



MINISTÉRIO DA CIÊNCIA, TECNOLOGIA, INOVAÇÕES E COMUNICAÇÕES
INSTITUTO NACIONAL DE PESQUISAS ESPACIAIS

sid.inpe.br/mtc-m21b/2017/11.08.17.08-TDI

**APLICAÇÃO DOS DADOS POLARIMÉTRICOS
ALOS/PALSAR-2 PARA MODELAGEM DE BIOMASSA
EM FLORESTAS SECUNDÁRIAS DA AMAZÔNIA
CONSIDERANDO O HISTÓRICO DE USO**

Henrique Luis Godinho Cassol

Tese de Doutorado do Curso de Pós-Graduação em Sensoriamento Remoto, orientada pelos Drs. Elisabete Caria Moraes, e Yosio Edemir Shimabukuro, aprovada em 29 de novembro de 2017.

URL do documento original:

<<http://urlib.net/8JMKD3MGP3W34P/3PULANE>>

INPE
São José dos Campos
2017

PUBLICADO POR:

Instituto Nacional de Pesquisas Espaciais - INPE

Gabinete do Diretor (GB)

Serviço de Informação e Documentação (SID)

Caixa Postal 515 - CEP 12.245-970

São José dos Campos - SP - Brasil

Tel.:(012) 3208-6923/6921

E-mail: pubtc@inpe.br

COMISSÃO DO CONSELHO DE EDITORAÇÃO E PRESERVAÇÃO DA PRODUÇÃO INTELECTUAL DO INPE (DE/DIR-544):

Presidente:

Maria do Carmo de Andrade Nono - Conselho de Pós-Graduação (CPG)

Membros:

Dr. Plínio Carlos Alvalá - Centro de Ciência do Sistema Terrestre (CST)

Dr. André de Castro Milone - Coordenação de Ciências Espaciais e Atmosféricas (CEA)

Dra. Carina de Barros Melo - Coordenação de Laboratórios Associados (CTE)

Dr. Evandro Marconi Rocco - Coordenação de Engenharia e Tecnologia Espacial (ETE)

Dr. Hermann Johann Heinrich Kux - Coordenação de Observação da Terra (OBT)

Dr. Marley Cavalcante de Lima Moscati - Centro de Previsão de Tempo e Estudos Climáticos (CPT)

Silvia Castro Marcelino - Serviço de Informação e Documentação (SID)

BIBLIOTECA DIGITAL:

Dr. Gerald Jean Francis Banon

Clayton Martins Pereira - Serviço de Informação e Documentação (SID)

REVISÃO E NORMALIZAÇÃO DOCUMENTÁRIA:

Simone Angélica Del Duca Barbedo - Serviço de Informação e Documentação (SID)

Yolanda Ribeiro da Silva Souza - Serviço de Informação e Documentação (SID)

EDITORAÇÃO ELETRÔNICA:

Marcelo de Castro Pazos - Serviço de Informação e Documentação (SID)

André Luis Dias Fernandes - Serviço de Informação e Documentação (SID)



MINISTÉRIO DA CIÊNCIA, TECNOLOGIA, INOVAÇÕES E COMUNICAÇÕES
INSTITUTO NACIONAL DE PESQUISAS ESPACIAIS

sid.inpe.br/mtc-m21b/2017/11.08.17.08-TDI

**APLICAÇÃO DOS DADOS POLARIMÉTRICOS
ALOS/PALSAR-2 PARA MODELAGEM DE BIOMASSA
EM FLORESTAS SECUNDÁRIAS DA AMAZÔNIA
CONSIDERANDO O HISTÓRICO DE USO**

Henrique Luis Godinho Cassol

Tese de Doutorado do Curso de Pós-Graduação em Sensoriamento Remoto, orientada pelos Drs. Elisabete Caria Moraes, e Yosio Edemir Shimabukuro, aprovada em 29 de novembro de 2017.

URL do documento original:

<<http://urlib.net/8JMKD3MGP3W34P/3PULANE>>

INPE
São José dos Campos
2017

Dados Internacionais de Catalogação na Publicação (CIP)

Cassol, Henrique Luis Godinho.

C274a Aplicação dos dados polarimétricos ALOS/PALSAR-2 para modelagem de biomassa em florestas secundárias da Amazônia considerando o histórico de uso / Henrique Luis Godinho Cassol. – São José dos Campos : INPE, 2017.
xxviii + 267 p. ; (sid.inpe.br/mtc-m21b/2017/11.08.17.08-TDI)

Tese (Doutorado em Sensoriamento Remoto) – Instituto Nacional de Pesquisas Espaciais, São José dos Campos, 2017.

Orientadores : Drs. Elisabete Caria Moraes, e Yosio Edemir Shimabukuro.

1. Retroespalhamento. 2. Chapman-Richards. 3. Micro-ondas.
4. Polarimetria. 5. Floresta Amazônica. I.Título.

CDU 528.873(292.88)



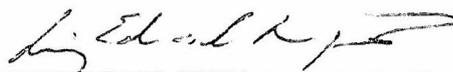
Esta obra foi licenciada sob uma Licença [Creative Commons Atribuição-NãoComercial 3.0 Não Adaptada](https://creativecommons.org/licenses/by-nc/3.0/).

This work is licensed under a [Creative Commons Attribution-NonCommercial 3.0 Unported License](https://creativecommons.org/licenses/by-nc/3.0/).

Aluno (a): **Henrique Luis Godinho Cassol**
Título: "APLICAÇÃO DOS DADOS POLARIMÉTRICOS ALO/PALSAR-2 PARA MODELAGEM DE BIOMASSA EM FLORESTAS SECUNDÁRIAS DA AMAZÔNIA CONSIDERANDO O HISTÓRICO DE USO"

Aprovado (a) pela Banca Examinadora
em cumprimento ao requisito exigido para
obtenção do Título de **Doutor(a)** em
Sensoriamento Remoto

Dr. Luiz Eduardo Oliveira e Cruz de Aragão



Presidente / INPE / São José dos Campos - SP

Dra. Elisabete Caria Moraes



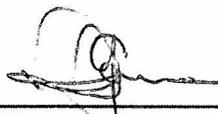
Orientador(a) / INPE / São José dos Campos - SP

Dr. Yosio Edemir Shimabukuro



Orientador(a) / INPE / São José dos Campos - SP

Dr. Fábio Furlan Gama



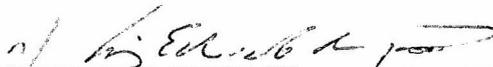
Membro da Banca / INPE / São José dos Campos - SP

Dr. Fábio Guimarães Gonçalves



Convidado(a) / CANOPY-RSS / Blguaçu - SC

Dr. João Manuel de Brito Carreiras



Convidado(a) / NCEO / United Kingdom - UK

Este trabalho foi aprovado por:

() maioria simples

(x) unanimidade

*“A sabedoria não pode ser comunicada.
Os conhecimentos podem ser transmitidos,
mas nunca a sabedoria.” Hesse, H.
Siddartha.*

A meus familiares.

AGRADECIMENTOS

Gostaria de prestar meus singelos agradecimentos aos que de alguma forma contribuíram para a realização deste trabalho.

Aos meus orientadores Dra. Elisabete Caria Moraes e Dr. Yosio E. Shimabukuro, pelas prestimosas contribuições durante todo o processo de aprendizado.

Ao Instituto Nacional de Pesquisas Espaciais (INPE), por proporcionar a infraestrutura necessária e o suporte profissional composto de pesquisadores competentes e inspiradores.

Aos órgãos de fomento de pesquisa CAPES e CNPq, pelas bolsas concedidas.

Aos membros do projeto Regrowth-BR [PTDC/AGR-CFL/114908, 2009], em especial ao João M. B. Carreiras, por fornecer os dados de imagens sobre o histórico de uso em ambas as áreas de estudo, os dados de Radar e o apoio financeiro para a realização do campo em Manaus, sem os quais não seria possível finalizar esta tese.

Aos membros do projeto: Refining tropical fire predictions: a spatially explicit framework for analyzing, quantifying and forecast fire incidence in Amazonia [CNPq 400349, 2012-4], que financiaram a campanha de campo em Santarém.

Ao Dr. Egídio Arai pelo auxílio na etapa de processamento dos dados de Radar e Camila Valéria pelo fornecimento dos dados de campo em Santarém.

Aos membros das equipes de campo Dr. Richard Lucas, Joana Melo, Virgílio Pereira, Joshua Jones e Letícia Kirsten e aos parobotânicos Francisco (Caroço), Movido, Graveto e Chico.

Aos meus colegas Luciane Sato, Ana Paula, Luciana Pererira, Jaidson Becker, Fabien Wagner, Matheus Ferreira, Cesare Neto, Rodolfo Lotte, pela parceria nas horas vagas e pelas discussões acerca dos problemas científicos enfrentados.

Aos amigos do futebol de terças e quintas-feiras, por proporcionar momentos de alegria e satisfação.

À Josyane Ferreira, que esteve sempre ao meu lado nos momentos mais difíceis desta fase.

RESUMO

As florestas secundárias (FS) têm um papel de destaque na Amazônia Brasileira, pois mantêm a biodiversidade e os serviços ecossistêmicos, além de contrabalancear parcialmente as emissões de carbono oriundas de desmatamento, degradação florestal e de outras fontes antropogênicas, acumulando carbono na biomassa. Neste contexto, o objetivo principal deste trabalho é avaliar o uso dos dados polarimétricos oriundos do sistema de Radar (ALOS/PALSAR-2) para caracterizar e modelar o crescimento das FS (acúmulo de biomassa) em duas regiões da Amazônia Brasileira em função do histórico de uso do solo anterior ao abandono. O inventário florestal foi conduzido em duas áreas de estudo: 1) ao norte de Manaus, em ambos os lados da BR-174 e 2) ao sul de Santarém, próximo à Flona do Tapajós e da BR-163. O histórico de uso das FS foi obtido por meio da classificação de séries históricas de imagens *Landsat*, contendo o período de uso do solo (PUS), a frequência de cortes (FC) e a idade de cada mancha. A metodologia consistiu na extração de diversos atributos polarimétricos derivados das imagens de Radar para caracterizar as FS de Manaus e Santarém, como também para caracterizá-las quanto às classes de intensidade (CI) de uso do solo: 1 – PUS e/ou FC ≤ 2 ou 2 – PUS ou FC > 2. Quatro métodos de análise de regressão foram testados para modelar a biomassa acima do solo (BAS) com o uso dos atributos polarimétricos em cada área de estudo: i) linear múltiplo, ii) não linear, iii) não linear de efeitos mistos (*NLME – Nonlinear Mixed Effects Model*) e iv) não linear semi-empírico (*EWCM – Extended Water Cloud Model*). As diferenças estruturais e florísticas observadas nas FS de Manaus e de Santarém resultaram na importância de diferentes atributos para caracterizá-las quanto às CI's. Em Manaus, os atributos polarimétricos que permitiram separar as FS por CI foram o termo de polarização cruzada da matriz de coerência da decomposição de Cloude (T_{33_C}) e o ângulo de elipticidade médio de Touzi ($TVSM_{\tau_s}$). Em Santarém, diversos atributos polarimétricos foram capazes de separar as CI's, com destaque para o termo real da matriz de covariância entre os canais HH e VV (C_{12_real}) e o segundo termo da diagonal da matriz de coerência da decomposição de Cloude (T_{22_C}). Os modelos lineares múltiplos apresentaram o melhor desempenho, ou seja, menor erro padrão da predição (*RMSEP*), menor viés da predição e maior valor de R^2 pela validação cruzada. Os atributos mais importantes para a modelagem de BAS, entretanto, foram distintos em cada área de estudo por conta das variações estruturais observadas entre as mesmas, como acúmulo de biomassa, diversidade e densidade de espécies e indivíduos. O desempenho do modelo linear múltiplo para estimativa de BAS nas FS de Santarém foi de $R^2 = 0,37$ e $RMSEP = 13,19 \text{ Mg}\cdot\text{ha}^{-1}$ (8,9 %); e em Manaus foi de $R^2 = 0,70$, $RMSEP = 8,2 \text{ Mg}\cdot\text{ha}^{-1}$ (7,7 %), quando informações sobre o histórico de uso foram inseridas no modelo. Conclui-se que os modelos ajustados para uma área de estudo não podem ser utilizados para estimar a BAS de outra sem a relativa perda de precisão e que as informações sobre o histórico de uso contribuem para melhorar as estimativas de BAS nas FS da Amazônia Brasileira.

Palavras-chave: Retroespalhamento. Chapman-Richards. Micro-ondas. Polarimetria. Floresta Amazônica.

APPLICATION OF POLARIMETRIC DATA FROM ALOS / PALSAR-2 FOR MODELING BIOMASS IN SECONDARY FOREST OF BRAZILIAN AMAZON CONSIDERING LAND-USE HISTORY

ABSTRACT

Secondary forests (SF) play an important role in the Brazilian Amazon, because it maintains biodiversity and ecosystem services, in addition to partially counterbalance carbon emissions from deforestation, forest degradation and other anthropogenic sources, accumulating carbon in biomass. In this context, the main objective of this work is to evaluate the use of polarimetric data from the Radar system (ALOS/PALSAR-2) to characterize and modeling growth of biomass in SF from two regions of the Brazilian Amazon regarding land-use history prior to abandonment. Forest inventories were conducted in two study areas: 1) North of Manaus, on both sides of the BR-174 and 2) South of Santarém, next to the Tapajos National Forest and the BR-163. Land-use history was obtained through the analysis of classification of Landsat historical series of images, containing the period of active land-use (PALU), the frequency of cuts (FC) and the age of each SF patches. The methodology consisted in the extraction of several polarimetric attributes derived from Radar images to characterize the SF of Manaus and Santarém, as well as to define intensity classes (IC) of land use in such areas: 1 – PALU and/or $FC \leq 2$ or 2 – PALU ou $FC > 2$. Four methods of regression analysis were tested to model above-ground biomass (AGB) through the use of polarimetric attributes in each study area: i) multiple linear, ii) non-linear, iii) Non-Linear Mixed Effects (NLME) and iv) non linear semiempirical Extended Water Cloud Model (EWCM). The structural and floristic differences observed in Manaus and Santarem SF resulted in the importance of different attributes to characterize the IC's. In Manaus, the polarimetric attributes that allowed separating the SF by IC were the cross-polarization term of the coherence matrix from the Cloude decomposition (T_{33_c}) and the mean ellipticity angle of Touzi ($TVSM\tau_s$). In Santarém, several polarimetric attributes were able to separate the IC's, with emphasis on the real term of the covariance matrix between the HH and VV channels (C_{12_real}) and the second term of the diagonal of the coherence matrix from Cloude decomposition (T_{22_c}). The multiple linear models presented the best performance, i.e., lower standard error of the prediction (*RMSEP*), lower bias of the prediction and higher R^2 value by the cross validation. The most important attributes for AGB modeling, however, were distinct in each study area due to their structural variations. The performance of the multiple linear model for estimation the AGB in the Santarém SF was $R^2 = 0.37$ and $RMSEP = 13.19 \text{ Mg.ha}^{-1}$ (8,9%) and in Manaus was $R^2 = 0.70$, $RMSEP = 8.2 \text{ Mg.ha}^{-1}$ (7,6%) when information about the land-use history were included in the model. It was concluded that the models adjusted for one study area is not recommended to estimate the AGB from another study area without the relative loss of accuracy and the information about land-use history contributed to improving the AGB estimates of the SF in the Brazilian Amazon.

Keywords: Backscatter. Chapman-Richards. Microwaves. Polarimetry. The Amazon Rain Forest.

LISTA DE FIGURAS

Pág.

Figura 2.1 - Acúmulo de biomassa acima do solo (BAS) nas FS pós-cultivo na Amazônia Brasileira.	9
Figura 2.2 - Acúmulo de BAS em FS abandonadas após período de uso inferior a 2 anos, de 3 a 4 anos e superior a 5 anos na Amazônia Brasileira, respectivamente.	11
Figura 2.3 - Acúmulo de BAS nas FS abandonadas sem (N) e com (S) o emprego do fogo para a limpeza da área na Amazônia Brasileira.	12
Figura 2.4 - Acúmulo de BAS em FS cortadas uma (1x), duas (2x) ou três ou mais vezes (3x+).	13
Figura 2.5 - Acúmulo de BAS nas FS com relação ao número de meses secos (< 100 mm) na Amazônia Brasileira.	15
Figura 2.6 - Acúmulo de BAS nas FS com relação à textura do solo.	16
Figura 2.7 - Acúmulo de BAS nas principais classes de solos da Amazônia Brasileira.	17
Figura 2.8 - Curva típica de crescimento e as fases de desenvolvimento da vegetação: juvenil, adulta e senil.	19
Figura 2.9 - Curvas hipotéticas obtidas a partir do modelo de Chapman-Richards para modelar o crescimento e o incremento de BAS.	21
Figura 2.10 - Situação hipotética de iluminação resultante do retroespalhamento do pulso de micro-ondas no dossel florestal segundo o comprimento de onda.	27
Figura 3.1 - Áreas de estudo localizadas na Amazônia Brasileira.	35
Figura 3.2 - Fluxograma metodológico.	40
Figura 3.3 - Desenho esquemático das parcelas aninhadas de dimensão 60 x 100 m.	43
Figura 3.4 - Histograma de frequência da densidade básica da madeira de todas as espécies catalogadas nas duas áreas de estudo.	45
Figura 3.5 - Distribuição das espécies por grupo ecológico e área de estudo: A) Manaus e B) Santarém.	47
Figura 3.6 - Precipitação acumulada diária, em mm, no mês de aquisição das imagens ALOS/PALSAR-2, abril de 2016 e fevereiro de 2015 em Manaus e Belterra/PA, distante 45 km de Santarém, respectivamente.	62
Figura 3.7 - Distribuição dos coeficientes médios de determinação entre o valor de retroespalhamento nas polarizações HH, HV e VV e a BAS para cada dimensão de filtro (eixo principal).	72
Figura 4.1 - Curva do acúmulo de espécies e área nas parcelas aninhadas das florestas secundárias de Manaus e Santarém.	85

Figura 4.2 -	Densidade de indivíduos arbóreos por classe de diâmetros das florestas secundárias de Manaus e Santarém, em número de indivíduos por hectare. ...	88
Figura 4.3 -	Riqueza de espécies, índice de diversidade de Shannon (H') e equabilidade de Pielou (J) das florestas secundárias de Manaus.....	91
Figura 4.4 -	Riqueza de espécies, índice de diversidade de Shannon (H') e equabilidade de Pielou (J) das florestas secundárias de Santarém.	92
Figura 4.5 -	Distribuição dos indivíduos ($N.ha^{-1}$) por classes de diâmetro (cm) nas Florestas Secundárias de Manaus e Santarém (eixo principal) e altura média total (H_t), em metros por classe de DAP (eixo secundário, linha pontilhada).....	94
Figura 4.6 -	Perfil das Florestas Secundárias de Manaus abandonadas após o corte, A e B (CI = 1), e que sofreram alta intensidade de uso antes do abandono, C e D (CI = 2).	95
Figura 4.7 -	Perfil das Florestas Secundárias de Santarém abandonadas após o corte, A e B (CI =1), e que sofreram alta intensidade de uso antes do abandono C e D, (CI = 2).....	96
Figura 4.8 -	Ajuste do modelo de crescimento para o diâmetro médio (cm) das FS de Manaus (A) e Santarém (B), respectivamente, com o intervalo de confiança da estimativa (eixo y principal).....	97
Figura 4.9 -	Ajuste do modelo de crescimento de para a altura total média (m) das FS de Manaus (A) e Santarém (B), respectivamente, com o intervalo de confiança da estimativa (eixo y principal).....	98
Figura 4.10 -	Ajuste do modelo de crescimento para a área basal média (G) em m^2 das FS de Manaus (A) e Santarém (B), respectivamente, com o intervalo de confiança da estimativa (eixo y principal).	99
Figura 4.11 -	Ajuste do modelo de crescimento para o número médio de espécies por hectare (S) nas FS de Manaus e Santarém, respectivamente, com o intervalo de confiança da estimativa (eixo y principal).	100
Figura 4.12 -	Ajuste do modelo de crescimento para a densidade média de indivíduos por hectare (N) nas FS de Manaus (A) e Santarém (B), respectivamente, com o intervalo de confiança da estimativa.	101
Figura 4.13 -	Estimativa de biomassa acima do solo ($Mg.ha^{-1}$) pelo modelo <i>NLME</i> para a população (curva em azul) e grupo (rosa) local*classe de intensidade de uso (LOCI), à esquerda.	105
Figura 4.14 -	Incremento corrente anual (ICA) e incremento médio anual (IMA) de BAS, em $Mg.ha^{-1}.ano^{-1}$, nas FS de Manaus (A) e Santarém (B), por idade e classe de intensidade: 1 – áreas abandonadas após uso inferior a dois anos e que sofreram menos de dois cortes e 2 – áreas abandonadas após uso superior a dois anos ou que sofreram mais de dois cortes.	107
Figura 4.15 -	Distribuição dos parâmetros biofísicos por classe de intensidade de uso prévio nas FS de Manaus após o ajuste dos modelos de crescimento.....	109

Figura 4.16 - Distribuição dos parâmetros biofísicos por classe de intensidade de uso prévio nas FS de Santarém após o ajuste dos modelos de crescimento.	110
Figura 4.17 - Matriz de correlação entre os parâmetros biofísicos após o ajuste de crescimento e os atributos polarimétricos por classe de intensidade de uso (CI) nas Florestas Secundárias em Manaus: CI = 1 (laranja) e CI = 2 (vermelho).112	112
Figura 4.18 - <i>Boxplots</i> dos principais atributos obtidos pelo algoritmo CFS (Hall, 1999) por classe de intensidade de uso em Manaus: CI =1 (laranja) e CI = 2 (vermelho).	113
Tabela 4.19 - Matriz de correlação entre os parâmetros biofísicos após o ajuste do crescimento e os atributos polarimétricos por classe de intensidade de uso nas Florestas Secundárias de Santarém: CI =1 (laranja) e CI = 2 (vermelho).....	116
Figura 4.20 - <i>Boxplots</i> dos principais atributos obtidos pelo algoritmo CFS (Hall, 1999) por classe de intensidade de uso em Santarém: CI =1 (laranja) e CI = 2 (vermelho).	117
Figura 4.21 - <i>Boxplots</i> dos principais atributos usados para separar as FS de Manaus por CI: 1 (laranja) e 2 (vermelho), utilizando outro conjunto aleatório de dados.	118
Figura 4.22 - <i>Boxplots</i> do coeficiente de retroespalhamento cruzado ($\sigma^o hv$) e do espalhamento volumétrico de Van Zyl para a separação das FS de Manaus quanto às CI's: 1 (laranja) e 2 (vermelho).....	119
Figura 4.23 - <i>Boxplots</i> dos principais atributos usados para separar as FS de Santarém quanto às CI's: 1 (laranja) e 2 (vermelho), utilizando outro conjunto aleatório de dados.....	120
Figura 4.24 - <i>Boxplots</i> do índice de estrutura do dossel (CSI – <i>Canopy Structure Index</i>), Entropia de Shannon, coeficiente de retroespalhamento verticalmente copolarizado ($\sigma^o vv$) e a razão de polarização paralela (Rpp) para a separação das FS de Santarém quanto às CI's: 1 (laranja) e 2 (vermelho).	121
Figura 4.25 - Mosaico da composição colorida falsa cor com as componentes de Freeman e Durden RGB:PsPvPd para as áreas de estudo de Manaus e Santarém, respectivamente.	123
Figura 4.26 - Matriz de correlação entre os parâmetros biofísicos nas florestas secundárias após o ajuste de crescimento e os atributos polarimétricos em cada área de estudo: Manaus (azul) e Santarém (verde).	127
Figura 4.27 - Histograma das frequências da componente de espalhamento volumétrico de Yamaguchi (A) e de Freeman e Durden (B), e ângulo de orientação preferencial de Touzi (C) segundo as florestas secundárias de Manaus e de Santarém.	128
Figura 4.28 - Ajuste de regressão linear múltipla em Santarém dos atributos polarimétricos com os maiores coeficientes de correlação com a BAS.	132
Figura 4.29 - Resultado da validação cruzada para o ajuste de regressão linear múltipla para a estimativa de BAS nas FS de Santarém.....	132

Figura 4.30 - Desempenho dos modelos lineares múltiplos com a seleção de atributos pelo CFS para a estimativa de BAS em Santarém.	133
Figura 4.31 - Matriz de correlação entre os atributos polarimétricos obtidos pelo melhor modelo de regressão linear múltiplo e os atributos biofísicos nas Florestas Secundárias de Santarém.	135
Figura 4.33 - Distribuição dos resíduos padronizados para o modelo de regressão linear múltiplo selecionado em Santarém.	136
Figura 4.32 - Resíduos padronizados em cada atributo utilizado na estimativa de BAS em Santarém, com o modelo de regressão linear múltiplo.	137
Figura 4.34 - Validação cruzada do ajuste de regressão linear múltipla para estimativa de BAS nas FS de Santarém, com o método <i>CFS</i> de seleção de variáveis.	138
Figura 4.35 - Estimativa de biomassa acima do solo (BAS) em Megagramas por hectare nas Florestas Secundárias de Santarém com o modelo linear múltiplo, dado pela Equação 4.2.	139
Figura 4.36 - Ajuste dos modelos de regressão não lineares em Santarém para a estimativa de BAS com o intervalo de confiança da estimativa (linha pontilhada) e da predição (sombra) à esquerda e os resíduos padronizados à direita. As cores representam as classes de intensidade (1: laranja e 2: vermelho).	140
Figura 4.37 - Resultado da validação cruzada para o ajuste dos modelos de regressão não lineares em Santarém após o <i>bootstrapping</i> à esquerda e histogramas dos vieses da estimativa.	143
Figura 4.38 - Estimativa de biomassa acima do solo (BAS) em Megagramas por hectare nas Florestas Secundárias de Santarém com o modelo não linear de Chapman Richards e o atributo terceiro autovetor da decomposição de Cloude (λ_3).	144
Figura 4.39 - Ajuste do modelo <i>NLME</i> para a estimativa de BAS nas FS de Santarém por classe de intensidade de uso com o terceiro autovetor de Cloude.	147
Figura 4.40 - Resultado da validação cruzada para o modelo <i>NLME</i> em Santarém por classe de intensidade de uso.	147
Figura 4.41 - Distribuição dos resíduos padronizados do modelo não linear semi-empírico <i>EWCM</i> para a estimativa de BAS nas FS de Santarém.	148
Figura 4.42 - Resultado da validação cruzada para o modelo <i>EWCM</i> em Santarém.	149
Figura 4.43 - Desempenho dos modelos lineares múltiplos com a seleção de atributos pelo CFS para a estimativa de BAS em Manaus.	151
Figura 4.44 - Resíduos padronizados em cada atributo utilizado na estimativa de BAS em Manaus, com o modelo de regressão linear múltiplo.	153
Figura 4.45 - Distribuição dos resíduos padronizados para o modelo linear múltiplo selecionado em Manaus.	154
Figura 4.46 - Validação cruzada do ajuste de regressão linear múltipla para estimativa de BAS em Manaus.	155

Figura 4.47 - Estimativa de biomassa acima do solo (BAS) em Megagramas por hectare nas Florestas Secundárias de Manaus com o modelo linear múltiplo.	156
Figura 4.48 - Distribuição dos resíduos padronizados para o modelo de regressão linear múltiplo com o histórico de uso em Manaus.	158
Figura 4.49 - Validação cruzada do ajuste de regressão linear múltipla com o histórico de uso (PUS e FC) para estimativa de BAS em Manaus.	159
Figura 4.50 - Resultado do modelo semi-empírico <i>EWCM</i> para a estimativa de BAS nas FS de Manaus.	160
Figura 4.51 - Resultado da validação cruzada para o modelo <i>EWCM</i> em Manaus.	160
Figura 4.52 - Distribuição percentual dos erros considerando as múltiplas etapas de processamento para a estimativa de biomassa nas florestas secundárias de Manaus e de Santarém.	163
Figura A.1 - Representação de uma sinusoidal no plano polar como um vetor que possui rotação no sentido anti-horário.	220
Figura A.2 - Representação vetorial no plano polar complexo do processo de interferência de duas ondas com a mesma amplitude A em (A), (B) e (C), e de múltiplas ondas (D).	221
Figura A.3 - Estado de polarização resultante entre duas ondas linearmente polarizadas h (E_x) e v (E_y) com a mudança de fase $\delta\phi$ e mesma amplitude.	224
Figura A.4 - Representação geométrica do estado de polarização de uma onda com a representação dos quatro elementos do vetor de Stokes e os respectivos ângulos de orientação (ψ) e elipticidade (χ).	226
Figura A.5 - Ângulo de orientação das partículas entre os canais horizontalmente e verticalmente polarizados.	253

LISTA DE TABELAS

	<u>Pág.</u>
Tabela 3.1 - Lista das parcelas medidas em Manaus por classe de intensidade de uso (CI).	42
Tabela 3.2 - Lista das parcelas medidas em Santarém por classe de intensidade de uso (CI).	42
Tabela 3.3 - Parâmetros de ajuste dos modelos hiperbólicos totais (F) e reduzidos (R) por área de estudo e grupo ecológico de espécies.	48
Tabela 3.4 - Equações hipsométricas ajustadas para as espécies das florestas secundárias da Amazônia Brasileira pelo modelo hiperbólico $H = a.DBH / (b+DBH)$	48
Tabela 3.5 - Viés da estimativa de biomassa acima do solo (BAS) dos indivíduos das FS de Manaus por intervalo de DAP obtidos pelas equações alométricas com o melhor ajuste.	51
Tabela 3.6 - Viés da estimativa de biomassa acima do solo (BAS) dos indivíduos das FS de Santarém, por intervalo de DAP obtidos pelas equações alométricas com o melhor ajuste.	52
Tabela 3.7 - Viés da estimativa de biomassa acima do solo (BAS) por unidade amostral, em $Mg.ha^{-1}$, e idade das florestas secundárias localizadas próximas à área de estudo de Manaus.	52
Tabela 3.8 - Viés da estimativa de biomassa acima do solo (BAS) por unidade amostral, em $Mg.ha^{-1}$, e idade das florestas secundárias localizadas próximas à área de estudo de Santarém.	53
Tabela 3.9 - Parâmetros fitossociológicos. Fonte: Schneider e Finger (2000).	56
Tabela 3.10 - Valores médios da assíntota dos parâmetros biofísicos para as Florestas Primárias de Manaus e Santarém.	58
Tabela 3.11 - Características do sistema PALSAR-2.	61
Tabela 3.12 - Parâmetros dos dados adquiridos pelo sistema sensor PALSAR-2 em ambas as áreas de estudo.	62
Tabela 3.13 - Parâmetros de entrada para o cálculo da rotação de Faraday em cada cena ALOS/PALSAR-2.	64
Tabela 3.14 - Parâmetros radiométricos e polarimétricos dos alvos florestais sem e com a correção da rotação de Faraday para a cena ALOS2038223670-150206.	66
Tabela 3.15 - Coeficientes de determinação (R^2) entre os valores de retroespalhamento e a biomassa com o aumento na dimensão da janela de filtro ($\ln BAS \times dB$).	71
Tabela 3.16 - Parâmetros obtidos pelo processo de filtragem com diferentes modelos conceituais e janela de dimensão de 11x11 pixels.	73
Tabela 3.17 - Atributos polarimétricos empregados na análise.	75

Tabela 4.1 -	Parâmetros estruturais das Florestas Secundárias nas parcelas aninhadas de Manaus.	89
Tabela 4.2 -	Parâmetros estruturais das Florestas Secundárias nas parcelas aninhadas de Santarém.	90
Tabela 4.3 -	Parâmetros relativos das espécies ordenadas pelo Índice de Valor de Importância (IVI) por área de estudo e classe de intensidade de uso (CI): 1 - abandonadas após o corte e 2 - que sofreram alta intensidade de uso antes do abandono.	93
Tabela 4.4 -	Estimativa inicial dos parâmetros do modelo <i>NLME</i> para a estimativa de BAS nas FS em função da área de estudo e da intensidade de uso (LOCI).	102
Tabela 4.5 -	Sumário estatístico do modelo <i>NLME</i> para a estimativa de BAS nas FS próximas a Manaus e Santarém.	103
Tabela 4.6 -	Teste de verossimilhança entre o modelo <i>NLME</i> para estimativa de BAS com e sem os pesos da variância dos resíduos.	104
Tabela 4.7 -	Sumário estatístico do modelo <i>NLME</i> para a estimativa de BAS nas FS da Amazônia Brasileira com a variância dos resíduos elevada à potência.	104
Tabela 4.8 -	Estimativa dos parâmetros da regressão para estimativa de BAS pelo modelo não linear de efeitos mistos (<i>NLME</i>).	105
Tabela 4.9 -	Atributos oriundos dos dados polarimétricos selecionados pelo <i>CFS</i> mediante a validação cruzada 10:1 para a separação das FS de Manaus quanto à classe de intensidade de uso (CI).	111
Tabela 4.10 -	Atributos oriundos dos dados polarimétricos selecionados pelo <i>CFS</i> mediante a validação cruzada 10:1 para a separação das FS de Santarém quanto à classe de intensidade de uso.	114
Tabela 4.11 -	Atributos oriundos dos dados polarimétricos selecionados pelo <i>CFS</i> , mediante a validação cruzada 10:1 para a separação das FS por área de estudo.	125
Tabela 4.12 -	Ordem dos atributos polarimétricos com maiores coeficientes de correlação com os parâmetros biofísicos das FS, em Manaus e Santarém, obtidos pelos métodos de Pearson e Spearman.	130
Tabela 4.13 -	Estimativa e significância dos parâmetros dos três melhores modelos de regressão linear múltipla com base no menor valor de AIC.	134
Tabela 4.14 -	Estimativa e significância dos parâmetros dos três modelos de regressão não lineares. <i>EP</i> = erro padrão.	141
Tabela 4.15 -	Estimativa inicial dos parâmetros do modelo <i>NLME</i> para a modelagem da BAS nas FS de Santarém em função de λ_3 e da classe de intensidade de uso (CI).	145
Tabela 4.16 -	Sumário estatístico do modelo <i>NLME</i> para a estimativa de BAS nas FS de Santarém.	146
Tabela 4.17 -	Descrição dos parâmetros selecionados pelo <i>CFS</i> como variáveis de entrada no modelo linear múltiplo para estimativa de BAS das FS de Manaus.	150

Tabela 4.18 - Descrição dos modelos com $AIC < 2$ obtidos pela seleção exaustiva do “glmulti”	152
Tabela 4.19 - Estimativa dos parâmetros de regressão linear múltipla para a estimativa de BAS nas FS de Manaus.	152
Tabela 4.20 - Estatística da estimativa dos parâmetros com a inclusão do histórico de uso dos modelos lineares múltiplos.	157
Tabela B.1 - Dados de parcelas de Florestas Secundárias da Amazônia Brasileira publicadas na literatura e usadas na meta-análise, contendo informações sobre os métodos de análise, informações bioclimáticas, histórico de uso, idade e biomassa. ...	255
Tabela C.1 - Lista das espécies arbóreas por nome científico e família. * Conferido pelo site http://www.theplantlist.org/	257
Tabela D.1 - Equações alométricas de biomassa seca e fresca acima do solo (BAS, biomassa seca acima do solo, em kg) nas florestas primárias e secundárias da bacia Amazônica.....	265

SUMÁRIO

	<u>Pág.</u>
1 INTRODUÇÃO.....	1
2 FUNDAMENTAÇÃO TEÓRICA.....	7
2.1. Meta-análise do acúmulo de biomassa nas Florestas Secundárias	7
2.2. Modelagem de crescimento das Florestas Secundárias	18
2.3. Mapeamento das Florestas Secundárias quanto ao histórico de uso	22
2.4. Estimativa de biomassa nas Florestas Secundárias por sensores Radar	26
2.4.1. Comprimento de onda, ângulo de incidência e polarimetria	28
2.4.2. Variabilidade espacial e estrutural da vegetação	30
2.4.3. Métodos de análise	31
2.4.4. Calibração e ortorretificação	32
2.4.5. Propagação de erros a partir de amostras de campo	33
3 MATERIAL E MÉTODOS.....	35
3.1. Áreas de estudo	35
3.1.1. Clima e solos	37
3.1.2. Vegetação	38
3.2. Fluxograma metodológico	39
3.3. Histórico de uso via séries temporais	40
3.4. Inventário Florestal	41
3.4.1. Amostragem e coleta dos dados de campo	41
3.4.2. Aquisição dos dados de campo	43
3.4.3. Densidade da madeira	44
3.4.4. Grupos ecológicos de espécies	46
3.4.5. Ajuste de equações hipsométricas	47

3.5.	Biomassa Acima do Solo total (BAS_{total})	49
3.5.1.	Biomassa viva acima do solo (BAS_{viva})	49
3.5.2.	Biomassa viva acima do solo das palmeiras (BAS_{palm})	53
3.5.3.	Biomassa morta em pé acima do solo (BAS_{morta}).....	54
3.6.	Análise Fitossociológica	55
3.7.	Modelagem de crescimento das FS	56
3.8.	Modelagem de crescimento da Biomassa Acima do Solo	58
3.8.1.	Incremento corrente anual (ICA) e Incremento médio anual (IMA)	59
3.9.	Dados de fontes externas	59
3.10.	Dados ALOS/PALSAR-2	60
3.10.1.	Pré-Processamento dos dados PALSAR-2	61
3.10.2.	Resposta dos alvos florestais após a correção da Rotação de Faraday	65
3.10.3.	Processamento dos dados PALSAR-2	67
3.10.3.1.	Calibração	67
3.10.3.2.	<i>Multilooking</i>	67
3.10.3.3.	Filtragem polarimétrica	68
3.10.3.4.	Avaliação da filtragem polarimétrica	68
3.10.3.5.	Filtragem polarimétrica do <i>speckle</i>	71
3.10.4.	Extração dos atributos polarimétricos e decomposições polarimétricas	74
3.10.5.	Geocodificação	77
3.11.	Correlação entre os dados polarimétricos e os parâmetros biofísicos	78
3.12.	Modelos de regressão para a estimativa de BAS por polarimetria SAR	80
3.12.1.	Modelo de regressão linear múltiplo	81
3.12.2.	Modelo de regressão não linear	82
3.12.3.	Modelo de regressão não linear de efeitos mistos	82
3.12.4.	Modelo não linear semi-empírico (<i>EWCM</i>)	83
4	RESULTADOS E DISCUSSÕES	85
4.1.	Característica florística e estrutural por área de estudo	85

4.2.	Caracterização florística e estrutural quanto ao histórico de uso	91
4.3.	Modelos de crescimento para os parâmetros biofísicos	96
4.4.	Modelagem de crescimento da BAS	102
4.5.	Distribuição dos parâmetros biofísicos após a modelagem de crescimento	108
4.6.	Caracterização das FS pelos atributos polarimétricos quanto às CI's	111
4.7.	Correlação entre os dados polarimétricos e os parâmetros biofísicos	122
4.8.	Modelos de regressão para a BAS	131
4.8.1.	Modelo de regressão linear múltiplo em Santarém	131
4.8.2.	Modelos não lineares em Santarém.....	140
4.8.3.	Modelo não linear de efeitos mistos para as FS de Santarém	145
4.8.4.	Modelo não linear semi-empírico (<i>EWCM</i>) em Santarém	148
4.8.5.	Modelo linear múltiplo em Manaus.....	150
4.8.6.	Modelo semi-empírico <i>Extended Water Cloud Model (EWCM)</i> para Manaus	159
4.9.	Análise das incertezas	161
5	CONCLUSÕES	165
	REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	171
	APÊNDICE A.1	219
A.1.1.	Ondas eletromagnéticas.....	219
A.1.1.1.	Polarização	220
A.1.1.2.	Interferência	221
A.1.1.3.	Coerência.....	222
A.1.1.4.	<i>Speckle</i>	222
A.1.2.	Polarimetria	223
A.1.2.1.	Estado de polarização.....	225
A.1.2.2.	Matriz de espalhamento	228
A.1.2.3.	Vetor alvo	228
A.1.2.4.	Matriz de covariância e coerência	230

A.1.3. Estatística dos dados polarimétricos	231
A.1.3.1. <i>Speckle</i> polarimétrico	232
A.1.4. Decomposições polarimétricas	235
A.1.4.1. Decomposição de Huynen	237
A.1.3.2. Decomposição de Barnes-Holm	237
A.1.3.3. Decomposição de Cloude	238
A.1.3.4. Decomposição de Cloude e Pottier	239
A.1.3.5. Decomposição de Allain	241
A.1.3.5.1. Entropia de Shannon	242
A.1.3.5.2. Fração de Polarização	242
A.1.3.5.3. Radar Vegetation Index – RVI	243
A.1.3.5.4. Pedestal Height – PH	243
A.1.3.6. Decomposição de van Zyl	244
A.1.3.7. Decomposição de Freeman e Durden	244
A.1.3.8. Decomposição de Yamaguchi	246
A.1.3.9. Decomposição de Zhang	247
A.1.3.10. Decomposição de Singh	248
A.1.3.11. Decomposição de Bhattacharya	249
A.1.3.12. Decomposição de Touzi	250
A.1.3.13. Decomposição de Neumann (δ/τ)	251
APÊNDICE B1	255
APÊNDICE C1	257
APÊNDICE D1	265

1 INTRODUÇÃO

As florestas secundárias, segundo a Organização das Nações Unidas para a Alimentação e a Agricultura – FAO, possuem um papel de destaque em todo o cinturão tropical, pois atualmente cobrem áreas que são superiores às das florestas primárias (FP); e a projeção é a de que as florestas intactas percam de 1 a 2% de sua área até o ano de 2030 (d'ANNUNZIO et al., 2015). A avaliação dos recursos florestais realizada pela Organização das Nações Unidas (*FRA-ONU*) descreve que apenas 18% das 106 Nações localizadas nos trópicos têm a maioria dos seus recursos florestais representados por FP; em outras 48% das Nações as Florestas Secundárias (FS) cobrem áreas superiores às de FP; e os 34% das Nações restantes possuem remanescentes compostos apenas por FS (FAO, 2010). A perda de FP tropicais observada no período de 1990 a 2015 foi de mais de 10%, o equivalente a quase 2 milhões de km² (MORALES-HIDALGO et al., 2015).

No Brasil, a perda média de FP diminuiu significativamente na última década 2006-2016 (<http://www.obt.inpe.br/prodes>), em torno de 40 % (6.300 km²), embora o País ainda permaneça com a maior perda absoluta de FP dentre os países tropicais durante o período de 2000 a 2012, com cerca de 360.000 km² (MORALES-HIDALGO et al., 2015). Contudo, nem toda perda de FP resulta em áreas produtivas por um longo período, mas em curto espaço de tempo muitas destas áreas são abandonadas por uma série de razões e formam um mosaico de FS com diferentes idades e históricos de uso (HOUGHTON et al., 2000; FEARNSSIDE, 2005; NEEFF et al., 2006). Diante disso, alguns autores consideram as FS como as florestas tropicais do futuro (CORLETT, 1994; CHAZDON, 2014), pelo fato de prover serviços ecossistêmicos como a manutenção da biodiversidade e absorção de carbono atmosférico (ACHARD et al., 2002; CHAZDON, 2003; PAN et al., 2011; GIBSON et al., 2013). As áreas em processo de regeneração contrabalançam parcialmente as emissões de carbono oriundas de desmatamento, degradação florestal, incêndios florestais, queima de combustíveis fósseis e de outras fontes antropogênicas, acumulando carbono na biomassa. No Brasil, as FS têm o potencial de acumular mais de 6 Pg.C em 40 anos (CHAZDON et al., 2016). A absorção de carbono pelas FS é um elemento chave no

ciclo global de carbono, o que justifica a necessidade de estimativas acuradas da sua extensão e taxas de crescimento (HOUGHTON et al., 2000; ARAGÃO et al., 2014).

Estima-se que as áreas de FS na Amazônia Legal Brasileira ocupem entre 140.000 km² e 228.000 km² (CARREIRAS et al., 2006; ALMEIDA et al., 2010; INPE/TerraClass, 2010), representando aproximadamente 30% das áreas de desflorestamento acumulado desde 1988, ano de criação do Projeto de Monitoramento de Desmatamento da Amazônia por Satélite (INPE, 2014).

A estimativa da extensão das FS nas regiões tropicais normalmente é feita utilizando dados de sensores ópticos. Entretanto, a baixa sensibilidade destes sensores em separar as classes sucessionais, a confusão com outras classes de cobertura vegetal e a constante presença de nuvens pode reduzir a acurácia dessas estimativas (ASNER et al., 2009). Nos anos iniciais (< 3 anos) das FS há confusão com as áreas não florestadas, i.e., pastagens/agricultura. Nos estágios finais (> 20 anos), as FS são confundidas espectralmente com as FP (LUCAS et al., 2002a). Assim, são necessárias séries históricas sobre as Mudanças de Uso e Cobertura da Terra (LULCC) para que as FS sejam mapeadas com maior acurácia (CARREIRAS et al., 2014).

Pela análise das séries históricas de imagens, informações relevantes sobre o histórico de cada mancha de FS podem ser extraídas, como o período e o tipo de uso antes do abandono, a frequência de corte e o emprego ou não de fogo para a limpeza da área (LUCAS et al., 2002b; ZARIN et al., 2005; CARREIRAS et al., 2014). Estas informações são úteis para ajustar os modelos de crescimento, pois são consideradas fontes de erro em sítios que apresentam mesma idade, mas que diferem na intensidade de uso (WANDELLI; FEARNSSIDE, 2015). Além disso, as regiões da Amazônia Legal Brasileira apresentam variações nas taxas de crescimento que são decorrentes das condições edafoclimáticas presentes (VASCONCELOS et al., 2012). Por isso, a modelagem de crescimento das FS com distintos históricos de uso e regiões da Amazônia Brasileira é de suma importância para que estas taxas de crescimento possam ser estimadas e empregadas para aumentar a acurácia dos modelos de assimilação de carbono atmosférico (CHAZDON et al., 2016; POORTER et al., 2016).

Enquanto as informações sobre o histórico de uso são obtidas por meio da classificação de séries históricas de imagens ópticas, como as da série Landsat, a modelagem de biomassa na Amazônia Brasileira tem sido realizada mediante as informações obtidas por imagens de Radar (*Radio detection and range*), devido à duas razões principais: a constante presença de nuvens nas regiões tropicais e a maior sensibilidade do sensor a altos valores de biomassa. Os pulsos de micro-ondas dos sistemas de Radar, como o ALOS/PALSAR-2, são insensíveis às condições meteorológicas por conta do maior comprimento de onda, em torno de 23 cm e, por serem sistemas ativos, isto é, possuem sua própria fonte de energia, operam também à noite (JANSEN, 2009). Os pulsos de micro-ondas ao interagir com a vegetação sofrem múltiplos espalhamentos e a informação registrada pelo sensor (retroespalhada) é resultante da estrutura e as propriedades geométricas dos alvos florestais de dimensão similar a do comprimento de onda. De forma geral, quanto maior a densidade de vegetação ou biomassa presente maior será o retroespalhamento (VAN DER SANDEN, 1997).

Neste sentido, as imagens são utilizadas tanto para caracterizar as FS quanto ao histórico de uso quanto para a modelagem do acúmulo de biomassa na Amazônia Brasileira (VAN DER SANDEN, 1997; WOODHOUSE, 2006; LEE; POTTIER, 2009). Com o advento de radares polarimétricos, outros níveis de relação com os alvos florestais são obtidos, permitindo uma melhor caracterização destes alvos, aumentando, sobretudo, a acurácia das estimativas de biomassa (SAATCHI et al., 2007a; SANTOS et al., 2009; NARVAES, 2010; LIESENBERG; GLOAGUEN, 2013; SILVA, 2014; SINHA et al., 2015). Porém, apesar de promissora, a utilização dos sistemas radares polarimétricos para distinguir as FS com relação ao histórico de uso não tem sido testada.

Diante do exposto, formularam-se algumas hipóteses principais acerca da pesquisa, que foram:

- i) Os atributos polarimétricos oriundos de sistemas de Radar são sensíveis às diferenças florísticas e estruturais das FS localizadas em distintas regiões da Amazônia Brasileira;

- ii) Os atributos polarimétricos permitem distinguir as FS quanto à intensidade de uso do solo anterior ao abandono possibilitando aumentar a exatidão das classificações e as estimativas de biomassa;
- iii) Os atributos polarimétricos angulares, por estarem relacionados à estrutura e à forma dos múltiplos espalhadores, são importantes para a caracterização das FS, enquanto os atributos polarimétricos não angulares (relacionados à potência do sinal de retorno) são apropriados para a modelagem de biomassa;
- iv) As estimativas de biomassa a partir dos dados polarimétricos alcançam maior acurácia do que se fosse utilizado apenas as informações de potência, como a intensidade de retroespalhamento.

Neste contexto, o objetivo principal deste trabalho é avaliar o uso dos dados polarimétricos oriundos do sistema de Radar (ALOS/PALSAR-2) para caracterizar e modelar o crescimento das FS em estágio avançado de sucessão (acúmulo de biomassa) em duas regiões da Amazônia Brasileira (Manaus e Santarém) em função da intensidade de uso do solo anterior ao abandono (relativo ao período de uso ativo e à frequência de corte).

Para atingir este objetivo principal, os seguintes objetivos específicos foram definidos:

- i) Caracterizar as FS quanto à riqueza, distribuição e estrutura nas duas áreas de estudo;
- ii) Caracterizar as FS quanto à intensidade de uso antes do abandono, em termos florísticos e estruturais;
- iii) Modelar o crescimento das FS (acúmulo de biomassa) para obtenção das taxas de crescimento em função da intensidade de uso;
- iv) Avaliar a influência da dimensão e da escolha do filtro polarimétrico na caracterização e modelagem das FS;
- v) Identificar quais são os atributos polarimétricos que permitem separar as FS quanto aos seus aspectos estruturais em cada área de estudo;

- vi) Identificar quais são os atributos polarimétricos que respondem às variações estruturais das FS quanto à intensidade de uso;
- vii) Avaliar quais atributos polarimétricos possui maior potencial para descrever as variações de biomassa nas duas áreas de estudo;
- viii) Avaliar a acurácia de diferentes modelos de regressão para estimativa indireta de biomassa com os dados de radar;

2 FUNDAMENTAÇÃO TEÓRICA

Nestas próximas seções serão revisados os principais tópicos que fundamentam as hipóteses e os objetivos desta pesquisa. Na seção 2.1 serão revisados os principais fatores que influenciam as variações de acúmulo de biomassa nas FS da Amazônia Brasileira. Na seção 2.2 estão descritos os fundamentos teóricos empregados na modelagem de crescimento de uma floresta. A caracterização e mapeamento das FS quanto ao histórico de uso por meio de sensoriamento remoto estão descritos na seção 2.3. Por fim, na seção 2.4 são apresentadas as limitações dos principais materiais e métodos para a estimativa de biomassa com o uso de dados de radar. Os conceitos de polarimetria de decomposição polarimétrica encontram-se detalhadamente no Apêndice A.1.

2.1. Meta-análise do acúmulo de biomassa nas Florestas Secundárias

Nesta seção, um conjunto de dados publicados na literatura foi utilizado para embasar a revisão sobre o acúmulo de BAS nas FS da Amazônia Brasileira. Esta meta-análise inclui 35 trabalhos citados na literatura contendo as estimativas de BAS por idade, independentemente da metodologia e do método de estimativa da BAS empregado. Ao todo, foram utilizadas 452 parcelas que continham, além da BAS em cronossequência, outras fontes de variação, como o uso prévio do solo, tipo de solo, emprego do fogo para limpeza da área, a frequência de cortes, e outras variáveis bioclimáticas extraídas do “WorldClim” (HIJMANS et al., 2005, Tabela A.1, Apêndice I).

Esta meta-análise envolveu a seleção de modelos não lineares de efeitos mistos, em que cada fonte de variação, ou fatores, foi tratada como tendo efeitos aleatórios no modelo e a idade, o efeito fixo. O modelo hiperbólico $Y(t) = ax / (b+x)$ foi escolhido não somente pela facilidade na estimativa e convergência dos parâmetros (dois contra três do Chapman-Richards), como também por ter significado biológico, em que a representa a assíntota e b a idade que representa a metade da assíntota. A significância dos parâmetros e a estimativa dos erros do modelo não foram computadas, pois fora usada, por ora, para corroborar com a revisão da literatura e, por isso, inserida nesta seção e não na de resultados.

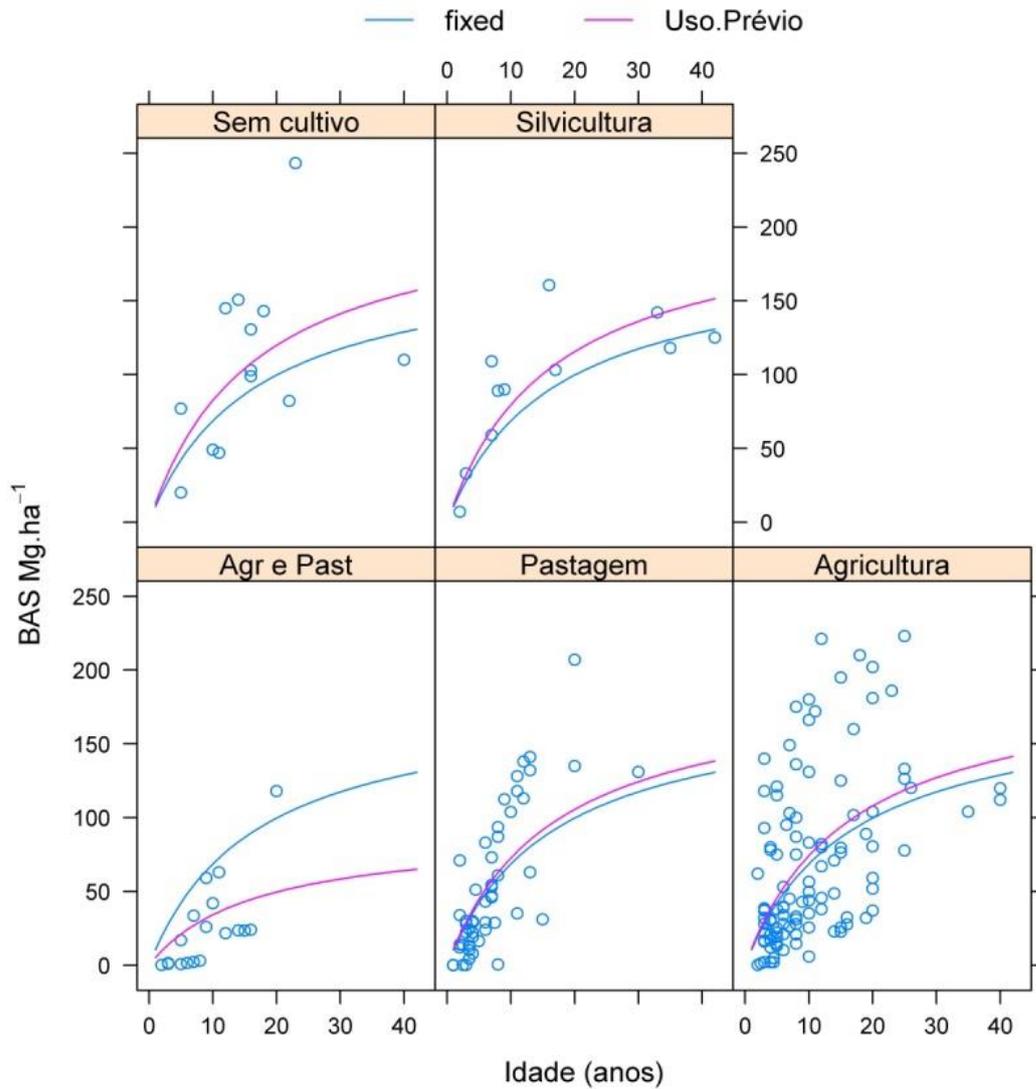
A capacidade de regeneração e acúmulo de biomassa nas FS depende da magnitude do distúrbio, que, por sua vez, está relacionada à extensão espacial, duração, frequência e severidade do uso antes do abandono (WAIDE; LUGO, 1992; CHAZDON, 2014). Por exemplo, distúrbios antrópicos de alta magnitude, como a conversão das florestas em áreas agrícolas e pastagens, têm efeitos mais severos na regeneração das FS do que em áreas abandonadas logo após o corte (sem cultivo), devido à constante degradação do solo (MORAN et al., 2000; ZIMMERMAN et al., 2006).

