

**JOSÉ NAILSON BARROS SANTOS**

**EQUAÇÕES ALOMÉTRICAS PARA ESTIMATIVA DA ÁREA FOLIAR DE  
ESPÉCIES LENHOSAS DE FLORESTA OMBRÓFILA DE TERRAS BAIXAS**

**RECIFE  
Pernambuco-Brasil  
Fevereiro-2016**

**JOSÉ NAILSON BARROS SANTOS**

**EQUAÇÕES ALOMÉTRICAS PARA ESTIMATIVA DA ÁREA FOLIAR DE  
ESPÉCIES LENHOSAS DE FLORESTA OMBRÓFILA DE TERRAS BAIXAS**

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Ciências Florestais da Universidade Federal Rural de Pernambuco – UFRPE, *Campus* de Recife - PE, em cumprimento às exigências para obtenção do título de Mestre em Ciências Florestais.

**Orientador**

Prof. Dr. Marcelo Francisco Pompelli

**Coorientadores**

Profa. Dra. Carmen Sílvia Zickel

Prof. Dr. Werner Camargos Antunes

**RECIFE**  
**Pernambuco-Brasil**  
**Fevereiro-2016**

Ficha catalográfica

S237e Santos, José Nailson Barros  
Equações alométricas para estimativa da área foliar de espécies  
lenhosas de floresta ombrófila de terras baixas / José Nailson Barros  
Santos. – Recife, 2016.  
102 f. : Il.

Orientador: Marcelo Francisco Pompelli.  
Dissertação (Mestrado em Ciências Florestais) – Universidade  
Federal Rural de Pernambuco, Departamento de Ciência Florestal,  
Recife, 2016.

Referências

1. Alometria 2. Limbo foliar 3. Espécies florestais 4. Mata  
Atlântica I. Pompelli, Marcelo Francisco, orientador II. Título

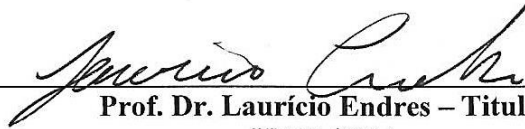
CDD 634.9

**JOSÉ NAILSON BARROS SANTOS**

**EQUAÇÕES ALOMÉTRICAS PARA ESTIMATIVA DA ÁREA FOLIAR DE  
ESPÉCIES LENHOSAS DE FLORESTA OMBRÓFILA DE TERRAS BAIXAS**

Aprovado em: 29 / 02 / 2016

Banca Examinadora



---

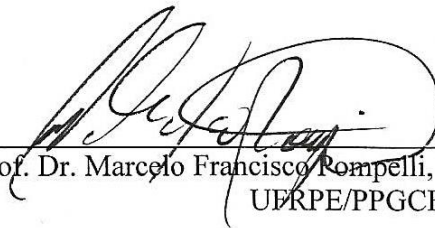
**Prof. Dr. Laurício Endres – Titular**  
UFAL/CCA



---

**Prof. Dr. Marciel Teixeira de Oliveira – Titular**  
UFPE/CCB

**Orientador:**



---

**Prof. Dr. Marcelo Francisco Rompelli, Orientador - Presidente**  
UFPE/PPGCF

**RECIFE, PE - BRASIL**  
**FEVEREIRO - 2016**

À *Deus*, diviníssimo criador da natureza. À meus amados pais, *Nazareno Matias dos Santos* e *Dilma Barros Santos*. Aos meus eternos avós, *Manoel Januário dos Santos*, *Luzia Matias dos Santos*, *José Elias de Barros* e *Terezinha Melo de Barros* (in memoriam). Aos meus queridos irmãos, *Natanael Barros dos Santos*, *Davi Barros dos Santos* e *Dalila Barros dos Santos*. À meu amor, *Ana Jéssica Soares Barbosa*. Dedico.

## AGRADECIMENTOS

À Deus pela dom da vida, existência, sabedoria, sobretudo por sempre ter me guardado de todos os males.

À Universidade Federal Rural de Pernambuco (UFRPE), *Campus* I de Dois Irmãos, Recife – PE, que juntamente com o Programa de Pós-Graduação em Ciências Florestais – PPGCF, deu-me oportunidade de ter ingressado e cursado com apreço, um de seus cursos de pós-graduação.

À Universidade Federal de Pernambuco (UFPE), que juntamente ao o Centro de Ciências Biológicas - CCB e o Laboratório de Ecologia Vegetal - LEV, me acolheram sediando parte do desenvolvimento do trabalho, isto muito contribuiu para realização de minha formação profissional.

Sou eternamente grato, aos professores que fazem o Departamento de Ciência Florestal (DCF), maiormente a Dra. Ana Lícia Patriota Feliciano (coordenadora do programa), Dr. Rinaldo Luiz Caraciolo Ferreira, Dr. Luiz Carlos Marangon, Dr. José Antônio Aleixo da Silva, Dr. Marcelo Francisco Pompelli, Dra. Maria Jesus Nogueira Rodal, Dra. Ana Carolina Borges Lins e Silva, Dr. Rafael Leite Braz e Dra. Isabelle Maria Jacqueline Meunier pelo incansável desejo de formar profissionais. Ressalvo a “majestosa vontade” de ensino de todos vocês, tão natural quanto o amanhecer do dia, o brotar de uma semente e o desabrochar de uma linda flor, ofereço meu singelo reconhecimento.

Aos amigos do nosso grupo de pesquisa (LEV), Mariana Lins, Natália Corte, Naylis Nogueira, David Santos, Orlando Santos, Breno Antônio, Rodolpho Oliveira, Josimar Silva e Diego Ramos pela calorosa recepção, sobretudo pela contribuição em vida no trabalho.

À Juliana Pereira (secretária do curso) e aos meus colegas do Programa de Pós-Graduação em Ciências Florestais (PPGCF), Gerra Mariel, Nathan Castro, Marília Grugiki, Robson Lima, Cintia Olivier, Maria Holanda, Isabelle Nascimento, Uilian Barbosa, Najara Fontenele, Pedro Lima, Tamires Leal, Diego Silva, Samara Souza, Edson Torres, Tibério Alencar, Lyanne Alencar, Juan Marin, Beto Perez, Célio Vasconcelos, Fabiana Estigarribia, Alciênia Albuquerque, Wedson Batista, Jordânia Xavier e Thyêgo Barreto pelas ininterruptas horas de convívio e discussão, as quais foram fundamentais para a realização de minha formação.

Externo minha gratidão, também a Valdemir Fernando, pelo apoio logo quando cheguei à cidade de Recife. És exemplo de força e coragem, meu muito obrigado cara!

Deixo também “esculpido” nesta sessão, meus agradecimentos a todos os funcionários que fazem a Universidade Federal Rural de Pernambuco, a somar, também, os funcionários do Restaurante Universitário – RU, pela elaboração de nossas refeições diárias.

Ao Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq), pela concessão da bolsa de estudo e a oportunidade de ter trabalhado junto ao seu quadro de pesquisadores, isto muito me fortaleceu como pesquisador.

À Agência Estadual de Meio Ambiente (CPRH), pelo apoio fundamental ao trabalho desenvolvido e a coordenadoria da FADE, pelo apoio financeiro.

À Sandra Cavalcanti, que, como gestora da Estação Ecológica de Caetés (ESEC), não demonstrou limites ao me acolher, me senti verdadeiramente como um filho! E às demais personalidades que fazem a estação ecológica, Narciso Lins, Eduardo Ribeiro, “Jó”, Ferreira e Sidney.

À Dra. Luciana Maranhão Pessoa, que juntamente com o Sr. “Benjamin” e os demais soldados da Companhia Independente de Policiamento do Meio Ambiente de Pernambuco (CIPOMA), muito contribuiu, “clareando” a trilha em nossas caminhadas no remanescente, vocês foram indispensáveis para que tudo acontecesse.

À meu orientador, Dr. Marcelo Francisco Pompelli, pelo tempo emprestado à realização desse sonho. Seu empenho e profissionalismo são admiráveis, marcas que juntas externaram um sustentáculo indispensável para finalização deste trabalho. Esse tempo em convívio muito me fortaleceu quanto pesquisador e profissional, és um verdadeiro exemplo de profissional, meu reconhecimento e gratulação!

Aos coordenadores do projeto, Dra. Carmen Sílvia Zickel e Dr. Werner Camargos Antunes pelo subsídio intelectual e os ensinamentos, meu muito obrigado!

Aos integrantes titulares desta banca, Laurício Endres, Marciel Teixeira de Oliveira e demais avaliadores Keila Rego Mendes e Ana Carolina Borges Lins e Silva, pelo aparato científico e técnico fornecido para lapidação deste trabalho.

Ao meu amor, Ana Jéssica Soares Barbosa pelo dadivoso companheirismo. Fostes durante todos estes dias, minha maior fonte de alegria e inspiração, te agradeço de coração!

*“ - A minha vida é andar por este país, pra ver se um dia  
descanso feliz, guardando as recordação das terras onde passei,  
andando pelos sertões e dos amigos que lá deixei...”*

*(Luiz Gonzaga / Hervé Cordovil)*



SANTOS, JOSÉ NAILSON BARROS. **EQUAÇÕES ALOMÉTRICAS PARA ESTIMATIVA DA ÁREA FOLIAR DE ESPÉCIES LENHOSAS DE FLORESTA OMBRÓFILA DE TERRAS BAIXAS**. 2016. Orientador: Marcelo Francisco Pompelli. Co-orientadores: Carmen Sílvia Zickel e Werner Camargos Antunes.

## RESUMO

Em espécies florestais a verificação da área foliar é um aporte base para diversos tipos de estudos direcionados à ecologia e ou ecofisiologia. Desse modo, a utilização de equações alométricas para a estimativa precisa da área foliar, desponta-se como ferramenta fundamental para simplificação da mensuração desta variável. O presente estudo teve como objetivo, construir equações alométricas para estimativa da área foliar de 14 espécies florestais, a partir de medidas lineares proferidas no limbo foliar. Para cada espécie, foram coletados 600 folhas íntegras, a partir de um remanescente de Floresta Ombrófila de Terras Baixas, Paulista - PE. Todas as folhas foram digitalizadas, a área foliar (AF) real determinada através do Image-pro Plus<sup>®</sup>, posteriormente foram tomados os correspondentes valores máximos do comprimento (C) e largura (L). Modelos lineares e não-lineares foram gerados a partir das dimensões das folhas, sendo a AF variável dependente e 'C', 'L' e 'CxL,' variáveis independentes. Os critérios estatísticos para seleção dos modelos foram baseados no exame do quadro de análise de variância ( $F \leq 0,01$ ), coeficiente de determinação ajustado ( $R^2_{aj}$ ), erro padrão da estimativa ( $S_{xy}$ ), quadrado médio do resíduo ( $QM_{resíduo}$ ) e critérios gráficos de análise estatística. A validação dos modelos foi realizada através de uma amostra independente de folhas ( $n=200$ ), os valores reais e preditos de AF, foram submetidos ao teste *t*-Student ( $p < 0,01$ ). Para determinação da equação universal, foi re-estimado os valores de AF da amostra de validação ( $n=200$ ), utilizando-se as equações principais de cada espécie, a eficiência destas estimativas foi avaliada pelo teste *t*-Student ( $p < 0,01$ ). De modo geral, as 126 equações ajustadas, apresentaram significância estatística ( $p < 0,01$ ) e elevados  $R_{aj}^2$ , demonstrando existência de alta correlação entre a AF e as dimensões lineares do limbo foliar. Todavia, apenas 25 equações foram validadas, incluindo entre estas, equações principais e alternativas, para maior parte das espécies. Os modelos do tipo linear simples e modificados, que consideram o uso das dimensões, de forma isolada, provaram ser inadequados em sua totalidade. Em contra partida, todos os modelos não-lineares, com base no produto das dimensões (CxL), foram validados, sendo a equação potencial que predominantemente estimou a área foliar das 14 nas espécies florestais. Posteriormente a equação alternativa que melhor estimou a AF é do modelo linear modificado pela retirada da constante de interceptação, podendo ser utilizada, sem prejuízo da qualidade das estimativas, sendo recomendada em razão de sua maior simplicidade. Os modelos potenciais de dimensão única, validados para a *A. discolor* ( $\hat{Y}=1,9474L^{1,9287}$ ) e *H. rubriflora* ( $\hat{Y}=0,3210C^{2,0394}$ ), neste trabalho, podem ser utilizados, porém com sensível perda de acurácia. As equações propostas para cada uma das espécies são inéditas, representam bons estimadores da área foliar real, podendo ser usados com segurança e confiabilidade em diversos estudos. Finalmente, comprovou-se que as folhas de *E. ovata*, *L. pisonis*, *P. heptaphyllum*, *T. spruceanum* e *T. guianensis*, possuem morfotipo do limbo foliar semelhante, desse modo, podem ser estimadas por uma única equação universalizada ( $\hat{Y}=0,5822CL^{1,0476}$ ), sem perda de acurácia, fato nunca relatado antes na literatura até a realização do presente estudo.

**PALAVRAS-CHAVE:** Alometria, limbo foliar, espécies florestais, Mata Atlântica.

SANTOS, JOSÉ NAILSON BARROS. **ALLOMETRIC EQUATIONS TO ESTIMATE LEAF AREA OF WOODY SPECIES OF LOWLAND RAIN FOREST**. 2016. Adviser: Marcelo Francisco Pompelli. Comittee: Carmen Sílvia Zickel and Werner Camargos Antunes.

## ABSTRACT

In forest species the leaf area verification can be a base supply to various types of studies directed to ecology and ecophysiology. The use of allometric equations to estimate the real leaf area presents itself as a fundamental tool to simplify the measurement of this variable. This study aimed to build allometric equations to estimate leaf area of 14 forest species, from linear measurements given in the leaf blade. For each tree species was collected 600, selected at different levels of treetops from, located within experimental plots in a remaining of Lowland Rainforest, in Paulista-PE. All leaves were digitalized and the leaf area (LA) was determined by using the Image-Pro<sup>®</sup> Plus software, the corresponding value of the maximum length (L) and maximum width (W) were taken. Linear and nonlinear models were generated based on leaves dimensions, where LA was the dependent variable, 'L', 'W' and LxW independent variables. Statistical criteria for models selection were based on the examination of the Analysis of variance table ( $F \leq 0.01$ ), adjusted coefficient of multiple determination ( $R^2_{aj}$ ), standard error of the estimate ( $S_{xy}$ ), mean squared residue (MSR) and graphic criteria of statistical analysis. Models validation was performed by an independent leaves sample ( $n=200$ ), the real and predicted values of LA were submitted to Student's t-test ( $p < 0.01$ ). To determine the universal equation, LA values were re-estimated using the main equations of each species and the leaves independents, the efficiency of these estimates was evaluated by Student's t-test ( $p < 0.01$ ). In general, 126 adjusted equations present statistical significance ( $p < 0.01$ ) and high  $R_{aj}^2$ , showing the existence of a high correlation between LA and the linear dimensions of the leaf blade. However, only 25 equations were validated, including among these, main and alternatives equations, for most species. Simple and modified linear models that consider the use of a single dimension proved to be inappropriate in its entirety. In contrast, all non-linear models, based on the product of the dimensions (LxW), as the potential equation predominantly estimate the leaf area of the 14 forest species. Later the alternative equation that estimated the LA is the linear model, modified by the withdrawal of the interception, can be used without loss of quality of the estimates, is recommended because of its simplicity. Potential models of single dimension, validated to *A. discolor* ( $\hat{Y}=1,9474L^{1,9287}$ ) and *H. rubriflora* ( $\hat{Y}=0,3210C^{2,0394}$ ) in this study can be used, but with a noticeable loss of accuracy. The proposed equations for each species are unique, represent good estimators of real LA and can be used safely and reliably in several studies. The models based on a single dimension can be used, being recommended for experiments that allow sensitive loss of accuracy. Finally, it was shown that the leaves of *E. ovata*, *L. pisonis*, *P. heptaphyllum*, *T. spruceanum* and *T. guianensis*, have a similar leaf blade morphotype, thus, can be estimated by a single universalized equation ( $\hat{Y}=0,5822(LW)^{1,0476}$ ) without significant loss of accuracy.

**KEYWORDS:** Allometry, leaf blade, forest species, atlantic forest.

## SUMÁRIO

<b>RESUMO:</b> .....	<b>9</b>
<b>ABSTRACT:</b> .....	<b>10</b>
<b>1. INTRODUÇÃO</b> .....	<b>13</b>
<b>2. REVISÃO BIBLIOGRÁFICA</b> .....	<b>15</b>
2.1 A Floresta Atlântica .....	15
2.2 Espécies Florestais Autóctones .....	18
2.3 Área Foliar .....	19
2.4 Métodos de Obtenção da Área Foliar .....	21
2.5 Modelos Matemáticos: Critérios de Seleção .....	22
3.1 Caracterização da Área .....	24
3.2 Escolha das Espécies .....	26
3.3 Coleta de Material Biológico .....	26
3.4 Modelos Teóricos .....	27
3.5 Análises Estatísticas; Seleção de Modelos .....	28
3.5.1 Validação dos Modelos .....	29
3.5.2 Determinação da Equação Universal .....	29
<b>4. RESULTADOS</b> .....	<b>29</b>
4.1 Características Foliare das Espécies Florestais .....	29
4.2 Equações Alométricas de <i>A. discolor</i> .....	32
4.3 Equações Alométricas de <i>B. sericea</i> .....	36
4.4 Equações Alométricas de <i>E. ovata</i> .....	40
4.5 Equações Alométricas de <i>G. pogonopus</i> .....	43
4.6 Equações Alométricas de <i>H. phagedaenicus</i> .....	46
4.7 Equações Alométricas de <i>H. rubriflora</i> .....	50
4.8 Equações Alométricas de <i>L. pisones</i> .....	55
4.9 Equações Alométricas de <i>M. salzmannii</i> .....	59
4.10 Equações Alométricas de <i>P. ambigua</i> .....	63
4.11 Equações Alométricas de <i>P. schomburgkiana</i> .....	67
4.12 Equações Alométricas de <i>P. heptaphyllum</i> .....	70
4.13 Equações Alométricas de <i>S. amara</i> .....	75
4.14 Equações Alométricas de <i>T. guianensis</i> .....	80

4.15 Equações Alométricas de <i>T. spruceanum</i> .....	84
4.16 Determinação da Equação Universal .....	87
4.17 Síntese dos Principais Resultados .....	90
<b>5. DISCUSSÃO .....</b>	<b>90</b>
<b>6. CONCLUSÕES.....</b>	<b>94</b>
<b>REFERÊNCIAS .....</b>	<b>95</b>

## 1. INTRODUÇÃO

A folha é o órgão da planta com mais alta especificidade dentro de estudos ecológicos, agronômicos e ecofisiológicos. Tendo importância basilar no desenvolvimento de funções nas plantas como, evapotranspiração, interceptação e absorção da luz, fatores de suma importância para a atividade fotossintética. Considerada um excelente indicador para o entendimento das respostas das plantas a fatores ambientais, a folha é uma das variáveis mais visadas em estudos de morfologia, irrigação, nutrição mineral, desenvolvimento vegetal e eficiência fotossintética. Muito utilizada para investigar, questões voltadas a adaptação ecológica, formas de competição e efeitos de manejo. Ademais, a mensuração desta variável pode auxiliar funcionalmente na obtenção de importantes indicadores para o entendimento da relação planta-ambiente, ou até mesmo elucidar a classificação de grupos funcionais ecológicos a partir de processos ecossistêmicos. Dessa forma, a quantificação da superfície foliar, em espécies florestais assume importância ímpar, podendo ser um aporte base aos estudos direcionados à ecologia florestal.

A área foliar pode ser medida por meio de equipamentos precisos de alto custo ou estimada a partir das dimensões lineares, como o comprimento e ou largura das folhas. Inúmeros trabalhos na literatura (AWANTRAMANI; GOPALAKRISHNA 1965; BALAKRISHNAN et al., 1987; BEERLING; FRY 1990; BIANCO et al., 2004; ARAÚJO et al., 2005; BLANCO; FOLEGATTI 2005; BARUFALDI et al., 2007; ANTUNES et al., 2008; POMPELLI et al., 2012; KERAMATLOU et al., 2015), apontam diversos modelos de predição da área foliar (AF), obtidos a partir de equações que utilizam tão somente as dimensões lineares do limbo foliar. Contudo, as melhores equações dependem de uma boa amplitude amostral (*i.e.*, contendo toda a variação de tamanho de folha), das características morfológicas (*e.g.*, forma da lâmina foliar, número de lobos, folíolos), devendo representar todo padrão de expansão alométrica da espécie. Deste modo a utilização da modelagem, para a obtenção de equações alométricas de estimativa da área foliar, desponta como uma ótima oportunidade no campo da ciência florestal.

Não é surpreendente, que a modelagem estatística esteja cada dia mais sendo utilizada como instrumento facilitador de mensurações experimentais, tanto para compreender propriedades dos ecossistemas, como também para facilitar a aplicação de diversos estudos ecológicos. Com o advento da modelagem, a construção de equações alométricas, envolvendo relações entre a área foliar real e as dimensões lineares do limbo foliar se mostra, de certa

maneira, como método barato, rápido e confiável. A utilização desta técnica pode auxiliar no planejamento e elaboração de trabalhos. Isto, porque estas equações podem reduzir a quantidade de experimentos, conseguintemente permitir uma maior economia de tempo e de recursos financeiros. Além de ser uma alternativa não destrutiva para a mensuração precisa da área foliar, o que permite a avaliação do crescimento das espécies ao longo do espaço-tempo.

A busca por ferramentas viáveis e exequíveis para suprir a necessidade de conhecimento acerca das espécies florestais nativas, é de certa maneira muito importante. Fato que se torna ainda mais visível com a ausência de modelos práticos de estimativa da área foliar para este grupo de plantas. É relevante considerar a necessidade de conhecimento ecológico e de diversas potencialidades e uso das espécies florestais nativas. Diversos tipos de estudos, ecofisiológicos, agrônômicos e morfoanatômicos dependem fortemente da quantificação da área foliar; contudo, na literatura, apenas espécies agricultáveis, dispõem de claras informações. E quando existem informações, ainda são tímidos os estudos desta natureza. Em consequência disso, a ausência de inferências científicas, dificulta a compreensão dos benefícios ambientais e econômicos do uso de espécies nativas.

Visando suprir, sobremaneira a carência de informações no âmbito do conhecimento da ecofisiologia de espécies lenhosas nativas de Floresta Atlântica, o presente estudo teve como objetivo construir diferentes equações alométricas, bem como indicar, as melhores equações, para a estimativa da área foliar de 14 espécies florestais, utilizando-se de medidas lineares, do limbo foliar, como variáveis explicativas. A proposta contempla quatro objetivos específicos: *(i)* ajustar diferentes modelos alométricos, a fim de selecionar as equações mais precisas e acuradas; *(ii)* testar equações existentes na literatura científica averiguando a sua precisão e confrontar com os dados do presente estudo; *(iii)* elaborar desenhos botânicos a fim de caracterizar o perfil morfológico de todas as espécies que serão elencadas neste trabalho e *(iv)* fornecer alternativas mais simples e baratas para a mensuração da área foliar. Sobre este estudo, as seguintes perguntas serão abordadas ao longo do trabalho. Equações alométricas ajustadas com apenas uma das dimensões da folha, pode prever a área foliar das espécies florestais com precisão e confiabilidade? Determinada equação, desenvolvida para uma espécie, pode prever com precisão e confiabilidade a área foliar doutra espécie de morfotipo foliar semelhante?

## 2. REVISÃO BIBLIOGRÁFICA

### 2.1 A Floresta Atlântica

A Floresta Atlântica é a denominação geral para um grupo de florestas tanto perenes, como decíduas, que se distribuem ao longo de 3.000 km na costa brasileira, adentrando ao oeste pelo continente até o Paraguai e a Argentina (TABARELLI et al., 2010). Este conjunto de florestas apresenta uma grande riqueza florística com um alto número de espécies endêmicas (MYERS et al., 2000). Diversas espécies ocorrem agrupadas em regiões particulares (unidades biogeográficas), localizadas entre áreas com origens biológicas distintas e, assim, abrigam elementos de inúmeras áreas (TABARELLI et al., 2010). Além dos centros de endemismos, este bioma dispõe de outro tipo de unidade biogeográfica denominada de ‘áreas de transição’. Atualmente cita-se a existência de cinco centros de endemismos na Floresta Atlântica: os Brejos Nordestinos, Pernambuco, Bahia, Diamantina e Serra do Mar, sobre estes centros, ainda podem se sobrepor, três áreas de transição, floresta de Araucária, florestas do interior e florestas do São Francisco (TABARELLI et al., 2010).

Dentre todos os biomas brasileiros, a Floresta Atlântica é um dos mais ameaçados, devido às diversas pressões antrópicas exercidas sobre os inúmeros ecossistemas que a formam (STEHMANN et al., 2009; RIBEIRO et al., 2009). Uma das principais razões para isso se remete ao fato de que em seus domínios concentram-se cerca de 70% da população brasileira e muitas das grandes metrópoles estão inseridas no contexto desse bioma, proporcionando serviços ambientais fundamentais para a sobrevivência de cerca de 120 milhões de pessoas que vivem nessa região (GALINDO-LEAL; CÂMARA 2005; CUNHA et al., 2013). Distribuída ao longo de mais de 23° de latitude, abrangendo 15 estados brasileiros das regiões sul, sudeste, centro-oeste e nordeste, este bioma é composto por rica variação de fitofisionomias bastante diversificadas, determinadas principalmente, pela proximidade da costa, pelo relevo, classes de solos e regimes pluviométricos, sendo essas características, as principais responsáveis pela evolução de um rico e complexo bioma (CRUZ; VICENS, 2008).

Originalmente, a Floresta Atlântica possuía cerca de 1,4 milhão de km<sup>2</sup>, estendendo-se desde o Rio Grande do Norte ao Rio Grande do Sul (GALINDO-LEAL; CÂMARA 2005). No Sul, sua área de ocupação se estendia para o continente por uma ampla faixa, enquanto na região Nordeste, delineava uma faixa mais estreita e úmida, próxima a costa, apresentando ainda algumas disjunções no interior (BARROS et al., 2007). No entanto, dados revelam que

esse bioma, está representado por cerca de 11% de sua área original (RIBEIRO et al., 2009). Não obstante, o que ainda resta dessas formações florestais apresenta-se de forma extremamente fragmentada, devido, principalmente, ao crescimento das fronteiras agrícolas, ao corte indiscriminado da madeira, a introdução de espécies exóticas invasoras e a urbanização desenfreada, o que causou ampla degradação dos ecossistemas, o isolamento das populações, e a perda da variabilidade genética das espécies assim como dos processos ecológicos e evolutivos que mantêm a diversidade natural (METZGER et al., 2009; XAVIER, 2009). Mesmo diante de diversas formas de ações antrópicas, a Floresta Atlântica ainda abriga uma parte significativa da biodiversidade do país (CUNHA et al., 2013). O alto grau de endemismo é resultante, em sua maior parte, de sua extensão latitudinal e de sua grande variação de altitude, do nível do mar até 2.700 metros de altitude (PINTO; BRITO, 2005). Este bioma é considerado um dos maiores depositários naturais de biodiversidade do mundo, pois estima-se que existam cerca de 20.000 espécies vegetais, 849 espécies de aves, 370 espécies de anfíbios, 200 espécies de répteis, 270 de mamíferos e cerca de 350 espécies de peixes (MYERS et al., 2000). Essa riqueza é maior que a de alguns continentes (17.000 espécies na América do Norte e 12.500 na Europa) e por isso a região da Floresta Atlântica é altamente prioritária para a conservação da biodiversidade mundial (MYERS et al., 2000; MYERS et al., 2003; MARCHESE, 2015).

A devastação na Floresta Atlântica iniciou-se com o processo de ocupação territorial no Brasil, desde o período colonial com o período de extrativismo da madeira do pau-brasil, passando por vários ciclos exploratórios de seus recursos naturais. Estes processos respaldaram a aceleração do processo predatório das florestas naturais do bioma Floresta Atlântica (SILVA-JÚNIOR et al., 2008). Mais precisamente na região nordeste do país, a situação se torna ainda mais preocupante, pois apenas pequenos fragmentos de Floresta Atlântica podem ser encontrados. Sendo a maior parte destes apresentando menos de 1.000 hectares, o que pode acarretar no desaparecimento destes remanescentes em curto prazo de tempo (SILVA; ANDRADE, 2005).

As principais causas desse desmatamento devem-se em virtude da exploração madeireira, manejos florestais implementados de formas inadequadas, expansão populacional desenfreada e, principalmente às formas de implementação da agricultura canavieira, desde o período colonial (MELO, 1978; COSTA, 1982; ANDRADE, 1988). De acordo com dados espaciais do relatório técnico da Fundação SOS Mata Atlântica (INPE, 2014), dentre todos os estados brasileiros acima do Rio São Francisco, o estado de Pernambuco é, atualmente, o que



mais desmata. Os remanescentes florestais, que ainda restam estão altamente fragmentados, numerosos e pequenos; espalhados em uma matriz que certamente é prejudicial à sobrevivência deles em longo prazo, a fauna e a flora das sub-regiões do estado de Pernambuco, bem como as Florestas de Interior são as mais criticamente ameaçadas (GALINDO-LEAL; CÂMARA, 2005). A vasta perda de habitats e a extrema fragmentação deste Domínio deixaram poucos ecossistemas extensos e intactos, o que perfaz um dos biomas mais fragmentados do país (ARAÚJO et al., 2015), este fato gera sérias consequências na manutenção das espécies em longo prazo (GALINDO-LEAL; CÂMARA, 2005, RIBEIRO et al., 2009). Sob seus domínios se encontram grande concentração de espécies exóticas, as quais são alvo de intenso extrativismo vegetal (CORADIN et al., 2011).

Mesmo a Floresta Atlântica sendo considerada por muitos, como sendo de extrema importância para a sobrevivência do planeta, estudos direcionados à ecofisiologia envolvendo espécies florestais nativas desse bioma são bastante raros. Devido a isto, é perceptível que dispomos de limitado conhecimento e utilização deste recurso, sendo estas espécies, essenciais para restituição de áreas degradadas, produção de mudas, bioenergia, madeira e fins diversos. Dessa forma, o aumento de estudos *in situ* são de caráteres indispensáveis para maximizar a utilização destes recursos (ASNER, et al., 2003; CORADIN et al., 2011).

No atual cenário de degradação da Floresta Atlântica, é de importância ímpar a conservação de remanescentes florestais deste bioma. Dessa forma, a Estação Ecológica de Caetés (ESEC), tem um importante papel a desempenhar na formação e multiplicação de uma consciência ecológica de toda a comunidade da Região Metropolitana do Recife, pois se constitui de uma unidade de conservação efetivamente implantada (Fig. 1). Sendo integralmente, voltada aos objetivos conservacionistas que fundamentaram sua criação, no final da década de 80, no século passado (CPRH, 2006). A Mata de Caetés, também conhecida como Mata Chã Pau-de-Légua, com 157 ha, situa-se nas proximidades do Conjunto Habitacional Caetés I e do Parque Industrial do Paulista. A inclusão desta mata como Reserva Ecológica deve-se, fundamentalmente, ao movimento organizado da comunidade de Caetés I e ao movimento ambientalista, que conseguiu, em 1984, embargar um aterro sanitário, previsto para a área.



Figura 1. Estação Ecológica de Caetés; (A) vista aérea da sede administrativa e de parte do bairro de Caetés I (Fonte: CPRH, 2006) e (B) vista externa de parte do remanescente florestal (Foto: SANTOS, J.N.B.).

A Estação Ecológica de Caetés, situa-se entre as coordenadas  $7^{\circ}55'15''$  e  $7^{\circ}56'30''$  de latitude sul e  $34^{\circ}55'15''$  e  $34^{\circ}56'30''$  de longitude oeste (CPRH, 2006). Parte do remanescente situa-se em área de proteção de mananciais, definida pela Lei Estadual Nº 9.860/86, havendo inclusive um ponto de captação a fio d'água previsto para o Rio Paratibe, o que ressalta a importância de preservação desta área. A forte pressão exercida sobre a vegetação nativa da Zona da Mata pernambucana há muito vem transformando a antiga floresta ali existente, em pequenos bosques descontínuos. De paisagem predominantemente florestal, apresentando áreas razoavelmente bem preservadas, até áreas desnudas de qualquer vegetação (CPRH, 2006).

## 2.2 Espécies Florestais Autóctones

Inúmeras espécies florestais, dentre estas, as nativas da Floresta Atlântica, podem ocorrer naturalmente em diferentes variações de fitofisionomias, se sobrepondo muitas vezes, em várias unidades biogeográficas (TABARELLI et al., 2010). Em remanescentes de Floresta Ombrófila Densa, no estado da Paraíba, relatou-se as espécies *Protium heptaphyllum*, *Pisonia ambigua*, *Byrsonima sericea* e *Himatanthus phagedaenicus* como espécies abundantes (ANDRADE et al., 2006; SANTOS, 2013). Já em áreas de savana estépica e Brejo de Altitude (ecótonos) no curimataú oriental paraibano, foi registrado as espécies *Lecythis pisonis*, *Byrsonima sericea* e a *Pogonophora schomburgkiana* (XAVIER, 2009). No interior de Pernambuco, em um remanescente de Floresta Submontana, no Planalto da Borborema (Brejo de Bonito), registrou-se as espécies *Tapirira guianensis*, *Thyrsodium spruceanum*, *Simarouba*

*amara* e *Eschweilera ovata* como as espécies predominantes na formação do dossel florestal (RODAL, et al., 2005). Na Zona da Mata de Pernambuco, em área de Floresta Ombrófila Densa, pesquisadores destacaram a presença de diferentes espécies, tais como *Eschweilera ovata*, *Thyrsodium spruceanum*, *Himatanthus phagedaenicus* e *Lecythis pisonis*, *Guatteria pogonopus* e *Pogonophora schomburgkiana*, *Aspidosperma discolor*, *Manilkara salzmannii* e *Hymenaea rubriflora* (PESSOA et al., 2009; SILVA et al., 2010; APARÍCIO et al., 2011). De acordo com Forzza, et al. (2010) das 14 espécies supracitadas, cinco são endêmicas, a exemplo de *G. pogonopus*, *H. rubriflora* (exclusivas da Floresta Atlântica), *E. ovata*, *L. pisonis* (Amazônia e Floresta Atlântica), *M. salzmannii* (Caatinga e Floresta Atlântica), restringindo sua ocorrência exclusivamente à territórios brasileiros. As demais espécies tem distribuição nativa em biomas brasileiros, porém não endêmicas. No que se refere a estudos de distribuição das espécies florestais, não resta dúvidas sobre a amplitude de distribuição de cada uma delas. Em contra partida, é notório a ausência de trabalhos acadêmicos mais específicos, especialmente os de natureza ecofisiológica, e quando existem, tais trabalhos, são limitados muitas vezes a caracterizações químicas, morfológicas de frutos e ou sementes (OLIVEIRA et al., 2012; ALMEIDA-JÚNIOR et al., 2010), testes germinativos e ou crescimento de mudas (CARDOSO; NAKAO, 2014; AZEVEDO et al., 2010).

### 2.3 Área Foliar

As folhas das plantas exercem importantes funções ecofisiológicas, dentre estas a interceptação e absorção da luz e a capacidade fotossintética, dependem fortemente da arquitetura do limbo foliar. Sendo o principal órgão responsável pelas trocas gasosas entre a planta e o ambiente e funções que envolvem o desenvolvimento da planta, como a evapotranspiração foliar e as diversas respostas à fertilizantes e regimes hídricos (LARCHER, 2006; EHLERINGER, 2009). A área foliar é uma variável-chave para simulação de modelos dinâmicos de fluxo de carbono e água através da planta (ASNER; SCURLOCK; HICKE, 2003). Podendo funcionar diretamente como um aporte base para a estimativa da perda de água, uma vez que as folhas participam diretamente do processo de evapotranspiração. Componente fundamental para a construção de modelos de desenvolvimento vegetativo, estudos ecofisiológicos e nutricionais (LIZASO; BATCHELOR; WESTGATE, 2003), ou até mesmo em estudos de ecologia e dinâmica populacional.

O desenvolvimento das folhas sofre influência direta das variações ambientais, fato que reflete em poderosas relações ecológicas. Dowell et al. (2002) defendem a ideia de que as

folhas diminuem em resposta à crescente elevação da altura das árvores, representando um mecanismo homeostático natural. Scheepens et al. (2010), reforçam a ideia anterior e atribuem essa variação à plasticidade fenotípica em razão da adaptação da folha às condições microclimáticas locais e a pressão por água até o topo das árvores, o mesmo fator fisiologicamente é explicado por Koch et al. (2004). Resultados encontrados por Chitwood et al. (2016) mostram que a plasticidade ambiental afetam a forma das folhas, independentemente de outros efeitos evolutivos e de desenvolvimento. Estes fenômenos demonstram importantes relações, podendo significar um excelente laboratório natural para o entendimento do funcionamento das espécies frente às variações ambientais e climáticas (DONOVAN et al., 2011). A folha, por outro lado apresenta maior plasticidade e capacidade aclimatativa a diferentes meios (MEDRANO; FLEXAS, 2003). Dependendo do grau de diferenciação ou da espécie em questão, as folhas têm grande capacidade de reagir a alterações no seu habitat de modo a manter a eficácia fotossintética e hídrica (MOUTINHO-PEREIRA, 2000).

A luminosidade é um dos fatores abióticos que mais limitam o desenvolvimento e crescimento dos vegetais, como as variações que costumam ocorrer na produção de área foliar em plantas que estejam nas margens de um fragmento florestal (locais de intensa radiação solar) e ambientes mais no interior do fragmento (local com baixa radiação solar) (BROKAW, 1985; FOWNES; HARRINGTON, 2004). Estes ambientes diferenciados com relação a disponibilidade de luz, fazem com que as plantas usem diferentes estratégias para a absorção da energia solar. De acordo com Fahn (1990) as plantas que crescem sob forte radiação desenvolvem folhas espessas e apresentam um metabolismo mais ativo, sendo a área foliar significativamente reduzida, ao mesmo tempo, que, apresentam menor área foliar específica em relação às plantas que se desenvolvem em ambiente sombreado, fato que também é reforçado por Moraes et al. (2013).

Estudos em ecossistemas, surgem no âmbito de florestas tropicais, abordando a mensuração da área foliar, como sendo uma importante característica morfológica (*trade-off*), para auxiliar o entendimento de estratégias ecológicas, como a eficiência do uso de recursos (MONTEIRO, 2013). Esta variável é um forte indicador de grande importância, sendo utilizada para investigar questões relacionadas a competição com outras espécies, efeitos de manejo ecológico podendo estimar também a produtividade de um ecossistema vegetal (MONTEIRO et al., 2005), bem como importância ímpar em investigações de processos

voltados às comunidades de plantas (ASNER et al., 2003; BRÉDA, 2003; HUNT et al., 2002).

Investigações que tomam a avaliação da área foliar nas plantas sob diferentes condições ambientais, se tornam essenciais para o entendimento da relação planta-ambiente, e oferecem uma ótima oportunidade para estudar o papel do clima na alteração de desenvolvimento de espécies florestais. Neste sentido, sabe-se que o conhecimento das funções e processos desempenhados pela biodiversidade é questão imprescindível para a conservação dos seus componentes, de modo que quanto melhor a compreensão sobre a biodiversidade, maior a preocupação em conservá-la (HERINGER; MONTENEGRO, 2000).

## **2.4 Métodos de Obtenção da Área Foliar**

A estimativa da área foliar pode ser obtida pelo uso de dois métodos, o destrutivo e o não destrutivo, também descritos como: diretos ou indiretos (MARSHALL, 1968). Os métodos destrutivos são simples e precisos, todavia despontam do inconveniente de demandar muito tempo (LOPES et al., 2004), além de provocar a destruição total das folhas. Este método se torna inviável em muitas situações, pelo fato de envolver medidores de área foliar de valores bem expressivos além de tornar experimentos de longa escala de tempo inviáveis.

Por outro lado, a elevada correlação entre a área foliar e as dimensões lineares dos folíolos, possibilitam um elevado ganho de precisão em modelos de estimativa (LIZASO et al., 2003). Por estas razões, o desenvolvimento da modelagem matemática, para obtenção de equações alométricas de estimativa da área foliar tem se tornado uma metodologia tradicional entre os pesquisadores, sejam estas em espécies agriculturáveis (OLIVEIRA; SANTOS, 1995; UZUN; ÇELIK, 1999; LIZASO; BATCHELOR; WESTGATE, 2003; BLANCO; FOLEGATTI, 2005; DEMIRSOY; DEMIRSOY; ÖZTÜRK, 2005; TSIALTAS; MASLARIS, 2005; ANTUNES et al., 2008; POMPELLI et al., 2012) ou mesmo espécies de cunho florestal (CABEZAS-GUTIÉRREZ et al., 2009; SOUZA-NETO, 2009; SILVA et al., 2013; QUEIROZ et al., 2013; MOTA et al., 2014; KERAMATLOU et al., 2015). Estes modelos de estimativa representam uma metodologia mais simples e não destrutiva, baseadas na mensuração das dimensões lineares da lâmina foliar e sua comparação com a área foliar real. Dessa forma, a utilização de modelos precisos pode facilitar a obtenção desta variável de forma simplificada, mesmo em condições limitadas de campo ou de poucos recursos tecnológicos (ANTUNES et al., 2008; POMPELLI et al., 2012).

Uma grande vantagem dos métodos de estimativa, é que as folhas não necessitam serem destacadas da planta o que reduz a variabilidade associada com os procedimentos destrutivos, além de permitirem o acompanhamento do desenvolvimento da área foliar num determinado espaço-tempo, e conseqüentemente ajudar no entendimento dos padrões de crescimento das plantas jovens (SERDAR; DEMIRSOY, 2006; PEKSEN, 2007). Para tanto, na obtenção dos modelos a área foliar deve ser medida com precisão. Neste sentido, a simples técnica de digitalização de imagens das folhas das plantas, através de um scanner de mesa pode auxiliar a obtenção da área foliar real. A área foliar real pode ainda ser medida através de outros equipamentos, como câmeras fotográficas profissionais ou câmeras acopladas com lentes do tipo olho de peixe. Entretanto, devido a sua facilidade e ampla utilização, a obtenção da área foliar envolvendo técnicas de digitalização de imagens por meio de scanners de mesa vem se sobressaindo em relação as demais técnicas (TAVARES-JÚNIOR et al., 2002; ANTUNES et al., 2008; POMPELLI et al., 2012). Tavares-Júnior et al. (2002) e Marrocos et al. (2010) realizaram estudos entre duas diferentes técnicas, para obtenção da área foliar de plantas. Nestes estudos compararam-se os modelos de estimativa obtidos pelo integrador de área foliar da marca LI-COR, que projeta a área da folha pelo princípio de células de grade de área conhecida (LI-COR, 1996), com os modelos ajustados a partir das imagens digitais. Ambos os estudos concluíram que os modelos ajustados a partir das imagens digitais, foram relativamente mais precisos e acurados.

