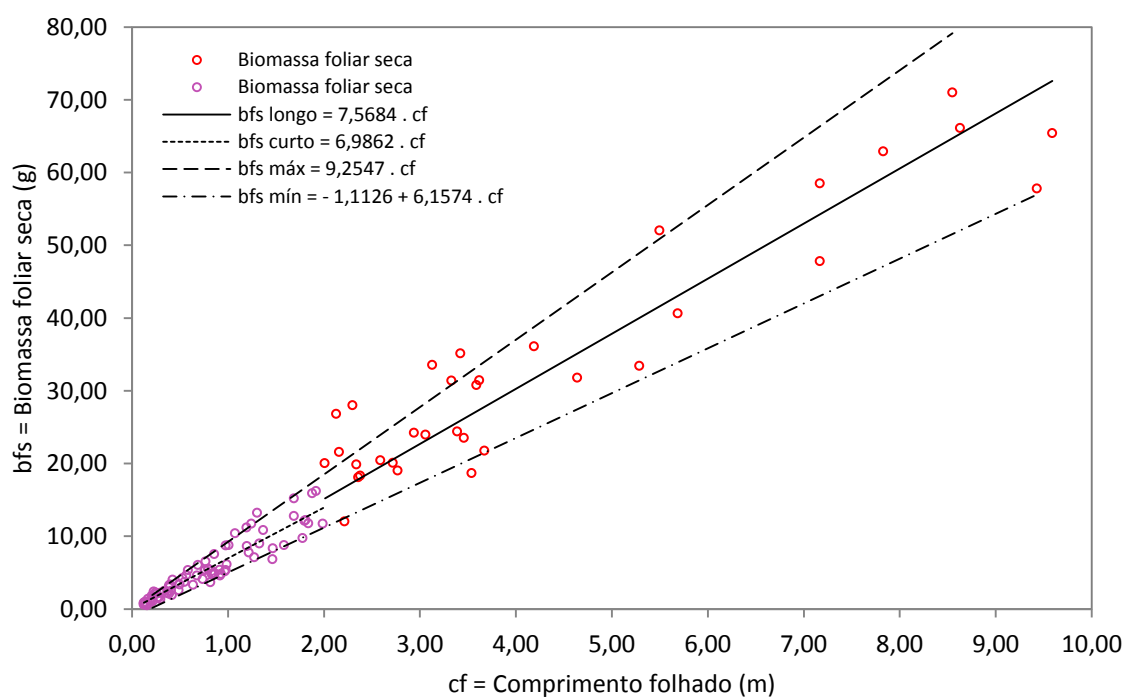
ZANELA, S.M. **Respostas ecofisiológicas e anatômicas ao sobreamento em plantas jovens de diferentes grupos ecológicos**. 2001. 79 p. Dissertação (Mestrado em Fisiologia Vegetal) – Universidade Federal de Lavras, Lavras, 2001.

ZIMMERMANN, M. H.; BROWN, C. L. **Trees structure and function**. New York: Springer Verlag, 336 f. 1974.