A taxa de acumulação de BAS nas FS, pós-cultivo, é limitada pela intensidade de uso antes do abandono (UHL et al., 1988; STEININGER, 2000), e está relacionada ao tipo de uso (agricultura, pastagens, sem cultivo ou plantio/silvicultura), ao período de uso antes do abandono (anos de cultivo), à frequência de cortes e ao método usado para a remoção da floresta, se mecanizado e/ou com ou sem emprego de fogo (WANDELLI; FEARNSTIDE, 2015).

O acúmulo de BAS é substancialmente reduzido quando são combinadas práticas agrícolas e pastoris antes do abandono, diminuindo o seu valor máximo. Pela Figura 2.1, observa-se que as áreas sem cultivo apresentam, em média, maiores acúmulos de BAS se comparadas às áreas que sofreram alguma prática agropastoril. Por outro lado, Bonner et al. (2013) não observaram diferenças estatísticas entre o tipo de uso prévio e a taxa de crescimento de BAS, mas sim entre a duração do período de uso e o IMA de BAS.

Segundo Fearnside e Guimarães (1996) e Sorrensen (2000), as áreas de pastagens abandonadas têm ritmo mais lento de regeneração, devido ao emprego frequente do fogo e à maior predação das sementes e plântulas nestas áreas (UHL et al., 1988). Áreas de FS na Amazônia Central, pós-pastagens, apresentam incremento médio de $11 \text{ Mg}\cdot\text{ha}^{-1}\cdot\text{ano}^{-1}$ nos primeiros 12 a 14 anos e acúmulo de $128 \text{ Mg}\cdot\text{ha}^{-1}$ no final do período (FELDPAUSCH et al., 2004). Este valor representa entre 25 a 50 % da BAS das FP adjacentes (NELSON et al., 1999).

Figura 2.1 - Acúmulo de biomassa acima do solo (BAS) nas FS pós-cultivo na Amazônia Brasileira.



A linha azul representa o ajuste do modelo hiperbólico para o conjunto de dados, com $\text{IMA} = 7,33 \text{ Mg.ha}^{-1}$. A linha rosa representa o ajuste do modelo para cada efeito de cultivo no acúmulo de BAS: Sem cultivo ($\text{IMA} = 7,5 \text{ Mg.ha}^{-1}$), Silvicultura ($\text{IMA} = 7,8 \text{ Mg.ha}^{-1}$), Agricultura e Pastagem ($\text{IMA} = 2,3 \text{ Mg.ha}^{-1}$), Pastagem ($\text{IMA} = 7,3 \text{ Mg.ha}^{-1}$), Agricultura ($\text{IMA} = 8,1 \text{ Mg.ha}^{-1}$). Na análise dos efeitos não lineares mistos, a assíntota a teve efeito aleatório e b , que é idade cuja BAS representa metade da assíntota ($a/2$), o efeito fixo.

Fonte: Produzido pelo autor

Em áreas abandonadas de agricultura, Gehring et al. (2005) encontraram incrementos médios ainda superiores, de cerca de $30 \text{ Mg.ha}^{-1}.\text{ano}^{-1}$ nos três primeiros anos após a prática de corte e queima de um único ciclo. O maior acúmulo de BAS em áreas pós-

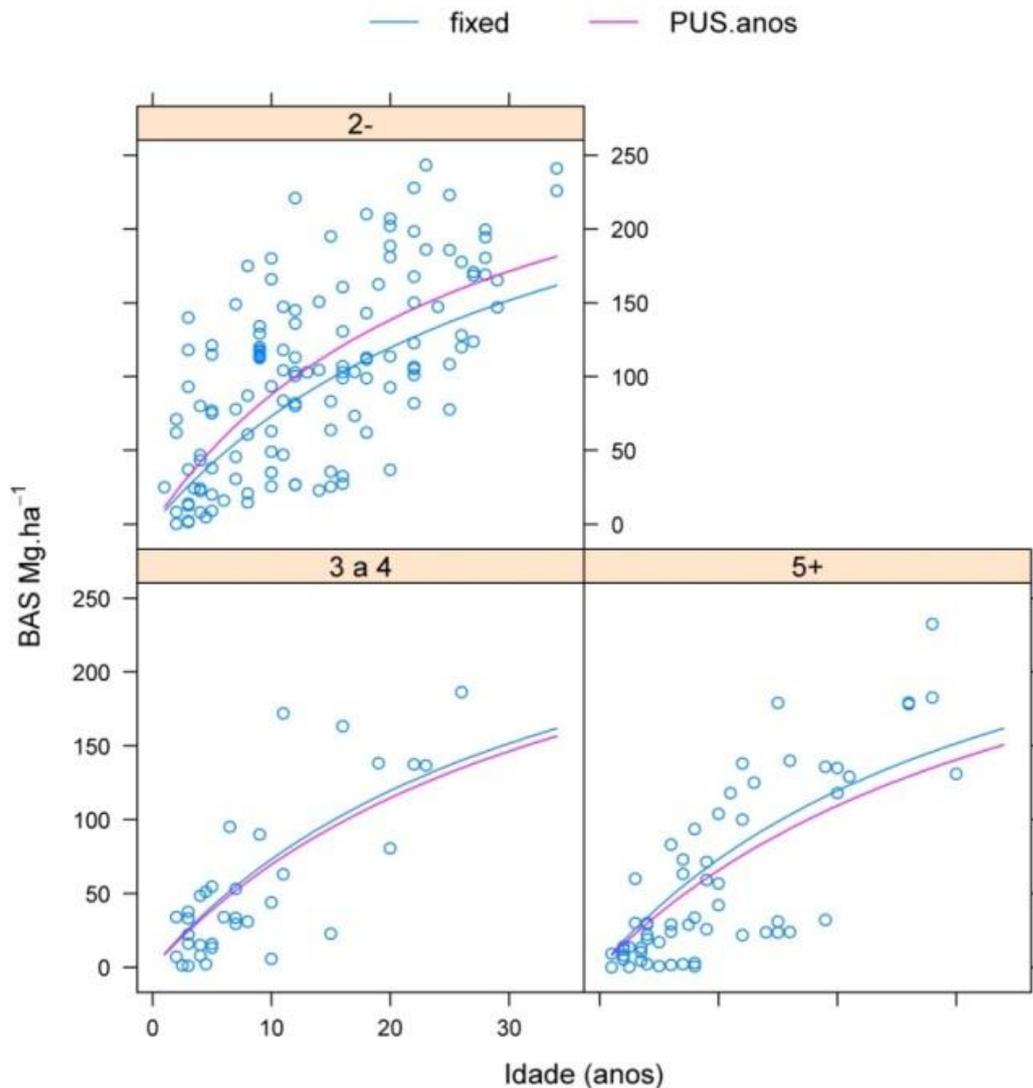
agricultura pode estar relacionado ao uso menos intenso destas áreas, uma vez que, aparentemente, há outras fontes de variação para este fator – alta variabilidade de BAS por idade (Figura 2.1).

A intensificação do uso pode estar diminuindo a resiliência das FS pela redução da riqueza e composição de espécies, pela perda na qualidade do solo e diminuição da densidade de indivíduos (JAKOVAC et al., 2015), apesar de ser inconclusiva esta hipótese sobre o acúmulo de BAS (POORTER et al., 2016).

Para Wandelli e Fearnside (2015), a intensidade de uso tem significativa contribuição na redução do crescimento das FS na Amazônia Central. O erro da estimativa de BAS foi reduzido em até 75% quando o período de uso foi inserido no modelo de crescimento. Bonner et al. (2013) também observaram correlação negativa entre o período de uso e a redução do incremento de BAS nas FS inferiores a 18 anos de idade (*p*-valor = 0,029), mas não nas FS avançadas com idades superiores a 18 anos (*p*-valor = 0,197). Pela Figura 2.2, verifica-se que o acúmulo de BAS é superior em áreas abandonadas após um período inferior a 2 anos.

Uhl et al. (1988) observaram que as áreas de pastagens abandonadas após uso menos intensivo apresentaram maiores valores de biomassa e um maior número de espécies se comparadas às áreas exploradas por período mais prolongado. A BAS aos oito anos de idade em FS da Amazônia Central após um ano de pastoreio foi de 60-87 Mg.ha⁻¹, de 28 Mg.ha⁻¹ com 6 anos de pastoreio e de 0,16 Mg.ha⁻¹ com 11 anos de pastoreio. A distribuição diamétrica dos indivíduos também foi afetada pelo período de uso. Segundo Uhl et al. (1988), as espécies arbóreas (h > 2m) obtiveram maior participação na biomassa total, que variou de 98 % para áreas abandonadas após o corte a apenas 3,4 % em áreas com uso intensivo da área – emprego de fogo e mecanização por 11 anos.

Figura 2.2 - Acúmulo de BAS em FS abandonadas após período de uso inferior a 2 anos, de 3 a 4 anos e superior a 5 anos na Amazônia Brasileira, respectivamente.



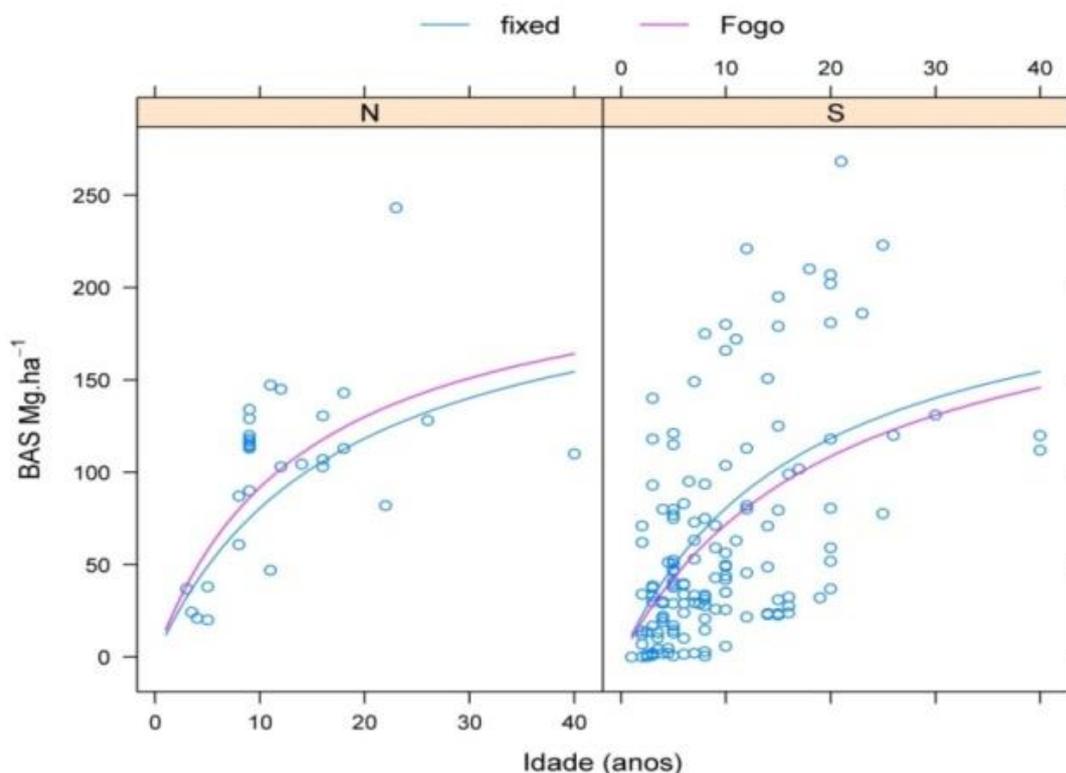
A linha azul representa o ajuste do modelo hiperbólico para o conjunto de dados, com IMA = 7,7 Mg.ha⁻¹. A linha rosa representa o ajuste do modelo para cada classe de período de uso (PUS) ativo antes do abandono: 1 - inferior a 2 anos (IMA = 8,9 Mg.ha⁻¹), 2 - de 3 a 4 anos (IMA = 6,6 Mg.ha⁻¹) e 3 - superior a cinco anos (IMA = 5,6 Mg.ha⁻¹). Na análise dos efeitos não lineares mistos, o parâmetro b teve efeito aleatório e a o efeito fixo.

Fonte: Produzido pelo autor.

O emprego e a severidade do fogo também são limitantes do desenvolvimento e acúmulo de BAS nas FS (Figura 2.3). Segundo Zarin et al. (2005), há uma redução de 50 % no carbono acumulado nas FS que foram queimadas de 4 a 5 vezes, se

comparadas às áreas queimadas apenas uma ou duas vezes. Áreas de FS precedidas de fogo e pastagens, localizadas no município de Cacaúlândia/RO, apresentaram diminuição de até 70 % da BAS, se comparadas às áreas abandonadas logo após o corte (ALVES et al., 1997).

Figura 2.3 - Acúmulo de BAS nas FS abandonadas sem (N) e com (S) o emprego do fogo para a limpeza da área na Amazônia Brasileira.



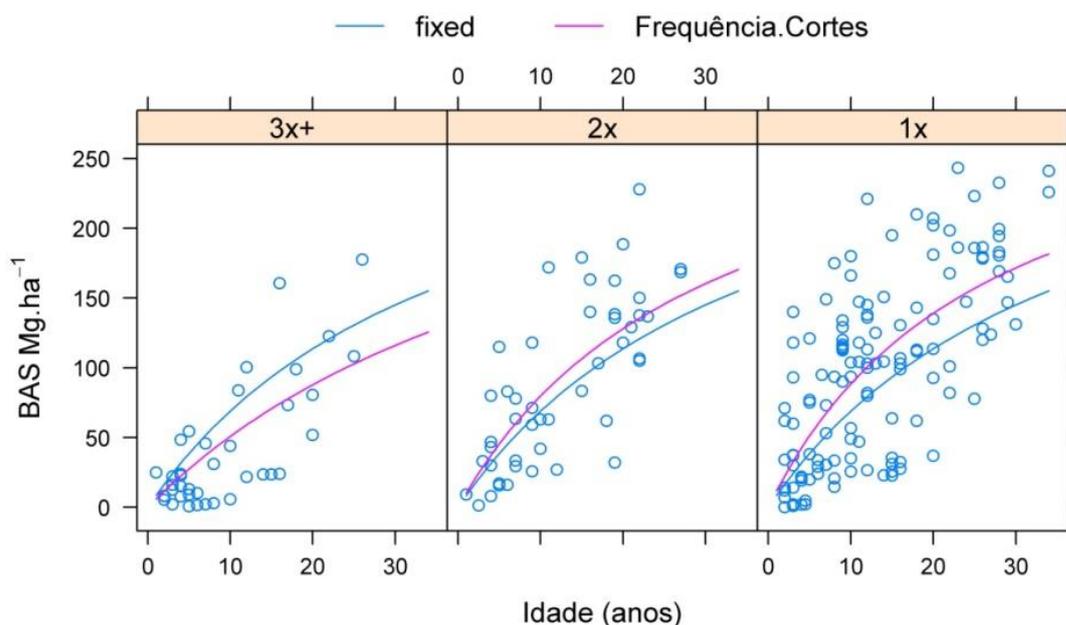
A linha azul representa o ajuste do modelo hiperbólico para o conjunto de dados, com IMA = 7,8 Mg.ha⁻¹. A linha rosa representa o ajuste do modelo para as FS abandonadas sem (N: IMA = 9,1 Mg.ha⁻¹) e com emprego de fogo (S: com IMA = 7,5 Mg.ha⁻¹), respectivamente. Na análise dos efeitos não lineares mistos, o parâmetro b teve efeito aleatório e a, o efeito fixo.

Fonte: Produzido pelo autor.

O emprego do fogo pode afetar a composição e o desenvolvimento das espécies. Wieland et al. (2011) observaram que as áreas agrícolas abandonadas após 4 a 5 anos de uso e com emprego de fogo para a limpeza foram dominadas por indivíduos de *Vismia* sp., favorecidos pela rebrota, e apresentaram menor acúmulo de biomassa (LUCAS et al., 2002b), enquanto as FS pós-pastagem e sem o emprego de fogo foram dominadas por indivíduos de *Cecropia* sp., estabelecidos quase exclusivamente de sementes.

Esta prática de corte e queima também reduz a disponibilidade de sementes e plântulas e o número de espécies (LAWRENCE, 2004), apesar de não ser conclusiva a relação entre a redução na taxa de crescimento e os repetidos ciclos de corte e queima (LAWRENCE, 2005). Pela Figura 2.4 nota-se que o acúmulo de BAS está negativamente correlacionado com a frequência de cortes, especialmente nas FS que foram cortadas três vezes ou mais.

Figura 2.4 - Acúmulo de BAS em FS cortadas uma (1x), duas (2x) ou três ou mais vezes (3x+).



A linha azul representa o ajuste do modelo hiperbólico para o conjunto de dados, com IMA = 7,8 Mg.ha⁻¹. A linha rosa representa o ajuste do modelo para as FS com áreas cortadas uma (1x IMA = 8,8 Mg.ha⁻¹), duas (2x IMA = 7,6 Mg.ha⁻¹) ou mais vezes (3x+ IMA = 4,7 Mg.ha⁻¹). Na análise dos efeitos não lineares mistos, o parâmetro b teve efeito aleatório e a, o efeito fixo.

Fonte: Produzido pelo autor.

Destaca-se pelas Figuras 2.2 a 2.4 que nem o período de uso, a frequência de cortes ou o emprego de fogo alteraram a assíntota do modelo. Contudo, alteraram a forma da curva, que está mais relacionada ao ritmo de crescimento do que a sua capacidade de retornar aos valores máximos de BAS, isto é, as FS apresentam resiliência (POORTER et al., 2016), embora a intensificação de uso possa ser contraprodutiva a longo prazo (MAGNUSZEWSKI et al., 2015).

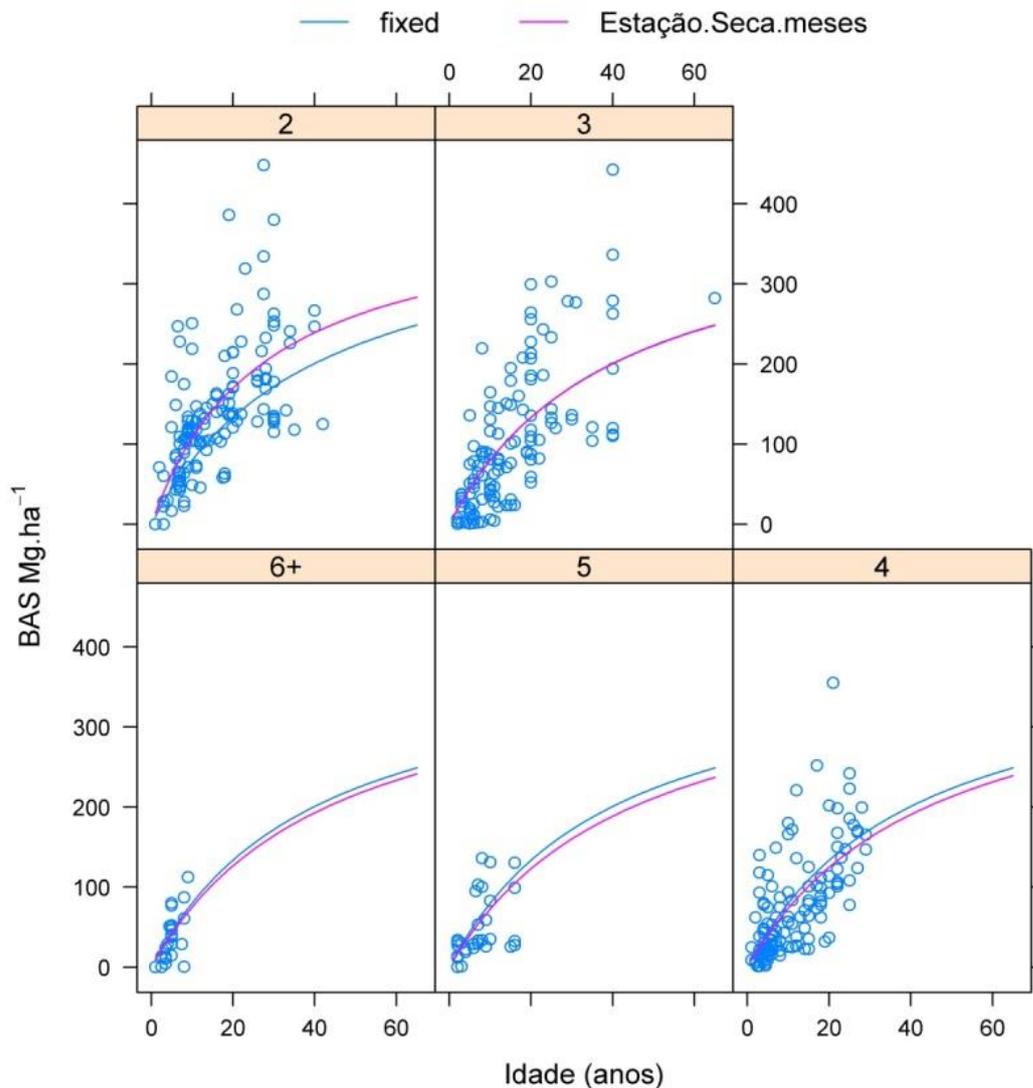
A intensidade de uso antes do abandono não é igual em todas as regiões da Amazônia Brasileira. Em um trabalho realizado em Manaus/AM, Santarém/PA e Machadinho d'Oeste/RO, Carreiras et al. (2014) observaram distintos padrões de formação das FS. Por exemplo, em Manaus, 65 % das FS foram formadas após um único corte da FP, enquanto em Machadinho d'Oeste, 27 % das FS foram formadas após dois ciclos de corte e em Santarém, 25 % das FS são originárias de 3 ou mais ciclos de corte.

Assim, além dos fatores relacionados ao histórico e intensidade de uso, o acúmulo de BAS pode ser influenciado pelas condições ambientais, como as variações de solo e clima (MORAN et al., 2000; JOHNSON et al., 2001; BONNER et al., 2013). As FS localizadas em diferentes regiões da Amazônia Brasileira apresentam distintos ritmos de crescimento, independente do uso prévio, ocorrência de fogo ou frequência de corte. Pela Figura 2.5 destaca-se que o acúmulo de BAS apresenta ritmo diferente com relação ao número de meses secos (precipitação mensal < 100 mm).

O acúmulo de BAS em áreas abandonadas logo após o corte raso pode ser de 103 Mg.ha⁻¹ aos 16 anos em Rondônia (4-5 meses secos) de 130,55 Mg.ha⁻¹ aos 16 anos no Pará (3-4 meses secos) (ALVES et al., 1997; TUCKER et al., 1998), podendo chegar a 150,7 Mg.ha⁻¹ aos 14 anos, em Manaus/AM (2-3 meses secos) (SILVA, 2007).

Observa-se pela Figura 2.5 que as FS localizadas em regiões com até 2 meses secos como a Amazônia Central (Manaus, basicamente) apresentam maior acúmulo de BAS. O número de meses secos está fortemente relacionado às variáveis bioclimáticas como a precipitação anual, o déficit de precipitação e a sazonalidade de precipitação, que são os principais condicionantes de variação no acúmulo de BAS (CHAZDON et al., 2016; POORTER et al., 2016).

Figura 2.5 - Acúmulo de BAS nas FS com relação ao número de meses secos (< 100 mm) na Amazônia Brasileira.



A linha azul representa o ajuste do modelo hiperbólico para o conjunto de dados, com IMA = $8,1 \text{ Mg.ha}^{-1}$. A linha rosa representa o ajuste do modelo para cada conjunto de dado com relação ao número de meses secos (< 100 mm). Os incrementos são de IMA = 10 Mg.ha^{-1} para 2 meses de estação seca, IMA = 7 Mg.ha^{-1} para 3 meses, IMA = $7,6 \text{ Mg.ha}^{-1}$ para 4 meses, IMA = $7,4 \text{ Mg.ha}^{-1}$ para 5 meses e de IMA = $7,1 \text{ Mg.ha}^{-1}$ para 6 meses ou mais de estação seca. Na análise dos efeitos não lineares mistos, o parâmetro b teve efeito aleatório e a o efeito fixo.

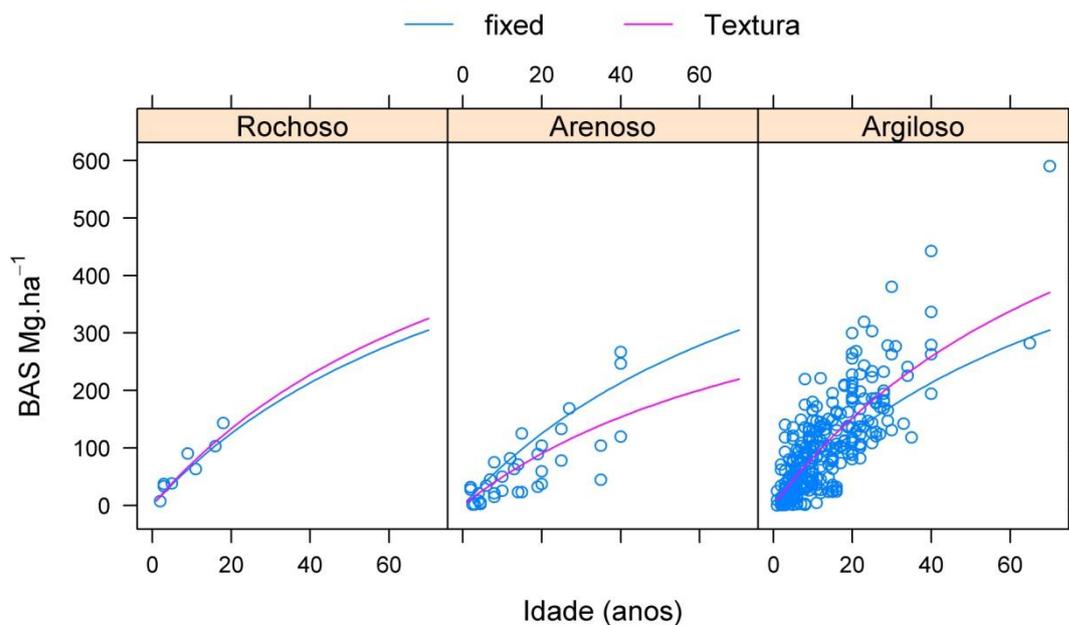
Fonte: Produzido pelo autor.

Segundo Johnson et al. (2001), a Amazônia Central possui condições climáticas mais favoráveis ao desenvolvimento das florestas, conforme o índice *GSD* (*Growing-season degree*). O *GSD* é definido pelo produto da temperatura média na estação de

crescimento pelo número de dias com chuvas médias superiores a 100 mm durante o mesmo período. Segundo estes autores, quanto maior o *GSD* maior o potencial de acúmulo de BAS. Na Amazônia Central, o *GSD* situa-se ente 19,5 e 21,6, entre 16,8 e 18,7, na Amazônia Oriental (PA), entre 13 e 16 na Amazônia Setentrional (RO) e tem valor de 18,7, no Acre (JOHNSON et al., 2001; ZARIN et al., 2001).

O tipo e as propriedades físico-químicas dos solos também contribuem para a regeneração das FS e mudam conforme a região analisada. As características físico-químicas dos solos da Amazônia Brasileira variam de textura arenosa, com boa drenagem e baixa fertilidade até solos argilosos com alta produtividade (QUESADA et al., 2010). Pela Figura 2.6 verifica-se que solos com maior porcentagem de argila (basicamente latossolos vermelho-amarelos) apresentam maior acúmulo de BAS.

Figura 2.6 - Acúmulo de BAS nas FS com relação à textura do solo.



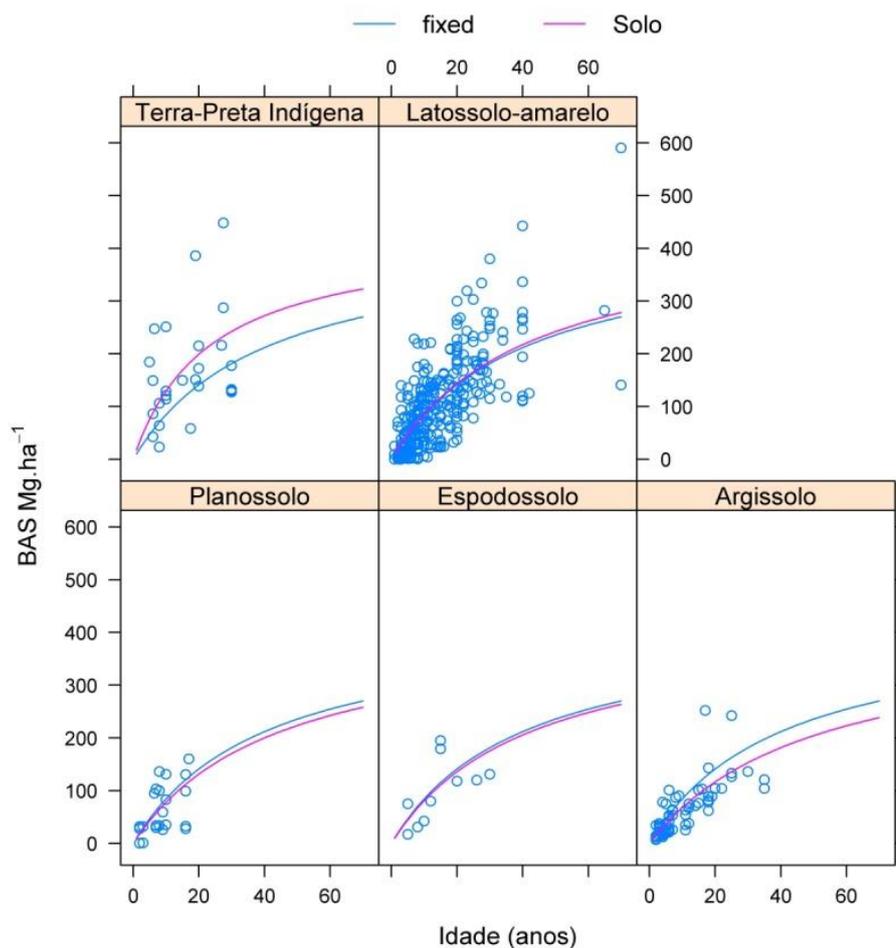
A linha azul representa o ajuste do modelo hiperbólico para o conjunto de dados, com IMA = 7,9 Mg.ha⁻¹. A linha rosa representa o ajuste do modelo para cada classe de textura de solo: Rochoso - IMA = 8,1 Mg.ha⁻¹, Arenoso - IMA = 4,7 Mg.ha⁻¹ e Argiloso - IMA = 8,3 Mg.ha⁻¹. Na análise dos efeitos não lineares mistos, o parâmetro b tem efeito fixo e a, efeito aleatório.

Fonte: Produzido pelo autor

Conforme Zarin et al. (2001), o potencial de acúmulo de biomassa nas FS com idades de 5 a 10 anos em solos com textura argilosa pode ser 30 a 35% maior do que em solos arenosos, e até 50% para FS com 20 anos ou mais, o que é corroborado com o fato da assíntota ter apresentado efeito aleatório (Figura 2.6).

Moran et al. (2000) observaram que o acúmulo de biomassa também está relacionado com o tipo de solo. Segundo estes mesmos autores, FS localizadas em planossolos apresentaram crescimento em altura e acúmulo de BAS mais rapidamente do que as localizadas em latossolos amarelos (*oxisols*), podzólicos (*ultisols*) e espodossolos, em sítios de mesma idade, embora a mesma conclusão não possa ser inferida pela Figura 2.7.

Figura 2.7 - Acúmulo de BAS nas principais classes de solos da Amazônia Brasileira.



A linha azul representa o ajuste do modelo hiperbólico para o conjunto de dados, com IMA = 8,1 Mg.ha⁻¹. A linha rosa representa o ajuste do modelo para cada classe de solo:

Terra-preta indígena (IMA = 12,6 Mg.ha⁻¹), Latossolo-amarelo (IMA = 8,0 Mg.ha⁻¹), Planossolo (IMA = 7,9 Mg.ha⁻¹), Espodossolo (IMA = 7,3 Mg.ha⁻¹), Argissolo (IMA = 6,8 Mg.ha⁻¹). Na análise dos efeitos não lineares mistos, ambos os parâmetros a e b apresentaram efeitos aleatórios.

Fonte: Produzido pelo autor.

O fato de o modelo convergir quando ambos os parâmetros foram tratados como efeitos aleatórios pode ser um indicativo de que o tipo de solo tem um papel crucial no acúmulo de BAS, fato que não foi exaustivamente estudado na literatura. A influência do solo no acúmulo de BAS tem sido reportada recentemente por diversos autores e como regra geral, solos mais ricos em argila e nutrientes tem maior capacidade de acumulação de BAS (LAURANCE et al., 1999; LU et al., 2002; TELLES et al., 2003; de CASTILHO et al., 2006; SAATCHI et al., 2007b).

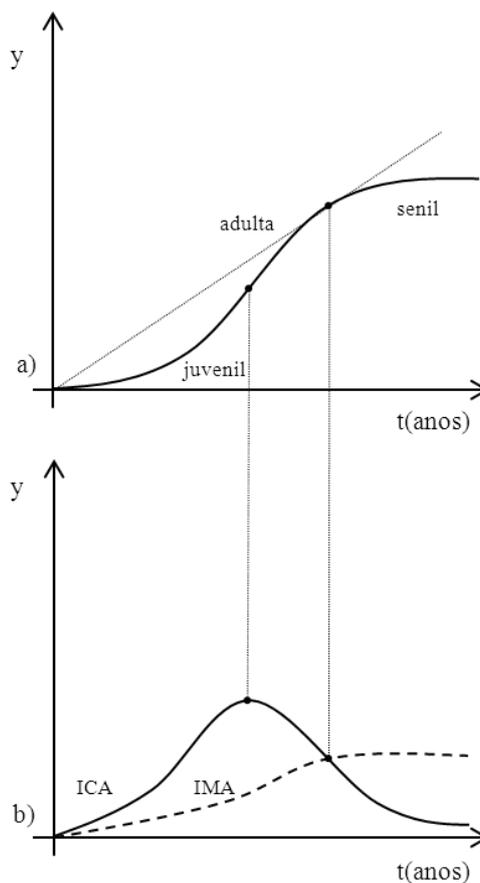
2.2. Modelagem de crescimento das Florestas Secundárias

Um modelo de crescimento é uma abstração matemática da dinâmica natural de uma floresta, que engloba o incremento, o recrutamento e a mortalidade dos indivíduos e/ou de sua população (CHAZDON et al., 2005). De forma geral, o crescimento de uma floresta é representado pelo incremento de uma variável dendrométrica qualquer y no tempo t . Assim, se y é o tamanho da variável no tempo t , a derivada dy/dt é a própria taxa de crescimento (VANCLAY, 1994).

A curva que representa bem um modelo de crescimento é caracterizada pela forma de um sigmoide ou de S, e apresenta três fases distintas (Figura 2.8). Segundo esta curva, a floresta apresenta rápido crescimento na fase juvenil, quando o Incremento Corrente Anual (ICA) é máximo, diminuindo gradativamente até o ponto de inflexão (Figura 2.8). Após este ponto, a curva muda de concavidade, coincidindo com o valor de máximo Incremento Médio Anual (IMA) e o término da fase adulta. A inclinação diminui, e a curva aproxima-se assintoticamente do valor de máximo y . Analiticamente, as curvas de ICA e IMA podem ser obtidas pela derivada de primeira e de segunda ordem da curva de crescimento, respectivamente (FINGER, 1992; PRETZSCH, 2009).

Os modelos de crescimento são geralmente utilizados para se determinar índices de sítio (PRETZSCH, 2009). Tradicionalmente, o índice de sítio está relacionado à altura total que o indivíduo ou sua população pode alcançar no tempo t (GARCÍA; RUIZ, 2003). Porém, outras variáveis dendrométricas podem ser utilizadas, como, por exemplo, diâmetro, área basal e a BAS (NEEFF; SANTOS, 2005; VARGAS et al., 2008; ARYAL et al., 2014).

Figura 2.8 - Curva típica de crescimento e as fases de desenvolvimento da vegetação: juvenil, adulta e senil.



a) Curvas de Incremento Corrente Anual (ICA) e Incremento Médio Anual (IMA). b) O IMA culmina quando ocorre a inflexão da curva de crescimento e o $ICA = IMA$. O ICA é máximo no ponto de máxima aceleração do crescimento.

Fonte: Modificado de Vanclay (1994).

Na literatura, existem diversos modelos para descrever o crescimento das florestas, como, por exemplo, o de Richards (1959), Weibull (RATKOWSKY; REEDY, 1986),

Bertalanffy (1957), Chapman-Richards, Monomolecular e Gompertz, citados por Fekedulegn et al. (1999).

O modelo de Richards (1959) e as suas variações como o de Chapman-Richards é um dos mais utilizados na literatura, pois é bastante flexível e adapta-se bem para uma gama de variáveis dendrométricas e sítios. O modelo de Chapman-Richards é expresso pela Eq. (2.1):

$$Y_t = A(1 - e^{-kt})^c \quad (2.1)$$

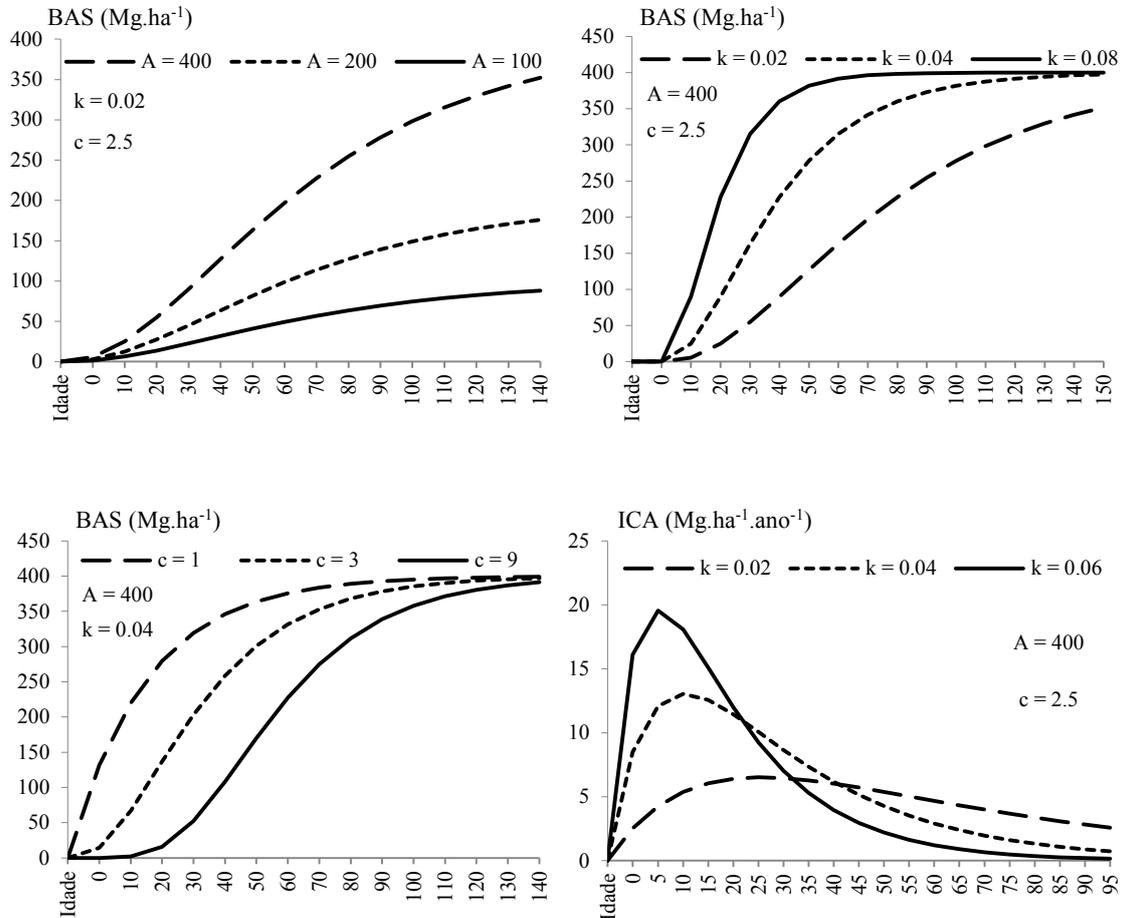
Em que Y_t representa o tamanho da variável na idade t , A refere-se à assíntota (valor máximo de Y quando a idade tende ao infinito), o coeficiente k é a velocidade de crescimento de Y em função do tempo t , e c é a forma da curva (ponto de inflexão).

Neste modelo, quando a origem é fixada no tempo $[y_0, t_0]$, os parâmetros podem ser ajustados aos fatores que estão modificando a forma da curva de crescimento das FS em cada sítio (PINHEIRO; BATES, 2000; ROBINSON; HAMANN, 2011). Dentre os fatores, podem-se citar a intensidade de uso do solo, a frequência de corte e as condições edafoclimáticas (UHL et al., 1988; LUCAS et al., 1993; ARYAL et al., 2014; WANDELLI; FEARNSSIDE, 2015).

A Figura 2.9 mostra a flexibilidade do modelo de Chapman-Richards para a estimativa de BAS, em relação aos seus parâmetros A , k e c . Modificando-se a assíntota, a inclinação e o ponto de inflexão da curva, respectivamente, a curva de crescimento de Chapman-Richards pode ser ajustada para uma ampla variação de acúmulo de BAS.

Neeff e Santos (2005) utilizaram o modelo de Bertalanffy-Chapman-Richards para modelar o crescimento das FS localizadas próximas à Floresta Nacional do Tapajós, com idades variando entre 1 a 40 anos. De posse do modelo ajustado, os autores observaram que o ICA máximo ocorreu por volta dos 11 anos ($ICA \approx 8 \text{ Mg} \cdot \text{ha}^{-1} \cdot \text{ano}^{-1}$), independentemente do tipo e da intensidade de uso antes do abandono.

Figura 2.9 - Curvas hipotéticas obtidas a partir do modelo de Chapman-Richards para modelar o crescimento e o incremento de BAS.



As figuras mostram as variações das curvas de crescimento ao se modificar os parâmetros da assíntota (A), ângulo de inclinação (k) e forma (c), bem como a obtenção do incremento corrente anual (ICA).

Fonte: Modificado de Pretzsch (2009).

Aryal et al. (2014) também observaram rápida acumulação de biomassa nas FS localizadas na península de Yucatán, México. O modelo ajustado de Chapman-Richards, com apenas a idade como variável independente, foi capaz de explicar 84% da variabilidade de BAS. O ICA máximo, contudo, ocorreu aos 4 anos (ICA = 10 Mg.ha⁻¹.ano⁻¹).

Em outro estudo realizado na mesma península, Vargas et al. (2008) observaram, por meio do mesmo modelo de crescimento, que as FS recuperam cerca de 90% da BAS das Florestas Primárias (FP) nos primeiros 50 anos. Porém, o acúmulo de biomassa foi

significativamente influenciado pela intensidade de uso e pelo emprego de fogo, embora estes fatores não tenham sido incluídos no modelo (READ; LAWRENCE, 2003; VARGAS et al., 2008; ARYAL et al., 2014).

Os modelos de crescimento recentes envolvem a utilização de modelos aninhados (*nested models*) ou de modelos não lineares de efeitos mistos (*NLME*), que permitem a inclusão de fatores como o período de uso antes do abandono ou de variáveis bioclimáticas no modelo de forma a reduzir a variância não explicada pelo modelo (CHAVE et al., 2005; BANIN et al., 2012; PAINE et al., 2012; BONNER et al., 2013; CHAVE et al., 2014; JAKOVAC et al., 2015).

2.3. Mapeamento das Florestas Secundárias quanto ao histórico de uso

Conforme visto na seção 2.1, o acúmulo de biomassa nas FS depende de alguns fatores relacionados ao histórico de uso. Estes fatores podem ser obtidos mediante entrevistas aos moradores ou por intermédio de séries históricas de sensoriamento remoto (UHL et al., 1988; LUCAS et al., 1993; PRATES-CLARK et al., 2009; HELMER et al., 2009; BONNER et al., 2013; WANDELLI; FEARNSSIDE, 2015). O uso de séries temporais de sensoriamento remoto para caracterizar o histórico de uso das áreas de FS tem a vantagem porque permite: i) padronizar a metodologia, ao diminuir a subjetividade das estimativas; ii) avaliar a acurácia da classificação, ao validá-la com dados auxiliares de campo ou com cenas históricas oriundas de outras fontes e; iii) a utilização em larga escala.

Na literatura, séries temporais de imagens Landsat têm sido úteis para mapear tanto as mudanças de uso e cobertura da terra (*LULCC*, em inglês) nas áreas desflorestadas, quanto para estimar a idade das FS (LUCAS et al., 1993; 2002b; VIEIRA et al., 2003; LU et al. 2005). Estes trabalhos, contudo, têm utilizado cenas adquiridas sobre um curto espaço de tempo, no intervalo de poucos anos ou décadas, o que reduz a acurácia da estimativa da idade das FS. Além disso, não são feitas quaisquer inferências quanto à origem das FS, i.e., relativas ao histórico de uso antes do abandono.

Neste sentido, Prates-Clark et al. (2009) avaliaram o potencial do uso de séries temporais de imagens Landsat TM e ETM+ para a classificação de *LULCC* em duas áreas da Amazônia Brasileira (Manaus e Santarém), com a finalidade de caracterizar as FS quanto ao tipo e período de uso antes do abandono, a frequência de corte e o histórico de fogo.

Os autores observaram distintos históricos de uso durante o período analisado, que variou de 19 anos, em Santarém, a 30 anos, em Manaus. Por exemplo, em Manaus, 53% das áreas de FS foram abandonadas após um período de uso inferior a 2 anos, com 60% destas cortadas apenas uma vez até o ano de 2003. Em Santarém, as áreas foram ocupadas por um período menor (73% com período de uso inferior a 2 anos), mas foram cortadas em mais de uma ocasião em 45% dos casos, muitas vezes com o emprego de fogo para a limpeza da área (PRATES-CLARK et al., 2009).

Recentemente, Carreiras et al. (2014) expandiram a série temporal de Prates-Clark et al. (2009) até o ano de 2010/2011 na análise. Neste trabalho, Carreiras et al. (2014) observaram distintas taxas anuais de regeneração das FS, variando de 34,1% ao ano ($6 \times 10^3 \text{ ha.ano}^{-1}$), em Manaus, a 78,5% ao ano ($4,7 \times 10^3 \text{ ha.ano}^{-1}$), em Santarém.

A acurácia global para a classificação das classes de FP, FS e não floresta foi considerada alta em ambos os trabalhos, em torno de 90% (PRATES-CLARK et al., 2009; CARREIRAS et al., 2014). No entanto, os erros de omissão para a classe das FS variaram entre 6,5%, em Manaus, a 17%, em Santarém. Os erros de omissão foram maiores em Santarém devido à alta dinâmica de *LULCC* verificada na região, associada à presença de FS mais jovens, que apresentam maior confusão entre as classes de não floresta e de FS (CARREIRAS et al., 2014).

Curiosamente, a confusão entre as classes foi maior entre as classes de FS e não floresta do que entre as FS e FP. Fato também reportado por Lucas et al. (2000) e Carreiras et al. (2006). Ocorre que nos anos iniciais, até os 3 anos, as FS são espectralmente semelhantes às áreas cultivadas (pastagens/agricultura). Inversamente, nos estágios finais (> 14 anos), as FS se assemelham às FP (STEININGER, 2000; LUCAS et al., 2000; LUCAS et al., 2002a).

Este problema se agrava quando a resolução espacial do sensor diminui em decorrência da mistura espectral dos elementos da célula de resolução. Por exemplo, Lucas et al. (2000) e Carreiras et al. (2006) observaram erros de omissão e comissão entre as classes de FP, FS e não floresta superiores a 50%, quando dados oriundos de sensores com resolução espacial de aproximadamente 1 km (SPOT VEGETATION e o AVHRR NOAA) foram utilizados para a classificação das FS na Amazônia Brasileira. Além disso, muitas FS são formadas em áreas abandonadas de cultivo de pequenos agricultores, dificultando a classificação destas com baixas resoluções espaciais (KIMES et al., 1999).

Outros autores pretenderam não apenas mapear, mas caracterizar as FS, discriminando-as conforme os estágios inicial, intermediário e avançado de sucessão (VIEIRA et al., 2003; LU, 2005; KUPLICH, 2006; GALVÃO et al., 2009). Lu (2005) encontrou acurácia do usuário e do produtor, em média, de 78% e 75%, respectivamente, para classificar estes estágios. No entanto, os estágios mais avançados de sucessão apresentaram maior confusão com as FP adjacentes à medida que a biomassa por área tornava-se maior.

Segundo Vieira et al. (2003), as diferenças na estrutura, altura e composição de espécies presentes nas FS não permitem que estas sejam espectralmente discriminadas com precisão, conforme os estágios de sucessão e idade. Por outro lado, Galvão et al. (2009) observaram que as FS em estágios mais avançados podem ser discriminadas das FP e dos estágios iniciais numa abordagem multiangular de aquisição das imagens, obtida pelo sensor CHRIS/PROBA. Em geral, as FP e as FS em estágios avançados de sucessão apresentam maiores valores de anisotropia de reflectância, permitindo separá-las das demais classes através deste parâmetro.

Mesmo utilizando-se de dados oriundos de sensores ativos, a discriminação entre as classes de sucessão torna-se difícil, por conta das sombras presentes na superfície do dossel e pela saturação do sinal retroespalhado para altos valores de biomassa (LUCKMAN et al., 1997; KUPLICH, 2006). Kuplich (2006) encontrou acurácia global de apenas 31,4% ao discriminar as FS, na Amazônia Central, em 4 classes de idade: i) <

3 anos; ii) 3-5 anos; iii) 6-10 anos e iv) 11-18 anos, além das classes de pastagens e de FP, utilizando dados SAR provenientes de dois sensores: JERS-1 e SIR-C. O resultado da classificação foi melhorado quando as 4 classes de idade foram agrupadas em uma classe genérica de FS (acurácia de 81%).

Segundo alguns autores, há um limite em que as FS tornam-se indistinguíveis das FP. Estes valores situam-se entre 6 a 15 anos, citados por Yanasse et al. (1997) e Saatchi et al. (1997), respectivamente, mas podendo chegar aos 18 anos quando dados ópticos e de radar são combinados (KUPLICH, 2006). O uso combinado apresenta geralmente melhor resultado de classificação, pois informações complementares relativas à estrutura e às propriedades físico-químicas da vegetação são obtidas (RIGNOT et al. 1997; KUPLICH, 2006; PEREIRA et al., 2016; CARREIRAS et al. 2017).

Em um trabalho recente, Carreiras et al. (2017) combinaram dados do ALOS/PALSAR-2 e Landsat 5 TM para estimar a idade das FS nas três áreas descritas por Carreiras et al. (2014). A combinação dos dados permitiu estimar a idade das FS com até 24 anos e baixo erro relativo ($RMSE = 4,3$ a $4,7$ anos), mas o resultado foi dependente do local e do ano de análise. A acurácia global, entretanto, foi levemente superior à do trabalho anterior. Os erros de omissão para a classe das FS variaram de 13 a 22%, para Santarém e Manaus, respectivamente em decorrência principalmente da confusão com as FP (CARREIRAS et al., 2017).

Pereira et al. (2016) observaram que a discriminação das FS em estágios de sucessão é substancialmente melhorada quando informações texturais de Radar são utilizadas para treinar o classificador, mas a alta complexidade estrutural não permite que sejam classificados mais do que dois estágios sucessionais com elevada acurácia ($> 0,8$). Esta variabilidade observada pode estar relacionada aos fatores condicionantes do acúmulo de BAS descritos na seção 2.2 e que não ainda não foram usados para discriminar as FS quanto ao histórico de uso com o uso de dados de Radar na Amazônia Brasileira.

Joshi et al. (2015) desenvolveram um método semiautomático de detecção de mudanças com séries temporais ALOS/PALSAR, separando as áreas previamente desmatadas em duas classes que apresentam lento e rápido recobrimento do solo, em Madre de Dios,

Peru. O retroespalhamento aumenta rapidamente com a BAS, mas este aumento não foi igual em ambas as classes, sendo maior nas áreas abandonadas após o corte e menor nas áreas de mineração e de pastagens. Logo, os autores destacam o potencial dos dados de Radar para caracterizar a dinâmica de sucessão quanto ao histórico de uso.

Apesar de promissoras, as técnicas para monitorar *LULCC* com uso de Radares nas florestas tropicais não foram exaustivamente testadas e ainda são pouco operacionais por conta das barreiras políticas relacionadas à livre distribuição destes dados (REICHE et al. 2015). Segundo Reiche et al. (2016), o uso de dados de sistemas Radar está limitado a poucos usuários e missões como a do Sentinel-1, que disponibilizam dados gratuitamente em banda-C, à semelhança do *Landsat*. Ainda, a disponibilidade gratuita de dados oriundos de outras bandas deve ser prioritária para que se possam ter avanços significativos no processamento e operacionalização deste tipo de dado.

2.4. Estimativa de biomassa nas Florestas Secundárias por sensores Radar

Neste capítulo serão descritos os métodos e técnicas utilizadas para a estimativa de BAS por meio de dados de sensores Radar. Os fundamentos do sistema coerente Radar e os princípios físicos de polarimetria estão descritos na seção A.1, que incluem os modelos conceituais dos filtros polarimétricos e as decomposições polarimétricas utilizadas neste estudo.

Em um sistema de Radar ativo, o retroespalhamento (*backscattering*) é o parâmetro que caracteriza o sinal de retorno após a interação do pulso de micro-onda com uma superfície vegetal (JONES; VAUGHAN, 2010). Este parâmetro é influenciado pela geometria de visada, pela constante dielétrica, pela rugosidade superficial, bem como pelo comprimento de onda utilizado (JENSEN, 2009).

Dependendo do comprimento de onda (λ), o sinal de micro-ondas pode penetrar o dossel da vegetação em diferentes profundidades, sofrendo espalhamento desde os componentes do dossel, como os galhos e as folhas, em comprimentos de onda menores, até os troncos e o solo, em comprimentos de onda maiores (VAN DER SANDEN, 1997; WOODHOUSE, 2006) (Figura 2.10). Geralmente, as superfícies

vegetais que contêm estruturas mais complexas e com maior BAS apresentam maior sinal de retorno, devido às múltiplas fontes de espalhamento (VAN DER SANDEN, 1997; JONES; VAUGHAN, 2010).

Figura 2.10 - Situação hipotética de iluminação resultante do retroespalhamento do pulso de micro-ondas no dossel florestal segundo o comprimento de onda.



No comprimento de onda relativo à banda C (3 cm), o retroespalhamento é decorrente principalmente das folhas, galhos e ramos. b) Na banda L (24 cm), a interação se dá com os ramos primários, secundários e com o tronco. c) Em comprimentos de onda maiores, como a banda P (65 cm), o retroespalhamento é decorrente da interação com os ramos primários, tronco e solo-tronco (VAN DER SANDEN, 1997).

Fonte: Produzido pelo autor.

Diversos trabalhos, portanto, foram desenvolvidos para testar esta relação entre a BAS das FS tropicais e os dados de Radar (FOODY et al., 1997; LUCKMAN et al., 1997; HOEKMAN; QUIÑONES, 2000; NARVAES, 2010; MITCHARD et al., 2009; SILVA, 2014; LIESENBERG,; GLOAGUEN, 2013). Dentre os trabalhos, a maioria envolve a relação indireta entre os parâmetros físicos extraídos das imagens SAR (*Synthetic Aperture Radar*) e a BAS obtida *in situ*, mediante análises de regressão (GHASEMI et al., 2011; BARBOSA et al., 2014).

A partir da análise destes trabalhos, pode-se concluir que a acurácia nas estimativas de BAS com o uso de dados SAR depende de uma série de fatores, como: (1) comprimento de onda, ângulo de incidência e polarização; (2) variabilidade estrutural e espacial da vegetação; (3) o método de análise utilizado; (4) calibração e ortorretificação das imagens e; (5) propagação dos erros a partir dos dados de campo (alometria e amostragem). Estes fatores serão analisados a seguir.