## **2.5 Modelos Matemáticos: Critérios de Seleção**

Os modelos estatísticos, em termos matemáticos, podem ser definidos como expressões formais dos elementos essenciais de um problema (JØRGENSEN; BENDORICCHIO, 2001). Geralmente se baseiam em hipóteses que tentam representar fenômenos físicos ou biológicos, tendo o intuito de gerar uma equação que possa prever quantitativamente este(s) fenômeno(s) (SILVA, 2008). A análise de regressão é uma das ferramentas estatísticas mais amplamente utilizadas, fornecendo métodos simples para estabelecer uma relação funcional entre variáveis, além de ter inúmeras aplicações em diferentes áreas do conhecimento (CHATTERJEE; HADI, 2006). Na modelagem o primeiro reconhecimento do problema é muitas vezes verbal isso pode ser reconhecido como um passo preliminar essencial no procedimento estatístico. Assim, todos os modelos estatísticos são uma simplificação de variações, no caso da biologia, ocorrentes na natureza. A utilização

destes modelos para representar e explicar uma realidade complexa constitui-se de uma estratégia com grande valia para o desenvolvimento da ciência nas diversas áreas de conhecimento (JØRGENSEN; BENDORICCHIO, 2001).

A melhor equação ajustada deve ser escolhida baseando-se na menor quantidade de variáveis independentes, sendo estas de fácil medição. Para a construção de uma equação deve-se seguir três etapas cruciais, dentre estas (i) manter representatividade amostral, (ii) medir as variáveis dependentes e independentes, (iii) e selecionar a melhor equação a partir de critérios estatísticos (SCHNEIDER et al., 2009). O coeficiente de determinação  $R^2$  é o parâmetro de ajuste mais utilizado nas escolhas dos modelos (FINGER, 1992), podendo ser interpretado como a porção da variabilidade amostral explicada pela equação. Sendo este obtido pela razão da soma do quadrado da regressão ( $SQ_{\text{regressão}}$ ) pela soma do quadrado total ( $SQ_{\text{total}}$ ). No entanto, para realizar a comparação entre os modelos, quando se utiliza diferentes variáveis, faz-se necessário a realização do ajuste (SCHNEIDER et al., 2009), que nada mais é do que o coeficiente de determinação ( $R^2$ ) submetido a um ajuste, dado pela seguinte fórmula:

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

Onde:  $R^2_{aj}$  = coeficiente de determinação ajustado; K = número de variáveis independentes da equação; N = número de observações;  $R^2$  = coeficiente de determinação.

Outro índice estatístico bastante utilizado na seleção de modelos é o erro padrão das estimativas ( $S_{yx}$ ), que é considerado uma medida de dispersão entre os valores observados e estimados pela regressão. Quando uma equação apresenta bons ajustes, este parâmetro estatístico deve apresentar baixos valores e pode ser fornecido pela seguinte relação (SCHNEIDER et al., 2009):

$$S_{xy} = \sqrt{QM_{\text{residuo}}}$$

Onde:  $S_{xy}$  = erro padrão das estimativas;  $QM_{\text{residuo}}$  = quadrado médio residual.

No processo de seleção de modelos a verificação da violação da variância através da análise gráfica, constitui-se uma técnica importante, pois permite identificar o ajuste da equação ao longo de toda amplitude de dados. Considerando a qualidade das estimativas, é possível observar a tendência das estimativas da variável de interesse ao longo de todos os valores estimados (SCOLFORO et al., 2004). A avaliação da variância residual pode ser visualizada através dos resíduos percentuais ( $E_i \%$ ), através da seguinte equação:

$$E_i = \frac{Y_i - \hat{Y}_i}{Y_i} \cdot 100$$

Onde  $E_i =$  resíduo em porcentagem;  $Y_i =$  variável dependente;  $\hat{Y}_i =$  variável dependente estimada.

São vastas as possibilidades de aplicações da distribuição de  $t$ -Student. Um exemplo clássico é a utilização de teste de hipóteses através de limites ou intervalos de confiança (IC), especialmente quando estes dados possuem distribuição próxima à normal (ZAR, 1999). Em trabalhos para a seleção de equações alométricas para a estimativa de área foliar, é sugerido a aplicação de um intervalo de confiança como uma importante etapa de seleção de modelos, onde pode ser utilizado o desvio médio de cada modelo. Através do teste de hipótese para o erro absoluto, pode-se inferir que na hipótese nula: a média dos resíduos "não difere de zero" (ANTUNES et al., 2008; KANDIANNAN et al. 2009; POMPELLI et al., 2012). Nestas condições, entendendo-se o alfa como uma margem de erro, sabe-se que: quando o  $p$ -value é maior que o valor de alfa escolhido, entende-se que o desvio médio não difere significativamente de 'zero'. A fórmula clássica do intervalo de confiança para média é dada pela seguinte expressão abaixo (ZAR, 2010).

$$IC = \bar{x} \pm t_{crit} \cdot S_{\bar{x}}$$

Donde o  $IC =$  limite de confiança para média  $\bar{x} =$  média;  $t_{crit} =$  valores críticos obtidos na tabela  $t$  – Student;  $S_{\bar{x}} =$  desvio padrão da média.

### 3. MATERIAIS E MÉTODOS

#### 3.1 Caracterização da Área

Este estudo foi realizado em um remanescente florestal de Floresta Atlântica que compõe a Estação Ecológica de Caetés – ESEC, cidade de Paulista – PE, a qual ocupa uma área aproximada de 157 hectares, entre as coordenadas geográficas 7°55'15'' – 7°56'30'' S e 34°55'15'' - 34°56'30'' W, num fragmento de Floresta Ombrófila de Terras Baixas (IBGE, 1992) (Fig. 2).



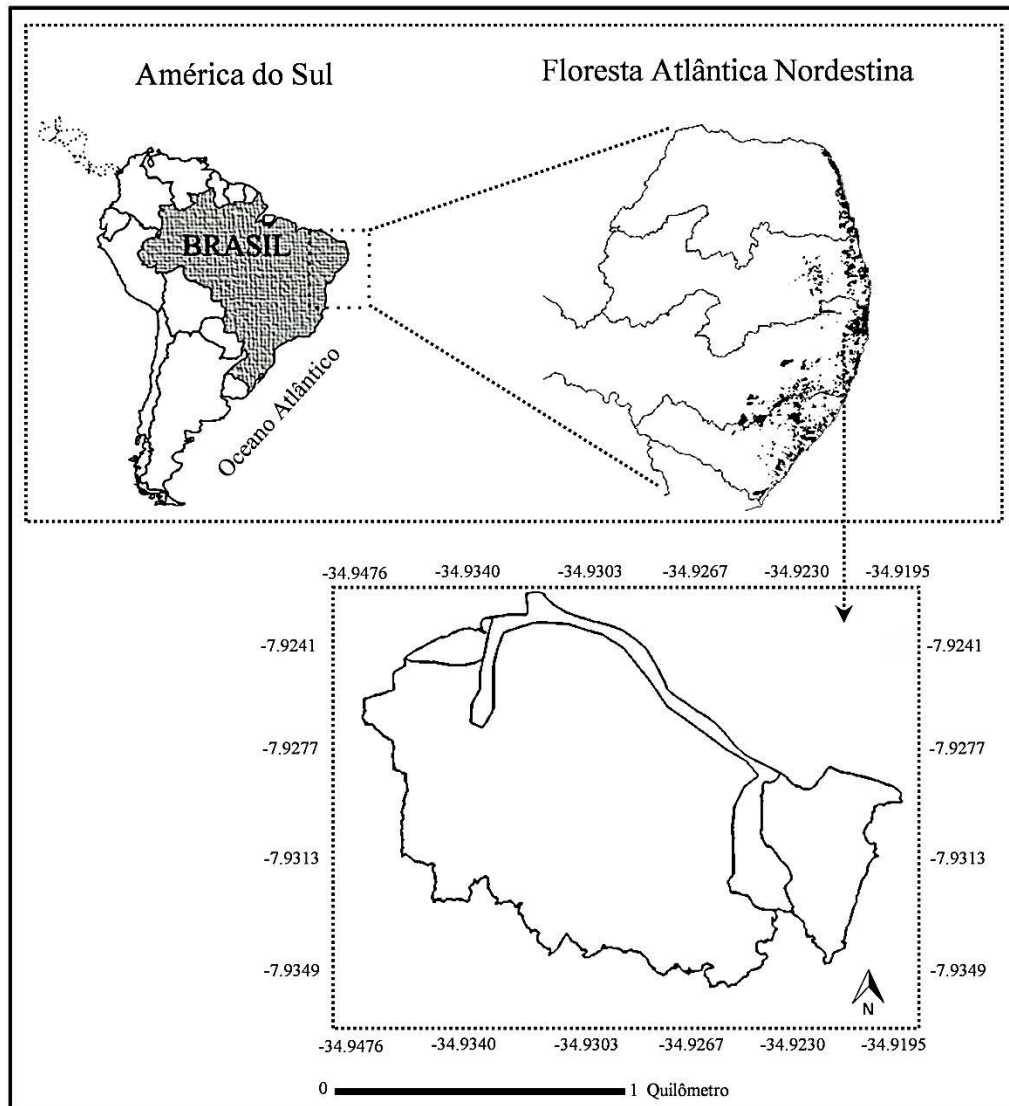


Figura 2. Localização da Estação Ecológica de Caetés, Paulista - PE, Brasil.  
Fonte: Adaptado de Pessoa, et al. 2011.

O clima da região é definido como As a partir das determinações dos tipos climáticos de Köppen-Geiger (PEEL; FINLAYSON et al., 2007). Sendo caracterizado pela existência de estações sazonais, com pouca variação de temperatura do ar ao longo do ano, mas com precipitação mensal que varia de 39,6 a 239,5 mm. Dessa forma, o clima pode ser classificado como úmido com regulada deficiência hídrica no verão, mas com precipitação anual acumulada de 2.000 mm. Os solos predominantemente do tipo Latossolo Vermelho Amarelo Distrófico e Podzólico Vermelho Amarelo Distrófico, em fases de relevo que variam de forte, a forte ondulado (CPRH, 2012).

### 3.2 Escolha das Espécies

A partir de trabalhos florísticos realizados na área (PESSOA et al., 2009; PESSOA, 2011), foram escolhidas 14 espécies florestais de ocorrência natural na área (Tab. 1). As espécies foram selecionadas a partir dos seguintes critérios estabelecidos: (i) presença de no mínimo cinco indivíduos nas parcelas experimentais (trabalho supracitado), (ii) ampla distribuição fitogeográfica e (iii) abrangência regional da espécie, no que se refere a ocorrência em ecossistemas associados à Floresta Atlântica.

Tabela 1. Espécies florestais nativas, seguido do nome popular, família e número de indivíduos amostrados na Estação Ecológica de Caetés (ESEC), utilizadas para a construção de modelos de estimativa da área foliar.

Nº	Espécie	Nome Popular	Família	N <sup>1</sup>
1	<i>Aspidosperma discolor</i> A. DC.	Pau-faio	Apocynaceae	10
2	<i>Byrsonima sericea</i> DC.	Murici	Malpighiaceae	5
3	<i>Eschweilera ovata</i> (Cambess.) Mart. Ex Miers	Embiriba	Lecythidaceae	10
4	<i>Guatteria pogonopus</i> Mart.	Pindaíba-preta	Annonaceae	10
5	<i>Himatanthus phagedaenicus</i> (Mart.) Woodson	Banana-de-papagaio	Apocynaceae	5
6	<i>Hymenaea rubriflora</i> Ducke	Jatobá	Fabaceae	10
7	<i>Lecythis pisonis</i> Cambess.	Sapucaia	Lecythidaceae	7
8	<i>Manilkara salzmannii</i> (A. DC.) H.J. Lam	Maçaranduba	Sapotaceae	5
9	<i>Pisonia ambigua</i> Heimerl	João-mole	Nyctaginaceae	8
10	<i>Pogonophora schomburgkiana</i> Miers ex Benth.	Cocão-amarelo	Peraceae	15
11	<i>Protium heptaphyllum</i> (Aubl.) Marchand	Amescla-de-cheiro	Burseraceae	5
12	<i>Simarouba amara</i> Aubl.	Pau-paraíba	Simaroubaceae	10
13	<i>Tapirira guianensis</i> Aubl.	Cupiúba	Anacardiaceae	10
14	<i>Thyrsodium spruceanum</i> Benth.	Caboatã-de-leite	Anacardiaceae	10

<sup>1</sup> número de indivíduos coletados

Todo o material amostrado foi coletado, em estágio reprodutivo, identificado e posteriormente incorporado ao acervo dos Herbários Dárdano de Andrade Lima (IPA) e Herbário Professor Vasconcelos Sobrinho (PEUFR), seguindo metodologia usual em taxonomia.

### 3.3 Coleta de Material Biológico

As plantas selecionadas contemplaram indivíduos de diferentes extratos, regenerante a adulto. Para cada espécie, foram coletados 600 lâminas foliares, no período compreendido entre os meses de Agosto de 2014 à Setembro de 2015. Folhas íntegras, livres de qualquer dano aparente causado por patógenos ou insetos foram selecionadas a partir de diferentes níveis da copa dos indivíduos arbustivos ou arbóreos. O conjunto amostral de folhas, representante de cada espécie, abrangeu todo o espectro de tamanhos de folhas mensuráveis

(i.e., desde as ‘iniciais’ até as folhas completamente maduras), foram prontamente acomodadas em sacos plásticos e posteriormente encaminhadas ao Laboratório de Ecofisiologia Vegetal (LEV) da Universidade Federal de Pernambuco (UFPE). Todas as folhas foram enumeradas e digitalizadas através do scanner de mesa (HP Deskjet 2540 mod. All-in-One; Hewlett-Packard, Palo Alto, CA, USA). As imagens geradas foram, então, processadas por meio do software Image-pro Plus<sup>®</sup> versão 4.0 (Media Cybernetics, Silver Spring, USA) para a obtenção da área foliar (AF), que foi aferida em centímetros quadrados (cm<sup>2</sup>). O comprimento máximo (C) foi considerado como a maior distância entre o ponto de inserção do pecíolo, no limbo foliar, e a extremidade do ápice da folha. A largura máxima (L), como a maior dimensão perpendicular ao eixo da nervura principal, ambas as dimensões medidas em centímetros (Fig. 3).

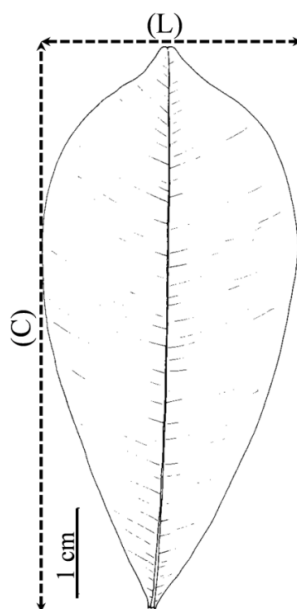


Figura 3. Esquema das aferições no limbo foliar, sendo ‘C’ o comprimento máximo e ‘L’ a largura máxima, realizada para as folhas das espécies florestais. O esquema acima, representa a morfologia foliar da espécie *Manilkara salzmannii* (A. DC.) H.J. Lam.

### 3.4 Modelos Teóricos

Foram testados nove modelos teóricos utilizando-se combinações entre as variáveis dimensionais ‘C’ e ‘L’ e os respectivos valores de AF. As equações foram priorizadas pelo princípio da simplicidade e praticidade, sendo estas, ajustadas através do modelo linear simples ( $Y = \beta_0 + \beta_1 X_1 + e_i$ ), modelo linear modificado pela retirada da constante de interceptação ( $Y = \beta_1 X_1 + e_i$ ) e do modelo de potencial ( $Y = \beta_0 X_1^{\beta_1} e_i$ ), todos com as respectivas generalizações (Tab. 2).

Tabela 2. Relação dos modelos teóricos testados e suas respectivas generalizações, utilizados para predição da área foliar de 14 espécies florestais nativas da Floresta Atlântica.

Equações	Tipo	Modelo alométrico
(1)	Linear	$Y = \beta_0 + \beta_1 * C + e_i$
(2)	Linear	$Y = \beta_0 + \beta_1 * L + e_i$
(3)	Linear	$Y = \beta_0 + \beta_1 * (CL) + e_i$
(4)	Linear modificado	$Y = \beta_1 * C + e_i$
(5)	Linear modificado	$Y = \beta_1 * L + e_i$
(6)	Linear modificado	$Y = \beta_1 * (CL) + e_i$
(7)	Potência	$Y = \beta_0 * C^{\beta_1} e_i$
(8)	Potência	$Y = \beta_0 * L^{\beta_1} e_i$
(9)	Potência	$Y = \beta_0 * (CL)^{\beta_1} e_i$

Em que:  $Y$  = Área Foliar;  $C$  = comprimento máximo;  $L$  = largura máxima;  $CL$  = produto de  $CxL$ ;  $\beta_0$  e  $\beta_1$  = parâmetros dos modelos e  $e_i$  = erro aleatório

### 3.5 Análises Estatísticas; Seleção de Modelos

Os parâmetros dos modelos foram obtidos através de comando no Software DataFit versão 8.0.32 (Oakdale Engenharia, Oakdale, PA, EUA) e Statistica versão 8.0 (StatSoft, Tulsa, OK, USA). Em todas as espécies, independentemente do tipo de folha (simples ou composta), considerou-se a área foliar unitária (AF), como sendo a área do limbo foliar, sendo esta inserida como variável dependente no modelo e as dimensões lineares ‘C’, ‘L’ e ‘CxL’ como variáveis independentes. Neste sentido a área foliar, foi sempre explicada em função da variável ‘C’ ou da ‘L’ ou de forma conjunta, CxL.

Os critérios estatísticos utilizados para seleção dos modelos, foram baseados no (i) exame do quadro de análise de variância (teste ‘F’;  $p \leq 0,01$ ), (ii) coeficiente de determinação ajustado ( $R^2_{aj}$ ), (iii) erro padrão das estimativas ( $S_{xy}$ ), (iv) quadrado médio do resíduo ( $QM_{resíduo}$ ), (v) teste  $t$ -Student ( $p > 0,01$ ) para média absoluta do erro, (vi) padrão de dispersão dos erros em termos percentuais ( $E_i \%$ ). Sendo que neste último, a dispersão dos resíduos foi observada no conjunto total da amostra, tanto em folhas pequenas quanto em folhas maiores. Para tanto, adotou-se procedimentos estatísticos de interpretação gráfica (GRAYBILL, 2000). A hipótese de normalidade do resíduo foi avaliada, tendo como premissa que a heterocedasticidade em cada modelo, quando detectado é motivo de desqualificação da equação.

### 3.5.1 Validação dos Modelos

Os modelos selecionados para cada espécie foram submetidos ao processo de validação. Para tanto, uma segunda amostra independente de folhas foi coletada ( $n=200$ ), aleatoriamente, sob mesmo período de tempo. A área foliar, comprimento e largura, da nova amostra, foram mensurados de acordo a metodologia utilizada anteriormente. Novos modelos foram gerados a partir das variáveis regressoras e os valores de AF reestimados. Posteriormente, os valores preditos e reais de AF foram confrontados a partir teste  $t$ -Student ao nível de 99% de confiança ( $p>0,01$ ). A amostra independente de folhas teve como principal atributo, a realização da validação dos modelos, provar a estabilidade, bem como, a significância dos parâmetros (ZAR, 2010). Ao final, foi indicada a melhor equação alométrica para cada espécie. Quando as análises apontaram a aprovação de mais de uma equação, para uma única espécie, foi indicado a melhor equação, dentre todas, de modo que cada espécie tenha a equação mais recomendada.

### 3.5.2 Determinação da Equação Universal

Realizou-se o teste de identidade, entre a principal equação de cada espécie, a fim de verificar se uma equação designada para determinada espécie é eficiente em estimar área foliar doutra espécie. Para tanto, os valores de AF da amostra de validação ( $n=200$ ), de cada espécie, foi reestimada, individualmente, por cada equação (14 equações *versus* 14 amostras). A eficiência das estimativas, entre os valores preditos e reais de AF, em cada combinação, foi avaliada através do teste  $t$ -Student ( $p>0,01$ ).

## 4. RESULTADOS

### 4.1 Características Foliare das Espécies Florestais

A amplitude de variação de folhas obtidas para o conjunto amostral, considerando todas as espécies na área amostrada foi de 0,10 a 315,27 cm<sup>2</sup> de área foliar (Tab. 3). As variações no padrão morfológico do limbo foliar, entre as espécies elencadas, são características atribuídas naturalmente à cada táxon, sob influências do ambiente em que as mesmas foram amostradas, sendo representadas através dos desenhos botânicos (Fig. 4 e 5).

Tabela 3. Valores do comprimento máximo (C), largura máxima (L) e área foliar real (AF), obtidos a partir de folhas de 14 espécies florestais lenhosas de um remanescente de Floresta Ombrófila de Terras Baixas, seguido das respectivas médias ( $\bar{x}$ ), desvio padrão ( $S_x$ ), valores mínimos e máximos das variáveis e do tipo do limbo foliar.

Espécies	Comprimento (cm)				Largura (cm)			Área foliar (cm <sup>2</sup> )			Tipo de folha		
	$\bar{x} \pm S_x$	Min.	Máx.		$\bar{x} \pm S_x$	Min.	Máx.	$\bar{x} \pm S_x$	Min.	Máx.			
<i>A. discolor</i>	9,89	3,17	1,50	17,80	4,07	1,30	0,59	6,90	31,84	18,50	0,65	86,70	Simple
<i>B. sericea</i>	8,99	2,95	0,36	16,20	3,18	1,27	0,10	6,09	20,88	13,13	0,13	58,80	Simple
<i>G. pogonopus</i>	17,90	6,94	1,08	32,47	5,98	2,28	0,18	10,09	85,93	50,73	0,15	230,97	Simple
<i>E. ovata</i>	11,45	5,15	0,87	23,05	4,83	2,23	0,18	9,66	47,74	34,94	0,14	151,14	Simple
<i>H. phagedaenicus</i>	20,16	7,12	0,86	35,55	6,95	2,15	0,17	11,59	98,50	55,73	0,10	242,7	Simple
<i>H. rubriflora</i>	10,24	3,07	0,76	19,28	4,88	1,56	0,18	9,90	40,33	23,77	0,12	143,39	Bifoliolada
<i>L. pisonis</i>	10,95	4,28	1,25	19,18	4,50	1,45	0,48	7,52	38,67	22,54	0,40	95,40	Simple
<i>M. salzmannii</i>	10,64	4,52	1,61	20,70	4,64	1,57	0,36	8,10	37,14	24,43	0,40	98,30	Simple
<i>P. schomburgkiana</i>	14,21	5,19	1,17	28,19	6,02	2,41	0,22	12,18	66,56	45,55	0,22	235,37	Simple
<i>P. ambigua</i>	8,95	4,56	0,48	19,50	3,57	1,62	0,21	8,84	25,49	20,85	0,12	107,68	Simple
<i>P. heptaphyllum</i>	11,72	3,68	2,04	20,73	3,84	1,12	0,70	6,82	33,55	18,38	0,83	91,40	Pinada
<i>S. amara</i>	10,20	3,79	0,90	18,66	3,42	1,21	0,14	5,90	29,93	16,75	0,11	83,46	Pinada
<i>T. guianensis</i>	13,22	5,86	0,40	27,18	4,54	1,85	0,08	9,09	50,65	36,46	0,30	175,48	Pinada
<i>T. spruceanum</i>	17,12	7,00	1,23	34,76	6,42	2,38	0,25	13,35	90,45	61,72	0,23	315,27	Pinada

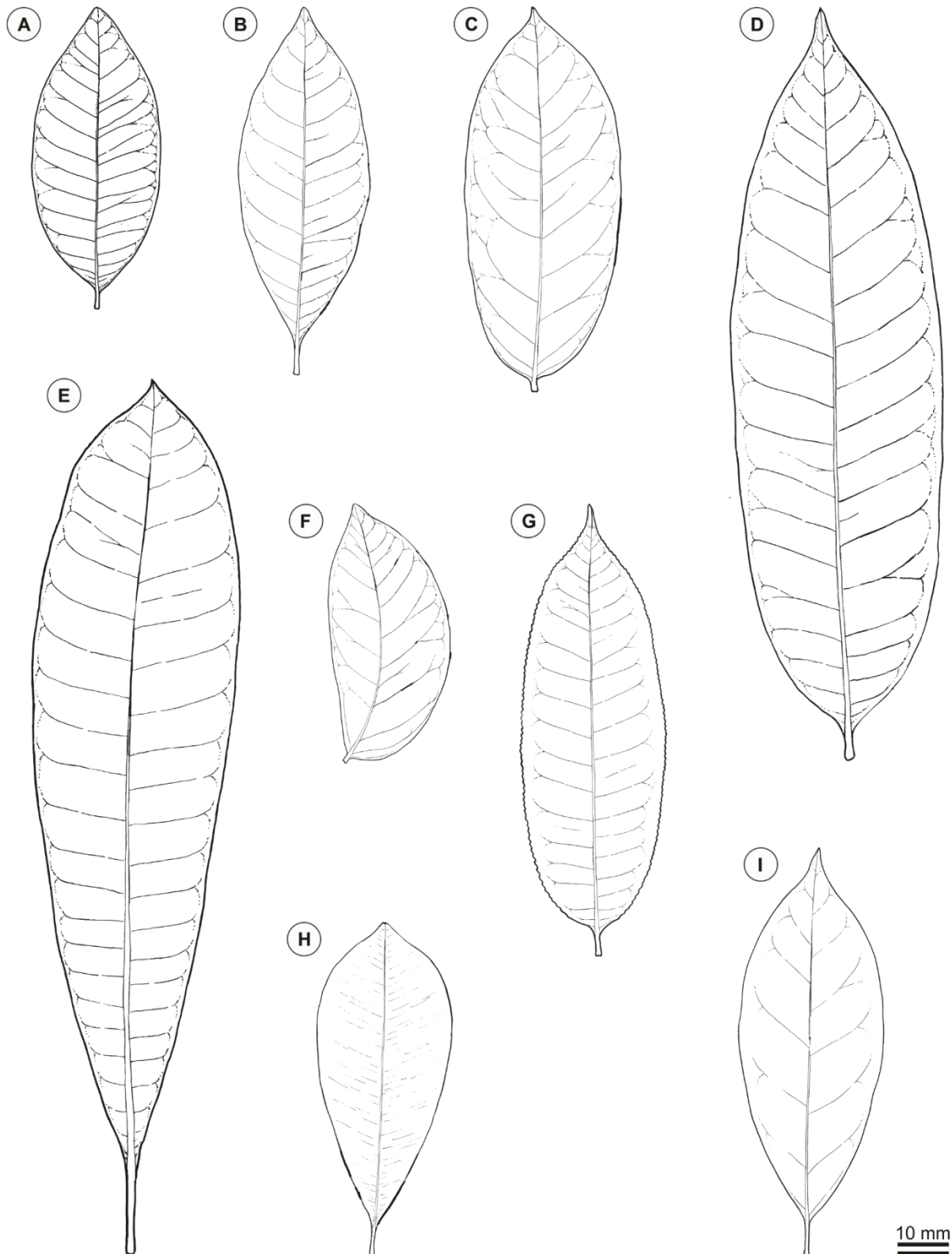


Figura 4. Perfil morfológico externo das espécies florestais estudadas, com detalhes para os diferentes morfotipos e tamanhos das folhas e folíolos, sendo: (A) *Aspidosperma discolor* A. DC., (B) *Byrsonima sericea* DC., (C) *Eschweilera ovata* (Cambess.) Mart. ex Miers, (D) *Guatteria pogonopus* Mart., (E), *Himatanthus phagedaenicus* (Mart.) Woodson, (F) *Hymenaea rubriflora* Ducke, (G) *Lecythis pisonis* Cambess, (H) *Manilkara salzmannii* (A. DC.) H.J. Lam, (I) *Pisonia ambigua* Heimerl. A barra horizontal representa a escala de 10 mm.

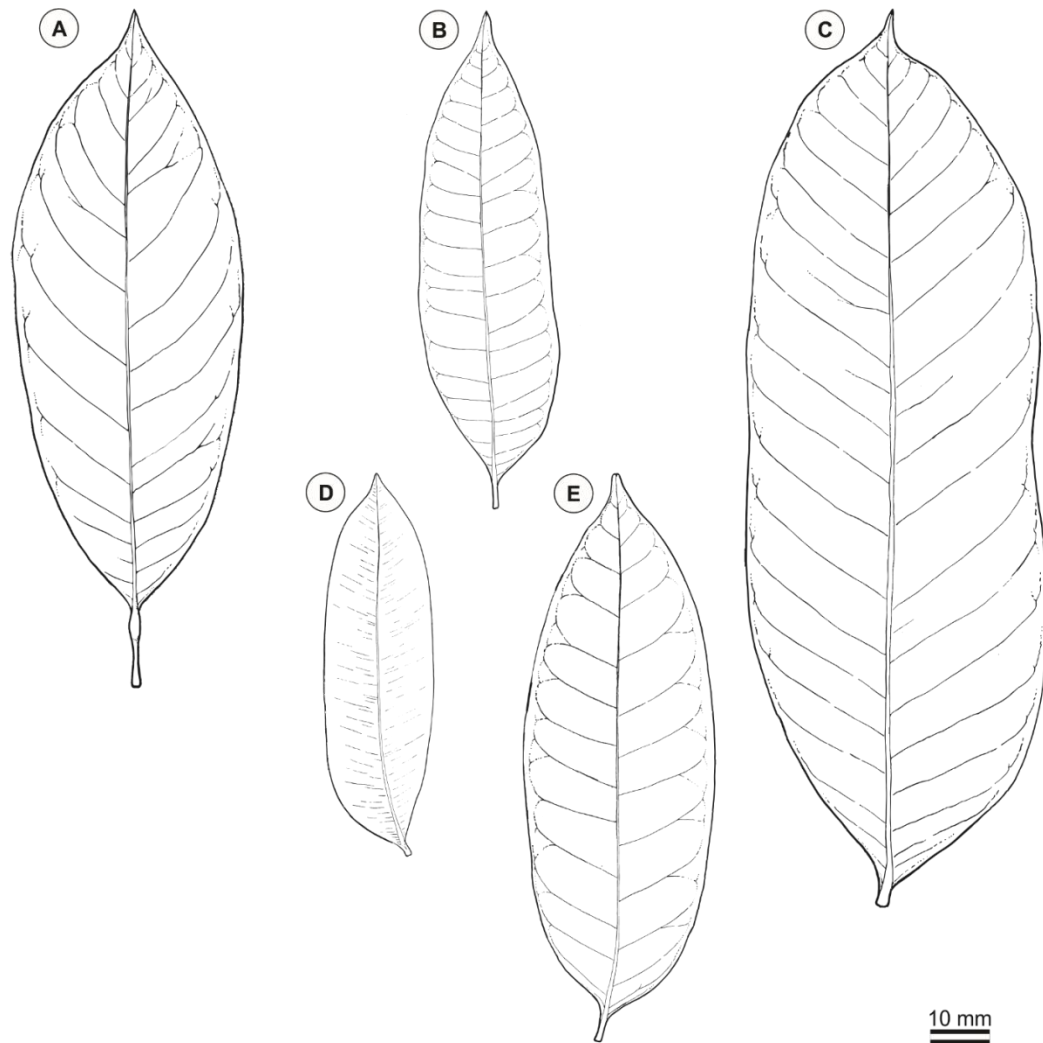


Figura 5. Perfil morfológico externo das espécies florestais estudadas com detalhes para os diferentes morfotipos e tamanhos das folhas e folíolos, sendo: (A) *Pogonophora schomburgkiana* Miers ex Benth., (B) *Protium heptaphyllum* (Aubl.) Marchand, (C) *Thyrsodium spruceanum* Benth., (D) *Simarouba amara* Aubl., (E) *Tapirira guianensis* Aubl. A barra horizontal representa a escala de 10 mm.

#### 4.2 Equações Alométricas de *A. discolor*

Todos os modelos ajustados para estimar a área foliar de *A. discolor* demonstraram forte correlação entre as medidas lineares do limbo foliar e a AF observada ( $R^2_{aj}$  variando de 0,8972 a 0,9974;  $p < 0,01$ ) (Tab. 4). No entanto, as equações dos modelos lineares simples (1) e (2), foram descartados. Uma análise mais detalhada apontou que a utilização destes modelos é tendencioso para ~ 9% e 12% das folhas, equações (1) e (2), respectivamente (erros relativos  $\geq 40\%$ ). A área foliar (AF), nestes casos foi subestimada, ademais o padrão de dispersão dos resíduos nestes modelos, não segue uma distribuição homogênea, o que sugere um comportamento heterocedástico. Além disso, estas equações demonstraram os menores



valores para o  $R^2_{aj}$  em comparação as demais; este conjunto de fatores que invalidam totalmente a utilização destes modelos para estimativa da AF de *A. discolor*.

Os modelos lineares modificados (4), (5) e (6), por sua vez, também provaram ser inadequados, uma vez que o intervalo de confiança, não conteve o ‘zero’, rejeitando-se, portanto, a hipótese de semelhança entre os desvios da área estimada e “zero”. Desse modo a utilização destas equações causam fortes erros de estimação da AF de *A. discolor*, especialmente nos modelos (4) e (5), onde a subestimação é bastante significativa (Fig. 6).

Tabela 4. Modelos, coeficientes de regressão ( $\beta_0$ ,  $\beta_1$ ), erros padrão das estimativas ( $S_{xy}$ ), coeficientes de determinação ajustados ( $R^2_{aj}$ ), graus de liberdade dos resíduos ( $Gl_{resd.}$ ), quadrado médio do resíduo ( $QM_{resid.}$ ) e equação estimadora da área foliar ( $\hat{Y}$ ) em função das medidas lineares das folhas de *A. discolor*.

Modelo	Coeficientes		$S_{(xy)}$	$R^2_{aj}$	$Gl_{res}$	$QM_{resid.}$	p	Estimador = ( $\hat{y}$ )
	$\beta_0$	$\beta_1$						
(1)	-23,1142	5,5571	5,5689	0,9094	598	31,0122	<0,01	$\hat{Y} = -23,1142 + 5,5571C$
(2)	-23,0505	13,4866	5,9300	0,8972	598	35,1644	<0,01	$\hat{Y} = -23,0505 + 13,4866L$
(3)	-0,8208	0,7439	1,0723	0,9966	598	1,1497	<0,01	$\hat{Y} = -0,8208 + 0,7439(CL)$
(4)	-	3,4378	8,9936	0,9388	599	80,8850	<0,01	$\hat{Y} = 3,4378C$
(5)	-	8,3461	9,1792	0,9363	599	84,2585	<0,01	$\hat{Y} = 8,3461L$
(6)	-	0,7297	1,1450	0,9974	599	1,3111	<0,01	$\hat{Y} = 0,7297(CL)$
(7)	0,4246	1,8511	4,9919	0,9272	598	24,9186	<0,01	$\hat{Y} = 0,4246C^{1,8511}$
(8)	1,9474	1,9287	5,0341	0,9259	598	25,3426	<0,01	$\hat{Y} = 1,9474L^{1,9287}$
(9)	0,6342	1,0338	1,0366	0,9969	598	1,0746	<0,01	$\hat{Y} = 0,6342(CL)^{1,0338}$

De acordo com os parâmetros de ajuste e a análise estatística dos desvios, não foi possível verificar diferenças significativas, entre as equações do modelo linear simples (3) e de potência (9), uma vez que ambas as equações demonstraram significativos coeficientes de determinação ( $R^2_{aj}$ ) e baixos erros padrão das estimativas ( $S_{xy}$ ). No que se refere aos modelos de dimensão única, as melhores medidas de precisão são observados pela utilização da dimensão ‘L’ (Equação 8), uma vez que o uso da dimensão ‘C’ (Equação 7), aparentemente leva a uma sensível subestimação da AF (Fig. 6). No entanto, somente estas informações, não são suficientes para seleção entre estes modelos; portanto, uma análise da dispersão dos resíduos deve ser apresentada para as equações (3), (7), (8) e (9) (Fig. 7).

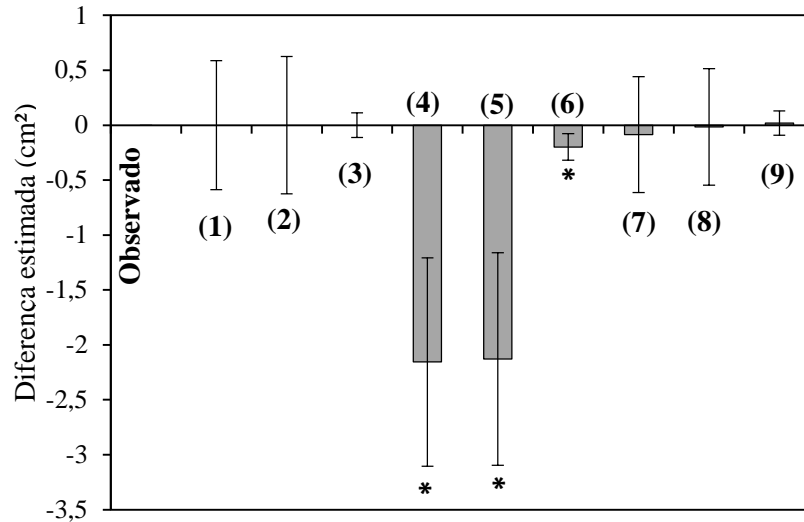


Figura 6. Análise estatística dos desvios da área estimada para folhas de *A. discolor* em função das medidas lineares. As colunas verticais indicam o resíduo e as barras sobre estas denotam os intervalos de confiança (99% pela distribuição *t*-Student), os asteriscos ( \* ) denotam equações viesadas.

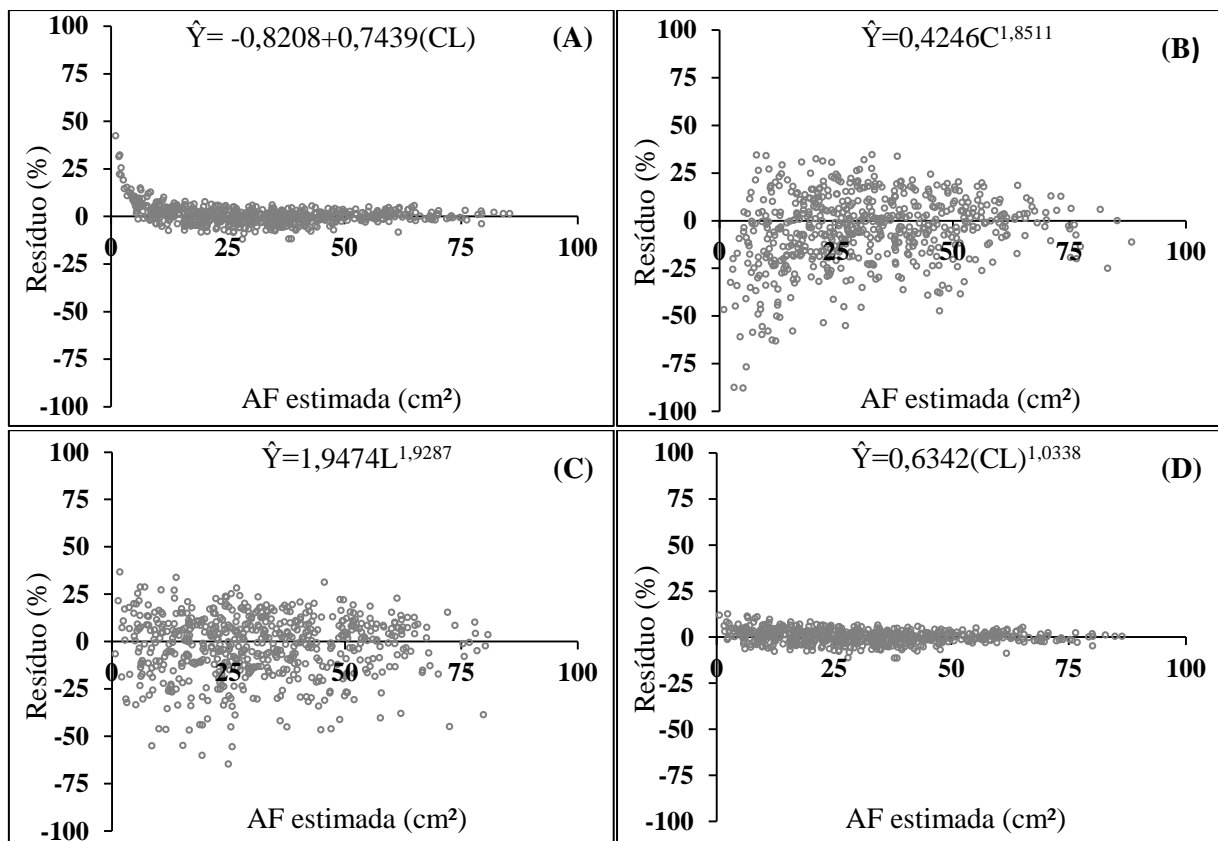


Figura 7. Diagrama de dispersão dos resíduos relativos ( $E_i$  %) para as estimativas da área foliar de *A. discolor* obtidas através do modelo linear 3 (A) e os modelos de potência 7 (B), 8 (C) e 9 (D).

De modo geral, todos os resíduos se mostram independentes e a variância é considerada relativamente constante. Contudo, a equação (3) (Fig. 7A), apesar de ter

parâmetros estatísticos precisos ( $R^2_{aj}=0,9966$ ;  $S_{xy}=1,0723$ ) é expressamente limitada, especialmente para folhas pequenas ( $CxL \leq 4\text{cm}$ ), fato que inviabiliza o uso dessa equação para estimativa desta classe de folhas. A análise de dispersão dos resíduos realizada para as equações dos modelos de dimensão única (Fig. 7B e 7C), aponta ligeira semelhança entre elas; contudo confirma-se a preferência pela utilização da variável 'L' (Fig. 7C), uma vez que esta estima com mais precisão a AF de *A. discolor* do que o modelo que utiliza a variável 'C' (Fig. 7B). Dentre todos os modelos apresentados, a menor dispersão percentual dos resíduos é demonstrada pela equação (9) (Fig. 7D), onde se verifica os parâmetros estatísticos mais precisos. Os resíduos relativos neste modelo está na ordem de -11,34 a 12,62%, sendo estes erros constantes e normais, o que reflete a própria variabilidade das folhas da *A. discolor* ( $31,84 \pm 18,50 \text{ cm}^2$ ). Assim, diante dos critérios estatísticos apresentados, prosseguiu-se com as análises das estimativas propostas pelas equações que utilizam uma única dimensão (Equação 8) e duas dimensões (Equação 9).

Desse modo, foram expressas as associações dos valores reais de AF e os correspondentes valores de 'L' e CxL (Fig. 8). Analisando-se o comportamento simultâneo destas variáveis, verifica-se associações, não-linear no primeiro caso (Fig. 8A), e linear no segundo caso (Fig. 8B). Ambas as relações, expressas graficamente, indicam bons ajustes dos dados em torno das respectivas médias, bem como a ausência de valores aberrantes em todo conjunto amostral. No entanto, o coeficiente de determinação obtido para as equações, sugere maior precisão para a associação entre a área foliar (AF) e o produto das dimensões (CxL) (Fig. 8B).