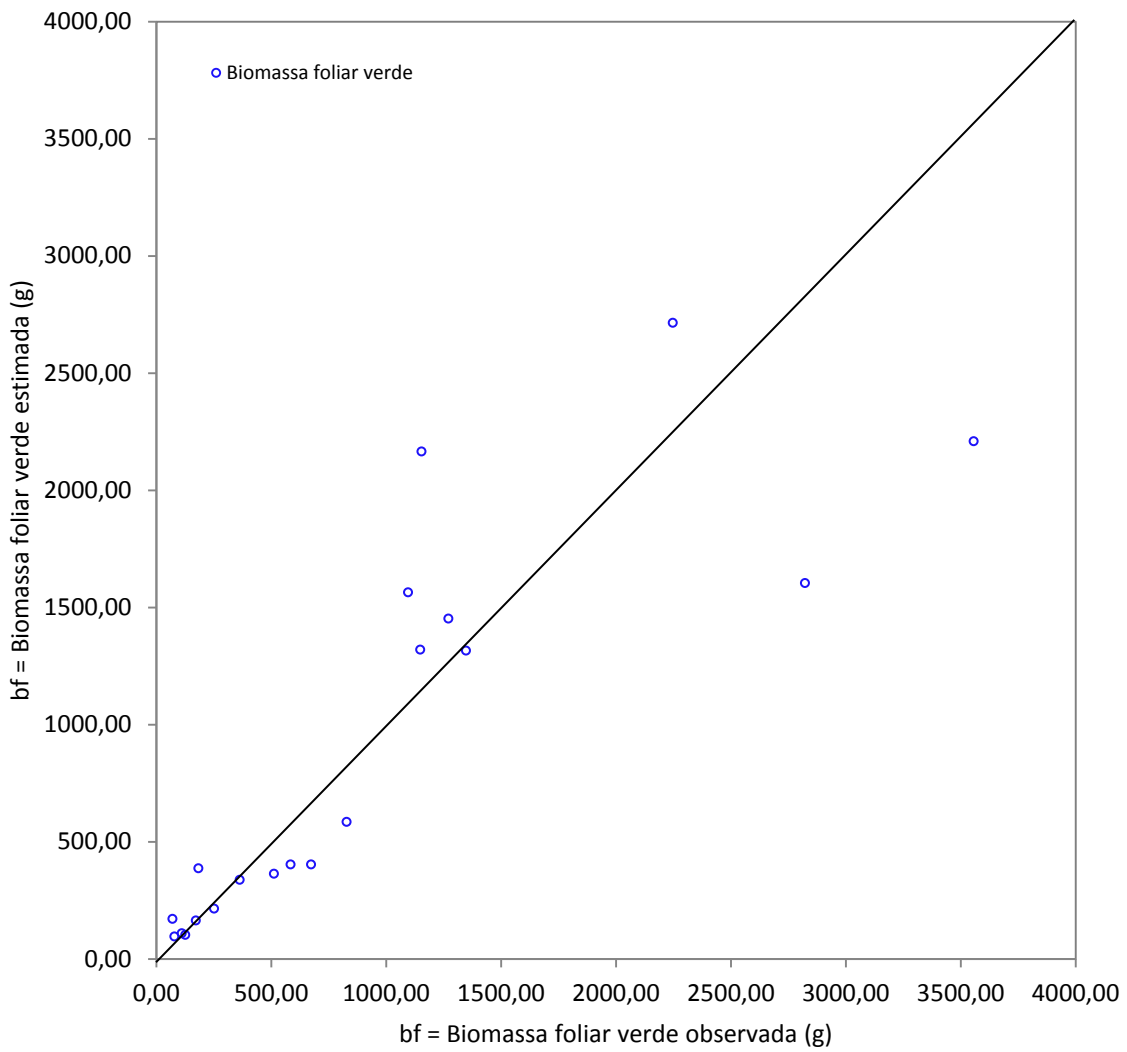
ANEXOS



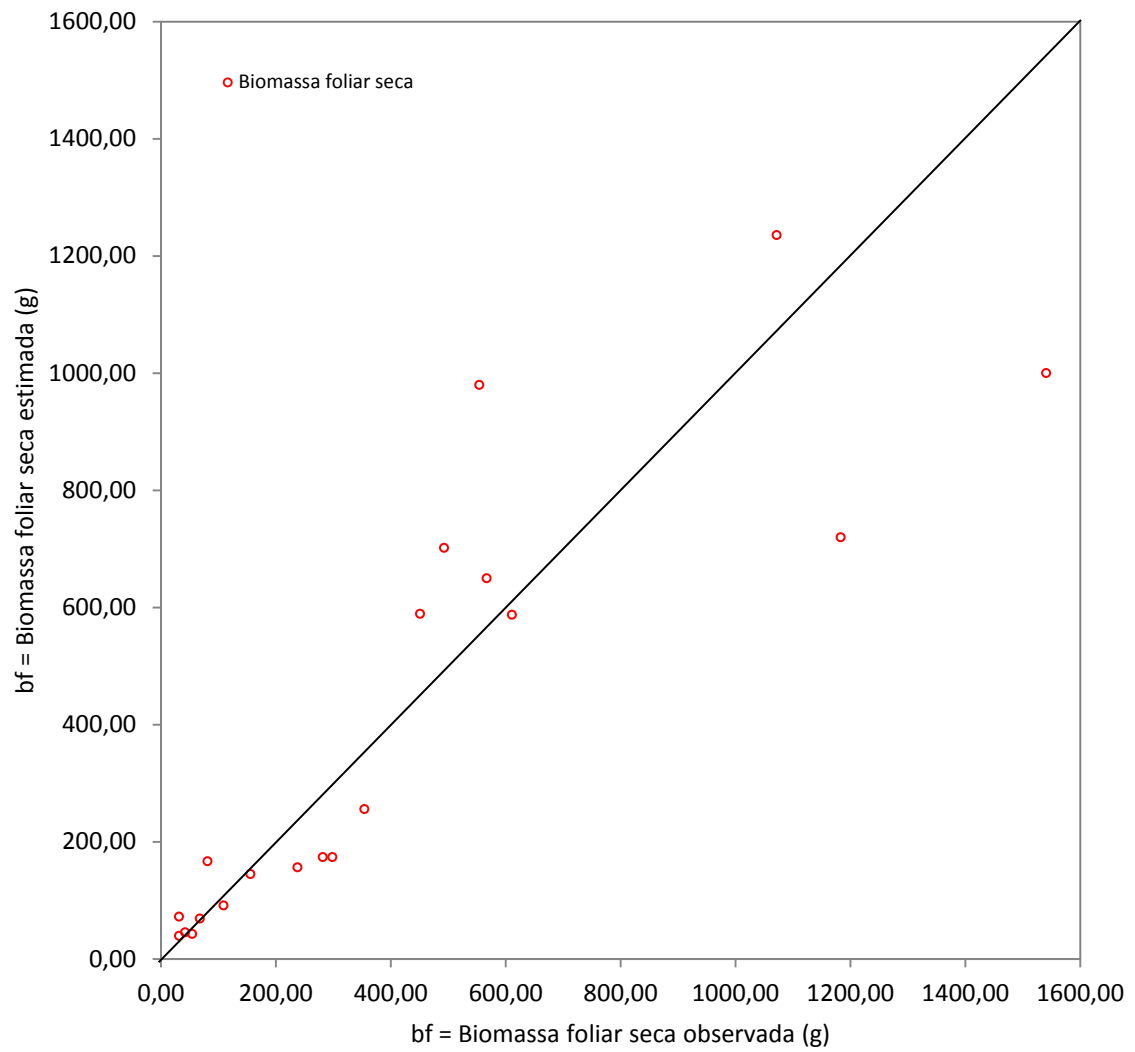
ANEXO 1 – Relação alométrica do comprimento folhado com a biomassa foliar verde dos ramos compostos curtos e longos das árvores de canela-preta sob dossel.