2.4.1. Comprimento de onda, ângulo de incidência e polarimetria

Na literatura, é reconhecida a limitação do comprimento de onda para se estimar a BAS, devido à tendência de saturação de sinal quando a biomassa do dossel aumenta (IMHOFF, 1996). Comprimentos de ondas maiores, como os da banda L e P são mais utilizados nas regiões tropicais (LU, 2006; LE TOAN et al., 2011), pelo fato das FP apresentar valores superiores a 400 Mg.ha⁻¹ de BAS em muitas regiões (NELSON et al., 1999; CUMMINGS et al., 2002).

Segundo Saatchi et al. (2011), a saturação de sinal para banda L ocorre em valores de BAS próximos a 150 Mg.ha⁻¹, enquanto a banda P é sensível a valores de até 300 Mg.ha⁻¹. Apesar de promissores, dados provenientes da banda P são limitados por serem ainda restritos aos aerolevantamentos (CASTRO et al., 2003; LE TOAN et al., 2011). Por isso, a banda L tem sido amplamente utilizada, devido não somente a sua boa correlação com a BAS, mas, principalmente, pela disponibilidade e baixo custo de aquisição (LU, 2006; GHASEMI et al., 2011).

Os coeficientes de determinação entre os dados da banda L e a BAS raramente ultrapassam $R^2 = 0.70-0.80$ (MITCHARD et al., 2009; NARVAES, 2010; MITCHARD et al., 2011; HAMDAN et al., 2011; MARTINS, 2012; SILVA, 2014), ao passo que para a banda P podem ser superiores a $R^2 = 0.90$ (HOEKMAN; QUIÑONES, 2000; NEEFF et al., 2003; SAATCHI et al., 2011).

A mudança do ângulo de incidência tem maior importância para propósitos de classificação do que para a estimativas dos parâmetros biofísicos para as bandas de comprimento de onda menores (HAACK, 2007; LIESENBERG; GLOAGUEN, 2013). As FS nos estágios iniciais apresentam estrutura vertical mais homogênea do que as avançadas e por consequência são mais suscetíveis à detecção de mudança do ângulo de incidência do sensor (LIESENBERG; GLOAGUEN, 2013). Há um aumento na penetração vertical em ângulos menores, mas em contrapartida, ângulos de incidência muito pequenos apresentam menor retroespalhamento devido à diminuição da rugosidade superficial (HAACK, 2007).

Além do comprimento de onda e do ângulo de incidência, a resposta do sinal retroespalhado pela vegetação é influenciada pela polarização. Geralmente, as polarizações cruzadas HV apresentam maiores coeficientes de correlação com a biomassa e volume (FOODY et al., 1997; LUCKMAN et al., 1997; MITCHARD et al. 2011; GONÇALVES et al., 2011). Isto ocorre por que as superfícies densamente vegetadas tendem a despolarizar o sinal de retorno via espalhamento volumétrico no dossel, representando melhor a estrutura da vegetação (NARVAES, 2010). Ademais, polarizações cruzadas são citadas por serem menos sensíveis às variações de topografia do que as polarizações paralelas (RANSON; SUN, 1994).

A partir das decomposições polarimétricas, os atributos que representam os mecanismos de espalhamento da vegetação são extraídos das imagens (seção A.1), permitindo explorar outros níveis de acurácia nas estimativas de BAS com dados SAR (GAMA, 2007; NARVAES, 2010; GONÇALVES et al., 2011; MARTINS, 2012; LIESENBERG; GLOAGUEN, 2013; SILVA, 2014).

Por exemplo, Gonçalves et al. (2011) observaram que as componentes de espalhamento *double-bounce* e volumétrico obtiveram correlação significativa com o volume das FS e FP localizadas na Flona do Tapajós e seu entorno ($r = 0,63$ e $r = 0,61$, respectivamente), enquanto para Narvaes (2010) apenas o espalhamento volumétrico explicou significativamente as variações de BAS nas FS e FP no mesmo local ($r = 0,40$). Resultados significativos também foram obtidos para a classificação das FS e FP na Amazônia Brasileira através do plano de entropia e anisotropia (H/α) para ambas as bandas L e P (FREITAS et al., 2008; SANTOS et al., 2009; NARVAES, 2010).

Silva (2014) observou que o espalhamento volumétrico, a anisotropia e o índice CSI foram fortes preditores da BAS nas FS ($R^2_{aj.} = 0,64$), e a inclusão da coerência interferométrica melhorou o desempenho do modelo linear múltiplo ($R^2_{aj.} = 0,85$), reduzindo a raiz do erro médio quadrático, de $RMSE = 20,91$ para apenas $RMSE = 11,87$ $Mg.ha^{-1}$.

2.4.2. Variabilidade espacial e estrutural da vegetação

A perda de sensibilidade do sinal ante as variações de BAS também é decorrente das variações espaciais e estruturais do ecossistema. Estas variações referem-se ao conteúdo de umidade no solo e vegetação, à topografia e à altura, estrutura e composição de espécies (CASTRO et al., 2003).

Florestas abertas em ambientes boreais geralmente apresentam erros de predição de BAS inferiores ao das florestas tropicais, uma vez que são estruturalmente mais simples com menor número de indivíduos e espécies (DOBSON et al., 1992; IMHOFF, 1996; MITCHARD et al., 2009). Nas florestas tropicais, os erros tornam-se maiores à medida que o comprimento de onda diminui e o estande florestal apresenta maiores valores de biomassa por área (SALAS et al., 2002; MITCHARD et al., 2011).

Segundo Woodhouse et al. (2012), o alto coeficiente de variação nas estimativas de BAS em FP nas regiões tropicais com dados SAR é devido, principalmente, à distribuição aleatória de árvores de grande dimensão e não pela ausência de correlação entre estes dados. No caso das FS, a variabilidade espacial é governada mais pelo número de indivíduos por área do que pela distribuição dos indivíduos de grande porte (JOSHI et al., 2015).

Além disso, aspectos geomorfológicos são frequentemente negligenciados das análises (CASTRO et al., 2003). De acordo com Réjou-Méchain et al. (2014), cerca de 20 % das florestas tropicais encontra-se em áreas declivosas, as quais são uma fonte de incerteza nas estimativas de BAS com dados SAR, por que o sinal de retorno varia de intensidade conforme a orientação do relevo em relação à antena (WOODHOUSE, 2006). Bispo et al. (2014) observaram que os aspectos geomorfológicos são importantes na modelagem da BAS com dados SAR, cujo desempenho aumentou em 50 % com a adição da altitude e declividade no modelo.

A época de aquisição das imagens também é um fator limitante no resultado da análise, haja vista que o sinal retroespalhado é muito sensível à constante dielétrica dos alvos, ou seja, à quantidade de água no solo e na vegetação (WOODHOUSE, 2006). Por isso,

Haack (2007), Mitchard et al. (2011) e Nguyen et al. (2016) destacam a importância da aquisição de imagens durante a estação seca, de forma a diminuir os efeitos do aumento da constante dielétrica no sinal retroespalhado, especialmente quando as imagens são usadas para propósitos de análises multitemporais.

Kasischke et al. (2011) observaram que as relações entre o sinal retroespalhado e a BAS de FS também foram influenciadas pela quantidade de água no solo. Segundo os autores, o acúmulo de biomassa é dependente da umidade no solo e, por isso, as correlações foram maiores onde a quantidade de água no solo foi maior, mas neste caso a BAS não foi superior a $50 \text{ Mg}\cdot\text{ha}^{-1}$.

2.4.3. Métodos de análise

Segundo revisão na literatura, diversos métodos têm sido utilizados para a estimativa de BAS com dados SAR, dentre estes se destacam as regressões lineares, não lineares, lineares múltiplas e as árvores de decisão, como as Redes Neurais Artificiais (RNA) e o *Random Forest* (RF) (BARBOSA et al., 2014).

O método mais utilizado, entretanto, consiste no uso de regressões logarítmicas, haja vista o comportamento assintótico de saturação de sinal com o aumento da BAS (HAMDAN et al., 2011). Neste método, a BAS é tratada como variável independente e o coeficiente de retroespalhamento como a variável dependente do modelo – embora tradicionalmente se pretenda alcançar o oposto, ou seja, o seu modelo inverso. São reportadas boas correlações entre a BAS e os dados SAR utilizando modelos de regressão logarítmicas, variando de $R^2 = 0,66$ a $0,94$ (KUPLICH; CURAN, 1999; HOEKMAN; QUIÑONES, 2000; NEEFF et al., 2003; MITCHARD et al., 2009; ENGLHART et al., 2011; HAMDAN et al., 2011). A acurácia, contudo, dependente do sistema sensor e do comprimento de onda utilizado.

Hamdan et al. (2011) observaram $R^2 = 0,78$ entre o coeficiente de retroespalhamento cruzado (L-HV) do sensor PALSAR (*Phased Array L-band Synthetic Aperture Radar*) e a BAS de uma reserva florestal de dipterocarpaceas na Malásia, com valores de BAS variando entre 26 a $569 \text{ Mg}\cdot\text{ha}^{-1}$ utilizando a seguinte equação logarítmica: $\text{BAS} =$

$3110,2 \cdot e^{0,1946 \cdot (\sigma^{\circ}HV)}$. Todavia, o modelo subestimou, em média, $4,8 \text{ Mg}\cdot\text{ha}^{-1}$ quando validado por amostras de teste.

Liesenberg e Gloaguen (2013) testaram a utilização da banda L do sensor PALSAR para estimar a BAS de FS e FP localizadas na Flona do Tapajós/PA pelo método *Random Forest* (RF). Os autores encontraram coeficiente de determinação de $R^2 = 0,73$ e $RMSE = 49 \text{ Mg}\cdot\text{ha}^{-1}$ utilizando os atributos polarimétricos e texturais, assim como o retroespalhamento, como variáveis de entrada no modelo. Porém, o método não foi robusto o suficiente para lidar com um número muito grande de parâmetros em análise, por utilizar um número pequeno de amostras de treinamento. Este problema foi tratado para RNA por Del Frate e Solomini (2004), mas não para o RF. Além disso, a estimativa de biomassa por meio de modelos baseados em múltiplas árvores de decisão é complexa e operacionalmente onerosa (BARBOSA et al., 2014).

O uso de regressões lineares múltiplas é justificado por apresentar menor influência na saturação de sinal, uma vez que diversos atributos de entrada são utilizados para estabelecer esta relação e não apenas um (NARVAES, 2010; MARTINS, 2012; SILVA, 2014). Contudo, o uso de múltiplas variáveis de entrada no modelo pode incorrer na perda de significado físico entre os dados SAR e os parâmetros biofísicos (BARBOSA et al., 2014). Além disso, a interação entre as variáveis e entre estas e a BAS é de difícil explicação, sendo mais comum o uso de modelos mais simples, apesar da menor acurácia observada.

2.4.4. Calibração e ortorretificação

Segundo Lu (2006), a relação entre os dados provenientes de sensoriamento remoto e a BAS envolve três níveis de análise: em nível de pixel, em nível de parcela e em nível de fragmento. Devido ao erro de correção na análise em nível de pixel, as relações entre os dados orbitais e de campo são sensivelmente melhoradas do nível de parcela para o nível de fragmento (SAATCHI et al., 2007; MUUKKONEN; HEISKANEN, 2007).

Porém, o aumento gradativo da área de análise incorre em dois problemas: o primeiro envolve o custo operacional dos inventários em extensas áreas e o segundo diz respeito

ao número de amostras para testar e validar os modelos. Há, portanto, um balanço (*trade-off*) entre o número de amostras e a acurácia do método.

Na Amazônia Brasileira, as parcelas de campo utilizadas para estimar a BAS das FS raramente são superiores a 1 ha de área e têm, em média, 0,16 ha de área (dados obtidos da meta-análise da seção 2.1). Saatchi et al. (2011) e Robinson et al. (2013) ressaltam que há uma perda de sensibilidade quando a relação entre os dados SAR e a BAS é feita com parcelas inferiores a 0,25 ha de área, devido ao alto coeficiente de variação observado.

De acordo com Curran e Williamson (1986), o uso de parcelas de pequenas dimensões para caracterizar a complexidade espacial de um sítio florestal consiste em uma das principais fontes de erro. Assim, imagens com alta resolução espacial são frequentemente agregadas para que a representação das características espaciais, como o padrão e a correlação, seja correspondente à escala de observação da variável estudada (BIAN; BUTLER, 1999; CASSOL et al., 2012). Na literatura, este problema é conhecido como *Modifiable Areal Unit Problem (MAUP)* ou problema da unidade de área modificável (CURRAN e ATKINSON, 1999). Em cenas de Radar, o *MAUP* está relacionado ao processo de *Multilook* e à dimensão do filtro da imagem, no qual a modelagem do *speckle* e os elementos da matriz de coerência [T] e de covariância [C] são computados (Apêndice A.1).

2.4.5. Propagação de erros a partir de amostras de campo

As estimativas de BAS com dados SAR envolvem erros em todas as etapas da análise, desde a coleta de dados até a escolha dos modelos de regressão. Muitas vezes, as fontes de erros são de difícil controle, como os erros sistemáticos realizados durante a coleta de dados (CHAVE et al., 2004).

Segundo Ketterings et al. (2001), o uso de equações alométricas por espécie para estimativa de BAS são preferíveis por que as espécies tropicais variam grandemente na forma e densidade da madeira. Os erros associados à escolha da equação alométrica

podem ser superiores a 20%, e dependem da inclusão das alturas e da densidade da madeira nos modelos (CHAVE et al., 2004).

Por exemplo, o uso da densidade de madeira de espécies pertencentes às FP nas equações alométricas pode superestimar a biomassa das FS em até 60% (NELSON et al., 1999). Do mesmo modo, a exclusão das alturas nas estimativas de biomassa pode levar a erros superiores a 14% (NELSON et al., 1999; FELDPAUSCH et al., 2012).

Os erros provenientes da amostragem são geralmente fixados entre 5 e 10%. Porém, o uso de parcelas de tamanho inferiores a 0,25 ha tendem a apresentar maior incerteza, devido à alta variabilidade na estrutura e composição de espécies (KELLER et al., 2001; CHAVE et al., 2004). Em uma área de 5 ha de FS e FP localizada no Panamá, Chave et al. (2004) constataram que a incerteza acumulada na estimativa de BAS foi de cerca de 20%, sendo 10% decorrente da escolha do modelo alométrico e os outros 10% da amostragem. O erro relativo à coleta dos dados foi mínimo e não enviesado.

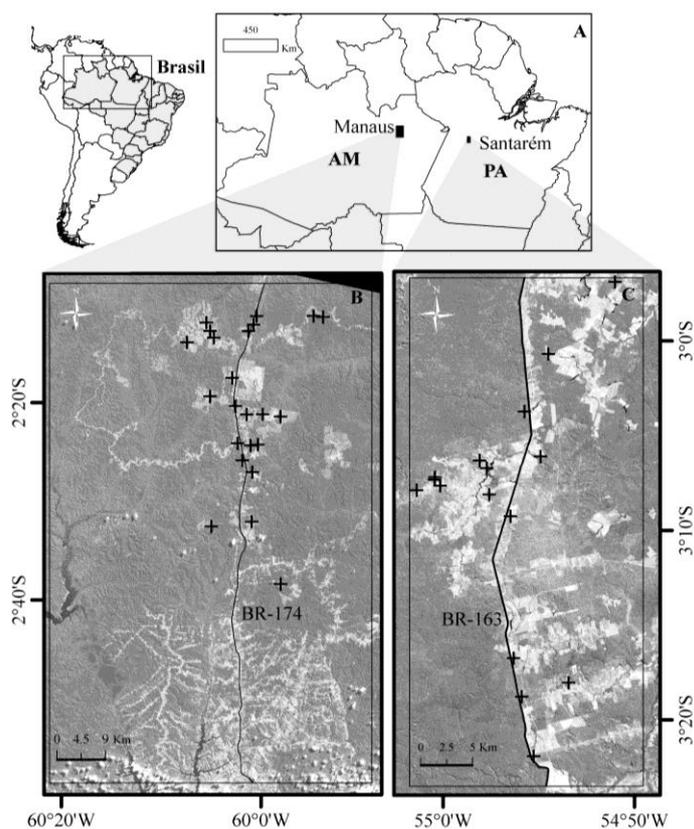
A propagação dos erros é um dos tópicos recentes em análises envolvendo estimativas de BAS com o uso de dados SAR (JOSHI et al., 2015). Mas são de difícil mensuração, especialmente quando dados provenientes de diversas fontes, que diferem nos métodos e na escala de obtenção são utilizados.

3 MATERIAL E MÉTODOS

3.1. Áreas de estudo

As áreas de estudo compreendem duas regiões da Amazônia Brasileira: Manaus/AM e Santarém/PA. Estas áreas fazem parte do projeto internacional REGROWTH-BR, encerrado em 2014, e realizado em parceria entre o Instituto de Investigação Científica Tropical IICT/Lisboa, o Instituto Superior de Agronomia ISA/Lisboa e o Instituto Nacional de Pesquisas Espaciais (INPE) (CARREIRAS et al., 2014). O critério de seleção das áreas de estudo foi baseado no distinto processo histórico de ocupação dessas áreas (FEARNSIDE, 2005) e, por consequência, de formação das FS (Figura 3.1).

Figura 3.1 - Áreas de estudo localizadas na Amazônia Brasileira.



A) Localização das áreas de estudo em Manaus/AM e Santarém/PA. B) Posicionamento das parcelas medidas ao norte da cidade de Manaus e ao longo da BR-174. C) Posicionamento das parcelas no entorno da Flona do Tapajós, ao sul da cidade de Santarém e em ambos os lados da BR-163.

Fonte: Produzido pelo autor.

A primeira área engloba florestas secundárias formadas em ambos os lados da BR-174 ao norte de Manaus, km 70, que conecta Manaus à Boa Vista, em Roraima. Esta área possui 5.042 km² (2° 33' 11" S, 60° 5' 7" O, Figura 3.1) e inclui áreas de proteção e de pesquisas ecológicas de longa duração, como o Projeto Dinâmico Biológica de Fragmentos Florestais (PDBFF), iniciado em 1979.

O processo de desmatamento na região começou com a construção da rodovia BR-174, em meados de 1970, onde significativas áreas de florestas foram suprimidas no entorno da BR-174, impulsionadas pela introdução de incentivos fiscais para a expansão agropecuária através da criação do Distrito Agropecuário da Superintendência da Zona Franca de Manaus – SUFRAMA (FEARNSIDE, 1988; FEARNSIDE et al., 2005). Porém, devido à baixa aptidão agrícola (FELDPAUSCH et al., 2005) e, especialmente, pela extinção dos subsídios governamentais, muitas destas áreas foram abandonadas a partir de 1984 (FEARNSIDE et al., 2005), resultando em FS com idades superiores a 16 anos em 50 % da área analisada (CARREIRAS et al., 2014).

A segunda área, localizada a aproximadamente 80 km ao sul da cidade de Santarém, entre o Rio Tapajós e a rodovia BR-163, cobre uma área de 1.118 km² (3° 10' 5" S, 54° 55' 42" O, Figura 3.1). Nesta área, as FS estão localizadas a leste da rodovia BR-163, no entorno da Floresta Nacional do Tapajós (FLONA, Tapajós) e na vila de São Jorge, distrito de Belterra, estado do Pará.

Diferentemente de Manaus, cuja ocupação é recente, descobertas arqueológicas evidenciam atividades humanas contínuas que remontam a 7000-8000 anos nesta região (ROOSEVELT et al., 1991). Santarém e suas terras interiores têm uma longa tradição na produção de matérias primas, que envolve desde atividades agrícolas e extrativistas à mineração (SCATENA et al., 1996). Quando os europeus chegaram a Santarém no século XVII, a região já era um centro complexo com estrutura formada por diversos núcleos indígenas que praticavam a agricultura, o comércio e cobravam tributos (ROOSEVELT et al., 1991).

Recentemente, a região passou por diversos ciclos agroflorestais: da borracha (1924-1945), da produção de fibra (1950s) e da pimenta (1970) (SCATENA et al., 1996). No início do século XXI, as áreas previamente abandonadas pelo último ciclo foram novamente desmatadas entre 2000-2007, seguindo os programas desenvolvimentistas com o intuito de acelerar o escoamento de soja do Centro-Oeste para o porto de Santarém (FEARNSIDE, 2005). Como reflexo desta “nova ocupação”, 57% das FS na área de estudo têm entre 6-15 anos e já foram desmatadas por mais de três vezes (25 % dos casos) desde 1984 (CARREIRAS et al., 2014).

3.1.1. Clima e solos

O clima das duas áreas de estudo é classificado como Am (Köppen), com temperatura média anual entre 25,5 a 26,7 °C, em Santarém e Manaus, respectivamente (LIMA et al., 2007; GONÇALVES; SANTOS, 2008). Em Manaus, a precipitação média anual é de 2200 mm, que é levemente superior aos 1900-2000 mm anuais observados em Santarém (ASNER et al., 2003; GEHRING et al., 2005; VIEIRA et al., 2004). A estação seca ocorre de Julho a Setembro em Manaus e de Julho a Novembro em Santarém (MALHI et al., 2006). Considera-se estação seca o período de meses em que a precipitação média mensal é inferior a 100 mm.

Os solos são predominantemente Latossolos amarelos (*Oxisols*), com baixa capacidade de troca de cátions, alta saturação por alumínio trocável Al^{+++} e baixo pH (QUESADA et al., 2010) e são encontrados em áreas de terra firme não inundáveis. Em menor proporção, ocorrem Argissolos (*Ultisols*) em áreas de terras baixas e de várzeas, que também são pobres em nutrientes e frequentemente mais arenosos (SILVER et al., 2000; TELLES et al., 2003). Segundo Quesada et al. (2010), estes solos são bastante antigos, formados pelo intemperismo de rochas e sedimentos que remontam ao fim do Terciário. Tais solos localizados em terras baixas, próximos aos grandes rios, como o Amazonas e o Tapajós, recebem sedimentos com baixo teor de nutrientes, que aliado à estabilidade topográfica e ao clima quente resultou em solos profundos, constantemente lixiviados e sem rocha mãe (QUESADA et al., 2010). O aporte dos nutrientes

essenciais, como P, K, Ca, Mg e N decorrem principalmente da ciclagem de nutrientes oriundos da decomposição da biomassa (LU et al., 2002; QUESADA et al., 2010).

O relevo é de suave ondulado a ondulado em ambas as áreas, sendo mais pronunciado em Manaus, formando platôs e vales entremeados pela rede de drenagem. A altitude é de 100 m acima do nível do mar em ambas as áreas de estudo (de CASTILHO et al., 2006).

3.1.2. Vegetação

De acordo com Chave et al. (2005), ambas as áreas de estudo são consideradas como florestas úmidas (*moist forest*) localizadas em áreas com precipitação entre 1500-2500 mm anuais e estação seca ≤ 5 meses. Segundo o Manual Técnico da Vegetação Brasileira (IBGE, 2012), a vegetação anterior ao distúrbio é classificada como Floresta Ombrófila Densa de terra firme. Em Santarém são reportadas algumas áreas com ocorrência por Floresta Ombrófila Aberta composta de palmeiras em solos mais arenosos, como *Attalea speciosa* Mart. (Babaçu) e *A. maripa* (Aubl.) Mart. (Inajá) (ESPÍRITO-SANTO, 2003; PRATES-CLARK et al., 2009; observações do autor).

A estrutura e a composição de espécies diferem entre as regiões. Em Manaus, a altura do dossel varia entre 25 a 35 m, com alguns espécimes emergentes podendo atingir 40 m em sítios favoráveis (LAURANCE et al., 1998; LIMA et al., 2007). Em Santarém, a altura do dossel situa-se em torno de 40 m, com algumas espécies atingindo os 55 m, como *Manilkara huberi* (Ducke) Chev. (Maçaranduba) e *Hymanaea courbaril* L. (Jatobá) (VIEIRA et al., 2005; PYLE et al., 2008).

A diversidade de espécies é consideravelmente mais alta em Manaus, frequentemente excedendo 250 espécies por hectare (LAURANCE et al., 1998; LAURANCE et al., 2010), enquanto em Santarém, o número de espécies por hectare é de 133-186 spp.ha⁻¹ (GONÇALVES; SANTOS, 2008; VIEIRA et al., 2004). Além disso, a densidade de indivíduos também é mais alta em Manaus 621 \pm 39 ind.ha⁻¹, contra 441 \pm 43 ind.ha⁻¹ em Santarém (PYLE et al., 2008). As famílias predominantes são Lechytidaceae,

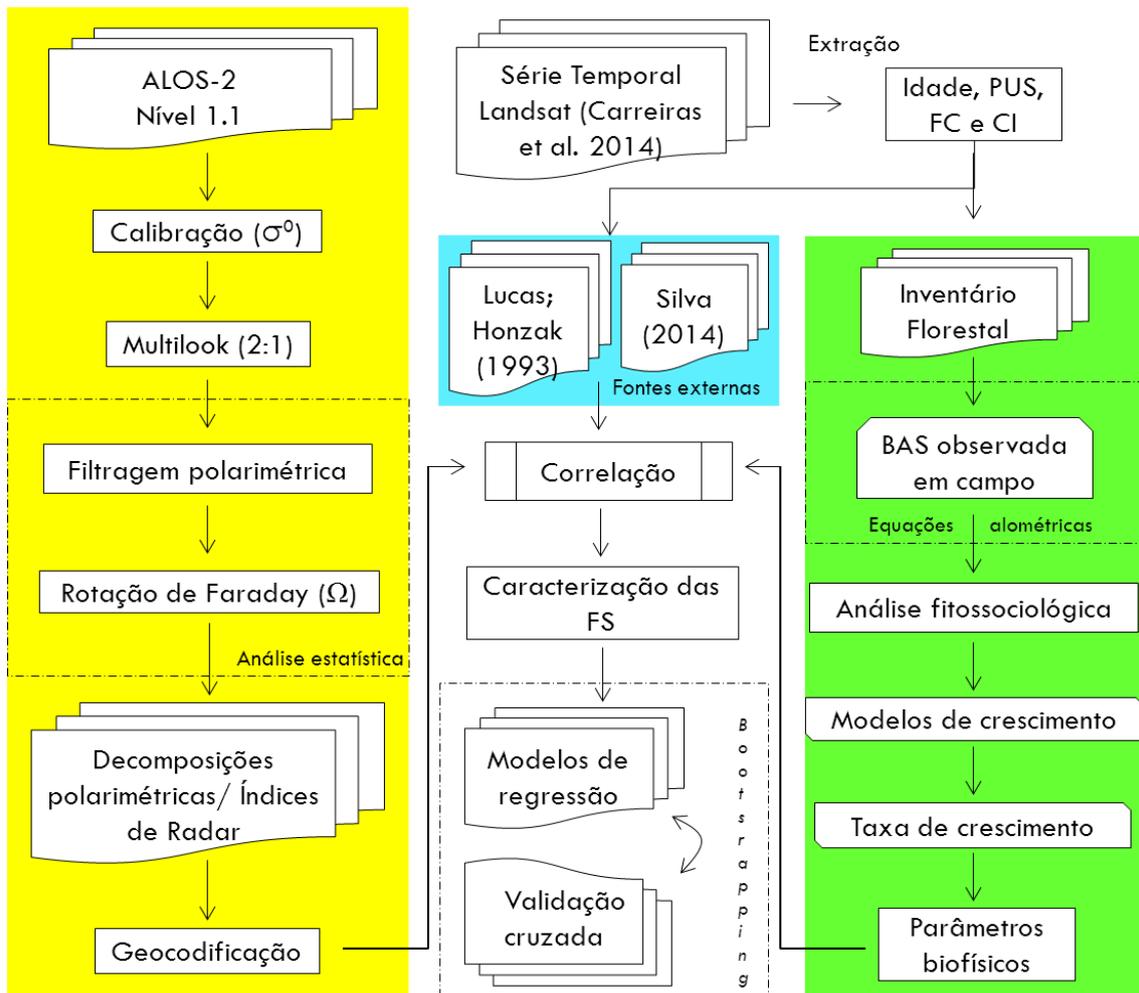
Sapotaceae e Euphorbiaceae, em Manaus, e Lechytidaceae e Fabaceae, em Santarém (VIEIRA et al., 2004; LIMA et al., 2007).

As diferenças estruturais também são observadas nos valores de BAS. O valor médio de BAS obtido da meta-análise (Seção 2.1.) é cerca de 20 % superior em Manaus (355 ± 47 Mg.ha⁻¹ e 298 ± 12 Mg.ha⁻¹, em Manaus e Santarém, respectivamente), porém a BAS em Santarém está concentrada basicamente nas grandes árvores (> 60 cm DAP), representando 45% da BAS total, enquanto em Manaus estas representam apenas 16,7% (LAURENCE et al., 1999; VIEIRA et al., 2004). Isto por que as árvores gigantes (> 100 cm DAP) são mais frequentes em Santarém, com 3,6 ind.ha⁻¹ contra apenas 0,6 ind.ha⁻¹ em Manaus VIEIRA et al., 2004).

3.2. Fluxograma metodológico

As etapas de processamento dos dados de campo e dos dados ALOS/PALSAR-2 estão descritas no fluxograma da Figura 3.2. Em verde estão os processos realizados após o inventário de campo como a estimativa de BAS observada no campo, a análise fitossociológica, a modelagem de crescimento para obtenção das estimativas dos parâmetros biofísicos para a data correspondente à da imagem, a obtenção das taxas de crescimento e a extração dos parâmetros biofísicos. Em amarelo, encontram-se os processamentos de Radar, como a calibração radiométrica, o processo de *multilook* e de filtragem bem como a extração dos atributos a partir das decomposições polarimétricas. Em azul estão os dados de fontes externas utilizados neste estudo e no centro encontram-se os processos para a caracterização e estimativa de BAS nas FS com o uso dos dados de Radar. Estas etapas serão vistas a seguir.

Figura 3.2 - Fluxograma metodológico.



Em verde estão as etapas realizadas com os dados de campo. Em amarelo estão as etapas de processamento dos dados ALOS/PALSAR-2 e no centro as etapas para caracterização das florestas secundárias por meio dos atributos polarimétricos, bem como a modelagem para a estimativa de biomassa.

Fonte: Produzido pelo autor.

3.3. Histórico de uso via séries temporais

Séries temporais de imagens Landsat foram adquiridas entre o período de 1973 a 2011, para a região de Manaus e entre 1984 a 2010 para Santarém para a caracterização das florestas secundárias quanto ao histórico de uso, através do projeto REGROWTH-BR (CARREIRAS et al., 2014). Estas imagens quase anuais da série foram utilizadas para realizar a classificação de cada pixel/mancha de FS quanto aos fatores relativos ao

histórico de uso, tais quais: Idade (I), Período de Uso do Solo (PUS) anterior ao abandono e Frequência de Corte (FC) (CARREIRAS et al., 2014).

No trabalho de Carreiras e colaboradores, a idade foi determinada pela soma dos anos em que dado pixel de FS permaneceu com esta classe desde o corte raso. O PUS refere-se ao período, em anos, no qual a classe foi ocupada por atividades agrícolas e/ou pastoris antes do abandono. Por fim, a FC foi definida pelo número de ocorrências de cortes na floresta (uma para conversão de FP em FS e duas ou mais para mais de um corte nas FS).

As FS foram agrupadas em duas classes de intensidade de uso, denominadas a partir daqui de CI e referem-se à CI = 1 quando o $PUS \leq 2$ anos e/ou $FC \leq 2$ anos e à CI = 2, quando o $PUS > 2$ anos ou $FC > 2$.

3.4. Inventário Florestal

O inventário florestal foi realizado no período de Agosto de 2014 em Manaus e em Setembro de 2015 em Santarém, onde foram medidas 39 parcelas (23 em Manaus e 16 em Santarém).

3.4.1. Amostragem e coleta dos dados de campo

As unidades amostrais foram sorteadas apenas nas FS com idades superiores a 12 anos, conforme o histórico de uso da seção anterior (Tabela 3.1 e Tabela 3.2). A escolha de utilizar apenas as FS em estágio avançado foi devido à hipótese de que as diferenças florísticas e estruturais fossem mais evidentes nas FS com idades mais avançadas. Na metodologia de modelagem da BAS com os dados SAR, dados de fontes externas que contemplem FS em estágios iniciais de sucessão foram utilizadas, conforme será descrito na seção 3.8.

Tabela 3.1 - Lista das parcelas medidas em Manaus por classe de intensidade de uso (CI).

Parcela	Idade (anos) *	PUS (anos)	FC (x)	CI
Adv_11_new1	28	2	1	1
Adv_11_new2	34	1	1	1
Adv_12_2	20	1	2	1
Adv_12_4	19	2	2	1
Adv12_5b	22	2	2	1
Adv12_7b	22	2	2	1
Adv12_9	17	1	2	1
Plot_11	34	1	1	1
Plot_2	28	2	1	1
Adv_22_18	16	7	2	2
Adv_22_8	19	4	2	2
Adv12_3	16	1	4	2
Adv21_3	26	9	1	2
Adv22_1	19	6	2	2
Adv22_19	16	4	2	2
Adv22_2	22	3	2	2
Adv22_3	21	5	2	2
Int_12_7	12	2	3	2
Plot_10	26	11	1	2
Plot_12	26	3	1	2
Plot_26	28	6	1	2
Plot_27	28	7	1	2
Plot_29b	28	2	1	2

Nota: a Idade, o período de uso anterior ao abandono (PUS), em anos, e a frequência de corte (FC) são as respectivas informações extraídas da série histórica *Landsat*. *Atualizada para a data do campo.

Tabela 3.2 - Lista das parcelas medidas em Santarém por classe de intensidade de uso (CI).

Parcela	Idade (anos) *	PUS (anos)	FC (x)	CI
Adv11_1	28	1	1	1
Adv11_3	25	1	1	1
Adv11_4	29	1	1	1
Adv11_6	27	1	1	1
Adv12_12	22	2	1	1
Adv12_2	29	2	1	1
Adv12_6	22	2	1	1
Adv12_9	22	2	1	1
Adv21_12	27	1	2	1
Adv21_2	27	1	2	1
Adv22_3	22	2	2	1
Adv21_14	25	1	3	2
Adv21_7	26	1	3	2
Adv22_10	18	2	3	2
Adv22_11	22	2	3	2
Adv22_5	23	3	2	2

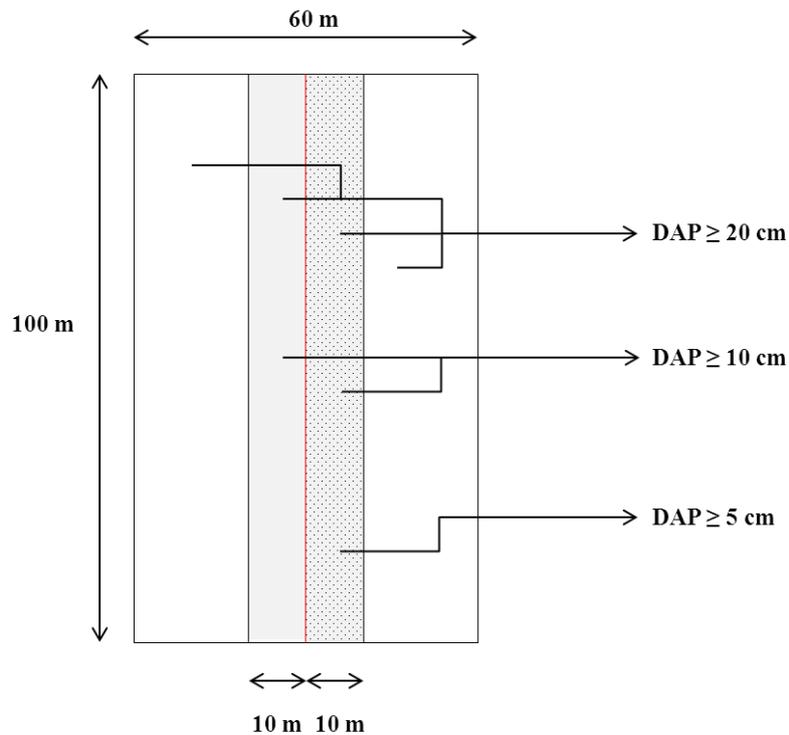
Nota: a Idade, o período de uso anterior ao abandono (PUS), em anos, e a frequência de corte (FC) são as respectivas informações extraídas da série histórica *Landsat*. *Atualizada para a data do campo.

3.4.2. Aquisição dos dados de campo

O método de coleta consistiu em transectos aninhados com distintos tamanhos de parcelas, que variaram de 10 x 100 m para a medição de pequenos indivíduos arbóreos a 60 x 100 m para a medição dos indivíduos arbóreos de grandes dimensões (Figura 3.3). O uso de parcelas aninhadas justifica-se por permitir mensurar a proporção de biomassa presente nos menores indivíduos, bem como avaliar outros parâmetros estruturais e fitossociológicos destes indivíduos regenerantes.

No transecto de 10 x 100 m, posicionado à esquerda da linha central da parcela (Figura 3.3), foram medidos todos os indivíduos arbóreos com diâmetros acima do peito (DAP) superiores a 5 cm utilizando-se de uma fita métrica. No transecto central (20 x 100 m), foram medidos os indivíduos arbóreos com $DAP \geq 10$ cm; e com $DAP \geq 20$ cm em todo o transecto. Todos os indivíduos com $DAP \geq 20$ cm foram medidos dentro do transecto 60 x 100 m e geoposicionados com GPS de precisão modelo Garmin® CSx com precisão < 5 m.

Figura 3.3 - Desenho esquemático das parcelas aninhadas de dimensão 60 x 100 m.



Fonte: Produção do autor

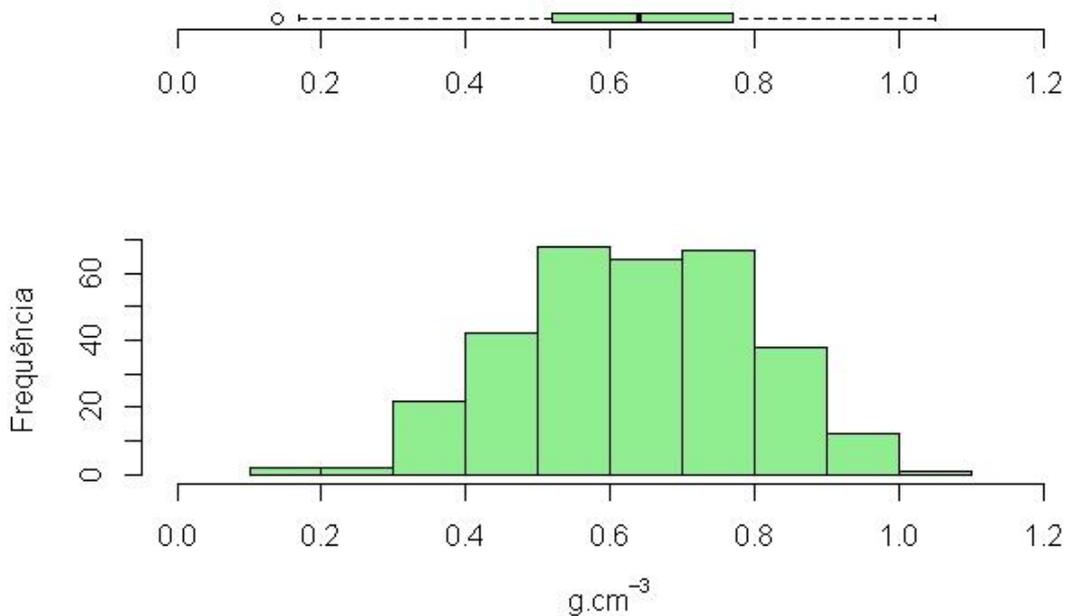
A estimativa dos parâmetros biofísicos para o hectare nas parcelas aninhadas é realizado de forma diferente de uma parcela simples, na qual todos os indivíduos arbóreos são medidos igualmente independentes do seu porte diamétrico. Nas parcelas aninhadas, as áreas representadas por cada classe de tamanho de indivíduos são gradativamente maiores à medida que os indivíduos de maiores dimensões são medidos. Dessa forma, quando os parâmetros biofísicos são extrapolados para o hectare, as seguintes dimensões das subparcelas foram consideradas: de 0,1 ha para os indivíduos arbóreos entre $5 \text{ cm} \leq \text{DAP} < 10 \text{ cm}$, de 0,2 ha para $10 \text{ cm} \leq \text{DAP} < 20 \text{ cm}$ e de 0,6 ha para $\text{DAP} \geq 20 \text{ cm}$. Este mesmo critério foi utilizado na análise fitossociológica descrita na seção 3.5.

Os indivíduos pertencentes à família Arecaceae (Palmeiras) também foram mensurados pela sua altura total, altura do estipe e DAP. Todas as alturas e DAPs das árvores mortas em pé foram medidas e, se possível, identificadas por espécie. Os indivíduos arbóreos foram identificados por espécie e família botânica por um especialista parobotânico em campo e tiveram seu nome científico conferido pelo site www.theplantlist.org. (Apêndice II).

3.4.3. Densidade da madeira

A densidade básica da madeira (ρ), em g/cm^3 , é um parâmetro importante de entrada nas equações alométricas para a estimativa de BAS (CHAVE et al., 2014). Por isso, a densidade básica da madeira foi determinada, quando existente, para cada uma das 323 espécies catalogadas mediante consulta à literatura especializada, principalmente, pela lista de Zanne et al. (2009), que inclui o catálogo de mais de 8.400 plantas distribuídas nos cinco continentes (Figura 3.4).

Figura 3.4 - Histograma de frequência da densidade básica da madeira de todas as espécies catalogadas nas duas áreas de estudo.



Acima, *boxplot* com a distribuição dos valores de densidade. O valor médio de densidade foi de $\rho = 0,6385 \text{ g.cm}^{-3}$.

Fonte: Produção do autor

Sempre que possível mais de uma referência foi utilizada para se obter um valor médio de densidade e apenas as amostras referentes à América do Sul na lista de Zanne et al. (2009) foram utilizadas para reduzir os erros oriundos de gêneros com ampla distribuição geográfica.

Ao todo, 268 espécies catalogadas tiveram suas densidades determinadas em nível de espécie (83%), 51 em nível de gênero (16%) e apenas 4 sem definição. Nestas últimas, atribuiu-se o valor de densidade média para as espécies não identificadas em três, e a quarta é representada pelas árvores mortas. Para as árvores mortas utilizou-se a densidade de $\rho = 0.4 \text{ g.cm}^{-3}$ para as árvores parcialmente decompostas em pé (CHAO et al., 2008). A lista completa de espécies com as referências utilizadas encontra-se no Apêndice II e no material suplementar (CASSOL et al., 2017).

3.4.4. Grupos ecológicos de espécies

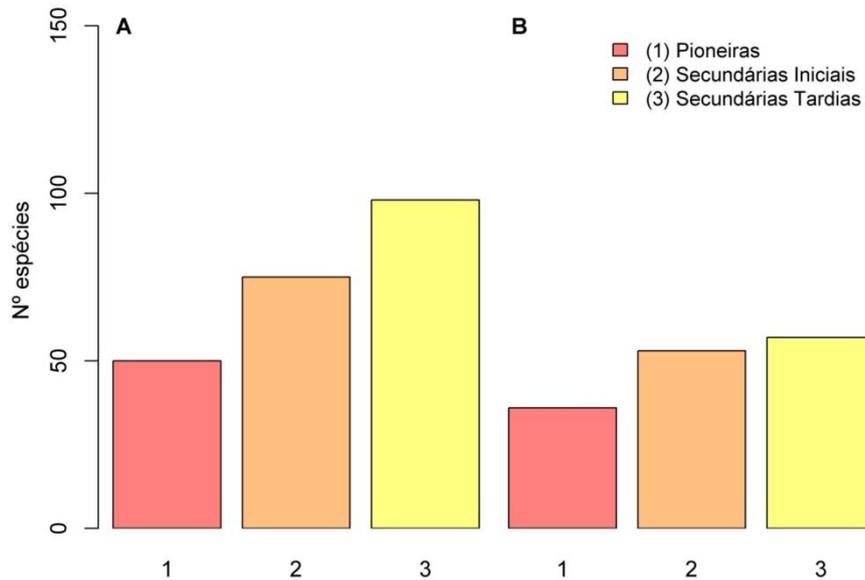
As espécies foram separadas em três grupos ecológicos (GE) de espécies conforme as classes de sucessão de Budowski (1965): 1 - Pioneiras; 2 - Secundárias Iniciais e; 3 - Secundárias Tardias (ver Apêndice II). A espécie exótica *Elaeis oleifera* (Kunth) Cortés (Caiapé) observada em plantios abandonados de Manaus foi classificada em um grupo à parte: 4 - Exótica. As árvores mortas em pé e as espécies não identificadas também foram separadas como: 5 - Mortas e/ou desconhecidas, por não ser possível atribuir a estas espécies um GE específico (Apêndice II).

Das 323 espécies catalogadas, 298 foram classificadas em um dos três grupos ecológicos em nível de espécies (92%), três em nível de gênero, desde que as demais espécies do gênero pertencessem ao mesmo GE, e em 22 espécies (7%) não foram encontradas referências para atribuí-las a um GE particular. Neste caso, a densidade básica da madeira foi utilizada para atribuir determinada espécie a um GE específico. Por exemplo, *Annona amazonica* R.E.Fr. tem densidade $\rho = 0,46 \text{ g.cm}^{-3}$ e o GE das pioneiras tem densidade média $\rho_{\mu} = 0,503 \text{ g.cm}^{-3}$, logo a espécie foi classificada como pioneira.

O GE das secundárias tardias representou 43% do total de espécies ($n = 138$), seguido das secundárias iniciais, com 34% ($n = 110$), e das pioneiras com 20% do total ($n = 66$). Este resultado é esperado para FS em estágio avançado de sucessão (Idade > 20 anos, em média), nas quais o GE das pioneiras vai sendo gradativamente substituído pelo GE das espécies mais longevas.

O número de espécies por GE, entretanto, não é o mesmo para as duas áreas de estudo, porque tanto o número quanto a porcentagem de espécies secundárias tardias é maior em Manaus. Em Santarém, a porcentagem de pioneiras no total de espécies foi de 25% (Figura 3.5).

Figura 3.5 - Distribuição das espécies por grupo ecológico e área de estudo: A) Manaus e B) Santarém.



Fonte: Produzido pelo autor

3.4.5. Ajuste de equações hipsométricas

Em torno de 10% dos indivíduos arbóreos ($n = 1178$) tiveram suas alturas (H) medidas com o uso de um hipsômetro a laser (True Pulse 200TM, LaserInc Technology, Denver, CO, USA) para o ajuste dos modelos hipsométricos ($H:DAP$) somando-se as duas áreas de estudo. Foram testados cinco modelos $H:DAP$ log-lineares e não lineares mais utilizados na literatura (CASSOL et al., 2017). Esta abordagem consistiu em testar os modelos separados por área de estudo e GE descritos acima: pioneiras, secundárias iniciais e secundárias tardias. O modelo hiperbólico dado pela Equação (3.1): $H = a.DAP / (b + DAP)$ apresentou o melhor desempenho quando comparado com os dados de validação (CASSOL et al., 2017).

Diferenças significativas nos parâmetros de ajuste foram observadas entre as espécies pioneiras e secundárias (iniciais e tardias) de Manaus e Santarém pelo teste F , significando que equações específicas por grupos ecológicos e área de estudo deveriam ser utilizadas para estimar a altura a partir do diâmetro com maior acurácia (CASSOL et al., 2017; Tabela 3.3).

Tabela 3.3 - Parâmetros de ajuste dos modelos hiperbólicos totais (F) e reduzidos (R) por área de estudo e grupo ecológico de espécies.

Grupo Ecológico	<i>a</i> (IC ±2,5%)	<i>b</i> (IC ±2,5%)	<i>c</i> (IC ±2,5%)	<i>d</i> (IC ±2,5%)	QME (F) / QME (R)	<i>n</i>	<i>F</i>₀	<i>p</i>-valor (>F)
Pioneiras	29,12 (±2,54)	13,65 (±3,08)	11,82 (±4,72)	11,56 (±5,42)	3020,80	458	19,11	p<0,001
Pioneiras	34,15 (±2,40)	18,89 (±2,83)		3275,00				
Secundárias	42,84 (±6,64)	27,05 (±7,28)	-12,01 (±5,55)	-11,24 (±5,90)	3025,10	476	12,46	p<0,001
Secundárias	34,00 (±2,19)	18,56 (±2,30)		3184,80				

IC é o intervalo de confiança (95%). QME (F) e QME (R) são soma do quadrado médio dos erros dos modelos total e reduzido, respectivamente. *a*, *b*, *c* e *d* são os parâmetros. Fonte: Cassol et al. (2017).

Os parâmetros da equação hiperbólica (Eq. 3.1) para cada grupo ecológico e área de estudo encontram-se na Tabela 3.4. Através da primeira derivada de (Eq. 3.1), obtêm-se a taxa absoluta de incremento em altura por unidade de diâmetro $dy/dx = ab / (b + x)^2$. Quando o DAP se aproxima de zero, a/b representa o máximo incremento em altura por unidade de diâmetro ($m.cm^{-1}$).

Tabela 3.4 - Equações hipsométricas ajustadas para as espécies das florestas secundárias da Amazônia Brasileira pelo modelo hiperbólico $H = a.DBH / (b+DBH)$.

	Parâmetros		<i>a/b</i>	RMSE	N
	<i>a</i>	<i>b</i>	($m.cm^{-1}$)	(m)	
Pioneiras					
Todas	34,15	18,89	1,81	2,63	458
Manaus	29,12	13,65	2,13	2,90	253
Santarém	40,94	25,21	1,62	2,87	205
Secundárias					
Todas	34,00	18,56	1,83	2,66	476
Manaus	42,84	27,05	1,58	2,70	165
Santarém	30,83	15,81	1,95	2,98	311

a e *b* são os parâmetros da equação ajustada; a/b é a taxa de crescimento em altura absoluta, em $m.cm^{-1}$; N é o número de indivíduos e RMSE a raiz do erro médio quadrático. Fonte: Cassol et al. (2017).

Desconsiderando os diversos fatores dinâmicos subjacentes na relação de H:DAP, como o tipo de solo, posição sociológica do indivíduo, idade, etc., as espécies pioneiras de

Manaus apresentam uma taxa de crescimento em altura superior às de Santarém (Tabela 3.4), com incremento superior a 2 metros para cada centímetro de diâmetro. Com as espécies secundárias ocorre o inverso, pois apresentam uma taxa de crescimento mais acelerado nos anos iniciais e depois diminuem o ritmo com o aumento do diâmetro (CASSOL et al., 2017).

Estes resultados estão de acordo com o modelo de crescimento em altura das FS de Santarém proposto por Neeff e Santos (2005), cujo incremento em altura inicia com um máximo de 2 m por ano e cai para a taxa de $0,25 \text{ m.ano}^{-1}$ com a idade de 30 anos.

3.5. Biomassa Acima do Solo total (BAS_{total})

A escolha da equação para estimativa de biomassa acima do solo total (BAS_{total}) é uma etapa fundamental no desenvolvimento do trabalho, uma vez que tem relação direta com a acurácia das estimativas. A BAS_{total} envolve a soma dos componentes de biomassa viva acima do solo (BAS_{viva}), biomassa viva acima do solo das palmeiras (BAS_{palm}) e da biomassa morta acima do solo (BAS_{morta}). Cada um destes componentes foi abordado separadamente e tiveram equações alométricas próprias para sua estimativa, com a finalidade de acurar as estimativas de BAS_{total} dentro de cada parcela. Para facilitar a compreensão, a partir daqui a BAS_{total} será definida como apenas BAS e envolve a soma dos três componentes de biomassa supracitados.

3.5.1. Biomassa viva acima do solo (BAS_{viva})

Na literatura foram encontradas pelo menos 23 equações alométricas para a estimativa de BAS_{viva} nas FS e FP da bacia Amazônica (Apêndice III). Dentre estas, destacam-se algumas amplamente citadas na literatura, como as obtidas por Brown et al. (1989), Overman et al. (1994), Higuchi et al. (1998), Araújo et al. (1999), Chambers et al. (2001), Nogueira et al. (2008) e, recentemente, Chave et al. (2014). Estas equações variam amplamente quanto aos modelos empregados (potência, logarítmicos ou exponenciais), quanto à região e ao intervalo de diâmetro para as quais foram ajustadas, quanto à quantidade de indivíduos amostrados (pesados), bem como, quanto às

variáveis utilizadas (diâmetro à altura do peito, altura, área basal, densidade da madeira e o peso seco ou úmido) (Apêndice III).

Por isso, a escolha da equação de BAS_{viva} envolveu duas abordagens de análise: i) em nível de indivíduo e ii) em nível de unidade amostral. Foram selecionados apenas os indivíduos arbóreos vivos ($DAP \geq 5$ cm), excluindo-se as palmeiras (Arecaceae) e as árvores mortas em pé, as quais foram analisadas a parte e descritas posteriormente.

Na primeira abordagem, os valores estimados por meio das equações de BAS individuais (kg) foram comparados com a base de dados de BAS de indivíduos cortados e pesados em cada área de estudo disponível por Chave e colaboradores em 2014 ($N = 123$ e $N = 148$, Manaus e Santarém, respectivamente). Os indivíduos foram separados por classes de 5 cm de DAP.

Na segunda abordagem, a comparação dos valores de BAS foi realizada em nível de unidade amostral ($Mg.ha^{-1}$). O valor médio de BAS estimado pelas equações individuais foi comparado com o observado pela média de BAS das FS de mesma idade e localizadas na mesma região geográfica.

Em ambas as abordagens, o critério de seleção foi o desvio em torno dos valores observados, ou viés da estimativa calculado pela Equação 3.2:

$$viés = BAS_{est} - BAS_{obs} \quad (3.2)$$

Em que BAS_{est} é o valor médio de biomassa seca acima do solo estimada por cada equação alométrica descrita no Apêndice III na i -ésima classe de DAP ou idade da FS e BAS_{obs} é o valor de biomassa observado (pesado) na i -ésima classe de DAP ou idade.

O critério de seleção da melhor equação de BAS foi dado pelo valor mais baixo da raiz do erro médio quadrático do viés da estimativa ($RMSE_{viés}$) Equação 3.3:

$$RMSE_{viés} = \sqrt{\frac{(n-1) \cdot (S_{viés})^2}{n} + (\overline{viés})^2} \quad (3.3)$$

Em que $\overline{viés}$ é a média do viés da estimativa para as n classes de DAP ou idades das FS e $S_{viés}$ é o desvio padrão do viés nas n classes ou idades. O primeiro termo de (3.3) leva em consideração a contribuição do desvio do erro, enquanto o segundo termo considera a contribuição do erro médio da estimativa.

Em Manaus, o $RMSE_{viés}$ variou de 7 kg a 20,95 kg para as 6 equações de BAS que obtiveram o melhor desempenho (Tabela 3.5). As equações desenvolvidas por Nelson et al. (1999) e Lima et al. (2012) para a região de Manaus foram as que obtiveram os melhores resultados, com $RMSE_{\%} < 5\%$. Apenas a equação desenvolvida por Brown et al. (1989) apresentou superestimativa de biomassa individual $\overline{viés} = 54$ kg, ao passo que as demais apresentaram subestimativas que variaram de $\overline{viés} = -13$ a -84 kg (Tabela 3.5).

Tabela 3.5 - Viés da estimativa de biomassa acima do solo (BAS) dos indivíduos das FS de Manaus por intervalo de DAP obtidos pelas equações alométricas com o melhor ajuste.

Equação	Viés por intervalo de DAP (kg)						$\overline{viés}$ (kg)	$S_{viés}$ (kg)	$RMSE_{viés}$ (kg)	$RMSE_{\%}$
	5	10	15	20	25	30				
Nelson et al. (1999)	-3,92	3,57	5,01	-10,64	0,84	-11,00	-16,14	2,69	7,00	4%
Lima et al. (2012)	-3,25	4,86	8,71	0,47	-7,87	-15,86	-12,94	2,16	8,90	5%
Chave et al. (2005)	-5,21	0,32	1,71	-9,26	-7,51	-29,12	-49,07	8,18	11,13	8%
Brown et al. (1989)	-2,04	11,83	22,98	21,23	17,93	-17,50	54,42	9,07	15,86	11%
Uhl et al. (1988)	-3,83	0,75	-3,67	-28,02	-25,13	-23,86	-83,76	13,96	13,00	12%
Chave et al. (2014)	-3,57	5,92	10,79	1,24	-7,50	-47,40	-40,52	6,75	20,95	13%

A ausência de valores observados de BAS individuais com DAP ≥ 40 cm não permitiu que fosse avaliado o desempenho das equações para os indivíduos de maiores dimensões.