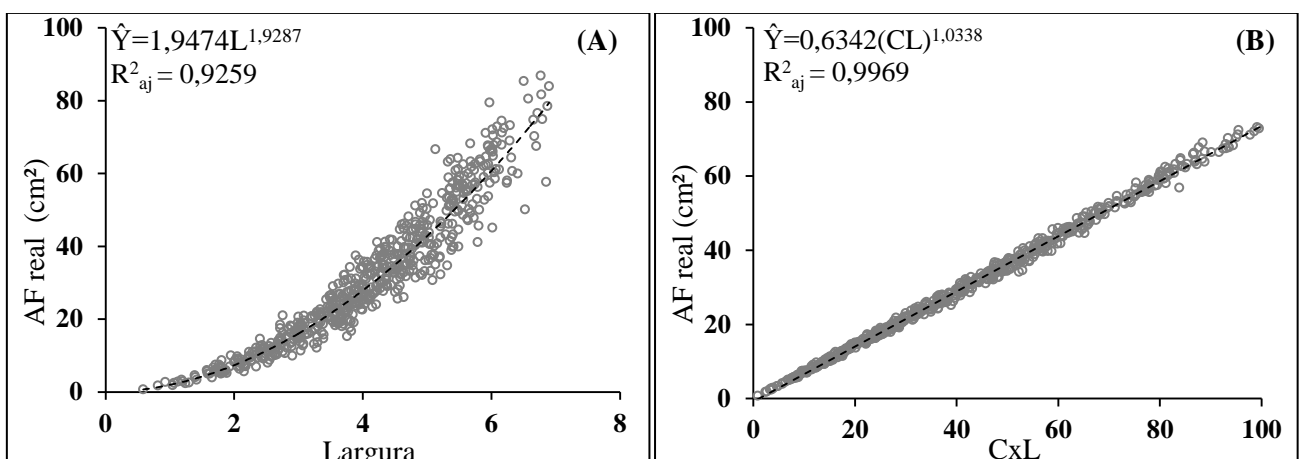


Figura 8. Diagrama de dispersão entre AF e as dimensões lineares das folhas de *A. discolor* (L e CxL), usando modelos de potência 8 (A) e 9 (B) para folhas de *A. discolor*.

Para se assegurar a recomendação da melhor equação, dentre as propostas (8 e 9), realizou-se o teste de validação a partir de uma amostra independente de folhas (Fig. 9). No

teste estatístico é possível constatar que a equação (9), demonstra maior eficiência em estimar a AF de *A. discolor*, onde o  $R^2_{aj}$  recalculado na amostra de validação, foi relativamente maior ( $R^2_{aj}=0,9959$ ) em relação a equação (8) ( $R^2_{aj}=0,9246$ ). Além disso, quando observados os modelos de ajuste e de validação (Fig. 8 e Fig. 9), nota-se maior estabilidade dos parâmetros na equação (9), isto, em tese, reforça a seguridade e a confiabilidade dos parâmetros, sendo esta equação, a mais indicada para a estimativa da AF de *A. discolor*. Por outro lado, apesar de menor precisão, o modelo de dimensão única (Equação 8), se mostra como uma alternativa de suma importância, isso se deve, em função da simplicidade de sua utilização em situações de campo experimental.

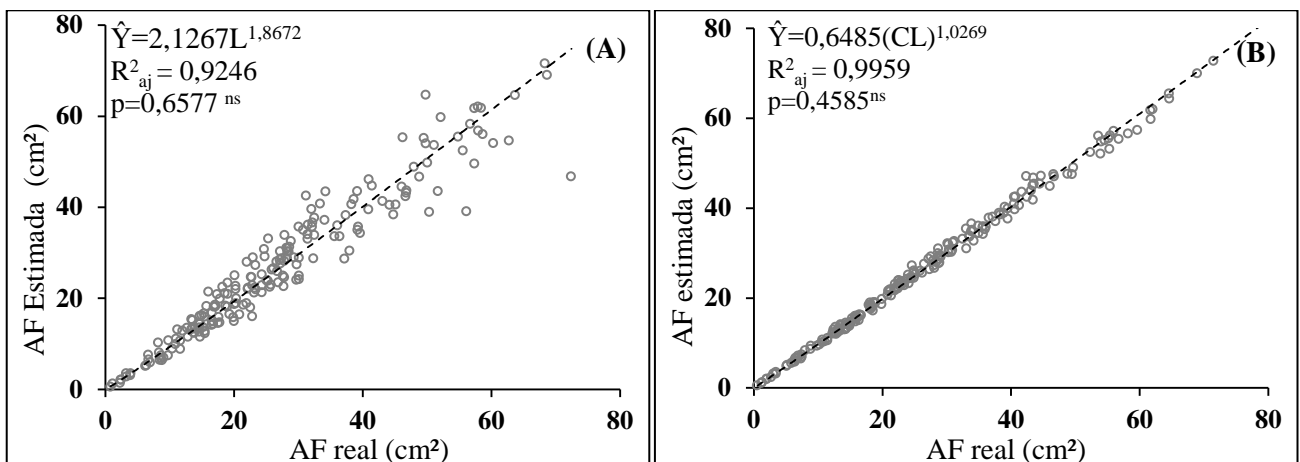


Figura 9. Diagrama de dispersão (amostra de validação) entre AF estimada versus AF real, usando modelos de potência 8 (A) e 9 (B) para folhas de *A. discolor*.

### 4.3 Equações Alométricas de *B. sericea*

Todos os modelos ajustados para estimar a área foliar de *B. sericea* demonstraram forte correlação entre as medidas lineares do limbo foliar e os respectivos valores da AF real ( $R^2_{aj}$  variando entre 0,8722 e 0,9971;  $p < 0,01$ ) (Tab. 5). No entanto, as equações dos modelos lineares simples (1) e (2) demonstram pouca credibilidade, uma vez que estimativas tendenciosas foram encontradas para 18,7% e 10,7% das folhas amostradas, equações (1) e (2), respectivamente (*i.e.*, erros relativos  $\geq 40$  %). Estes modelos revelaram, ainda, um comportamento heterocedástico na dispersão dos resíduos (gráficos não mostrados), fatores que invalida a utilização destes modelos.

As equações dos modelos lineares modificados (4) e (5), também provaram ser impróprias, por isso foram desconsideradas em razão dos expressivos valores encontrados para o  $QM_{residuo}$  (49,1440 e 26,5804; Tab. 5) e pela heterocedasticidade no padrão de dispersão dos erros. Nestes dois modelos, a análise estatística dos desvios, calculada para

estas equações, confirma estas irregularidades, uma vez que a média residual difere significativamente de zero a uma probabilidade de 99% (Fig. 10), causando relativa perda de precisão, especialmente por subestimar a AF nas folhas de *B. sericea*.

Tabela 5. Modelos, coeficientes de regressão ( $\beta_0$ ,  $\beta_1$ ), erros padrão das estimativas ( $S_{xy}$ ), coeficientes de determinação ajustados ( $R^2_{aj}$ ), graus de liberdade dos resíduos ( $GI_{resid.}$ ), quadrado médio do resíduo ( $QM_{resid.}$ ) e equação estimadora da área foliar ( $\hat{Y}$ ) em função das medidas lineares das folhas de *B. sericea*.

Modelo	Coeficientes		$S_{(xy)}$	$R^2_{aj}$	$GI_{res}$	$QM_{resid.}$	p	Estimador = ( $\hat{y}$ )
	$\beta_0$	$\beta_1$						
(1)	-17,5994	4,2610	4,6529	0,8722	598	21,6498	<0,01	$\hat{Y}=-17,5994+4,2610C$
(2)	-11,7082	10,2006	2,9884	0,9473	598	8,9306	<0,01	$\hat{Y}=-11,7082+10,2006L$
(3)	-0,2971	0,6598	0,8614	0,9956	598	0,7420	<0,01	$\hat{Y}=-0,2971+0,6598(CL)$
(4)	-	2,4977	7,0103	0,9176	599	49,1440	<0,01	$\hat{Y}=2,4977C$
(5)	-	7,0328	5,1556	0,9547	599	26,5804	<0,01	$\hat{Y}=7,0328L$
(6)	-	0,6531	0,8745	0,9971	599	0,7647	<0,01	$\hat{Y}=0,6531(CL)$
(7)	0,1599	2,1609	3,8631	0,9120	598	14,8235	<0,01	$\hat{Y}=0,1599C^{2,1609}$
(8)	2,6121	1,7113	2,3175	0,9683	598	5,3709	<0,01	$\hat{Y}=2,6121L^{1,7113}$
(9)	0,5968	1,0232	0,8460	0,9958	598	0,7157	<0,01	$\hat{Y}=0,5968(CL)^{1,0232}$

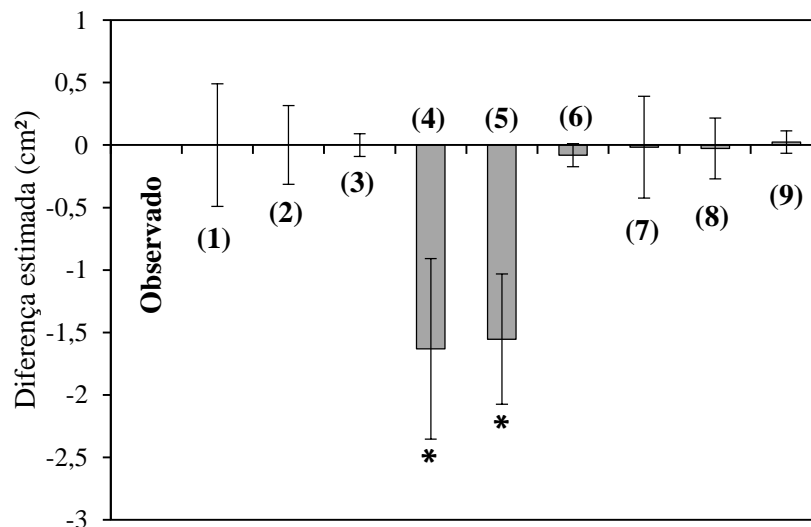


Figura 10. Análise estatística dos desvios da área estimada para folhas de *B. sericea* em função das medidas lineares. As colunas verticais indicam o resíduo e as barras sobre estas denotam intervalos de confiança (99% pela distribuição *t*-Student), os asteriscos (\*) denotam equações viesadas.

A ausência de fortes requisitos de exclusão, fazem dos modelos lineares (3) e (6) e potenciais (8) e (9) fortes candidatos. Contudo, a partir da análise gráfica da dispersão dos resíduos, nota-se que o modelo (3) causa fortes erros de estimativa, especialmente quando o  $CxL \leq 2cm$  (Fig. 11A), esta condição é encontrada em ~3% da amostra, fato que torna este

modelo expressamente limitado, por este motivo desconsiderado das análises posteriores. Em relação aos modelos de fator único, nota-se que, as estimativas utilizando-se a variável explicativa ‘L’, demonstram maior precisão (Equação 8;  $R^2_{aj}=0,9683$ ;  $S_{xy}=2,3175$ ), quando comparada a variável ‘C’ (Equação 7;  $R^2_{aj} = 0,9120$ ;  $S_{xy}=3,8631$ ), essa condição é reforçada pelo menor desvio apresentado, na análise estatística do desvio (Fig. 10), sendo portanto preferível o uso da dimensão ‘L’ para a estimativa da AF para folhas de *B. sericea*. No entanto, em continuidade das análises, a partir da dispersão dos resíduos, nota-se que o modelo de dimensão única (8), demonstra aumento relativo do erro, especialmente para os valores menores de AF, particularmente quando  $L \leq 2,5$  cm (Fig. 11C), condição encontrada em ~6% da amostra. Este fato limita a utilização do modelo (8), cuja perda acurácia pode está relacionada as possíveis diferenças na proporção entre a largura das folhas, principalmente quando estas estão em fase inicial de desenvolvimento. Assim, as melhores estimativas são expressas pelas equações do modelo (6) e (9), cujos erros associados se mostram constantes e normais ao longo da reta de regressão, em torno de -14,30 a 17,81% para o primeiro caso (Fig. 11B) e -14,38 a 26,15% para o segundo (Fig. 11D).

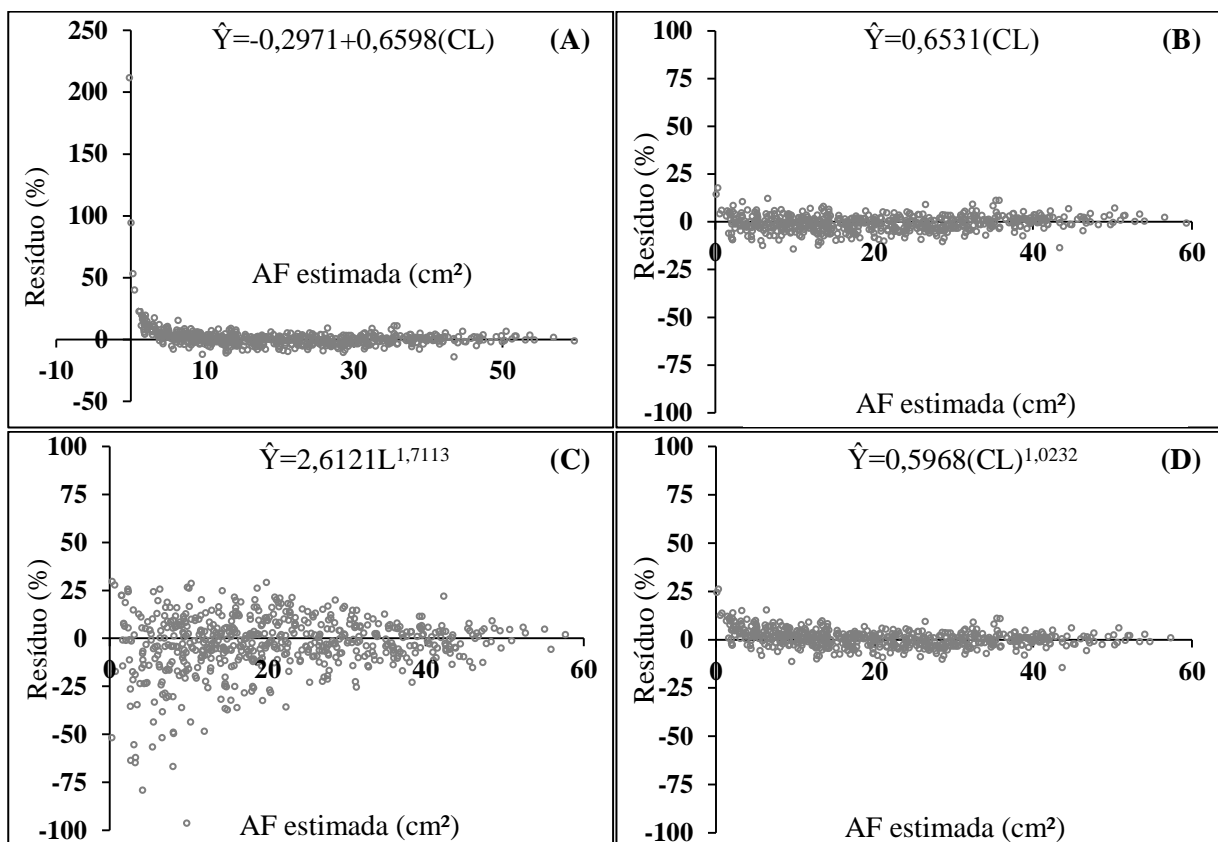


Figura 11. Diagrama de dispersão dos resíduos relativos ( $E_i$  %) para as estimativas da área foliar de *B. sericea*, obtidas através dos modelos lineares 3 (A) e 6 (B) e dos modelos de potência 8 (C) e 9 (D).

Analisando o comportamento simultâneo da AF em função do produto das dimensões (CxL), por meio da equação (6) (Fig. 12A) e (9) (Fig. 12B), verifica-se estreita relação em ambas as associações. Ambas as relações expressam significativos valores de  $R^2_{aj}$ , ajustes precisos com pequena dispersão dos dados em torno das respectivas médias. A pequena dispersão dos valores de AF em relação à média aponta maior correlação, cuja função é direta do uso do produto (CxL) (Fig. 12), o que justifica o bom ajuste, de forma que ambas as equações poderiam ser utilizadas com precisão.

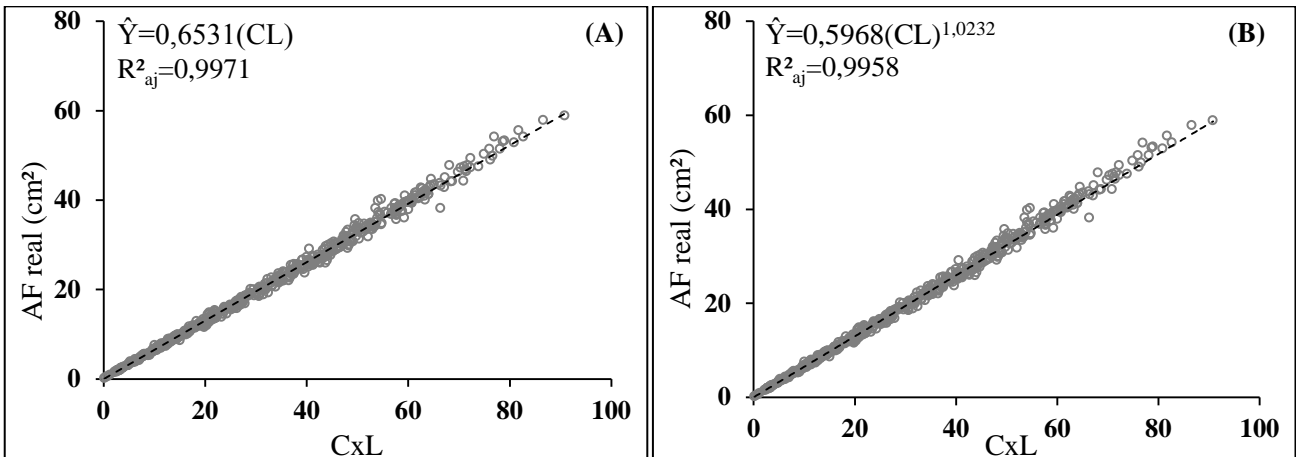


Figura 12. Diagrama de dispersão entre AF real *versus* a variável explicativa (CxL), usando modelo linear 6 (A) e de potência 9 (B) para folhas de *B. sericea*.

A partir da análise de validação, confirma-se que ambas as equações, tanto do modelo linear modificado (Fig. 13A), quanto potencial (Fig. 13B), retomam a valores de AF muito próximos ao AF real. Neste caso, ambas as equações são validadas e podem estimar a AF independentemente da classe de tamanho de folhas, fato que é confirmado pelos parâmetros estatísticos de ajuste, anteriormente descritos. Apurando os critérios de seleção, entre estas equações (6) e (9), recomenda-se a utilização da equação (9). A recomendação é fundamentada em razão do menor erro padrão das estimativas ( $S_{xy}$ ), verificados tanto no modelo de ajuste (Tab. 5), quanto no modelo de validação (Fig. 13). Ademais, o modelo potencial (9), também demonstrou menores desvios (Fig. 10), em relação ao modelo linear (6), assim como maior  $R^2_{aj}$  recalculado, através da amostra de validação (Fig. 13B).

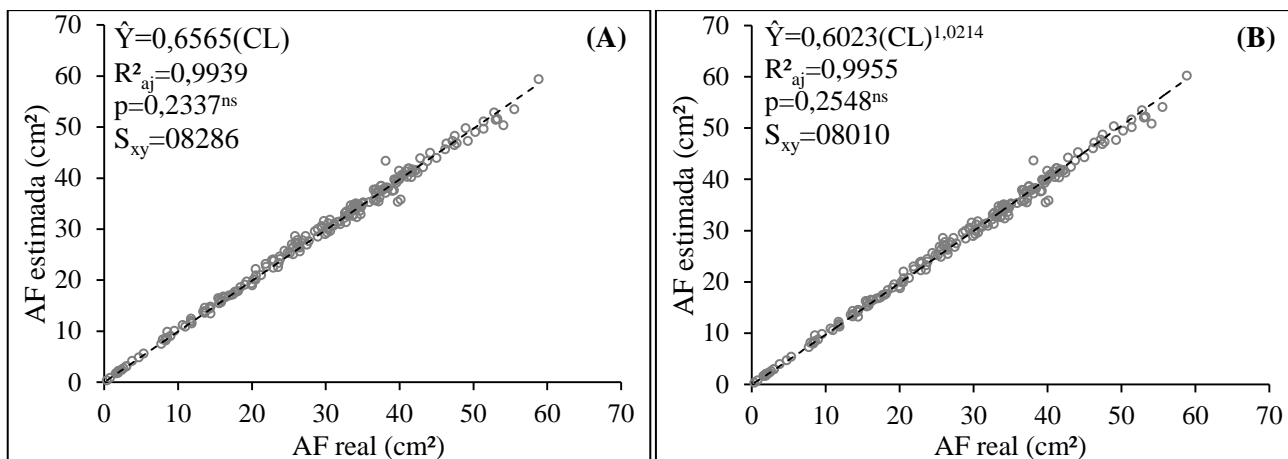


Figura 13. Diagrama de dispersão (amostra de validação) entre AF estimada e AF real, usando modelo linear 6 (A) e o modelo de potência 9 (B) para folhas de *B. sericea*.

#### 4.4 Equações Alométricas de *E. ovata*

Todos os modelos ajustados para estimar a área foliar de *E. ovata* demonstraram forte correlação entre as medidas lineares do limbo foliar e a AF real ( $R^2_{aj}$  variando entre 0,9133 e 0,9978;  $p < 0,01$ ) (Tab. 6). No entanto, as equações dos modelos lineares simples (1) e (2) foram descartadas devido os expressivos valores do  $QM_{resíduo} = 100,6659$  e  $105,8160$  e dos erros  $S_{xy} = 10,0332$  e  $10,2867$ . Uma análise mais detalhada, a partir dos erros relativos ( $\geq 40\%$ ), demonstrou que estes modelos apontam estimativas tendenciosas para  $\sim 21\%$  da amostra, especialmente quando a  $AF \leq 58 \text{ cm}^2$  (Equação 1) e para  $\sim 24\%$  da amostra, quando  $AF \leq 52 \text{ cm}^2$  (Equação 2). As elevadas taxas da constante de interceptação ( $\beta_0$ ), nestes modelos, influenciaram negativamente nas estimativas, tanto para folhas pequenas como para folhas maiores, ora superestimando e subestimando os valores de AF.

A retirada da constante de interceptação ( $\beta_0$ ) nos modelos lineares modificados (4) e (5), afetou o desempenho de modo que tornou ainda mais expressivo o aumento do  $QM_{resíduo}$  e dos erros de estimativa ( $S_{xy}$ ) (Tab. 6). Além disso, a média dos desvios estimados por meio das equações (4), (5) e (6), diferem de 'zero' ( $p \leq 0,01$ ) (Fig. 14) rejeitando-se, portanto, a hipótese da igualdade, o que naturalmente invalida a utilização destes modelos para estimação da AF de *E. ovata*. Outrossim, a rejeição da hipótese da igualdade também é válida para o modelo de potência (8) (Fig. 14). Diante disso, as melhores estimativas foram constatadas pelos ajustes das equações do modelo linear simples (3) e de potência (7) e (9). Portanto, o diagrama de dispersão é apresentado para estes modelos (Fig. 15) a fim de apurar os critérios de seleção.



Tabela 6. Modelos, coeficientes de regressão ( $\beta_0$ ,  $\beta_1$ ), erros padrão das estimativas ( $S_{xy}$ ), coeficientes de determinação ajustados ( $R^2_{aj}$ ), graus de liberdade dos resíduos ( $Gl_{res}$ ), quadrado médio do resíduo ( $QM_{resid.}$ ) e equação estimadora da área foliar ( $\hat{Y}$ ) em função das medidas lineares das folhas de *E. ovata*.

Modelo	Coeficientes		$S_{(xy)}$	$R^2_{aj}$	$Gl_{res}$	$QM_{resid.}$	p	Estimador = ( $\hat{y}$ )
	$\beta_0$	$\beta_1$						
(1)	-26,6369	6,4979	10,0332	0,9176	598	100,6659	<0,01	$\hat{Y} = -26,6369 + 6,4979C$
(2)	-24,7203	15,0086	10,2867	0,9133	598	105,8160	<0,01	$\hat{Y} = -24,7203 + 15,0086L$
(3)	-1,0160	0,7362	1,7481	0,9975	598	3,0559	<0,01	$\hat{Y} = -1,0160 + 0,7362(CL)$
(4)	-	4,5623	14,8337	0,9355	599	220,0386	<0,01	$\hat{Y} = 4,5623C$
(5)	-	10,7843	14,5855	0,9376	599	212,7382	<0,01	$\hat{Y} = 10,7843L$
(6)	-	0,7260	1,8441	0,9974	599	3,4007	<0,01	$\hat{Y} = 0,7260(CL)$
(7)	0,4161	1,8840	7,4343	0,9547	598	55,2695	<0,01	$\hat{Y} = 0,4161C^{1,8840}$
(8)	2,0174	1,9046	6,9294	0,9607	598	48,0159	<0,01	$\hat{Y} = 2,0174L^{1,9046}$
(9)	0,6099	1,0370	1,6429	0,9978	598	2,6990	<0,01	$\hat{Y} = 0,6099(CL)^{1,0370}$

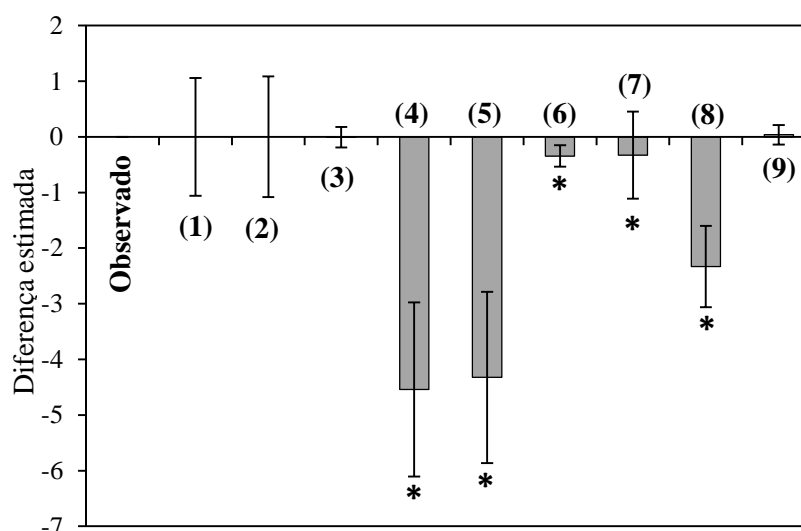


Figura 14. Análise estatística do desvio da área estimada, folhas de *E. ovata*. As colunas verticais indicam o resíduo e as barras sobre estas denotam intervalos de confiança (99% pela distribuição *t*-Student), os asteriscos ( \* ) denotam equações viesadas.

Muito embora os modelos (3) e (7), apresentem parâmetros estatísticos satisfatórios, estas equações apresentam comportamento heterocedástico, principalmente para os valores menores de AF (Fig. 15). A utilização destas equações trazem sérias limitações, pois tendem subestimar (Equação 3; Fig. 15A) e superestimar (Equação 7, Fig. 15B) parte dos valores amostrados, sobretudo quando o  $C \times L \leq 3$  cm (Equação 3) ou quando  $C \leq 4$  cm (Equação 7). Por outro lado, os erros relativos verificados pela equação do modelo de potência (9) são normais, podendo ser atribuídos a possíveis diferenças no padrão morfológico desenvolvimento das folhas iniciais. Esta equação justifica os melhores parâmetros

estatísticos ( $R^2_{aj}=0,9978$  e  $S_{xy} = 1,6429$ ) encontrados, bem como a menor dispersão relativa dos erros, sendo este modelo o mais indicado em relação às demais equações ajustadas.

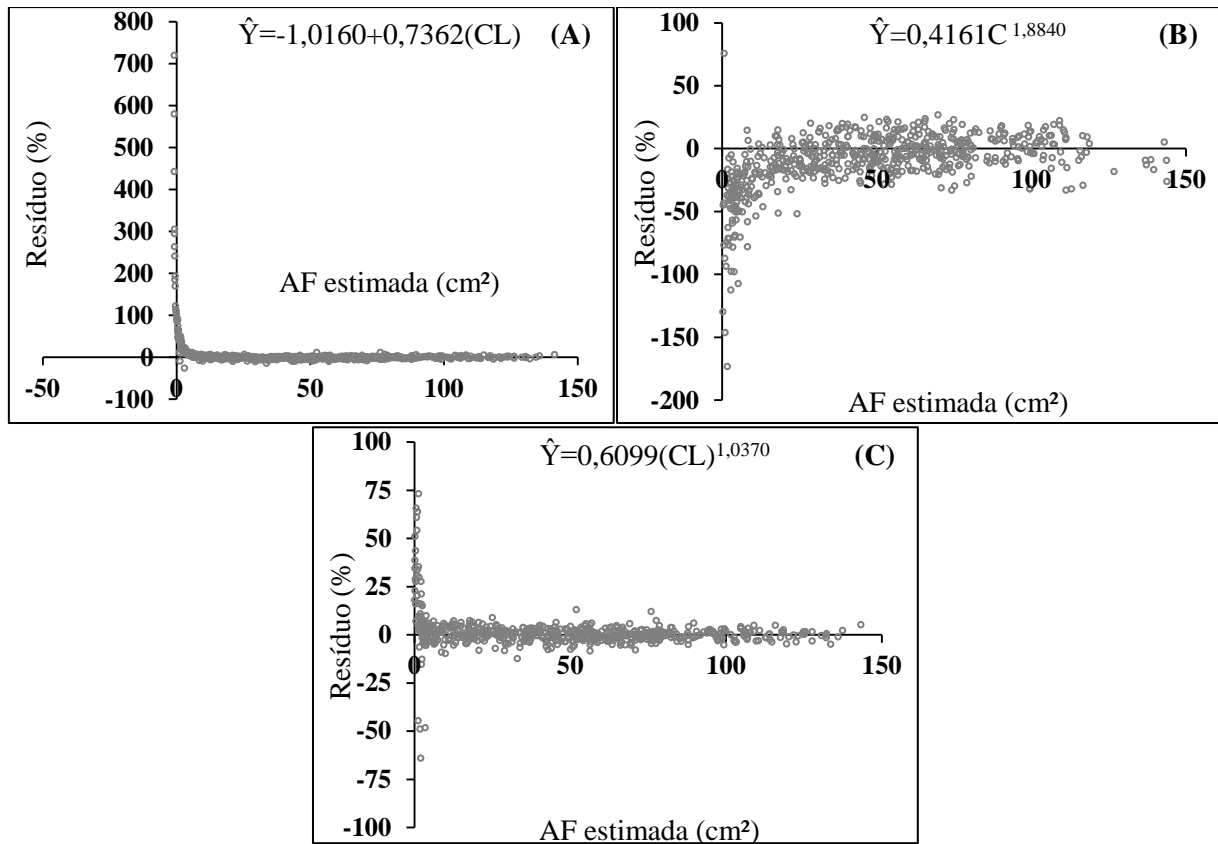


Figura 15. Diagrama de dispersão dos resíduos relativos ( $E_i$  %) para as estimativas de AF de *E. ovata*, obtidas através do modelo linear 3 (A) e os modelos de potência 7 (B) e 9 (C).

Analisando o comportamento simultâneo da AF em função do produto das dimensões (CxL), pelo uso da equação potencial (9), nota-se boa amplitude amostral de folhas (0,14 a 151,14 cm<sup>2</sup>) com associação linear, bem como, pequena dispersão entre os valores em torno da média (Fig. 16). O teste de validação com amostragem independente (Fig. 17), demonstrou que não há diferenças significativas entre os valores preditos pela equação e os valores observados de AF. Este fato, reforça a recomendação deste modelo, podendo ser utilizado para prever a AF de *E. ovata* independentemente do tamanho ou fase de desenvolvimento do limbo foliar.

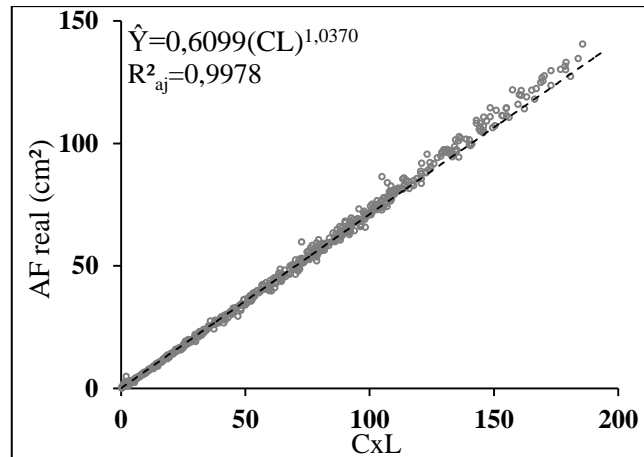


Figura 16. Diagrama de dispersão da AF e o produto das dimensões lineares (CxL) das folhas de *E. ovata* usando modelo de potência (9) para folhas de *E. ovata*.

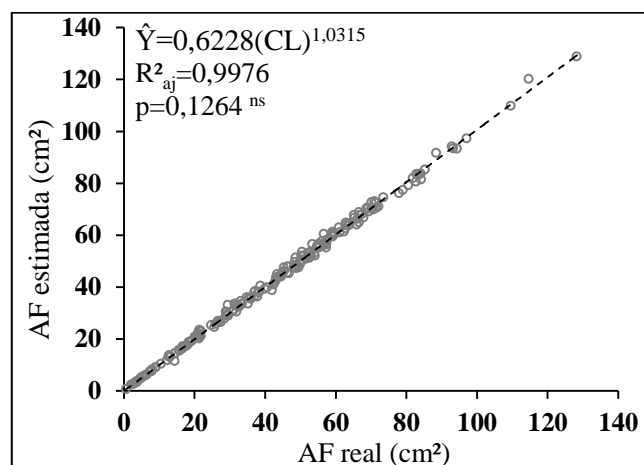


Figura 17. Diagrama de dispersão (amostra de validação) entre AF estimada e AF real, modelo de potência (9) para folhas de *E. ovata*.

#### 4.5 Equações Alométricas de *G. pogonopus*

Todos os modelos ajustados para estimar a área foliar de *G. pogonopus* demonstraram forte correlação entre as medidas lineares do limbo foliar e AF real ( $R^2_{aj}$  variando entre 0,8542 e 0,9969;  $p < 0,01$ ) (Tab. 7). No entanto, as estimativas propostas pelos modelos lineares simples (1) e (2), foram descartados das análises posteriores, uma vez que apresentaram os menores valores do  $R^2_{aj}$  (0,8978 e 0,8542), tal como expressivos valores do  $QM_{resíduo}$ , em relação aos demais modelos (Tab. 7). Ademais, os coeficientes angulares ( $\beta_0$ ) destes modelos demonstraram amplos limites para o intervalos de confiança, traduzindo efeito heterocedástico na distribuição dos resíduos. Os modelos lineares modificados (4) e (5), também são tendenciosos e demonstram falso efeito de precisão, fato confirmado pelo aumento expressivo dos valores do  $QM_{resíduo}$ , não justificando os valores observados para o  $R^2_{aj}$ . Além disso, estas equações também demonstraram irregularidade pela análise do desvio

(Fig. 18). Desse modo, tanto as equações (1) e (2), quanto as equações (4) e (5) foram desprezados das análises posteriores.

Tabela 7. Modelos, coeficientes de regressão ( $\beta_0$ ,  $\beta_1$ ), erros padrão das estimativas ( $S_{xy}$ ), coeficientes de determinação ajustados ( $R^2_{aj}$ ), graus de liberdade dos resíduos ( $Gl_{resid.}$ ), quadrado médio do resíduo ( $QM_{resid.}$ ) e equação estimadora da área foliar ( $\hat{Y}$ ) em função das medidas lineares das folhas de *G. pogonopus*.

Modelo	Coeficientes		$S_{(xy)}$	$R^2_{aj}$	Gl	$QM_{resid.}$	p	Estimador = ( $\hat{y}$ )
	$\beta_0$	$\beta_1$						
(1)	-38,0936	6,9275	16,2166	0,8978	598	262,9786	<0,01	$\hat{Y} = -38,0936 + 6,9275C$
(2)	-37,0725	20,5622	19,36755	0,8542	598	375,1022	<0,01	$\hat{Y} = -37,0725 + 20,5622L$
(3)	-2,6728	0,7288	3,5423	0,9951	598	12,5479	<0,01	$\hat{Y} = -2,6728 + 0,7288(CL)$
(4)	.	5,0771	21,2626	0,9530	599	452,0980	<0,01	$\hat{Y} = 5,0771C$
(5)	-	15,1499	23,4287	0,9433	599	548,8996	<0,01	$\hat{Y} = 15,1499L$
(6)	.	0,7122	3,7795	0,9969	599	14,2848	<0,01	$\hat{Y} = 0,7122(CL)$
(7)	0,4116	1,8147	12,7009	0,9374	598	161,3124	<0,01	$\hat{Y} = 0,4116C^{1,8177}$
(8)	2,5499	1,9012	15,1687	0,9106	598	230,0906	<0,01	$\hat{Y} = 2,5499L^{1,9012}$
(9)	0,5414	1,0532	3,3302	0,9957	598	11,0905	<0,01	$\hat{Y} = 0,5414(CL)^{1,0532}$

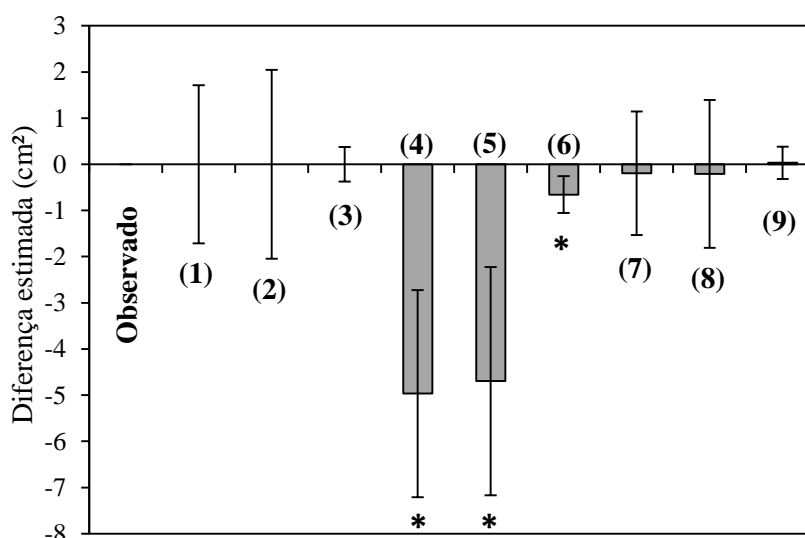


Figura 18. Análise estatística do desvio da área estimada, folhas de *G. pogonopus*. As colunas verticais indicam o resíduo e as barras sobre estas denotam intervalos de confiança (99% pela distribuição *t*-Student), os asteriscos ( \* ) denotam equações viesadas.

A equação do modelo linear modificado (6), mesmo utilizando o fator de duas dimensões (CxL) também provou ser inadequada, uma vez que a média dos desvios, calculada para esta equação, difere de zero a uma probabilidade de 99% pelo teste *t*-Student (Fig. 18). Em relação aos modelos de dimensão única (*i. e.*, 7 e 8), apesar destes modelos apresentarem

forte correlação da AF com as variáveis explicativas (C e L) ( $R^2_{aj}=0,9374; 0,9106$ ); contudo, ambos demonstraram ser imprecisos, sendo esta análise perceptível através dos elevados valores encontrados para o  $QM_{resíduo}$  (Tab. 7).

De acordo com os parâmetros estatísticos e a análise dos desvios, nota-se que os melhores ajustes são obtidos a partir do modelo linear simples (3) e de potência (9). Nestas condições, a verificação do padrão de dispersão dos resíduos entre estes modelos se mostra necessário para apurar os critérios de seleção (Fig. 19). Entretanto, apesar de apresentar parâmetros de ajustes relativamente satisfatórios ( $R^2_{aj}=0,9951; S_{xy}=3,5423$ ), a utilização da equação do modelo linear simples (3) demonstra ser limitada, especialmente quando o CxL retoma a valores menores que 8,0 cm. Como essa condição é verificada em ~10% das folhas amostradas, pode ser considerado como uma subestimação considerável, desse modo, julgou-se como prudente excluir esse modelo das demais análises. De acordo com a distribuição dos resíduos, encontrados para a equação (9), também verifica-se um leve aumento relativo dos erros em ~2% das folhas ( $AF \leq 1,5 \text{ cm}^2$ ) (Fig. 19 B), contudo, estes erros podem ser considerados desprezíveis, tendo em vista as folhas não são perfeitamente oblongas, fato provocado naturalmente pelas possíveis variações na proporção entre 'C' e 'L', condição que não inviabiliza a análise do modelo na etapa posterior.

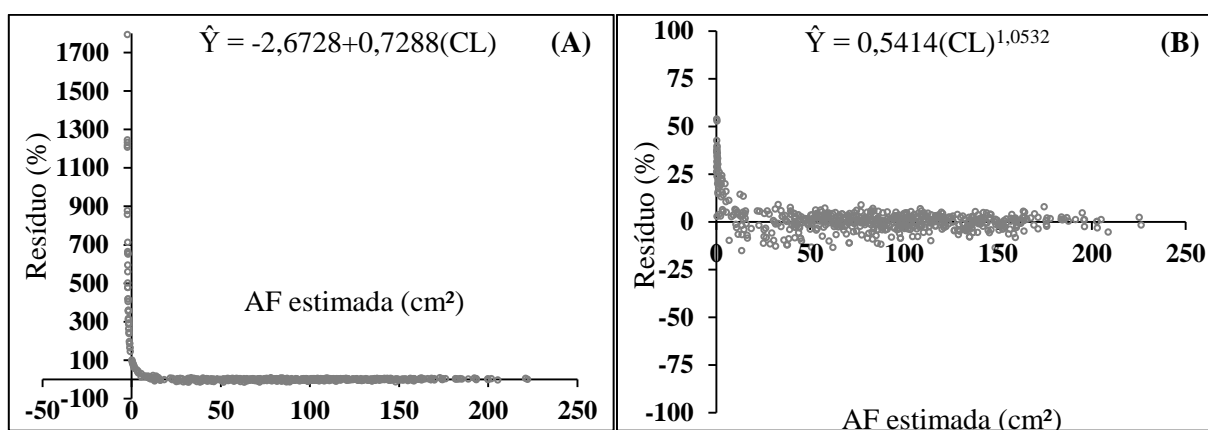


Figura 19. Tendência de distribuição dos resíduos relativos das estimativas de AF de *G. pogonopus* modelo linear 3 (A) e o modelo potência 9 (B).

A relação entre o produto das dimensões (CxL) e a área foliar (AF), representa a associação do modelo potencial (9) (Fig. 20). Esta associação expressa pequena dispersão dos valores observados para AF em torno da reta de regressão, contemplando, também, ampla amostragem de folhas (0,15 a 230,97 cm<sup>2</sup>). Esta associação, em parte, pode ser explicada, pela estreita relação encontrada entre a AF e a variável explicativa (CxL) ( $R^2_{aj}=0,9957$ ). Uma nova amostra foi reestimada, desse modo, tem-se a confirmação de que o modelo potencial (9) é confiável e altamente acurado, sendo uma equação adequada para estimativa da AF de *G. pogonopus*. O teste de semelhança entre os valores preditos e reais de AF na figura 21, mostra

que houve forte relação entre a AF real e a AF estimada pela equação, fato evidenciado pela análise gráfica e pelo elevado  $R^2_{aj}$  (0,9955).