ANEXO 2 – Relação alométrica do comprimento folhado com a biomassa foliar seca dos ramos compostos curtos e longos das árvores de canela-preta sob dossel.



ANEXO 3 – Distribuição dos valores observados e estimados de biomassa foliar verde em função do diâmetro da base das árvores de canela-preta sob dossel.



ANEXO 4 – Distribuição dos valores observados e estimados de biomassa foliar seca em função do diâmetro da base das árvores de canela-preta sob dossel.

ANEXO 5 – Resumo dos modelos de regressão obtidos pelo procedimento *Stepwise* que melhor descrevem a biomassa foliar verde e seca das amostras de canela-preta apresentadas neste trabalho.

Amostras	Modelos
Ramos simples sob dossel	$bf^{0,5} = 0,75381 + 6,05529 \cdot cf$ $bfs^{0,5} = 0,50984 + 3,92069 \cdot cf$
Ramos simples dossel	$bf^{0,5} = 0,36042 + 7,25860 \cdot \sqrt{(db \cdot cf)}$ $bfs^{0,5} = 0,26358 + 4,96090 \cdot \sqrt{(db \cdot cf)}$
Ramos compostos sob dossel	$\ln bf = 3,12206 + 0,41805 \cdot \ln(db \cdot cf^2)$ $\ln bfs = 2,28674 + 0,42614 \cdot \ln(db \cdot cf^2)$
Ramos compostos dossel	$\ln bf = 3,13684 + 0,44463 \cdot \ln(db \cdot cf^2)$ $\ln bfs = 2,39898 + 0,45283 \cdot \ln(db \cdot cf^2)$
Árvores inteiras sob dossel (variáveis dendrométricas)	$\ln bf = 2,94089 + 0,41105 \cdot \ln(db \cdot cf^2)$ $\ln bfs = 1,98017 + 0,42997 \cdot \ln(db \cdot cf^2)$ $\ln bf = 4,39670 + 1,71526 \cdot \ln(db)$ $\ln bfs = 3,51440 + 1,76192 \cdot \ln(db)$
Árvores inteiras sob dossel (variáveis morfométricas)	$\ln bf = 4,54185 + 1,15054 \cdot \ln(dc \cdot h)$ $\ln bfs = 3,67740 + 1,17252 \cdot \ln(dc \cdot h)$

Sendo: db = diâmetro (cm); cf = comprimento folhado (m); h = altura total da árvore (m); dc = diâmetro da copa da árvore (m); bf = biomassa foliar verde (g); bfs = biomassa foliar seca (g).