Em Santarém, todas as equações apresentaram subestimativas de BAS e $RMSE_{viés}$ superior às de Manaus por classe de diâmetro. A equação de Brown et al. (1989) apresentou o menor erro relativo da estimativa ($RMSE_{\%} = 14\%$). Esta subestimativa foi decorrente dos erros relativos aos indivíduos de DAP ≈ 30 cm, para os quais os erros superaram os 400 kg, em média (Tabela 3.6).

Tabela 3.6 - Viés da estimativa de biomassa acima do solo (BAS) dos indivíduos das FS de Santarém, por intervalo de DAP obtidos pelas equações alométricas com o melhor ajuste.

Equação	Viés por intervalo de DAP (kg)						$\overline{viés}$ (kg)	$S_{viés}$ (kg)	$RMSE_{viés}$ (kg)	$RMSE_{\%}$
	5	10	15	20	25	30				
Brown et al. (1989)	1,62	23,45	47,22	-110,00	-31,04	-68,74	-13,75	61,03	56,30	14%
Chave et al. (2014)	-4,93	7,35	21,37	-150,08	-87,92	-214,21	-42,84	73,51	78,47	20%
Higuchi et al. (1998)	-33,55	-55,27	-97,47	-136,45	-74,47	-397,21	-79,44	39,66	87,00	22%
Overman et al. (1994)	-8,83	-2,34	5,80	-174,13	-121,69	-301,18	-60,24	82,31	95,13	24%
Feldpausch et al. (2012)	-10,43	-7,96	-5,47	-196,40	-161,83	-382,10	-76,42	94,56	113,99	29%
Chave et al. (2005)	-12,12	-12,86	-7,36	-199,06	-169,31	-400,70	-80,14	95,58	117,18	30%

Em nível de unidade amostral, as equações ajustadas para um conjunto de valores de BAS de abrangência global, a exemplo de Chave et al. (2005; 2014), Brown et al. (1989) e Feldpausch et al. (2012), geraram resultados mais satisfatórios do que as ajustadas para BAS locais, i.e., menor $RMSE_{\%}$ (Tabela 3.7 e Tabela 3.8).

Em Manaus, as equações ajustadas por Brown et al. (1989) e Chave et al. (2014) apresentaram os menores erros da estimativa $RMSE_{\%} \leq 15\%$ (Tabela 3.7). Porém, o erro médio da estimativa foi menor para a equação ajustada por Brown et al. (1989) $RMSE_{viés} = 20,47 \text{ Mg.ha}^{-1}$.

Tabela 3.7 - Viés da estimativa de biomassa acima do solo (BAS) por unidade amostral, em Mg.ha^{-1} , e idade das florestas secundárias localizadas próximas à área de estudo de Manaus.

Equação	Viés por idade (Mg.ha^{-1})				$\overline{viés}$ (Mg.ha^{-1})	$S_{viés}$ (Mg.ha^{-1})	$RMSE_{viés}$ (Mg.ha^{-1})	$RMSE_{\%}$
	12	16	20	34				
Brown et al. (1989)	-11,10	32,28	17,01	-14,89	5,82	22,66	20,47	13%
Chave et al. (2014)	-24,44	17,42	-5,74	-34,25	-11,75	22,76	22,95	15%
Chave et al. (2005)	-33,55	8,88	-14,50	-46,74	-21,48	24,18	30,00	19%
Nelson et al. (1999)	-29,42	8,94	-20,11	-61,54	-25,53	29,04	35,84	23%
Lima et al. (2012)	-31,51	11,15	-25,49	-69,44	-28,82	32,99	40,58	26%
Uhl et al. (1988)	-40,60	-5,69	-49,67	-101,23	-49,30	39,47	59,99	39%

Em Santarém, a equação que apresentou o melhor desempenho foi a de Chave et al. (2014), com $RMSE_{viés} = 54,33 \text{ Mg.ha}^{-1}$. Além disso, os erros médios quadráticos da estimativa foram bem superiores aos de Manaus, com valores em torno de $RMSE_{\%} \approx 50\%$.

Tabela 3.8 - Viés da estimativa de biomassa acima do solo (BAS) por unidade amostral, em Mg.ha⁻¹, e idade das florestas secundárias localizadas próximas à área de estudo de Santarém.

Equação	Viés por idade (Mg.ha ⁻¹)			$\overline{viés}$ (Mg.ha ⁻¹)	$S_{viés}$ (Mg.ha ⁻¹)	$RMSE_{viés}$ (Mg.ha ⁻¹)	$RMSE_{\%}$
	18	22	25				
Chave et al. (2014)	7,51	22,92	-17,96	4,16	20,65	54,33	49%
Chave et al. (2005)	-2,40	15,43	-25,89	-4,29	20,73	54,65	49%
Feldpausch et al. (2012)	-4,32	11,17	-30,55	-7,90	21,09	56,47	51%
Brown et al. (1989)	15,23	37,20	-5,37	15,69	21,29	58,84	53%
Overman et al. (1994)	5,41	22,47	-23,59	1,43	23,29	64,90	58%
Higuchi et al. (1998)	-5,90	-5,06	-46,00	-18,98	23,40	68,04	61%

Assim, as equações de biomassa acima do solo para as árvores vivas BAS_{viva} em Manaus e Santarém foram definidas pelo mais baixo $RMSE_{\%}$, que foram, respectivamente (BROWN et al., 1989; CHAVE et al., 2014) por Eq.(3.4) e Eq. (3.5):

$$BAS_{viva} = \exp(-2,41 + 0,9522 \cdot \ln(DAP^2 \cdot h \cdot \rho)) \quad (3.4)$$

$$BAS_{viva} = 0,0673 \cdot (\rho \cdot DAP^2 \cdot h)^{0,976} \quad (3.5)$$

Em que BAS é a biomassa seca acima do solo, em kg, DAP o diâmetro à altura do peito, em cm, ρ é a densidade básica da madeira, em g.cm⁻³ e h é a altura total, em metros, obtida por meio das equações hipsométricas ajustadas por grupo ecológico (Tabela 3.4).

3.5.2. Biomassa viva acima do solo das palmeiras (BAS_{palm})

A biomassa viva acima do solo das palmeiras (BAS_{palm}) foi estimada separadamente por gênero e nível de família, pois a variação nas dimensões destas espécies resulta em distintas magnitudes de erro. Por exemplo, espécies de sub-bosque como *Astrocaryum aculeatum* G.Mey. (Mumbaca), *Syagrus inajai* (Spruce) Becc. (Pupunha-brava), *S. coccoides* Mart. (Piririna), *Oenocarpus minor* Mart. (Bacabinha) e *Euterpe precatória* Mart. (Açaí-da-mata) são representadas por indivíduos de pequenas dimensões, tanto em diâmetro quanto em altura, enquanto outros membros da família Arecaceae como *Attalea maripa* (Aubl.) Mart. (Inajá), *A. speciosa* Mart. (Babaçu), *Astrocaryum vulgare* Mart. (Tucumã) e *Elaeis oleifera* (Kunth) Cortés (Caiaué)

Oenocarpus bacaba Mart. (Bacaba-leque) formam indivíduos de grande porte e podem representar uma parcela grande da BAS total.

Dessa forma, a biomassa seca acima do solo das palmeiras BAS_{palm} , em kg, será dada pelas seguintes equações, separadas por espécie, gênero ou família:

Astrocaryum aculeatum G.Mey., *Euterpe precatória* Mart., *Oenocarpus minor* Mart., *Syagrus inajai* (Spruce) Becc. e *S. coccoïdes* Mart. (Eq. (3.6)) (TIEPOLO et al.,2002):

$$BAS_{palm} = 0,3999 + 7,907.h \quad (3.6)$$

Astrocaryum vulgare Mart (Eq. (3.7)) (GOODMAN et al.,2013):

$$BAS_{palm} = 21,302.h \quad (3.7)$$

Attalea maripa (Aubl.) Mart. e *A. speciosa* Mart. (Eq. (3.8)) (GOODMAN et al.,2013):

$$BAS_{palm} = \exp(3,2579 + 1,1249.\ln(h + 1)) \quad (3.8)$$

Elaeis oleifera (Kunth) Cortés (Eq. (3.9)) (GOODMAN et al.,2013):

$$BAS_{palm} = (0,55512(h.DAP^2.\rho)^{0,25})^4 \quad (3.9)$$

Oenocarpus bacaba Mart. (Eq. (3.10)) (GOODMAN et al.,2013):

$$BAS_{palm} = \exp(4,5496 + 0,1387.h) \quad (3.10)$$

3.5.3. Biomassa morta em pé acima do solo (BAS_{morta})

A biomassa morta em pé acima do solo BAS_{morta} , em kg, foi calculada por distintas equações para os tocos, árvores quebradas e palmeiras. A biomassa dos tocos com altura inferior a 10 m foi calculada pelo produto do volume do cilindro em m^3 pela densidade média da madeira morta de $\rho = 0,342 \text{ g.cm}^{-3}$ (CUMMINGS et al., 2002). As palmeiras mortas foram calculadas pela equação (3.9), utilizando-se da densidade média do estipe morto de $\rho = 0,327 \text{ g.cm}^{-3}$ (CUMMINGS et al., 2002). As demais árvores mortas em pé foram calculadas pela equação (3.5) com densidade média de $0,342 \text{ g.cm}^{-3}$

(CUMMINGS et al., 2002) para as árvores intactas e de $0,28 \text{ g.cm}^{-3}$ para as parcialmente podres (KELLER et al., 2004).

3.6. Análise Fitossociológica

A análise fitossociológica foi realizada para a obtenção da estrutura horizontal e composição florística das FS em ambas as áreas de estudo. Além disso, o objetivo desta análise foi avaliar se há diferenças na riqueza e distribuição de espécies quanto às classes de intensidade de uso (CI) em ambas as áreas, conforme discutido na seção 2.1.

A suficiência amostral do inventário foi realizada com base na curva de espécie-área. Esta curva é construída plotando-se as parcelas no eixo das abscissas e o incremento do número de espécies no eixo ordenado. Assim, atinge-se a suficiência amostral quando o aumento no número de parcelas (área) não é seguido por um aumento significativo no número de novas espécies catalogadas. Além da curva de espécie-área, outros parâmetros fitossociológicos foram avaliados e incluem a densidade, dominância, frequência e valor de importância, bem como os índices de diversidade e equabilidade de espécies (Tabela 3.9).

A análise quantitativa dos parâmetros fitossociológicos em uma parcela aninhada é realizada pela média ponderada por área de cada subparcela medida. Assim, o fator de multiplicação para o hectare para os indivíduos arbóreos entre $5 \text{ cm} \leq \text{DAP} < 10 \text{ cm}$ foi de 10, para os indivíduos arbóreos entre $10 \text{ cm} \leq \text{DAP} < 20 \text{ cm}$ foi de 5 e para os indivíduos com $\text{DAP} \geq 20 \text{ cm}$ foi de 1,667.

As diferenças entre a riqueza de espécies e os índices de diversidade de Shannon-Weaver e de equabilidade de Pielou para cada CI foram realizadas pelo teste não paramétrico de Wilcoxon Mann-Whitney, com 95 % de confiança.

Tabela 3.9 - Parâmetros fitossociológicos. Fonte: Schneider e Finger (2000).

Parâmetro	Fórmula	Descrição
Densidade Absoluta	$DA = n$	Indica o número de indivíduos por espécie e área
Densidade Relativa	$DR = n/N.100$	Indica o número de indivíduos por espécie em relação a todos os indivíduos observados
Dominância Absoluta	$DoA = \Sigma g$	Indica a soma das áreas basais por espécie e área
Dominância Relativa	$DoR = g/G.100$	Indica a porcentagem da área basal por espécie em relação à área basal total
Frequência Absoluta	$FA = np/NP$	Indica a porcentagem de parcelas por espécie
Frequência Relativa	$FR = FA/\Sigma FA.100$	Indica a porcentagem espécies em relação à FA de todas as espécies
Índice de Valor de Importância	$IVI = DR+DoR+FR$	Indica a importância da espécie na comunidade vegetal
Índice de Riqueza	$S = \Sigma Nsp.$	Indica o número de total de espécies
Índice de diversidade de Shannon-Weaver	$H' = \Sigma n/N . \ln n/N$	Indica o grau de diversidade entre comunidades vegetais. Varia de 1 a 5 (maior diversidade).
Índice de equabilidade de Pielou	$J = H' / (\ln(S))$	Indica o grau de distribuição da diversidade de espécies, sendo 1 igualmente diversa e 0 a ausência de diversidade de espécies.
Índice de Similaridade de Jaccard	$Jac = (c/a+b-c).100$	Indica o grau de similaridade entre comunidades vegetais

Nota: n = nº de indivíduos por espécie, por hectare; N = nº total de indivíduos, ind.ha⁻¹; g = área basal por espécie, por hectare; G = área basal total por hectare, m².ha⁻¹; np = nº de parcelas com ocorrência da espécie; NP = nº total de parcelas; IVI = soma de densidade, dominância e frequências relativas por espécie, em %; Nsp. = nº de spp.; a = nº de spp. na parcela A; b = nº de spp. na parcela B; c = nº de spp. em A e B.

3.7. Modelagem de crescimento das FS

O objetivo da modelagem de crescimento das FS consistiu na obtenção da estimativa dos parâmetros biofísicos para a data correspondente à da imagem de Radar, bem como em prover as taxas de crescimento destes parâmetros por idade. Os parâmetros biofísicos empregados foram o diâmetro médio (DAP), altura total média (Ht), área basal (G) e o número de indivíduos por hectare (N), bem como o número de espécies por hectare (S). A BAS foi modelada à parte, pelo método não linear de efeitos mistos, conforme será visto a seguir.

O modelo de crescimento escolhido foi o de Chapman-Richards (Eq. 2.1), pois apresenta ampla utilização nas ciências florestais, além de ser bastante flexível a uma

gama de aplicações (HUANG et al. 2000; FELDPAUSCH et al. 2011; 2012). Os parâmetros do modelo foram ajustados para cada área de estudo por meio do método dos mínimos quadrados não lineares (DRAPER; SMITH, 1981). Para o caso da densidade, o modelo empregado foi o exponencial negativo (NEEFF; SANTOS, 2005) dado por (Eq. 3.11):

$$Y(t) = N + (N_0 - N) \cdot \exp^{-kt} + \varepsilon \quad (3.11)$$

Em que N_0 é a assíntota (número de indivíduos por hectare no $t = 0$) e \exp é o número irracional de Euler $e \approx 2,71828$, k é a taxa de decréscimo de N no tempo t e ε é o erro experimental.

Os dados de entrada para alimentar os modelos de crescimento são parte da meta-análise (seção 2.1), obtidos de FS em cronossequência, com idades variando de 1 a 42 anos, e localizados nas duas áreas de estudo (FELDPAUSCH et al., 2005; GEHRING et al. 2005; LUCKMAN et al., 1997; PRATES-CLARK, 2003; SANTOS et al., 2003; SILVA, 2014, SORRENSEN, 2000; STEININGER, 2000), juntamente com as parcelas medidas neste estudo.

Estes estudos variam conforme o tamanho, sítio, idade e metodologia de medida das FS, mas preservam a unidade de medida dos parâmetros biofísicos (ha) e foram realizados em condições ambientais similares (mesma localização geográfica) – 1º pressuposto do modelo. Esta alta variabilidade, contudo, resulta na dificuldade de convergência dos parâmetros nos modelos de crescimento; e uma solução simples consiste em fixar um dos parâmetros do modelo (ROBINSON; HAMANN, 2011). Por isso, assumiu-se um valor fixo para a assíntota (A , N ou N_0) de cada parâmetro biofísico e em cada área de estudo – 2º pressuposto do modelo (NEEFF; SANTOS, 2005). Estes valores máximos foram obtidos da literatura e correspondem ao valor médio observado nas florestas primárias adjacentes (Tabela 3.10).

O ajuste do modelo de Chapman-Richards foi avaliado pela significância e intervalo de confiança dos parâmetros, bem como pela análise da distribuição dos resíduos e pelo teste de *Breusch-Pagan* para a homocedasticidade dos resíduos (NETER et al., 1996).

Tabela 3.10 - Valores médios da assíntota dos parâmetros biofísicos para as Florestas Primárias de Manaus e Santarém.

Parâmetro biofísico	Assíntota (Manaus/Santarém)	Unidade	Referências
Diâmetro médio (DAP)	21,9/23,1	cm	4,7,11,12,13,14,15,18
Altura total média (Ht)	29,8/25	m	6,8,12,15,18,19
Área Basal média (G)	29,6/24,4	m ² .ha ⁻¹	1,3,5,8,10,12,15,17,18
Riqueza (S)	163/133	spp.ha ⁻¹	20
Densidade final (N)	612/433	indivíduos.ha ⁻¹	3,4,10,12,15,17,20
Densidade inicial (N ₀)	4500/2100	indivíduos.ha ⁻¹	15

Referências: (1) Baker et al. (2004); (2) de Castilho et al. (2006); (3) Chambers et al. (2001); (4) de Oliveira; Mori (1999); (5) Espírito-Santo (2003); (6) Filho et al. (2005); (7) Holm et al. (2014); (8) Hunter et al. (2013); (9) Malhi et al. (2006); (10) Marra et al. (2016); (11) Martins et al. (2015); (12) Milliken (1998); (13) Narvaes (2010); (14) Nascimento et al. (2002); (15) Neeff; Santos (2005); (16) Pyle et al. (2008); (17) Rankin de Moreira et al. (1992); (18) Silva (2014); (19) Suwa et al. (2013); (20) Vieira et al. (2004).

3.8. Modelagem de crescimento da Biomassa Acima do Solo

A modelagem da BAS foi realizada pelo modelo de Chapman-Richards, mas o método utilizado foi o modelo não linear de efeitos mistos (*NLME*). No *NLME*, o modelo a ser ajustado contém efeitos fixos e aleatórios que são incorporados ao modelo não linear de modo a minimizar a variância não explicada pelo modelo e são estimados usando o critério de máxima verossimilhança (PINHEIRO; BATES, 2000). Este método é frequentemente empregado quando se deseja avaliar o crescimento da floresta submetida a distintos tratamentos, como, por exemplo, dosagem de fertilizantes ou em diferentes condições edafoclimáticas (ROBINSON; HAMANN, 2011). O ajuste do *NLME* é um processo iterativo, porque a distinção entre os efeitos fixos e aleatórios não é precisa, havendo a necessidade da análise de resíduos, da análise da estrutura de correlação entre os parâmetros e dos intervalos de confiança entre os parâmetros *versus* fatores (PINHEIRO; BATES, 2000). Em muitos casos, os efeitos fixos e aleatórios são adicionados ou retirados iterativamente do modelo até que seja alcançado o resultado desejado (WEISKITTEL et al. 2011).

No *NLME*, a idade foi considerada o efeito fixo e a área de estudo e a classe de intensidade de uso, os efeitos aleatórios. Estes efeitos aleatórios são esperados por ser parte da estrutura da variância não explicada pelo modelo. Os modelos foram

comparados com e sem o uso dos efeitos mistos pelo teste de razão de verossimilhança (PINHEIRO; BATES, 2000).

A assíntota de BAS para Manaus e Santarém não foi fixada, pois o *NLME* não permite a entrada de múltiplas assíntotas. Por outro lado, permite-se inferir se há diferenças nos valores máximos de BAS ajustados com relação à área de estudo e às CI's.

3.8.1. Incremento corrente anual (ICA) e Incremento médio anual (IMA)

A partir do modelo ajustado, as taxas de crescimento das FS por área de estudo e CI's podem ser obtidas através das derivadas parciais do modelo. A curva de Incremento Corrente Anual (ICA) para cada parâmetro biofísico foi obtida por meio da derivada parcial de primeira ordem conforme a Figura 2.1 (PRETZSCH, 2009). O Incremento Médio Anual (IMA) foi obtido pela derivada de segunda ordem, ou simplesmente pela divisão do valor estimado pela idade correspondente.

A idade em que a taxa de crescimento das FS é máxima (máximo ICA), bem como quando ocorre o máximo incremento médio em cada área de estudo foi estimada de acordo com as curvas de ICA e IMA.

3.9. Dados de fontes externas

Conforme descrito na seção 3.2, outras fontes de dados foram utilizadas na análise de correlação e modelagem de BAS com os dados de Radar. Estas fontes externas são as parcelas de FS medidas por Lucas e Honzak (1993), em Manaus, e por Silva (2014), em Santarém. A justificativa de inserir parcelas não medidas neste estudo foi obter uma maior amostragem de campo, além de incluir amostras de FS em estágios iniciais, pois se sabe que há perda de sensibilidade quando a BAS é superior a 120-150 Mg.ha⁻¹.

O inventário florestal de Lucas e Honzak (1993) foi realizado em 13 parcelas de FS com idades de 4 a 16 anos, inseridas no contexto do projeto PDBFF, localizado ao norte de Manaus. O inventário consistiu na medição de todos os indivíduos arbóreos com DAP \geq 5 cm em uma parcela de dimensão 5 x 100 m, na FS com 4 anos de idade, e de 12 parcelas de 10 x 100 m, nas demais. As CI's, bem como o PUS e FC correspondentes

foram extraídas da série histórica de imagens de Carreiras et al. (2014). Os parâmetros biofísicos foram estimados utilizando-se a mesma metodologia descrita neste estudo, uma vez que os dados do inventário encontram-se disponíveis em Lucas e Honzak (1993).

O inventário de Santarém realizado por Silva entre 2012 e 2013 contemplam FS com idades de 1 a 23 anos. A idade a FC, o PUS e as CI's também foram extraídas da série histórica, por meio da sua respectiva posição geográfica na imagem. O método consistiu na coleta de 23 parcelas de dimensão 20 x 50 m para as FS com estágios iniciais e intermediários de sucessão (16 parcelas) e de dimensão 25 x 100 m para os estágios avançados de sucessão (7 parcelas). Os parâmetros biofísicos foram os descritos pelo autor, em que a BAS foi estimada pela equação desenvolvida por Uhl et al. (1988). O DAP mínimo mensurado foi de 5 cm.

3.10. Dados ALOS/PALSAR-2

O sistema sensor *Phased Array L-band Synthetic Aperture Radar-2* (PALSAR-2), a bordo do satélite de observação terrestre *Advanced Land Observing Satellite-2* (ALOS/PALSAR-2) foi lançado em maio de 2014 e representa a continuidade de um programa de observação da Terra desenvolvido pela Agência Espacial Japonesa com o uso de radares de abertura sintética (JAXA, 2015). O PALSAR-2 é o sucessor de outros dois sistemas SAR, em banda L, o *Japanese Earth Resource Satellite* (JERS-1), lançado em 1992, que ficou em funcionamento até 1998 e o PALSAR, lançado em 2006, que teve vida útil de 5 anos (JAXA, 2015).

O PALSAR-2 possui resolução nominal variando de 1-3 m a 100 m e faixa de imageamento variando de 25 km a 490 km no modo Spotlight e ScanSAR, respectivamente (Tabela 3.11, ROSENQVIST et al., 2014). O sistema de recepção de dupla entrada (as antenas de recepção são divididas em duas, à frente e atrás da linha de voo) permite que a faixa de imageamento seja ampla mesmo no modo de maior resolução (OKADA et al., 2013).

O ALOS/PALSAR-2 , em comparação ao seu antecessor, tem menor tempo de revisita (14 dias *versus* 46 dias) e permite operar em ambas as direções de visada (à direita e à esquerda da linha de voo), diminuindo o tempo de resposta ao monitoramento de desastres (SUZUKI et al., 2013; ROSENQVIST et al., 2014).

Tabela 3.11 - Características do sistema PALSAR-2.

Modo de Observação	Resolução	Faixa de imageamento	Largura de banda	Polarização	Ângulo de incidência	
<i>Strip map</i>	<i>Spotlight</i>	1 m (Az) x 3m (Rg)	25 x 25 km (Rg)	84 Mhz	SP	8- 70 °
	<i>Ultrafine</i>	3 m	50 km	84 Mhz	SP/DP	8- 70 °
	<i>High Sensitive</i>	6 m	70 km	42 Mhz	SP/DP/FP/CP	8- 70 °
	<i>Fine</i>	10 m	70 km	28 Mhz	SP/DP/FP/CP	8- 70 °
<i>Scan SAR</i>	<i>Nominal</i>	100 m (3looks)	350 km	14-28 Mhz	SP/DP	8- 70 °
	<i>Wide</i>	60 m (1,5 looks)	490 km	14 Mhz	SP/DP	8- 70 °

SP (*single polarization*): HH, VV ou HV; DP (*dual-polarization*): HH+HV ou VV+HV; FP (*full-polarization*): HH, HV, VH e VV; CP (*compact polarization*): modo experimental.

3.10.1. Pré-Processamento dos dados PALSAR-2

Duas cenas *full*-polarimétricas foram adquiridas para cada área de estudo no formato CEOS SAR, nível de processamento 1.1. (*Single Look Complex*) em alcance inclinado (*slant range*) e no modo *High Sensitive*. As datas de aquisição foram 04 e 18 de abril de 2016, em Manaus, e de 06 de Fevereiro de 2015, em Santarém (Tabela 3.12).

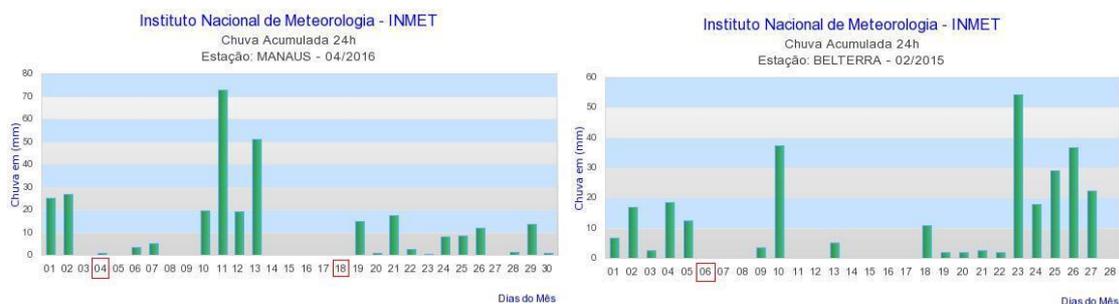
Sabe-se que a resposta de retroespalhamento registrado pelo sistema sensor é dependente da geometria de aquisição e das propriedades dielétricas dos alvos naturais (WOODHOUSE, 2006). Por isso, é necessário que as condições pluviométricas sejam verificadas na época de aquisição dos dados, uma vez que altos índices de pluviosidade podem elevar a constante dielétrica dos alvos e, por consequência, reduzir a correlação com a BAS (NGUYEN et al., 2016).

Tabela 3.12 - Parâmetros dos dados adquiridos pelo sistema sensor PALSAR-2 em ambas as áreas de estudo.

Parâmetro	Manaus		Santarém	
Frequência (MHz)	1236,5	1236,5	1236,5	1236,5
Pulso de frequência (Hz)	2595,908	2260,778	2320,863	2320,863
Fator de calibração (dB)	-83	-83	-83	-83
Cena (Órbita/ponto)	10069/7140	10276/7140	20382/23680	20382/23670
Modo de aquisição	HBQ	HBQ	HBQ	HBQ
Direção de aquisição	Direita	Direita	Direita	Direita
Nível de processamento	1.1	1.1	1.1	1.1
Resolução (Rg x Az)	2,86 x 2,8 m	2,86 x 3,215 m	2,86 x 3,13 m	2,86 x 3,13 m
Data de aquisição	4/4/2016	18/4/2016	6/2/2015	6/2/2015
Hora de aquisição	04:15	04:15	15:25	15:25
Órbita de aquisição	Ascendente	Ascendente	Descendente	Descendente
Ângulo de incidência (graus)	36,498	33,872	31,085	28,331
Tamanho (MB)	6794	5575	5275	5275
Nº linhas	25961	22609	23210	23210
Nº colunas	8576	8080	7448	7448

A Figura 3.6 apresenta a precipitação acumulada nas últimas 24 h na época de aquisição das imagens na estação meteorológica de Manaus e de Santarém (estação de Belterra/PA), respectivamente.

Figura 3.6 - Precipitação acumulada diária, em mm, no mês de aquisição das imagens ALOS/PALSAR-2, abril de 2016 e fevereiro de 2015 em Manaus e Belterra/PA, distante 45 km de Santarém, respectivamente.



O retângulo vermelho destaca a data de aquisição das imagens utilizadas no estudo.

Fonte: INMET (2017).

A precipitação acumulada na data de aquisição e na data anterior à aquisição dos dados sobre a área de Manaus foi praticamente nula. Em Santarém, por outro lado, a precipitação foi superior a 10 mm na data anterior à aquisição dos dados. A baixa

precipitação acumulada na data anterior, contudo, não deve causar maiores problemas relativos ao aumento da constante dielétrica, haja vista a elevada evaporação (cerca de $3,5 \text{ mm.dia}^{-1}$) nesta época do ano.

Além do problema decorrente da chuva acumulada na data de aquisição de dados, as ondas eletromagnéticas transmitidas pelos sistemas passivos de Radar sofrem dupla ionização ao passar pela ionosfera, ida e volta, causando o efeito conhecido como rotação de Faraday (LEE; POTTIER, 2009).

A rotação de Faraday é um fenômeno que resulta na rotação do plano de polarização e é linearmente proporcional ao componente de campo magnético com relação à direção de propagação das ondas eletromagnéticas. Este fenômeno afeta a condição de reciprocidade para o caso monostático, resultando em mudanças na fase, efeitos de *cross-talk*, distorções geométricas e na perda de sensibilidade polarimétrica para discriminação de alvos (MEYER et al., 2008; MOHANTY et al., 2016).

O ângulo de rotação de Faraday (*one-way*) é dado por (TITHERIDGE, 1972; WRIGHT et al., 2003) (Eq. 3.12):

$$\Omega [\text{rad}] = \frac{k}{f^2} \cdot B \cdot \cos(\Psi) \cdot \sec(\theta) \cdot \text{TEC} \quad (3.12)$$

Em que k é a constante de valor $2,365 \times 10^4$, B é o fluxo de densidade magnética, em Tesla, f a frequência de onda, em Hertz, ψ o ângulo entre o campo magnético e a onda de radar, em radianos, θ o ângulo de incidência, em radianos. TEC é o conteúdo eletrônico total, em elétrons por metro quadrado, e é dependente do dia e hora do ano, da localização geográfica e do grau de atividade solar (MORIYAMA, 2007).

Os ângulos da rotação de Faraday foram calculados por (3.12) para cada uma das cenas e estão descritos na Tabela 3.13. Os valores de TEC foram obtidos do site: <http://www2.inpe.br/climaespacial> e o valor de B do site: <https://www.ngdc.noaa.gov/>.

O conteúdo eletrônico total (TEC) para a data de aquisição da imagem de Santarém foi bastante elevado (7x maior do que em Manaus), o que resultou em um ângulo de

rotação de Faraday de aproximadamente 15° no plano de polarização de onda transmitida e de cerca de 30° considerando a onda transmitida e recebida.

Segundo Wright et al. (2003), ângulos de rotação superiores a sete graus podem reduzir a acurácia nas estimativas dos parâmetros biofísicos da vegetação. Sendo assim, procedeu-se a correção da rotação de Faraday apenas para os dados de Santarém, cena ALOS2038223670-150206, que possui maior valor calculado de do ângulo de Faraday. Espera-se que o efeito da correção seja semelhante se procedido nas demais cenas e em Manaus.

Tabela 3.13 - Parâmetros de entrada para o cálculo da rotação de Faraday em cada cena ALOS/PALSAR-2 .

Cena	Manaus		Santarém	
	ALOS 100697140- 160404	ALOS 102767140- 160418	ALOS 2038223680- 150206	ALOS 2038223670- 150206
Ω [°]	2,53	2,51	14,47	15,00
Ω [rad]	0,0441	0,0438	0,2525	0,2619
k	23650	23650	23650	23650
f^2 [Hz]	1,5E+18	1,5E+18	1,53E+18	1,53E+18
B [T]	2,6E-05	2,6E-05	2,51E-05	2,51E-05
θ [rad]	0,6370	0,5912	0,5425	0,4944
$\psi = (\theta - \alpha)$ [rad]	0,5069	0,4613	0,4783	0,4260
α [rad]	0,1302	0,1299	0,0642	0,0685
TEC [el/m ²]	1E+17	1E+17	7E+17	7E+17
$\sec(\theta)$ [rad]	1,2440	1,2044	1,1677	1,098
$\cos(\psi)$ [rad]	0,8743	0,8955	0,8878	0,8802

A correção do ângulo de Faraday é dada pela seguinte transformação de similaridade na matriz de espalhamento [S] (FREEMAN; SAATCHI, 2004) (Eq. 3.13):

$$\begin{bmatrix} M_{hh} & M_{hv} \\ M_{vh} & M_{vv} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \cos \Omega & \sin \Omega \\ -\sin \Omega & \cos \Omega \end{bmatrix} \cdot \begin{bmatrix} S_{hh} & S_{hv} \\ S_{vh} & S_{vv} \end{bmatrix} \cdot \begin{bmatrix} \cos \Omega & \sin \Omega \\ -\sin \Omega & \cos \Omega \end{bmatrix} \quad (3.13)$$

Em que M_{pq} é a componente de espalhamento após a correção da rotação de Faraday, S_{pq} a componente da matriz de espalhamento e Ω é o ângulo da Rotação de Faraday, em graus. O termo complexo $e^{j\Phi}$ pode ser ignorado em (3.13), exceto no caso da análise de dados interferométricos (FREEMAN; SAATCHI, 2004).

Como não existe na literatura metodologia específica que justifique a realização da correção de Faraday, a resposta radiométrica e polarimétrica das FS e FP foi comparada com os dados originais – sem correção, a fim de verificar a influência da rotação de Faraday na resposta destes alvos para a cena analisada ALOS2038223670-150206.

Os parâmetros utilizados foram o coeficiente de retroespalhamento nas três polarizações (HH, VV e HV=VH), as três componentes de espalhamento de Freeman e Durden (superficial, volumétrica e *double-bounce*) e a entropia e o ângulo alfa médio de Cloude e Pottier (1997). Logo, se as mudanças na resposta radiométrica e polarimétrica dos alvos florestais forem expressivas após a correção, a correção de Ω será realizada em todas as demais cenas.

3.10.2. Resposta dos alvos florestais após a correção da Rotação de Faraday

Os cálculos da estimativa da rotação de Faraday da Tabela 3.13 foram confirmados com os valores de Ω estimados através da imagem pela operação de Freeman e Saatchi (2004). Os valores médios da rotação de Faraday em toda a cena de Santarém ALOS2038223680-150206 foram elevados, de $2\Omega = 19,3^\circ \pm 4,32^\circ$; e de $2\Omega = 5,12^\circ \pm 1,11^\circ$ para a cena ALOS100697140-160404 de Manaus. Estes valores foram consistentes com os calculados pela Tabela 3.13 e, por conseguinte, utilizados para a correção da rotação de Faraday *pixel-a-pixel* em toda a cena de Santarém.

Após a correção de Faraday, houve uma tendência em diminuir os valores de σ° em todas as polarizações, com diferença inferior a 1 dB para os coeficientes de retroespalhamento dentre os principais alvos florestais (Tabela 3.14). Este valor é superior à estabilidade radiométrica estimada de 0,22 dB para refletores de canto localizados na floresta Amazônica e de 0,41 dB de acurácia do próprio sensor (SHIMADA et al., 2009; JAXA, 2015).

Tabela 3.14 - Parâmetros radiométricos e polarimétricos dos alvos florestais sem e com a correção da rotação de Faraday para a cena ALOS2038223670-150206.

Alvo	$\sigma^{\circ} hh$ (dB)	$\sigma^{\circ} hv$ (dB)	$\sigma^{\circ} vv$ (dB)	Pd	Ps	Pv	H	α
Sem correção								
FP	-8,40	-9,95	-8,11	0,0073	0,0070	0,3898	0,947	49,67
FS AV	-8,71	-11,00	-8,84	0,0144	0,0116	0,3284	0,935	47,98
FS INT	-8,73	-11,28	-9,15	0,0160	0,0168	0,3050	0,927	47,81
FS INI	-10,83	-16,60	-11,61	0,0198	0,0637	0,1034	0,791	37,79
Com correção								
FP	-8,97	-9,95	-8,94	0,0026	0,0001	0,3563	0,974	54,56
FS AV	-9,40	-11,01	-9,52	0,0053	0,0013	0,3079	0,966	53,65
FS INT	-9,42	-11,27	-9,81	0,0101	0,0045	0,2858	0,959	53,04
FS INI	-11,65	-16,64	-12,32	0,0241	0,0348	0,1025	0,855	48,64
Diferença								
FP	0,937	1,001	0,907	0,0047	0,0070	0,0335	-0,027	-4,89
FS AV	0,927	0,999	0,928	0,0091	0,0103	0,0205	-0,031	-5,68
FS INT	0,927	1,001	0,933	0,0059	0,0122	0,0192	-0,032	-5,23
FS INI	0,929	0,998	0,943	-0,0042	0,0289	0,0010	-0,064	-10,85

FP – florestas primárias. FS AV, FS INT e FS INI – florestas secundárias avançadas, intermediárias e iniciais, respectivamente. Pd, Ps e Pv são as componentes de espalhamento de Freeman e Durden e H e α são a entropia e ângulo alfa médio de Cloude e Pottier.

Segundo Wright et al. (2003), o efeito de redução da rotação de Faraday é menor na polarização paralela do que nas polarizações cruzadas, por conta do maior desequilíbrio de canal (*channel imbalance*) neste último. Por exemplo, a redução de $\sigma^{\circ} hh$ nas FP de Rio Branco/AC foi inferior a 1 dB com Ω de até 20° (*one-way*) e de 2 dB para $\sigma^{\circ} hv$ com $\Omega \approx 19,3^{\circ}$ (*one-way*). Considerando a acurácia de retorno de sinal de 0,5 dB para o canal HV (PALSAR), que possui maior correlação com a BAS, o ângulo de Faraday não deveria ser superior a $\Omega = 8,3^{\circ}$ (*one-way*) (WRIGHT et al., 2003).

Apesar da redução nos valores dos coeficientes de retroespalhamento, o resultado da correção manteve-se consistente em todos os atributos e classes de floresta. Por isso, a caracterização e a modelagem de crescimento das FS não devem ser comprometidas (Tabela 3.14).

Com relação aos atributos polarimétricos, a correção do ângulo de rotação resultou na redução das componentes de espalhamento de Freeman e Durden, semelhante ao observado por Mohanty et al. (2016), no entanto, houve um aumento consistente nos valores de entropia e ângulo alfa médio (α) de Cloude e Pottier.

Por se tratar de uma correção angular, a rotação no ângulo de polarização deve afetar primariamente as decomposições polarimétricas que resultem em ângulos, a exemplo do ângulo α médio ou as decomposições de Touzi. Este efeito foi verificado na resposta polarimétrica do ângulo alfa médio (Tabela 3.14), que apresentou aumento significativo em todas as classes de floresta após a correção, inclusive com valores que se aproximam do espalhamento do tipo *double-bounce* ($\alpha > 50$) para as FP e FS em estágios avançados de sucessão (LEE; POTTIER, 2009). Por estes motivos, a correção do ângulo de Faraday não foi empregada, pois a resposta polarimétrica dos alvos florestais poderia ser comprometida, principalmente, no que concerne aos atributos polarimétricos angulares.

3.10.3. Processamento dos dados PALSAR-2

O processamento das imagens consistiu nos seguintes procedimentos: calibração, *multilooking*, filtragem, extração dos atributos derivados das matrizes de covariância e de coerência, obtenção dos parâmetros oriundos das decomposições polarimétricas e ortorretificação das imagens. Cada uma das etapas será descrita a seguir.

3.10.3.1. Calibração

A conversão dos números digitais (ND) para o coeficiente de retroespalhamento σ° (sigma-naught, em dB) nas quatro polarizações HV=VH pode ser realizada pela (Eq. 3.14) (JAXA, 2015):

$$\sigma^{\circ}_{slc} = 10 \cdot \log_{10} (I^2 + Q^2) + CF1 - A \quad (\text{para nível de processamento 1.1}) \quad (3.14)$$

Em que I e Q são a imagem em fase e quadratura de fase da imagem complexa (SLC), respectivamente. CF1 é o coeficiente de calibração e tem o valor de 83 dB (SD: 0,406 dB) e A = 32 dB (JAXA, 2015).

3.10.3.2. *Multilooking*

A reamostragem na direção de azimute da imagem pelo processo de *multilook* é uma etapa realizada para produzir imagens com dimensões geométricas regulares, além de reduzir o efeito de *speckle* (WOODHOUSE, 2006). Em todas as imagens, o fator de

reamostragem em alcance (*range*) e azimute foi fixado em 1:2, resultando em uma resolução espacial nominal de aproximadamente 6,25 m.

3.10.3.3. Filtragem polarimétrica

No processo de filtragem, uma etapa fundamental é a seleção da dimensão de filtro apropriada e consiste no balanço entre a perda de informação espacial e a redução de *speckle*. Em geral, filtros de dimensões maiores tendem a suavizar o *speckle*, enquanto filtros menores preservam as informações texturais (LEE; POTTIER, 2009). A redução deficiente do *speckle* pode produzir erros na estimativa da informação polarimétrica e consequentemente do parâmetro físico obtido (LOPÉZ-MARTÍNEZ; FÁBREGAS, 2003).

Em sistemas SAR com resolução nominal superior a 20 m, a acurácia na discriminação de diferentes alvos florestais não apresenta aumento significativo utilizando-se filtros com dimensão superiores a 5x5 (WOZNIAK et al., 2016; PEREIRA et al., 2016). O resultado da classificação com o aumento da janela de filtro, porém, é mais significativo para dados com maior resolução espacial (SUN et al., 2016; WOZNIAK et al., 2016).

Com o advento dos sistemas SAR de alta resolução espacial, na ordem de magnitude de 10-30 vezes o comprimento de onda, os modelos conceituais de filtros que envolvem a natureza multiplicativa de *speckle* podem não ser adequados à filtragem das imagens com reduzidos espalhadores em uma única célula de resolução (LEE; POTTIER, 2009). Este tem sido um campo recente de pesquisa de radares polarimétricos de alta resolução espacial (FOUCHER; LOPÉZ-MARTÍNEZ, 2014; SUN et al., 2016).

3.10.3.4. Avaliação da filtragem polarimétrica

Como o processo de filtragem é uma etapa essencial do processamento SAR e resulta em mudanças nas características radiométricas e polarimétricas dos dados, duas abordagens serão utilizadas como critério de avaliação deste processo: i) Adequação da fragmentação das áreas x dimensão da janela de filtro e ii) Comparação de distintos modelos conceituais de filtros polarimétricos (a descrição dos filtros polarimétricos encontra-se no Apêndice A.1.3.1). Este processo foi realizado apenas na cena

ALOS2038223680-150206. Espera-se que o comportamento da influência da dimensão do filtro e do modelo conceitual de filtro seja o mesmo, independente da localização geográfica e do dia de aquisição da imagem.

As respostas de diferentes dimensões de filtros foram avaliadas pelo coeficiente de determinação (R^2) envolvendo as variáveis BAS e o coeficiente de retroespalhamento ($\sigma^0 = \text{dB}$) em escala logarítmica nas três polarizações (HH, VV e HV=VH). O objetivo foi encontrar a escala ótima de dimensão da janela de filtro, obtida pelo maior valor de R^2 nas três polarizações. O filtro *Refined Lee*, que é mais empregado na literatura, foi utilizado com janelas de dimensão variando de 3x3 a 21x21 pixels, juntamente com a imagem *multilook* sem aplicação de filtro (testemunha). Normalmente, o aumento da janela de filtro aumenta a correlação com os dados devido ao processo de suavização da informação radiométrica. Para evitar que este processo ocorra indiscriminadamente, o critério de escolha de dimensão ótima foi o máximo crescimento relativo do aumento da correlação com o aumento da janela de filtro, dado por: $CR = \ln(R^2_n) - \ln(R^2_{n-1}) / n - 1$. Em que CR é o crescimento relativo de R^2 em cada n aumento da dimensão da janela de filtro.

De posse da dimensão de janela apropriada no processo de filtragem, seis modelos conceituais de filtros polarimétricos foram avaliados (Apêndice A.1.3.1): *BoxCar*, *Refined Lee*, *Sigma Lee* Melhorado, IDAN, SMB e MB (LEE; POTTIER, 2009).

O critério de avaliação será um conjunto de estatísticas que visam à conservação dos três princípios básicos do processo de filtragem (LEE; POTTIER, 2009), conforme discutido na seção A.1.3.1. Estas estatísticas serão aplicadas apenas para a classe das FS, com o intuito de obter a melhor caracterização do alvo em estudo.

A conservação da informação espacial (i) será obtida de três parâmetros radiométricos (FOUCHER; LOPÉZ-MARTÍNEZ, 2014): o coeficiente de determinação R^2 entre o retroespalhamento e a BAS nos canais HH e HV, o viés do coeficiente de retroespalhamento σ_{bias} no canal HH e o número de looks equivalentes ENL (*Equivalent Number of Looks*). Os parâmetros serão avaliados em termos do viés

relativo da classe, à exceção do *ENL*, que é dado em termos absolutos. O viés é dado pela equação (FOUCHER; LOPÉZ-MARTÍNEZ, 2014) (Eq. 3.15):

$$\Delta_{x,\mathcal{F}} = \left| \frac{x - \hat{x}}{x} \right| \quad (3.15)$$

Em que x é o parâmetro da imagem sem filtragem e \hat{x} é o parâmetro estimado para dado filtro \mathcal{F} . Os parâmetros são obtidos pelo valor da mediana das classes. O uso da mediana é justificado para eliminar a presença de *outliers* e a dependência das medidas de dispersão no processo de filtragem (FOUCHER; LOPÉZ-MARTÍNEZ, 2014). Assim, quanto menor o viés, melhor será a conservação dos atributos polarimétricos.

O *ENL* é obtido pela razão entre o desvio padrão da intensidade e a sua média em determinado conjunto de pixels, e está relacionado diretamente ao processo de *multilook* (LEE; POTTIER, 2009) (Eq. 3.16):

$$ENL(I) = \frac{1}{\beta^2}; \quad \beta = \frac{\text{desvio padrão}}{\text{média}} \quad (3.16)$$

Apenas a polarização HH será utilizada como critério de avaliação do σ^0 e *ENL*, de modo a evitar a redundância de informações. Quanto maior o *ENL*, melhor será a redução de *speckle* no processo de filtragem (LEE; POTTIER, 2009).

A conservação da informação entre os canais polarizados (ii) será dada pelo viés da magnitude e do módulo da componente real do coeficiente de correlação complexo entre os canais co-polarizados HH e VV (Eq.(2.17), A.1.3.1). O valor de ρ é uma medida do grau de coerência polarimétrica de um alvo e varia entre zero (incoerente) e um (completamente coerente). A alta coerência significa que o conhecimento de uma polarização permite-nos prever o comportamento da outra. A magnitude $|\rho|$ é um indicador do grau de despolarização entre os canais, sendo um, completamente polarizado e zero completamente despolarizado (WOODHOUSE, 2006).

Por fim, a conservação dos atributos polarimétricos (iii) será dada pelo viés do valor de entropia (H) e do ângulo alfa médio ($\bar{\alpha}$) da decomposição de Cloude e Pottier.

Na tentativa de unificar medidas com diferentes escalas de grandeza, a distância Euclidiana foi utilizada como critério de similaridade entre as múltiplas medidas (Eq. 3.17):

$$dl(\Delta_{x,\mathcal{F}}) = \sqrt{\sum_{\mathcal{F}}^x (\Delta_{x,\mathcal{F}} - 1)^2} \quad (3.17)$$

Os parâmetros $\Delta_{x,\mathcal{F}}$ foram normalizados para $P = (0,1)$ em que 1 representa o melhor resultado e 0, o pior. Quanto menor a distância Euclidiana entre o ponto ótimo no hiperplano, melhor será o resultado da filtragem.

3.10.3.5. Filtragem polarimétrica do *speckle*

Conforme o esperado, o processo de aumento sucessivo da dimensão da janela de filtro resultou em maior correlação com a BAS, considerando o R^2 médio entre as polarizações, variando de 3 x 3 *pixels* a 19 x 19 *pixels* (Tabela 3.15). Porém, o valor de R^2 apresentou comportamento diferente conforme a polarização utilizada. Na co-polarização horizontal HH, observou-se a tendência de aumento do valor de R^2 com o aumento da janela, provavelmente, resultado da suavização da rugosidade e heterogeneidade do dossel, uma vez que este atributo responde superficialmente com a vegetação.

Tabela 3.15 - Coeficientes de determinação (R^2) entre os valores de retroespalhamento e a biomassa com o aumento na dimensão da janela de filtro (lnBAS x dB).

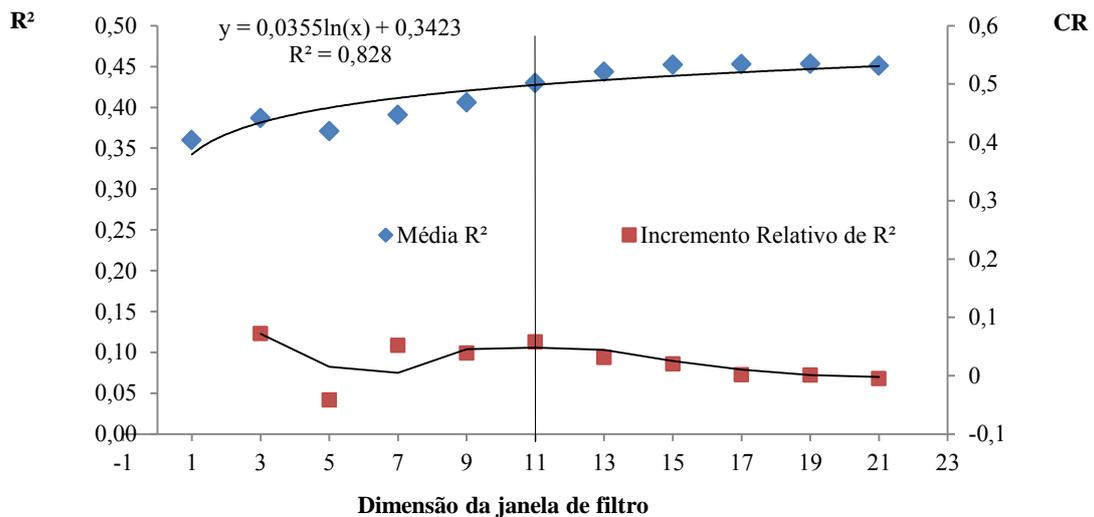
Dimensão do filtro (<i>pixels</i>)	R^2 hh	R^2 hv	R^2 vv	Média R^2
Sem filtro	0,1097	0,5445	0,4251	0,3598
3x3	0,1745	0,5725	0,4126	0,3865
5x5	0,1555	0,5217	0,4350	0,3707
7x7	0,1771	0,5175	0,4767	0,3904
9x9	0,2092	0,5250	0,4830	0,4057
11x11	0,2474	0,5502	0,4920	0,4299
13x13	0,4721	0,5669	0,2907	0,4432
15x15	0,4734	0,5638	0,3190	0,4521
17x17	0,4854	0,5587	0,3138	0,4526
19x19	0,4964	0,5505	0,3123	0,4531
21x21	0,5114	0,5314	0,3095	0,4508

Por outro lado, na co-polarização vertical VV, o valor de R^2 atinge o máximo com a janela de dimensão 11x11 *pixels*. Após, observa-se um decréscimo de R^2 , que se mantém estável com o aumento da janela. Há, portanto, uma perda significativa de sensibilidade quanto a este atributo, embora as causas não tenham sido investigadas. Como este atributo interage com as estruturas verticais presentes na floresta, o aumento da dimensão do filtro resulta na redução da variância de espalhamento do tipo *double-bounce*, provavelmente causada por uma mistura de espalhadores dominantes.

Já a polarização cruzada HV não apresentou grandes mudanças nos valores de R^2 com relação ao aumento do tamanho da janela de filtro, haja vista que esta polarização é uma resposta da despolarização causada pela orientação aleatória dos múltiplos espalhadores presentes no dossel.

A dimensão da janela ótima foi de 11 x 11 *pixels*, calculada pelo crescimento relativo de R^2 entre filtros de diferentes dimensões (Figura 3.7). Esta dimensão foi considerada como um equilíbrio (*trade-off*) entre o ganho obtido pelo aumento indiscriminado da janela de filtro e a perda de informações radiométricas relevantes causada pela suavização.

Figura 3.7 - Distribuição dos coeficientes médios de determinação entre o valor de retroespalhamento nas polarizações HH, HV e VV e a BAS para cada dimensão de filtro (eixo principal).



Crescimento Relativo (CR) de R^2 para cada mudança na dimensão da janela de filtro em *pixels* (eixo secundário).

Fonte: Produzido pelo autor

Nota-se pela Figura 3.7 que há duas estruturas de correlação espacial entre os dados de radar e os dados de campo, uma com a janela de filtro de dimensão 3x3 *pixels* e outra com janela de dimensão de 11x11 *pixels*. A razão para isso pode ser descrita pela escala de observação do fenômeno. Os dados de campo são oriundos de duas bases, as parcelas medidas por Silva (2014) de dimensão 20 x 50 m (0,1 ha) e as obtidas neste trabalho, de dimensão 60 x 100 m (0,6 ha). No processo de filtragem, a estimativa do ruído *speckle* é realizada na matriz de coerência dentro do filtro de dimensão, que variou de 3x3 *pixels* ($A = 3 \times 6,25 \text{ m}^2 = 0,03 \text{ ha}$) a 23 x 23 *pixels* ($A = 23 \times 6,25 \text{ m}^2 = 2,06 \text{ ha}$). Logo, a primeira estrutura de correlação é observada com a janela de $A = (3 \times 6,25 \text{ m})^2 = 351,6 \text{ m}^2$, semelhante à dimensão das parcelas medidas por Silva (2014); e a outra é observada com a janela de $A = (11 \times 6,25 \text{ m})^2 = 4.726,6 \text{ m}^2$, que é bastante próxima à área das parcelas medidas neste estudo.

A partir desta janela de 11x11 *pixels*, os seis diferentes modelos conceituais de filtros foram comparados entre si com o intuito de melhor caracterizar os alvos florestais (descritos na seção A.1.3.1). A menor distância Euclidiana (*dl*) entre os múltiplos parâmetros normalizados foi obtida com o *Refined-Lee*, confirmando sua robustez em conservar o máximo de informação possível com significativa redução de *speckle* (Tabela 3.16). Lee et al. (2015) destacam que para aplicações como estimativa de biomassa, estimativa de rugosidade superficial e extração de umidade do solo, filtros simples como o *BoxCar* e o *Refined Lee* são preferíveis, pois preservam bem as informações radiométricas na cena. De fato, por se tratar apenas da classe floresta, estes dois filtros obtiveram o melhor resultado (Tabela 3.16).

Tabela 3.16 - Parâmetros obtidos pelo processo de filtragem com diferentes modelos conceituais e janela de dimensão de 11x11 *pixels*.

Filtro	R^2_{HH}	R^2_{HV}	ENL	Viés $\sigma^{\circ} hh$	Viés $ \rho hhvv$	Viés $\rho hhvv$	Viés α	Viés H	<i>dl</i>
Sem Filtro	0,11	0,54	2,74						
<i>BoxCar</i>	0,29	0,63	136,58	-0,02	0,62	-0,09	-1,81	0,01	0,76
RL	0,25	0,55	79,83	0,07	0,63	-0,05	-1,81	0,00	0,72
SL	0,20	0,56	18,68	0,05	0,58	-0,06	-1,72	0,01	1,02
IDAN	0,15	0,58	13,97	0,05	0,55	-0,13	-1,65	0,01	0,95
SMB	0,22	0,62	88,33	-0,01	0,62	-0,07	-1,81	0,01	0,79
MB	0,29	0,63	136,58	-0,02	0,78	0,36	-1,88	-0,05	0,92

Nota: $R^2 = \ln \text{BAS} \times \text{dB}$, ENL = número de looks equivalentes, σ° - coeficiente de retroespalhamento sigma Nought, $|\rho|$ - magnitude do coeficiente de correlação complexo, ρ - módulo do coeficiente de correlação complexo, α - ângulo alfa médio de Cloude e Pottier, H - entropia, dl = distância Euclidiana. Filtros: *Refined Lee* (RL), *Sigma Lee* (SL), *Intensity-driven-adaptative-neighborhood* (IDAN), *Scattering Model-Based* (SMB) e *Model-Based* (MB).