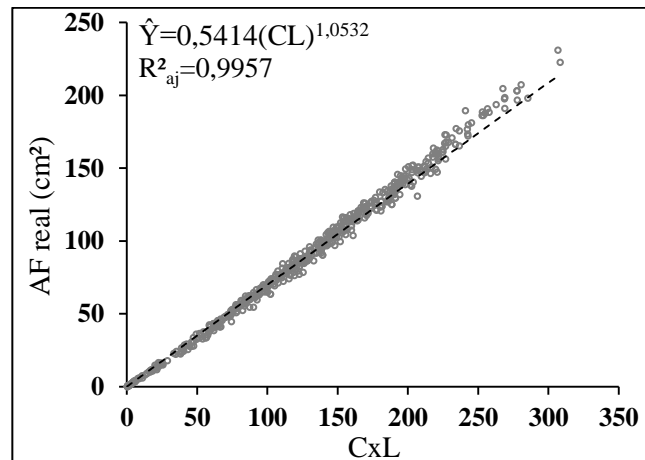


Figura 20. Diagrama de dispersão entre AF observada e a variável explicativa (CxL) usando modelo de potência (9) para folhas de *G. pogonopus*.

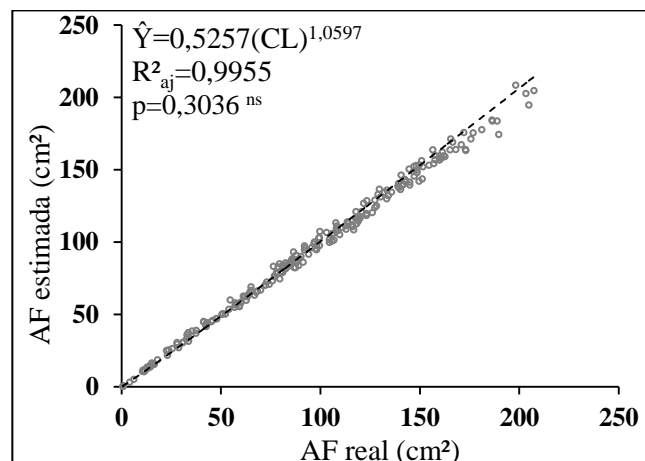


Figura 21. Diagrama de dispersão (amostra de validação), AF estimada versus AF real, usando modelo de potência (9) para folhas de *G. pogonopus*.

#### 4.6 Equações Alométricas de *H. phagedaenicus*

Todos os modelos ajustados para estimar a área foliar de *H. phagedaenicus* demonstraram forte correlação entre as medidas lineares do limbo foliar e AF real ( $R^2_{aj}$  variando entre 0,8458 e 0,9967;  $p < 0,01$ ) (Tab. 8). Entretanto, as equações dos modelos lineares simples (1) e (2), apontam estimativas tendenciosas para ~7% da amostra (folhas  $\leq 15$  cm<sup>2</sup>; Equação 1) e ~18% da amostra (folhas  $\leq 80$  cm<sup>2</sup>; a Equação 2), o que perfaz erros relativos superiores a 40%, o que levou tanto a subestimação como a superestimação dos valores de reais de AF, em ambos os modelos. Efeito causado, certamente pelos elevados valores da constante de interceptação ( $\beta_0 = -53,7099$  e  $-67,3913$ ). Ademais, é visível a

heterocedasticidade no padrão de dispersão dos resíduos nestes dois modelos (dados não mostrados); fatores que confirmam claramente a exclusão de ambos os modelos para a estimação da AF de *H. phagedaenicus*.

Os modelos lineares modificados (4) e (5), por sua vez, são pouco confiáveis, demonstram falso efeito de precisão; fato confirmado pelo aumento dos valores do  $R^2_{aj}$ , e expressivos valores do  $QM_{resíduo}$  (532,4621 e 874,01), o que, em termos teóricos, não se justificam. Ademais, estes dois modelos também demonstraram tendenciosidade pela análise estatística dos desvios (Fig. 22). Desse modo, as estimativas propostas pelos modelo lineares modificados (4) e (5), também são passíveis de descarte, e não serão analisados nos demais critérios de seleção.

Tabela 8. Modelos, coeficientes de regressão ( $\beta_0$ ,  $\beta_1$ ), erros padrão das estimativas ( $S_{xy}$ ), coeficientes de determinação ajustados ( $R^2_{aj}$ ), graus de liberdade dos resíduos ( $GI_{resd.}$ ), quadrado médio do resíduo ( $QM_{resid.}$ ) e equação estimadora da área foliar ( $\hat{Y}$ ) em função das medidas lineares das folhas de *H. phagedaenicus*.

Modelo	Coeficientes		$S_{(xy)}$	$R^2_{aj}$	$GI_{res}$	$QM_{resid.}$	p	Estimador = ( $\hat{Y}$ )
	$\beta_0$	$\beta_1$						
(1)	-53,7099	7,5501	14,5774	0,9316	598	212,5010	<0,01	$\hat{Y} = -53,7099 + 7,5501C$
(2)	-67,3913	23,8568	21,8861	0,8458	598	478,9999	<0,01	$\hat{Y} = -67,3913 + 23,8568L$
(3)	-0,5628	0,6439	4,6175	0,9931	598	21,3212	<0,01	$\hat{Y} = -0,5628 + 0,6439(CL)$
(4)	-	5,1813	23,0752	0,9568	599	532,4661	<0,01	$\hat{Y} = 5,1813C$
(5)	-	15,0085	29,5642	0,9302	599	874,0100	<0,01	$\hat{Y} = 15,0085L$
(6)	-	0,6411	4,6218	0,9967	599	21,3613	<0,01	$\hat{Y} = 0,6411(CL)$
(7)	0,5396	1,7092	12,0104	0,9535	598	144,2487	<0,01	$\hat{Y} = 0,5396C^{1,7092}$
(8)	1,7815	2,0219	17,7100	0,8990	598	313,6441	<0,01	$\hat{Y} = 1,7815L^{2,0219}$
(9)	0,6268	1,0042	4,6220	0,9931	598	21,3628	<0,01	$\hat{Y} = 0,6268(CL)^{1,0042}$

A análise estatística dos desvios (Fig. 22) demonstrou que não há diferenças significativas entre as equações dos modelos linear simples (3), linear modificado (6) e de potência (9), cujas estimativas mostraram baixos desvios, sendo estes erros “semelhantes a zero” (Fig. 22). Em relação aos modelos de dimensão única (*i.e.*, 7 e 8), os melhores ajustes foram constatados através da equação do modelo (7), em razão do uso da dimensão ‘C’, cuja variável expressou maior relação com a AF. Assim, a verificação do padrão de distribuição dos resíduos se mostra necessário para apurar os critérios de seleção entre as equações (3), (6), (7) e (9) (Fig. 23).

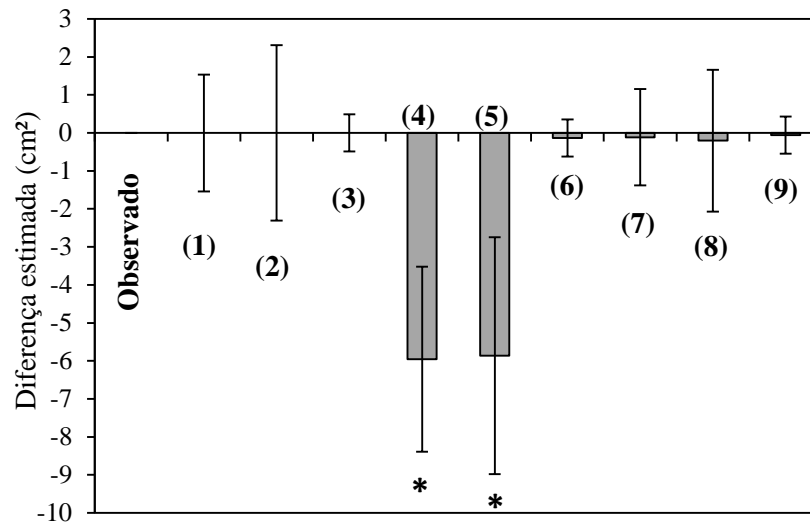


Figura 22. Análise estatística do desvio da área estimada, folhas de *H. phagedaenicus*. As colunas verticais indicam o resíduo e as barras sobre estas denotam intervalos de confiança (99% pela distribuição *t*-Student), os asteriscos ( \* ) denotam equações viesadas.

Apesar de ser preciso ( $R^2_{aj}=0,9931$ ;  $S_{xy}=4,6175$ ), a utilização do modelo linear simples (3) subestima pequena parte dos valores reais de AF (~3% da amostra). A partir do gráfico, nota-se que os erros relativos nesta equação tendem a aumentar a medida que o produto (CxL) se aproxima de zero ( $CxL \leq 1,5$  cm) (Fig. 23A). Fato que torna o modelo limitado, especialmente ao grupo de folhas discriminados, por isso este modelo foi ocultado das análises posteriores. A equação do modelo de dimensão única (7) também mostrou ser tendenciosa, uma vez que os valores reais de AF foram superestimados em ~5% das folhas amostradas, fato mais comumente relatado quando o  $C \leq 12$  cm (Fig. 23C). Ademais, elevados erros relativos (-291,06 a 29,06%) confirmam a tendenciosidade presumida pelo  $QM_{resíduo}$ , fatores que reforçam a exclusão desse modelo das análises seguintes. Assim, os menores erros relativos foram verificados através da equação linear modificada (6; Fig. 23B), com erros em torno de -15,24 a 17,71% e da equação potencial (9; Fig. 23D), onde os erros variaram de -14,88 a 20,03%, sendo estes erros constantes e normais, tanto para folhas pequenas até as folhas completamente maduras.



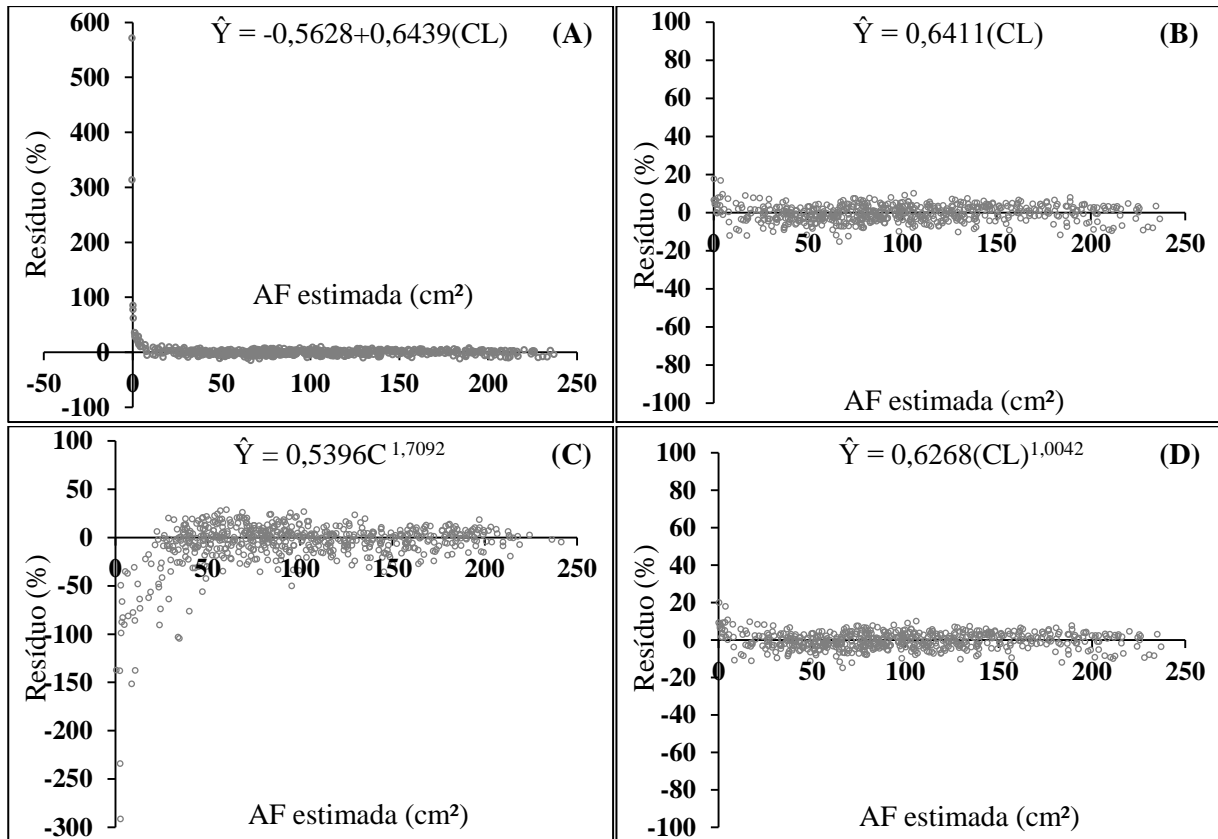


Figura 23. Diagrama de dispersão dos resíduos relativos ( $E_i$  %) para as estimativas de AF de *H. phagedaenicus*, obtidas através dos modelos lineares 3 (A) e 6 (B) e os modelos de potência 7 (C) e 9 (D).

O comportamento da área foliar (AF) é avaliado em função do produto das dimensões (CxL) (Figura 24), cujas associações são representantes dos modelos (6) e (9). A análise gráfica sugere que ambas as equações apresentam forte relação entre as variáveis estudadas (AF *versus* CxL), fato que é semelhante para todo o espectro de folhas amostradas (0,19 a 242,71 cm²). Esta relação é reforçada através dos significativos coeficientes de determinação ajustados (Fig. 24). Contudo, a confirmação de que os modelos são ideais para a utilização é demonstrada através da análise de validação (Fig. 25). Onde se verificou que em ambos os modelos (6) e (9) a AF real não se distingue da AF estimada; portanto ambas as equações poderiam ser utilizadas para estimativa da AF de *H. phagedaenicus*, independentemente do tamanho ou desenvolvimento de folhas. No entanto, refinando o processo de seleção, é possível recomendar a utilização da equação (9), em razão, dos menores desvios (Fig. 22), bem como dos maiores valores do  $R^2_{aj}$  recalculados através da amostra de validação (Fig. 25B).

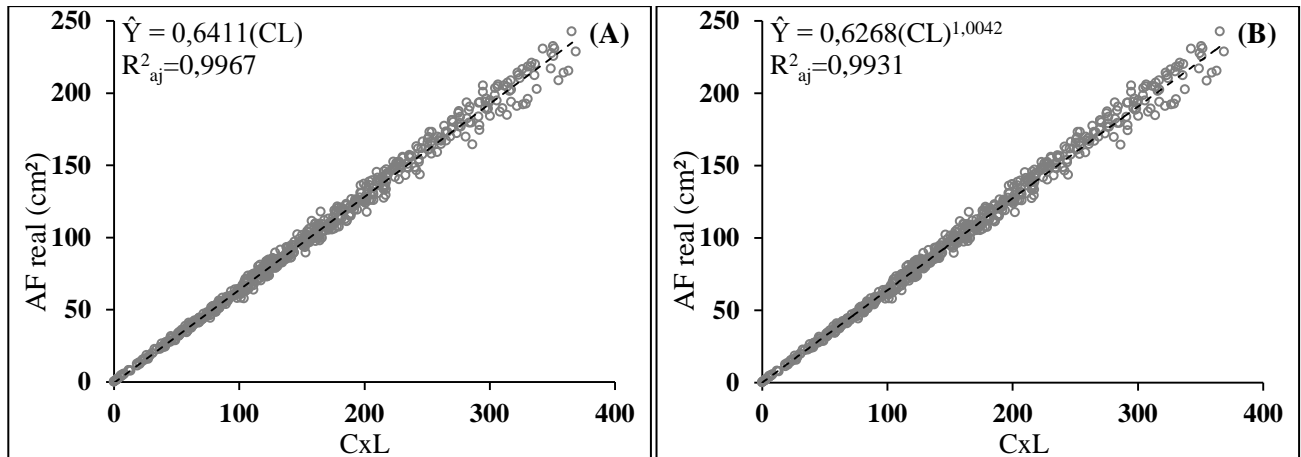


Figura 24. Diagrama de dispersão entre AF real e as variáveis explicativas (CxL) usando o modelo linear 6 (A) e o modelo de potência 9 (B) para *H. phagedaenicus*.

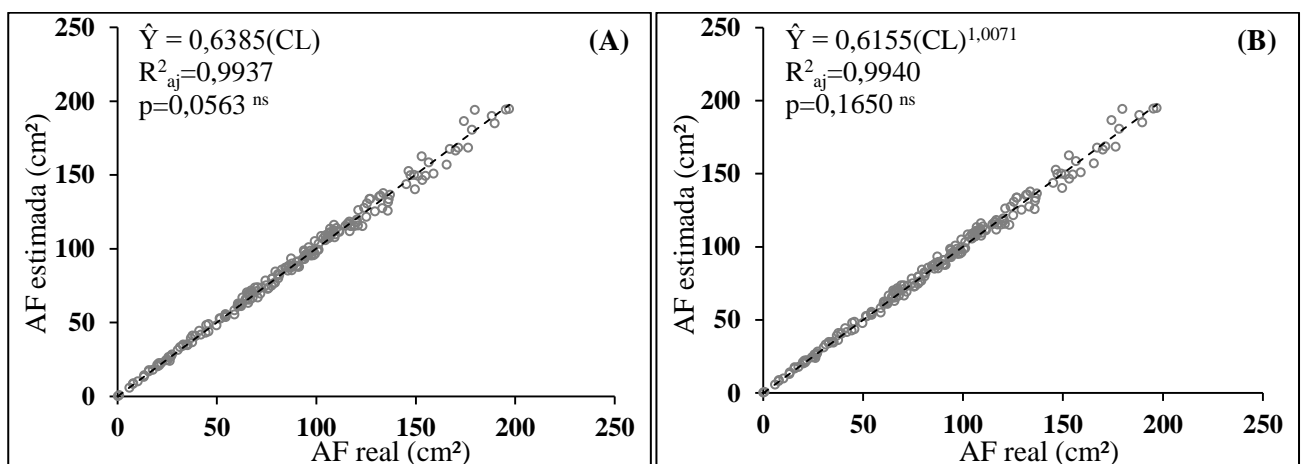


Figura 25. Diagrama de dispersão (amostra de validação), AF estimada e AF real, usando o modelo linear 6 (A) e o modelo de potência 9 (B) para *H. phagedaenicus*.

#### 4.7 Equações Alométricas de *H. rubriflora*

Todos os modelos ajustados para estimar a área foliar de *H. rubriflora* demonstraram forte correlação entre as medidas lineares do limbo foliar e a AF real ( $R^2_{aj}$  variando entre 0,9011 e 0,9968;  $p < 0,01$ ) (Tab. 9). As equações dos modelos lineares simples (1) e (2) demonstraram desempenho semelhantes, ( $R^2_{aj} = 0,9108$  e  $0,9011$ ); contudo, apresentaram constantes de interceptação ( $\beta_0$ ) taxadas por valores amplamente negativos; fato que traduz valores negativos de AF mesmo com valores nulos de 'C' ou 'L', uma condição biológica totalmente inválida. Uma análise mais detalhada, apontou tendenciosidade em cerca de 7,8% da amostra, especialmente quando a  $AF \leq 15 \text{ cm}^2$  (Equação 1) e 7,3% da amostra, quando a  $AF \leq 10 \text{ cm}^2$ , (Equação 2). Não obstante, os coeficientes angulares destes modelos ( $\beta_0$ ) demonstraram amplos limites de confiança, traduzindo estimativas pouco confiáveis,

acompanhada de heterocedasticidade na distribuição dos resíduos. *In totum*, estes fatores confirmam a exclusão definitiva destes modelos das análises posteriores.

Tabela 9. Modelos, coeficientes de regressão ( $\beta_0$ ,  $\beta_1$ ), erros padrão das estimativas ( $S_{xy}$ ), coeficientes de determinação ajustados ( $R^2_{aj}$ ), graus de liberdade dos resíduos ( $Gl_{resd.}$ ), quadrado médio do resíduo ( $QM_{resid.}$ ) e equação estimadora da área foliar ( $\hat{Y}$ ) em função das medidas lineares dos folíolos de *H. rubriflora*.

Modelo	Coeficientes		$S_{(xy)}$	$R^2_{aj}$	$Gl_{res}$	$QM_{resid.}$	p	Estimador = ( $\hat{y}$ )
	$\beta_0$	$\beta_1$						
(1)	-35,3128	7,3909	7,09895	0,9108	598	50,3951	<0,01	$\hat{Y} = -35,3128 + 7,3909C$
(2)	-30,2580	14,4668	7,4734	0,9011	598	55,8514	<0,01	$\hat{Y} = -30,2580 + 14,4668L$
(3)	-1,0422	0,7594	1,7593	0,9945	598	3,0953	<0,01	$\hat{Y} = -1,0422 + 0,7594(CL)$
(4)	-	4,2250	12,3772	0,9285	599	153,1952	<0,01	$\hat{Y} = 4,2250C$
(5)	-	8,8398	11,8588	0,9342	599	140,6311	<0,01	$\hat{Y} = 8,8398L$
(6)	-	0,7450	1,8326	0,9968	599	3,3586	<0,01	$\hat{Y} = 0,7450(CL)$
(7)	0,3210	2,0394	4,3347	0,9667	598	18,7892	<0,01	$\hat{Y} = 0,3210C^{2,0394}$
(8)	1,6490	1,9582	4,6308	0,9620	598	21,4447	<0,01	$\hat{Y} = 1,6490L^{1,9582}$
(9)	0,6589	1,0279	1,7310	0,9947	598	2,9962	<0,01	$\hat{Y} = 0,6589(CL)^{1,0279}$

Os modelos lineares modificados (4) e (5), apresentaram os maiores valores observados para o  $QM_{residuo} = 153,1952$ ;  $140,6311$ , dentre todos os analisados nesta espécie. Ademais, os intervalos de confiança calculados para estes modelos apontaram que os desvios difere de zero a uma probabilidade de 99% pelo teste *t*-Student (Fig. 26). Igualmente como mostrado nos modelos (4) e (5), a análise dos desvios também mostra que a utilização da equação do modelo potencial (6) é inadequada (Fig. 26). Ademais, estas equações causam fortes erros de estimação (subestimativa) dos valores reais de AF, de forma mais significativa nas equações (4) e (5) (Fig. 26). Dessa maneira, julgou-se como prudente excluir estes três modelos das análises *a posteriori*.

Os melhores ajustes foram obtidas principalmente com o uso do produto das dimensões, demonstrado pelas equações (3) e (9) (Tab. 9, Fig. 26). Em relação aos modelos de dimensão única, os melhores parâmetros estatísticos foram obtidos através dos modelos de potência (7) que apresentou ligeiro aumento de precisão ( $R^2_{aj} = 0,9667$ ;  $S_{xy} = 4,3347$ ) em relação ao modelo (8) ( $R^2_{aj} = 0,9620$ ;  $S_{xy} = 4,6308$ ) que utiliza a dimensão L. Todavia, estes caracteres *per se*, não são contundentes e não inviabilizam nenhum dos modelos. Neste sentido, a análise do padrão de dispersão dos resíduos deve ser apresentada para estas quatro últimas equações (3), (7), (8) e (9) (Fig. 27).

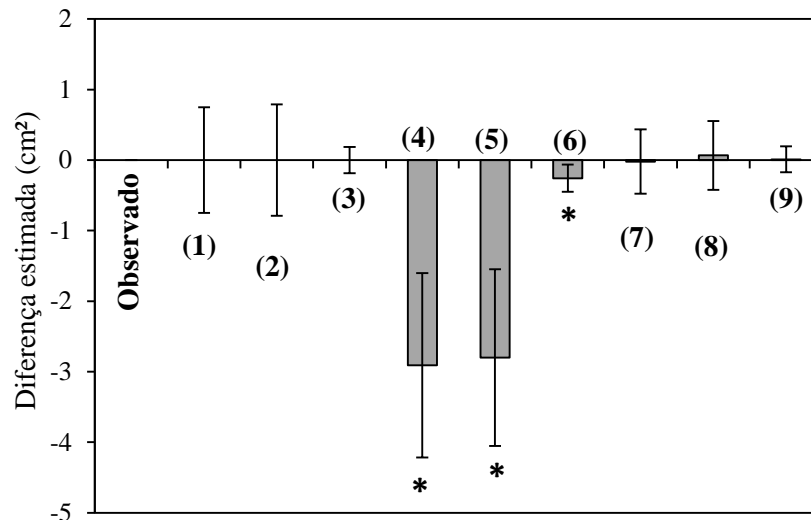


Figura 26. Análise estatística do desvio da área estimada, folíolos de *H. rubriflora*. As colunas verticais indicam o resíduo e as barras sobre estas denotam intervalos de confiança (99% pela distribuição *t*-Student), os asteriscos ( \* ) denotam equações viesadas.

De acordo com a dispersão dos resíduos relativos, nota-se que a equação do modelo linear simples (3) possui pequena tendência em subestimar folíolos menores, sobretudo quando  $C \times L \leq 2,5\text{cm}$  (Fig. 27A) (~4% dos folíolos amostrados), condição que torna este modelo limitado para este grupo de folhas e o descarta das análises posteriores. Em relação às equações dos modelos de dimensão única, confirma-se a condição de que a utilização da dimensão ‘C’ é preferível em relação a dimensão ‘L’, cuja inferência é reforçada pela dispersão dos erros, considerada relativamente normal nesta equação (7) (erros em torno de 52,0 a 25,3%) (Fig. 27B). Portanto, o melhor ajuste é conferido pelo ajuste do modelo potencial (9), onde os erros relativos desta equação são independentes e normais (na ordem de -13,89 a 13,97%) (Fig. 27C). Dessa forma, são admitidos os modelos (7) e (9), para a continuidade das análises.

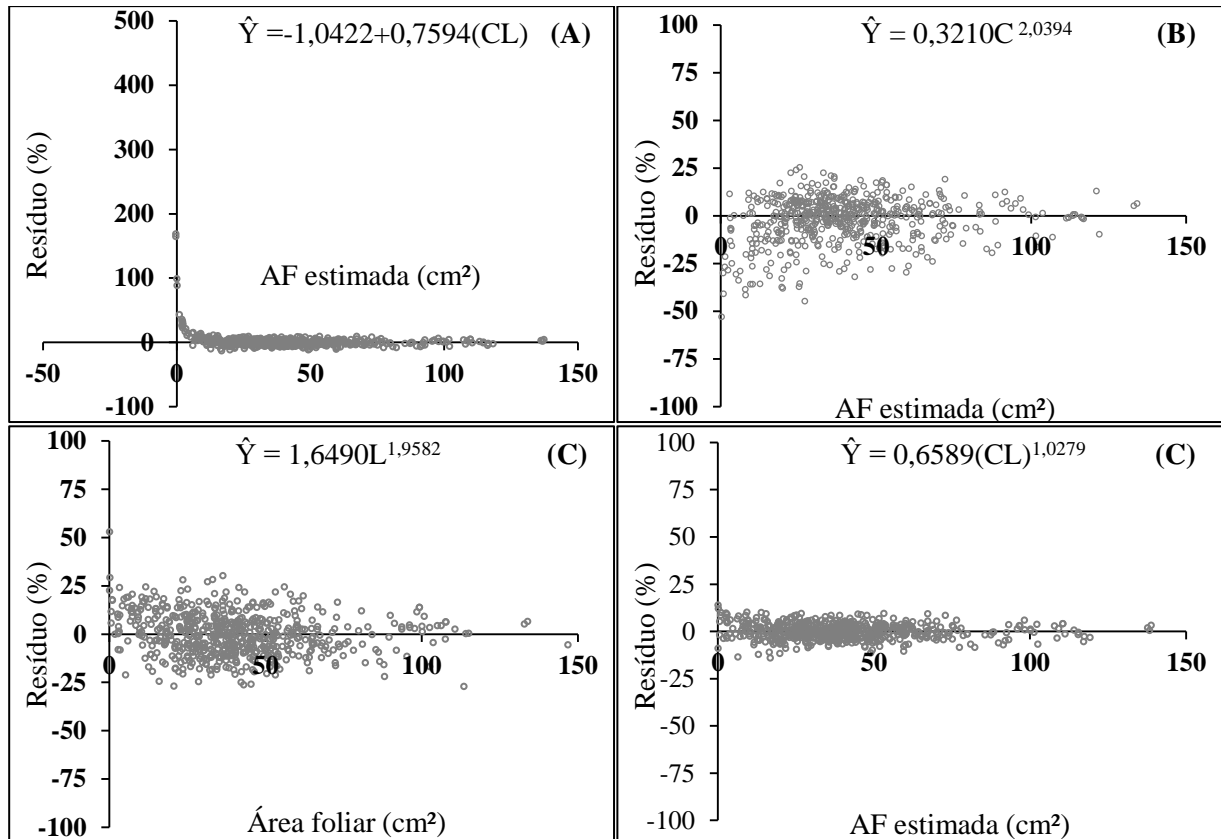


Figura 27. Diagrama de dispersão dos resíduos relativos ( $E_i$  %) para as estimativas de AF de *H. rubriflora*, obtidas através do modelo linear 3 (A) e os modelos de potência 7 (B), 8 (C) e 9 (D).

Diante da análise dos diagramas de dispersão entre AF real e as variáveis explicativas, 'C' e CxL (Fig. 28), nota-se que ambas as equações apresentam pequena dispersão dos dados em relação a correspondente reta de regressão, com  $R^2_{aj}=0,9667$  e  $0,9947$ , equações (7) e (9), respectivamente (Fig. 28A e B). Sendo uma relação não-linear entre a AF *versus* 'C' (Fig. 28A) e linear quando a AF *versus* CxL (Fig. 28B). Neste sentido, ambos os modelos poderiam estimar a superfície foliar com boa qualidade e devem permanecer na análise posterior, quando as amostras de validação são analisadas.

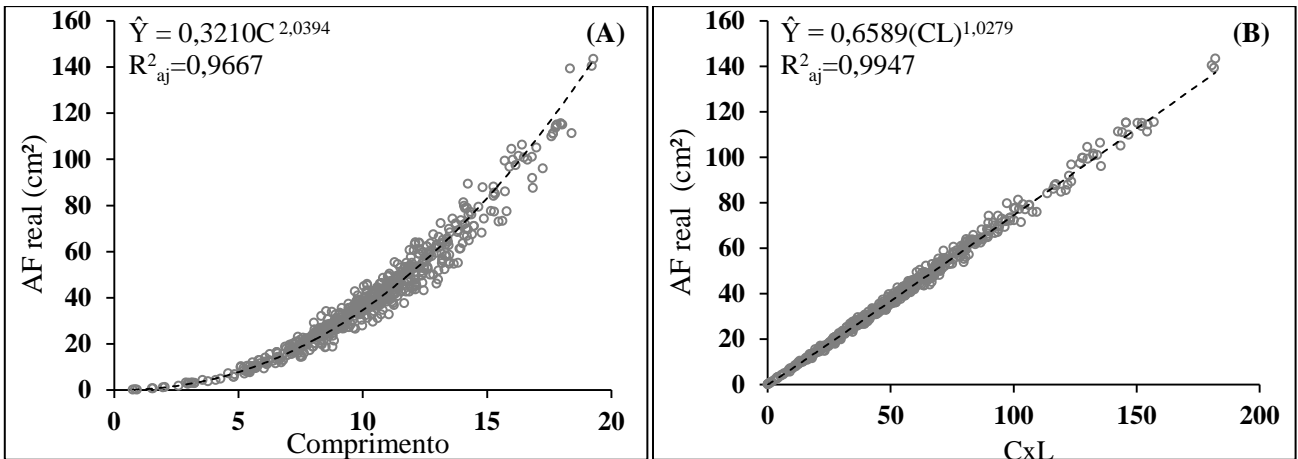


Figura 28. Diagrama de dispersão entre AF real e as variáveis explicativas (C e CxL) usando modelos de potência 7 (A) e 9 (B) para folíolos de *H. rubriflora*.

O teste de validação apontou que as equações (7) e (9) retornam valores estimados muito próximos aos valores reais de AF (Fig. 29). No entanto, as estimativas propostas pela equação que utiliza o produto das duas dimensões (9) demonstrou melhor ajuste, em virtude do maior  $R^2_{aj}$  recalculado através da amostra de validação, bem como do melhor ajuste apresentado pelo diagrama de dispersão da amostra de validação (Fig. 29B), sendo esta a preferível para estimação da AF de *H. rubriflora*. Em contra partida, tem-se que a utilização da equação (7), para a estimativa da AF, seja um importante estimador do ponto de vista prático, em razão da utilização de uma dimensão linear.

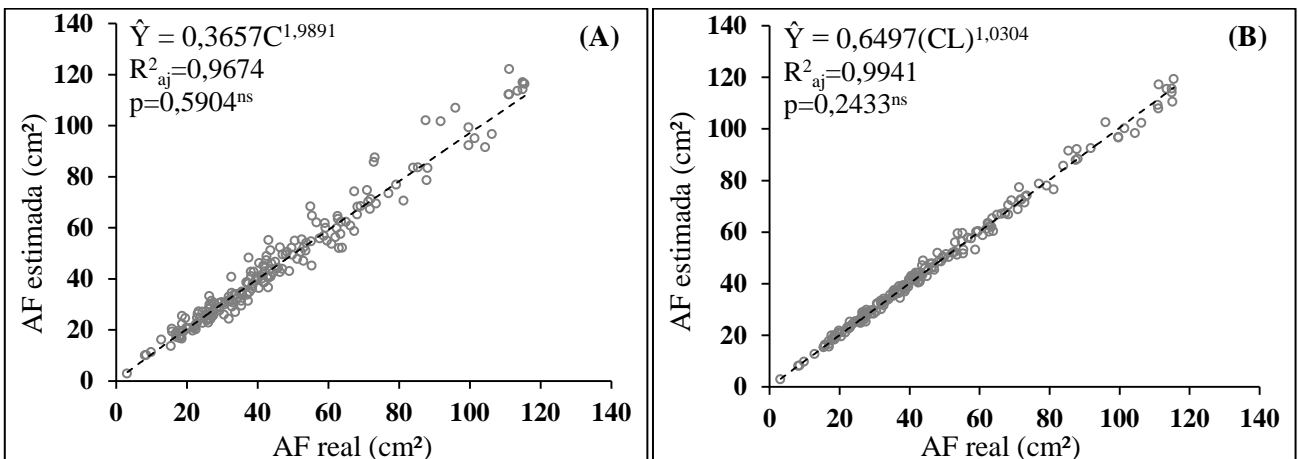


Figura 29. Diagrama de dispersão (amostra de validação), AF estimada e AF real, usando modelos de potência 7 (A) e 9 (B) para folíolos de *H. rubriflora*.

#### 4.8 Equações Alométricas de *L. pisones*

Todos os modelos ajustados para estimar a área foliar de *L. pisones* demonstraram forte correlação entre as medidas lineares do limbo foliar e a AF real ( $R^2_{aj}$  variando entre 0,8836 e 0,9976;  $p < 0,01$ ) (Tab. 10). Outrossim, os modelos lineares simples (1) e (2), que consideram as dimensões como fator único ‘C’ e ‘L’, foram desconsiderados, uma vez que estes modelos apresentam dificuldade de estimativas, especialmente quando a  $AF \leq 8 \text{ cm}^2$  para o modelo (1) e maiormente quando a  $AF \leq 28 \text{ cm}^2$  para o modelo (2). Como essa condição é encontrada, respectivamente, em 9,6% e 18,2% das folhas amostradas, preferiu-se desconsiderar estes modelos para a estimativa da AF de *L. pisones*. Ademais, os amplos intervalos de confiança apresentados pelos parâmetros do modelo ( $\beta_0$ ) retornam as estimativas imprecisas e pouco confiáveis, causando também heterocedasticidade no padrão de dispersão residual, fatos que confirmam a exclusão desses modelos das análises *a posteriori*.

Tabela 10. Modelos, coeficientes de regressão ( $\beta_0$ ,  $\beta_1$ ), erros padrão das estimativas ( $S_{xy}$ ), coeficientes de determinação ajustados ( $R^2_{aj}$ ), graus de liberdade dos resíduos ( $GL_{resd.}$ ), quadrado médio do resíduo ( $QM_{resid.}$ ) e equação estimadora da área foliar ( $\hat{Y}$ ) em função das medidas lineares das folhas de *L. pisones*.

Modelo	Coeficientes		$S_{(xy)}$	$R^2_{aj}$	$GL_{res}$	$QM_{resid.}$	p	Estimador = ( $\hat{y}$ )
	$\beta_0$	$\beta_1$						
(1)	-17,3454	5,1144	5,3315	0,9441	598	28,4245	<0,01	$\hat{Y} = -17,3454 + 5,1144C$
(2)	-27,0943	14,6000	7,6921	0,8836	598	59,1682	<0,01	$\hat{Y} = -27,0943 + 14,6000L$
(3)	-0,1144	0,7041	1,2081	0,9971	598	1,4596	<0,01	$\hat{Y} = -0,1144 + 0,7041(CL)$
(4)	-	3,7406	8,2640	0,9643	599	68,2932	<0,01	$\hat{Y} = 3,7406C$
(5)	-	9,1502	11,3202	0,9345	599	128,1465	<0,01	$\hat{Y} = 9,1502L$
(6)	-	0,7025	1,2085	0,9976	599	1,4605	<0,01	$\hat{Y} = 0,7025(CL)$
(7)	0,7651	1,6092	4,7259	0,9561	598	22,3342	<0,01	$\hat{Y} = 0,7651C^{1,60924}$
(8)	1,2222	2,2113	5,3550	0,9436	598	28,6756	<0,01	$\hat{Y} = 1,2222L^{2,2113}$
(9)	0,6876	1,0049	1,2070	0,9971	598	1,4568	<0,01	$\hat{Y} = 0,6876(CL)^{1,0049}$

Mesmo que as equações dos modelos lineares modificados (4) e (5), tenham demonstrado significativos  $R^2_{aj} = 0,9643$  e  $0,9345$ , uma análise mais apurada, mostra que estas equações são tendenciosas, uma vez que elevam expressivamente o erro padrão das estimativas ( $S_{xy}$ ) bem como do  $QM_{residuo}$  (Tab.10; Fig. 30). Somado a isso, o intervalo de confiança, não conteve o ‘zero’, rejeitando-se, portanto, a hipótese da igualdade. A utilização

destas equações poderiam, então, causar fortes erros de estimação (subestimativa) da AF para as folhas de *L. pisones*, portanto as equações (4) e (5) devem ser retirados das demais análises (Fig. 30).

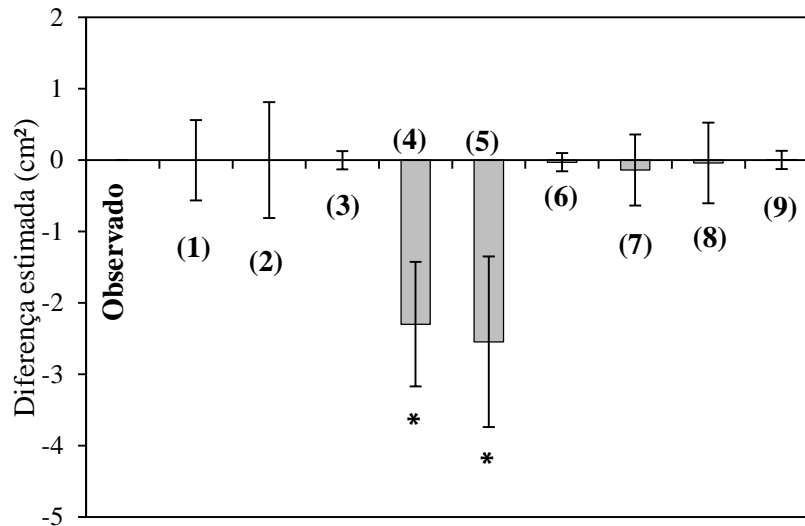


Figura 30. Análise estatística do desvio da área estimada, folhas de *L. pisones*. As colunas verticais indicam o resíduo e as barras sobre estas denotam intervalos de confiança (99% pela distribuição *t*-Student), os asteriscos ( \* ) denotam equações viesadas.

De acordo com os parâmetros de ajuste e a análise estatística dos desvios, as equações mais precisas, foram demonstradas pelo modelo linear simples (3), linear modificado (6) e potencial (9). Dentre os modelos que utilizam uma única dimensão, tem-se que a utilização da dimensão ‘C’ mostrou ligeiro aumento de precisão ( $R^2_{aj}=0,9561$ ;  $S_{xy}=4,7259$ ) em relação a dimensão ‘L’ ( $R^2_{aj}=0,9436$ ;  $S_{xy}=5,3550$ ); entretanto, esta característica ainda não se mostra como um critério contundente para a eliminação do modelo (8). Desse modo entende-se que a análise do padrão de dispersão dos resíduos se mostra necessária, devendo ser apresentada para as equações (3), (6), (7), (8) e (9) a fim de apurar os critérios de seleção (Fig. 31).



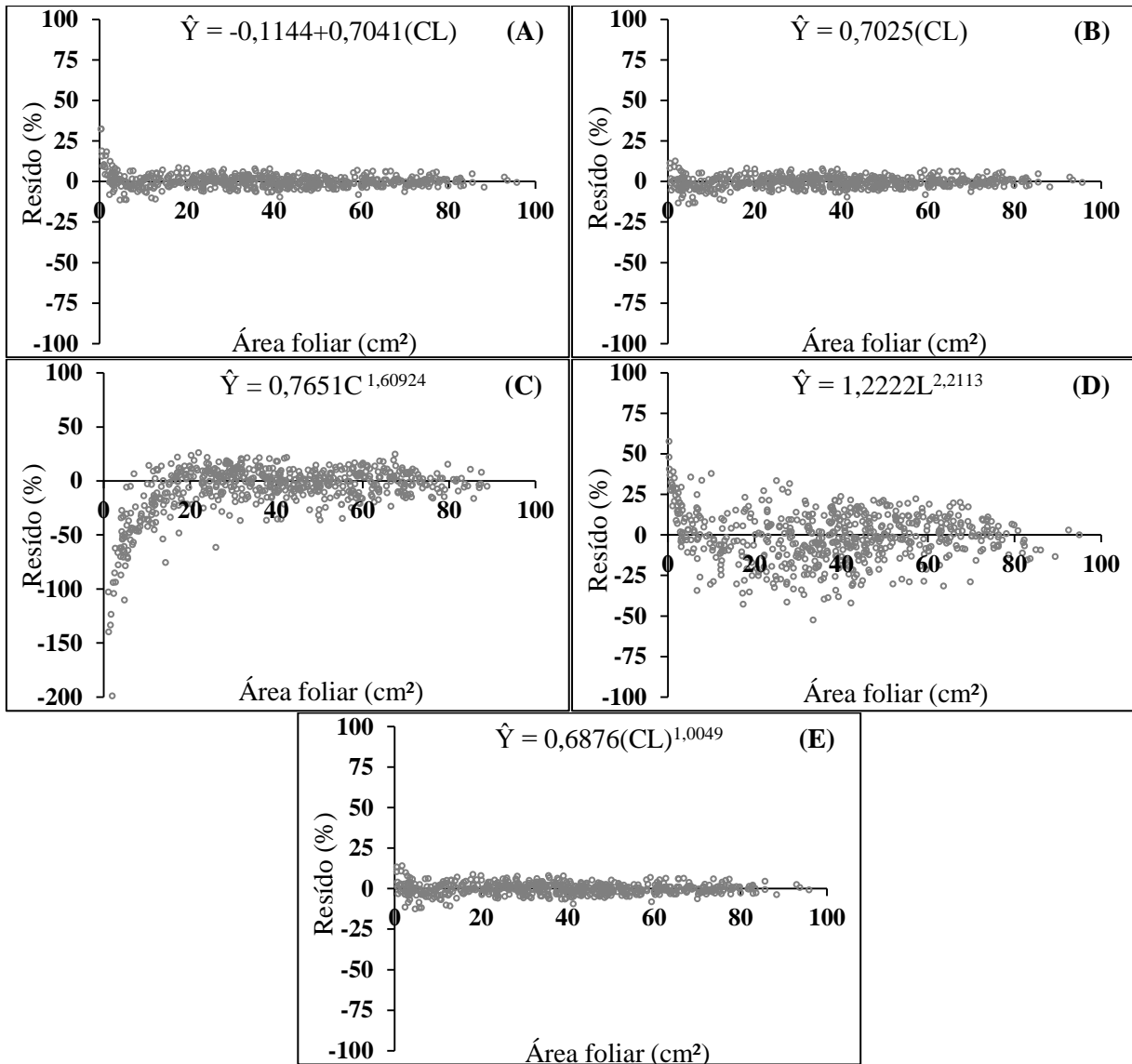


Figura 31. Diagrama de dispersão dos resíduos relativos ( $E_i$  %) para as estimativas de AF de *L. pisones* obtidas através dos modelos lineares 3 (A) e 6 (B) e os modelos de potência 7 (C), 8 (D) e 9 (E).

A partir de uma análise pormenorizada da figura 31, verifica-se que a equação do modelo linear simples (3) (Fig. 31A), apesar de ser precisa ( $R^2_{aj}=0,9971$ ;  $S_{xy}=1,2081$ ), demonstra ser limitada, uma vez que subestima valores menores de AF, maiormente quando  $C \times L \leq 3,5$  cm. Como essa condição é encontrada em  $\sim 2\%$  das folhas amostradas, decidiu-se omitir este modelo das análises seguintes. Em contrapartida, as equações do modelo linear modificado (6) (Fig. 31B) de potência (9) (Fig. 31E) verificaram as menores taxas relativas do erro em torno de  $-13,78$  a  $12,71\%$  e  $-12,42$  a  $14,18\%$ , respectivamente. Como estes erros observados são independentes e homogêneos para todas as classes de folhas, considera-se que estes modelos poderiam ser adequados para a estimativa da AF de *L. pisones*. Dentre os modelos de dimensão única (7) e (8), uma área superestimada para  $\sim 9\%$  das folhas amostradas, especialmente, quando o  $C \leq 8,0$  cm (Fig. 31C), foi observada no modelo de

potência que considera a dimensão ‘C’ (erros relativos de -198,9 a 26,2%). A modificação do modelo pela introdução da variável ‘L’ conseguiu reduzir os erros associados ao resíduo, contudo ainda verificou-se erros bastante significativos (na ordem de -52,3 a 57,9%), refletindo estimativas pouco precisas da AF (Fig. 31D). Estes fatores contribuem para a exclusão de ambos os modelos das demais análises, principalmente pelo fato de serem facilmente tendenciosos. Assim, continuam em análise o modelo linear modificado (6) e o modelo de potência (9), cujas associações entre a AF em função das variáveis explicativas são expressas na figura 32. Em ambas as associações apresentadas, verifica-se uma estreita relação entre a AF e o produto entre (CxL), com pequena dispersão dos valores de AF em torno da média. Essa relação é válida para toda a amplitude de folhas amostradas para a espécie (0,47 a 95,44 cm<sup>2</sup>). Desse modo, tanto modelo linear modificado (6) quanto o potencial (9), devem seguir nas análises para frente o teste de validação (Fig. 32).

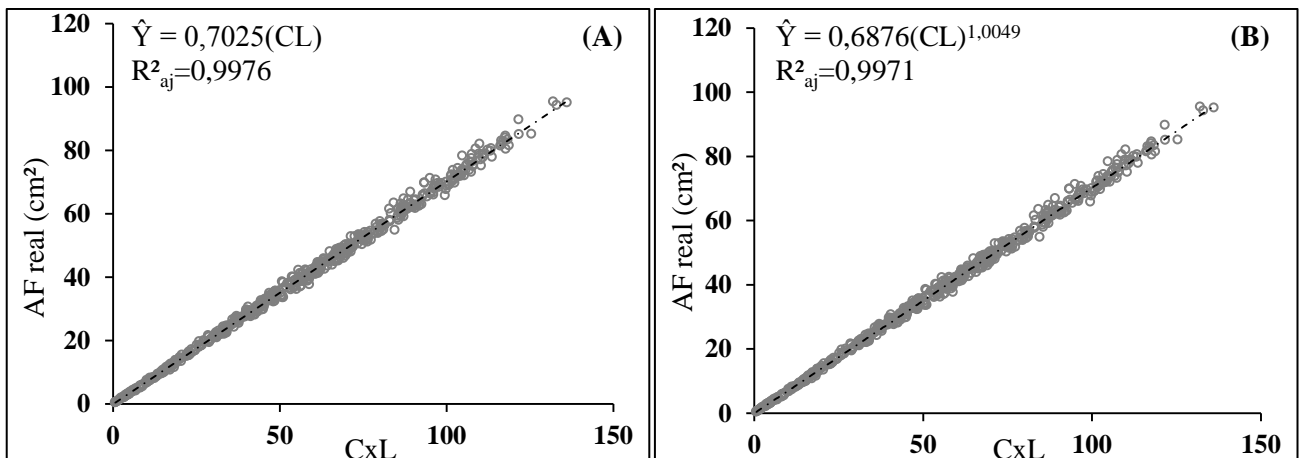


Figura 32. Diagrama de dispersão entre AF real e a variável explicativa (CxL) usando modelo linear 6 (A) e o modelo de potência 9 (B) para folhas de *L. pisones*.

Ambas as equações, tanto do modelo linear modificado (6) quanto do potencial (9), conseguem estimar com precisão e confiabilidade uma segunda amostra de folhas (Fig. 32), condição confirmada, uma vez que a AF real não difere da AF estimada pelas equações, ao nível de 99% de probabilidade ( $p > 0,01$ ). Os significativos  $R^2_{aj}$  (Fig. 33B), recalculados através da amostra de validação e os baixos valores encontrados para o erro padrão ( $S_{xy}$ ) (Tab. 10; Fig. 30), reforçam em tese a recomendação da equação potencial (9).

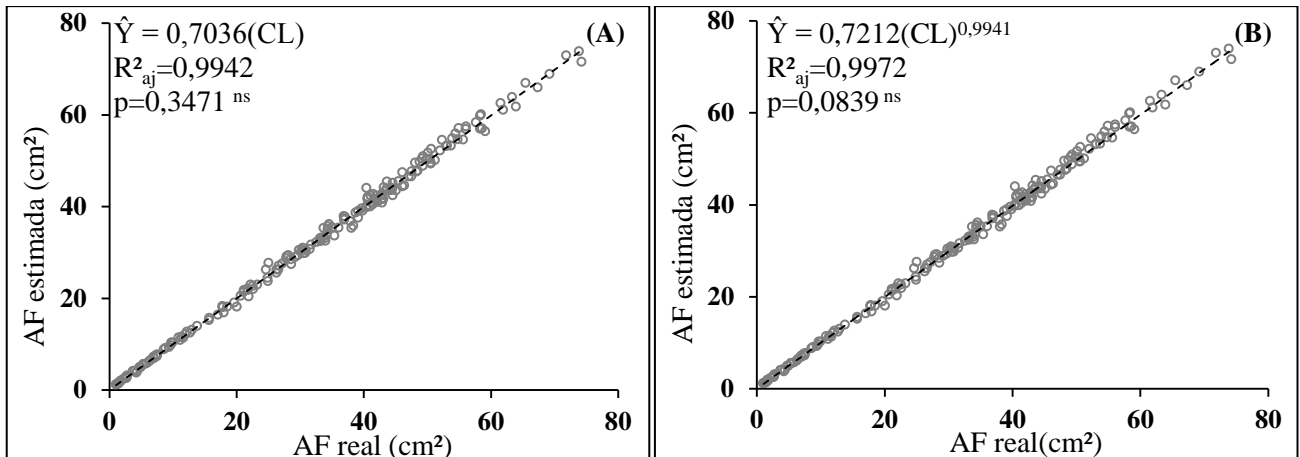


Figura 33. Diagrama de dispersão (amostra de validação), AF estimada e AF real, usando modelo linear 6 (A) e o modelo de potência 9 (B) para folhas de *L. pisones*.

#### 4.9 Equações Alométricas de *M. salzmannii*

Todos os modelos ajustados para estimar a área foliar de *M. salzmannii* demonstraram forte correlação entre as medidas lineares do limbo foliar e AF real ( $R^2_{aj}$  variando entre 0,8845 e 0,9968;  $p < 0,01$ ) (Tab. 11). No entanto, as estimativas propostas pelas equações dos modelos lineares simples (1) e (2), por retornarem valores preditos negativos para área foliar, mesmo com dimensões lineares nulas, não podem ser utilizadas por infringirem o conceito de dados biologicamente válidos. Estes modelos apontam dificuldades de estimativa em boa parte das folhas, sobretudo quando a  $AF \leq 13 \text{ cm}^2$  (Equação 1) e  $AF \leq 10 \text{ cm}^2$  (Equação 2), dados consultados a partir dos erros relativos  $\geq 40\%$ . Além disso, verificou-se comportamento heterocedástico ao longo da distribuição dos resíduos (dados não mostrados), por estes motivos estes modelos foram omitidos das demais análises.

As estimativas dos modelos lineares modificados (4) e (5), também provaram ser tendenciosas, uma vez que apresentaram expressivos valores para o  $QM_{\text{resíduo}} = 83,9256$ ;  $167,0523$ , em relação as demais equações, de modo que tornam as estimativas tendenciosas e de pouca credibilidade. Ademais, os valores preditos subestimam a significativamente os valores reais de AF, fato observado pela análise estatística dos desvios (Fig. 34). Condição semelhante é verificada no modelo linear modificado (6), que, embora demonstre satisfação em relação aos parâmetros de ajuste ( $R^2_{aj} = 0,9968$  e  $S_{xy} = 1,7533$ ), também deve ser descartado, uma vez que sua utilização traz superestimativa dos valores reais de AF para *M. salzmannii* (Fig. 34).

Tabela 11. Modelos, coeficientes de regressão ( $\beta_0$ ,  $\beta_1$ ), erros padrão das estimativas ( $S_{xy}$ ), coeficientes de determinação ajustados ( $R^2_{aj}$ ), graus de liberdade dos resíduos ( $GI_{res}$ ), quadrado médio do resíduo ( $QM_{resid.}$ ) e equação estimadora da área foliar ( $\hat{Y}$ ) em função das medidas lineares das folhas de *M. salzmannii*.

Modelo	Coeficientes		$S_{(xy)}$	$R^2_{aj}$	$GI_{res}$	$QM_{resid.}$	p	Estimador = ( $\hat{y}$ )
	$\beta_0$	$\beta_1$						
(1)	-19,0113	5,2771	5,36404	0,9518	598	28,7729	<0,01	$\hat{Y} = -19,0113 + 5,2771C$
(2)	-31,0172	14,6774	8,3034	0,8845	598	68,9458	<0,01	$\hat{Y} = -31,0172 + 14,6774L$
(3)	0,7813	0,6500	1,7000	0,9952	598	2,8897	<0,01	$\hat{Y} = 0,7813 + 0,6500(CL)$
(4)	-	3,7630	9,1611	0,9559	599	83,9256	<0,01	$\hat{Y} = 3,7630C$
(5)	-	8,6791	12,9249	0,9139	599	167,0523	<0,01	$\hat{Y} = 8,6791L$
(6)	-	0,6597	1,7533	0,9968	599	3,0742	<0,01	$\hat{Y} = 0,6597(CL)$
(7)	0,8901	1,5495	5,1197	0,9561	598	26,2109	<0,01	$\hat{Y} = 0,8901C^{1,5495}$
(8)	1,0958	2,2040	5,8904	0,9419	598	34,6965	<0,01	$\hat{Y} = 1,0958L^{2,204}$
(9)	0,7377	0,9752	1,6897	0,9952	598	2,8549	<0,01	$\hat{Y} = 0,7377(CL)^{0,975}$

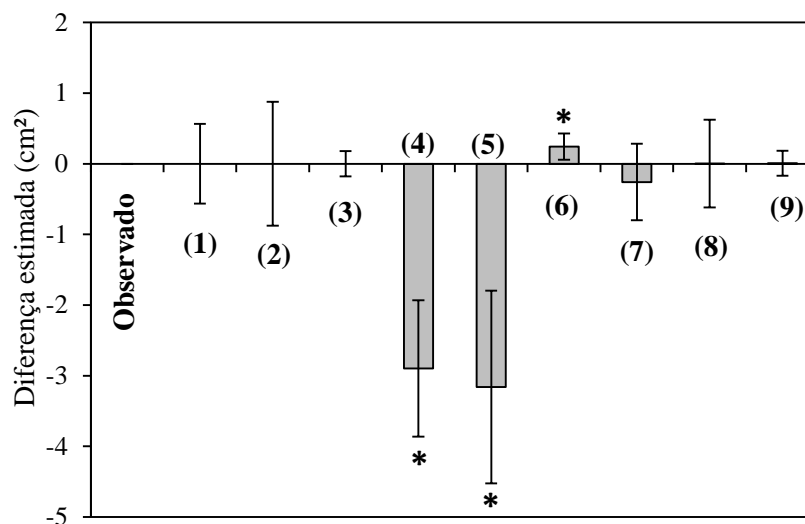


Figura 34. Análise estatística do desvio da área estimada, folhas de *M. salzmannii*. As colunas verticais indicam o resíduo e as barras sobre estas denotam intervalos de confiança (99% pela distribuição *t*-Student), os asteriscos ( \* ) denotam equações viesadas.

Em conformidade com os parâmetros de ajuste e a análise estatística dos desvios, os melhores ajustes podem ser obtidos através da utilização do produto, CxL (Equações 3 e 9). Dentre os modelos que utilizam apenas 'C' (Equação 7) ou 'L' (Equação 8) como fator único, observa-se que a utilização da dimensão 'L' mostra sensível aumento de precisão em relação a dimensão 'C' (Fig. 34). De modo contrário, os parâmetros estatísticos de ajuste, apresentados na tabela 11, favorece a escolha da equação (7), em função do sensível aumento do  $R^2_{aj}$ . Por isso, nestas condições, entende-se que a análise do padrão de dispersão dos resíduos se mostra necessária para os modelos (3), (7), (8) e (9) a fim de apurar os critérios de seleção (Fig. 35).

De acordo com a análise dos diagramas de dispersão dos resíduos, constata-se que a equação linear simples (3), mesmo apresentando índices satisfatórios ( $R^2_{aj}=0,9952$ ;  $S_{xy}=1,7$ ) demonstrou subestimar os valores menores de AF para folhas de *M. salzmannii*, sobretudo quando  $C \times L \leq 4$  cm (Fig. 35A). Este fato torna o modelo expressamente limitado para folhas menores, o que exclui das análises posteriores. No que concerne a avaliação dos modelos de dimensão única (7 e 8), observou-se uma área superestimada (~16,2% das folhas amostradas), na porção inicial da análise pelo uso da equação (7), maiormente quando  $C \leq 10,5$  cm (Fig. 35B) o que torna este modelo restrito, fato que o leva a exclusão das demais análises. A equação do modelo de potencial (8) é relativamente mais precisa em relação ao modelo (7), uma vez que os resíduos encontrados para esta equação demonstram ser aproximadamente constante ao longo da linha de regressão (Fig. 35C). Por outro lado, sugere-se que a melhor estimativa possa ser verificada a partir da equação do modelo potencial (9) (Fig. 35D), donde os erros relativos são uniformemente distribuídos, além de serem relativamente baixos e normais (-13,48 a 11,16%) em relação aos demais modelos.

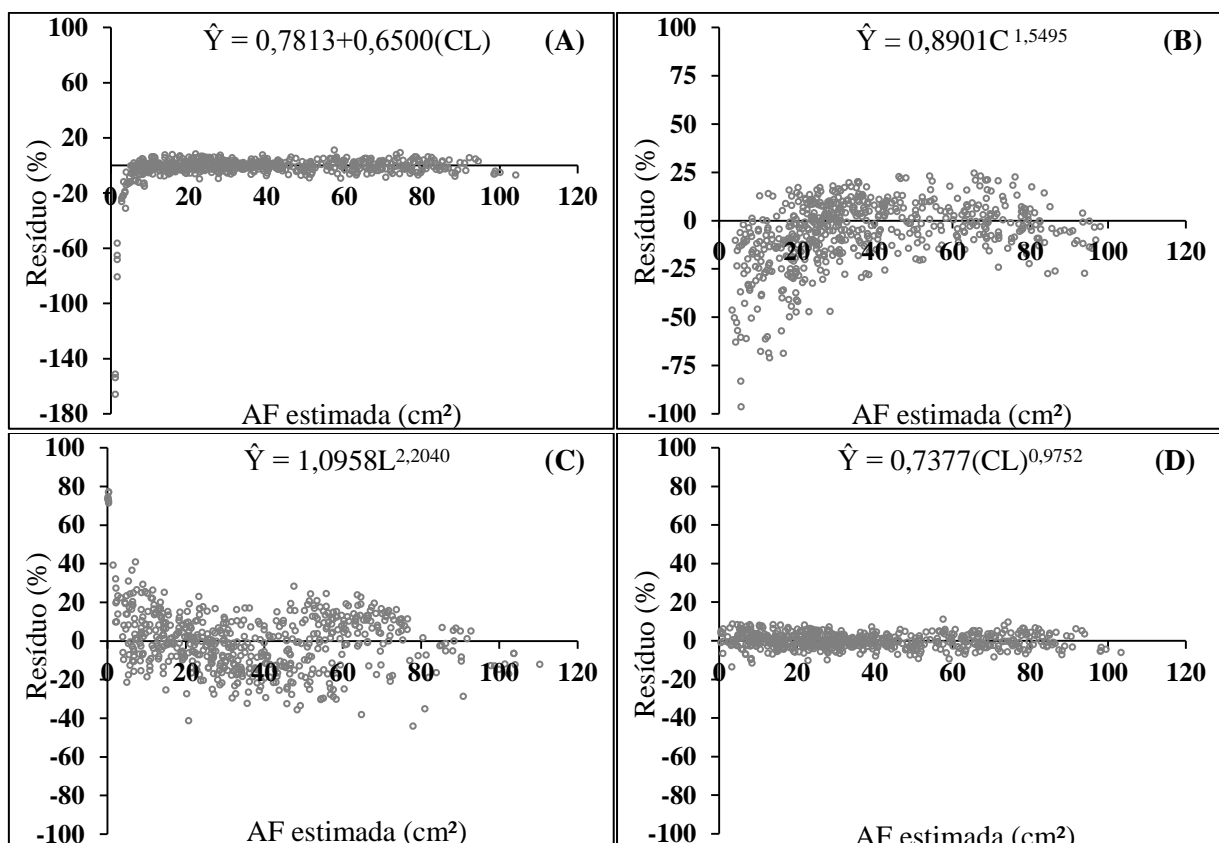


Figura 35. Diagrama de dispersão dos resíduos ( $E_i$  %) para as estimativas de AF de *M. salzmannii* obtidas através do modelo linear 3 (A) e modelos de potência 7 (B), 8 (C) e 9 (D).

Desse modo, em continuidade das análises, demonstrou-se o diagrama de dispersão dos valores em torno da reta de regressão para os modelos parcialmente selecionados (8) e (9) (Fig.

36). Ambos os modelos apresentam estreita relação entre a AF e o produto CxL, bem como entre a AF e a dimensão 'L', com ausência notável de valores aberrantes para toda a amplitude de folhas amostradas (0,40 a 98,3 cm<sup>2</sup>). Contudo, a relação AF *versus* CxL (Fig. 36B) demonstra naturalmente maior ajuste dos dados em relação a reta de regressão ( $R^2_{aj}=0,9952$ ).

Para se distinguir entre a equação de dimensão única (Equação 8) e conjunta (Equação 9), partiu-se para a validação das equações por meio de uma amostra independente (Fig. 37). Verifica-se, portanto, que a equação (9) estima os valores de AF estatisticamente semelhantes aos valores de AF real (Fig. 37B), fato que não é verificado na equação do modelo de dimensão única (Fig. 37A), que naturalmente retorna valores de AF estimada estatisticamente distintos dos valores de AF real; comprovando, portanto, que a equação (9) deve ser recomendada para a estimativa da área foliar de *M. salzmannii*.

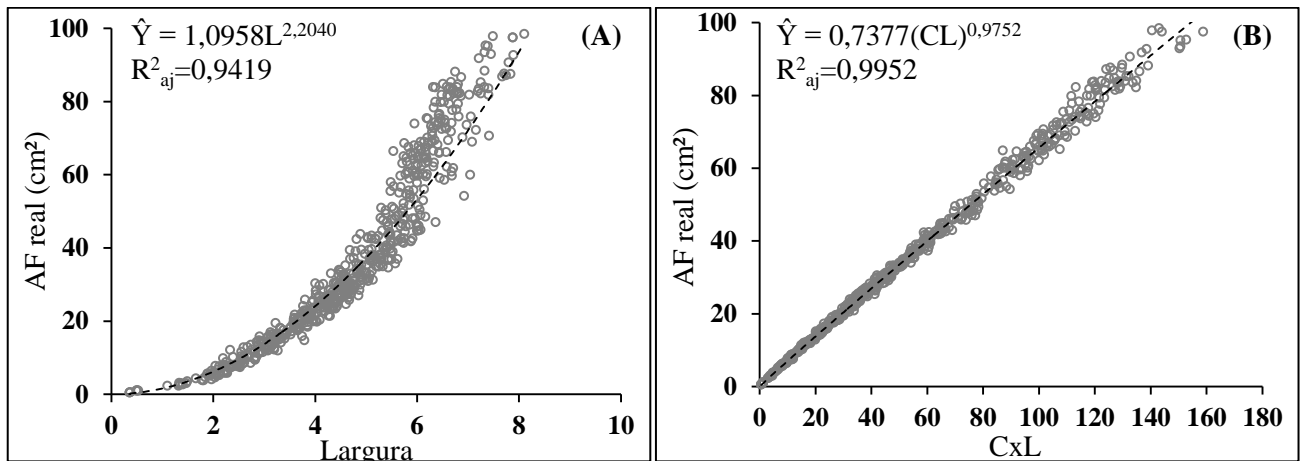


Figura 36. Diagrama de dispersão entre AF observada e a variável explicativa (L e CxL) usando modelos de potência 8 (A) e 9 (B) para folhas de *M. salzmannii*.

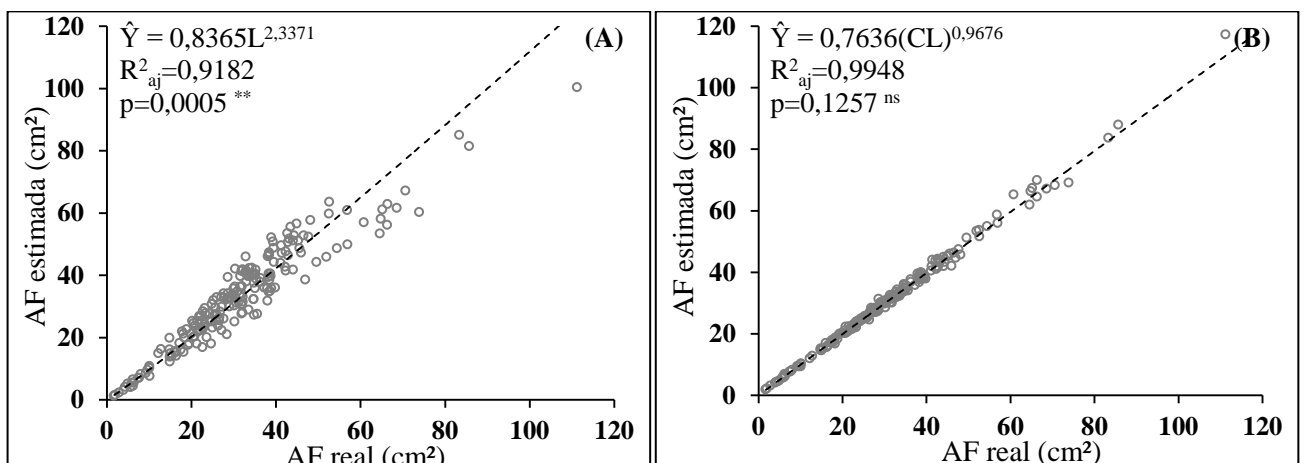


Figura 37. Diagrama de dispersão (amostra de validação), AF estimada *versus* AF real, usando modelos de potências 8 (A) e 9 (B) para folhas de *M. salzmannii*.

#### 4.10 Equações Alométricas de *P. ambigua*

Todos os modelos ajustados para estimar a área foliar de *P. ambigua* demonstraram forte correlação entre as medidas lineares do limbo foliar e a AF real ( $R^2_{aj}$  variando entre 0,8885 e 0,9966;  $p < 0,01$ ) (Tab. 12). No entanto, as equações dos modelos lineares simples (1) e (2), que utilizam as dimensões ‘C’ e ‘L’ de forma isolada, foram desconsiderados. As estimativas propostas por estes modelos são tendenciosas, uma análise mais apurada apontou dificuldade nas estimativas, sobretudo quando a  $AF \leq 15 \text{ cm}^2$  (Equação 1) e  $AF \leq 20 \text{ cm}^2$  (Equação 2). Ademais, os valores do  $QM_{residuo}$  foram bastante expressivos, *in totum*, estes fatores fortemente inviabilizam a utilização dos modelos lineares (1) e (2) para a estimativa da AF de *P. ambigua*.

Os modelos lineares modificados (4) e (5), também provaram ser inadequados de acordo com análise estatística dos desvios, cuja análise, apontou a rejeição da hipótese da igualdade pelo teste *t*-Student ao nível de 99% (Fig. 38). Além disso, estes modelos demonstraram expressivos valores para o  $QM_{residuo}$  em relação aos demais modelos (Tab. 12). O padrão da distribuição dos resíduos, verificado em todas as equações descritas acima (1), (2), (4) e (5), mostram heterocedasticidade ao longo dos valores de AF observados (dados não mostrados). O conjunto de fatores apresentados, extinguem estas equações alométricas das demais análises.

Tabela 12. Modelos, coeficientes de regressão ( $\beta_0$ ,  $\beta_1$ ), erros padrão das estimativas ( $S_{xy}$ ), coeficientes de determinação ajustados ( $R^2_{aj}$ ), graus de liberdade dos resíduos ( $GI_{resid.}$ ), quadrado médio do resíduo ( $QM_{resid.}$ ) e equação estimadora da área foliar ( $\hat{Y}$ ) em função das medidas lineares das folhas de *P. ambigua*.

Modelo	Coeficientes		$S_{(xy)}$	$R^2_{aj}$	$GI_{res}$	$QM_{resid.}$	p	Estimador = ( $\hat{y}$ )
	$\beta_0$	$\beta_1$						
(1)	-13,0909	4,3108	6,9600	0,8885	598	48,4421	<0,01	$\hat{Y} = -13,0909 + 4,3108C$
(2)	-18,3818	12,2790	6,3830	0,9063	598	40,7429	<0,01	$\hat{Y} = -18,3818 + 12,2790L$
(3)	0,1997	0,6507	1,3688	0,9957	598	1,8736	<0,01	$\hat{Y} = 0,1997 + 0,6507(CL)$
(4)	-	3,1490	9,1479	0,9212	599	83,6837	<0,01	$\hat{Y} = 3,1490C$
(5)	-	8,0070	9,9047	0,9079	599	98,1022	<0,01	$\hat{Y} = 8,0070L$
(6)	-	0,6537	1,3735	0,9966	599	1,8866	<0,01	$\hat{Y} = 0,6537(CL)$
(7)	0,3281	1,8903	4,9001	0,9448	598	24,0108	<0,01	$\hat{Y} = 0,3281C^{1,8903}$
(8)	1,9233	1,9092	4,1939	0,9595	598	17,5892	<0,01	$\hat{Y} = 1,9233L^{1,9092}$
(9)	0,6635	0,9966	1,3736	0,9957	598	1,8868	<0,01	$\hat{Y} = 0,6635(CL)^{0,9966}$

De acordo com a análise dos parâmetros estatísticos e a análise dos desvios, não foi possível encontrar diferenças expressivas entre os modelos que utilizam produto das dimensões (3), (6) e (9). Todos estes modelos apresentam baixos erros ( $S_{xy}$ ) e elevados valores do coeficiente de determinação ( $R^2_{aj}$ ) (Tab. 12). Dentre os modelos que utilizam ‘C’ ou ‘L’ como fator único, observa-se que a utilização da dimensão ‘L’ mostra parâmetros ligeiramente mais precisos ( $R^2_{aj}=0,9595$ ;  $S_{xy}=4,1939$ ) em relação a dimensão ‘C’ ( $R^2_{aj}=0,9448$ ;  $S_{xy}=4,9001$ ). Contudo, a análise estatística dos desvios para estes dois últimos modelos, sugere sensível tendenciosidade dos parâmetros (Fig. 38). Esta condição deve ser melhor analisada por interpretação gráfica. Desse modo, entende-se que a análise do padrão de dispersão dos resíduos se mostra necessária, devendo ser apresentada tanto para as equações (3), (6) e (9) como para (7) e (8) a fim de melhor apurar os critérios de seleção (Fig. 39).

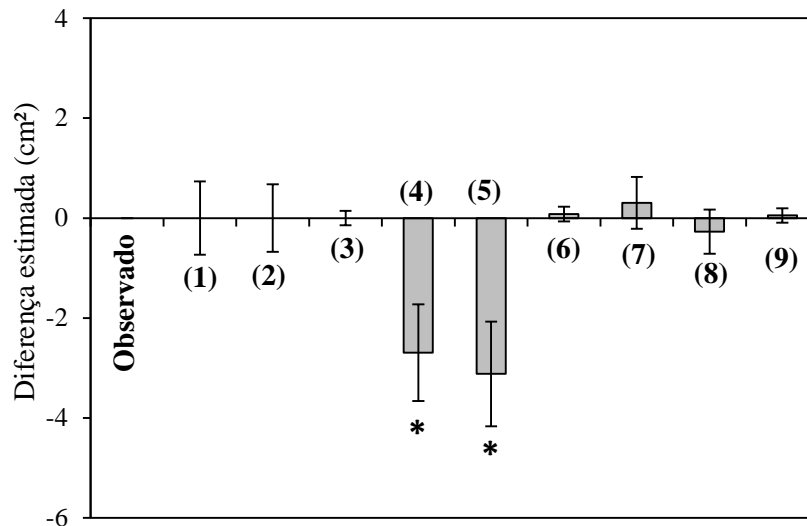


Figura 38. Análise estatística do desvio da área estimada, folhas de *P. ambigua*. As colunas verticais indicam o resíduo e as barras sobre estas denotam intervalos de confiança (99% pela distribuição *t*-Student), os asteriscos ( \* ) denotam equações viesadas.

A partir da análise dos diagramas de dispersão dos erros, constatou-se que o modelo (3), linear simples expandiu relativamente as folhas menores, de forma a subestimar os valores de AF, especialmente, quando  $C \times L \leq 1,7$  cm (Fig. 39A). Condição verificada em ~7% das folhas amostradas, por isso desconsiderou-se este modelo das análises posteriores. De mesmo modo, a utilização dos modelos de dimensão única (7) e (8), não são confiáveis, em razão da heterocedasticidade verificada no padrão de dispersão dos resíduos (Fig. 39C e D). Em ambas as equações observa-se elevados erros relativos, em torno de -59,57 a 52,23% (Equação 7) e -99,63 a 30,42% (Equação 8); fatos que reforçam a tendenciosidade demonstrada, anteriormente (Fig. 38). Por outro lado, os melhores ajustes foram verificados



através do modelo linear modificado (6) e do modelo de potência (9), os quais, demonstraram os melhores parâmetros estatísticos, bem como os menores erros relativos, em torno de -20,72 a 21,15%, no primeiro caso (Fig. 39B) e -21,55 a 19,47% para o segundo caso (Fig. 39E).

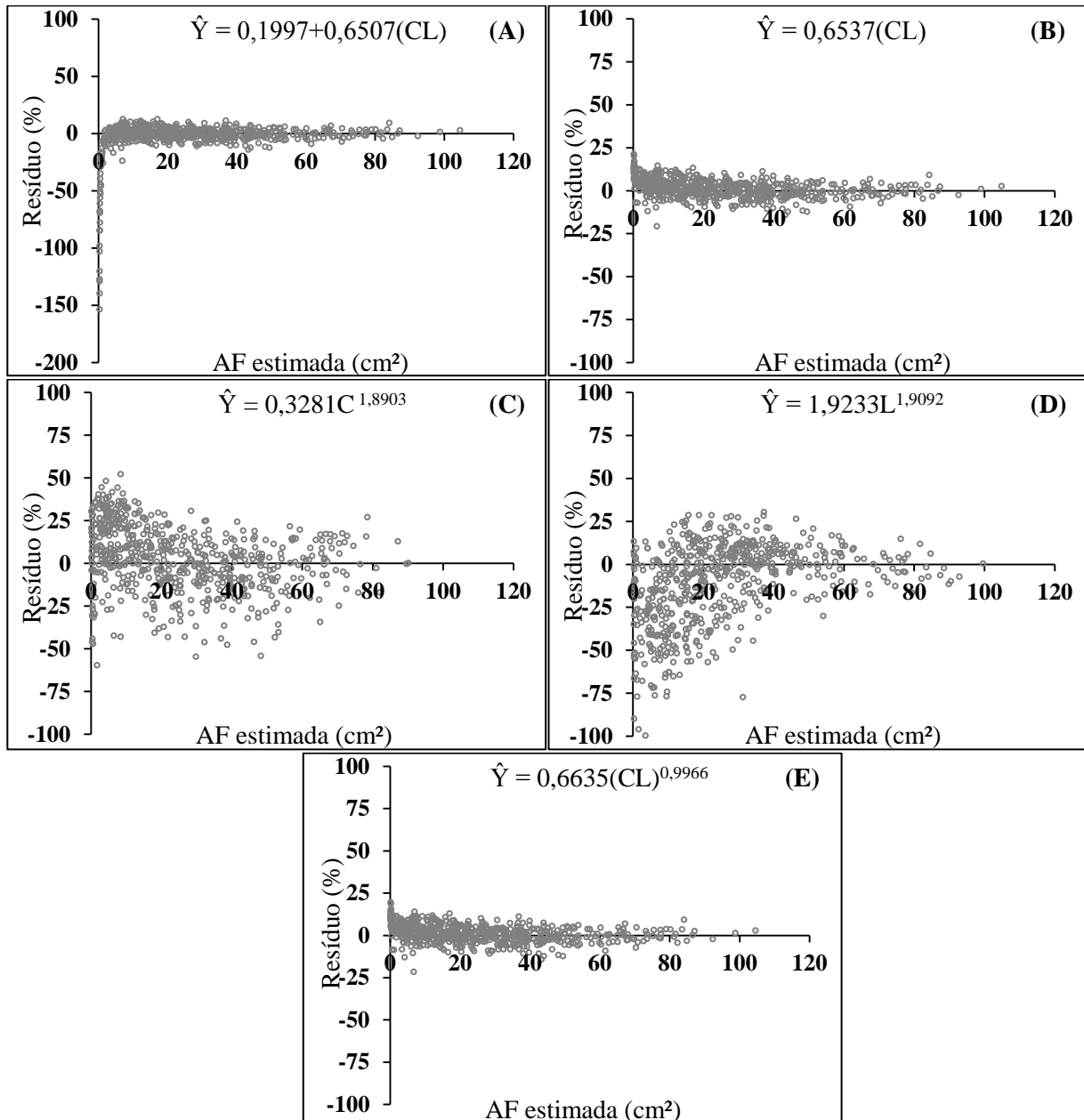


Figura 39. Diagrama de dispersão dos resíduos relativos ( $E_i$  %) para as estimativas de AF de *P. ambigua* obtidas através dos modelos lineares 3 (A) e 6 (B) e dos modelos de potência 7 (C), 8 (D) e 9 (E).

A dispersão dos valores em torno da reta de regressão para os modelos (6) e (9) (Fig. 40), demonstrou uma associação linear em ambas as equações, bem como semelhança no ajuste dos valores de AF em torno das respectivas linhas de regressão. A amplitude amostral de dados para a AF (0,12 a 107,68 cm<sup>2</sup>) de *P. ambigua* dispõe de

valores representados em diversas as classes de tamanho de folhas, sendo as distribuições gráficas muito semelhantes.

Na análise de validação não foi possível distinguir entre os modelos (6) e (9) (Fig. 41). Em ambas as equações a AF estimada não difere da AF real, desse modo, tem-se que ambas as equações podem ser utilizadas como estimadores confiáveis da AF de *P. ambigua*. Recalculou-se os valores para o erro padrão das estimativas ( $S_{xy}$ ), todavia os erros encontrados para as duas equações são muito semelhantes, tanto nos modelos de ajuste, quanto nos modelos de validação (Tab. 12; Fig. 41). Por isso a recomendação foi formulada a partir do parâmetro estatístico posterior, neste caso baseado no valor recalculado do  $R^2_{aj}$  da amostra de validação. Desse modo, dentre as duas equações é possível recomendar a equação (9) (Fig. 41B).

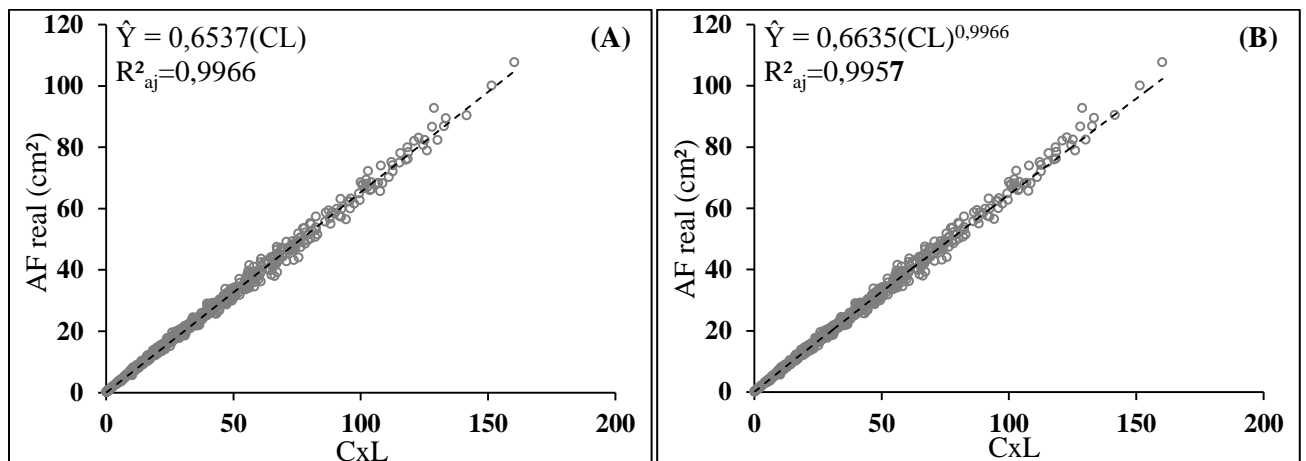


Figura 40. Diagrama de dispersão entre AF real e a variável explicativa (CxL) usando modelo linear 6 (A) e o modelo de potência 9 (B) para folhas de *P. ambigua*.

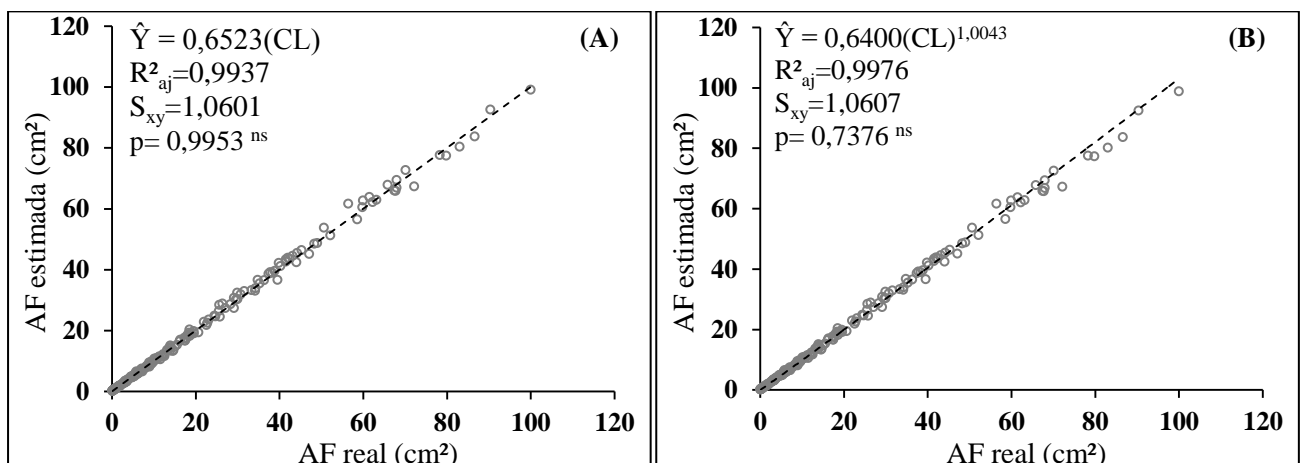


Figura 41. Diagrama de dispersão (amostra de validação), AF estimada e AF real, usando modelo linear 6 (A) e de potência 9 (B) para folhas de *P. ambigua*.

#### 4.11 Equações Alométricas de *P. schomburgkiana*

Todos os modelos ajustados para estimar a área foliar de *P. schomburgkiana* demonstraram forte correlação entre as medidas lineares do limbo foliar e AF real ( $R^2_{aj}$  variando entre 0,8932 e 0,9971;  $p < 0,01$ ) (Tab. 13). Todavia, os modelos lineares simples (1) e (2) que utilizam ‘C’ ou ‘L’, como fator único foram descartados. Estas equações apresentam estimativas tendenciosas para ~16% (Equação 1) e 8% da amostra (Equação 2), quando verificados erros relativos superiores a 40%. Os elevados constantes de interceptação ( $\beta_0$ ), bem como os limites de confiança, nestes modelos, influenciaram negativamente nas estimativas tanto para classe de folhas pequenas como também para classe de folhas maiores, ora superestimando ora subestimando os valores de reais de AF. Estes fatores, *per se*, desconsideraram estes dois modelos das demais análises.