Os resultados obtidos pelo R^2 , pelo ENL e pelos vieses foram bastante distintos, o que confirma que cada filtro apresenta melhor resultado em conservar apenas um dos três princípios básicos do processo de filtragem de Lee e Pottier (2009), e não todos. Por exemplo, o *Model-Based* (MB) e *BoxCar* preservam bem as informações radiométricas dos alvos, dados pelos parâmetros R^2 , ENL e Viés de $\sigma^\circ hh$, mas apresentam alto *cross-talk* entre os canais polarimétricos. Os filtros *Sigma Lee* e IDAN, por sua vez, apresentam boa conservação da informação polarimétrica e entre os canais polarimétricos, mas baixa conservação da informação radiométrica.

O uso de diferentes filtros polarimétricos resultou em distintas relações com a BAS, uma vez que cada um deles é adequado para conservar determinadas informações (LEE; POTTIER, 2009). Este é um campo de pesquisa que merece maior atenção, haja vista que as referências com o uso de diferentes filtros envolvem apenas abordagens com propósitos de classificação (LÓPEZ-MARTÍNEZ; FÀBREGAS, 2003; FARAGE et al., 2006; HELMY; EL-TALWEEL, 2016; WOZNIAK et al., 2016).

3.10.4. Extração dos atributos polarimétricos e decomposições polarimétricas

Diversos atributos foram extraídos das matrizes de coerência e de covariância com a finalidade de caracterizar a estrutura das FS e relacioná-los com os parâmetros biofísicos, em ambas às áreas de estudo, os quais estão descritos na Tabela 3.17. A teoria física das decomposições polarimétricas descritas na Tabela 3.17 encontram-se detalhadamente no Apêndice A.1.4.

Tabela 3.17 - Atributos polarimétricos empregados na análise.

Matriz de entrada	Nº atrib.	Atributos	Referência
C3	9	I_C11, I_C12imag, I_C12real, I_C13imag, I_C13real, I_C22, I_C23imag, I_C23real, I_C33	Woodhouse (2006)
C3	3	Freeman_Dbl, Freeman_Odd, Freeman_Vol	Freeman e Durden (1998)
C3	2	$\rho_{hh-vv}, \rho_{hh-vv} $	Woodhouse (2006)
C3	3	Neumann_mDelta, Neumann_phDelta, Neumann_tau	Neumann (2009)
C3	3	VanZyl_Dbl, VanZyl_Odd, VanZyl_Vol	van Zyl (1993)
C3	4	Yamaguchi_Dbl, Yamaguchi_Hlx, Yamaguchi_Odd, Yamaguchi_Vol	Yamaguchi et al. (2005)
C3	4	Bhattacharya_Dbl, Bhattacharya_Hlx, Bhattacharya_Odd, Bhattacharya_Vol	Bhattacharya et al. (2015)
C3	5	MCSM_Dbl, MCSM_DblHlx, MCSM_Odd, MCSM_Vol, MCSM_Wire	Zhang et al. (2008)
C3	4	Singh_Dbl, Singh_Hlx, Singh_Odd, Singh_Vol	Singh et al. (2013)
S, T3	16	TVSM_alpha_s, TVSM_alpha_s1, TVSM_alpha_s2, TVSM_alpha_s3, TVSM_phi_s, TVSM_phi_s1, TVSM_phi_s2, TVSM_phi_s3, TVSM_psi_s, TVSM_psi_s1, TVSM_psi_s2, TVSM_psi_s3, TVSM_tau_s, TVSM_tau_s1, TVSM_tau_s2, TVSM_tau_s3	Touzi (2004)
T3	9	T11, T12imag, T12real, T13imag, T13real, T22, T23imag, T23real, T33	Woodhouse (2006)
T3	15	A, H, α , β , λ , γ , δ , p_1 , p_2 , p_3 , HA, H_A, $\lambda_1, \lambda_2, \lambda_3$	Cloude e Pottier (1997)
T3	9	T11_H, T12imag_H, T12real_H, T13imag_H, T13real_H, T22_H, T23imag_H, T23real_H, T33_H	Huynen (1970)
T3	9	T11_C, T12imag_C, T12real_C, T13imag_C, T13real_C, T22_C, T23imag_C, T23real_C, T33_C	Cloude (1986)
T3	9	T11_B, T12imag_B, T12real_B, T13imag_B, T13real_B, T22_B, T23imag_B, T23real_B, T33_B	Barnes-Holm (1988)
T3	6	ES, ES_norm, ES_I, ES_I_norm, ES_P, ES_P_norm	Réfrégier e Morio (2006)
T3	4	SERD, SERD_norm, DERD, DERD_norm	Allain et al. (2005)
T3	1	PH - pedestal height	Durden et al. (1990)
T3	1	FP - fração de polarização	Ainsworth et al. (2000)
T3	1	RVI	van Zyl (1992)
C3	3	VSI, BMI, CSI	Pope et al. (1994)
C3	1	RFDI	Saatchi et al. (2011)
C3	1	span (Pt)	Woodhouse (2006)
C3	2	Rpp, Rpc	Henderson e Lewis (1998)
C3	1	Forest	Nguyen et al. (2016)

Os atributos que não estão detalhados em A.1.4 são:

- a) O índice de degradação de radar (*Radar Forest Degradation Index*) de Saatchi et al. (2010) (Eq. (3.18)):

$$RFDI = \frac{\sigma_{hh}^0 - \sigma_{hv}^0}{\sigma_{hh}^0 + \sigma_{hv}^0}, \quad (3.18)$$

O RFDI foi designado para avaliar a perda de BAS decorrente da degradação florestal, que é sentida pelo aumento da importância relativa do termo (σ_{hh}^0) referente ao espalhamento superficial. Também é menos sensível aos erros decorrentes da calibração e de variações na topografia.

b) Os três índices de Pope et al. (1994) (Eq. (3.19)):

$$BMI = \frac{\sigma_{hh}^0 + \sigma_{vv}^0}{2}; VSI = \frac{\sigma_{hv}^0}{\sigma_{hv}^0 + BMI}; CSI = \frac{\sigma_{vv}^0}{\sigma_{vv}^0 + \sigma_{hh}^0}, \quad (3.19)$$

Segundo Pope et al. (1994), estes índices são menos sensíveis às variações topográficas e representam as respostas de superfícies vegetadas de forma linear, a partir do conhecimento prévio dos mecanismos de espalhamento. Por exemplo, o BMI (*Biomass Index*) é um indicador da quantidade relativa de biomassa do tronco com relação à biomassa foliar, pois é calculado pela importância relativa do retroespalhamento das polarizações paralelas *hh* e *vv* (espalhamento superficial e *double-bounce*, respectivamente). O VSI (*Vegetation Scattering Index*) é uma medida da despolarização de sinal com relação à média de resposta de polarização paralela (*BMI*). Logo, o VSI é sensível aos múltiplos espalhadores no dossel e é atenuado pela presença de clareiras e do retroespalhamento do solo sob o dossel. Pode ser considerado um indicador da espessura e densidade destes múltiplos espalhadores presentes no dossel (POPE et al., 1994). O CSI (*Canopy Structure Index*) mede a importância relativa do retroespalhamento da polarização vertical com relação à horizontal, ou seja, a contribuição do tronco com relação aos espalhadores horizontais do dossel.

c) As razões de polarizações paralela e cruzada (HENDERSEN; LEWIS, 1998)

$$\text{(Eq. 3.20): } Rpp = \frac{\sigma_{vv}^0}{\sigma_{hh}^0}, Rpc = \frac{\sigma_{hv}^0}{\sigma_{hh}^0} \text{ e}; \quad (3.20)$$

O *Rpp* é semelhante ao CSI e é dado pela razão entre o retroespalhamento vertical e horizontal, logo, se $Rpp > 1$, o espalhamento dominante é do tipo *double-bounce* e se $Rpp < 1$, *odd-bounce*. O *Rpc* é dado pela razão entre o retroespalhamento cruzado e horizontal. Logo, $Rpc > 1$ representa maior contribuição volumétrica em relação à superficial.

d) O coeficiente de retroespalhamento da floresta (NGUYEN et al., 2016) (Eq.

$$321): \sigma_{forest}^0 = \sigma_{hv}^0 + \sigma_{hh}^0 \cdot \frac{\sigma_{hh}^0}{\sigma_{hv}^0} \quad (3.21)$$

Segundo os autores, este índice é derivado do modelo simplificado de espalhamento de múltiplas camadas de nuvens EWCM (*Extended Water Cloud Model*), que foi adaptado às áreas florestais (POOLLA et al., 2013). A vantagem do método consiste em não apresentar a saturação do sinal para altos valores de BAS e ter um significado físico na resposta do índice (NGUYEN et al., 2016).

3.10.5. Geocodificação

Posteriormente à calibração e extração dos atributos polarimétricos foi realizada a geocodificação (ortorretificação) da imagem pela operação conhecida como *Range-Doppler Terrain Correction*. Este processo realiza a ortorretificação da imagem SAR, juntamente com a transformação precisa de *slant-range* para *ground-range* com o uso de um Modelo Digital de Elevação (MDE) (CURLANDER, 1982; SMALL e SCHUBERT, 2008).

O modelo rigoroso de geocodificação *Range-Doppler* é baseado no efeito *Doppler*, cujo retorno do pulso EM sofre deslocamento na frequência que é proporcional à velocidade de deslocamento relativo entre o sensor e o alvo na superfície da Terra, dado por Eq. (3.22) (CURLANDER, 1982):

$$f_{DC} = \frac{2}{\lambda R} (\vec{V}_s - \vec{V}_t) \cdot (\vec{R}_s - \vec{R}_t) \quad (3.22)$$

Em que λ é o comprimento de onda, f_{DC} é o deslocamento Doppler da frequência, R é o alcance inclinado (*slant-range*) entre o alvo e o sensor, V_s e V_t são os vetores velocidade do sensor e alvo, respectivamente e R_s e R_t são os vetores de posição do sensor e alvo, respectivamente. Os parâmetros desconhecidos são os vetores posição e velocidade do sensor SAR em função do tempo, bem como a frequência *Doppler* central da imagem (KARJALAINEN, 2007).

Os vetores posição e velocidade dos pontos de controle \vec{V}_t e \vec{R}_t são desconhecidos, mas podem ser obtidos de um modelo de correção topográfica que relaciona um *pixel* \vec{P} (P_x , P_y) da imagem bruta com um ponto da superfície representativa da Terra. Estes parâmetros de entrada são oriundos de um modelo de elipsoide de revolução (λ , Φ , H), como o WGS-84, acrescido de uma altitude do terreno h oriundo do MDE por (3.23) (MURA, 2001; COSTA et al., 2007):

$$\vec{P}(P_x, P_y) = f(\lambda, \Phi, H) = \frac{p_x^2 + p_y^2}{(a+h)^2} + \frac{p_z^2}{(b)^2} \quad (3.23)$$

Onde a e b são os semieixos maior e menor do elipsoide de revolução, respectivamente e h , a altura do pixel em relação ao elipsoide. Por fim, o retroespalhamento em alcance inclinado β^0 é transformado em alcance do terreno normalizado para dado ângulo de incidência local θ_i obtido do MDE por (KELLNDORFER et al., 1998; WOODHOUSE, 2006): $\sigma^0 = \frac{\beta^0}{\text{sen}\theta} \cdot (\text{sen}\theta_i / \text{sen}\theta)$.

Esta operação de correção do terreno *Range-Doppler*, além de obter uma geocodificação precisa, reduz os efeitos topográficos na estimativa dos coeficientes de retroespalhamento, que são fortemente relacionados com a BAS (BISPO et al., 2014; MERMOZ et al., 2015).

3.11. Correlação entre os dados polarimétricos e os parâmetros biofísicos

Em uma primeira análise, o conjunto de dados polarimétricos foi utilizado para avaliar se há diferenças entre as FS de cada área de estudo. Testa-se, portanto, a hipótese se as diferenças florísticas e estruturais entre as FS são detectáveis por diferenças nas respostas polarimétricas registradas pelo sensor. Para evitar que as diferenças na resposta polarimétricas sejam exclusivas de uma determinada classe de sucessão ou idade, apenas as FS com BAS superiores a $150 \text{ Mg}\cdot\text{ha}^{-1}$ foram utilizadas, totalizando um subconjunto de 50 parcelas entre Manaus (39) e Santarém (11).

Para reduzir a dimensionalidade dos dados aplicou-se um algoritmo de seleção de variáveis “*CFS filter*”, proposto por Hall (1999), o qual fora implementado em R no

pacote *FSelector* (ROMANSKI; KOTHOFF, 2014). Segundo os autores, o *CFS* (*Correlation-based Feature Selection*) é um algoritmo que seleciona um subconjunto de atributos baseando-se nos coeficientes de correlação e no conceito de entropia da informação. As métricas de Yang e Pedersen (1997), como o ganho de informação e o teste de qui-quadrado (χ^2), são utilizadas para medir o grau de associação entre a classe e os atributos, assim como a inter-relação entre os atributos. Neste caso, nem sempre o atributo que apresenta maior coeficiente de correlação será escolhido para formar o subconjunto de atributos (PARIMALA; NALLASWAMY, 2011). O melhor subconjunto de dados é formado pelos atributos que possuem alta correlação e maior ganho de informação com a classe e que possuam também baixa correlação entre si (HALL, 1999).

O conjunto de dados foi aleatorizado em 10 subconjuntos pelo processo de validação cruzada *leave-one-out* e o resultado do melhor subconjunto de atributos polarimétricos foi gerado. Os atributos que aparecerem em 90% dos casos foram utilizados como critério de seleção. O comportamento dos atributos quanto à área de estudo foi observado por meio de gráficos de dispersão, histogramas de frequência e testes paramétricos e não paramétricos entre amostras independentes e não pareadas, conforme a distribuição dos dados.

Na segunda análise, o conjunto de atributos polarimétricos foi utilizado para testar a hipótese de separação das FS quanto às CI's. Espera-se que as diferenças estruturais observadas entre florestas que sofreram distintos níveis de intensidade de uso sejam detectáveis pelos atributos polarimétricos, fornecendo um ganho de informação na hora de modelar a BAS.

A seleção dos melhores atributos de Radar foi realizada pelo algoritmo *CFS* e o critério de seleção de 90 % pela validação cruzada. Os melhores atributos foram avaliados como potenciais à separação das classes de intensidade por meio de testes paramétricos e não paramétricos, bem como pelos gráficos de dispersão. Estes foram utilizados para caracterizar as FS quanto às CI's, caso informações sobre o histórico de uso não fosse

disponível. A análise de caracterização foi feita separadamente em cada uma das áreas de estudo.

3.12. Modelos de regressão para a estimativa de BAS por polarimetria SAR

A avaliação da relação entre a BAS e os diversos atributos polarimétricos foi realizada por meio de análises de regressão em cada área de estudo e envolveu quatro métodos distintos de análise frequentemente empregados na literatura: i) modelos lineares múltiplos; ii) modelos não-lineares; iii) modelos não-lineares de efeitos mistos e iv) modelo semi-empírico.

A avaliação do melhor modelo de regressão em cada um dos quatro métodos propostos foi realizada por meio dos seguintes critérios e análises estatísticas, definidas por Neter et al. (1996) e descritas como: i) a significância e intervalo de confiança dos parâmetros da regressão, ii) a distribuição dos resíduos padronizados oriundos da regressão para verificar a presença de possíveis *outliers*; iii) o critério de informação de Akaike (AIC); e iv) o teste de *Breusch-Pagan* para testar a homocedasticidade dos resíduos.

A validação dos modelos de regressão, por sua vez, foi avaliada por meio da distribuição e coeficiente de determinação (R^2) entre os valores preditos pela regressão e os valores oriundos das amostras de validação, pela raiz do desvio quadrático médio da predição (HASTIE et al., 2009): $RMSEP = \sqrt{viés^2 + \sigma_{viés}^2}$. Adicionalmente, a distribuição dos desvios da predição foi apresentada para cada modelo e hipótese nula do desvio (viés) da estimativa ser igual à zero (sem tendência) foi analisada pelo teste t .

A seleção do melhor método de análise de regressão dentre os quatro testados foi dada pelo mais baixo valor de *AIC* e pelo menor erro da estimativa na validação cruzada (*RMSEP*).

Como o número de parcelas foi limitado para a separação em amostras de treinamento e de validação, realizou-se o método de aleatorização de variáveis *bootstrapping* com 100 repetições, mantendo a separação de 80 % para amostras de treinamento e de 20 % para validação.

3.12.1. Modelo de regressão linear múltiplo

Modelos de regressão linear múltiplos foram empregados com sucesso para a modelagem das BAS em FS e FP da Amazônia Brasileira por Narvaes (2010), Saatchi et al. (2011), Martins (2012) e Silva (2013) e Bispo (2014). No modelo de regressão linear múltipla, a variável dependente BAS (Y) é estimada por múltiplas variáveis independentes (X) oriundas das cenas de Radar por uma relação linear entre estas variáveis (Eq. 3.24):

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_{i1} + \beta_2 X_{i2} + \dots + \beta_{p-1} X_{i,p-1} + \varepsilon_i \quad (3.24)$$

Em que Y_i é o valor da BAS na i -ésima observação em Mg.ha^{-1} , $\beta_0, \beta_1, \dots, \beta_{p-1}$ são os parâmetros do modelo e $X_{i,p-1}$ são as $p-1$ variáveis explicativas do modelo na i -ésima observação e ε_i é o erro aleatório com média $E\{\varepsilon_i\} = 0$ e variância $\sigma^2\{\varepsilon_i\} = \sigma^2$.

O ajuste do modelo linear múltiplo é dado pelo método dos mínimos quadrados lineares (*OLS*). A análise foi realizada utilizando-se o pacote de seleção exaustiva de variáveis “*glmulti*” Calcagno (2013) implementado em R. A seleção do modelo foi realizada pelo critério de *AIC*, em que os modelos com diferença de *AIC* < 2 são escolhidos, e o melhor é determinado pelos pesos dados ao conjunto de variáveis explicativas no modelo. Quanto maior o peso, maior é a contribuição de cada variável na estimativa.

Como o número de variáveis preditoras é muito superior ao de observações (NETER et al., 1996), o que incorreria em erros no ajuste dos modelos e a não convergência dos parâmetros, dois critérios de seleção de variáveis foram empregados. O número de variáveis de entrada no modelo foi de seis, pois segundo Neter et al. (1996) deve-se ter, no mínimo, seis observações para cada variável explicativa. O número de amostras de treinamento foi de $N=33$ e $N = 34$ para Manaus e Santarém, respectivamente.

No primeiro critério, os maiores coeficientes de correlação com a BAS foram utilizados como variáveis explicativas no modelo. No segundo, o critério de seleção foi obtido pelo algoritmo de seleção de variáveis *CFS*, descrito anteriormente (HALL, 1999). Apesar de gerar uma série de modelos pelo critério de *AIC*, apenas o melhor dentre eles

foi utilizado a título de comparação. A multicolineariedade entre as variáveis explicativas foi efetuada pelo fator de inflação da variância – *VIF*. Segundo Neter et al. (1996), valores de $VIF > 10$ apresentam problemas de multicolinearidade, i.e., quando as variáveis apresentam autocorrelação. Neste caso, o desempenho do modelo é melhorado por resultar em um maior valor de R^2_{aj} ou *AIC* por exemplo, mas como resultado, são gerados altos erros médios da estimativa.

3.12.2. Modelo de regressão não linear

Os modelos não lineares comumente empregados na literatura envolvem a relação logarítmica entre a BAS (*Y*) e uma única variável independente (*X*), normalmente o coeficiente de retroespalhamento, devido à natureza de saturação do sinal para altos valores de biomassa (SANTOS et al., 2002; SANTOS et al., 2003; MITCHARD et al., 2009; ENHGHART et al., 2013). O modelo de regressão não linear é dado por Eq. (3.25):

$$Y_i = E(Y_i|X_i) + \varepsilon_i = f(X_i, \theta_i) + \varepsilon_i \quad (3.25)$$

Em que a média das *i*-ésimas observações $E(Y_i|X_i)$ dependem de X_i , por meio de uma função de *kernel* médio de $f(X_i, \theta_i)$; X_i é a variável explicativa que pode ter um ou mais componentes e θ_i é o vetor de parâmetros. ε_i é o erro aleatório com média $E\{\varepsilon_i\} = 0$ e variância $\sigma^2\{\varepsilon_i\} = \sigma^2/w$ pelo método dos mínimos quadrados não lineares. Para muitas aplicações práticas, w , que é o peso dado à variância, é igual a um.

Além do modelo logarítmico, o modelo de Chapman-Richards foi empregado para a estimativa da BAS em ambas as áreas de estudo. Segundo Mitchard et al. (2011) e Mermoz et al. (2014), os modelos com três parâmetros apresentam resultados superiores aos de apenas dois. O ajuste dos modelos não lineares foi realizado pelo pacote “nls” do R.

3.12.3. Modelo de regressão não linear de efeitos mistos

O modelo de regressão não linear de efeitos mistos (*NLME*) foi utilizado com o propósito de avaliar a inserção das CI's na estimativa de BAS através do modelo de

Chapman-Richards. Neste modelo, o atributo polarimétrico foi a variável independente com efeito fixo, a classe de intensidade de uso, o efeito aleatório ou fator e a variável dependente a BAS. A análise de desempenho do modelo seguiu a mesma proposta da modelagem de crescimento com o uso do *NLME* (seção 3.7).

3.12.4. Modelo não linear semi-empírico (*EWCM*)

O modelo não linear semi-empírico (*Extended Water Cloud Model - EWCM*) é uma adaptação do modelo de transferência radiativa desenvolvido por Attema e Ulaby (1978) que expressa a relação entre o sinal retroespalhado pelos múltiplos elementos de espalhamento em um meio homogêneo horizontal, as gotas d'água presente nas nuvens. Posteriormente, Bharadwaj et al. (2015) propuseram modificações no modelo para relacionar o retroespalhamento com os múltiplos espalhadores presentes na floresta.

Segundo o modelo *EWCM*, as ondas EM incidentes são resultado da energia parcialmente refletida diretamente pela vegetação e da energia transmitida nas camadas inferiores da vegetação, que sofrem atenuação (múltiplos espalhadores). Assim, o coeficiente de retroespalhamento de uma área florestal é resultado dos coeficientes de retroespalhamento oriundos da vegetação, do solo, e da interação solo-tronco, dado por Eq. (3.26):

$$\sigma_{for}^o = (1 - A)\sigma_{gr}^o + A\sigma_{gr}^o T_{tree} + A\sigma_{veg}^o(1 - T_{tree}) + (1 - A)\sigma_{gs}^o + A\sigma_{gs}^o T_{tree} \quad (3.26)$$

Em que σ_{for}^o é o coeficiente de retroespalhamento da floresta, em dB, σ_{gr}^o é o coeficiente de retroespalhamento do solo oriundo das aberturas no dossel (*canopy gaps*), em dB; σ_{gs}^o é o retroespalhamento oriundo da interação solo-tronco, em dB, A é fração de área de floresta iluminada pelo Radar e T_{tree} é transmissividade resultante das árvores em duas direções (ida e volta) e $(1 - A)$ é a fração de área não coberta pela floresta.

O termo T_{tree} é a quantidade de energia total transmitida para as camadas inferiores do dossel, expressa como a atenuação exponencial inversa por metro “ α ” do produto de duas direções em uma camada florestal de espessura “ h ”, como $T_{tree} = e^{-\alpha h}$ (SANTORO et al., 2003). Assim, a equação 3.26 pode ser expressa por (3.27):

$$\sigma_{for}^o = \sigma_{gr}^o(1 - A)Ae^{-\alpha h} + A\sigma_{veg}^o(1 - e^{-\alpha h}) + A\sigma_{gs}^o(1 - A)Ae^{-\alpha h} \quad (3.27)$$

Em que a transmissividade proveniente da floresta em duas direções pode ser descrita por $T_{for} = (1 - A)Ae^{-\alpha h}$, e está relacionada à quantidade de espalhadores presentes na área, em uma relação empírica com a BAS por (KUMAR et al., 2012) (Eq. 3.28):

$$\sigma_{for}^o = \sigma_{gr}^o e^{-\beta BAS} + \sigma_{veg}^o(1 - e^{-\beta BAS}) + \sigma_{gs}^o e^{-\beta BAS} \quad (3.28)$$

Em que BAS é a biomassa acima do solo, em $Mg \cdot ha^{-1}$, e β é o coeficiente empírico de atenuação em função da BAS.

Os coeficientes de retroespalhamento resultantes do solo, vegetação e da interação solo-tronco podem ser substituídos pelos mecanismos de espalhamento superficial, volumétrico e *double-bounce*, respectivamente, não correlacionados entre si, e resultantes da decomposição polarimétrica de Freeman e Durden ou de Yamaguchi, por exemplo. Logo, invertendo o modelo (3.28), a BAS pode ser modelada por meio dos mecanismos de espalhamento pela seguinte equação (3.29):

$$BAS = -\frac{1}{\beta} \left[\ln \frac{(P - P_v)}{(P_s - P_v + P_d)} \right] \quad (3.29)$$

Em que P é a potência total representada pela soma dos três mecanismos de espalhamento, P_v é o espalhamento volumétrico e representa o retroespalhamento do dossel florestal σ_{veg}^o , P_s é o espalhamento superficial e está relacionado ao retroespalhamento direto do solo σ_{gr}^o e P_d é o espalhamento *double-bounce* resultante do retroespalhamento da interação solo-tronco (BHARADWAJ et al., 2015).

O ajuste do modelo e a estimativa dos parâmetros serão os mesmos realizados pelo modelo não linear através do pacote “nls” implementado em R. Os mecanismos de espalhamento utilizados serão oriundos das decomposições polarimétricas que obtiverem maior correlação com a BAS.

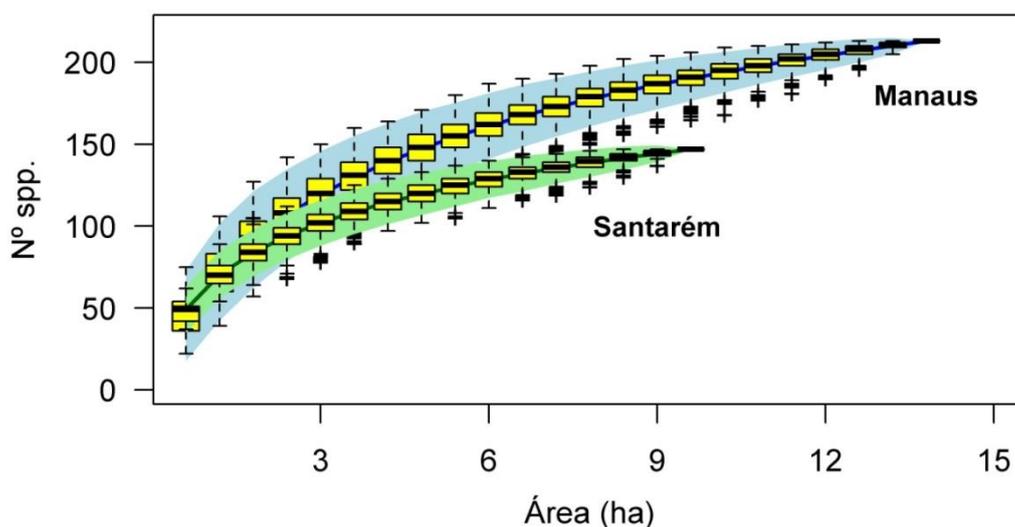
4 RESULTADOS E DISCUSSÕES

4.1. Característica florística e estrutural por área de estudo

Em 13,8 hectares foram encontrados 7.729 indivíduos nas FS de Manaus, dos quais 54% dos indivíduos pertencem às espécies pioneiras (P), 30% pertencem às espécies secundárias iniciais (SI), 10% às espécies secundárias tardias (ST) e os restantes pertencem aos indivíduos mortos ou não identificados. Os indivíduos amostrados estão divididos em 53 famílias (22/29/29 P/SI/ST) e 213 espécies botânicas (47/70/94 P/SI/ST).

Uma forma simples de avaliar a suficiência do inventário se dá pela curva de espécie-área, na qual o número de novas espécies diminui gradativamente com o aumento do número de parcelas ou área. Observa-se pela Figura 4.1 que houve suficiência amostral de espécies por área. A partir da 17ª parcela, foram observadas três novas espécies por parcela, mas o desvio padrão das permutas aleatórias (*boxplot* da Figura 4.1) foi substancialmente reduzido após a 20ª parcela, indicando baixa contribuição do número de novas espécies a cada nova parcela.

Figura 4.1 - Curva do acúmulo de espécies e área nas parcelas aninhadas das florestas secundárias de Manaus e Santarém.



O polígono de fundo azul representa o intervalo de confiança para o nível de $\alpha = 0,05$ e o *boxplot* a distribuição aleatória de 1000 permutas aleatórias.

Fonte: Produzido pelo autor.

O índice de Shannon (H') observado em Manaus foi de $H' = 3,67$, que é considerado um valor intermediário de entropia e é característico de FS com até 30 anos de idade (PRATES-CLARK, 2004). Para as FP adjacentes são encontrados valores superiores, tais quais $H' = 4,67$ e $H' = 5,11$ (VIEIRA et al., 2004; OLIVEIRA et al., 2008). A equabilidade de Pielou calculada foi de $J = 0,68$ e representa uma distribuição moderadamente uniforme de indivíduos entre espécies.

Em Santarém, foram mensurados 4.262 indivíduos em 9,6 hectares, dos quais, 39% dos indivíduos pertencem às espécies pioneiras, 42% pertencem às secundárias iniciais e 19% às secundárias tardias. Os indivíduos estão separados botanicamente em 45 famílias (18/26/23 P/SI/ST) e 147 espécies taxonômicas (35/53/57 P/SI/ST). O fato de Santarém conter 30 % menos espécies do que Manaus pode advir do tamanho da área amostral (30% menor). Por exemplo, Silva (2014) observou mais de 200 espécies arbóreas na mesma área de estudo em 11,25 hectares. A menor riqueza de espécies nas FP de Santarém é reconhecida na literatura (VIEIRA et al., 2004) e, apesar do menor número de espécies nas FS de Santarém, houve suficiência amostral (Figura 4.1).

O índice de diversidade de Shannon calculado foi de $H' = 4,02$ e a equabilidade de Pielou foi de $J = 0,81$ nas FS de Santarém. Semelhantes valores foram observados nas FS do entorno da Flona do Tapajós por Espírito-Santo et al. (2005), que foram de $H' = 4,09$ e $J = 0,81$ para diversidade e equabilidade de espécies, respectivamente.

Estes índices mostram resultados contrastantes com relação às FS de Manaus, porque a diversidade de espécies (H') foi menor em Manaus, mas Santarém apresentou menor riqueza de espécies. Observou-se que em Manaus há um número maior de espécies raras, com menor distribuição espacial, diminuindo os valores de H' e, conseqüentemente, de J . Por outro lado, em Santarém, há alguns grupos de indivíduos que cumprem a mesma função ecológica e que possuem ampla distribuição geográfica, aumentando os valores destes índices.

O índice de similaridade de Jaccard entre as áreas de estudo foi de apenas $Jac = 0,13$. Este valor demonstra ser baixa a similaridade de espécies entre as áreas de estudo, com

espécies em comum em apenas 13 % dos casos (42 spp.), além de 171 espécies exclusivas de Manaus e 104 espécies exclusivas de Santarém.

As cinco principais espécies em termos de índice de valor de importância (IVI) em Manaus foram: i) *Vismia cayennensis* (Jacq.) Pers. (12%); ii) *Goupia glabra* Aubl. (7,4%); iii) *Bellucia dichotoma* Cogn. (6,1%); iv) *Vismia guianensis* (Aubl.) Pers. (4,5%) e; v) o grupo das árvores mortas (4,5%), representado principalmente pela mortalidade dos espécimes de *Cecropia* spp. Estas espécies são reconhecidas por rapidamente colonizar as áreas abandonadas por corte raso em Manaus e possuem vida curta, inferior a 30 anos (LUCAS et al., 2002; WIELAND et al., 2011).

Em Santarém, as cinco espécies com maior IVI foram: i) *Attalea speciosa* Mart. (8,6%); ii) *Guatteria poeppigiana* Mart. (5,4%); iii) *Crudia glaberrima* (Steud.) J.F.Macbr. (4,9%); iv) *Astrocaryum aculeatum* G.Mey. (4,3%) e; v) *Inga rubiginosa* (Rich.) DC. (4%). *G. poeppigiana* e *Inga* spp. são espécies observadas nas FS em estágio intermediários e avançados de sucessão (NARVAES, 2010; SILVA, 2014), sendo a primeira uma das espécies mais importantes desta região (ESPÍRITO-SANTO, 2003; LUCKMAN et al., 1997; PRATA, 2007).

As espécies com maior IVI foram completamente diferentes em Santarém em termos ecológicos, sendo representadas por duas palmeiras (*A. speciosa* e *A. aculeatum*) e três espécies pertencentes ao grupo das espécies secundárias (*C. glaberrima*, *A. aculeatum* e *I. rubiginosa* SI|SI|ST), enquanto em Manaus as quatro espécies mais importantes pertencem ao grupo das pioneiras. As palmeiras são observadas com mais frequência nas áreas abertas do entorno da FLONA do Tapajós (ESPÍRITO-SANTO, 2003), mas são negligenciadas das análises por conta da difícil mensuração dos seus estipes. O alto diâmetro relativo de *A. speciosa* aumentou sua importância no povoamento, apesar da baixa frequência relativa.

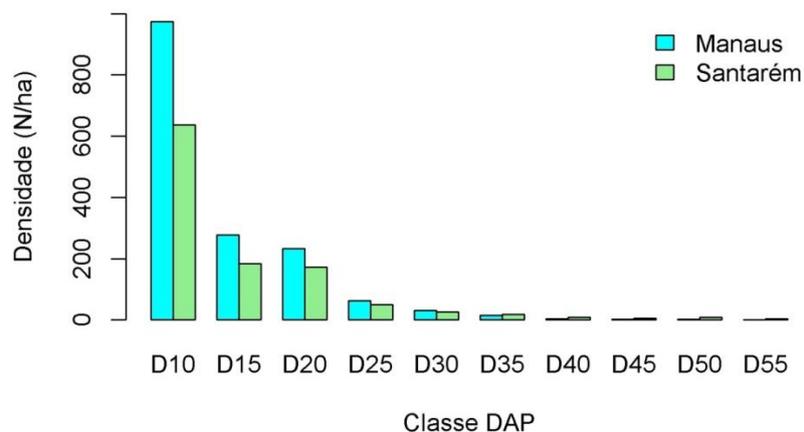
As famílias mais importantes em número de indivíduos em Manaus foram Hypericaceae (1782), Melastomataceae (1381) e Goupiaceae (750). Em Santarém, foram as famílias Fabaceae Mimosoideae (509), Fabaceae Caesalpinoideae (423) e Annonaceae (397). Quanto ao número de espécies por família, as famílias mais abundantes em Manaus

foram Fabaceae Mimosoideae (19), Euphorbiaceae (14), Annonaceae (13) e F. Faboideae (13), enquanto em Santarém as famílias com maior número de espécies foram F. Faboideae (11), F. Mimosoideae (11), F. Caesalpinoideae (10) e Moraceae (10). A família Fabaceae é reconhecida como uma das famílias mais abundantes da região amazônica (TER STEEGE et al., 2006).

As FS de Santarém demonstram ter diferentes trajetórias de sucessão com relação às FS de Manaus, pois a importância de espécies secundárias tardias é maior. Isto reflete também nos maiores valores dos índices de diversidade de espécies em Santarém, uma vez que as espécies secundárias apresentam menor frequência de indivíduos, se comparadas às pioneiras. O crescimento relativo de altura foi distinto entre as áreas de estudo e dentre os grupos ecológicos. As FS de Manaus apresentaram maior crescimento relativo de altura nas espécies pioneiras, enquanto em Santarém, as espécies secundárias apresentaram ritmo maior (CASSOL et al., 2017).

Diferenças estruturais foram observadas entre as FS de Manaus e Santarém, sendo que a densidade de indivíduos com DAP ≥ 5 cm foi de 1.879 ± 450 ind.ha⁻¹ em Manaus, em média, contra 1.400 ± 330 ind.ha⁻¹, em Santarém (*t-test*: $t = -3,54$, $df = 37$, $p\text{-valor} < 0,0005$). A frequência de indivíduos de grande porte tende a ser maior na região de Santarém (Figura 4.2).

Figura 4.2 - Densidade de indivíduos arbóreos por classe de diâmetros das florestas secundárias de Manaus e Santarém, em número de indivíduos por hectare.



Nota: D10 refere-se ao diâmetro médio da classe 10: $7,5 \leq D10 < 12,5$, e assim, sucessivamente.

Fonte: Produzido pelo autor.

Vieira et al. (2004) também observaram a existência de maior densidade de indivíduos nas FP de Manaus com relação às FP de Santarém, e que este comportamento se repete nas FS. Em ambas as áreas, a densidade de indivíduos por classes de diâmetro apresentou a distribuição típica de florestas inequidâneas que possui a forma de “J” invertido. Os parâmetros estruturais das FS de Manaus e Santarém estão descritos nas Tabelas 4.1 e 4.2.

Tabela 4.1 - Parâmetros estruturais das Florestas Secundárias nas parcelas aninhadas de Manaus.

Parcelas	Idade (anos)	DAP (cm)	Ht (m)	G (m².ha⁻¹)	ρ (m³.cm⁻³)	BAS total (Mg.ha⁻¹)	% BAS viva	% BAS palm	% BAS morta
Adv_11_new1	28	16,5	16,6	28,9	0,56	194,4	96,2%	2,4%	1,5%
Adv_11_new2	34	18,6	18,5	27,4	0,60	241,0	93,9%	5,2%	0,9%
Adv_12_2	20	16,8	16,7	24,3	0,60	188,4	98,5%	1,4%	0,2%
Adv_12_4	19	11,2	11,1	26,4	0,54	162,5	97,8%	0,0%	2,2%
Adv_22_18	16	12,5	12,5	21,7	0,52	139,9	98,9%	0,0%	1,1%
Adv_22_8	19	12,6	12,1	24,0	0,51	138,3	93,2%	0,0%	6,8%
Adv12_3	16	15,5	21,1	42,3	0,54	160,5	74,2%	20,0%	5,8%
Adv12_5b	22	17,6	17,6	28,8	0,60	227,8	96,1%	1,5%	2,4%
Adv12_7b	22	12,3	12,4	16,3	0,55	105,0	94,6%	0,9%	4,5%
Adv12_9	17	10,0	11,4	20,2	0,55	103,2	85,1%	13,0%	1,9%
Adv21_3	26	18,5	18,4	22,1	0,61	178,2	99,5%	0,3%	0,2%
Adv22_1	19	14,6	14,7	20,2	0,56	135,6	98,2%	0,0%	1,8%
Adv22_19	16	18,3	18,2	24,7	0,51	163,2	98,1%	0,0%	1,9%
Adv22_2	22	14,1	14,0	19,5	0,57	137,5	97,2%	0,0%	2,8%
Adv22_3	21	14,6	15,1	21,4	0,53	129,1	94,3%	0,0%	5,7%
Int_12_7	12	11,2	11,2	16,0	0,56	100,4	100,0%	0,0%	0,0%
Plot_10	26	17,0	17,1	24,8	0,58	179,3	95,6%	0,8%	3,7%
Plot_11	34	18,4	18,6	27,0	0,61	225,8	89,4%	5,1%	5,5%
Plot_12	26	18,0	18,1	23,1	0,62	186,2	97,3%	1,9%	0,7%
Plot_2	28	17,7	17,7	23,0	0,58	169,0	96,8%	1,7%	1,5%
Plot_26	28	15,7	15,7	31,3	0,61	232,6	97,7%	0,0%	2,3%
Plot_27	28	15,1	15,1	25,1	0,59	182,8	95,8%	3,9%	0,3%
Plot_29b	28	15,9	15,8	24,9	0,59	180,5	95,7%	1,5%	2,9%
Média geral	23	15,3	15,6	24,5	0,57	167,9	95,0%	2,6%	2,5%

Nota: Idade, diâmetro médio (DAP), altura total média (Ht), área basal total (G), densidade básica média da madeira (ρ), biomassa acima do solo total (BAS total), porcentagem de BAS total representada pelas árvores vivas (BAS vivas), palmeiras (BAS palm) e árvores mortas (BAS morta).

Considerando que as FS possuem, em média, a mesma idade em ambas as áreas de estudo (Manaus = 22,9 anos, Santarém = 24,6 anos; *t-test*: $t = -1,17$, $df = 35$, $p\text{-value} = 0,24$), as FS de Manaus apresentam maior BAS total e altura total média (Ht), enquanto as FS de Santarém apresentam maior densidade média da madeira (ρ), área basal média (G) e diâmetro médio (DAP). Sendo este último o único parâmetro com diferença significativa pelo teste *t* entre médias (Manaus = 15,3 cm, Santarém = 18,4 cm; *t-test*: $t = -2,7$, $df = 24$, $p\text{-value} = 0,012$).

A área basal por hectare foi semelhante nas duas áreas de estudo, com $24,5 \pm 5,4 \text{ m}^2.\text{ha}^{-1}$, em Manaus e $26 \pm 12,4 \text{ m}^2.\text{ha}^{-1}$, em Santarém. Porém, o maior desvio padrão observado em Santarém é decorrente do registro de indivíduos da família das *Arecaceae*, como o Babaçu e Inajá, que possuem grandes diâmetros (Tabela 4.2). A porcentagem de biomassa acima do solo oriunda desta família (BAS palm) pode chegar a 56,9% da biomassa acima do solo total (BAS total) (Tabela 4.2).

Tabela 4.2 - Parâmetros estruturais das Florestas Secundárias nas parcelas aninhadas de Santarém.

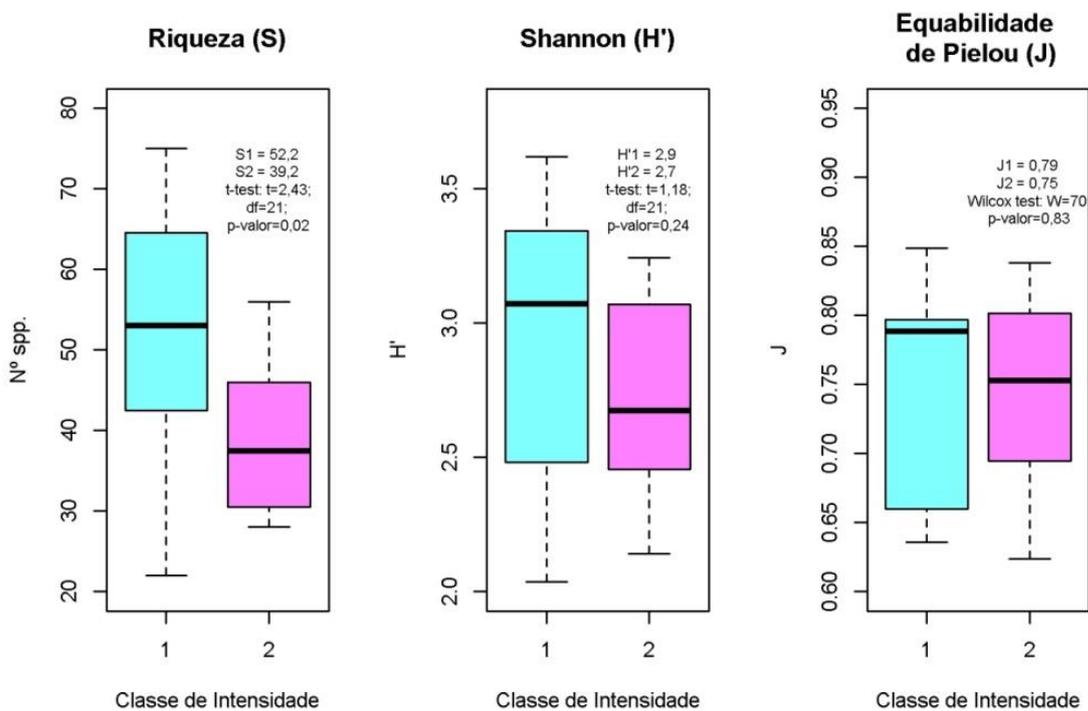
Parcelas	Idade (anos)	DAP (cm)	Ht (m)	G ($\text{m}^2.\text{ha}^{-1}$)	ρ ($\text{m}^3.\text{cm}^{-3}$)	BAS total ($\text{Mg}.\text{ha}^{-1}$)	% BAS viva	% BAS palm	% BAS morta
Adv11_1	28	19,5	15,6	26,0	0,61	199,5	98,0%	2,0%	0,0%
Adv11_3	25	21,8	16,0	26,7	0,58	185,8	94,9%	5,1%	0,0%
Adv11_4	29	19,8	15,1	19,4	0,59	146,9	92,9%	7,0%	0,1%
Adv11_6	27	17,7	14,2	20,7	0,58	123,8	89,2%	10,7%	0,1%
Adv12_12	22	18,5	14,1	22,7	0,58	101,0	96,7%	3,3%	0,0%
Adv12_2	29	18,3	14,7	23,3	0,60	165,2	95,5%	4,5%	0,0%
Adv12_6	22	19,5	16,4	25,5	0,50	167,7	98,2%	1,8%	0,0%
Adv12_9	22	19,8	15,6	26,6	0,58	198,3	97,0%	3,0%	0,0%
Adv21_12	27	17,0	14,3	22,6	0,58	170,7	94,9%	5,0%	0,1%
Adv21_14	25	12,8	11,7	17,7	0,60	108,3	99,2%	0,8%	0,0%
Adv21_2	27	27,2	13,8	69,7	0,54	168,5	43,1%	56,9%	0,0%
Adv21_7	26	23,9	15,2	33,0	0,58	177,7	68,1%	31,9%	0,0%
Adv22_10	18	12,8	11,8	16,6	0,58	99,0	97,0%	3,0%	0,0%
Adv22_11	22	12,5	11,8	18,7	0,60	122,5	94,1%	5,6%	0,2%
Adv22_3	22	15,6	13,6	21,8	0,58	150,1	94,8%	5,2%	0,0%
Adv22_5	23	17,5	13,9	24,4	0,60	136,7	87,2%	12,5%	0,3%
Média geral	25	18,4	14,3	26,0	0,58	151,4	90,0%	9,9%	0,1%

Enquanto as FS de Manaus apresentam maior contribuição de biomassa morta em pé na BAS total, as FS de Santarém apresentam maior contribuição da biomassa de palmeiras (BAS palm) na BAS total (Tabelas 4.1 e 4.2). As duas parcelas de Manaus que apresentaram contribuição de BAS palm superiores a 10% foram representadas por antigos plantios comerciais de Caiuá abandonados (*Elaeis oleifera* (Kunth) Cortés), uma espécie exótica utilizada para a extração de óleo de palma.

4.2. Caracterização florística e estrutural quanto ao histórico de uso

A riqueza de espécies (S) foi significativamente diferente nas FS de Manaus segundo o histórico de uso, sendo maior nas FS que sofreram menor intensidade de uso do que naquelas mais impactadas ($S_1 = 52,2$, $S_2 = 39,2$; *t-test*: $t = 2,43$, $df = 21$, $p\text{-value} = 0,02$) (Figura 4.3). Os índices de H' e J, por outro lado, não apresentaram diferenças significativas quanto às classes de intensidade (Figura 4.3).

Figura 4.3 - Riqueza de espécies, índice de diversidade de Shannon (H') e equabilidade de Pielou (J) das florestas secundárias de Manaus.



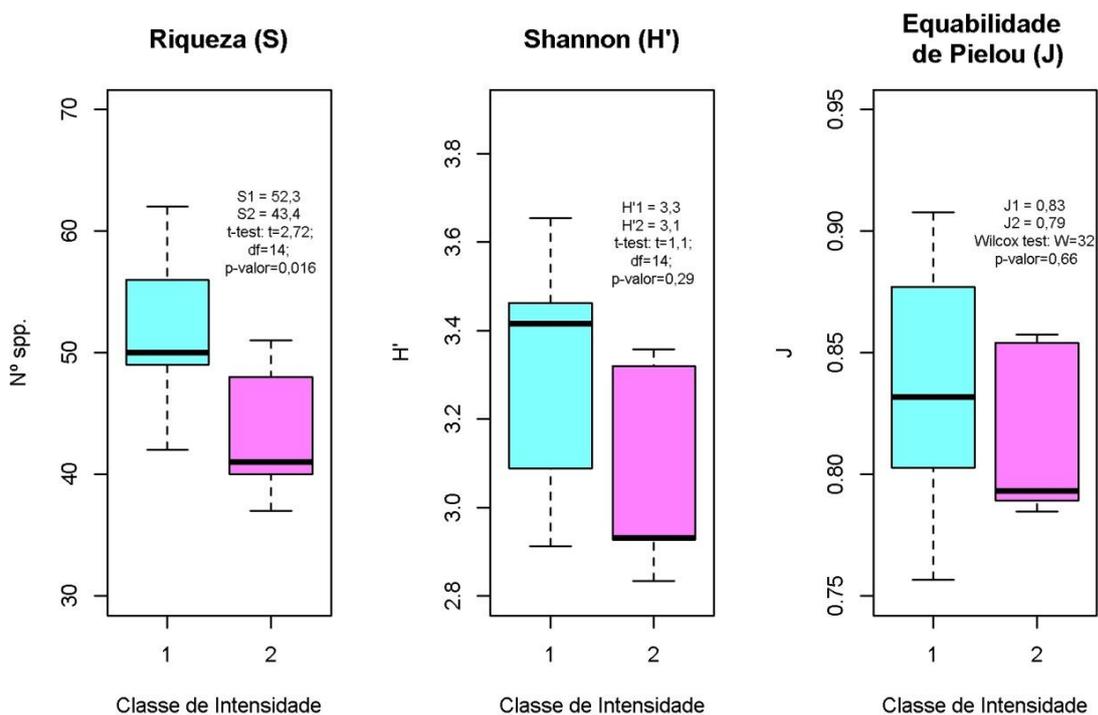
Nota: Classe de intensidade de uso: 1 – período de uso e frequência de corte ≤ 2 ; 2 – período de uso ou frequência de corte > 2 .

Fonte: Produzido pelo autor.

A similaridade de Jaccard entre as classes foi calculada em $Jac = 0,59$ com 47 espécies exclusivas das FS que sofreram menor intensidade de uso, 39 espécies exclusivas das FS que sofreram maior intensidade de uso e 127 spp. comuns a ambas.

A riqueza de espécies (S) também foi significativamente diferente segundo as classes de intensidade de uso prévio em Santarém, e maior nas FS com menor intensidade de uso ($S_1 = 53$, $S_2 = 43,4$, $t\text{-test: } t = 2,72$, $df = 14$, $p\text{-value} = 0,02$) (Figura 4.4). Os índices de diversidade e equabilidade não apresentaram diferenças significativas quanto à intensidade de uso (Figura 4.4). As classes de intensidade de uso apresentaram cerca de 50 % de similaridade ($Jac = 0,51$), sendo que as FS com menos uso apresentaram 65 espécies exclusivas, as classes com mais uso 10 spp. e compartilham 75 spp.

Figura 4.4 - Riqueza de espécies, índice de diversidade de Shannon (H') e equabilidade de Pielou (J) das florestas secundárias de Santarém.



Nota: Classe de intensidade de uso: 1 – período de uso e frequência de corte ≤ 2 ; 2 – período de uso ou frequência de corte > 2 .

Fonte: Produzido pelo autor.

As FS apresentaram similaridades de H' e J por CI's, mas a estrutura e a distribuição destas espécies foram diferentes entre si. Por exemplo, foi observada uma maior densidade e importância relativas de poucas espécies pioneiras nas FS que sofreram maior intensidade de uso em Manaus e Santarém (CI =2), se comparadas às FS abandonadas após o uso CI = 1 (Tabela 4.3). Destaca-se a relativa importância das árvores mortas em pé no total de indivíduos de Manaus, com média de 46 ind.ha⁻¹ (Tab. 4.3). No caso de Santarém, as FS com CI = 1 apresentaram maior IVI relativa às espécies da família Arecaceae, especialmente *A. aculeatum* (Tucumã), que é típica das florestas primárias da FLONA do Tapajós (ESPÍRITO-SANTO et al., 2005).

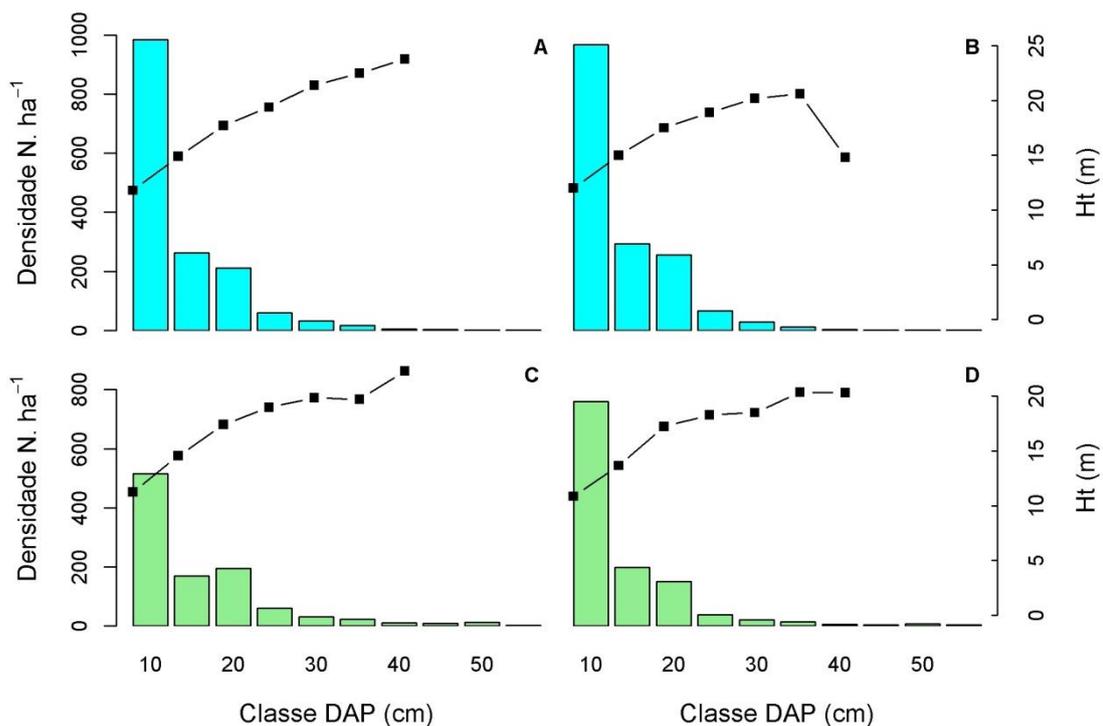
Tabela 4.3 - Parâmetros relativos das espécies ordenadas pelo Índice de Valor de Importância (IVI) por área de estudo e classe de intensidade de uso (CI): 1 - abandonadas após o corte e 2 - que sofreram alta intensidade de uso antes do abandono.

Área de Estudo	CI	Espécie	N (ind.ha ⁻¹)	DR (%)	DoR (%)	FR (%)	IVI (%)
Manaus	1	<i>Vismia cayennensis</i>	160	15,59	14,85	2,78	11,07
		<i>Goupia glabra</i>	82	8,08	7,80	3,21	6,36
		Morta	46	4,52	4,79	3,21	4,17
		<i>Inga alba</i>	38	4,10	4,96	2,99	4,02
		<i>Bellucia grossularioides</i>	43	4,36	4,42	2,01	3,60
	2	<i>Vismia cayennensis</i>	275	17,32	16,80	4,40	12,84
		<i>Bellucia dichotoma</i>	172	11,09	11,17	4,38	8,88
		<i>Goupia glabra</i>	168	10,59	10,49	4,41	8,50
		<i>Elaeis oleifera</i>	59	4,06	14,49	0,51	6,35
		<i>Vismia guianensis</i>	119	7,69	6,94	4,02	6,22
Santarém	1	<i>Attalea speciosa</i>	26	2,44	22,63	0,79	8,62
		<i>Guatteria poeppigiana</i>	74	7,36	5,82	2,93	5,37
		<i>Astrocaryum aculeatum</i>	60	7,64	2,31	3,02	4,32
		<i>Inga rubiginosa</i>	56	4,74	4,77	2,37	3,96
		<i>Bixa arborea</i>	55	5,59	4,37	1,13	3,70
	2	<i>Vismia japurensis</i>	60	12,07	9,91	3,28	8,42
		<i>Guatteria poeppigiana</i>	42	9,47	8,23	4,14	7,28
		<i>Crudia glaberrima</i>	55	10,54	8,30	2,79	7,21
		<i>Inga rubiginosa</i>	27	6,75	7,41	3,34	5,83
		<i>Attalea speciosa</i>	14	3,79	11,66	0,88	5,44

Nota: N – número de indivíduos por hectare, DR – densidade relativa, DoR – dominância relativa e FR – frequência relativa.