As equações dos modelos lineares modificados (4) e (5) demonstraram elevar substancialmente o coeficiente de determinação ( $R^2_{aj} = 0,9167; 0,9368$ ), no entanto, de maneira mútua, apresentaram aumento expressivo do  $QM_{resíduo} = 531,7813$  e  $400,8340$ . Nestes casos, a aceitação do  $QM_{resíduo}$  é tido como um estimador tendencioso da variância do erro ( $\sigma^2$ ), uma vez que os valores do coeficientes de determinação ( $R^2_{aj}$ ) discordam dos valores encontrados para o  $QM_{resíduo}$ . Para mais, pela análise estatística dos desvios, estes modelos provam subestimar os valores reais de AF (Fig. 42).

Tabela 13. Modelos, coeficientes de regressão ( $\beta_0, \beta_1$ ), erros padrão das estimativas ( $S_{xy}$ ), coeficientes de determinação ajustados ( $R^2_{aj}$ ), graus de liberdade dos resíduos ( $GI_{resd.}$ ), quadrado médio do resíduo ( $QM_{resid.}$ ) e equação estimadora da área foliar ( $\hat{Y}$ ) em função das medidas lineares das folhas de *P. schomburgkiana*.

Modelo	Coeficientes		$S_{(xy)}$	$R^2_{aj}$	$GI_{res}$	$QM_{resid.}$	p	Estimador = ( $\hat{y}$ )
	$\beta_0$	$\beta_1$						
(1)	-51,3968	8,3007	14,8834	0,8932	598	221,5152	<0,01	$\hat{Y} = -51,3968 + 8,3007C$
(2)	-43,4639	18,2665	11,8626	0,9322	598	140,7205	<0,01	$\hat{Y} = -43,4639 + 18,2665L$
(3)	-0,7603	0,6916	2,8276	0,9961	598	7,9956	<0,01	$\hat{Y} = -0,7603 + 0,6916(CL)$
(4)	-	5,1085	23,0604	0,9167	599	531,7813	<0,01	$\hat{Y} = 5,1085C$
(5)	-	12,0434	20,0208	0,9368	599	400,8340	<0,01	$\hat{Y} = 12,0434L$
(6)	-	0,6862	2,8572	0,9971	599	8,1634	<0,01	$\hat{Y} = 0,6862(CL)$
(7)	0,2722	2,0241	11,0004	0,9417	598	121,0083	<0,01	$\hat{Y} = 0,2722C^{2,0241}$
(8)	1,8258	2,2425	8,0975	0,9684	598	65,5702	<0,01	$\hat{Y} = 1,8258L^{2,2425}$
(9)	0,6365	1,0148	2,8089	0,9962	598	7,8897	<0,01	$\hat{Y} = 0,6365(CL)^{1,0148}$

Uma análise conjunta entre os dados da tabela 13 e da figura 42 aponta que as equações de dimensão conjunta (3), (6) e (9), poderiam ser as mais ajustadas para a estimação da área foliar da espécie. Corroborando com esta afirmação, estas equações demonstraram os maiores valores do  $R^2_{aj}$ , assim como, redução expressiva do erro padrão das estimativas ( $S_{xy}$ ). Por outro lado, a análise das equações de dimensão única, evidencia que a utilização da dimensão 'L' demonstra maior precisão, pelo aumento significativo do  $R^2_{aj}$ , pela diminuição significativa dos desvios (Fig. 42) e do  $QM_{resíduo}$ , em relação a dimensão 'C'; dessa maneira, o modelo (8) torna-se preferível em relação ao modelo (7). Assim, continuam em análise os modelos (3), (6), (8) e (9), donde é analisado padrão de dispersão dos resíduos (Fig. 43).

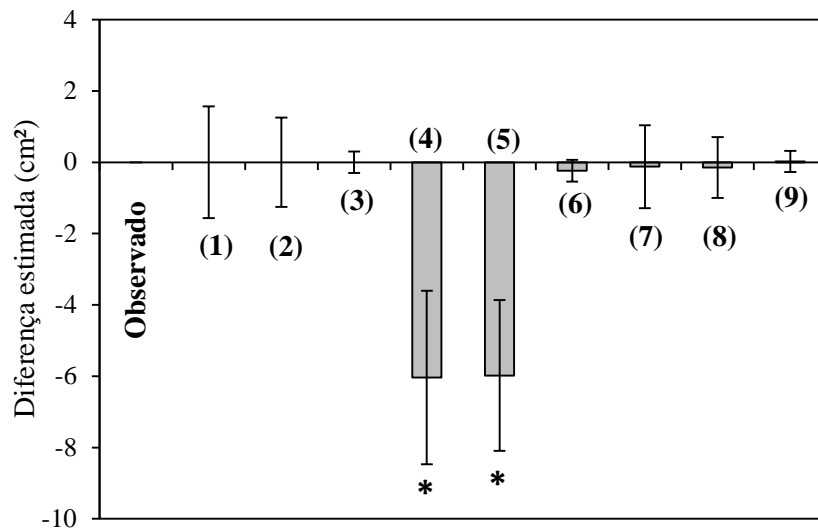


Figura 42. Análise estatística do desvio da área estimada, folhas de *P. schomburgkiana*. As colunas verticais indicam o resíduo e as barras sobre estas denotam intervalos de confiança (99% pela distribuição *t*-Student), os asteriscos ( \* ) denotam equações viesadas.

A equação do modelo linear simples (3), aparentemente demonstrou ser precisa ( $R^2_{aj}=0,9961$ ;  $S_{xy}=2,8276$ ), sobretudo para folhas maiores, contudo sua extrapolação não é recomendada, uma vez que os parâmetros ajustados provocam subestimativa de folhas menores, especialmente quando  $C \times L \leq 1,5$  cm (Fig. 43A). Esta condição foi confirmada em ~4% da amostra de folhas; fatores tornam a utilização desta equação limitada, desqualificando-a das análises posteriores. O modelo de dimensão única (8) apresentou tendenciosidade em ~ 4% da amostra, sobretudo quando a 'L' menor que 5,5 cm. Somado a isso, altos erros relativos é demonstrado, na ordem de -62,73 a 40,58% (Fig. 43C); fatos que também confirma a limitação para classe de folha mencionada, sendo desconsiderado das análises seguintes. De modo geral, os melhores ajustes são obtidos através dos modelos que utilizam o produto das dimensões ( $C \times L$ ), modelo linear (6) e potencial (9), que evidenciaram

a menor dispersão dos erros, bem como homogeneidade na variância residual, sendo estes erros em torno de -19,28 a 14,40%, no primeiro caso (Fig. 43B) e 21,99 a -12,81% (Fig. 43D) para o segundo caso. Os erros destes modelos, por sua vez, são considerados normais e refletem os efeitos da alta variabilidade em termo do tamanho das folhas ( $\bar{x}_i = 66,56 \text{ cm}^2 \pm 45,55 \text{ cm}^2$ ).

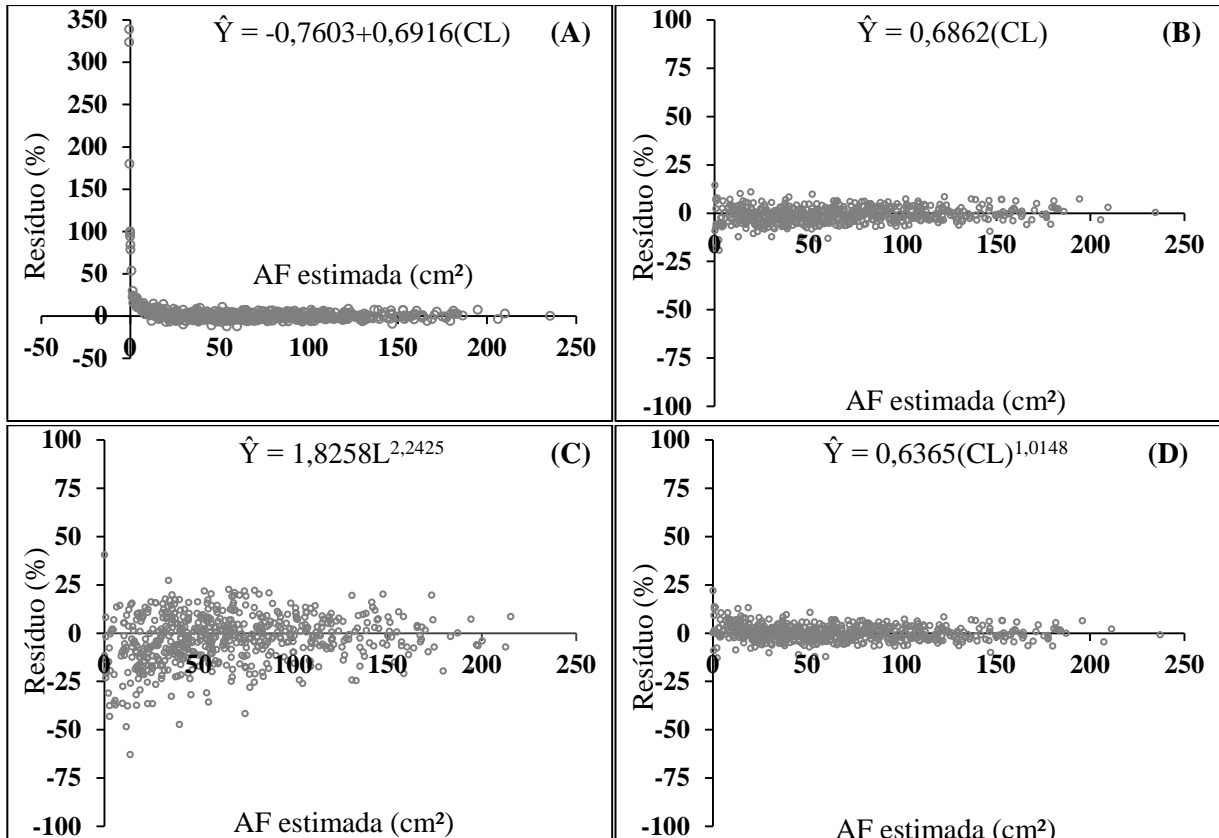


Figura 43. Diagrama de dispersão dos resíduos relativos ( $E_i$  %) para as estimativas de AF de *P. schomburgkiana*, obtidas através dos modelos lineares 3 (A) e 6 (B) e modelos de potência 8 (C) e 9 (D).

A associação simultânea da variável resposta (AF) em função da variável explicativa (CxL) é expressa para as equações mais precisas, (6) (Fig. 44A) e (9) (Fig. 44B). Onde nota-se pequena dispersão dos valores expressos em torno da média, boa amplitude amostral de folhas (0,22 a 235,37  $\text{cm}^2$ ), bem como ausência de valores aberrantes nas associações. Dentre todas as associações, o coeficiente de determinação é maior nos modelos que utilizam o produto das dimensões (CxL), o que aponta elevada associação linear entre estas variáveis. Esse perfil indica que ambas as equações poderiam estimar com segurança a AF de *P. schomburgkiana*; fato corroborado pela análise de validação dos modelos (Fig. 45), que demonstrou que todos os parâmetros ajustados para os dois modelos são considerados estáveis. Entretanto, tendo em vista os menores desvios e erro padrão das estimativas ( $S_{xy}$ ) (Tab. 13; Fig. 42), bem como o valor de  $R^2_{aj}$ , recalculado através da amostra de validação

(Fig. 45), tem-se que o modelo de estimativa (9) deve ser preferível. Por outro lado, de forma a simplificar a análise de dados em condição de campo, o modelo (6) também poderia ser utilizado com segurança. De tal maneira, caberá ao pesquisador, no momento da sua utilização, escolher qual o melhor modelo a ser adotado.

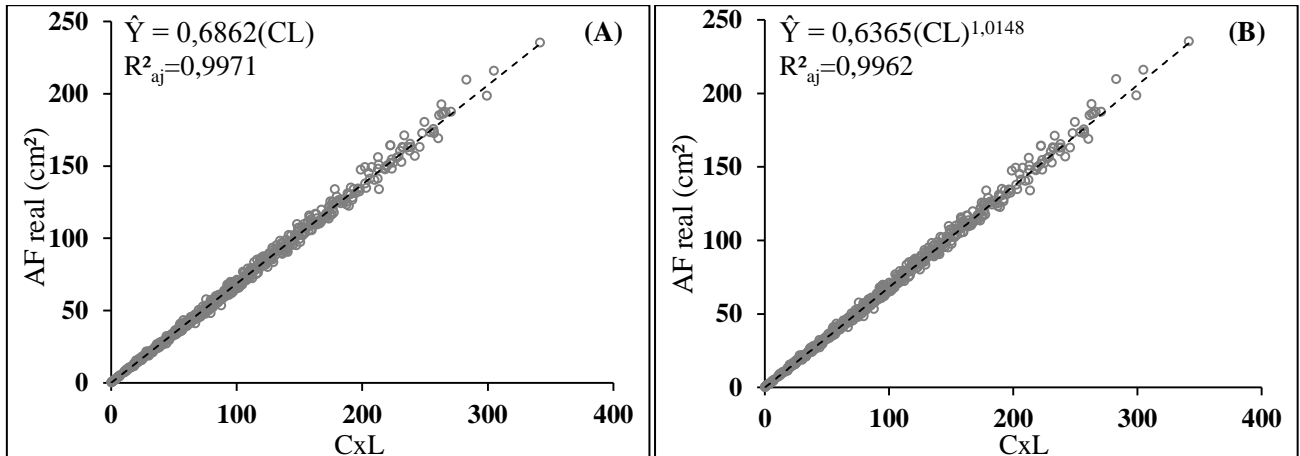


Figura 44. Diagrama de dispersão entre AF real e a variável explicativa (CxL) usando modelo linear, 6 (A) e o modelo de potência 9 (B) para folhas de *P. schomburgkiana*.

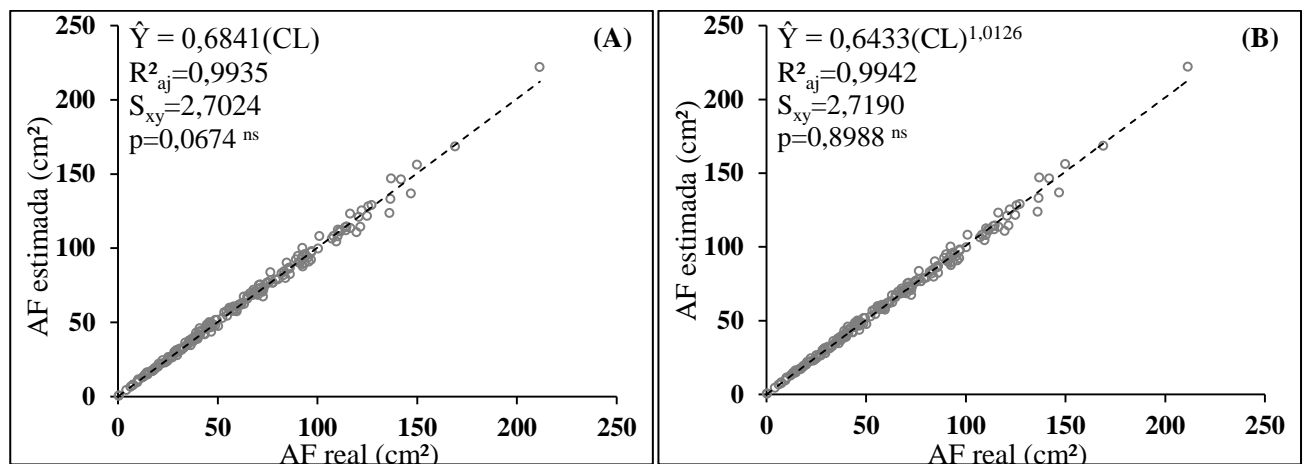


Figura 45. Diagrama de dispersão (amostra de validação), AF estimada versus AF real, usando modelo linear 6 (A) e um modelo de potência 9 (B) para folhas de *P. schomburgkiana*.

#### 4.12 Equações Alométricas de *P. heptaphyllum*

Todos os modelos ajustados para estimar a área foliar de *P. heptaphyllum* demonstraram forte correlação entre as medidas lineares do limbo foliar e a AF real ( $R^2_{aj}$  variando entre 0,8873 e 0,9966;  $p < 0,01$ ) (Tab. 14). Contudo, os modelos lineares simples (1) e (2), que tomam as dimensões ‘C’ e ‘L’ como fator único, foram descartados. Estas equações apontaram estimativas tendenciosas em parte das amostras; 6,2% dos folíolos, sobretudo quando a  $AF \leq 14 \text{ cm}^2$  (Equação 1) e 10,8% dos folíolos, especialmente quando a

$AF \leq 20 \text{ cm}^2$  (Equação 2), quando consultados os erros relativos superiores a 40%. Ambos os modelos verificaram maior tendência em subestimar os valores reais de AF, além de elevados limites de confiança apresentados pelos coeficientes de interceptação ( $\beta_0$ ); que tornam as estimativas imprecisas e pouco confiáveis, causando, portanto, heterocedasticidade no padrão de dispersão dos resíduos.

Os modelos lineares modificados (4) e (5), também provaram ser tendenciosos, uma vez que os valores significativos do coeficiente de determinação apresentados pelos modelos ( $R^2_{aj}=0,9484$  e  $0,9364$ ) não corroboram com os elevados valores dos erros de estimativa ( $S_{xy}$ ), e com os elevados valores do  $QM_{resíduo}$  (Tab. 14). Somado a isso, estes modelos também apresentaram tendenciosidade através da análise dos desvios (Fig. 46), bem como pelo padrão de dispersão dos resíduos com comportamento heterocedástico (dados não mostrados), *in totum*, esses critérios confirmam a exclusão das equações (4) e (5).

Tabela 14. Modelos, coeficientes de regressão ( $\beta_0$ ,  $\beta_1$ ), erros padrão das estimativas ( $S_{xy}$ ), coeficientes de determinação ajustados ( $R^2_{aj}$ ), graus de liberdade dos resíduos ( $Gl_{res.}$ ), quadrado médio do resíduo ( $QM_{resid.}$ ) e equação estimadora da área foliar ( $\hat{Y}$ ) em função das medidas lineares das fólíolos de *P. heptaphyllum*.

Modelo	Coeficientes		$S_{(xy)}$	$R^2_{aj}$	$Gl_{res}$	$QM_{resid.}$	p	Estimador = ( $\hat{y}$ )
	$\beta_0$	$\beta_1$						
(1)	-22,5976	4,7916	5,2393	0,9187	598	27,4504	<0,01	$\hat{Y} = -22,5976 + 4,7916C$
(2)	-26,0015	15,5076	6,1706	0,8873	598	38,0757	<0,01	$\hat{Y} = -26,0015 + 15,5076L$
(3)	-0,2321	0,6950	1,6080	0,9923	598	2,5856	<0,01	$\hat{Y} = -0,2321 + 0,6950(CL)$
(4)	-	3,0359	8,5545	0,9484	599	73,1792	<0,01	$\hat{Y} = 3,0359C$
(5)	-	9,2640	9,5243	0,9364	599	90,7119	<0,01	$\hat{Y} = 9,2640L$
(6)	-	0,6913	1,6104	0,9966	599	2,5935	<0,01	$\hat{Y} = 0,6913(CL)$
(7)	0,4438	1,7342	4,9664	0,9270	598	24,6655	<0,01	$\hat{Y} = 0,4438C^{1,7342}$
(8)	2,4668	1,8910	5,6998	0,9038	598	32,4878	<0,01	$\hat{Y} = 2,4668L^{1,8910}$
(9)	0,6722	1,0066	1,6086	0,9923	598	2,5877	<0,01	$\hat{Y} = 0,6722(CL)^{1,0066}$

A análise dos parâmetros de ajuste e estatística dos desvios apontam que os melhores ajustes são apresentados pelas equações (3), (6) e (9), que utilizam o produto (CxL). Estas equações demonstraram os maiores valores do  $R^2_{aj}$ , bem como redução substancial dos erros ( $S_{xy}$ ) e do  $QM_{resíduo}$  (Tab. 14). No que se refere aos modelos de dimensão única (7) e (8), a utilização da dimensão ‘C’ demonstra melhor coeficiente de determinação ajustado ( $R^2_{aj}=0,9270$ ), em relação ao modelo de dimensão ‘L’ ( $R^2_{aj}=0,9038$ ), todavia, entende-se que a

análise do padrão de dispersão dos resíduos deva ser mostrada, para estes dois últimos (7), (8) e para (3), (6) e (9) a fim de apurar os critérios de seleção (Fig. 47).

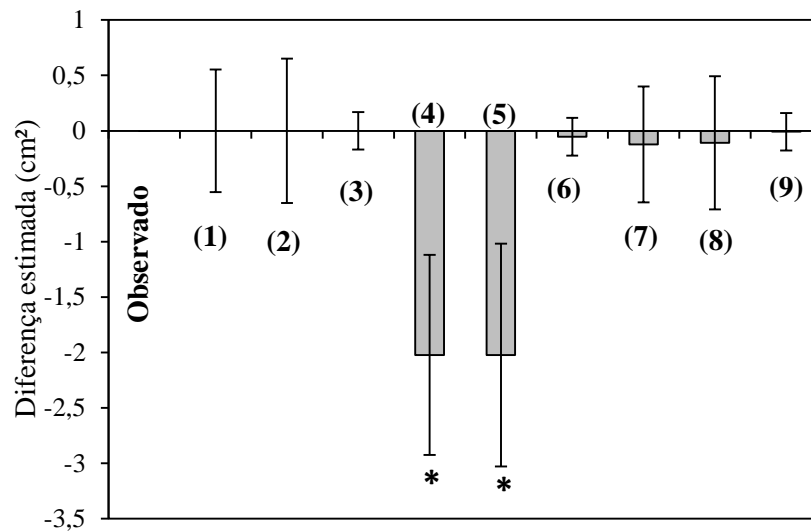


Figura 46. Análise estatística do desvio da área estimada, folíolos de *P. heptaphyllum*. As colunas verticais indicam o resíduo e as barras sobre estas denotam intervalos de confiança (99% pela distribuição *t*-Student), os asteriscos ( \* ) denotam equações viesadas.

A utilização do modelo linear simples (3) apresentou bons ajustes, sendo os erros normais e homogêneos (-16,49 a 10,56%). Não foi verificada tendência para superestimação ou subestimação por este modelo (Fig. 47A), o que torna este modelo um forte candidato. Em relação aos modelos que utilizam as dimensões ‘C’ e ‘L’, como fator único, nota-se que o modelo (7), apresenta forte tendenciosidade (-85,39 a 29,83%) em subestimar folíolos menores, sobretudo quando  $C \leq 5,5$  cm (Fig. 47C), logo sendo descartado. A substituição pela dimensão ‘L’ pelo modelo potencial (8) conseguiu reduzir a variação residual, quando comparado a equação (7). Contudo, a utilização deste modelo (8) requer cuidados, uma vez que os erros relativos encontrados sugere superestimativa os valores reais de AF (-53,24 a 33,0%) (Fig. 47D). As discrepâncias encontradas nestas equações somam critérios de descarte para os modelos de dimensão única (7) e (8). Em contra partida, os melhores ajustes são obtidos através das equações (3), (6) e (9), as quais mostraram erros relativos baixos em torno de -13,88 a 13,97%, sendo estas variações consideradas normais, possivelmente atribuídas aos folíolos (multifoliados).



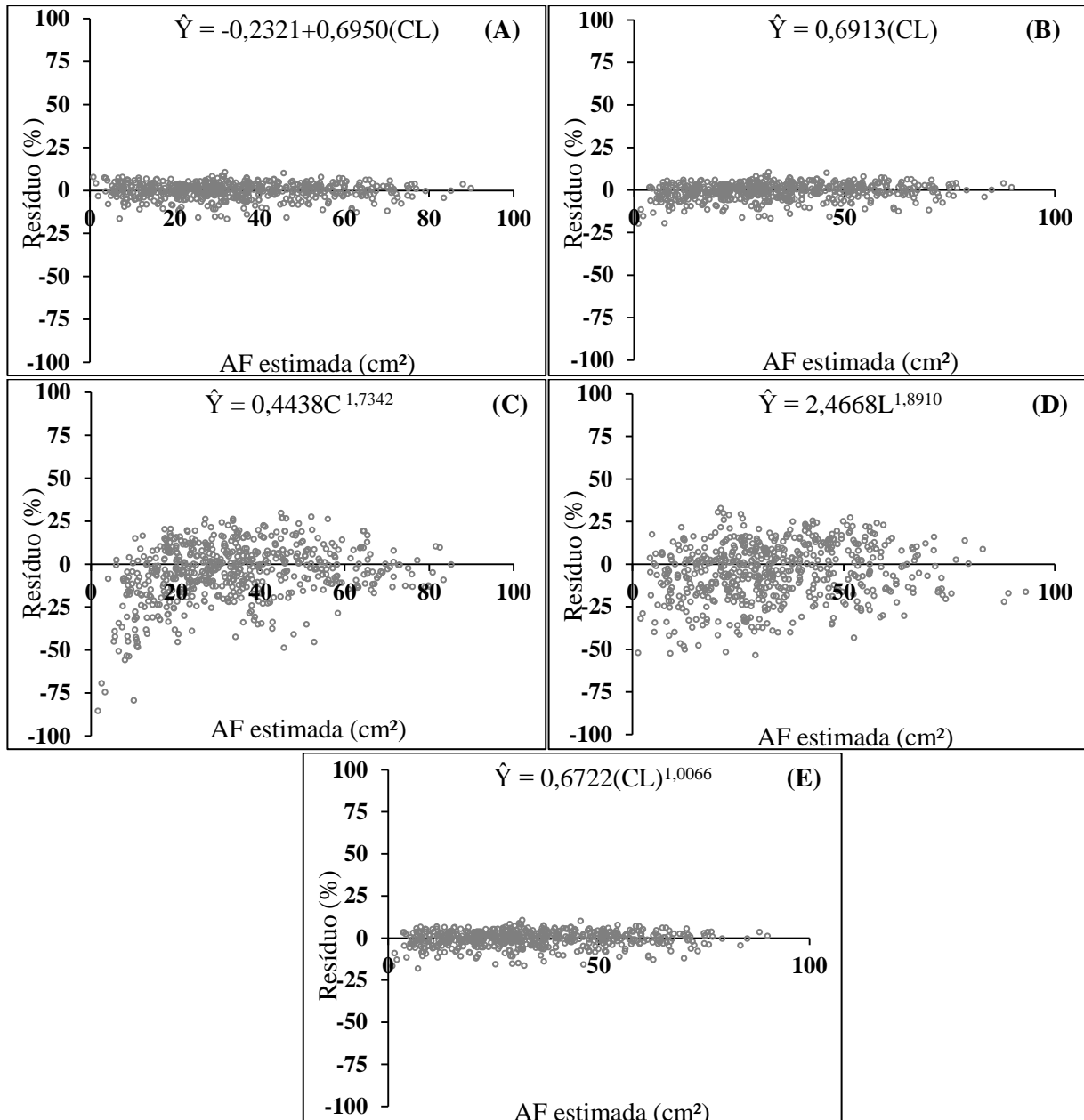


Figura 47. Diagrama de dispersão dos resíduos relativos ( $E_i$  %) para as estimativas da AF de *P. heptaphyllum*, obtidas através dos modelos lineares 3 (A) e 6 (B) e os modelos de potência 7 (C), 8 (D) e 9 (E).

A associação simultânea da variável resposta (AF), em função da variável e explicativa (CxL), é expressa a partir dos modelos pré-selecionados (Fig. 48). Essa análise gráfica confirma que essas três equações apresentam indícios de excelência, os coeficientes de determinação ( $R^2_{aj}$ ) obtidos por meio da associação (AF *versus* CxL), foi significativa em todos os modelos, onde se observa ausência valores aberrantes na amostra, bem como a ampla variação amostral de folíolos (0,83 a 91,40 cm<sup>2</sup>). A superioridade destes três modelos é confirmada através da análise da amostra de validação, uma vez que todas estas equações foram capazes de prever valores de AF semelhantes aos valores reais (Fig. 49). Apesar de terem parâmetros estatísticos muito semelhantes, o modelo linear simples (3) reduziu o valor

do  $R^2_{aj}$  recalculado através da amostra de validação, em relação aos demais modelos aprovados (Fig. 49A). Desse modo, pela ordem de classificação, dentre as equações (6) e (9), que, são teoricamente mais precisas, recomenda-se a utilização da equação potencial (9), em razão dos menores erros ( $S_{xy}$ ) e dos baixos desvios encontrados na equação de ajuste (Tab. 14; Fig. 46). Somado a isso, observa-se menores valores do erro padrão das estimativas ( $S_{xy}$ ), na equação da amostra de validação (Fig. 49C).

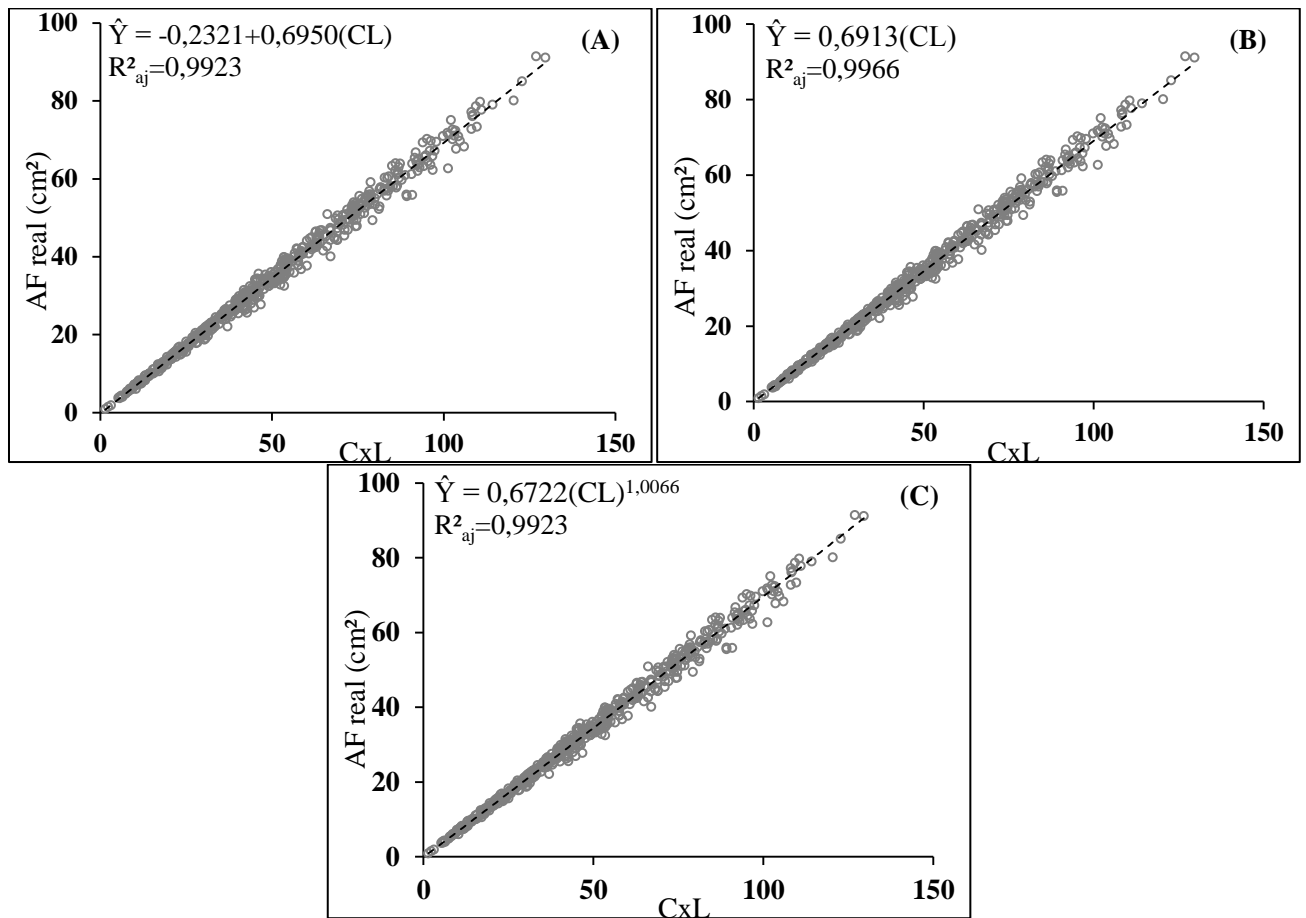


Figura 48. Diagrama de dispersão entre AF real e a variável explicativa (CxL) usando modelos lineares 3 (A), 6 (B) e de potência 9 (C) para folíolos de *P. heptaphyllum*.

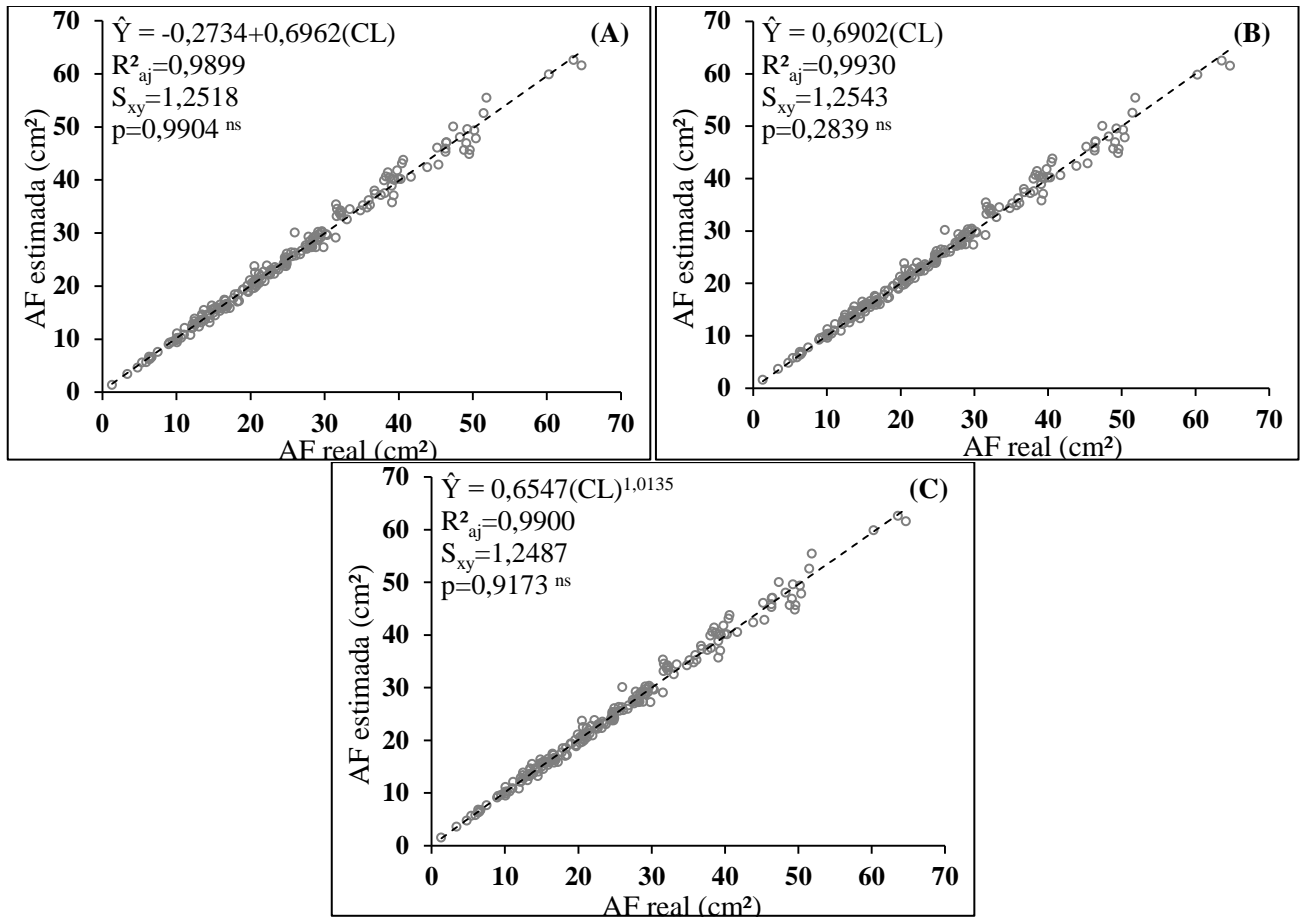


Figura 49. Diagrama de dispersão (amostra de validação), AF estimada versus AF real, usando modelos lineares 3 (A), 6 (B) e de potência 9 (C) para folíolos de *P. heptaphyllum*.

#### 4.13 Equações Alométricas de *S. amara*

Todos os modelos ajustados para estimar a área foliar de *S. amara* demonstraram forte correlação entre as medidas lineares do limbo foliar e a AF real ( $R^2_{aj}$  variando entre 0,8607 e 0,9978;  $p < 0,01$ ) (Tab. 15). No entanto, os modelos lineares simples (1) e (2) foram desqualificados devido o padrão de dispersão dos erros que não segue uma distribuição normal (heterocedasticidade). Ademais, estimativas tendenciosas foram encontradas em 10,8% da amostra, sobretudo, quando a AF  $< 10$  cm<sup>2</sup> (Equação 1) e 17% da amostra, quando a AF  $< 20$  cm<sup>2</sup> (Equação 2), com erros relativos superiores a 40%; fatores que descartam ambos os modelos.

Os modelos lineares modificados (4) e (5) demonstraram aumento significativo dos valores do  $R^2_{aj} = 0,9639$ ;  $0,9463$ ; em contrapartida, verificaram os maiores valores para o  $QM_{resíduo} = 40,5947$ ;  $61,2619$ , em relação aos demais modelos. Nestes casos, o aumento do  $R^2_{aj}$  não significou ganho de precisão, sendo este parâmetro um estimador tendencioso para a população. Além disso, a utilização destes modelos subestima os valores reais de AF, uma vez

que os desvios se mostraram elevados, sendo as diferenças estimadas fora dos limites estabelecidos pelo intervalo de confiança (Fig. 50).

Tabela 15. Modelos, coeficientes de regressão ( $\beta_0$ ,  $\beta_1$ ), erros padrão das estimativas ( $S_{xy}$ ), coeficientes de determinação ajustados ( $R^2_{aj}$ ), graus de liberdade dos resíduos ( $Gl_{resd.}$ ), quadrado médio do resíduo ( $QM_{resid.}$ ) e equação estimadora da área foliar ( $\hat{Y}$ ) em função das medidas lineares de folíolos de *S. amara*.

Modelo	Coeficientes		$S_{(xy)}$	$R^2_{aj}$	$Gl_{res}$	$QM_{resid.}$	p	Estimador = ( $\hat{y}$ )
	$\beta_0$	$\beta_1$						
(1)	-13,6686	4,2720	4,2346	0,9361	598	17,9315	<0,01	$\hat{Y} = -13,6686 + 4,2720C$
(2)	-14,1927	12,8845	6,2516	0,8607	598	39,0829	<0,01	$\hat{Y} = -14,1927 + 12,8845L$
(3)	0,0136	0,7624	0,8260	0,9976	598	0,6822	<0,01	$\hat{Y} = 0,0136 + 0,7624(CL)$
(4)	-	3,0950	6,3714	0,9639	599	40,5947	<0,01	$\hat{Y} = 3,0950C$
(5)	-	9,1967	7,8270	0,9463	599	61,2619	<0,01	$\hat{Y} = 9,1967L$
(6)	-	0,7626	0,8253	0,9978	599	0,6811	<0,01	$\hat{Y} = 0,7626(CL)$
(7)	0,5833	1,6645	3,2822	0,9616	598	10,7728	<0,01	$\hat{Y} = 0,5833C^{1,6645}$
(8)	2,0640	2,0697	3,9973	0,9431	598	15,9784	<0,01	$\hat{Y} = 2,0640L^{2,0697}$
(9)	0,7776	0,9952	0,8237	0,9976	598	0,6785	<0,01	$\hat{Y} = 0,7776(CL)^{0,9952}$

A partir da análise estatística dos desvios e dos parâmetros de ajuste, não foi possível encontrar diferenças expressivas entre as equações dos modelos de fator duplo (3), (6) e (9) (Tab. 15, Fig. 50). Estas equações denotaram redução significativa do  $QM_{residuo}$  e aumento expressivo do coeficiente de determinação ( $R^2_{aj}$ ), em relação as demais modelos. Em relação às equações de dimensão única, tem-se que a utilização da dimensão 'L', sugere maior precisão pela diminuição dos desvios apresentados (Fig. 50); contudo, esta condição será levantada com mais detalhes através da análise gráfica do padrão de dispersão dos resíduos, para o conjunto de equações pré-selecionadas (3), (6), (7), (8) e (9) (Fig. 51).

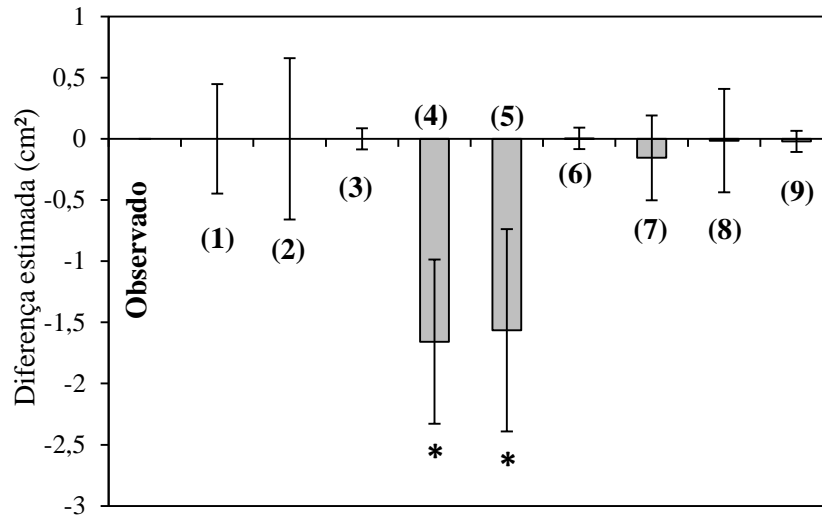


Figura 50. Análise estatística do desvio da área estimada, folíolos de *S. amara*. As colunas verticais indicam o resíduo e as barras sobre estas denotam intervalos de confiança (99% pela distribuição *t*-Student), os asteriscos ( \* ) denotam equações viesadas.