A distribuição diamétrica entre as CI foi semelhante nas FS de Manaus, mas a altura média na CI = 2 foi relativamente menor (Figura 4.5). Em Santarém, por outro lado, a altura média foi significativamente diferente entre as CI's ($H_t = 14,8$ m e $H_t = 12,9$ m, *t-test*: $t = 2,57$, *p-valor* = 0,046), e a distribuição diamétrica das FS da CI = 2 apresentou densidade maior de indivíduos de pequeno porte (classes de DAP de 10 e 15 cm) e densidade menor de indivíduos de dimensão $DAP > 20$ cm se comparadas às FS da CI = 1 (Figura 4.5). Nas FS de Manaus, a densidade de indivíduos foi menor nas áreas que sofreram menor intensidade de uso, embora não tenha sido significativa ($N = 1307$ ind.ha⁻¹ e $N = 1604$ ind.ha⁻¹, *t-test*: $t = -1,51$, *p-valor* = 0,18). Os parâmetros estruturais, BAS, G e DAP foram superiores nas CI = 1, mas não significativos pelo teste *t*.

Figura 4.5 - Distribuição dos indivíduos (N.ha⁻¹) por classes de diâmetro (cm) nas Florestas Secundárias de Manaus e Santarém (eixo principal) e altura média total (Ht), em metros por classe de DAP (eixo secundário, linha pontilhada).



Em A e B estão representadas as FS de Manaus nas classes de intensidade CI = 1 e CI = 2, respectivamente. C e D representam as FS de Santarém com CI = 1 e CI = 2, respectivamente.

Fonte: Produzido pelo autor.

O elevado número de indivíduos de pequeno porte em ambas as classes de intensidade pode ser observado na Figura 4.6 A-D, que apresenta o perfil das FS observadas em

Manaus. Além disso, observa-se maior entrada de luz no dossel e maior quantidade de cipós e lianas nas FS da CI = 2 (Figura 4.6 C-D). As alturas das classes diamétricas entre 40 e 60 cm não foram plotadas, pois são representadas principalmente por tocos mortos, embora alguns indivíduos tenham sido reportados nestas classes. Os parâmetros estruturais das FS de Manaus, como DAP, Ht, G, BAS e N apresentaram valores superiores nas CI = 1, embora não tenham sido significativamente diferentes da CI = 2 pelo teste t , com $\alpha = 0,05$.

Figura 4.6 - Perfil das Florestas Secundárias de Manaus abandonadas após o corte, A e B (CI = 1), e que sofreram alta intensidade de uso antes do abandono, C e D (CI = 2).



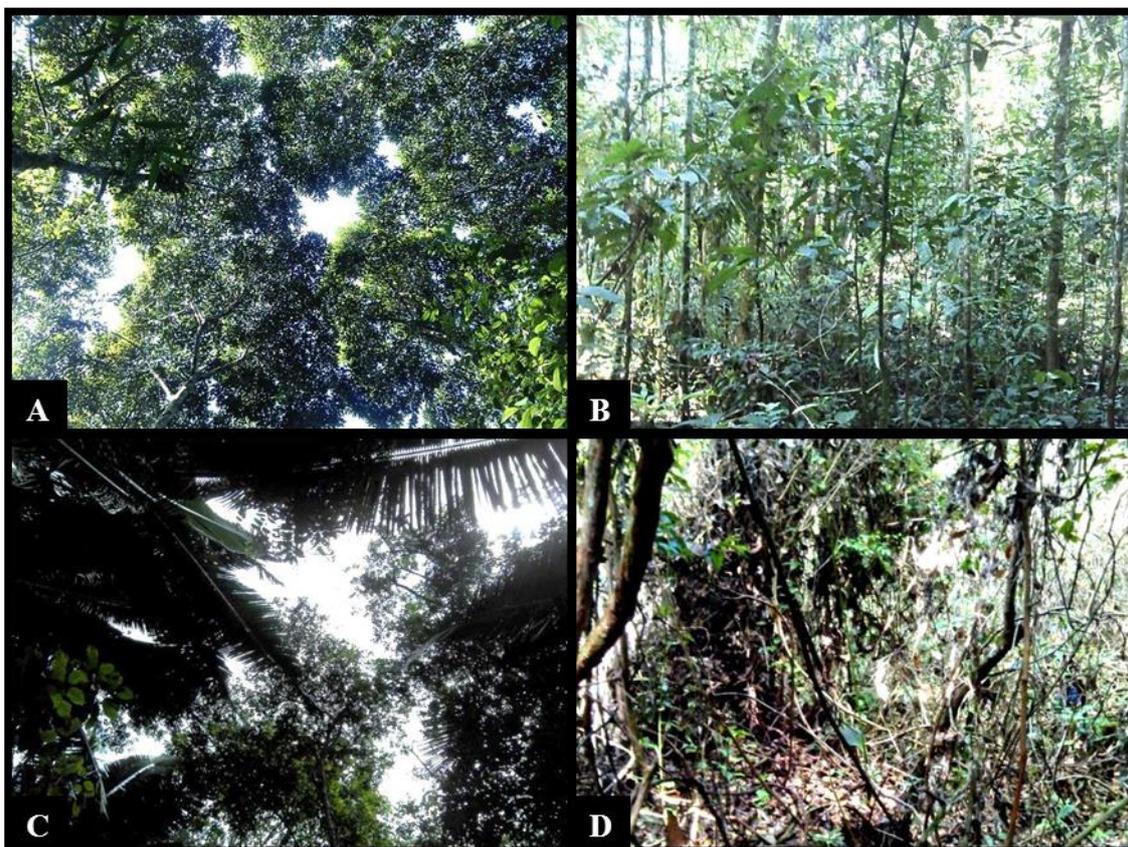
Em A e B nota-se uma floresta bem estruturada, com distribuição de indivíduos em todas as classes de diâmetro e menor entrada de luz no sub-bosque. Destaque para a maior incidência de cipós e lianas, em C e D.

Fonte: Produzido pelo autor

Em Santarém, observa-se o dossel mais homogêneo nas FS da CI = 1, formado por indivíduos de grande porte em altura e diâmetro (Figura 4.7 A-B). Além disso, observa-se maior diversidade de plântulas e espécies regenerantes no sub-bosque.

O dossel das FS da CI = 2 em Santarém caracteriza-se por ser multiestratificado e formado por um mosaico de alturas e espécies, com a presença de palmeiras em alguns sítios e de grande densidade de cipós e lianas (Figura 4.7 C-D).

Figura 4.7 - Perfil das Florestas Secundárias de Santarém abandonadas após o corte, A e B (CI =1), e que sofreram alta intensidade de uso antes do abandono C e D, (CI = 2).



Em A e B destaca-se a entrada de luz no interior da floresta e a diversidade de plântulas e espécies no sub-bosque. Destaque para o dossel multiestratificado formado por indivíduos com diferentes alturas, e a presença de palmeiras como o Babaçu no sub-bosque, além da presença constante de cipós e lianas, Figura C e D.

Fonte: Produzido pelo autor

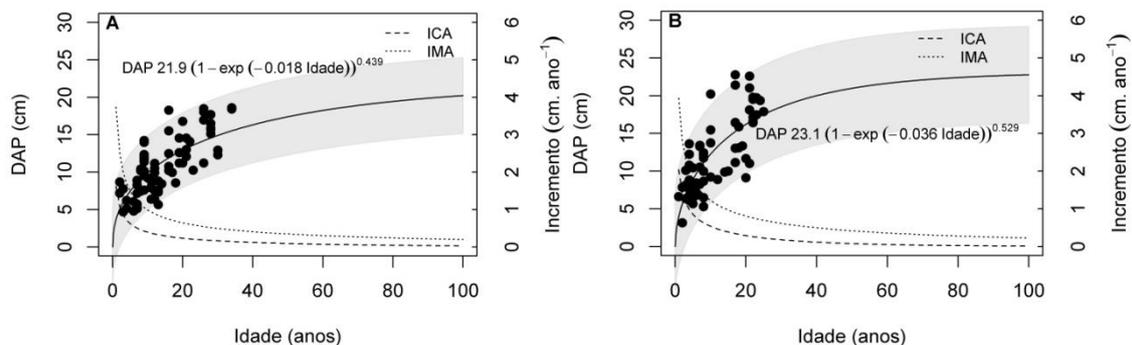
4.3. Modelos de crescimento para os parâmetros biofísicos

O resultado da modelagem de crescimento dos parâmetros biofísicos pelo modelo de Chapman-Richards (CR) com os dados da meta-análise para Manaus e Santarém encontra-se nas Figuras 4.8 a 4.12. Apenas o parâmetro k não foi significativo ao nível α

= 0,05 pelo teste t para a Ht média em ambas as áreas de estudo, mas foi significativo ao nível $\alpha = 0,1$. Os demais parâmetros do modelo (A e c) foram significativos ao nível $\alpha = 0,05$ em ambas as áreas de estudo. Pela análise visual dos resíduos da regressão não linear não houve presença de heterocedasticidade (gráficos não apresentados), embora tenha sido rejeitada a hipótese de homocedasticidade dos resíduos para alguns parâmetros e áreas pelo teste de *Breusch-Pagan* (NETER et al., 1996). Estes parâmetros foram o DAP médio e G média das FS de Santarém (p -valor = 0,024 e p -valor = 0,02, respectivamente) e a densidade média de indivíduos nas FS de Manaus (p -valor = 0,02). Nota-se que o p -valor encontra-se próximo do nível de significância do teste $\alpha = 0,05$. Portanto, considera-se que a heterocedasticidade não será limitante nas estimativas.

Pelo modelo de crescimento para o diâmetro médio (Figura 4.8), verifica-se que a curva se assemelha ao do modelo logarítmico (parâmetro $c < 1$). O diâmetro médio apresenta rápido crescimento nas FS de Manaus e Santarém, atingindo metade da assíntota em aproximadamente 13 e 9 anos, respectivamente.

Figura 4.8 - Ajuste do modelo de crescimento para o diâmetro médio (cm) das FS de Manaus (A) e Santarém (B), respectivamente, com o intervalo de confiança da estimativa (eixo y principal).



Incremento corrente anual (ICA) e incremento médio anual (IMA), em $\text{cm}\cdot\text{ano}^{-1}$ (eixo y secundário). Assíntota: DAP = 21,9 cm em Manaus e DAP = 23,1 cm em Santarém.

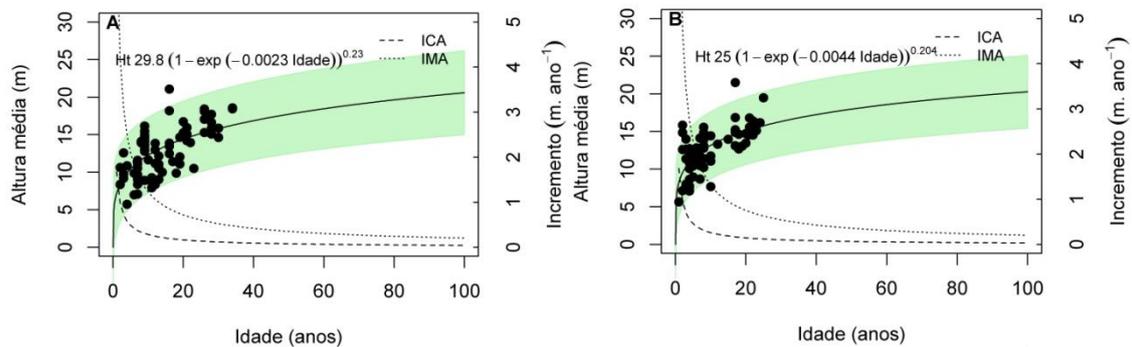
Fonte: Produzido pelo autor.

A altura total média também apresentou rápido crescimento em ambas as áreas de estudo, com IMA superior a um metro por ano durante os 13-14 anos (Figura 4.9). Porém, o crescimento em altura torna-se mais lento em Manaus após os 10 primeiros

anos, tanto que a metade da assíntota $H_t \approx 15$ m será atingida com aproximadamente 25 anos. Em Santarém é atingida mais cedo, antes dos 8 anos. No modelo de crescimento de Bertalanffy–Chapman–Richards, Neeff e Santos (2005) observaram um ritmo menor de crescimento inicial em Santarém. Aos 8 anos, as FS apresentam $H_t = 10,8$ m pelo modelo de Neeff e Santos (2005) e de $H_t = 12,6$ m pelo modelo proposto. Por outro lado, aos 40 anos, a estimativa é de $H_t = 21,9$ m e $H_t = 17,2$ m, respectivamente.

A altura total é um dos principais parâmetros biofísicos para o manejo florestal, pois está diretamente relacionado ao índice de sítio, ou seja, à capacidade de suporte para o crescimento da floresta (VANCLAY, 1994). As duas regiões apresentaram curvas parecidas, mas ritmos de crescimento diferentes (Figura 4.9). Sabe-se, além disso, que os grupos ecológicos de espécies também contribuem para estas diferenças estruturais e de crescimento nas FS da Amazônia Brasileira (CASSOL et al., 2017).

Figura 4.9 - Ajuste do modelo de crescimento de para a altura total média (m) das FS de Manaus (A) e Santarém (B), respectivamente, com o intervalo de confiança da estimativa (eixo y principal).



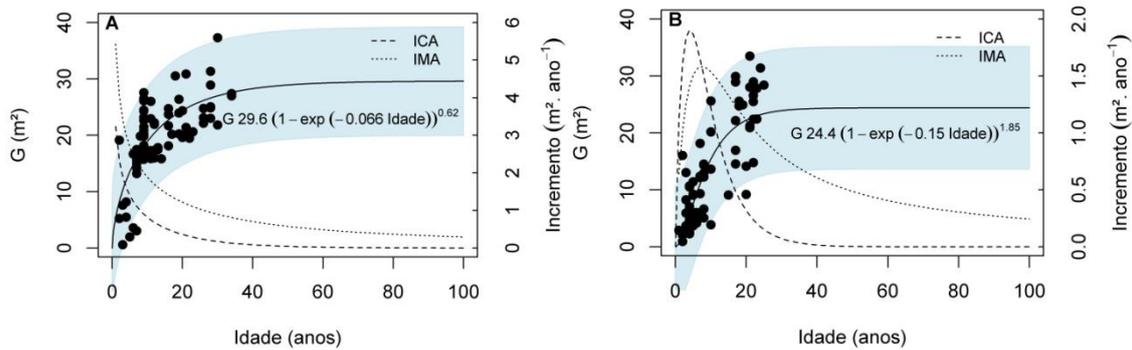
Incremento corrente anual (ICA) e incremento médio anual (IMA), em $m \cdot ano^{-1}$ (eixo y secundário). Assíntota: $H_t = 29,8$ m em Manaus e $H_t = 25$ m em Santarém.

Fonte: Produzido pelo autor.

A área basal média por hectare é o parâmetro biofísico que atinge a assíntota mais rapidamente nas FS (LEBRIJA-TREJOS et al., 2008; CHAZDON, 2014). Com apenas 28 anos, as FS de Manaus apresentam 90 % da área basal média observada nas florestas primárias adjacentes (Figura 4.10). Em Santarém, este valor é atingido aos 19 anos. O modelo descrito para a área basal média nas FS de Santarém é similar ao proposto por Neeff e Santos (2005). Os referidos autores reportam ICA máximo de G aos 6 anos, que

é bastante próximo aos 4 anos observados na Figura 4.10 B. Entretanto, o ICA máximo estimado aqui é de $1,9 \text{ m}^2 \cdot \text{ha}^{-1} \cdot \text{ano}^{-1}$, enquanto o ICA máximo estimado por Neeff e Santos (2005) foi de $1,25 \text{ m}^2 \cdot \text{ha}^{-1} \cdot \text{ano}^{-1}$.

Figura 4.10 - Ajuste do modelo de crescimento para a área basal média (G) em m^2 das FS de Manaus (A) e Santarém (B), respectivamente, com o intervalo de confiança da estimativa (eixo y principal).



Incremento corrente anual (ICA) e incremento médio anual (IMA), em $\text{m}^2 \cdot \text{ano}^{-1}$ (eixo y secundário). Assíntota: $G = 29,6 \text{ m}^2$ em Manaus e $G = 24,4 \text{ m}^2$ em Santarém.

Fonte: Produzido pelo autor.

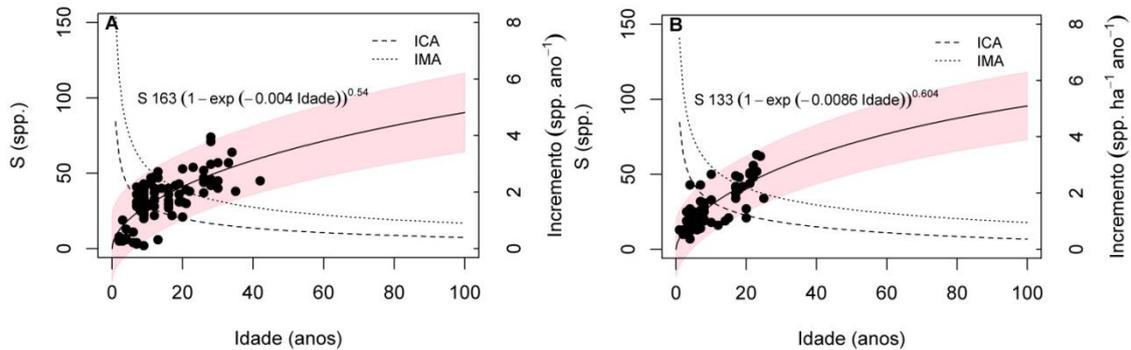
A área basal apresenta grande variabilidade nas FP da FLONA do Tapajós $G = 14 - 31 \text{ m}^2 \cdot \text{ha}^{-1}$, por consequência do tipo de solo e de vegetação presente (ESPÍRITO-SANTO, 2003), e confirmada aqui pela dispersão de G nas FS com idades superiores a 20 anos em Santarém (Fig. 4.10 B). Porém, estes fatores não foram inseridos no modelo como efeitos aleatórios, o que poderia resultar em um melhor desempenho do modelo.

O ajuste do modelo de crescimento para a riqueza média de espécies por hectare nas FS de Manaus e Santarém encontra-se na Figura 4.11. Nota-se que o comportamento da curva se assemelha aos da curva de espécie-área da Figura 4.1. O incremento corrente anual de espécies por hectare e ano é baixo a partir dos 25 anos, em ambas as áreas, $\text{ICA} < 1 \text{ sp} \cdot \text{ha}^{-1} \cdot \text{ano}^{-1}$. Dessa forma, a riqueza média de espécies por hectare semelhante às FP adjacentes somente será alcançado nas FS com idades superiores a 100 anos.

Por exemplo, neste ritmo de crescimento, as FS de Manaus apresentariam apenas 54% do número de espécies por hectare médio observado nas FP aos 100 anos. Em Santarém, este número seria de 72%. Por isso, a classificação das FS em estágios

inicial, intermediário e avançado é tradicionalmente baseada nos parâmetros estruturais e não na riqueza e composição de espécies (CHAZDON, 2014).

Figura 4.11 - Ajuste do modelo de crescimento para o número médio de espécies por hectare (S) nas FS de Manaus e Santarém, respectivamente, com o intervalo de confiança da estimativa (eixo y principal).



Incremento corrente anual (ICA) e incremento médio anual (IMA), em spp.ano⁻¹ (eixo secundário). Assíntota: S = 163 spp. em Manaus e S = 133 spp. em Santarém.

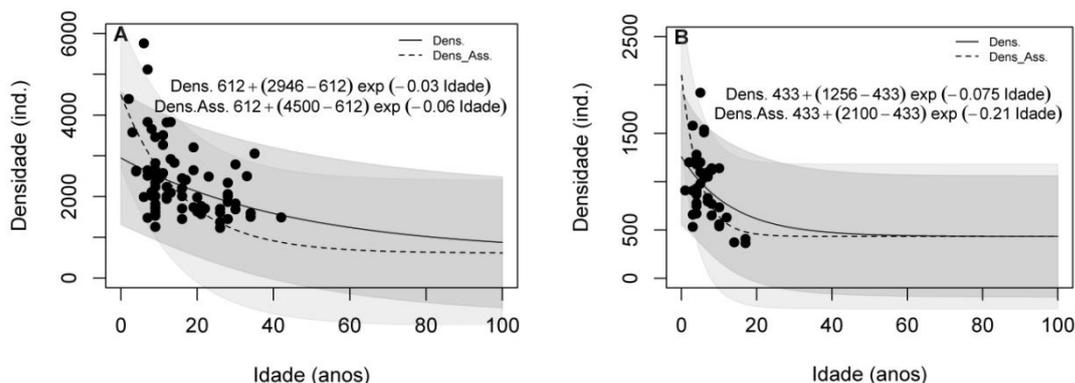
Fonte: Produzido pelo autor.

Alguns autores destacam que o acúmulo de BAS e carbono pelas FS são mais influenciados pelas condições edafoclimáticas do que pela riqueza e composição de espécies (MARÍN-SPIOTTA; SHARMA, 2012; ARAGÃO et al., 2014). Porém, pesquisas recentes inferem que o número de espécies nas FS é substancialmente reduzido pela intensidade de uso e pela maior acidez de solo, podendo levar o sistema a estágios alternativos de sucessão, que têm menor capacidade de prover os serviços ecossistêmicos como a BAS (JAKOVAC et al., 2015; MAGNUSZEWSKI et al., 2015).

Na Figura 4.12 observa-se o ajuste dos modelos de crescimento para a densidade média de indivíduos por hectare nas FS de Manaus e Santarém. A modelagem da densidade de indivíduos envolveu o ajuste automático da densidade inicial N_0 , além da densidade média final N . A densidade inicial em Manaus foi arbitrada, pois não foram observadas referências sobre este parâmetro inicial nas FS adjacentes (seção 3.6). Nota-se que, visualmente, o comportamento da densidade de indivíduos com o ajuste de N e N_0 fixados apresentou curvas mais características, nas quais a densidade indivíduos por hectare final atinge a assíntota mais rapidamente. Porém, quando N e N_0 foram fixados, houve presença significativa de heterocedasticidade pelo teste de *Breusch-Pagan* (p -

valor $< 0,001$). Por isso, o modelo selecionado foi com apenas o parâmetro N fixado (Figura 4.12).

Figura 4.12 - Ajuste do modelo de crescimento para a densidade média de indivíduos por hectare (N) nas FS de Manaus (A) e Santarém (B), respectivamente, com o intervalo de confiança da estimativa.



Nota: Dens. – densidade média de indivíduos por hectare e Dens_Ass. – densidade média de indivíduos por hectare com a assíntota fixada. Assíntota: $N = 612$ ind. em Manaus e $N = 433$ ind. em Santarém.

Fonte: Produzido pelo autor.

Juntamente com a altura média total e a área basal, a densidade média de indivíduos por hectare apresenta valores próximos ao das FP rapidamente (NEEFF; SANTOS, 2005; LEBRIJA-TREJOS et al., 2008). Com 20 anos, as FS de Santarém apresentam 70 % da densidade média de indivíduos por hectare das FP. Em Manaus, por outro lado, apresenta apenas 30% de N das FP com esta mesma idade.

Os modelos descritos apresentam uma estimativa razoável do crescimento das FS nestas duas regiões da Amazônia Brasileira, e apesar dos gráficos mostrarem as curvas de crescimento até um intervalo de 100 anos, os dados de entrada contemplam FS que possuem idades inferiores a 42 anos. Este é o motivo pelo qual os modelos de crescimento ainda não podem ser construídos sem que a assíntota seja fixada (NEEFF; SANTOS, 2005). A partir do momento em que as pesquisas monitorarem as FS tropicais da Amazônia Brasileira com idades superiores a 100 anos, os modelos poderão estimar melhor os parâmetros biofísicos e as fontes de variação subjacentes, como a intensidade de uso prévio, as características edáficas, entre outras, a fim de confirmar a

hipótese dos distintos graus de resiliência das FS (JAKOVAC et al., 2015; POORTER et al., 2016).

4.4. Modelagem de crescimento da BAS

Conforme discutido na seção 3.7, a modelagem de crescimento da BAS envolveu o modelo não linear de efeitos mistos *NLME* (PINHEIRO et al., 2017) de Chapman-Richards (PINHEIRO; BATES, 2000) com os dados da meta-análise para as parcelas localizadas próximas a Manaus e Santarém. O modelo, entretanto, não convergiu para os três parâmetros independentes *A*, *k* e *c*. Para contornar este problema, Pinheiro e Bates (2000) destacam a análise da estimativa e dos desvios dos parâmetros do modelo. Conforme Sileshi (2014), os modelos que possuem parâmetros (θ) com erros padrão relativos superiores a 20 %, dado por $EP\% = (EP / \theta) \cdot 100$, apresentam estimativas que podem não serem confiáveis. Assim, o parâmetro que possui $EP\% > 20\%$ pode ser fixado, pois sua inclusão sugere tendência na estimativa dos parâmetros do modelo. Pelo modelo de CR, tanto o parâmetro *k*, que representa a taxa de incremento de BAS em função de idade, quanto *c*, a forma da curva, apresentaram $EP\% > 20\%$ ($EP\% = 32,38$ e $EP = 29,87$, respectivamente) e poderiam ser fixados no *NLME* (Tabela 4.4). No entanto, testando as duas opções, fixou-se *k* por apresentar melhor resultado, porque ao fixar *c* a convergência resultou em assíntota sem significado biológico.

Tabela 4.4 - Estimativa inicial dos parâmetros do modelo *NLME* para a estimativa de BAS nas FS em função da área de estudo e da intensidade de uso (LOCI).

Modelo: BAS ~ A.(1- exp.(-k.Idade)^c LOCI					
Parâmetro	Estimativa	EP	EP %	t-calc	p-valor
<i>A</i>	186,7343	14,93	08,00%	12,504	<0,0001
<i>k</i>	0,1225	0,04	32,38%	3,088	0,0025
<i>c</i>	1,4683	0,44	29,87%	3,348	0,0011
RMSE:	37,8 Mg,ha ⁻¹	GL:	129		

Nota: *A*, *k* e *c* são os parâmetros do modelo de Chapman-Richards; *EP* e *EP %* é o erro padrão e o erro padrão relativo da estimativa dos parâmetros, respectivamente. *RMSE* é o erro médio quadrático, *GL* são os graus de liberdade e LOCI é o produto entre o nível local e a classe de intensidade de uso.

O resultado do *NLME* após esta primeira análise, encontra-se descrito na Tabela 4.5. Observa-se uma redução significativa de *EP%* do parâmetro *c* ($EP\% = 19,39$), além do

alto desvio residual decorrente da estrutura de correlação entre os grupos LOCI (produto entre o nível local e a classe de intensidade), ou seja, $RMSE = 32,3 \text{ Mg}\cdot\text{ha}^{-1}$. Este passo inicial é utilizado para verificar se os parâmetros são correlacionados entre si e, em caso afirmativo, for tratado como efeito fixo e não aleatório (PINHEIRO; BATES, 2000). A correlação entre A e c foi baixa (0,314), o que infere que ambos os parâmetros são aleatórios e independentes, ou seja, os grupos apresentam curvas de crescimento distintas quanto a estes dois parâmetros (Tabela 4.5).

Tabela 4.5 - Sumário estatístico do modelo NLME para a estimativa de BAS nas FS próximas a Manaus e Santarém.

Modelo:	BAS ~ A.(1- exp.(-0,1225.Idade) ^c LOCI				
Efeitos aleatórios:	(A ~1) (c ~1)				
Nível:	LOCI				
	A	c	RMSE		
Desvio padrão (diagonal)	0,1707	0,6345	32,34		
Efeitos fixos:	(A ~1) (c ~1)				
Parâmetro	Estimativa	EP	EP %	t-calc	p-valor
A	188,7968	6,24	3,31%	30,237	<0,0001
c	1,8857	0,37	19,39%	5,158	<0,0001
GL	127				
Correlação:	A				
c	0,314				
N observações:	132				
N grupos:	4				
Resíduos padronizados:	Min	Q1	Mediana	Q3	Max
	-3,048	-0,577	0,040	0,643	2,332

Nota: A e c são os parâmetros; EP e $EP \%$ é o erro padrão e o erro padrão relativo da estimativa dos parâmetros, respectivamente. $RMSE$ é o erro médio quadrático, GL são os graus de liberdade e $LOCI$ é o produto entre o nível local e a classe de intensidade de uso.

Pelo gráfico da distribuição dos resíduos verificou-se que há indícios de heterocedasticidade, que são relativamente maiores quanto maior o valor da biomassa (não demonstrado). Por isso, aplicou-se o teste de verossimilhança da anova com o modelo acima e o modelo com peso δ elevado à potência estimada pela variância dos resíduos $Var(\varepsilon_i) = \sigma^2 |BAS_{est.}|^{2\delta}$ (ROBINSON; HAMANN, 2011) (Tabela 4.6).

Tabela 4.6 - Teste de verossimilhança entre o modelo NLME para estimativa de BAS com e sem os pesos da variância dos resíduos.

<i>Modelo</i>	<i>GL</i>	<i>AIC</i>	<i>logLik</i>	<i>Test</i>	<i>L.Ratio</i>	<i>p-value</i>
NLME c/pesos	6	1302,9	-645,496			
NLME s/pesos	5	1311,1	-650,565	1vs2	10,138	0,0015

Nota: GL são os graus de liberdade do modelo e AIC é o critério de informação de Akaike

O baixo *p-valor* do teste (*p-valor* = 0,0015) sugere que o ajuste estatístico do modelo que inclui a função de variância dos resíduos parece ser melhor que a do modelo sem a função de variância (Tabela 4.6).

Através da aplicação dos pesos no modelo NLME, descritos na Tabela 4.7, nota-se que o resíduo padronizado foi substancialmente reduzido dentro dos fatores/grupos, bem como o RMSE ($RMSE = 6,38 \text{ Mg} \cdot \text{ha}^{-1}$).

Tabela 4.7 - Sumário estatístico do modelo NLME para a estimativa de BAS nas FS da Amazônia Brasileira com a variância dos resíduos elevada à potência.

Modelo: $BAS \sim A \cdot (1 - \exp(-0,1225 \cdot \text{Idade})^c) \text{LOCI}$						
Efeitos aleatórios:	(A ~1) (c ~1)					
Nível:	LOCI					
	A	c	RMSE			
Desvio padrão (diagonal)	9,0596	0,4574	6,38			
Função da variância:						
Potência	0,3450					
Efeitos fixos:	(A ~1) (c ~1)					
Parâmetro	Estimativa	EP	EP %	t-calc	p-valor	
A	184,1133	8,294	4,51%	22,197	< 0,0001	
c	1,7345	0,268	15,48%	6,460	< 0,0001	
GL	127					
Correlação:	A					
c	0,286					
N observações:	132					
N grupos:	4					
Resíduos padronizados:	Min	Q1	Mediana	Q3	Max	
	-2,839	-0,571	-0,013	0,739	2,119	

Nota: A e c são os parâmetros; EP e EP % é o erro padrão e o erro padrão relativo da estimativa dos parâmetros, respectivamente. RMSE é o erro médio quadrático, GL são os graus de liberdade e LOCI é o produto entre o nível local e a classe de intensidade de uso.

O NLME de CR para estimativa da BAS em função da idade considerando o conjunto total de dados ($N = 132$) possui a forma da Eq. (4.1), curva em azul na Figura 4.13:

$$BAS (Mg. ha^{-1}) = 184,11. (1 - exp. (-0,1225. Idade))^{1,73} \quad (4.1)$$

Para cada um dos efeitos aleatórios LOCI, os parâmetros A e c serão (Figura 4.13, curvas cor-de-rosa) aqueles descritos na Tabela 4.8:

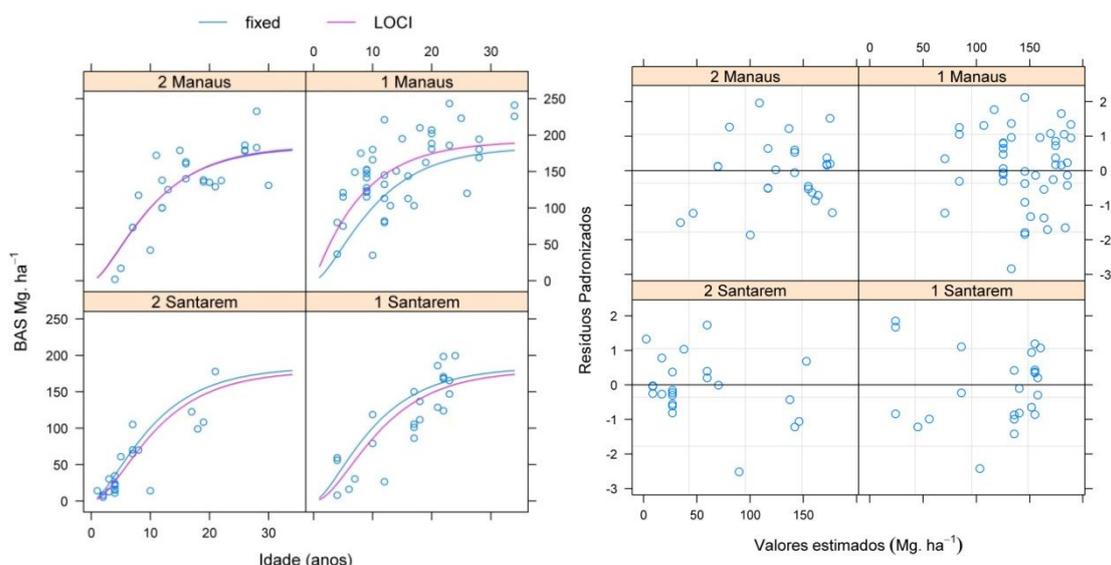
Tabela 4.8 - Estimativa dos parâmetros da regressão para estimativa de BAS pelo modelo não linear de efeitos mistos (NLME).

Local	CI	A	EP (%)	IC (95%)		c	EP (%)	IC (95%)	
Manaus	1	191,98	8,47%	175,72	208,24	1,058	4,97%	1,006	1,111
Manaus	2	185,62	8,76%	169,37	201,88	1,772	2,97%	1,719	1,824
Santarem	1	179,76	9,04%	163,51	196,02	2,121	2,48%	2,068	2,173
Santarem	2	179,09	9,08%	162,83	195,34	1,987	2,65%	1,935	2,040

Nota: CI – classe de intensidade de uso das FS antes do abandono, EP (%) – erro padrão relativo da estimativa dos parâmetros, IC – intervalo de confiança de 95%, A e c são os parâmetros do modelo de Chapman-Richards.

O ajuste do modelo *NLME* aos dados encontra-se na Figura 4.13, cujo número acima do gráfico representa a classe de intensidade de uso prévio em cada local. As FS de Manaus apresentaram ritmo de crescimento e assíntota superiores às de Santarém, com regeneração de 75% da BAS com idades inferiores a 15 anos, enquanto em Santerém esta porcentagem ocorreu aos 17 anos.

Figura 4.13 - Estimativa de biomassa acima do solo ($Mg. ha^{-1}$) pelo modelo *NLME* para a população (curva em azul) e grupo (rosa) local*classe de intensidade de uso (LOCI), à esquerda.



Dispersão dos resíduos não padronizados e os valores de biomassa preditos em cada grupo, à direita.

Fonte: Produzido pelo autor.

Se a assíntota fosse fixada para as FP adjacentes (LAURENCE et al., 1999; VIEIRA et al., 2004), as FS regenerariam cerca de 50% da BAS em Manaus e de 54% da BAS em Santarém, aos 25 anos. Houghton et al. (2000) consideraram um acúmulo de BAS superior em seu modelo aos 25 anos (70%), obtido pelo produto da taxa de crescimento das FS de Brown e Lugo (1990). O valor médio de IMA foi de $11 \text{ Mg}\cdot\text{ha}^{-1}\cdot\text{ano}^{-1}$ para FS < 10 anos em toda a Amazônia Brasileira, independente do histórico de uso (BROWN; LUGO, 1990).

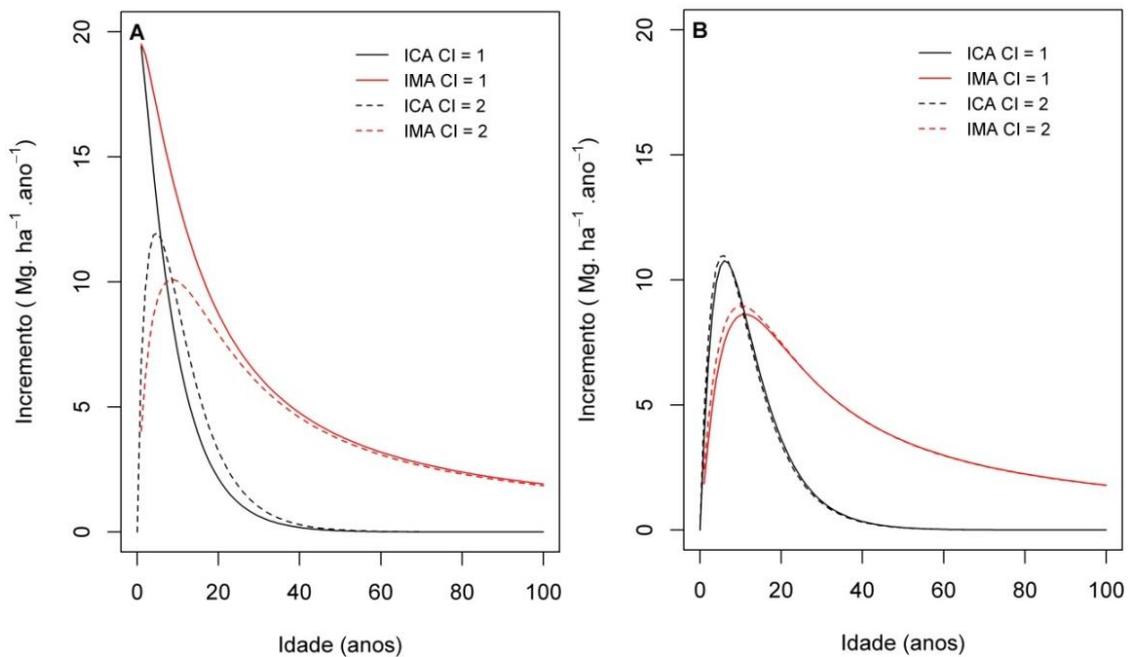
Além das diferenças no acúmulo de BAS observadas nas FS por área de estudo, as curvas de crescimento foram distintas por CI's, especialmente nas FS de Manaus. Formularam-se duas hipóteses sobre o fato das FS de Santarém apresentarem comportamento similar com relação às CI's. Primeiro, a região de Santarém foi uma área explorada há muito mais tempo que a de Manaus. Logo, a $CI = 1$ derivada da série histórica de aproximadamente 30 anos não contempla a exploração anterior a esta data, confundindo, assim, a separação entre as CI's. Segundo, esta região é constantemente afetada pelo fogo, podendo favorecer o estabelecimento de espécies com maior densidade de madeira e que, por consequência, possuem maior proteção natural a incêndio. O fato de o grupo ecológico das espécies secundárias terem maior importância nas FS de Santarém (Tabela 4.3) e apresentar ritmo maior de crescimento reforça esta hipótese (CASSOL et al., 2017).

O incremento de BAS nas FS de Manaus pode chegar a valores superiores a $15 \text{ Mg}\cdot\text{ha}^{-1}\cdot\text{ano}^{-1}$ nos primeiros anos após o corte para $CI = 1$ e de $ICA = \sim 12 \text{ Mg}\cdot\text{ha}^{-1}\cdot\text{ano}^{-1}$ para $CI = 2$ (Figura 4.14). Em Santarém, a intensidade de uso não teve influência significativa nas taxas de crescimento, visto que ambas as classes de intensidade de uso apresentaram ICA máximo $\approx 11 \text{ Mg}\cdot\text{ha}^{-1}\cdot\text{ano}^{-1}$.

Tanto o máximo ICA quanto o máximo IMA ocorreu logo nos primeiros anos de vida para a $CI = 1$ em Manaus (Figura 4.14 A). Isto ocorreu devido ao parâmetro estimado c ,

relativo à forma da curva, ser próximo a um, cujo valor faz o modelo se assemelhar ao monomolecular (sem ponto de inflexão). O máximo ICA e IMA para a CI = 2 em Manaus ocorreu, respectivamente, aos 5 e 9 anos. O máximo ICA e IMA para as FS de Santarém ocorreram, respectivamente, aos 6 e 11 anos para ambas as CI's.

Figura 4.14 - Incremento corrente anual (ICA) e incremento médio anual (IMA) de BAS, em $\text{Mg}\cdot\text{ha}^{-1}\cdot\text{ano}^{-1}$, nas FS de Manaus (A) e Santarém (B), por idade e classe de intensidade: 1 – áreas abandonadas após uso inferior a dois anos e que sofreram menos de dois cortes e 2 – áreas abandonadas após uso superior a dois anos e que sofreram mais de dois cortes.



Fonte: Produzido pelo autor.

Considerando que aproximadamente 50% do valor de BAS é carbono orgânico (C), o potencial de assimilação nas FS com até 15 anos é superior a $5 \text{ Mg}\cdot\text{C}\cdot\text{ha}^{-1}\cdot\text{ano}^{-1}$, em Manaus e Santarém, independente do uso prévio destas áreas. Este valor é superior aos $1,5 \text{ Mg}\cdot\text{C}\cdot\text{ha}^{-1}\cdot\text{ano}^{-1}$ estimados por Houghton et al. (2000) para as FS com $\text{BAS} < 100 \text{ Mg}\cdot\text{ha}^{-1}$ e próximo ao incremento de $5,5 \text{ Mg}\cdot\text{C}\cdot\text{ha}^{-1}\cdot\text{ano}^{-1}$ para as florestas com $\text{BAS} > 190 \text{ Mg}\cdot\text{C}\cdot\text{ha}^{-1}$, utilizados no modelo de fluxo anual de Carbono decorrente da regeneração das florestas da Amazônia Brasileira.

4.5. Distribuição dos parâmetros biofísicos após a modelagem de crescimento

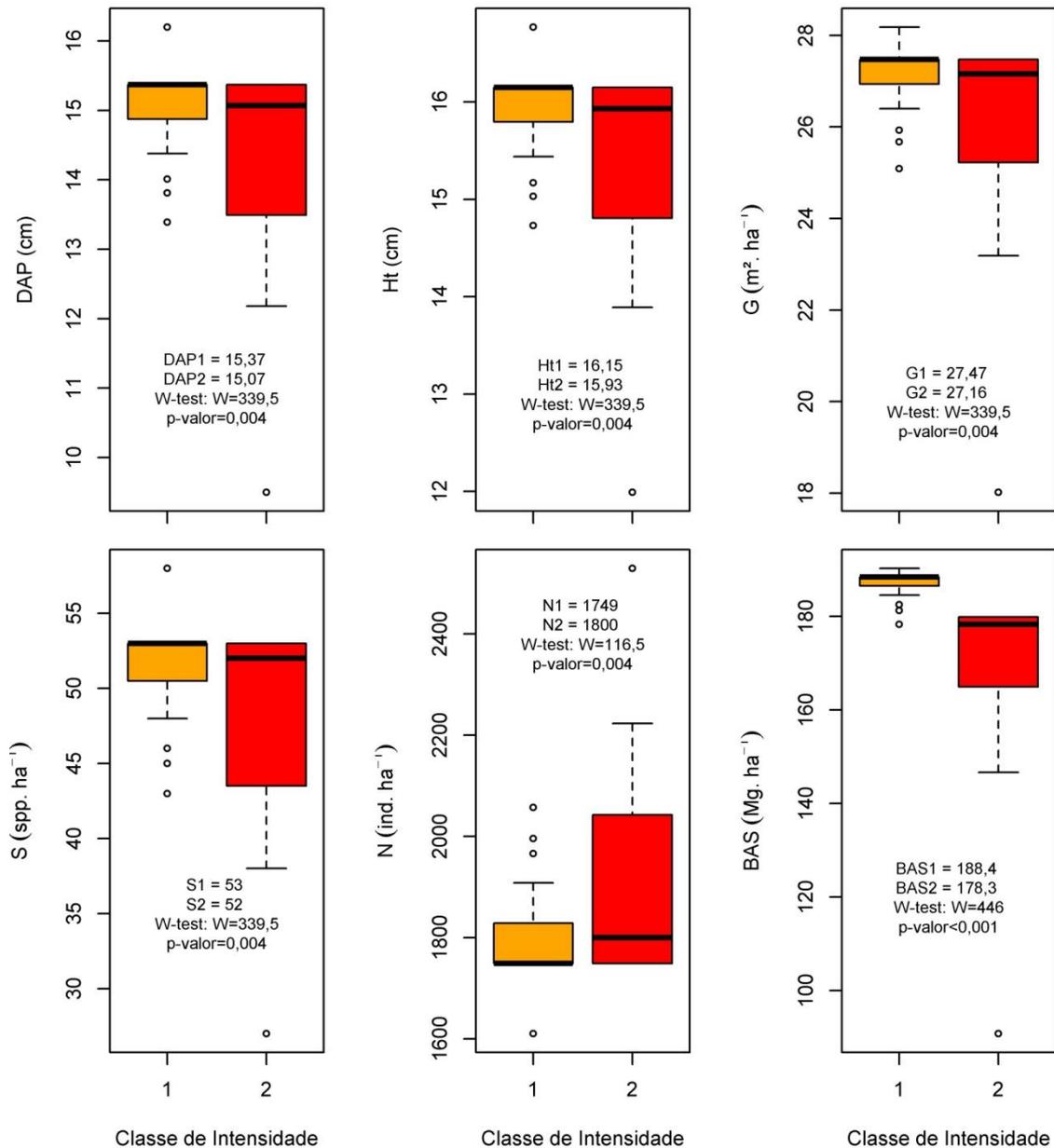
Os modelos de *CR* das seções 4.3 e 4.4 foram utilizados para estimar os parâmetros biofísicos para a data correspondente à dos dados ALOS/PALSAR-2. Na Figura 4.15 observa-se a distribuição dos parâmetros biofísicos por classe de intensidade de uso das FS de Manaus após o ajuste. Os dados contemplam as parcelas medidas neste estudo e as oriundas de fontes externas (seção 3.8).

Todos os parâmetros biofísicos apresentaram diferenças significativas com relação às CI's nas FS de Manaus pelo teste de *Wilcoxon-Mann-Whitney* para amostras independentes e não pareadas (Figura 4.15). Além das diferenças entre medianas, a distribuição dos parâmetros biofísicos na CI = 2 apresentou assimetria negativa (Figura 4.15).

Os parâmetros biofísicos das FS Santarém seguem a distribuição normal para DAP, Ht, G, S e BAS e apresentaram diferenças significativas quanto à CI de uso pelo teste *t*, com exceção de N, que não apresentou diferença significativa (Figura 4.16).

O resultado foi semelhante em ambas as áreas de estudo, pois as médias ou medianas foram superiores nos parâmetros biofísicos nas FS abandonadas após o corte, CI = 1. A exceção foi o parâmetro N, que apresentou maior número de indivíduos nas FS de Manaus que sofreram maior intensidade de uso antes do abandono (CI = 2) (Figura 4.15).

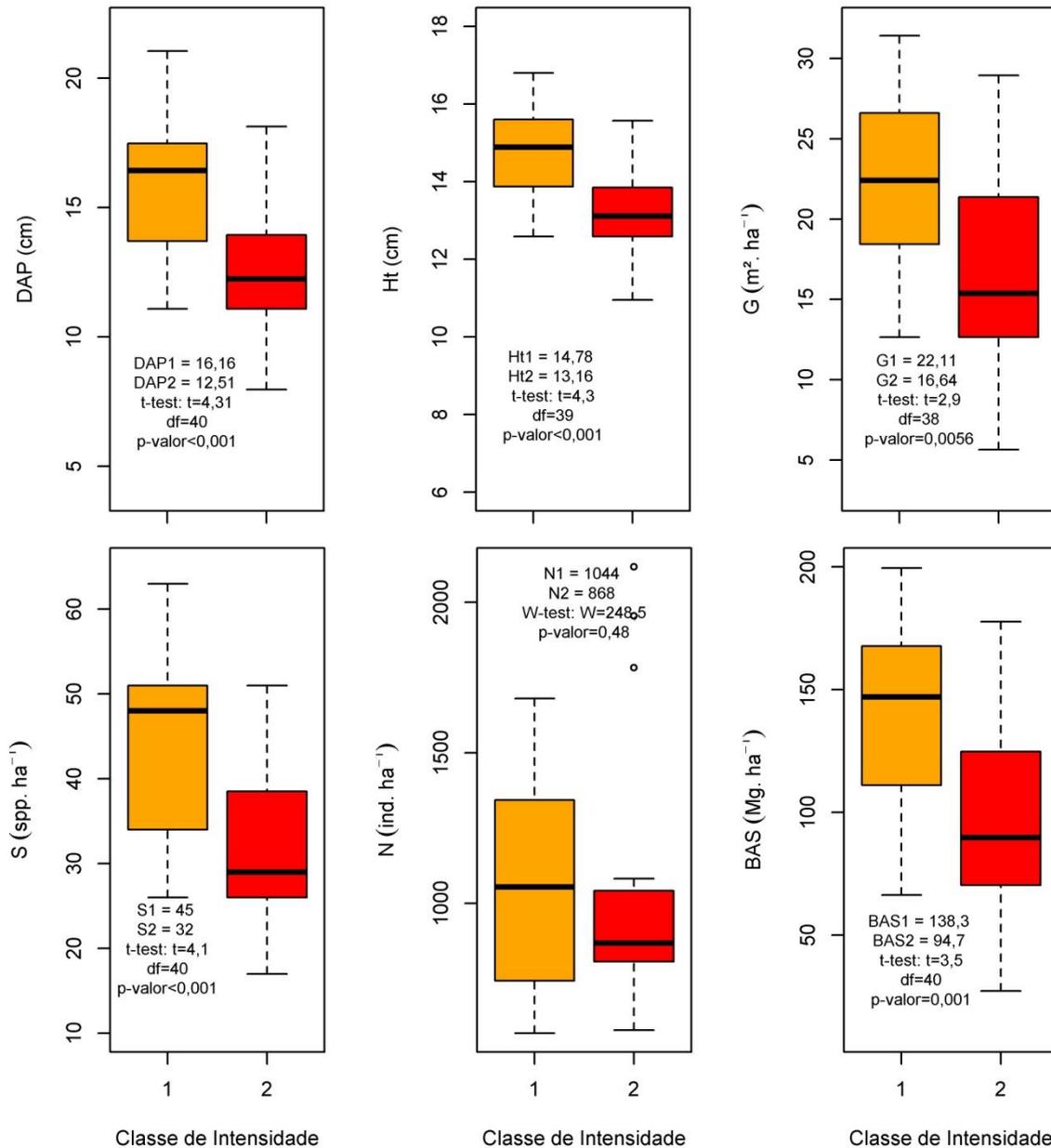
Figura 4.15 - Distribuição dos parâmetros biofísicos por classe de intensidade de uso prévio nas FS de Manaus após o ajuste dos modelos de crescimento.



A estatística do teste *W* encontra-se no gráfico, com a respectiva mediana de cada parâmetro biofísico e classe de intensidade: 1 – áreas menos utilizadas antes do abandono e 2 – mais intensamente utilizadas. DAP – diâmetro à altura do peito médio, Ht – altura total média, G – área basal média, S – número de espécies por hectare, N – número médio de indivíduos por hectare > 5 cm e BAS – biomassa acima do solo média por hectare.

Fonte: Produzido pelo autor.

Figura 4.16 - Distribuição dos parâmetros biofísicos por classe de intensidade de uso prévio nas FS de Santarém após o ajuste dos modelos de crescimento.



A estatística do teste (t ou W) encontra-se no gráfico, com a respectiva média (teste t) ou mediana (teste W) de cada parâmetro biofísico e classe de intensidade: 1 – áreas menos utilizadas antes do abandono e 2 – mais intensamente utilizadas. DAP – diâmetro à altura do peito médio, Ht – altura total média, G – área basal média, S – número de espécies por hectare, N – número médio de indivíduos por hectare > 5 cm e BAS – biomassa acima do solo média por hectare.

Fonte: Produzido pelo autor.

4.6. Caracterização das FS pelos atributos polarimétricos quanto às CI's

Pelo critério de seleção de 90% do algoritmo *CFS* no modo de validação cruzada apenas três atributos foram selecionados por apresentar maior separação entre as CI's nas FS de Manaus (Tabela 4.9). Foram eles os componentes de polarização cruzada da matriz de coerência gerados a partir da decomposição de Cloude e de Huynen (T_{33_H} e T_{33_C} , respectivamente) e o termo T_{23} imaginário de Huynen. Se relaxarmos o critério de seleção a 60% dos casos, têm-se o ângulo de elipticidade médio de Touzi ($TVSM_τ_s$), a componente de espalhamento do tipo *double-bounce* de Singh e a contribuição do grau de polarização normalizada da entropia de Shannon (ES_P_norm) (Tabela 4.9).

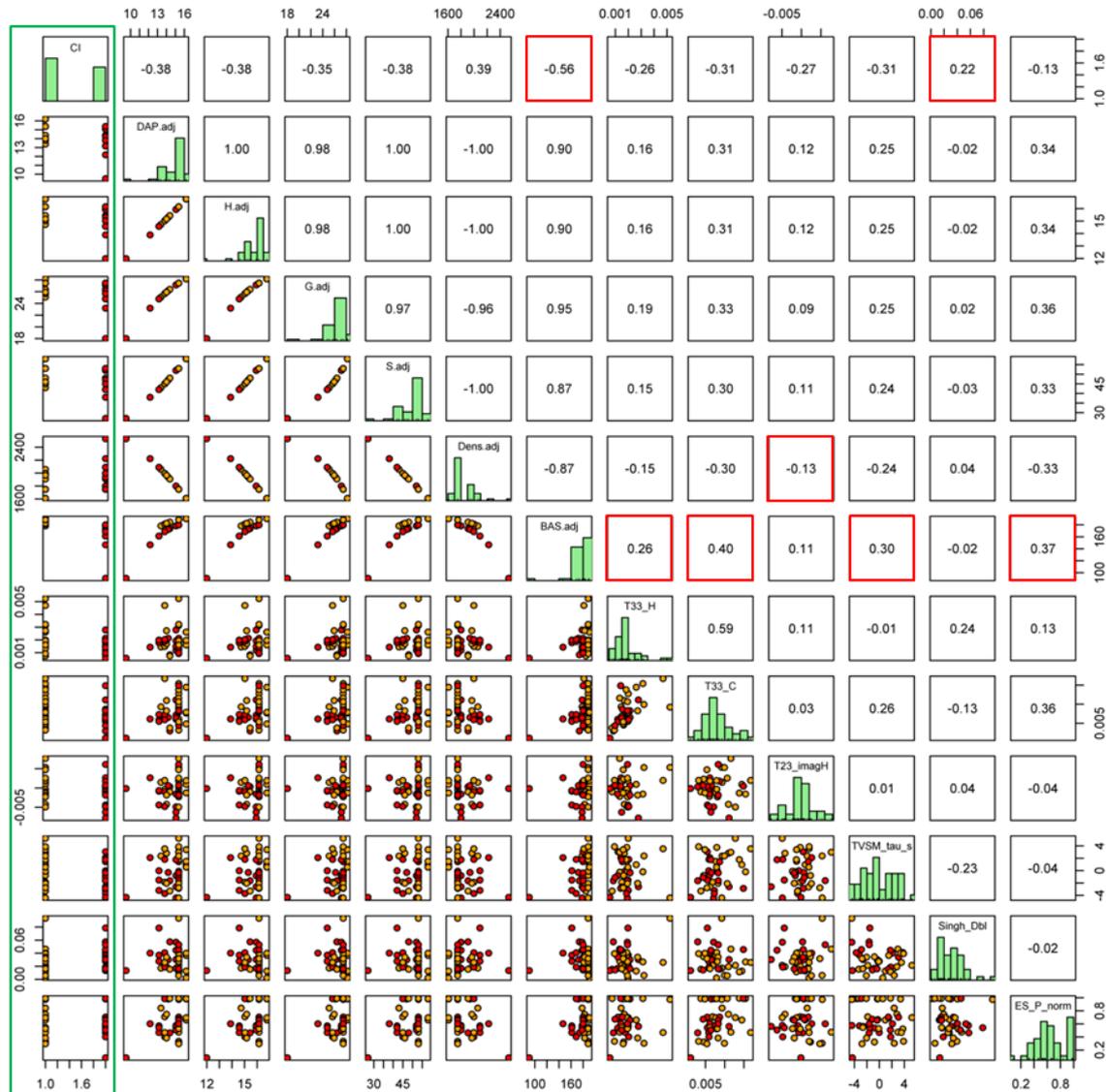
Tabela 4.9 - Atributos oriundos dos dados polarimétricos selecionados pelo *CFS* mediante a validação cruzada 10:1 para a separação das FS de Manaus quanto à classe de intensidade de uso (CI).