Todos os modelos que utilizam o produto CxL, obtiveram bons ajustes (Fig. 50), o que justifica os parâmetros estatísticos anteriormente apresentados. Nestes modelos não foi encontrado tendência para superestimação ou subestimação, os resíduos se mostram independentes e a variância dos erros aproximadamente constante. Os erros relativos encontrados nestes modelos se mantêm muito semelhantes, na ordem de -24,43 a 7,31 (Equação 3; Fig. 51A); -14,77 a 8,99% (Equação 6; Fig. 51B) e 17,11 a 7,16% (Equação 9; Fig. 51E). Por outro lado, os modelos de dimensão única se mostraram ineficazes, uma vez que o modelo potencial (7) superestimou folhas menores que 7,5 cm de comprimento (~12% da amostra), efeito traduzido pela heterocedasticidade na variância do erro (-436,8% a 25,1%) (Fig. 51C). Igualmente a anterior, a dimensão 'L' mesmo tendo demonstrado ligeiro aumento de precisão (-64,6% a 69,4%), contudo, neste caso, as estimativas são tendenciosas, uma vez que os valores reais de AF foi ora superestimada, ora subestimada (Fig. 51D), aproximadamente 6,5% das folhas amostradas; condição que exclui tais equações das análises seguintes. Portanto, o conjunto de fatores anteriormente apresentados justificam a exclusão dos modelos (7) e (8) e incluem as equações (3), (6) e (9) das análises posteriores (Fig. 52).

O diagrama de dispersão dos valores em torno da reta de regressão provam que as equações (3), (6) e (9) apresentam ajustes semelhantes (Fig. 52), demonstrando amplitude ótima de amostragem (0,11 a 83,46 cm<sup>2</sup>) e ausência total de valores aberrantes na amostra. Os pontos dos diagramas de dispersão se aproximam a uma reta, com significativos valores do  $R^2_{aj}$ , isto, em virtude da forte correlação existente entre a AF e o produto (CxL).

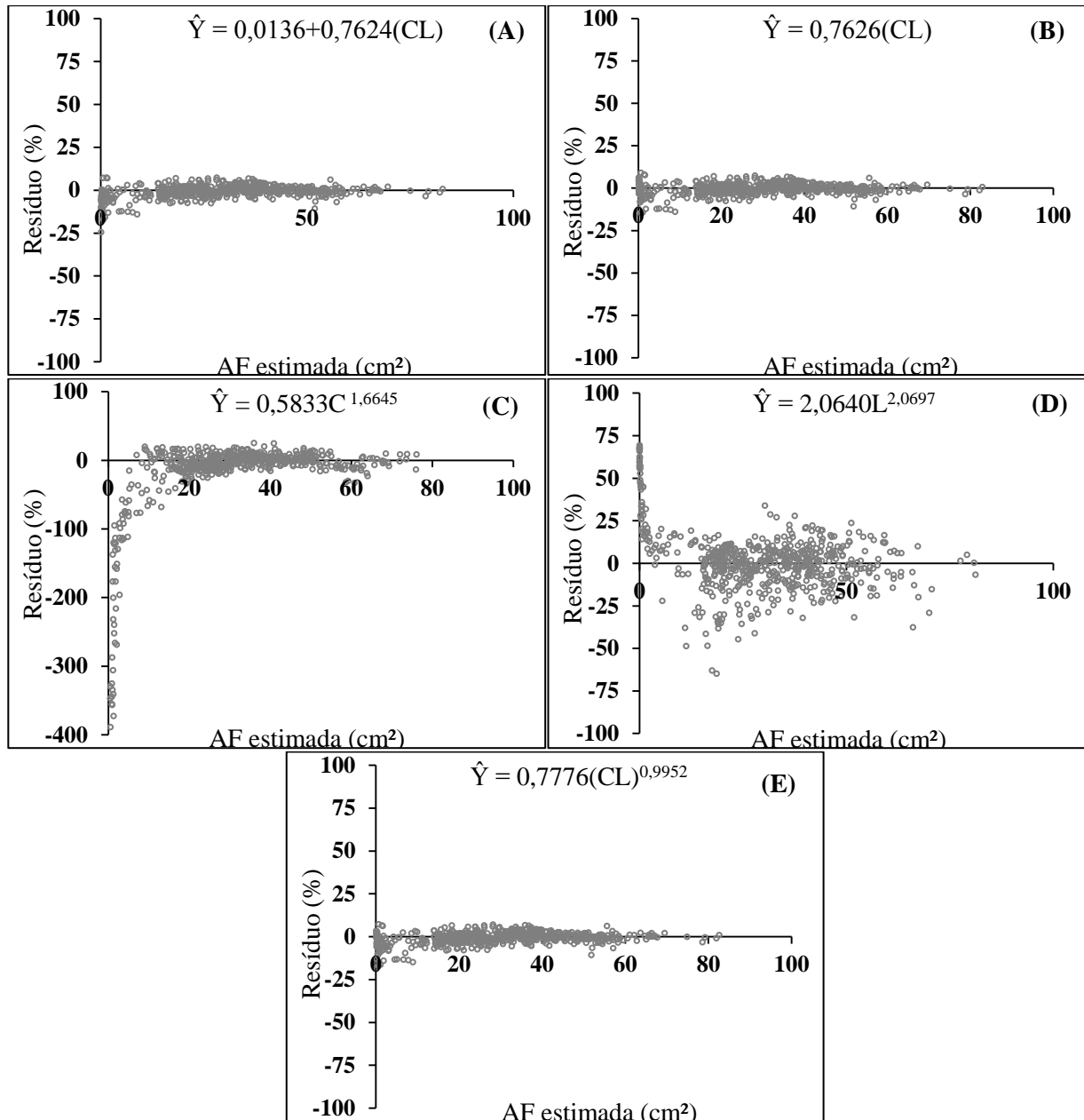


Figura 51. Diagrama de dispersão dos resíduos relativos ( $E_i$  %) para as estimativas de AF de *S. amara*, obtidas através dos modelos lineares 3 (A) e 6 (B) e os modelos de potência 7 (C), 8 (D) e 9 (E).

Os testes de validação realizados a partir das amostras de validação (Fig. 53), confirmam a eficiência das estimativas para as equações (3), (6) e (9), através dos significativos coeficientes de determinação ( $R^2_{aj}$ ) e da semelhança entre os valores estimados e reais de AF, para cada equação, que não diferem ( $p > 0,01$ ). No entanto, apesar de todas as equações serem precisas e demonstrarem parâmetros estatísticos de ajuste muito semelhantes, um aspecto fundamenta a recomendação da equação potencial (9). A sensível diminuição do erro padrão das estimativas ( $S_{xy}$ ), encontrados tanto pela equação de ajuste (Tab. 15), quanto pela amostra de validação, em relação aos demais modelos aprovados (Fig. 53).

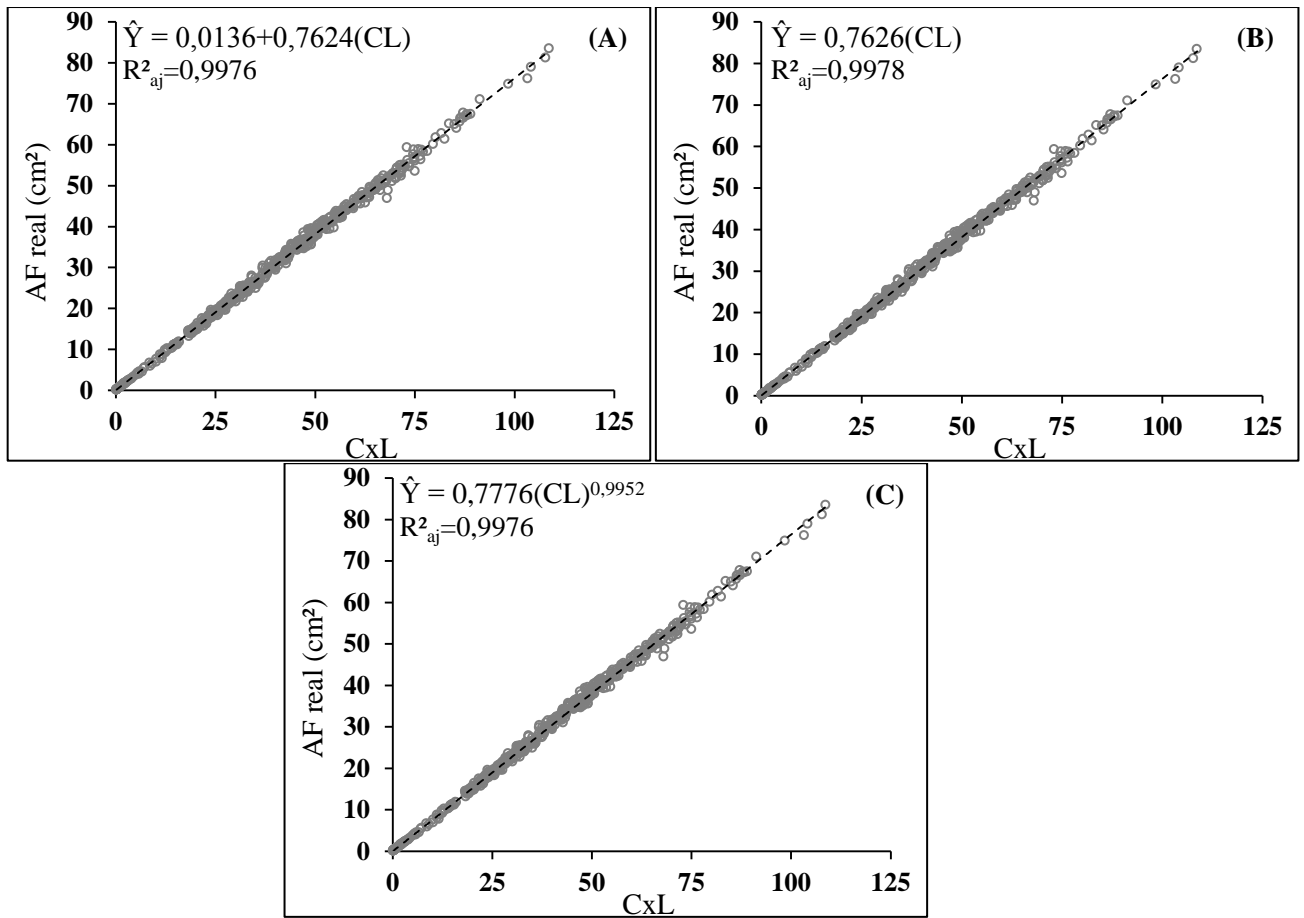


Figura 52. Diagrama de dispersão entre AF real e a variável explicativa (CxL) usando modelo lineares 3 (A), 6 (B) e um modelo de potência, 9 (C) para fólíolos de *S. amara*.

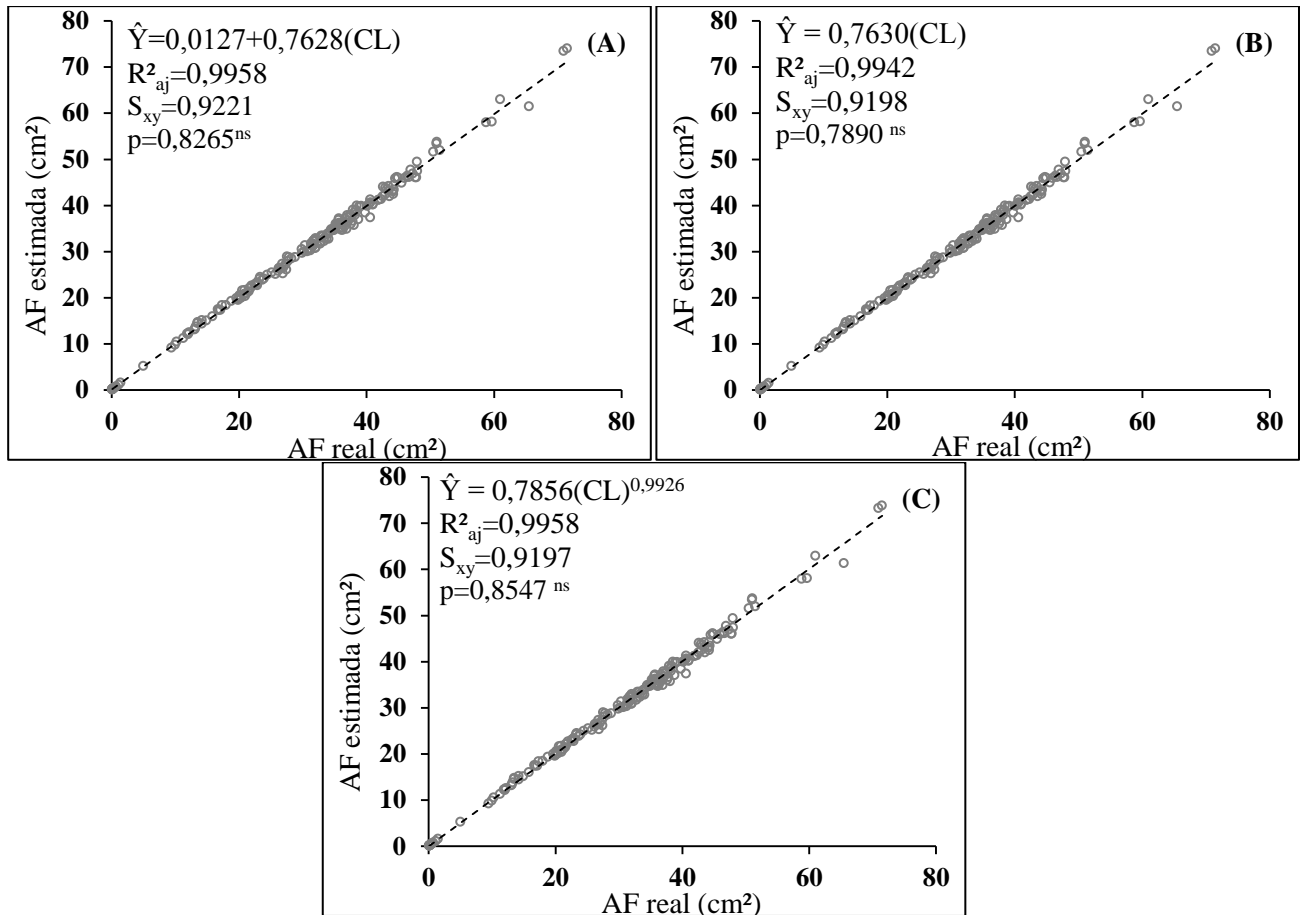


Figura 53. Diagrama de dispersão (amostra de validação), AF estimada versus AF real, usando modelos lineares 3 (A), 6 (B) e um modelo de potência 9 (C) para folíolos de *S. amara*.

#### 4.14 Equações Alométricas de *T. guianensis*

Todos os modelos ajustados para estimar a área foliar de *T. guianensis* demonstraram forte correlação entre as medidas lineares do limbo foliar e a AF real ( $R^2_{aj}$  variando entre 0,8533 e 0,9968;  $p < 0,01$ ) (Tab. 16). No entanto, a utilização dos modelos lineares simples (1) e (2) são considerados indevidos, tendo em vista os expressivos valores do  $QM_{resíduo}$  (113,7538 e 194,9815). A superfície foliar dos folíolos, nestes modelos foi ora subestimada ora superestimada, um efeito clássico causado pela heterocedasticidade da variância residual, que reproduziu estimativas enviesadas em grande parte das folhas – cerca de 16,2% da amostra na (Equação 1) e 27,1% da amostra na (Equação 2), quando verificados os erros relativos superiores a 40 %.

Também provaram ser ineficientes as equações dos modelos lineares modificados (4) e (5), nestes modelos a média absoluta dos desvios difere de zero a uma probabilidade de 99% pelo teste *t*-Student. A utilização destes modelos causam perdas significativas de precisão, levando a subestimativa dos valores de AF (Fig. 54). De mesmo modo, a equação do modelo



linear modificado (6), também provou ser inadequada, devendo ser excluída das demais análises (Fig. 54). Ademais, retomando a análise dos modelos (4) e (5), nota-se que os valores do  $QM_{\text{resíduo}}$ , são relativamente altos, e não corroboram com os valores descritos pelo coeficiente de determinação ( $R^2_{\text{aj}}$ ). Nestas condições, o uso  $R^2_{\text{aj}}$  pode trazer uma série de interpretações equivocadas, já que neste caso, se trata de um parâmetro estatístico não confiável.

Tabela 16. Modelos, coeficientes de regressão ( $\beta_0$ ,  $\beta_1$ ), erros padrão das estimativas ( $S_{xy}$ ), coeficientes de determinação ajustados ( $R^2_{\text{aj}}$ ), graus de liberdade dos resíduos ( $Gl_{\text{resd.}}$ ), quadrado médio do resíduo ( $QM_{\text{resid.}}$ ) e equação estimadora da área foliar ( $\hat{Y}$ ) em função das medidas lineares dos folíolos de *T. guianensis*.

Modelo	Coeficientes		$S_{(xy)}$	$R^2_{\text{aj}}$	$Gl_{\text{res}}$	$QM_{\text{resid.}}$	p	Estimador = ( $\hat{y}$ )
	$\beta_0$	$\beta_1$						
(1)	-28,0238	5,9496	10,6655	0,9144	598	113,7538	<0,01	$\hat{Y} = -28,0238 + 5,9496C$
(2)	-32,2088	18,2470	13,9636	0,8533	598	194,9815	<0,01	$\hat{Y} = -32,2088 + 18,2470L$
(3)	-1,7071	0,7465	2,2046	0,9963	598	4,8603	<0,01	$\hat{Y} = -1,7071 + 0,7465(CL)$
(4)	-	4,1778	15,5731	0,9361	599	242,5228	<0,01	$\hat{Y} = 4,1778C$
(5)	-	12,1589	18,4883	0,9107	599	341,8176	<0,01	$\hat{Y} = 12,1589L$
(6)	-	0,7300	2,4087	0,9968	599	5,8019	<0,01	$\hat{Y} = 0,7300(CL)$
(7)	0,4104	1,8129	7,6004	0,9565	598	57,7656	<0,01	$\hat{Y} = 0,4104C^{1,8129}$
(8)	1,7454	2,1116	9,1341	0,9372	598	83,4309	<0,01	$\hat{Y} = 1,7454L^{2,1116}$
(9)	0,5822	1,0476	2,0520	0,9968	598	4,2107	<0,01	$\hat{Y} = 0,5822(CL)^{1,0476}$

Em consonância com os parâmetros de ajuste e da análise estatística dos desvios, as equações mais precisas foram obtidas através do modelo linear simples (3) e dos modelos de potência, (7), (8) e (9). Cumpre ressaltar que dentre os modelos de fator único, a utilização da dimensão ‘C’, demonstra ajustes mais precisos em substituição da dimensão ‘L’ (Tab. 16, Fig. 54). Desse modo, entende-se a utilização da dimensão ‘C’, pela equação potencial (7) é preferível em relação a dimensão ‘L’, (Equação 8). Fato que pode ser confirmado em razão dos menores desvios ( $S_{xy}=7,6004$ ), bem como do menor valor do  $QM_{\text{resíduo}}=57,7656$ , demonstrado pela equação do modelo (7). Assim, os modelos parcialmente selecionados (3), (7) e (9) foram avaliados através do padrão de dispersão dos resíduos (Fig. 55).

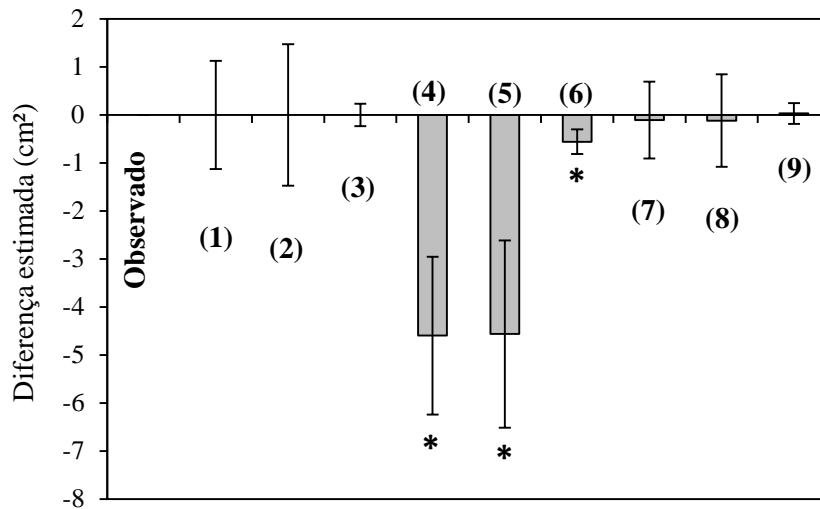


Figura 54. Análise estatística do desvio da área estimada, folíolos de *T. guianensis*. As colunas verticais indicam o resíduo e as barras sobre estas denotam intervalos de confiança (99% pela distribuição *t*-Student), os asteriscos ( \* ) denotam equações viesadas.

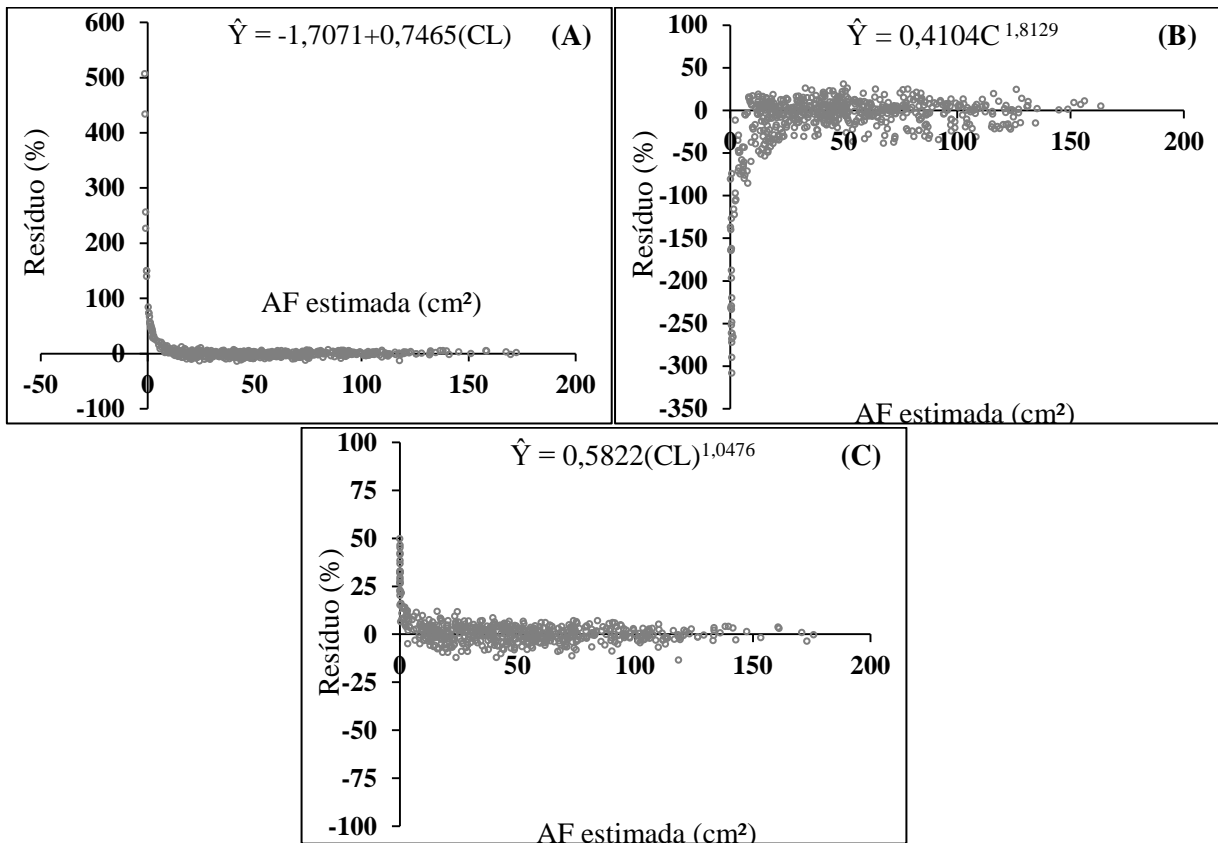


Figura 55. Diagrama de dispersão dos resíduos relativos ( $E_i$  %) para as estimativas de AF de *T. guianensis* obtidas através do modelo linear 3 (A) e modelos de potência 7 (B) e 9 (C).

O modelo linear simples (3), embora tenha apresentado parâmetros estatísticos satisfatórios ( $R^2_{aj} = 0,9963$ ;  $S_{xy} = 2,2046$ ), no entanto este modelo provou ser expressamente limitado, sobretudo quando  $C \times L \leq 5,5$  cm (Fig. 55A), fato evidenciado em 9,3% dos folíolos amostrados. Da mesma maneira, a utilização do modelo de dimensão única (7), gera resíduos aproximadamente constantes para folhas maiores; entretanto, a medida que a dimensão ‘C’ se

aproxima de zero, os resíduos relativos tendem a aumentar, superestimando os valores observados de AF, sobretudo quando  $'C' \leq 4,5$  cm (Fig. 55B). Assim, o melhor ajuste pode ser obtido pela equação do modelo potencial (9), embora tenha se constatado uma pequena área com ligeiro aumento dos erros relativos, especialmente quando o  $CxL < 1$  cm (Fig. 55C). Estes erros são desprezíveis, sendo estes atribuídos às pequenas diferenças na proporção do 'C' e 'L', uma vez que os folíolos de *T. guianensis* não são perfeitamente oblongos, sobretudo nas fases, inicial e final de desenvolvimento.

Com base na análise do diagrama de dispersão dos pontos em torno da reta de regressão verifica-se que a equação (9) apresenta estreita relação entre as variáveis ( $R^2_{aj}=0,9981$ ), condição que é semelhante para toda amplitude de folíolos (0,30 a 175,48 cm<sup>2</sup>). A amostra de validação confirma essa tendência, uma vez que os valores estimados pela equação não diferem significativamente dos valores reais (Fig. 57). Portanto, a equação (9) é a mais indicada para a estimativa da AF de *T. guianensis*, podendo ser usada em todas as classes de tamanho das folhas, desde as iniciais até as completamente desenvolvidas.

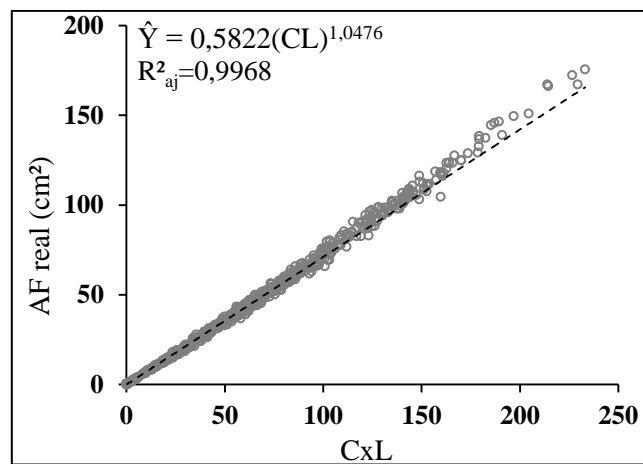


Figura 56. Diagrama de dispersão entre AF real e a variável explicativa (CxL) usando modelo o potência (9) para folíolos de *T. guianensis*.

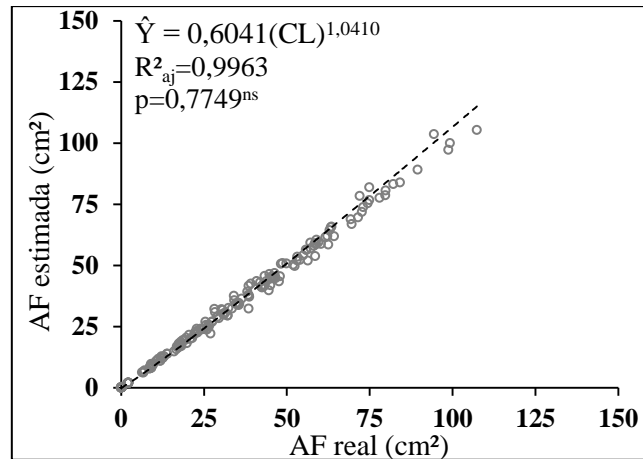


Figura 57. Diagrama de dispersão (amostra de validação), AF estimada *versus* AF real, usando modelo de potência (9) para folíolos de *T. guianensis*.

#### 4.15 Equações Alométricas de *T. spruceanum*

Todos os modelos ajustados para estimar a área foliar de *T. spruceanum* demonstraram forte correlação entre as medidas lineares do limbo foliar e a AF ( $R^2_{aj}$  variando entre 0,8551 e 0,9969;  $p < 0,01$ ) (Tab. 17). No entanto, os modelos lineares simples que utilizam as dimensões 'C' e 'L' como fator único, foram descartados. Estes modelos demonstraram estimativas tendenciosas para ~12% da amostra (Equação 1) e de ~19% das folhas (Equação 2), sendo relatados erros relativos superiores a 40%. Ademais, observa-se que as constantes de interceptação ( $\beta_0$ ), foram taxadas por valores muito negativos (Tab. 17), o que traduziu predições não realistas. A área foliar em ambos os modelos, foi ora subestimada, ora superestimada, fato associado a não normalidade da dispersão dos resíduos (heterocedasticidade); fatores que confirmam a exclusão desses modelos das demais etapas de análise.

As equações dos modelos lineares modificados (4) e (5) demonstram ser tendenciosas pela elevação dos valores do  $QM_{resíduo}$  (731,7872 e 1039,3230) e pelo aumento expressivo dos desvios, sendo estes diferentes de zero a uma probabilidade de 99% pelo teste *t*-Student (Fig. 58), bem como heterocedasticidade no padrão de dispersão dos resíduos. Igualmente aos anteriores, o modelo linear modificado (6) também provou ser imparcial, uma vez que a média dos desvios é diferente de zero (Fig. 58), devendo ser desconsiderado, da mesma forma que os modelos (4) e (5).

Tabela 17. Modelos, coeficientes de regressão ( $\beta_0$ ,  $\beta_1$ ), erros padrão das estimativas ( $S_{xy}$ ), coeficientes de determinação ajustados ( $R^2_{aj}$ ), graus de liberdade dos resíduos ( $Gl_{res}$ ), quadrado médio do resíduo ( $QM_{resid.}$ ) e equação estimadora da área foliar ( $\hat{Y}$ ) em função das medidas lineares de folíolos de *T. spruceanum*.

Modelo	Coeficientes		$S_{(xy)}$	$R^2_{aj}$	$Gl_{res}$	$QM_{resid.}$	p	Estimador = ( $\hat{y}$ )
	$\beta_0$	$\beta_1$						
(1)	-54,3353	8,4568	17,6004	0,9187	598	309,7725	<0,01	$\hat{Y} = -54,3353 + 8,4568C$
(2)	-63,5764	23,9884	23,4955	0,8551	598	552,0404	<0,01	$\hat{Y} = -63,5764 + 23,9884L$
(3)	-1,4386	0,7361	4,0324	0,9957	598	16,2604	<0,01	$\hat{Y} = -1,4386 + 0,7361(CL)$
(4)	-	5,7366	27,0516	0,9374	599	731,7872	<0,01	$\hat{Y} = 5,7366C$
(5)	-	15,2807	32,2385	0,9117	599	1039,3230	<0,01	$\hat{Y} = 15,2807L$
(6)	-	0,7282	4,1079	0,9969	599	16,8751	<0,01	$\hat{Y} = 0,7282(CL)$
(7)	0,7099	1,6776	15,6812	0,9354	598	245,9003	<0,01	$\hat{Y} = 0,7099C^{1,6776}$
(8)	2,2960	1,9178	19,6466	0,8987	598	385,9903	<0,01	$\hat{Y} = 2,2960L^{1,9178}$
(9)	0,6707	1,0155	4,0410	0,9957	598	16,3299	<0,01	$\hat{Y} = 0,6707(CL)^{1,0155}$

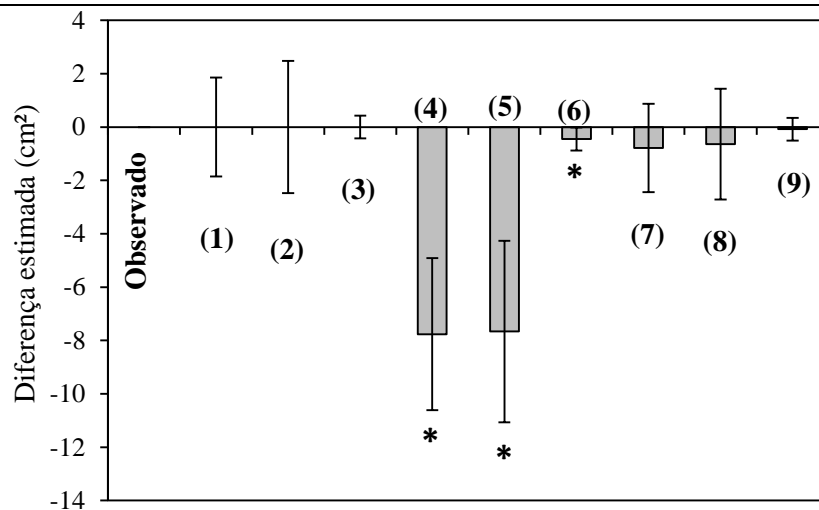


Figura 58. Análise estatística do desvio da área estimada, folíolos de *T. spruceanum*. As colunas verticais indicam o resíduo e as barras sobre estas denotam intervalos de confiança (99% pela distribuição *t*-Student), os asteriscos ( \* ) denotam equações viesadas.

Em consonância dos parâmetros de ajuste e a análise estatística dos desvios, verifica-se que nos modelos de única dimensão (7) e (8), foram observados expressivos valores do  $QM_{residuo}$  (245,9003 e 385,9903), fator que, *per se*, são elevados e invalidam esses modelos para estimação da AF de *T. spruceanum*. Acredita-se que a dificuldade de estimativa dos modelos de dimensão única pode estar associado as variações encontradas para o tamanho dos folíolos uma vez que estes podem ultrapassar 300 cm<sup>2</sup> (Tab. 3). Assim, as melhores estimativas poderiam ser alcançadas com a utilização das equações do modelo linear simples (3) e de potência (9), cujas equações demonstraram redução significativa do erro ( $S_{xy}$ ), bem como do  $QM_{residuo}$ , em relação aos demais modelos (Tab. 17). Assim, apenas estas duas são

incluídas na análise do padrão de dispersão dos resíduos (Fig. 59). A equação do modelo linear simples (3) embora precisa ( $R^2_{aj}=0,9957$ ;  $S_{xy}=4,0324$ ), causa significativa subestimação dos valores reais de AF para folíolos pequenos, sobretudo quando  $CxL \leq 3,7$  cm. Como esta condição é encontrada em ~4% da amostra, considerou-se prudente a exclusão desse modelo das análises a *posteriori*. Portanto, apenas o modelo de potência (9) alcançou plausibilidade na homogeneidade da variância residual, uma vez que a variação neste modelo não ultrapassou os valores de -14,31 a 14,49%; sugerindo, portanto que este modelo seja o mais adequado para estimação da AF de *T. spruceanum*.

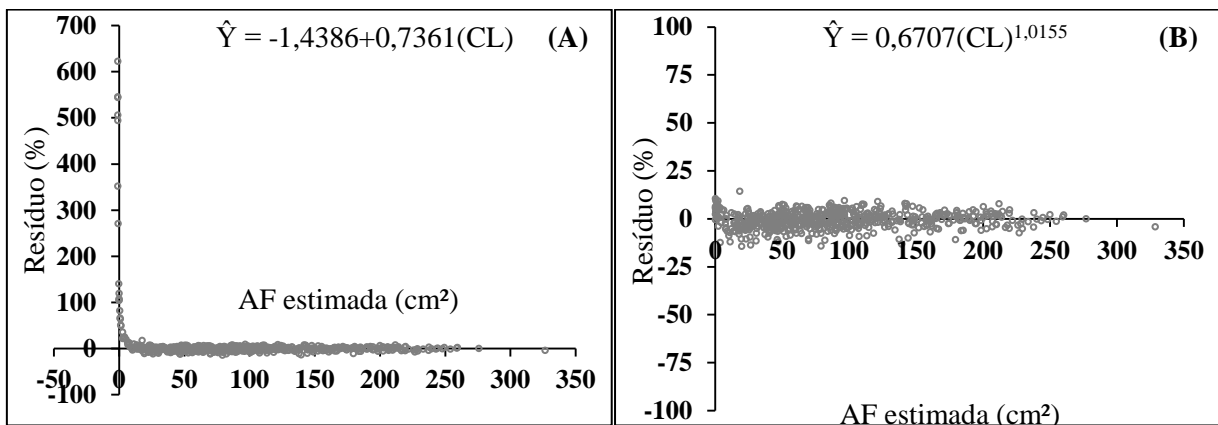


Figura 59. Diagrama de dispersão dos resíduos relativos ( $E_i$  %) para as estimativas de AF de *T. spruceanum* obtidas através do modelo linear 3 (A) e um modelo de potência 9 (B).

A superioridade do modelo (9) pode ser confirmada pela elevada associação linear entre a variável explicativa (CxL) e a variável resposta (AF) (Fig. 60). Observa-se uma pequena dispersão dos dados em relação a linha de regressão, mesmo que as variações no tamanho do limbo foliar tenham sido as maiores observadas neste trabalho, em relação a todas as espécies ( $\bar{x}_i=90,45 \pm 61,72$ ). Tal superioridade é sumariamente e confirmada com a amostra de validação, uma vez que a equação (9) conseguiu estimar a AF de forma estatisticamente semelhante a amostra real, com elevado  $R^2_{aj}$  recalculado para através da amostra de validação (Fig. 61).

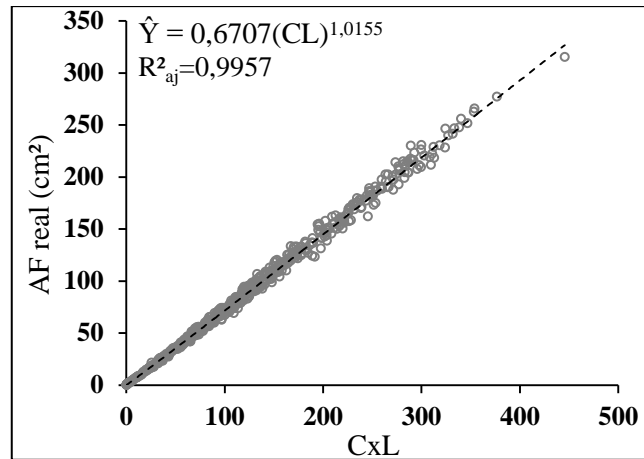


Figura 60. Diagrama de dispersão entre AF real e a variável explicativa (CxL) usando modelo de potência (9) para folíolos de *T. spruceanum*.

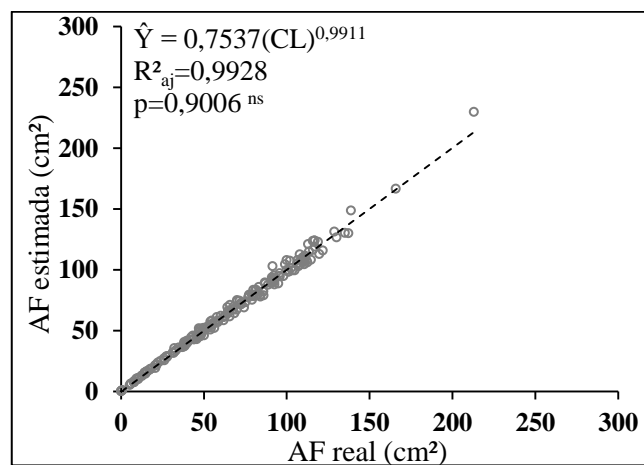


Figura 61. Diagrama de dispersão (amostra de validação), AF estimada versus AF real, usando modelo de potência (9) para folíolos de *T. spruceanum*.

#### 4.16 Determinação da Equação Universal

Através das equações potenciais (estimadores principais), predominante na estimativa da superfície foliar em todas as espécies, testou-se a universalização entre todas as equações. Na tabela 18, estão listadas as relações não significativas (<sup>ns</sup>), ou seja, quando a equação designada para uma espécie pode prever a área foliar de outra espécie. A partir da análise estatística, foi encontrado um grupo de espécies, cuja equação potencial designada para estimativa da AF de *T. guianensis* se mostrou eficiente para prever a AF de outras espécies. Tais espécies apresentam padrões morfotípicos semelhantes, com folhas e ou folíolos, predominantemente oblongos com ápice atenuado e base cuneada (Fig. 4). Em suma, tem-se que a equação  $\hat{Y}=0,5822CL^{1,0476}$ , poderia estimar com acurácia e confiabilidade a área foliar de espécies, como: *T. guianensis*, *E. ovata*, *L. pisonis*, *P. heptaphyllum*, *T. spruceanum*. Semelhantemente ao encontrado, anteriormente, para equação de *T. guianensis* é possível inferir que a principal equação proposta para a *E. ovata* ( $\hat{Y}=0,6099CL^{1,0370}$ ), pode prever

precisamente a AF de outras espécies (*L. pisonis*, *T. guianensis* e *T. spruceanum*). A utilização de uma única equação para estimativa de diferentes espécies florestais, ganha uma importância ímpar, relatada pela primeira vez neste trabalho.

Outra pequena relação, envolvendo as espécies; *P. ambigua* e *B. sericea*, é constatada nesta análise. Ambas as espécies possuem folhas simples, elípticas de ápice atenuado e base cuneada (Fig. 4). Neste caso, tanto a equação proposta para *P. ambigua* ( $\hat{Y}=0,6635CL^{0,9966}$ ), pode estimar com acurácia a AF de *B. sericea* ( $p=0,8220$ ), quanto a equação proposta para *B. sericea* ( $\hat{Y}=0,5968CL^{1,0232}$ ), pode estimar com acurácia a AF de *P. ambigua* ( $p=0,8689$ ). Relações semelhantes são também observadas, em diferentes espécies que possuem folhas e ou folíolos oblongos de ápice atenuado, como para *T. spruceanum* ( $\hat{Y}=0,6707CL^{1,0155}$ ) e *T. guianensis* ( $\hat{Y}=0,5822CL^{1,0476}$ ) e finalmente entre os folíolos de *T. guianensis* ( $\hat{Y}=0,5822CL^{1,0476}$ ) e folhas de *E. ovata* ( $\hat{Y}=0,6099CL^{1,0370}$ ). Nestes casos discriminados, a equação pode funcionar de forma mútua, e o pesquisador poderia estimar a área foliar de ambas as espécies, escolhendo-se apenas uma equação sem nenhum prejuízo na qualidade das estimativas. Por fim, as análises apontam que a área foliar de folhas de *M. salzmannii*, pode ser estimada tanto pela equação ajustada a partir de folhas de *G. pogonopus* ( $\hat{Y}=0,5414CL^{1,0532}$ ), como pela equação ajustada para folhas de *P. schomburgkiana* ( $\hat{Y}=0,6722CL^{1,0066}$ ) (Tab. 18). Apesar das folhas serem divergentes, entre si, quanto o padrão morfológico, as estimativas são estatisticamente aceitáveis, podendo ser realizadas sem nenhuma restrição, para todo espectro de variação de folhas.



Tabela 18. Eficiência das estimativas, entre as equações potenciais (na coluna) e as amostras de validação de folhas de cada espécie florestal (na linha). O travessão (---) denota relações significativas, as combinações seguidas de <sup>ns</sup> denotam semelhança entres os valores estimados e reais de AF (teste *t*-Student a 99% de probabilidade).

Equações (potenciais)	Amostra de folhas													
	A. <i>discolor</i>	B. <i>sericea</i>	E. <i>ovata</i>	G. <i>pogonopus</i>	H. <i>phagedaenicus</i>	H. <i>rubriflora</i>	L. <i>pisonis</i>	M. <i>salzmannii</i>	P. <i>ambigua</i>	P. <i>schomburgkiana</i>	P. <i>heptaphyllum</i>	S. <i>amara</i>	T. <i>guianensis</i>	T. <i>spruceanum</i>
<i>A. discolor</i>	-	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---
<i>B. sericea</i>	---	-	---	---	---	---	---	---	<b>0,8689<sup>ns</sup></b>	---	---	---	---	---
<i>E. ovata</i>	---	---	-	---	---	---	<b>0,0369<sup>ns</sup></b>	---	---	---	---	---	<b>0,8434<sup>ns</sup></b>	<b>0,1470<sup>ns</sup></b>
<i>G. pogonopus</i>	---	---	---	-	---	---	---	<b>0,9126<sup>ns</sup></b>	---	---	---	---	---	---
<i>H. phagedaenicus</i>	---	---	---	---	-	---	---	---	---	---	---	---	---	---
<i>H. rubriflora</i>	---	---	---	---	---	-	---	---	---	---	---	---	---	---
<i>L. pisonis</i>	---	---	---	---	---	---	-	---	---	---	---	---	---	---
<i>M. salzmannii</i>	---	---	---	---	---	---	---	-	---	---	---	---	---	---
<i>P. ambigua</i>	---	<b>0,8220<sup>ns</sup></b>	---	---	---	---	---	---	-	---	---	---	---	---
<i>P. schomburgkiana</i>	---	---	---	---	---	---	---	<b>0,0554<sup>ns</sup></b>	---	-	---	---	---	---
<i>P. heptaphyllum</i>	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---	-	---	---	---
<i>S. amara</i>	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---	-	---	---
<i>T. guianensis</i>	---	---	<b>0,4152<sup>ns</sup></b>	---	---	---	<b>0,640<sup>ns</sup></b>	---	---	---	<b>0,0159<sup>ns</sup></b>	---	-	<b>0,0436<sup>ns</sup></b>
<i>T. spruceanum</i>	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---	<b>0,8696<sup>ns</sup></b>	-

#### 4.17 Síntese dos Principais Resultados

Após o ajuste dos 126 modelos e dos procedimentos estatísticos de seleção, realizados para as 14 espécies florestais, foram validadas 25 equações. A tabela 19 sumariza todas as espécies e as correspondentes equações que melhor estimam a área foliar. Tem-se que, o estimador que predominantemente estimou a área foliar das espécies florestais, independente das variações intrínsecas dos padrões morfológicos de cada espécie, foi a equação do modelo potencial (9), que utiliza o produto das dimensões (Tab. 19). Se tratando apenas dos modelos de dimensão única, observou-se que duas espécies podem ser alternativamente estimadas, *A. discolor* pela utilização da dimensão ‘L’ ( $\hat{Y}=1,9474L^{1,9287}$ ) ou mesmo a *H. rubriflora*, que validou uma equação que estime com precisão a AF, utilizando-se apenas a dimensão ‘C’ como variável explicativa ( $\hat{Y}=0,3210C^{2,0394}$ ).

As equações do modelo linear modificado (6), ajustadas e finalmente validadas para as espécies: *B. sericea*, *H. phagedaenicus*, *L. pisonis*, *P. ambigua*, *P. schomburgkiana*, *P. heptaphyllum* e *S. amara*, são consideradas como excelentes estimadores. Estas equações não diferem estatisticamente das equações potenciais (*vide* procedimentos de ajuste), podendo ser utilizados, sem prejuízo ou perda de precisão das estimativas. Ressalta-se, que estas equações se mostram como uma alternativa, expressivamente viável, podendo ser recomendada em razão da sua praticidade e simplicidade. Pois utiliza uma equação do tipo linear, mais fácil de operacionalizar, mesmo em condições limitadas de trabalho e de campo experimental. Da mesma forma, duas equações lineares simples (3), foram validadas para a *P. heptaphyllum* e *S. amara*, cujas equações não apresentam diferenças plausíveis entre os demais estimadores designados para estas espécies.

Tabela 19. Resumo das equações validadas, obtidas para as 14 espécies florestais lenhosas nativas da Floresta Atlântica, Floresta Ombrófila de Terras Baixas.

Nº	Espécie	Estimadores	
		Principais	Alternativo(s)
1	<i>Aspidosperma discolor</i> A. DC.	$\hat{Y}=0,6342(\text{CL})^{1,0338}$	$\hat{Y}=1,9474L^{1,9287}$ -
2	<i>Byrsonima sericea</i> DC.	$\hat{Y}=0,5968(\text{CL})^{1,0232}$	$\hat{Y}=0,6531(\text{CL})$ -
3	<i>Eschweilera ovata</i> (Cambess.) Mart. Ex Miers	$\hat{Y}=0,6099(\text{CL})^{1,0370}$	- -
4	<i>Guatteria pogonopus</i> Mart.	$\hat{Y}=0,5414(\text{CL})^{1,0532}$	- -
5	<i>Himatanthus phagedaenicus</i> (Mart.) Woodson	$\hat{Y}=0,6268(\text{CL})^{1,0042}$	$\hat{Y}=0,6411(\text{CL})$ -
6	<i>Hymenaea rubriflora</i> Ducke	$\hat{Y}=0,6589(\text{CL})^{1,0279}$	$\hat{Y}=0,3210C^{2,0394}$ -
7	<i>Lecythis pisonis</i> Cambess.	$\hat{Y}=0,6876(\text{CL})^{1,0049}$	$\hat{Y}=0,7025(\text{CL})$ -
8	<i>Manilkara salzmannii</i> (A. DC.) H.J. Lam	$\hat{Y}=0,7377(\text{CL})^{0,9752}$	- -
9	<i>Pisonia ambigua</i> Heimerl	$\hat{Y}=0,6635(\text{CL})^{0,9966}$	$\hat{Y}=0,6537(\text{CL})$ -
10	<i>Pogonophora schomburgkiana</i> Miers ex Benth.	$\hat{Y}=0,6365(\text{CL})^{1,0148}$	$\hat{Y}=0,6862(\text{CL})$ -
11	<i>Protium heptaphyllum</i> (Aubl.) Marchand	$\hat{Y}=0,6722(\text{CL})^{1,0066}$	$\hat{Y}=0,6913(\text{CL})$ $\hat{Y}=-0,2321+0,6950(\text{CL})$
12	<i>Simarouba amara</i> Aubl.	$\hat{Y}=0,7776(\text{CL})^{0,9952}$	$\hat{Y}=0,7630(\text{CL})$ $\hat{Y}=0,0136+0,7624(\text{CL})$
13	<i>Tapirira guianensis</i> Aubl.	$\hat{Y}=0,5822(\text{CL})^{1,0476}$	- -
14	<i>Thrysodium spruceanum</i> Benth.	$\hat{Y}=0,6707(\text{CL})^{1,0155}$	- -

## 5. DISCUSSÃO

Este estudo mostrou que as melhores equações foram sempre geradas utilizando-se o produto entre o comprimento e largura (CxL), como variável explicativa. Característica semelhante, também foi relatada na literatura para outras espécies florestais, como *Amburana cearensis*, *Caesalpinia ferrea* e *Caesalpinia pyramidalis* (SILVA et al., 2013), *Schinopsis brasiliensis* e *Tabebuia aurea* (QUEIROZ et al., 2013), *Acrocomia aculeata* (MOTA et al. 2014), *Zizyphus joazeiro* (MARACAJÁ et al., 2008) ou mesmo para espécies cultiváveis, a exemplo de *Arachis hypogae* (CARDOZO et al. 2014), *Crambe abyssinica* (TOEBE et al., 2010), *Mangifera indica* (LIMA, et al., 2012), *Malus domestica* (BOSCO et al., 2012), *Coffea* sp. (ANTUNES; POMPELLI et al., 2008), *Jatropha curcas*, entre outras. Contudo, a área foliar também poderia ser explicada, utilizando-se apenas uma dimensão como variável explicativa, como demonstrado neste trabalho, para as espécies *A. discolor* e *H. rubriflora*. Nestes casos, o pesquisador poderia optar tanto pela utilização do estimador principal, como pela equação de dimensão única, cumprindo-se a ressalva de que a utilização de apenas uma dimensão pode levar a uma sensível perda de precisão. As equações de dimensão única, elaboradas para as espécies: *B. sericea*, *E. ovata*, *H. phagedaenicus*, *L. pisonis*, *P. schomburgkiana*, *P. heptaphyllum*, *S. amara* e *T. guianensis*, se mantiveram com o uso sempre muito limitado. Assim como constatado neste trabalho, é possível a realização das estimativas pelo uso de uma única dimensão, entretanto, a custo de sensível perda de precisão nas estimativas, fenômeno anteriormente descrito para outras espécies como *Cucumis melo* (NASCIMENTO et al., 2002), *Coffea* sp. (ANTUNES et al., 2008), *Crambe abyssinica* (TOEBE et al., 2010) e *Jatropha curcas* (POMPELLI et al., 2012). Mesmo que modelos deste tipo causem uma sensível perda de acurácia nas estimativas, tais equações se mostram como uma ferramenta bastante útil, uma vez que simplificam em até 50% a tomada de dados em campo, fato expressivamente recomendável, especialmente quando há um grande volume de dados a serem coletados (ANTUNES et al., 2008; KUMAR, 2009; BOSCO et al., 2012).

Independente da alta precisão aparente, todas as equações geradas através dos modelos lineares simples (1) e (2), foram desconsideradas. Na sua totalidade, as estimativas propostas por estas equações sempre se distanciaram da realidade, uma vez que os limites mínimos e máximos dos intervalos de confiança dos coeficientes dos modelos são bastante amplos; fatores que levam a valores de área foliar negativos (condição não biológica). Ademais, as constantes de interceptação ( $\beta_0$ ), foram frequentemente taxadas por valores muito negativos, sendo estes fatores, fortes indícios de modelos inapropriados (SCHNEIDER et al.,

2009, WILLIAMS; MARTINSON 2003). Esta constatação é corroborada por outros trabalhos de estimativa de área foliar para diferentes espécies vegetais, cujos autores descrevem que este tipo de equação costuma violar os princípios estatísticos das estimativas (WILLIAMS; MARTINSON, 2003; SERDAR; DEMIRSOY, 2006; CABEZAS-GUTIÉRREZ et al., 2009; BOSCO et al., 2012; LIMA, et al., 2012; MOTA et al., 2014; CARDOZO et al., 2014. A introdução da constante ( $\beta_0$ ) nestes modelos, provocou problemas nas estimativas em grande parte das espécies estudadas, ora subestimando e ou superestimando os valores de reais de área foliar, sobretudo para as folhas menores. Antunes, Pompelli et al. 2008, Pompelli, Antunes et al. 2012 e Mota, Leite et al. (2014) anteriormente, relataram problemas semelhantes na estimativa da área foliar de espécies como: *Coffea arabica*, *Jatropha curcas* e *Acrocomia aculeata*, respectivamente. Estes problemas estatísticos, poderiam ser fatalmente ignorados, caso a dispersão gráfica dos resíduos não seja averiguada (CHATTERJEE; HADI, 2006; SCHNEIDER et al., 2009).

É notório que a reprovação dos modelos (1) e (2), se deveu basicamente por influências das altas taxas da constante ( $\beta_0$ ), provocada pelas diferenças nas proporções entre o 'C' e 'L' das folhas e ou folíolos. Contudo, a retirada dessa constante pelos modelos (4) e (5), também não retornaram estimativas confiáveis. Nestes modelos os expressivos valores para o  $QM_{\text{resíduo}}$ , tornam as equações vulneráveis, fato corroborado pelos valores descritos dos coeficientes de determinação ( $R^2_{aj}$ ). Nestes casos, o uso  $R^2_{aj}$  pelo pesquisador pode trazer uma série de interpretações equivocadas, já que se trata de um parâmetro estatístico não confiável (SCHNEIDER et al., 2009). Entende-se, neste caso, que a aplicação do método dos mínimos quadrados para os dados não é confiável, uma vez que os coeficientes ajustados necessitam de precisão num sentido teórico (CHATTERJEE; HADI, 2006). Por outro lado, nos modelos que utilizam o produto das dimensões, a retirada dessa constante possibilitou, estimativas precisas e confiáveis, para metade das espécies estudadas, isso se deve fundamentalmente a alta correlação verificada entre as variáveis (AF *versus* CxL). Outros trabalhos realizados, sugerem que a introdução da constante de interceptação ( $\beta_0$ ), não afeta significativamente a estimativa da área foliar (BIANCO et al., 2002; CABEZAS-GUTIÉRREZ et al. 2009, KERAMATLOU et al., 2015, BOSCO et al., 2012, KANDIANNAN et al., 2009, SOUZA et al., 2015; PEKSEN, 2007). Acredita-se então, que tais discrepâncias observadas entre os trabalhos, podem ter sido provocadas, em função da amplitude amostral utilizada, dos diferentes critérios adotados para a seleção dos modelos, das variações associadas à expansão provocada pelo crescimento e dos diferentes padrões morfológicos entre as folhas.

Comumente os modelos não lineares se mostraram melhores que os modelos lineares para estimar a área foliar. Estes modelos geralmente apresentam tendência geral de normalidade na distribuição dos erros, condição confirmada através da não significância do teste de normalidade de Durbin-Watson ( $p > 0,05$ ); teste que pode mostrar se os erros são estocásticos ou estão correlacionados em série (SCHNEIDER et al., 2009, BOSCO et al., 2012). Neste trabalho, preferiu-se dispensar qualquer tipo de transformação, uma vez que modelos mais complexos poderiam violar o princípio de simplicidade e praticidade das equações, fato que ocorreria se os valores coletados em campo tivessem que ser logaritimizados antes das análises. Este critério, junto a aceitação do teste estatístico de normalidade do resíduo, oferece credibilidade para a construção das equações (BUSSAB; MORENTTIN, 2004; CHATTERJEE; HADI, 2006; SCHNEIDER et al., 2009). Apesar de linearizáveis, confirmou-se que os modelos potenciais, apresentaram melhores ajustes em relação aos modelos lineares, fato igualmente relatado por outros estudos (WILLIAMS; MARTINSON, 2003; MALDANER et al., 2009; SOUZA et al., 2014; KUMAR, 2009). Dentre os modelos potenciais, equações que utilizam uma única dimensão como variável explicativa, costumam ser sobrepujados em relação àqueles modelos de dimensão conjunta (ANTUNES et al., 2008; POMPELLI et al., 2012; MOTA et al., 2014).

A qualidade das estimativas é uma característica, diretamente relacionada ao esforço amostral (SCHNEIDER et al., 2009). Todavia, na literatura a descrição de equações alométricas para uma determinada espécie onde o  $n$  amostral tenha sido igual ou inferior a 100 lâminas foliares é muito comum (CABEZAS-GUTIÉRREZ et al., 2009; SOUZA-NETO, 2009; JADOSKI et al., 2012; SILVA et al., 2013). Neste sentido, Antunes et al. (2008) reforçado por Pompelli et al. (2012), argumentam que uma boa equação alométrica deva ser realizada às custas de um trabalho investigativo mais robusto, com a utilização de um número amostral mínimo. Nestes últimos trabalhos, o número amostral mínimo necessário para se alcançar uma boa estimativa dos modelos foi de 200 (ANTUNES; POMPELLI et al., 2008) ou de 300 lâminas foliares (POMPELLI; ANTUNES et al., 2012).

A utilização de uma equação única para estimativa da área foliar para diferentes variedades dentro de uma mesma espécie (BOSCO et al., 2012, KANDIANNAN et al., 2002, WILLIAMS; MARTINSON, 2003) ou mesmo espécies diferentes dentro de um mesmo gênero (ANTUNES et al., 2008) foram amplamente descritas na literatura, assim como a utilização de uma equação universal para a estimativa da área foliar de diferentes espécies gramíneas (SANGOI; SCHMITT et al., 2007, SOUSA et al., 2015), mesmo que se desconheçam trabalhos investigativos que comprovem sua eficácia destas últimas. Entretanto,

a confirmação de que uma única equação pode estimar com acurácia a área foliar de outras espécies nunca tinha sido relatada na literatura até então, sendo tal descrição matemática relatada pela primeira vez neste trabalho.

## 6. CONCLUSÕES

Em sùmula, este trabalho alcança totalidade de seus objetivos, uma vez que foi possível descrever equações inéditas para diferentes espécies florestais nativas. Visto que não se encontrou na literatura nenhuma equação já descrita para nenhuma das espécies estudadas, esse trabalho passa a ser inédito e, portanto, não se pode testar a exiguidade de outras equações alométricas para a estimativa destas espécies. Partindo desse princípio, as equações ajustadas e validadas neste trabalho podem ser usadas com segurança e confiabilidade em diversos tipos de estudos ecofisiológicos, biológicos e agronômicos, de forma simples, sem necessidade de recorrer de amostragem destrutiva ou depender de aferições eletrônicas.

Independentemente da espécie florestal, as equações que melhor descrevem a área foliar das espécies advém da utilização do produto  $C \times L$ , de forma que equações simplificadas, utilizando apenas uma dimensão foliar, até poderiam ser utilizadas; porém com significativa perda de acurácia, cabendo ao pesquisador essa decisão no momento da coleta dos dados.

Através da confecção de desenhos botânicos verificou-se que espécies com morfotipos semelhantes podem ter sua área foliar estimada por meio de uma única equação alométrica sem perda significativa de precisão. Assim, demonstrou-se que a equação inicialmente proposta para *Tapirira guianensis* Aubl. pode estimar, sem perda de precisão e confiabilidade, a área foliar de outras quatro espécies florestais. De mesmo modo, como a equação proposta para *E. ovata* estima outras três espécies florestais.

## REFERÊNCIAS

- ALMEIDA-JÚNIOR, E. B. et al. Descrição morfológica de frutos e sementes de *Manilkara salzmannii* (sapotaceae). **Revista Floresta**, Curitiba, v. 40, n. 3, p. 535-540, 2010.
- ANDRADE, L. A. et al. Análise florística e estrutural de matas ciliares ocorrentes em brejo de altitude, no município de Areia, Paraíba. **Revista Brasileira de Ciências Agrárias**, Recife, v. 1, n. único, p. 31-40, 2006.
- ANDRADE, M. C. **Área do sistema canavieiro**. Recife: Editora Universitária – UFPE, 1988. 686.
- ANTUNES, W. C. et al. Allometric models for non-destructive leaf area estimation in coffee (*Coffea arabica* and *Coffea canephora*). **Annals of Applied Biology**, Warwick, v. 153, p. 33-40, 2008.
- APARÍCIO, W. C. S. et al. Estrutura da regeneração natural de espécies arbóreas em um fragmento de Mata Atlântica, Pernambuco. **Revista Brasileira de Ciências Agrárias**, Recife v. 6, n. 3, p. 483-488, 2011.
- ARAUJO, L. S.; KOMONEN, A.; LOPES-ANDRADE, C. Influences of landscape structure on diversity of beetles associated with bracket fungi in Brazilian Atlantic Forest. **Biological Conservation**, Essex, v. 191, p. 659–666, 2015.
- ARAÚJO, E. C. E.; SANTOS, E. P.; PRADO, C. H. B. A. Estimativa da área foliar da mangueira (*Mangifera indica* L.) cvs. Tommy Atkins e Haden, utilizando dimensões lineares. **Revista Brasileira de Fruticultura**, Cruz das Almas, v. 27, n. 2, p. 308-309, 2005.
- ASNER, G. P.; SCURLOCK, J. M. O.; HICKE, J. A. Global synthesis of leaf area index observations: implications for ecological and remote sensing studies. **Global Ecology And Biogeography Letters**, Oxford, v. 12, n. 3, p. 191-205, 2003.
- AZEVEDO, I. M. G. et al. Estudo do crescimento e qualidade de mudas de marupá (*Simarouba amara* Aubl.) em viveiro. **Acta Amazônica**, Manaus, v. 40, n. 1, p. 157-164, 2010.
- CARDOSO, V. J. M.; NAKAO, E. A. *Lecythis pisonis* Cambess (sapucaia): seed morphometric traits and germinative response. **Biotemas**, Florianópolis, v. 27, n. 1, p. 23-28, 2014.
- FUNDAÇÃO SOS MATA ATLÂNTICA, INPE. **Atlas dos remanescentes florestais da Mata Atlântica período 2012 – 2013. Relatório Parcial**. São Paulo: Fundação SOS Mata Atlântica / Instituto Nacional de Pesquisas Espaciais, 2014. 61.
- AWANTRAMANI, D. A.; GOPALAKRISHNA, H. K. Measurement of leaf area (*Coffea arabica* L.). **Indian Coffee**, Bangalore, v. 29, p. 61-64, 1965.
- BALAKRISHNAN, K.; SUNDARAM, K. M.; NATARAJARATNAM, N. Leaf-area estimation by non-destructive method in blackgram. **Journal of Agricultural Science**, Cambridge, v. 57, p. 286-288, 1987.

- BARROS, M. J. V.; ANDRADE, L. A.; ROSA, P. R. Diagnóstico ambiental dos fragmentos florestais do município de Areia-PB nos anos de 1986 e 2001. **Revista Geografia**, Londrina v. 16, n. 2, p. 63-84, 2007.
- BARUFALDI, M. et al. A systems study of lotus's leaf area. **Kybernetes**, Bradford, v. 36, p. 225-235, 2007.
- BEERLING, D. J.; FRY, J. C. A comparison of the accuracy, variability and speed of five different methods for estimating leaf area. **Annals of Botany**, London, v. 65, n. 5, p. 483-488, 1990.
- BIANCO, S.; PITELLI, R. A.; CARVALHO, L. B. Estimativa da área foliar de *Cissampelos glaberrima* usando dimensões lineares do limbo foliar. **Revista Planta Daninha**, Viçosa, v. 20, n. 3, p. 353-356, 2002.
- BIANCO, S.; PITELLI, R. A.; CARVALHO, L. B. Estimativa da área foliar de *Tridax procumbens* usando dimensões lineares do limbo foliar. **Revista Planta Daninha**, Viçosa, v. 22, n. 2, p. 247-250, 2004.
- BIANCO, S.; PITELLI, R. A.; PERECIN, D. Estimativa da Área Foliar de *Panicum maximum* Usando Dimensões Lineares do Limbo Foliar. **Revista Planta Daninha**, Viçosa, v. 19, n. 02, p. 217-221, 2001.
- BLANCO, F. F.; FOLEGATTI, M. V. Estimation of leaf area for greenhouse cucumber by linear measurements under salinity and grafting. **Scientia Agricola**, Piracicaba, v. 62, n. 4, p. 305-309, 2005.
- BOSCO, L. C. et al. Seleção de modelos de regressão para estimar a área foliar de macieiras 'royal gala' e 'fuji suprema' sob tela antigranizo e em céu aberto. **Revista Brasileira de Fruticultura**, Cruz das Almas, v. 34, n. 2, p. 504-514, 2012.
- BRÉDA, N. J. J. Ground-based measurements of leaf area index: a review of methods, instruments and current controversies. **Journal of Experimental Botany**, Oxford, v. 54, n. 392, p. 2403-2417, 2003.
- BROKAW, N. V. L. Gap phase regeneration in a tropical forest. **Ecology**, Island, v. 66, p. 682-687, 1985.
- BUSSAB, W. O.; MORETTIN, P. A. **Estatística básica**. São Paulo: Saraiva, 2004. 526.
- CABEZAS-GUTIÉRREZ, M. et al. Un modelo para la estimación del área foliar en tres especies forestales de forma no destructiva. **Revista Actualidad & Divulgación Científica**, Medellín, v. 12, n. 1, p. 121-130, 2009.
- CARDOZO, N. P. et al. Modelagem da área foliar de duas cultivares de amendoim em função das dimensões lineares dos folíolos. **Bioscience Journal**, Uberlândia, v. 30, n. 1, p. 101-107, 2014.
- CARVALHO, L. B.; BIANCO, M. S.; BIANCO, S. Estimativa da área foliar de *Synedrellopsis grisebachii* usando método não destrutivo. **Revista Planta Daninha**, Viçosa, v. 29, p. 1023-1027, 2011.
- CHATTEFUEE, S.; HADI, A. **Regression Analysis By Example**. 4. New York: Wiley-interscience 2006. 375.



- CHITWOOD, D. H. et al. Climate and developmental plasticity: Interannual variability in grapevine leaf morphology. **Plant Physiology**, Bethesda, v. 170, p. 1480–1491, 2016.
- CORADIN, L.; SIMINSKI, A.; REIS, A. **Espécies nativas da flora brasileira de valor econômico atual ou potencial: plantas para o futuro – Região sul**. Brasília: MMA, 2011. 934.
- COSTA, E. M. P. **Expansão urbana e organização espacial**. Recife: Editora Universitária - UFPE, 1982.
- CPRH. **Plano de Manejo Fase I - Estação Ecológica de Caetés**. Recife: 2006. 76.
- CPRH. **Plano de manejo da estação ecológica de caetés e criação do conselho gestor consultivo**. Recife: 2012. 166.
- CRAWLEY, M. J. **Herbivory: the dynamics of animal–plant interactions**. Oxford: Univ of California, 1983.
- CRUZ, C. B. M.; VICENS, R. S. Mapeamento da cobertura vegetal da mata atlântica: uma contribuição metodológica. In: LOIOLA, M. I. B; BASEIA, I. G.; LICHSTON, J. E. (Org.). **Atualidades, desafios e perspectivas da botânica no Brasil: anais do 59º Congresso de Botânica**, Natal: Imagem Gráfica, 534 p. 2008.
- CUNHA, A. A. et al. **Mapeamentos para Conservação e Recuperação da Biodiversidade na Mata Atlântica: em Busca de uma Estratégia Espacial Integradora para Orientar ações Aplicadas**. 1. Brasília: MMA, 2013. 216 ISBN 978-85-7738-185-2.
- DEMIRSOY, H.; DEMIRSOY, L.; ÖZTÜRK, A. Improved model for the non-destructive estimation of strawberry leaf area. **Fruits**, Paris, v. 60, n. 1, p. 69-73, 2005.
- DONOVAN, L. A. et al. The evolution of the worldwide leaf economics spectrum. **Trends in Ecology & Evolution**, Amsterdam, v. 26, n. 2, p. 88-95, 2011.
- DOWELL, N. M. et al. The evolution of the worldwide leaf economics spectrum. **Oecologia**, Berlin, v. 132, p. 12-20, 2012.
- DUARTE, D. J. et al. Estimativa da área foliar de *Euphorbia heterophylla*. **Revista Planta Daninha**, Viçosa, v. 27, n. 3, p. 527-531, 2009.
- EMBRAPA. **Levantamento de Reconhecimento de Baixa e Média Intensidade dos Solos do Estado de Pernambuco**. Rio de Janeiro: 2000. 378, ISBN 1517-5219.
- FAHN, A. **Plant Anatomy**. 2. Oxford-USA: Butterworth Heinemann, 1990.
- FINGER, C. A. G. **Fundamentos de Biometria Florestal**. Santa Maria: UFSM, 1992. 269.
- FORZZA, R. C. **Catálogo de Plantas e Fungos do Brasil**. Rio de Janeiro: Jardim botânico do rio de Janeiro, 2010. 1699, ISBN 978-85-88742-43-7.
- FOWNES, J. H.; HARRINGTON, R. A. Seedling response to gaps: separating effects of light and nitrogen. **Forest Ecology and Management**, Amsterdam, v. 203, p. 297-310, 2004.
- GALINDO-LEAL, C.; CÂMARA, I.G. Status do hotspot Mata Atlântica: uma síntese. In: GALINDO LEAL, C. & CÂMARA, I. G. (Eds.). **Mata Atlântica: biodiversidade, ameaças**

**e perspectivas.** Fundação SOS Mata Atlântica/Conservação Internacional, São Paulo/Belo Horizonte, p. 3-11. 2005.

GRAYBILL, F. A. **Theory and application of the linear model.** Pacific Grove: Duxbury Press, 2000. ISBN 978-0534380199.

HERINGER, H.; MONTENEGRO, M. M. **Avaliação e ações prioritárias para a conservação da biodiversidade da mata atlântica e campos sulinos.** Brasília: MMA/SBF, 2000. 40, ISBN 85-87166-09-3.

HUNT, R. et al. A modern tool for classical plant growth analysis. **Annals of Botany**, London, v. 90, n. 4, p. 485-488, 2002.

IBGE. **Manual técnica da vegetação brasileira.** Rio de Janeiro: IBGE 1992.

JADOSKI, S. O. et al. Método de determinação da área foliar da cultivar de batata Ágata a partir de dimensões lineares. **Revista Semina: Ciências Agrárias**, Londrina, v. 33, n. 1, p. 2545-2554, 2012.

JØRGENSEN, S. E.; BENDORICCHIO, G. **Fundamentals of ecological modelling.** 3. Oxford: Elsevier, 2001. 543.

KANDIANNAN, K. et al. Allometric model for leaf area estimation in black pepper (*Piper nigrum*). **Journal Agronomy & Crop Science**, Madison, v. 188, p. 138-140, 2002.

KANDIANNAN, K. et al. Modeling individual leaf area of ginger (*Zingiber officinale* Roscoe) using leaf length and width. **Scientia Horticulturae**, Amsterdam, v. 120, p. 532–537, 2009.

KERAMATLOU, I. et al. A simple linear model for leaf area estimation in Persian walnut (*Juglans regia* L.). **Scientia Horticulturae**, Amsterdam, v. 184, p. 36-39, 2015.

KOCH, G. W. et al. The limits to tree height. **Nature**, Philadelphia, v. 428, p. 851-854, 2004.

KUMAR, R. Calibration and validation of regression model for non-destructive leaf area estimation of saffron (*Crocus sativus* L.). **Scientia Horticulturae**, Amsterdam, v. 122, n. 1, p. 142-145, 2009.

LARCHER, W. **Ecofisiologia Vegetal.** São Paulo: Rima, 2006. 504.

LI-COR. **LI 3100 area meter instruction manual.** Lincoln: LI-COR, 1996. 34.

LIMA, R. T. et al. Modelos para estimativa da área foliar da mangueira utilizando medidas lineares. **Revista Brasileira de Fruticultura**, Cruz das Almas, v. 34, n. 4, p. 974 - 980, 2012.

LIZASO, J. I.; BATCHELOR, W. D.; WESTGATE, M. E. A leaf area model to simulate cultivar specific expansion and senescence of maize leaves. **Field Crops Research**, Amsterdam, v. 80, n. 1, p. 1-17, 2003.

LOPES, M. C. et al. Modelos empíricos para estimativa da área foliar da videira na casta Jaen. **Ciência e Tecnologia Vitivinicultura**, v. 19, n. 2, p. 61-75, 2004.

MALDANER, I. C. et al. Modelos de determinação não-destrutiva da área foliar em girassol. **Revista Ciência Rural**, Santa Maria, v. 39, n. 05, p. 1356-1361, 2009.

- MARACAJÁ, P. B. et al. Estimativa da área foliar de juazeiro por dimensões lineares do limbo foliar. **Revista Verde**, v. 3, n. 4, p. 00-05, 2008.
- MARCHESE, C. Biodiversity hotspots: A shortcut for a more complicated concept. **Global Ecology and Conservation** v. 3, p. 297–309, 2015.
- MARROCOS, S. T. P. et al. Análise comparativa de métodos de estimativa de área foliar em beterraba. **Revista Verde**, Mossoró, v. 5, n. 5, p. 140-146, 2010.
- MARSHALL, J. K. Methods of leaf area measurement of large and small leaf samples. **Photosynthetica**, Prague, v. 2, p. 41-47, 1968.
- MELO, M. L. **Metropolização e subdesenvolvimento: o caso do Recife**. Recife: Departamento de Ciências Geográficas - UFPE, 1978. 256.
- METZGER, J. P. et al. Time-lag in biological responses to landscape changes in a highly dynamic Atlantic forest region. **Biological Conservation**, Essex, v. 142, p. 1166-1177, 2009.
- MEDRANO, H. & FLEXAS, J. Fijación del dióxido de carbono e biosíntesis de Fotoasimilados. In: AZCÓN-BIETO, J.; TALÓN, M. (Eds.) **Fundamentos de Fisiologia Vegetal**. McGraw-Hill/Interamericana de España, S.A.U.: Edicions Universitat de Barcelona. p. 173-185. 2000.
- MMA. Estimadores da Biodiversidade - Mata Atlântica. 2015. Disponível em: <<http://www.mma.gov.br/biomas/mata-atlantica>>. Acesso em: 26/01/2016.
- MONTEIRO, H. A. **Influência de traços em taxas demográficas de espécies arbóreas em floresta atlântica no nordeste do Brasil**. 2013. 55 Ciências Florestais (Mestrado). Departamento de Ciência Florestal, UFRPE, Recife.
- MONTEIRO, J. E. B. A. et al. Estimação da área foliar do algodoeiro por meio de dimensões e massa das folhas. **Bragantia**, Campinas, v. 64, n. 1, p. 15-24, 2005.
- MORAES, L. et al. Avaliação da área foliar a partir de medidas lineares simples de cinco espécies vegetais sob diferentes condições de luminosidade. **Revista Brasileira de Biociências**, Porto Alegre, v. 11, n. 04, p. 381-387, 2013.
- MOTA, C. S.; LEITE, H. G.; CANO, M. A. O. Equações para estimar área foliar de folíolos de *Acrocomia aculeata*. **Pesquisa Florestal Brasileira**, Colombo, v. 34, n. 79, p. 217-224, 2014.
- MOUTINHO-PEREIRA, J. M. **Caracterização fisiológica e agronômica de diferentes estratégias culturais para minimizar o stress estival em vitis vinífera I. Na região demarcada do douro**. 2000. 256 Agronomia (Doutorado). UTAD, Vila Real.
- MYERS, N. Biodiversity Hotspots Revisited. **Bioscience**, Washington, v. 53, n. 10, p. 796-797, 2003.
- MYERS, N. et al. Biodiversity hotspots for conservation priorities. **Nature**, Philadelphia, v. 403, p. 853-858, 2000.
- NASCIMENTO, I. B. et al. Estimativa da área foliar do meloeiro. **Horticultura Brasileira**, Brasília, v. 20, n. 4, p. 555-558, 2002.

- OLIVEIRA, M.; SANTOS, M. A semi-empirical method to estimate canopy leaf area of vineyards. **American Journal of Enology and Viticulture**, California, v. 46, n. 3, p. 389-391, 1995.
- OLIVEIRA, R. G. et al. Morfologia do fruto, semente e plântula de *Eschweilera ovata* (cambess.) Miers. **Ciência Florestal**, Santa Maria, v. 22, n. 2, p. 371-377, 2012.
- PEEL, M. C.; FINLAYSON, B. L.; MCMAHON, T. A. Updated world map of the Köppen-Geiger climate classification. **Hydrology and Earth System Sciences**, Union European, v. 11, n. 5, p. 1633-1644, 2007.
- PEKSEN, E. Non-destructive leaf area estimation model for faba bean (*Vicia faba* L.). **Scientia Horticulturae**, Amsternam, v. 113, p. 322-328, 2007.
- PESSOA, L. M. **Fenologia e chuva de sementes em um fragmento urbano de Floresta Atlântica em Pernambuco**. 2011. 104 Botânica (Doutorado). UFRPE, Recife.
- PESSOA, L. M. et al. Flora lenhosa em um fragmento urbano de floresta atlântica em Pernambuco. **Revista de Geografia**, Recife, v. 26, n. 3, p. 247-262, 2009.
- PINTO, L. P.; BRITO, M. C. W. Dinâmica da perda da biodiversidade na mata atlântica brasileira: uma introdução. In: GALINDO-LEAL, C.; CÂMARA, I. G. (Org.), **Mata atlântica: biodiversidade, ameaças e perspectivas**. São Paulo: Fundação SOS Mata Atlântica - Belo Horizonte: Conservação Internacional, 472 p. 2005.
- POMPELLI, M. F. et al. Allometric models for non-destructive leaf area estimation of *Jatropha curcas*. **Biomass and Bioenergy**, Oxford, v. 36, p. 77-85, 2012.
- QUEIROZ, J. E.; SILVA, G. H.; NETO, A. G. S. Avaliação estatística da área foliar através de modelos de equações em duas espécies florestais. **Revista Verde**, Mossoró, v. 8, n. 1, p. 146-153, 2013.
- RIBEIRO, M. C. et al. The Brazilian Atlantic Forest: How much is left, and how is the remaining forest distributed? Implications for conservation. **Biological Conservation**, Essex, v. 142, p. 1141-1153, 2009.
- RODAL, M. J. N. et al. Mata do Toró: uma floresta estacional semidecidual de terras baixas no nordeste do Brasil. **Hoehnea**, São Paulo, v. 32, n. 2, p. 283-294, 2005.
- SANGOI, L.; SCHMITT, A.; G., Z. C. Área foliar e rendimento de grãos de híbridos de milho em diferentes populações de planta. **Revista Brasileira de Milho e Sorgo**, Sete lagoas, v. 6, n. 3, p. 263-271, 2007.
- SANTOS, J. N. B. **Levantamento florístico e fitossociológico em um remanescente de floresta ombrófila densa, Bananeiras-PB**. 2013. 80 Trabalho de Conclusão de Curso (Lic. Ciências Agrárias). Departamento de Agropecuária, UFPB, Bananeiras.
- SCHEEPENS, J. F.; FREI, E. S.; STÖCKLIN, J. Genotypic and environmental variation in specific leaf area in a widespread Alpine plant after transplantation to different altitudes. **Oecologia**, Berlin, v. 164, n. 1, p. 141-150, 2010.
- SCHNEIDER, P. R.; SCHNEIDER, P. S. P.; SOUZA, C. A. M. **Análise de regressão aplicada à engenharia florestal**. 2. Santa Maria: FACOS - UFSM, 2009. 294, ISBN 978-85-98031-60-6.

- SCOLFORO, J. R. et al. **Manejo sustentado das candeias *Eremanthus erythropappus* (DC.) McLeisch e *Eremanthus incanus* (Less.) Less.** Lavras: UFLA/MMA 2004. 213.
- SERDAR, U.; DEMIRSOY, H. Non-destructive leaf area estimation in chestnut. **Scientia Horticulturae**, Amsterdam, v. 108, p. 227–230, 2006.
- SILVA-JUNIOR, J. F. et al. Fitossociologia do componente arbóreo em um remanescente de floresta atlântica no município do Cabo de Santo Agostinho, PE. **Revista Brasileira de Ciências Agrárias**, Recife, v. 3, n. 3, p. 276-282, 2008.
- SILVA, A. J. R.; ANDRADE, L. H. C. Etnobotânica nordestina: estudo comparativo da relação entre comunidades e vegetação na zona do litoral - Mata do estado de Pernambuco, Brasil. **Revista Acta Botânica Brasileira**, Porto Alegre, v. 19, n. 1, p. 45-60, 2005.
- SILVA, G. H.; QUEIROZ, J. E.; NETO, A. G. S. Avaliação da área foliar de três espécies florestais ocorrentes no semiárido paraibano (*Amburana cearensis*, *Caesalpinia ferrea*, *Caesalpinia pyramidalis*). **Revista de Biologia e Farmácia**, Campina Grande, v. 9, n. 3, p. 01-11, 2013.
- SILVA, J. A. **Estimativa de crescimento em altura de *Leucaena leucocephala* (Lam.) de Wit.) por meio do modelo ARIMA.** 2008. 64 Mestrado em Biometria e Estatística (Dissertação). UFRPE, Recife.
- SILVA, R. K. S. et al. Florística e sucessão ecológica da vegetação arbórea em área de nascente de um fragmento de Mata Atlântica, Pernambuco. **Revista Brasileira de Ciências Agrárias**, Recife, v. 5, n. 4, p. 550-559, 2010.
- SOUSA, E. F. et al. Estimating the total leaf area of the green dwarf coconut tree (*Cocos nucifera* L.). **Scientia Agricola**, Piracicaba, v. 62, n. 6, p. 597-600, 2005.
- SOUSA, L. F. et al. Método prático e eficiente para estimar a área foliar de gramíneas forrageiras tropicais. **Revista Archivos de Zootecnia**, Córdoba, v. 64, n. 245, p. 83-85, 2015.
- SOUZA-NETO, A. G. **Avaliação da área foliar de cinco espécies florestais ocorrentes no semiárido paraibano.** 2009. 37 Trabalho de Conclusão de Curso (Engenharia Florestal). UFCG, Patos.
- SOUZA, A. P. et al. Estimativas da área da folha de figueiras ‘Roxo de Valinhos’ usando dimensões lineares do limbo foliar. **Revista Ciência Rural**, Santa Maria, v. 44, n. 7, p. 1172-1179, 2014.
- SOUZA, M. C.; AMARAL, C. L. Non-destructive linear model for leaf area estimation in *Vernonia ferruginea* Less. **Brazilian Journal of Biology**, São Carlos, v. 75, n. 1, p. 152-6, 2015.
- SOUZA, M. C.; HABERMANN, G. Non-destructive equations to estimate the leaf area of *Styrax pohlii* and *Styrax ferrugineus*. **Brazilian Journal of Biology**, São Carlos, v. 74, n. 1, p. 222-225, 2014.
- STEHMANN, J. R. et al. Plantas da Floresta Atlântica. Rio de Janeiro: Instituto de Pesquisas Jardim Botânico do Rio de Janeiro, 2009. p. 516, ISBN 978-85-60035-05-2.

- TABARELLI, M. A. et al. Prospects for biodiversity conservation in the Atlantic Forest: Lessons from aging human-modified landscapes. **Biological Conservation**, Essex, v. 143, p. 2328-2340, 2010.
- TAIZ, L.; ZEIGUER, E. Fisiologia vegetal. In: EHLERINGER, J. (Eds.). **Fotossíntese: Considerações fisiológicas e ecológicas**. 4. ed. Porto Alegre, 2009. p. 221-243.
- TAVARES-JÚNIOR, J. E. et al. Análise comparativa de métodos de estimativa de área foliar em cafeeiro. **Bragantia**, Campinas, v. 61, n. 02, p. 199-203, 2002.
- TOEBE, M. et al. Estimativa da área foliar de *Crambe abyssinica* por discos foliares e por fotos digitais. **Ciência Rural**, Santa Maria, v. 40, n. 2, p. 475-478, 2010.
- TSIALTAS, J. T.; MASLARIS, N. Leaf area estimation in a sugar beet cultivar by linear models. **Photosynthetica**, Prague, v. 23, n. 6, p. 477-479, 2005.
- UZUN, S.; ÇELİK, H. Leaf area prediction models (Uzçelik-I) for different horticultural plants. **Turkish Journal of Agriculture and Forestry**, Erzurum, v. 23, n. 6, p. 645-650, 1999.
- WILLIAMS, L.; MARTINSON, T. E. Nondestructive leaf area estimation of 'Niagara' and 'DeChaunac' grapevines. **Scientia Horticulturae**, Amsterdam, v. 98, p. 493-498, 2003.
- XAVIER, K. R. F. **Análise florística e fitossociológica em dois fragmentos de floresta serrana no município de Dona Inês, Paraíba**. 2009. 76 Mestrado em Agronomia (Mestrado). UFPB, Areia.
- ZAR, J. H. **Bioestatistical analysis 5**. New Jersey: Pearson, 2010. 944.