Atributo	Número de vezes em que o atributo foi selecionado	% dos subconjuntos	<i>p</i> -valor (teste <i>t</i> ou <i>W</i>)
T_{33_C}	10	100	t: 0,034
T_{33_H}	10	100	t: 0,076
T_{23_imagH}	10	100	t: 0,084
$TVSM_τ_s$	8	80	t: 0,042
Singh_Dbl	6	60	W: 0,110
ES_P_norm	6	60	W: 0,510
C_{12_real}	5	50	t: 0,390
...

Nota: T_{33_C} – componente da polarização cruzada da matriz de coerência da decomposição de Cloude, T_{33_H} – componente de polarização cruzada da matriz de coerência da decomposição de Huynen, T_{23_imagH} – termo T_{23} imaginário da matriz de coerência da decomposição de Huynen, $TVSM_τ_s$ – ângulo de elipticidade médio de Touzi, componente de espalhamento do tipo *double-bounce* da decomposição de Singh, ES_P_norm – contribuição do grau de polarização normalizada da entropia de Shannon, C_{12_real} – termo C_{12} real da matriz de covariância da decomposição de Cloude.

Nota-se, que a separação entre as CI's não é clara, dado pelo *p*-valor próximo à região de não rejeição da hipótese nula; apenas dois atributos obtiveram *p*-valor < 0,05. Pela matriz de correlação entre os atributos polarimétricos e os parâmetros biofísicos pode-se constatar que as CI's estão correlacionadas principalmente com a BAS, provavelmente devido ao ajuste de crescimento por CI ter sido realizado apenas para este parâmetro biofísico (Figura 4.17).

Figura 4.17 - Matriz de correlação entre os parâmetros biofísicos após o ajuste de crescimento e os atributos polarimétricos por classe de intensidade de uso (CI) nas Florestas Secundárias em Manaus: CI = 1 (laranja) e CI = 2 (vermelho).



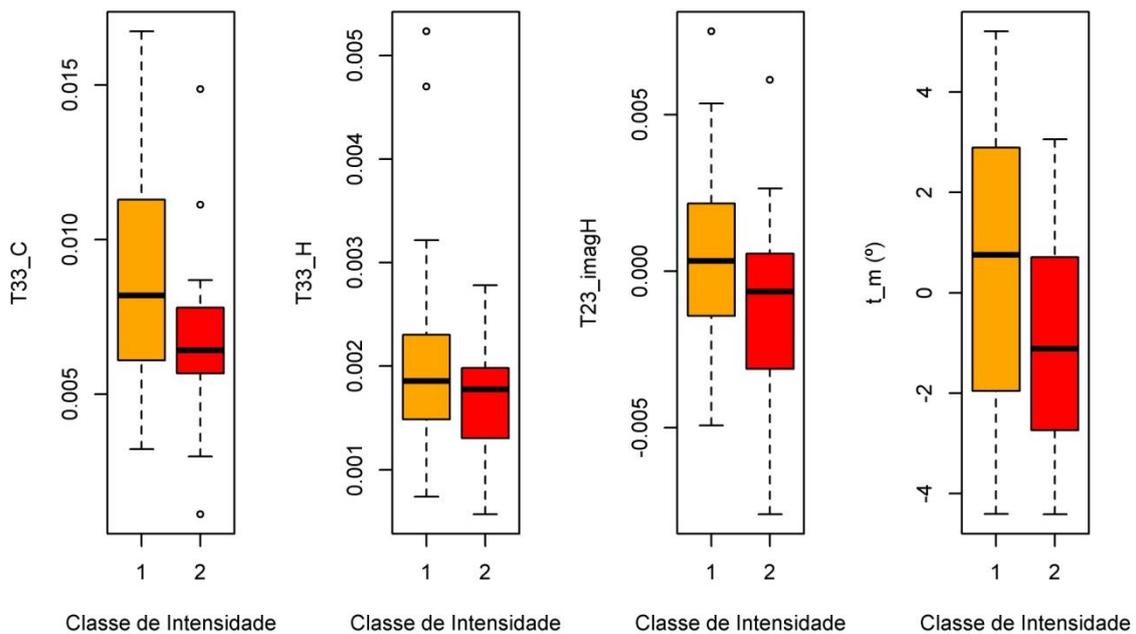
Os coeficientes de correlação de Pearson estão descritos no painel superior. Os gráficos de dispersão encontram-se no painel inferior. Classes de intensidade: 1 – áreas abandonadas após uso inferior a dois anos e que sofreram menos de dois cortes e 2 – áreas abandonadas após uso superior a dois anos ou que sofreram mais de dois cortes. Em verde, destaca-se a distribuição dos parâmetros biofísicos e dos atributos polarimétricos com as classes de intensidade de uso nas florestas secundárias de Manaus. Em vermelho estão destacados os maiores coeficientes de correlação entre os atributos polarimétricos e as variáveis biofísicas.

Fonte: Produzido pelo autor.

Os atributos que apresentaram maior correlação com as classes de intensidade de uso (T_{33_C} e $TVSM_τ_s$) foram aqueles que apresentaram também os maiores coeficientes de correlação com a BAS ajustada. As FS que apresentaram uso menos intenso antes do abandono seguem a tendência a apresentar valores mais altos das componentes T_{33} de Cloude e Huynen e da componente imaginária T_{23} de Huynen, por consequência do maior número de espalhadores nesta classe ($> BAS$).

O único atributo angular que permitiu a separação das classes foi o módulo de elipticidade de Touzi ($TVSM_τ_s$). Conforme a Figura 4.18, verifica-se que as FS de CI = 1 apresentaram ângulo de elipticidade positivo (*Left-hand*), e CI = 2 ângulo de elipticidade negativa (*Right-hand*).

Figura 4.18 - *Boxplots* dos principais atributos obtidos pelo algoritmo CFS (Hall, 1999) por classe de intensidade de uso em Manaus: CI = 1 (laranja) e CI = 2 (vermelho).



Nota: T_{33_C} – componente da polarização cruzada da matriz de coerência da decomposição de Cloude, T_{33_H} – componente de polarização cruzada da matriz de coerência da decomposição de Huynen, T_{23_imagH} – termo T_{23} imaginário da matriz de coerência da decomposição de Huynen, t_m – ângulo de elipticidade médio de Touzi.

Fonte: Produzido pelo autor.

Em Santarém, os atributos que melhor caracterizam as FS quanto às CI's não foram os mesmos observados em Manaus, com exceção do atributo que representa o termo real da matriz de covariância entre os canais HH e HV (C_{12_real}) (Tabela 4.10).

O número de atributos selecionados pelo *CFS* foi superior, mas o acerto foi menor, com muitos atributos selecionados em 50% dos casos. Entretanto, a separação entre as CI's foi mais clara nas FS de Santarém do que nas de Manaus, dado pelo maior número de atributos com $p\text{-valor} < 0,05$ (Tabela 4.10). Provavelmente, este resultado se deve ao fato dos dados de Santarém contemplar FS em estágio iniciais de sucessão.

Tabela 4.10 - Atributos oriundos dos dados polarimétricos selecionados pelo *CFS* mediante a validação cruzada 10:1 para a separação das FS de Santarém quanto à classe de intensidade de uso.

Atributo	Número de vezes em que o atributo foi selecionado	% dos subconjuntos	$p\text{-valor}$ (teste t ou W)
C_{12_real}	9	90	t: 0,017
T_{13_real}	7	70	W: 0,110
T_{22_C}	6	60	t: 0,022
T_{23_imagB}	6	60	W: 0,021
T_{22}	5	50	W: 0,026
$TVSM_{\phi_s}$	5	50	t: 0,018
$MCSM_{Wire}$	5	50	W: 0,012
$MCSM_{DbI}$	5	50	W: 0,042
λ_3	5	50	W: 0,018
$Yamaguchi_{DbI}$	5	50	t: 0,025
...

Nota: C_{12_real} – termo C_{12} real da matriz de covariância, T_{13_real} – termo T_{13_real} real da matriz de coerência, T_{22_C} – módulo da diferença entre os canais linearmente polarizados HH e VV da matriz de coerência de Cloude, T_{23_imagB} – termo T_{23} imaginário da matriz de coerência da decomposição de Barnes-Holm, T_{22} – módulo da diferença entre os canais linearmente polarizados HH e VV da matriz de coerência, $TVSM_{\phi_s}$ – módulo de fase médio de Touzi, $MCSM_{Wire}$ – componente de espalhamento do tipo *wire* da decomposição de Zhang, $MCSM_{DbI}$ – componente de espalhamento do tipo *double-bounce* da decomposição de Zhang, λ_3 – terceiro autovalor associado ao respectivo autovetor da decomposição de Cloude e $Yamaguchi_{DbI}$ – componentee de espalhamento do tipo *double-bounce* da decomposição de Yamaguchi.

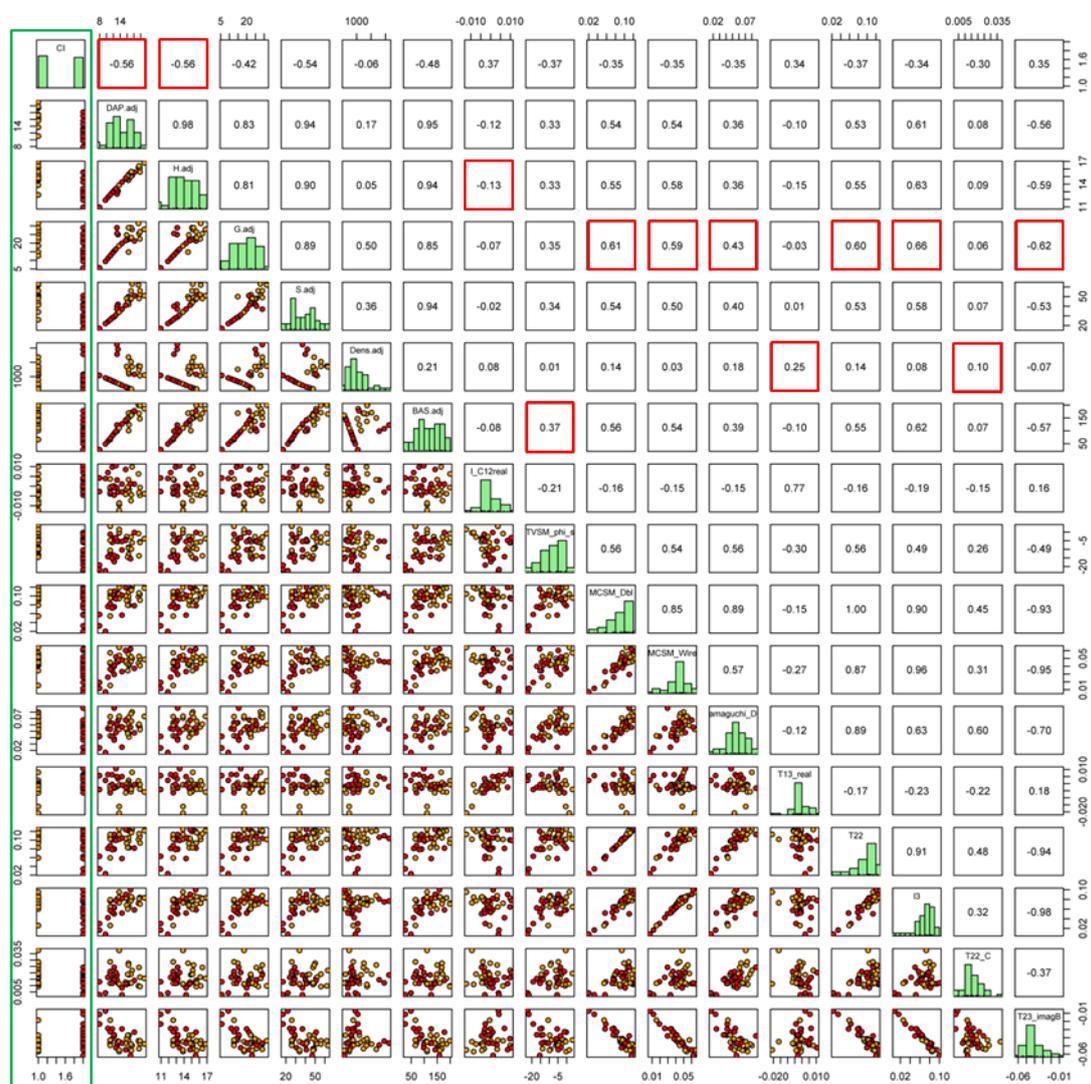
Diferentemente das FS de Manaus, as CI's nas FS de Santarém estão mais fortemente correlacionadas com o DAP e a Ht do que com a BAS (Figura 4.19). Já os atributos polarimétricos que permitiram separar melhor as CI's estão mais fortemente correlacionados com distintos parâmetros biofísicos. Por exemplo, os atributos C_{12_real} e

T_{22_C} permitiram separar as CI's, dado pelo baixo *p-valor* (Tabela 4.10), mas possuem baixa correlação com os parâmetros biofísicos em geral ($\rho < \pm 0,13$, Figura 4.19). O termo C_{12_real} é uma medida do grau de coerência entre os canais HH e HV, sendo que valores próximos a zero representam alvos com baixa coerência polarimétrica entre estes canais, e próximos a um, alvos com alta coerência (WOODHOUSE, 2006). Neste caso, as FS da CI = 1 apresentaram menor coerência polarimétrica do que as FS da CI = 2. Com relação ao termo T_{22_C} , que se refere ao módulo da diferença entre os canais linearmente polarizados HH e VV da matriz [T] de Cloude, as FS apresentaram maior retorno para CI = 1.

As FS que sofreram menor intensidade de uso em Santarém apresentam maiores valores nos atributos polarimétricos que possuem relação direta com o espalhamento volumétrico e de dossel, como o atributo T_{22} e λ_3 , referente ao terceiro autovalor associado ao respectivo autovetor da decomposição de Cloude representado pela magnitude de sinal de retorno da polarização cruzada HV. Estes resultados são esperados para florestas mais estruturadas e com maior BAS, como é o caso das FS abandonadas logo após o corte (CI = 1).

O módulo de fase de Touzi ($TVSM_{\phi_{hi_s}}$), que apresentou baixo *p-valor* para a separação das CI's (Tabela 4.10), por sua vez, está correlacionado com a BAS ($\rho = 0,56$, *p-valor* = 0,0187), ao passo que as componentes do mecanismo de espalhamento do tipo *double-bounce* de Yamaguchi e de Zhang e a componente de espalhamento do tipo *wire* (fio) de Zhang estão mais fortemente correlacionadas com a área basal G ($\rho = 0,43$; $\rho = 0,61$; $\rho = 0,59$, respectivamente, *p-valor* < 0,005) (Figura 4.19).

Tabela 4.19 - Matriz de correlação entre os parâmetros biofísicos após o ajuste do crescimento e os atributos polarimétricos por classe de intensidade de uso nas Florestas Secundárias de Santarém: CI = 1 (laranja) e CI = 2 (vermelho).

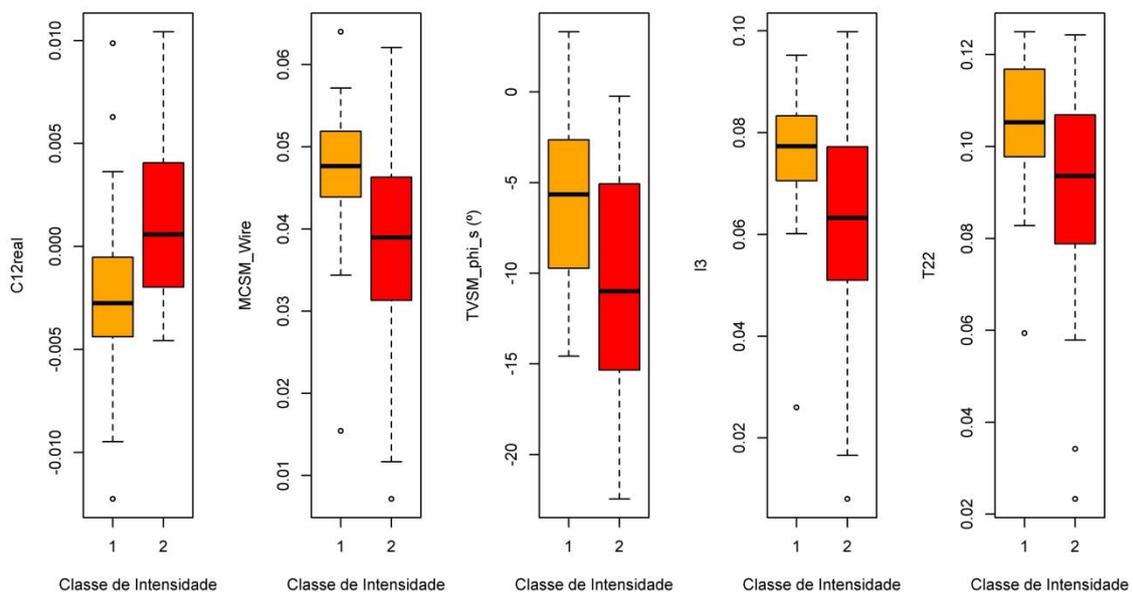


Os coeficientes de correlação de Pearson estão descritos no painel superior. Os gráficos de dispersão encontram-se no painel inferior. Classes de intensidade: 1 – áreas abandonadas após uso inferior a dois anos e que sofreram menos de dois cortes e 2 – áreas abandonadas após uso superior a dois anos ou que sofreram mais de dois cortes. Em verde, destaca-se a distribuição dos parâmetros biofísicos e dos atributos polarimétricos com as classes de intensidade de uso nas florestas secundárias de Santarém. Em vermelho estão destacados os maiores coeficientes de correlação entre os atributos polarimétricos e as variáveis biofísicas.

Fonte: Produzido pelo autor.

Pelo módulo de fase de Touzi (ψ), as FS que sofreram maior intensidade de uso antes do abandono têm tendência a apresentar maior assimetria de reflexão (Figura 4.20). A hipótese de que as FS não apresentam simetria de reflexão pode ser observada também pelo valor de C_{12_real} , pois segundo Lee e Pottier (2009), os elementos fora da diagonal principal da matriz de covariância são nulos se satisfazem a condição de simetria de reflexão (caso monostático). Neste sentido, as FS de Santarém apresentaram assimetria positiva pelo atributo $C_{12_real} = \sqrt{2} \langle |S_{hh} S_{hv}^*| \rangle$ para a CI = 1 e quase nula para a CI = 2.

Figura 4.20 - *Boxplots* dos principais atributos obtidos pelo algoritmo CFS (Hall, 1999) por classe de intensidade de uso em Santarém: CI=1 (laranja) e CI = 2 (vermelho).



Nota: C_{12_real} – termo C_{12} real da matriz de covariância, $MCSM_{Wire}$ – componente de espalhamento do tipo *wire* da decomposição de Zhang, $TVSM_{\phi_s}$ – módulo de fase médio de Touzi, l_3 – terceiro autovalor associado ao respectivo autovetor da decomposição de Cloude e T_{22} – módulo da diferença entre os canais linearmente polarizados HH e VV da matriz de coerência.

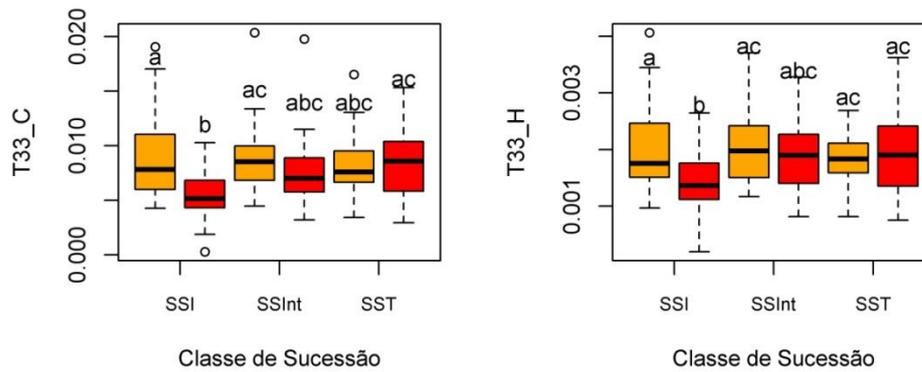
Fonte: Produzido pelo autor.

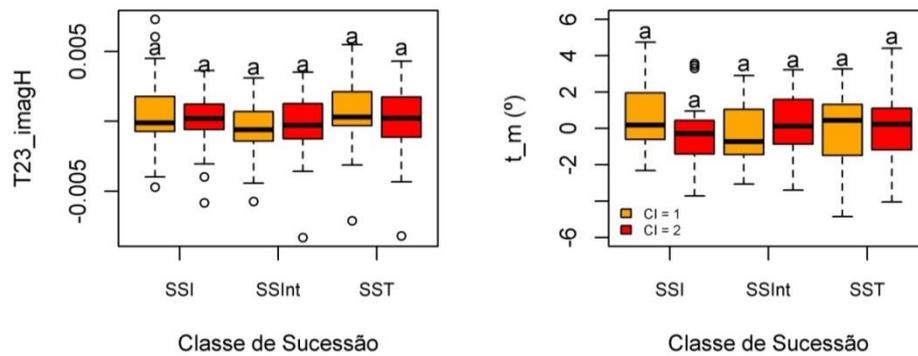
O espalhamento do tipo *wire* é predominante em ambientes urbanos e resultante da interação das ondas EM com bordas, beirais e marcos de janelas (ZHANG et al., 2008). Obviamente, estas estruturas não estão presentes nas florestas, mas, ainda, segundo os próprios autores, estes mecanismos elementares se manifestam quando a condição de simetria de reflexão não é satisfeita e os termos de fora da diagonal principal da matriz de covariância não são nulos.

Os atributos polarimétricos extraídos dos dados ALOS/PALSAR-2 permitiram separar as FS de Manaus e Santarém quanto às CI's, mas o *p-valor* encontra-se muito próximo do valor crítico de H_0 (Tabelas 4.9 e 4.10). Por isso, coletou-se 180 amostras aleatórias em cada área de estudo, separadas por classe de intensidade (90 amostras/CI), com a finalidade de testar se as diferenças estatísticas observadas são consistentes para outro conjunto aleatório de dados. As 90 amostras são formadas por retângulos de 90 x 90 m (≈ 200 pixels ALOS/PALSAR-2) e foram divididas igualmente em três subconjuntos de idade: sucessão secundária inicial – SSI (1 – 7 anos), sucessão secundária intermediária – SSInt (8 – 16 anos) e sucessão secundária avançada – SST (> 16 anos). Estas classes foram extraídas das séries históricas do trabalho de Carreiras et al. (2014) (Seção 3.2). Duas imagens Landsat 8 OLI correspondentes às datas das imagens ALOS/PALSAR-2 foram usadas para verificar se há comportamento espectral de floresta nas classes extraídas, uma vez que as séries históricas contemplam as datas até 2011, em Manaus, e 2010, em Santarém.

Apenas os atributos T_{33_C} e T_{33_H} apresentaram diferenças estatísticas entre as CI's nas FS de Manaus com o novo conjunto de dados pelo teste de *Wilcoxon Mann-Whitney* ($W: 4663, p\text{-valor} = 0,0014$; $W: 5060, p\text{-valor} = 0,041$, respectivamente) (Figura 4.21).

Figura 4.21 - *Boxplots* dos principais atributos usados para separar as FS de Manaus por CI: 1 (laranja) e 2 (vermelho), utilizando outro conjunto aleatório de dados.





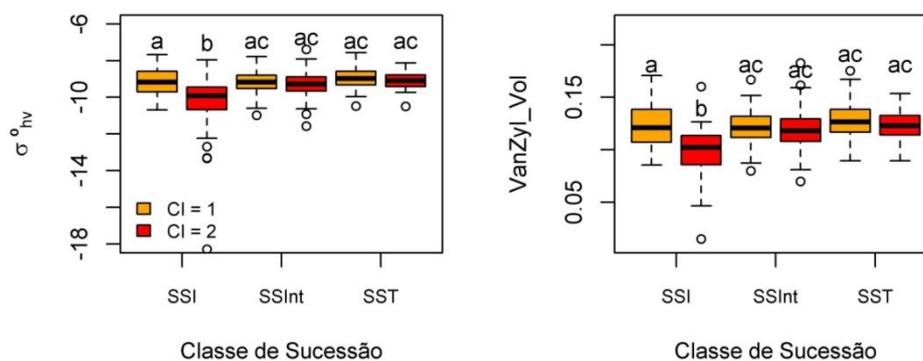
Medianas seguidas pela mesma letra não diferem entre si pelo teste de Kruskal-Wallis ($\alpha = 0,05$). T_{33_C} – componente da polarização cruzada da matriz de coerência da decomposição de Cloude, T_{33_H} – componente de polarização cruzada da matriz de coerência da decomposição de Huynen, T_{23_imagH} – termo T_{23} imaginário da matriz de coerência da decomposição de Huynen, t_m – ângulo de elipticidade médio de Touzi.

Fonte: Produzido pelo autor.

Além disso, estas diferenças foram mais evidentes nas FS de 1 a 7 anos (SSI) (Figura 4.21). Não houve diferenças estatísticas entre as CI's e as classes de sucessão para os atributos T_{23_imagH} e a magnitude de elipticidade de Touzi (Figura 4.21).

Porém, este novo conjunto de dados apresentou diferenças estatísticas entre as CI's para os atributos que representam as múltiplas interações com a vegetação, como coeficiente de retroespalhamento cruzado (σ^o_{hv}) e a contribuição de espalhamento volumétrico de Van Zyl (Figura 4.22).

Figura 4.22 - *Boxplots* do coeficiente de retroespalhamento cruzado (σ^o_{hv}) e do espalhamento volumétrico de Van Zyl para a separação das FS de Manaus quanto às CI's: 1 (laranja) e 2 (vermelho).



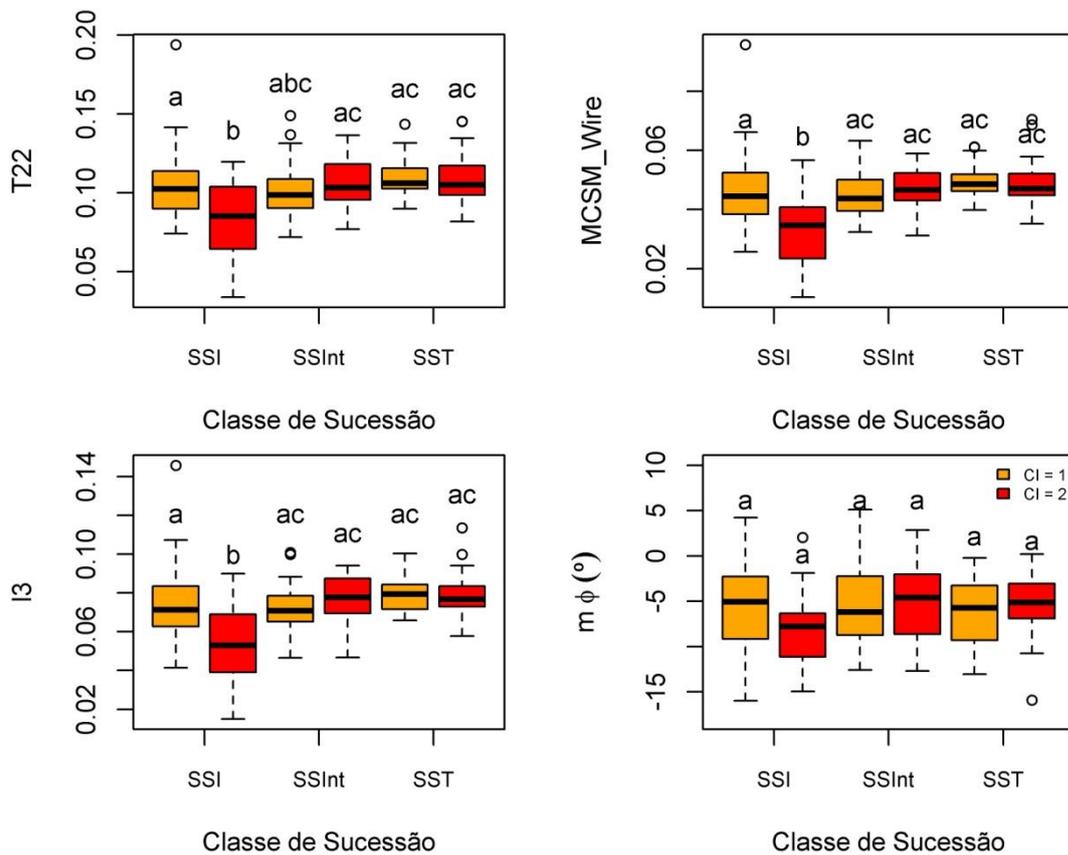
Medianas seguidas pela mesma letra não diferem entre si pelo teste de Kruskal-Wallis ($\alpha = 0,05$).

Fonte: Produzido pelo autor.

Em ambos os casos, há uma diminuição do espalhamento volumétrico nas FS que tiveram maior intensidade de uso antes do abandono (em vermelho), e esta diferença foi significativa apenas nas fases iniciais (SSI) (Figura 4.22).

Em Santarém, os atributos selecionados para separar as FS quanto às CI's não apresentaram diferenças estatísticas para discriminar estas mesmas classes com o novo conjunto aleatório de dados. Os atributos T_{22} e espalhamento do tipo *Wire* (MCSM_Wire) e λ_3 apresentaram diferenças significativas apenas para as FS jovens (SSI), mas não para as FS em estágios mais avançados de sucessão (Figura 4.23).

Figura 4.23 - *Boxplots* dos principais atributos usados para separar as FS de Santarém quanto às CI's: 1 (laranja) e 2 (vermelho), utilizando outro conjunto aleatório de dados.

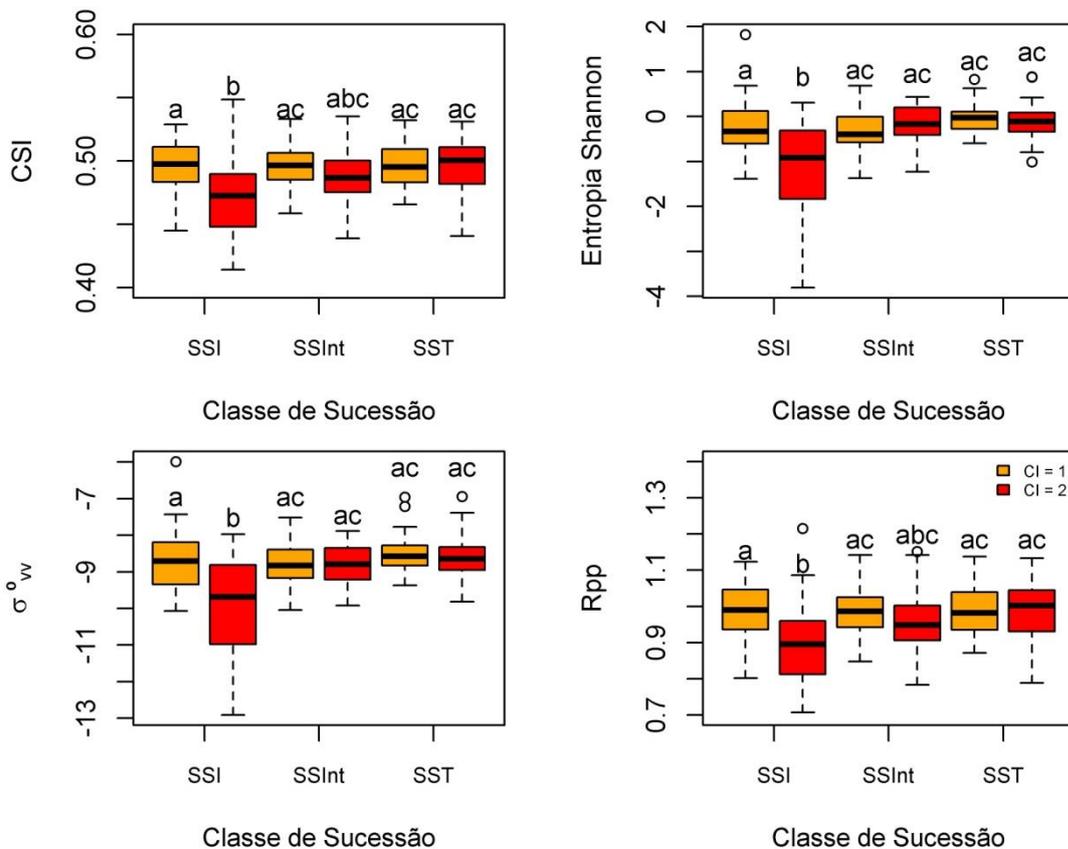


Medianas seguidas pela mesma letra não diferem entre si pelo teste de Kruskal-Wallis ($\alpha = 0,05$). T_{22} – módulo da diferença entre os canais linearmente polarizados HH e VV da matriz de coerência, $MCSM_{Wire}$ – componente de espalhamento do tipo *wire* da decomposição de Zhang, λ_3 – terceiro autovalor associado ao respectivo autovetor da decomposição de Cloude e $m\Phi(^{\circ})$ – módulo de fase médio de Touzi.

Fonte: Produzido pelo autor.

No novo conjunto de dados a melhor separação entre as CI's foi obtida com os atributos que estão frequentemente associados ao retroespalhamento oriundo do canal co-polarizado VV, como o índice de estrutura do dossel (CSI), o índice Rpp e o próprio coeficiente de retroespalhamento σ°_{VV} (Figura 4.24).

Figura 4.24 - *Boxplots* do índice de estrutura do dossel (CSI – *Canopy Structure Index*), Entropia de Shannon, coeficiente de retroespalhamento verticalmente co-polarizado (σ°_{VV}) e a razão de polarização paralela (Rpp) para a separação das FS de Santarém quanto às CI's: 1 (laranja) e 2 (vermelho).



Medianas seguidas pela mesma letra não diferem entre si pelo teste de Kruskal-Wallis ($\alpha = 0,05$).

Fonte: Produzido pelo autor.

A entropia de Shannon também permitiu a separação por CI, mas apenas nas FS jovens. A entropia de Shannon é resultado da decomposição de dois campos elétricos em três componentes físicos independentes (REFRÉGIER; MORIO, 2006): (i) soma da entropia de cada canal co-polarizado, (ii) decréscimo da entropia devido à ordem criada pelas ondas parcialmente polarizadas e (iii) decréscimo da entropia devido à coerência parcial

entre os canais co-polarizados. Neste caso, a entropia de Shannon pode resultar em valores negativos, que estão associados à diminuição da coerência entre os canais.

Independente do conjunto de dados e da área de estudo utilizada, o comportamento dos atributos frente às CI's foi similar. As áreas de FS que sofreram maior intervenção antes do abandono (CI = 2) apresentaram valores dos atributos inferiores às que foram abandonadas logo após o corte raso (CI = 1); e estas diferenças foram mais significativas nas FS jovens (< 7 anos). Este resultado é distinto da hipótese deste trabalho de que as diferenças entre as classes de intensidade de uso fossem mais evidentes nas FS avançadas.

4.7. Correlação entre os dados polarimétricos e os parâmetros biofísicos

Na Figura 4.25 encontra-se a localização espacial do conjunto total de amostras (medidas e de fontes externas) em cada área de estudo sob o mosaico de composição colorida falsa-cor com as três componentes de espalhamento de Freeman e Durden após o processo de filtragem.

Na Tabela 4.11 estão listados os dados polarimétricos mais frequentes para separar as FS de Manaus e Santarém mediante o algoritmo *CFS*. Embora, esta separação não seja possível por conta da distância geográfica, o objetivo foi analisar quais dos atributos apresentam maior sensibilidade à composição florística e estrutural destas áreas.

Pelo critério de 90% para a seleção de atributos em 10 subconjuntos aleatórios, seis obtiveram o melhor desempenho em discriminar as áreas de estudo. Estes atributos foram as três componentes de espalhamento de Yamaguchi (volumétrica, *double-bounce* e superficial, *odd-bounce*), o termo de correlação cruzada da matriz de coerência [T] de Huynen, a componente da soma das co-polarizações da matriz [T] de Barnes-Holm e a entropia de Shannon normalizada.

Tabela 4.11 - Atributos oriundos dos dados polarimétricos selecionados pelo *CFS*, mediante a validação cruzada 10:1 para a separação das FS por área de estudo.

Atributo	Número de vezes em que o atributo foi selecionado	% dos subconjuntos
T _{33 H}	10	100
T _{11 B}	10	100
Yamaguchi_Vol	10	100
Yamaguchi_Odd	10	100
Yamaguchi_Dbl	10	100
ES_norm	9	90
T _{12 real}	7	70
T _{23 imag}	6	60
...

Nota: T_{33_H} – componente de polarização cruzada da matriz de coerência da decomposição de Huynen, T_{22_C} – módulo da soma entre os canais linearmente polarizados HH e VV da matriz de coerência de Barnes-Holm, Yamaguchi_{Vol} – componentee de espalhamento volumétrico da decomposição de Yamaguchi, Yamaguchi_{Odd} – componentee de espalhamento superficial da decomposição de Yamaguchi, Yamaguchi_{Dbl} – componentee de espalhamento *double-bounce* da decomposição de Yamaguchi, ES_norm – entropia de Shannon normalizada, T_{12_real} – termo T₁₂ real da matriz de coerência e T_{23_imag} – termo T₂₃ imaginário da matriz de coerência.

As três componentes de Yamaguchi obtiveram os maiores coeficientes de correlação com área de estudo $\rho > 0,8$, embora estas apresentassem alta correlação entre si (Figura 4.26). Os valores da componente de espalhamento volumétrico de Yamaguchi foram consistentemente mais baixos nas FS de Santarém com relação aos das FS de Manaus. O inverso foi observado para as componentes de espalhamento *double-bounce* e superficial (Figura 4.26).

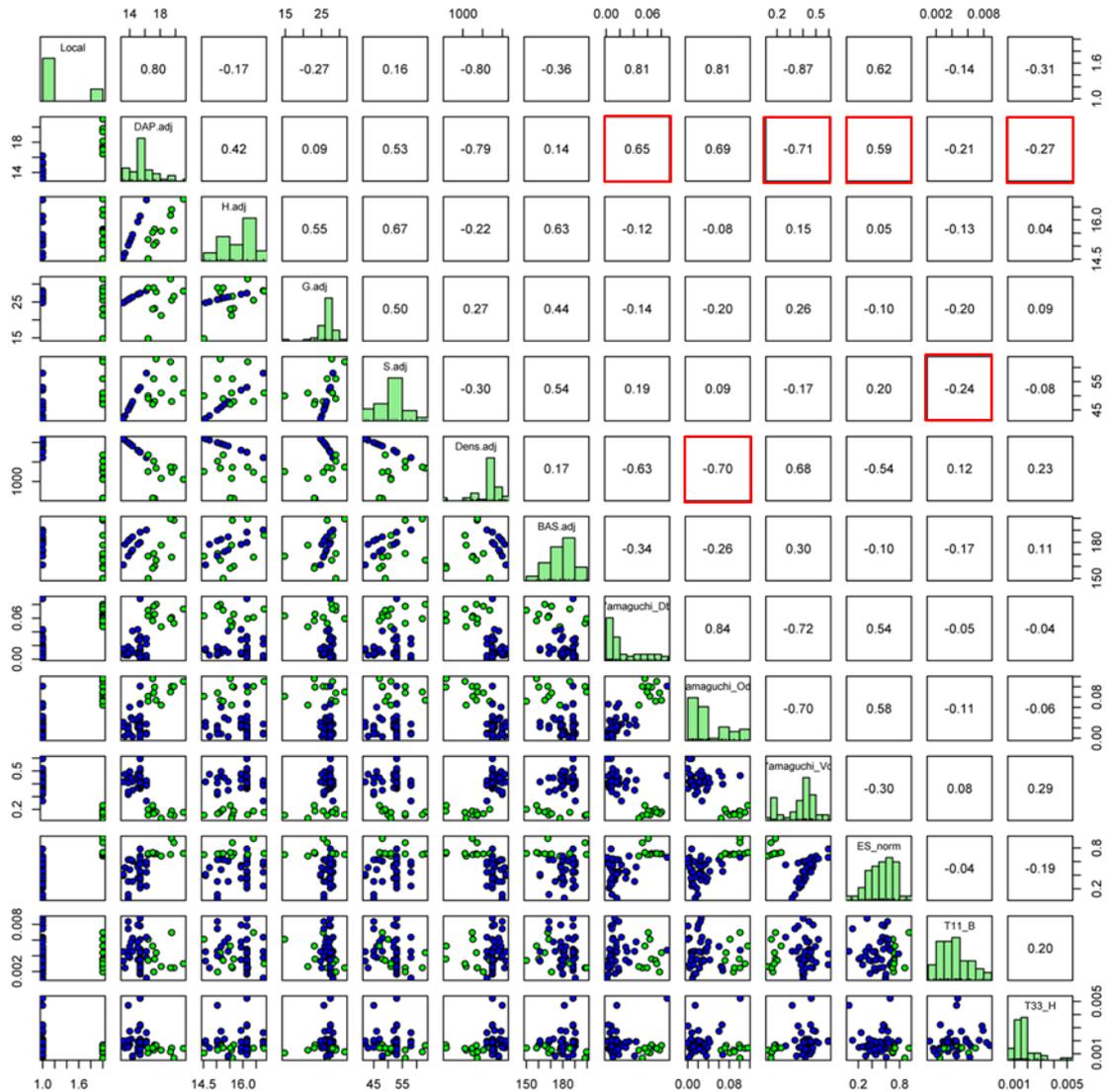
A menor densidade média de indivíduos por hectare resultou no aumento do DAP médio, por consequência da menor competição interespecífica. Logo, as componentes de Yamaguchi estão sendo sensíveis principalmente a estes dois parâmetros estruturais, ao invés da BAS, Ht e G, que não apresentaram diferenças significativas entre as áreas de estudo ($p\text{-valor} = 0,093$, $p\text{-valor} = 0,28$ e $p\text{-valor} = 0,3$, respectivamente).

A menor densidade de indivíduos por hectare em Santarém ($N = 1.187 \text{ ind.ha}^{-1}$) permite que boa parte do pulso de micro-ondas penetre no dossel e interaja com o solo e solo-tronco resultando no aumento na componente de espalhamento superficial e do tipo *double-bounce* nestas áreas (Fig. 4.26).

O DAP médio próximo ao comprimento de onda do Radar (DAP = 18,2 cm) também apresenta contribuição no espalhamento *double-bounce*, dado pelo alto coeficiente de correlação $\rho = 0,65$ (Fig. 4.26). Já o número de indivíduos por hectare superior nas FS de Manaus ($N = 1.815 \text{ ind.ha}^{-1}$) está relacionado ao aumento da componente de espalhamento volumétrico, provavelmente, devido ao adensamento das copas e à estrutura multiestratificada das FS avançadas presentes nesta área.

Entretanto, estas diferenças poderiam ser decorrentes de erros não conhecidos durante a etapa de processamento ou modo de aquisição dos dados (datas, ângulos de aquisição, órbitas diferentes, etc.) e não simplesmente relativas à estrutura da floresta. Dessa forma, avaliou-se se estas diferenças são consistentes com outras decomposições polarimétricas.

Figura 4.26 - Matriz de correlação entre os parâmetros biofísicos nas florestas secundárias após o ajuste de crescimento e os atributos polarimétricos em cada área de estudo: Manaus (azul) e Santarém (verde).

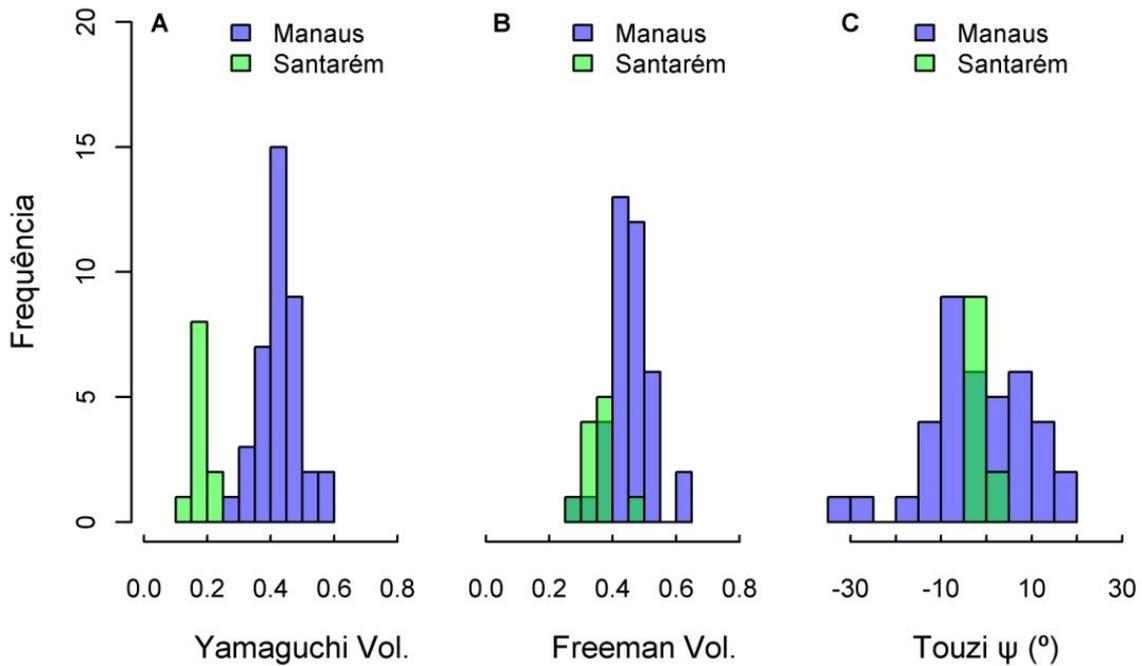


Os coeficientes de correlação de Pearson estão descritos no painel superior. Os gráficos de dispersão encontram-se no painel inferior. Em vermelho estão destacados os maiores coeficientes de correlação entre os atributos polarimétricos e as variáveis biofísicas.

Fonte: Produzido pelo autor.

A Figura 4.27 mostra que o espalhamento volumétrico de Freeman e Durden apresentou comportamento similar, com valores inferiores nas FS de Santarém, mas neste caso, houve clara confusão entre as áreas de estudo, dada pela sobreposição dos histogramas.

Figura 4.27 - Histograma das frequências da componente de espalhamento volumétrico de Yamaguchi (A) e de Freeman e Durden (B), e ângulo de orientação preferencial de Touzi (C) segundo as florestas secundárias de Manaus e de Santarém.



Fonte: Produzido pelo autor

A decomposição de Freeman e Durden e de Yamaguchi diferem entre si no método de obtenção da matriz de espalhamento volumétrico, com relação à orientação preferencial dos múltiplos espalhadores em relação ao ângulo de incidência (ver seção A.1.4, YAMAGUCHI et al., 2005). Segundo esta definição, as florestas possuem cilindros preferencialmente verticais em Santarém. Em Manaus, os cilindros não possuem ângulo preferencial (Figura 4.27). Por outro lado, pelo ângulo de orientação médio de Touzi (Figura 4.27 C), as FS de Santarém não possuem ângulo preferencial de orientação (centrado em zero), ao passo que as FS de Manaus, ora possuem múltiplos espalhadores verticalmente orientados, ora horizontalmente orientados. Estes dois conceitos, contudo, não são intercambiáveis, pois são decorrentes de decomposições coerentes e incoerentes, respectivamente, e servem apenas para uma visão sinótica do comportamento das FS nas áreas de estudo.

A ordem dos seis atributos polarimétricos que apresentaram maior correlação com os parâmetros biofísicos nas FS estão demonstrados na Tabela 4.12. Estes atributos foram

distintos em cada área de estudo, mas apresentaram menor variação entre si e os parâmetros biofísicos para cada área. Isto por que os parâmetros biofísicos foram estimados através dos modelos de crescimento, reduzindo grande parte das fontes de variação. Este foi o motivo pelo qual os atributos polarimétricos que apresentaram as maiores correlações com os parâmetros biofísicos de Manaus foram os mesmos, variando apenas a ordem (Tabela 4.12).

Os atributos que representam o espalhamento do tipo volumétrico, como a entropia de Shannon (ES) e as decorrentes da decomposição de Zhang, Singh, Yamaguchi e Freeman e Durden apresentaram os maiores coeficientes de correlação com os parâmetros biofísicos nas FS de Manaus (Tabela 4.12).

Em Santarém, os atributos que apresentaram maiores correlações foram aqueles que representam o espalhamento do tipo volumétrico, com destaque para o terceiro autovalor da decomposição de Cloude λ_3 , que apresentou maior correlação com a BAS tanto pelo método linear de Pearson quanto não paramétrico de Spearman (Tabela 4.12).

Tabela 4.12 - Ordem dos atributos polarimétricos com maiores coeficientes de correlação com os parâmetros biofísicos das FS, em Manaus e Santarém, obtidos pelos métodos de Pearson e Spearman.

Local	Método	Parâmetro biofísico	Ordem dos atributos								
Manaus	Pearson	DAP	ES	ES_I	ES_P	RFDI	H	Freeman_Vol	Singh_Vol	Yamaguchi_Vol	
		H	ES	ES_I	ES_P	RFDI	H	VSI	Freeman_Vol	Singh_Vol	
		G	ES	ES_I	ES_P	Freeman_Vol	H	Yamaguchi_Vol	Singh_Vol	λ_3	
		S	ES	ES_I	RFDI	ES_P	VSI	H	p3	FP	
		N	ES	ES_I	RFDI	ES_P	VSI	H	I_C22	VanZyl_Vol	
		BAS	ES	ES_I	ES_P	Yamaguchi_Vol	Freeman_Vol	Singh_Vol	H	I_C22	
	Spearman	DAP	T23_imagC	MCSM_vol	RFDI	ES_P	T12_real	T12_realH	TVSM_τ_s	CSI	
		H	T23_imagC	MCSM_vol	RFDI	ES_P	T12_real	T12_realH	TVSM_τ_s	CSI	
		G	T23_imagC	MCSM_vol	RFDI	ES_P	T12_real	T12_realH	TVSM_τ_s	CSI	
		S	T23_imagC	MCSM_vol	RFDI	ES_P	T12_real	T12_realH	TVSM_τ_s	CSI	
		N	T23_imagC	MCSM_vol	RFDI	ES_P	T12_real	T12_realH	TVSM_τ_s	CSI	
		BAS	MCSM_vol	TVSM_τ_s	T33_C	H_A	MCSM_wire	derd	derd_norm	A	
	Santarém	Pearson	DAP	λ_3	Freeman_Vol	Singh_Vol	Yamaguchi_Vol	I_C22	VanZyl_Vol	T33	Bhattacharya_Vol
			H	λ_3	Freeman_Vol	Singh_Vol	Yamaguchi_Vol	I_C22	VanZyl_Vol	T33	Bhattacharya_Vol
G			λ_3	Singh_Vol	Freeman_Vol	Yamaguchi_Vol	I_C22	VanZyl_Vol	T33	λ_2	
S			λ_3	Singh_Vol	Freeman_Vol	λ_2	Yamaguchi_Vol	I_C22	VanZyl_Vol	T33	
N			I_C23real	TVSM_ψ_s3	T23_realC	TVSM_ψ_s1	T13_real	T13_realH	T13_realC	Neumann_δ	
BAS			λ_3	Singh_Vol	Freeman_Vol	Yamaguchi_Vol	Forest	I_C22	VanZyl_Vol	T33	
Spearman		DAP	λ_3	ES_I	Pt	Singh_Vol	ES	Yamaguchi_Vol	BMI	Freeman_Vol	
		H	λ_3	ES_I	Pt	Yamaguchi_Vol	Singh_Vol	I_C22	VanZyl_Vol	T33	
		G	ES	ES_I	Pt	λ_3	λ_2	Singh_Vol	BMI	I_C33	
		S	λ_3	ES	Singh_Vol	ES_I	Pt	λ_2	Neumann_τ	Yamaguchi_Vol	
N	T13_real	T13_realH	T13_realC	Neumann_δ	TVSM_ψ_s3	derd	derd_norm	T23_realC			
BAS	λ_3	ES_I	Pt	ES	Singh_Vol	Yamaguchi_Tot	λ_2	Yamaguchi_Vol			

Todos os atributos listados foram significativos ao nível $\alpha = 0,05$ de probabilidade de erro.

Ainda, a densidade média por hectare apresentou maior correlação com os atributos angulares, como os derivados da decomposição de Touzi e de Neumann, e com os termos reais dos coeficientes de correlação complexa entre os elementos de fora da diagonal principal das matrizes T e C; A relação entre a densidade de indivíduos e os dados polarimétricos não é bem compreendida, pois enquanto os outros parâmetros biofísicos apresentam aumento com a idade, a densidade de indivíduos possui comportamento contrário.

4.8. Modelos de regressão para a BAS

A estimativa de BAS por meio de análises de regressão foi realizada primeiramente nos dados de Santarém, por contemplar um intervalo de BAS maior, que variou de $BAS = 27,19 - 199 \text{ Mg.ha}^{-1}$. Em Manaus, a variação foi de $BAS = 90,8 - 190 \text{ Mg.ha}^{-1}$. Por conta disso, o conjunto de dados apresentado na seção anterior foi usado para estimar a BAS por idade obtida pela série histórica e então modelá-la com os atributos polarimétricos.

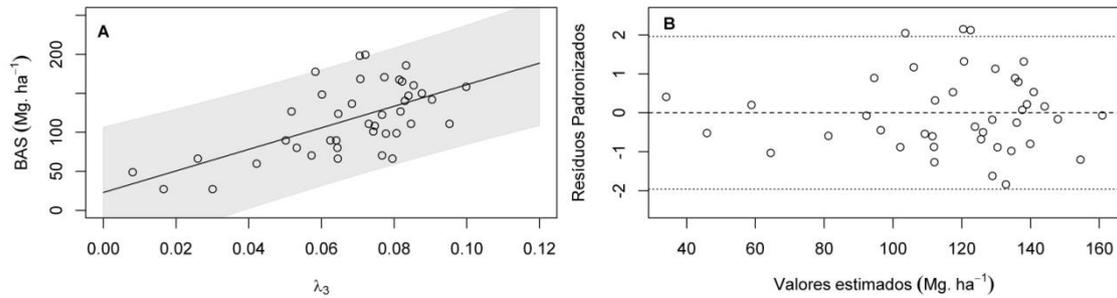
4.8.1. Modelo de regressão linear múltiplo em Santarém

Os seis atributos que apresentaram a maior correlação com a BAS em Santarém foram aqueles que estão relacionados diretamente com o espalhamento do tipo volumétrico, como: as componentes de espalhamento volumétrico das decomposições de Singh, Freeman e Durden, van Zyl e Yamaguchi, juntamente com o coeficiente de retroespalhamento cruzado (σ_{HV}^o) e o terceiro autovetor da decomposição de Cloude e Pottier (λ_3). Como estes atributos são correlacionados entre si, o modelo selecionou apenas o atributo com maior correlação com a BAS, que foi λ_3 ($\rho = 0,62$; $p\text{-valor} < 0,001$). Os demais modelos com mais de um atributo apresentaram elevada multicolinearidade ($VIF > 10$).

Neste modelo linear simples, do tipo $Y = \alpha + \beta x$, o intercepto α não apresentou significância ($\alpha = 22,97$; $EP\alpha = 19,96$; $p\text{-valor} = 0,257$), ao passo que β foi altamente significativo ($\beta = 1381,5$; $EP\beta = 281,9$; $p\text{-valor} < 0,001$). O intervalo de confiança para a regressão linear simples encontra-se na Figura 4.28 ($AIC = 414,71$, $R^2 = 0,38$). Os

resíduos não apresentaram heterocedasticidade (teste *BP*: 3,1; *p*-valor = 0,08) e nem presença de possíveis *outliers*.

Figura 4.28 - Ajuste de regressão linear múltipla em Santarém dos atributos polarimétricos com os maiores coeficientes de correlação com a BAS.

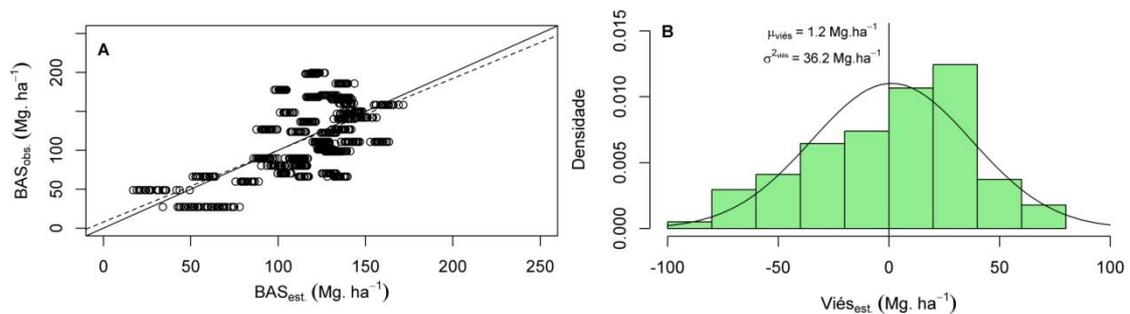


A) Ajuste do modelo de regressão linear de λ_3 para a estimativa de BAS com o intervalo de confiança. B) distribuição dos resíduos padronizados da estimativa. A linha pontilhada representa dois desvios-padrão.

Fonte: Produzido pelo autor.

Pela validação cruzada, entretanto, nota-se que há uma superestimativa da BAS abaixo de 100 mg.ha⁻¹ e uma subestimativa acima deste valor, que se torna sucessivamente maior à medida que a BAS aumenta (Figura 4.29).

Figura 4.29 - Resultado da validação cruzada para o ajuste de regressão linear múltipla para a estimativa de BAS nas FS de Santarém.



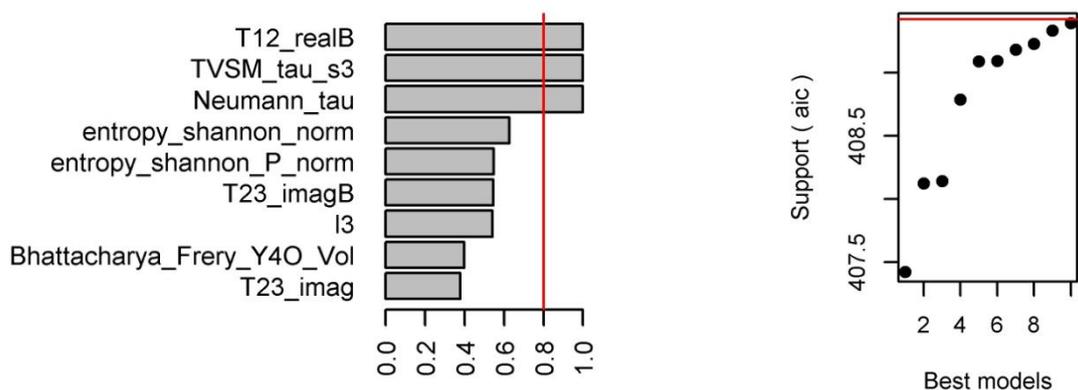
A) Distribuição dos valores da validação cruzada após o *bootstrapping* entre os valores observados e estimados pelo modelo. A linha contínua representa o ajuste perfeito 1:1 e a linha pontilhada o ajuste após a validação cruzada $R^2 = 0,34$; $RMSEP = 11,62 \pm 5,61 \text{ Mg.ha}^{-1}$. B) histograma de densidade do viés da estimativa após o *bootstrapping*.

Fonte: Produzido pelo autor.

Este comportamento é esperado por conta da saturação de sinal com o aumento da BAS que aparentemente ocorre a partir de $BAS = 100-120 \text{ Mg.ha}^{-1}$ (MERMOSZ et al., 2015). O erro médio quadrático da predição foi de $RMSEP = 11,62 \pm 5,61 \text{ Mg.ha}^{-1}$, com superestimativa média de $\mu_{viés} = 1,2 \pm 36,2 \text{ Mg.ha}^{-1}$ (Figura 4.29).

Utilizando-se do *CFS* para a seleção de variáveis, o algoritmo selecionou nove atributos com mais alto valor de importância e $AIC < 2$, os quais estão descritos na Figura 4.30. Os atributos que apresentaram maior importância relativa nos modelos foram o termo real T_{12} entre os canais (HH+VV) e (HH-VV) da decomposição de Barnes-Holm e os ângulos de elipticidade de Neumann (Neumann_ τ) e o ângulo de elipticidade da terceira componente de Touzi (TVSM_ τ _s3) (Figura 4.30).

Figura 4.30 - Desempenho dos modelos lineares múltiplos com a seleção de atributos pelo *CFS* para a estimativa de BAS em Santarém.



A) Atributos com maior valor de importância nos modelos. B) Seleção dos melhores modelos com base no critério de $AIC < 2$.

Fonte: Produzido pelo autor.

Narvaes (2010), Silva (2014) e Bispo et al. (2014) também observaram que os atributos oriundos da decomposição de Touzi, especialmente as componentes de magnitude e fase de Touzi, apresentam informações importantes na modelagem de BAS. Bispo et al. (2014) observaram alta correlação entre a BAS e o ângulo de elipticidade, porém apenas para a primeira componente de Touzi e não para a terceira como descrito aqui.

Ao todo, dez modelos foram pré-selecionados pelo critério de $AIC < 2$ (Figura 4.30). O melhor modelo, com sete atributos selecionados, apresentou $AIC = 407,42$, contra $AIC = 408,13$ e $AIC = 408,14$ para o segundo e terceiro melhores modelos com seis e cinco atributos, respectivamente (Tabela 4.13). Entretanto, o primeiro e o terceiro modelos apresentaram altos valores de VIF para os atributos λ_3 e T_{23_imagB} , que possuem os maiores coeficientes de correlação direta com a BAS, indicando problemas de multicolinearidade (Tabela 4.13). Logo, o modelo escolhido foi o segundo (Tabela 4.13).

O modelo selecionado foi capaz de explicar pouco mais de 50 % da variabilidade da BAS nas FS de Santarém ($R^2_{aj} = 0,51$), cujos parâmetros foram significativos ao nível $\alpha = 0,05$, à exceção da elipticidade da terceira componente de Touzi e da componente imaginária T_{23} da matriz [T] que foram significativos ao nível $\alpha = 0,1$ (Tabela 4.13).

Tabela 4.13 - Estimativa e significância dos parâmetros dos três melhores modelos de regressão linear múltipla com base no menor valor de AIC.

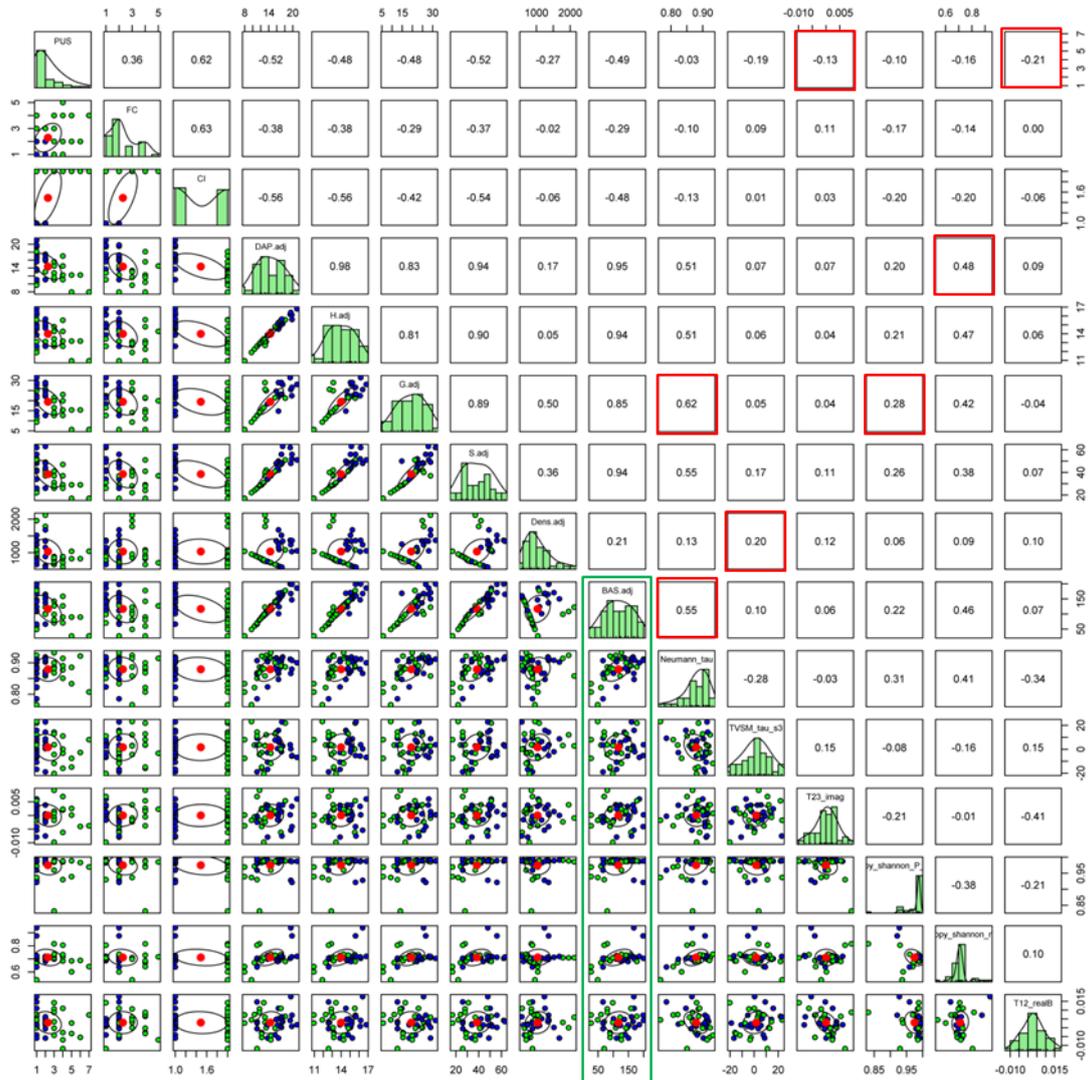
Atributos:	Modelo 1				Modelo 2				Modelo 3			
	Param	EP	p-valor	VIF	Param	EP	p-valor	VIF	Param	EP	p-valor	VIF
(Intercepto)	-1040	378	0.010		-1151	223	0.000		-406	160	0.016	
Neumann_τ	463	196	0.025	2	517	189	0.010	2	528	198	0.012	2
Touzi_τ_s3	1.05	0.47	0.031	1	0.96	0.48	0.055	1	0.99	0.48	0.045	1
ES P norm	542	309	0.088	4	593	223	0.012	1				
ES norm	304	153	0.056	4	320	111	0.007	2				
λ_3	3030	1241	0.020	26					3162	1257	0.017	25
T12_realB	2270	964	0.025	2	2307	1020	0.030	2	2322	953	0.020	1
T23_imagB	5010	2179	0.028	28					3945	2116	0.071	25
T23_imag					2809	1480	0.066	2				

EP é erro padrão e VIF o fator de inflação da variância. Em negrito estão destacados os parâmetros que apresentaram multicolinearidade no modelo, com $VIF > 10$.

Se o modelo selecionado não envolve os atributos mais correlacionados com a BAS, estes devem então estar relacionados às suas fontes de variação, como as diferenças florísticas e estruturais e relativas ao histórico de uso. Neste modelo, a elipticidade da decomposição de Neumann possui correlação significativa com a área basal (G) p -valor $< 0,001$ e a entropia de Shannon normalizada possui maior correlação com o DAP

médio, p -valor = 0,001 (Figura 4.31). Estes atributos também apresentaram correlação significativa com a BAS, Ht e S.

Figura 4.31 - Matriz de correlação entre os atributos polarimétricos obtidos pelo melhor modelo de regressão linear múltiplo e os atributos biofísicos nas Florestas Secundárias de Santarém.



Nota: Em verde, destaca-se a distribuição dos valores de biomassa para cada atributo polarimétrico por classe de intensidade de uso (CI): 1 – (azul) e 2 – (verde). Em vermelho estão os maiores coeficientes de correlação dos atributos polarimétricos seleccionados pelo melhor modelo com os parâmetros biofísicos e/ou relativos ao histórico de uso.

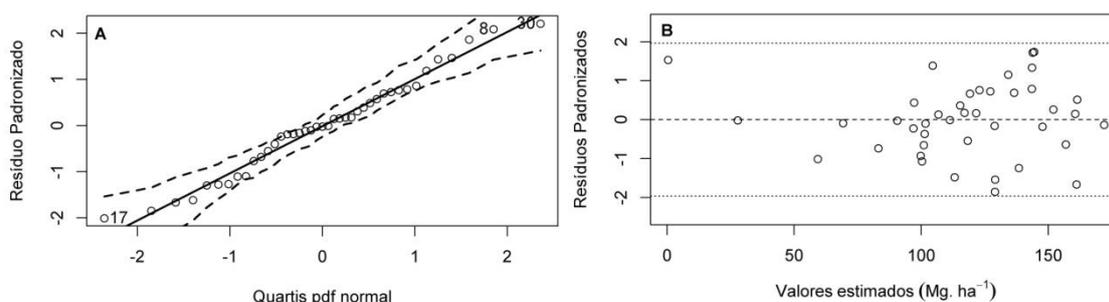
Fonte: Produzido pelo autor.

A terceira componente de elipticidade de Touzi apresentou maior correlação com a BAS, mas não significativa ($p\text{-valor} > 0,05$) e termo real T_{12} da decomposição de Barnes-Holm e o termo imaginário T_{23} possuem correlação negativa com o período de uso do solo (PUS), $p\text{-valor} = 0,18$ e $p\text{-valor} = 0,42$, respectivamente. A contribuição do grau de despolarização da entropia de Shannon normalizada, por sua vez, apresentou maior correlação com G, embora esta relação não fosse significativa (Figura 4.31).

Os resíduos padronizados da regressão linear múltipla foram plotados para cada atributo selecionado do modelo, de modo a verificar a pressuposição de linearidade entre as variáveis do modelo e a presença de *outliers* (Figura 4.32). Apenas uma das amostras foi marcada como possível *outlier*, mas esta não foi excluída da análise, pois se encontra muito próxima de dois desvios-padrão (Figura 4.32).

Na Figura 4.33 tem-se o gráfico da distribuição dos resíduos considerando os múltiplos atributos para o modelo selecionado. Pelo gráfico da Figura 4.33 A, nota-se que os resíduos apresentam distribuição quase normal ($p\text{-valor} = 0,64$) sem a presença de possíveis *outliers* (Figura 4.33 B) e de presença de heterocedasticidade dos resíduos pelo teste de *Breusch-Pagan* ($BP: 3,46$, $p\text{-valor} = 0,063$).

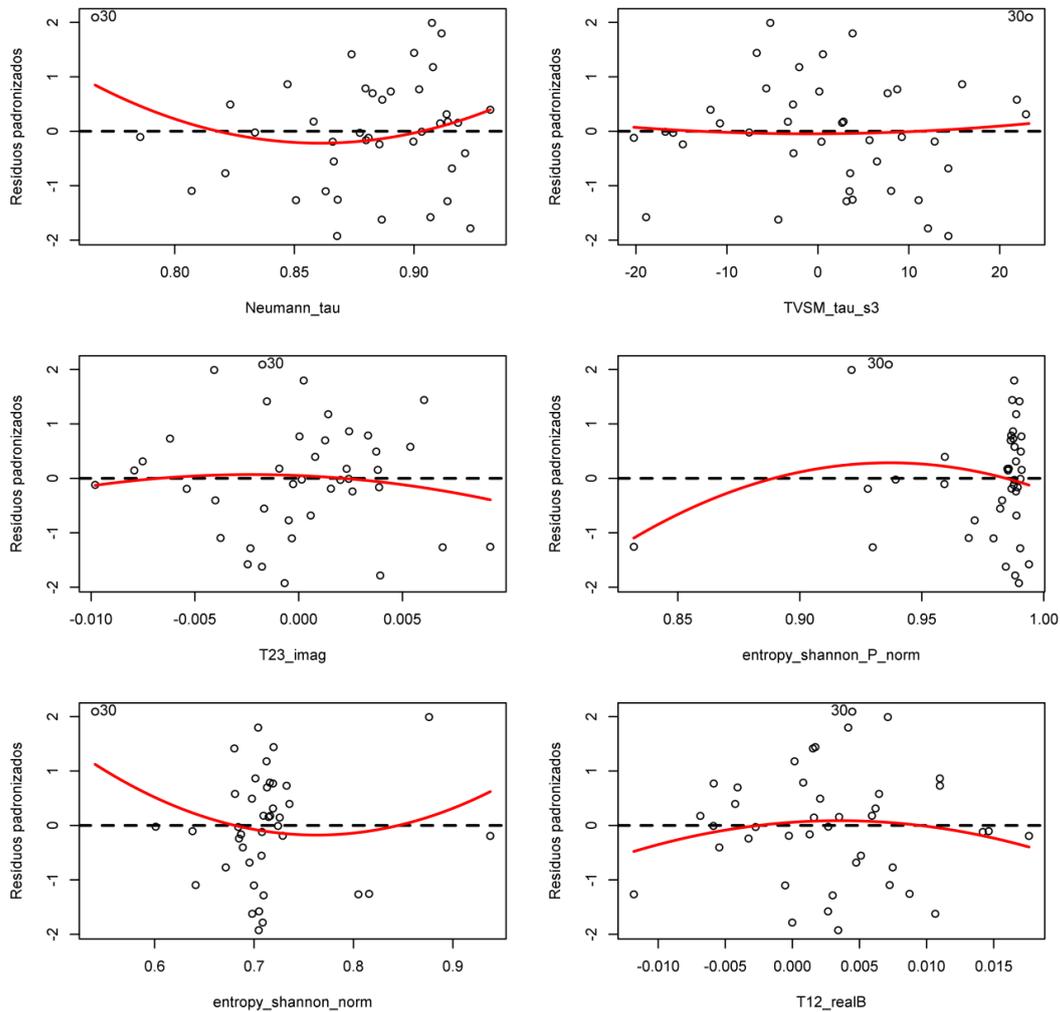
Figura 4.33 - Distribuição dos resíduos padronizados para o modelo de regressão linear múltiplo selecionado em Santarém.



A) Gráfico de probabilidade normal dos resíduos (gráfico QQ). B) dispersão dos resíduos versus valores estimados.

Fonte: Produzido pelo autor.

Figura 4.32 - Resíduos padronizados em cada atributo utilizado na estimativa de BAS em Santarém, com o modelo de regressão linear múltiplo.



A forma quadrática dos resíduos é representada pela linha vermelha.

Fonte: Produzido pelo autor.

Logo, a BAS nas FS de Santarém pode ser estimada pela Equação (4.2):

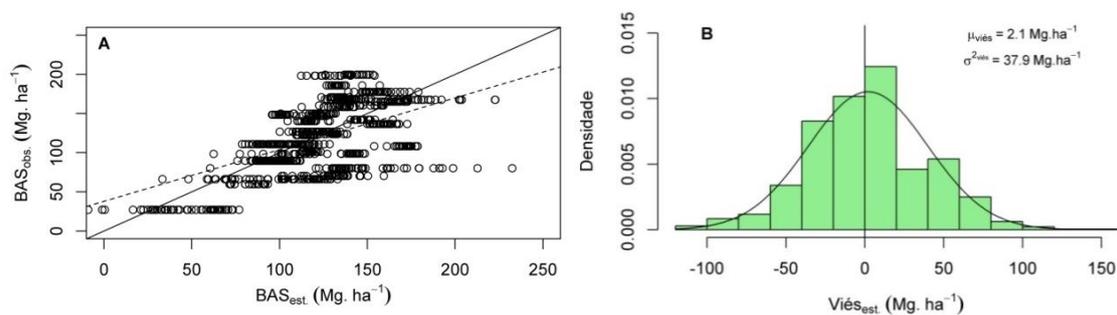
$$\begin{aligned}
 BAS \text{ (Mg. ha}^{-1}\text{)} = & -1151,1 + 516,6 (Neumann_{\tau}) + 0,96 (TVSM_{\tau_{s3}}) + 2809,1 (T23_{imag}) + \\
 & 592,91 (ES_{P_{norm}}) + 319,52 (ES_{norm}) + 2306,73 (T12_{realB})
 \end{aligned}
 \tag{4.2}$$

O erro médio calculado após a validação cruzada foi superior ao da regressão linear simples, com $RMSEP = 13,19 \pm 7,82 \text{ Mg. ha}^{-1}$ (Fig. 4.34). Entretanto, a estimativa de BAS apresenta maior distribuição de valores no intervalo de BAS para os quais o

modelo foi ajustado, inferindo que há menor saturação de sinal quando múltiplos atributos são combinados (Figura 4.34).

Os erros de predição provavelmente foram maiores do que os da regressão linear simples por que as interações múltiplas entre os atributos resultam em valores expúrios, resultantes de baixa amostragem em valores de BAS de cerca de 50-70 Mg.ha⁻¹. O viés médio foi de $2,1 \pm 37,9$ Mg.ha⁻¹ e não diferente de zero pelo teste *t* (*p*-valor = 0,1).

Figura 4.34 - Validação cruzada do ajuste de regressão linear múltipla para estimativa de BAS nas FS de Santarém, com o método *CFS* de seleção de variáveis.

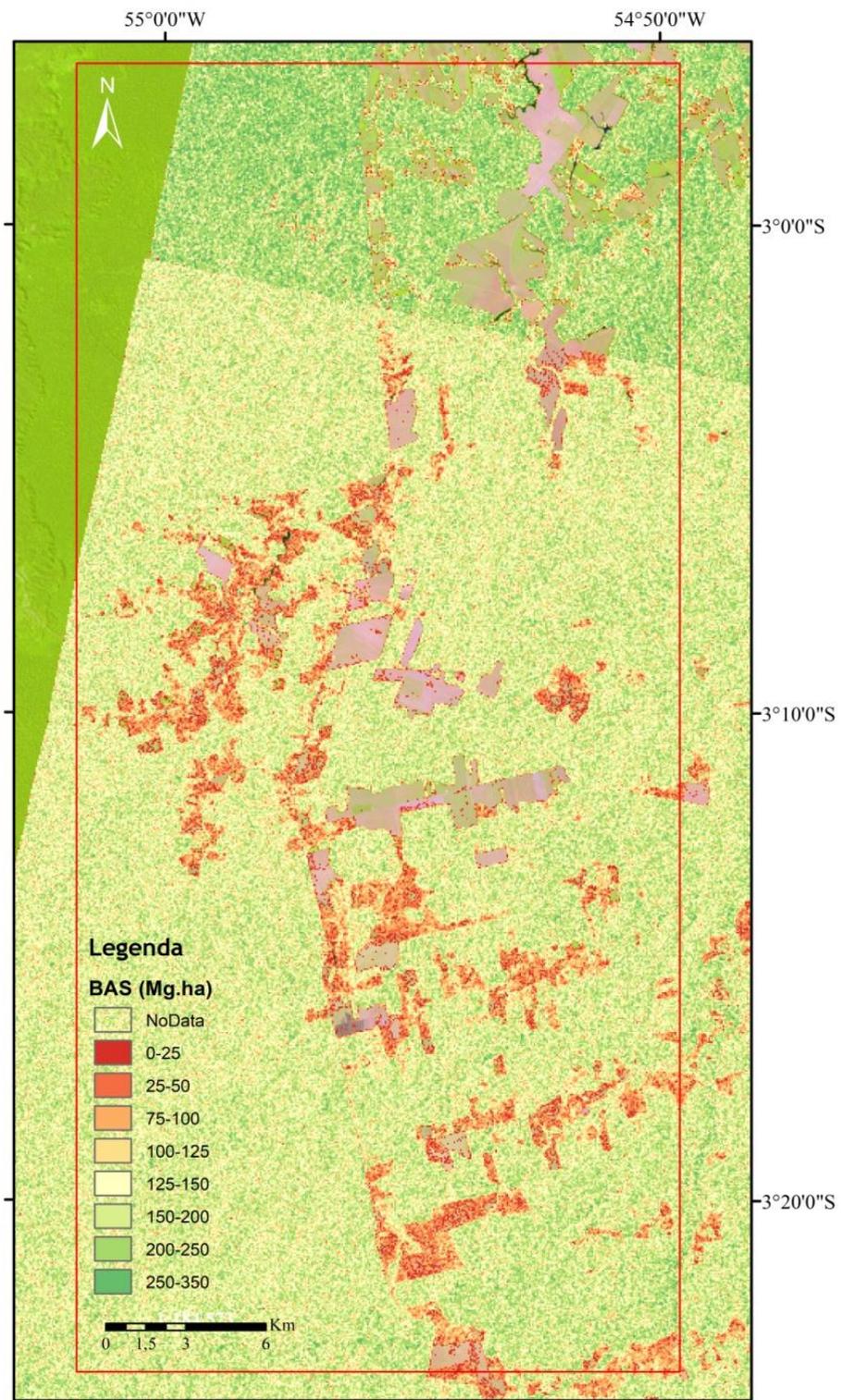


A) Distribuição dos valores da validação cruzada após o *bootstrapping* entre os valores observados e estimados pelo modelo. A linha contínua representa o ajuste perfeito 1:1 e a linha pontilhada o ajuste após a validação cruzada $R^2 = 0,37$; $RMSEP = 13,19 \pm 7,82$ Mg.ha⁻¹. B) histograma de densidade do viés da estimativa após o *bootstrapping*.

Fonte: Produzido pelo autor.

O resultado da estimativa com o modelo linear múltiplo encontra-se na Figura 4.35. Nota-se que as áreas de agricultura foram classificadas como NoData e que grande parte das florestas secundárias do entorno da Flona do Tapajós apresenta valores de biomassa intermediários $BAS = 25 - 100$ Mg.ha⁻¹, representadas por florestas jovens, com idades inferiores a 16 anos. Este resultado está de acordo com os resultados obtidos por Carreiras et al. (2014) que observaram florestas secundárias com idade média de anos no mesmo local de estudo.

Figura 4.35 - Estimativa de biomassa acima do solo (BAS) em Megagramas por hectare nas Florestas Secundárias de Santarém com o modelo linear múltiplo, dado pela Equação 4.2.



Fonte: Pruduzido pelo autor.

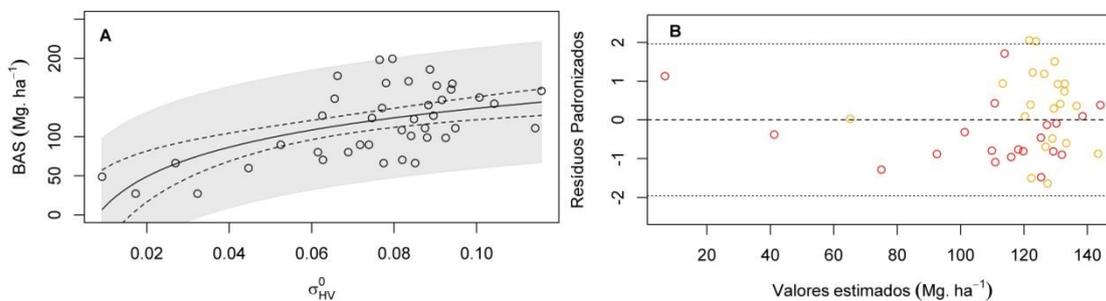
4.8.2. Modelos não lineares em Santarém

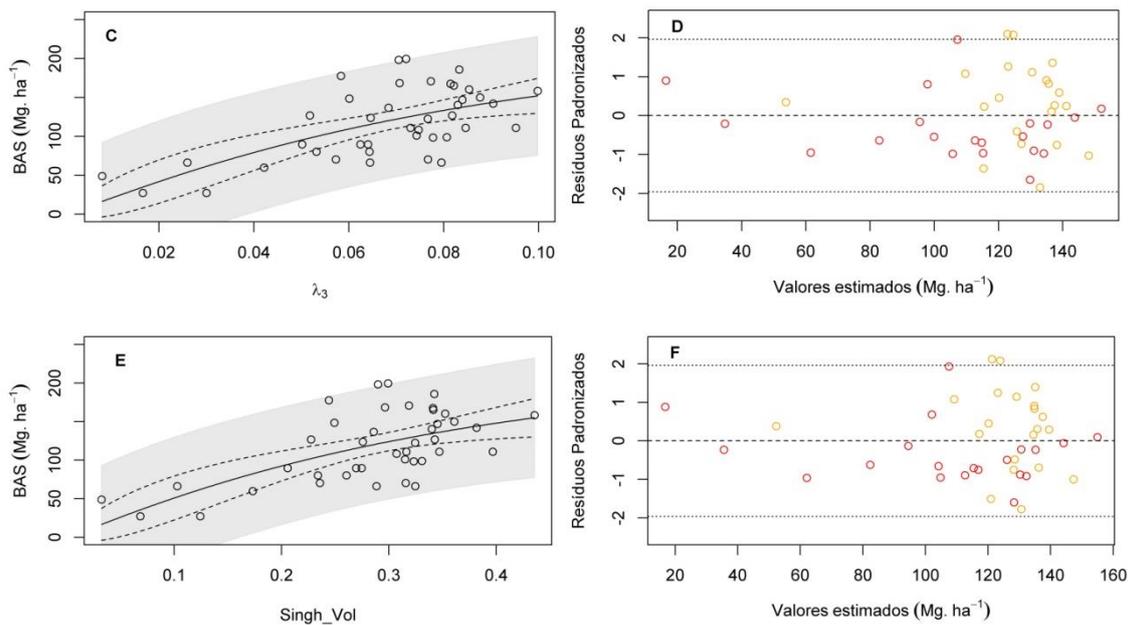
Modelos não lineares foram testados para a estimativa de BAS, haja vista a relação não linear (frequentemente logarítmica) entre a maioria dos atributos polarimétricos e a BAS. Ao todo, foram testados três modelos de regressão não lineares, utilizando-se de distintos atributos. O primeiro envolve a relação logarítmica entre o coeficiente de retroespalhamento cruzado HV e a BAS. O segundo envolve o ajuste do modelo Chapman-Richards (CR) com o uso de λ_3 , por conta do maior coeficiente de correlação com a BAS. O terceiro modelo envolve o ajuste do modelo de CR, com o mecanismo de espalhamento volumétrico da decomposição de Singh. O intervalo de confiança da predição e da estimativa dos três modelos não lineares, bem como a distribuição dos resíduos encontram-se na Figura 4.36.

Os modelos apresentaram resultados semelhantes, com valores de $AIC = 417,1$, $AIC = 414,4$ e $AIC = 414,9$, embora os modelos de CR tenham sido superiores pelo critério de $AIC < 2$ entre os mesmos. Todos os parâmetros foram significativos ao nível de $\alpha = 0,05$ de significância (Tabela 4.14).

No entanto, os modelos de CR apresentaram alto erro padrão (EP) da estimativa dos parâmetros, i.e., não foram significativos. Por isso, fixou-se o parâmetro k que apresentou o maior EP nos dois modelos e representa a taxa de incremento de BAS em função do atributo (Tabela 4.14).

Figura 4.36 - Ajuste dos modelos de regressão não lineares em Santarém para a estimativa de BAS com o intervalo de confiança da estimativa (linha pontilhada) e da predição (sombra) à esquerda e os resíduos padronizados à direita. As cores representam as classes de intensidade (1: laranja e 2: vermelho).





A) Ajuste do modelo logarítmico entre a BAS e o coeficiente de retroespalhamento cruzado $\sigma^{\circ}HV$. B) distribuição dos resíduos padronizados da estimativa do modelo logarítmico. C) Ajuste do modelo de CR entre a BAS e o autovetor de Cloude λ_3 . D) distribuição dos resíduos padronizados da estimativa do modelo de CR com λ_3 . E) Ajuste do modelo de CR entre a BAS e a componente de espalhamento volumétrica de Singh. F) distribuição dos resíduos padronizados da estimativa do modelo de CR com Singh_Vol.

Fonte: Produzido pelo autor.

Nota-se que este processo é inverso ao do *NLME*, em que o parâmetro fixado é o que apresenta o menor *EP*. Isto porque aqui se pretende diminuir a variância dos resíduos, enquanto naquele busca-se o contrário, modelar a variância dos erros em função dos efeitos mistos.

Tabela 4.14 - Estimativa e significância dos parâmetros dos três modelos de regressão não lineares. *EP* = erro padrão.

Parâmetros:	$Y = \alpha + \beta 10.\log(C22)$			$Y = A.(1 - \exp.(-k.\lambda_3))^c$			$Y = A.(1 - \exp.(-k.Singh_Vol))^c$		
	<i>Est. θ</i>	<i>EP</i>	<i>p-valor</i>	<i>Est. θ</i>	<i>EP</i>	<i>p-valor</i>	<i>Est. θ</i>	<i>EP</i>	<i>p-valor</i>
α (<i>Intercepto</i>)	260,83	32,37	p< 0,001						
β	5,42	1,20	P< 0,001						
A				217,06	36,46	p< 0,001	217,55	37,53	p< 0,001
k				13,00			3,00		
c				1,12	0,33	0,002	1,12	0,33	0,002

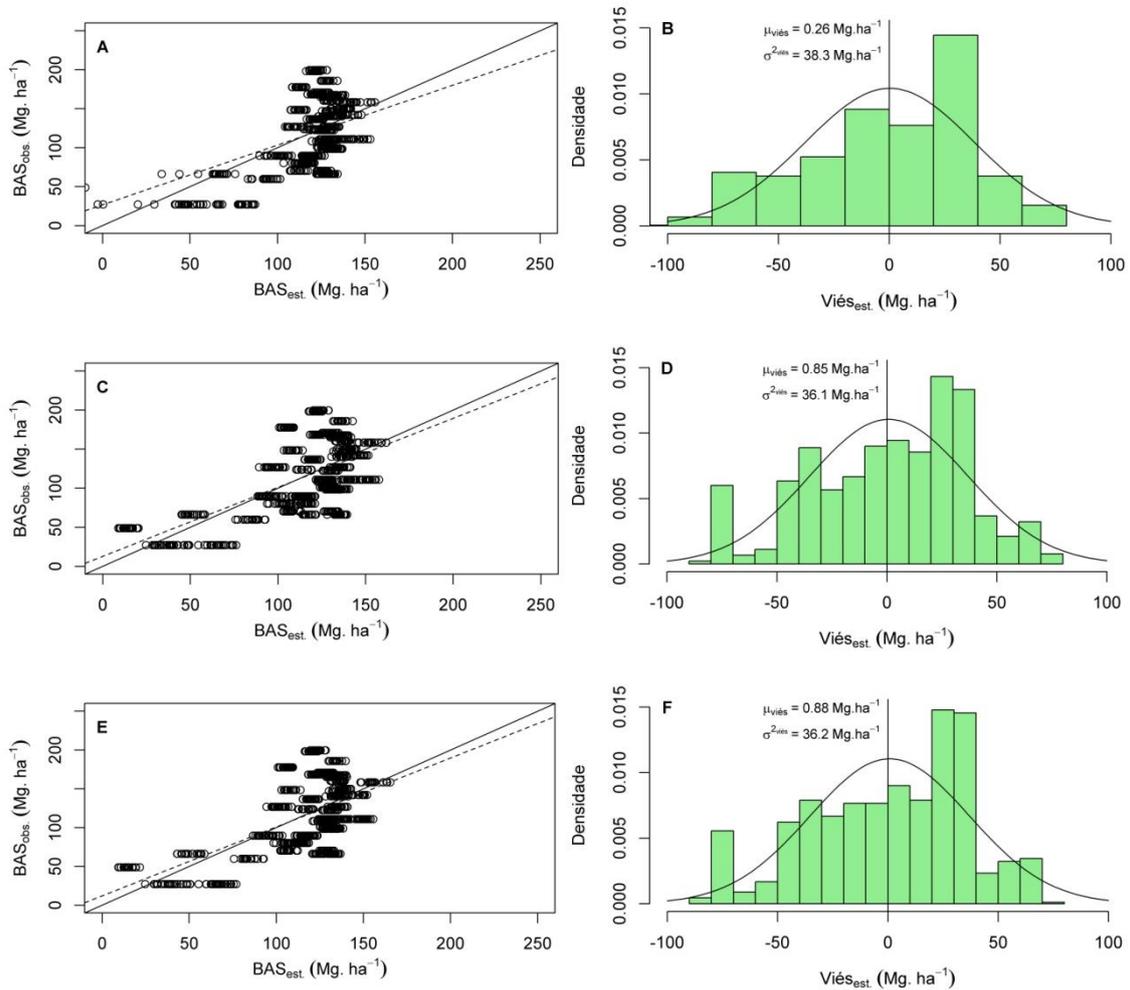
Nota: *Est. θ* é a estimativa dos parâmetros do modelo, *EP* é o erro padrão da estimativa de θ .

Os resíduos padronizados apresentaram indícios de heterocedasticidade, e a hipótese de homocedasticidade dos resíduos foi rejeitada ao nível $\alpha = 0,05$, *BP*: 4,8-5,6; *p-valor* < 0,05 (Figura 4.36). Destaca-se também pela Figura 4.36 que os resíduos encontram-se separados por CI de uso, cujos valores de BAS foram subestimados na CI = 1, em laranja e superestimados na CI = 2, em vermelho (Figura 4.36). Este é um indicativo de que há diferenças na estimativa da BAS por CI's e que um modelo *NLME* poderia ser útil em separar estas fontes de variação.

Pela validação cruzada, após o *bootstrapping*, nota-se que os resultados gerados a partir dos modelos não lineares foram semelhantes, com *RMSEP* representado por cerca de 10% do valor médio da BAS (Figura 4.37). Os vieses da estimativa também apresentaram distribuição quase normal, com tendência a superestimar a BAS para valores de BAS > 100-150 Mg.ha⁻¹, dado pela distribuição dos pontos de validação. A estimativa de BAS com modelos não lineares não apresentou melhora significativa se comparado com o modelo linear simples (Seção 4.9.1). Apesar de apresentar resultado inferior ao do modelo linear múltiplo pelo critério de *AIC*, os modelos não lineares apresentam menor viés da estimativa $\mu_{\text{viés}} = 0,26$ a 0,85 Mg.ha⁻¹ (Figura 4.37).

Os modelos lineares múltiplos e não lineares apresentaram saturação do sinal com valores de BAS próximos a 150 Mg.ha⁻¹. Os baixos valores de *R*² nestes modelos, contudo, foram decorrentes da baixa quantidade de dados disponíveis para as FS jovens quando comparados a outros trabalhos que utilizaram modelos similares (MARTINS, 2012; BISPO et al., 2014; SILVA, 2014), período no qual ocorrem os maiores incrementos anuais de BAS.

Figura 4.37 - Resultado da validação cruzada para o ajuste dos modelos de regressão não lineares em Santarém após o *bootstrapping* à esquerda e histogramas dos vieses da estimativa.



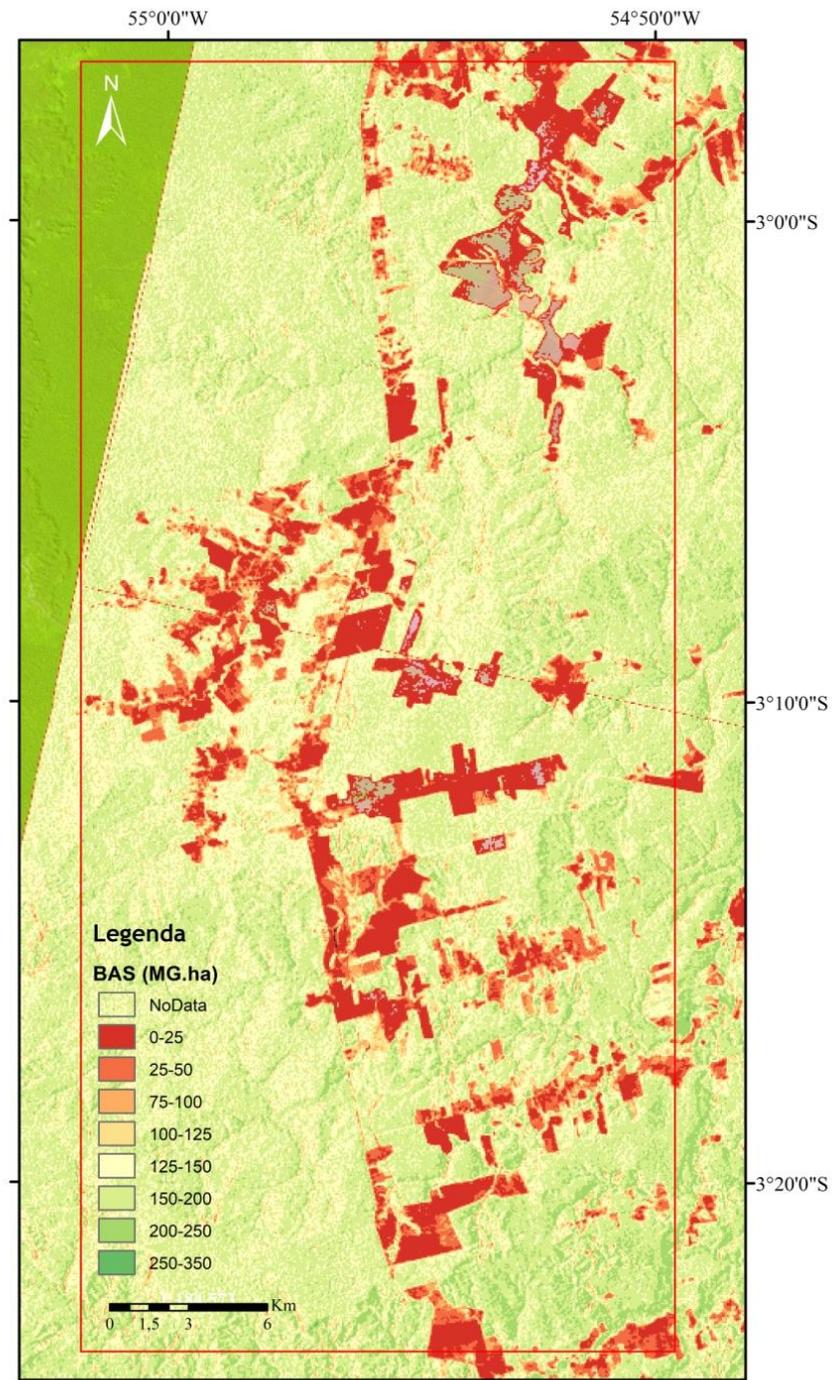
A linha contínua representa o ajuste perfeito 1:1 e a linha pontilhada o ajuste após a validação cruzada. A) Distribuição dos valores da validação cruzada do modelo logarítmico com $\sigma^{\circ}HV$: $R^2 = 0,28$; $RMSEP = 12,57 \pm 6,66 \text{ Mg. ha}^{-1}$. B) histograma de densidade do viés da estimativa do modelo logarítmico. C) Distribuição dos valores da validação cruzada do modelo CR com o autovetor de Cloude λ_3 : $R^2 = 0,34$; $RMSEP = 11,58 \pm 5,68 \text{ Mg. ha}^{-1}$. D) histograma de densidade do viés da estimativa do modelo CR, com λ_3 . E) Distribuição dos valores da validação cruzada do modelo CR com a componente de espalhamento volumétrica de Singh: $R^2 = 0,34$; $RMSEP = 11,72 \pm 5,84 \text{ Mg. ha}^{-1}$. F) histograma de densidade do viés da estimativa do modelo CR, com Singh_Vol.

Fonte: Produzido pelo autor.

O resultado da estimativa de BAS nas FS de Santarém encontra-se na Figura 4.38. Nota-se que a saturação de sinal está presente na estimativa, pois os valores de BAS estimados encontram-se preferivelmente abaixo dos 100 Mg. ha^{-1} . Além disso, as áreas

agrícolas foram classificadas como florestas secundárias iniciais com valores de BAS < 25 Mg.ha⁻¹.

Figura 4.38 - Estimativa de biomassa acima do solo (BAS) em Megagramas por hectare nas Florestas Secundárias de Santarém com o modelo não linear de Chapman Richards e o atributo terceiro autovetor da decomposição de Cloude (λ_3).



Fonte: Pruduzido pelo autor.

4.8.3. Modelo não linear de efeitos mistos para as FS de Santarém

Pelo gráfico dos resíduos oriundos dos modelos de regressão não lineares, observaram-se que estes se encontram separados por CI's nas FS de Santarém, e que houve tendência a subestimar a BAS na CI = 1 e de superestimar a BAS na CI = 2 (Fig. 4.35). Diante disso, realizou-se o ajuste do modelo CR utilizando o *NLME* de modo a separar estas fontes de variação no modelo, no qual os efeitos fixos foram as CI's e o efeito aleatório foi o terceiro autovetor de Cloude (λ_3). Este atributo polarimétrico foi significativo tanto para a caracterização das FS quanto para a modelagem da BAS.

No *NLME* o parâmetro k foi fixado ($k = 13$) para que haja a convergência dos parâmetros, conforme a metodologia empregada na seção 3.7. O resultado da primeira aproximação dos parâmetros apresentou alto erro padrão relativo da estimativa dos parâmetros da regressão (Tabela 4.15).

Tabela 4.15 - Estimativa inicial dos parâmetros do modelo *NLME* para a modelagem da BAS nas FS de Santarém em função de λ_3 e da classe de intensidade de uso (CI).

Modelo: $BAS \sim A \cdot (1 - \exp.(-13,00 \cdot \lambda_3)^c) \mid CI$						
CI	Parâmetro	Estimativa	EP	EP %	t-calc	p-valor
1	A	196,17	43,26	22%	4,535	0,0007
2		188,29	45,24	24%	4,162	0,0001
1	c	0,7174	0,46	63%	1,576	0,1763
2		1,0860	0,43	39%	2,532	0,0082
RMSE:		34,47 Mg.ha ⁻¹	GL:		37	

Nota: A e c são os parâmetros do modelo; EP e EP % é o erro padrão e o erro padrão relativo da estimativa dos parâmetros; RMSE é o erro médio quadrático da estimativa.

Este primeiro resultado foi usado para gerar o modelo *NLME* (Tabela 4.16). Deste resultado destaca-se que o erro residual foi menor que o gerado na primeira aproximação (Tabela 4.15). O teste Anova de máxima verossimilhança entre o modelo abaixo e o modelo com os pesos foi realizado, conforme a seção 3.7. No teste, o uso de pesos não resultou em melhora significativa na distribuição dos resíduos.

Pela análise sumária do *NLME*, os parâmetros *A* e *c* de CR foram altamente correlacionados (0,89), o que significa que juntos estão contribuindo pouco no modelo (Tabela 4.16).

Tabela 4.16 - Sumário estatístico do modelo *NLME* para a estimativa de BAS nas FS de Santarém.

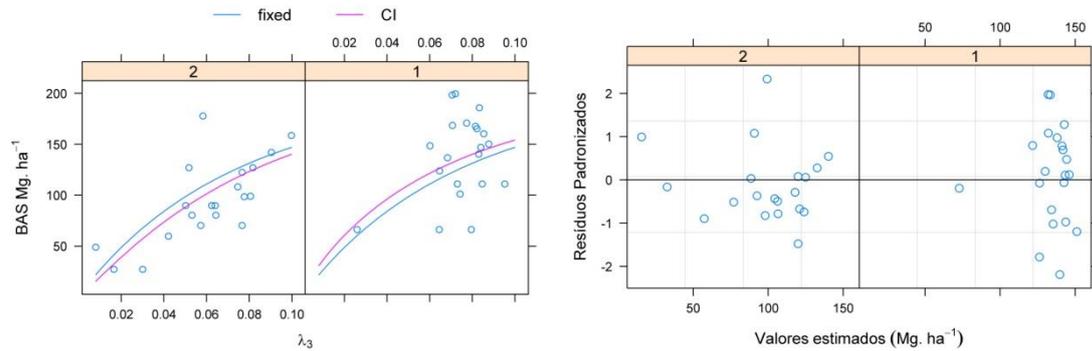
Modelo:	BAS ~ A.(1- exp.(-13,00.λ ₃) ^c CI				
Efeitos aleatórios:	(A ~1) (c ~1)				
Nível:	CI				
	<i>A</i>	<i>c</i>	<i>RMSE</i>		
Desvio padrão (diagonal)	0,0086	0,1788	33,61		
Efeitos fixos:	(A ~1) (c ~1)				
Parâmetro	Estimativa	EP	EP %	t-calc	p-valor
<i>A</i>	199,2593	32,30	16,21%	6,168	<0,0001
<i>c</i>	0,9541	0,34	35,68%	2,802	0,0079
GL	38,00				
Correlação:	<i>A</i>				
<i>c</i>	0,888				
N observações:	41				
N grupos:	2				
Resíduos padronizados:	Min	Q1	Mediana	Q3	Max
	-2,18825	-0,69352	-0,06562	0,692884	2,331538

Nota: *A* e *c* são os parâmetros; *EP* e *EP %* é o erro padrão e o erro padrão relativo da estimativa dos parâmetros, respectivamente. *RMSE* é o erro médio quadrático, *GL* são os graus de liberdade e *LOCI* é o produto entre o nível local e a classe de intensidade de uso.

Logo, um dos parâmetros pode ser excluído da análise sem prejuízo na sua estimativa (PINHEIRO; BATES, 2000). O parâmetro *c*, que representa a forma da curva, apresentou maior contribuição no erro residual da estrutura de correlação dos efeitos aleatórios, por isso, a assíntota *A* foi considerada como efeito fixo puro.

O resultado do modelo *NLME* entre λ₃ e a BAS por CI encontra-se na Figura 4.39, na qual a linha em azul representa o ajuste sem os efeitos mistos e a linha cor-de-rosa, o ajuste por CI. Neste modelo o *AIC* foi de 414,87 e os valores dos parâmetros: *A* = 199,25 ± 32,30; *k* = 13 (fixo) e *c* = 0,8 ± 0,18 para CI = 1 e 1,1 ± 0,18 para as CI = 2. Os resíduos padronizados da estimativa apresentam melhor distribuição após a modelagem pelo *NLME*.

Figura 4.39 - Ajuste do modelo *NLME* para a estimativa de BAS nas FS de Santarém por classe de intensidade de uso com o terceiro autovetor de Cloude.

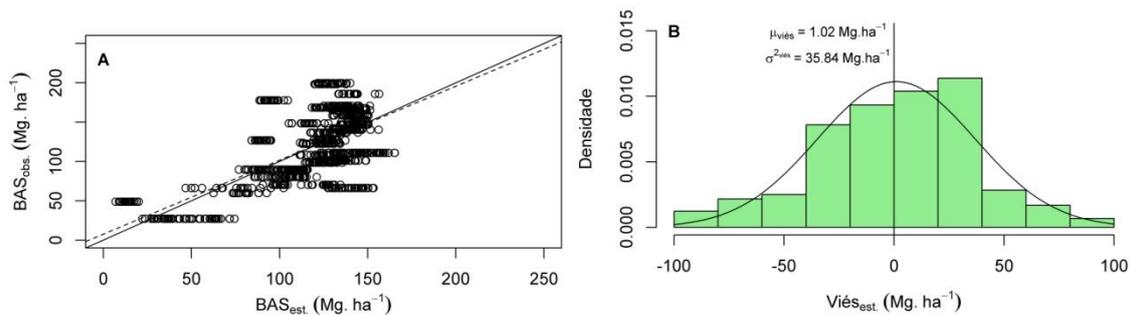


A) Ajuste do modelo *NLME* para as FS abandonadas logo após o uso (CI = 1) e após uso intensivo (CI = 2). A linha azul representa o ajuste do modelo de CR completo, sem os efeitos mistos e a linha cor-de-rosa, o efeito aleatório. B) distribuição dos resíduos padronizados da estimativa por CI.

Fonte: Produzido pelo autor.

Embora a distribuição dos resíduos e o critério de *AIC* tenha sido semelhante aos dos demais modelos, o modelo *NLME* apresentou o resultado inferior pela validação cruzada (Figura 4.40), sendo o erro da predição de $RMSEP = 11,5 \pm 5,53 \text{ Mg. ha}^{-1}$. O viés da estimativa de BAS foi, em média, de 1 Mg. ha^{-1} .

Figura 4.40 - Resultado da validação cruzada para o modelo *NLME* em Santarém por classe de intensidade de uso.



A) Distribuição dos valores da validação cruzada após o *bootstrapping* entre os valores observados e estimados pelo modelo. A linha contínua representa o ajuste perfeito 1:1 e a linha pontilhada o ajuste após a validação cruzada $R^2 = 0,18$; $RMSEP = 11,54 \pm 5,53 \text{ Mg. ha}^{-1}$. B) histograma de densidade do viés da estimativa após o *bootstrapping*.

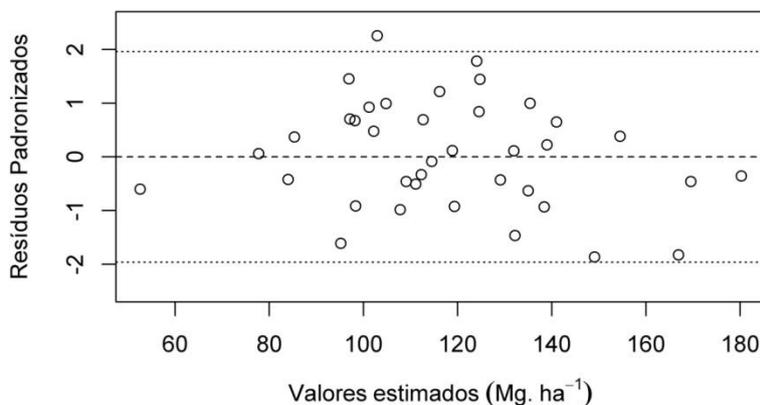
Fonte: Produzido pelo autor.

4.8.4. Modelo não linear semi-empírico (*EWCM*) em Santarém

O modelo semi-empírico *EWCM* (*Extended Water Cloud Model*) apresentou mais baixo valor de *Akaike AIC* = 395,62 dentre os modelos, mas decorre principalmente do menor número de amostras de treinamento utilizadas. Isto por que o *EWCM* foi bastante sensível a *outliers*. Segundo Bharadwaj et al. (2015), o modelo apresenta valores expúrios por conta da de-orientação dos alvos causada pela mudança no ângulo de orientação com relação à linha de visada do sensor, resultado do azimute e declive do relevo. O efeito direto da de-orientação é a rotação de [T] e, por consequência, o aumento do espalhamento volumétrico e diminuição dos espalhamentos *double-bounce* e superficial. A correção de de-orientação foi primeiramente proposta Lee e Ainsworth (2011) e três amostras foram removidas da análise após a estimativa de de-orientação na cena.

Para alimentar o modelo, as decomposições com maior correlação com a BAS foram testadas, mas a de Yamaguchi foi utilizada por ser menos sensível às mudanças no ângulo de orientação. Se o modelo fosse feito com o número total de amostras o valor de *AIC* seria de aproximadamente $AIC = 443$. O parâmetro β calculado para o modelo foi $\beta = 0,00408 \pm 0,000454$ (p -valor < 0,001). Os resíduos do modelo encontram-se bem distribuídos no intervalo de $BAS = 52,6 - 180,22 \text{ Mg}\cdot\text{ha}^{-1}$ sem a presença de *outliers* ou de heterocedasticidade ($BP = 0,24$; p -valor = 0,62) (Figura 4.41).

Figura 4.41 - Distribuição dos resíduos padronizados do modelo não linear semi-empírico *EWCM* para a estimativa de BAS nas FS de Santarém.

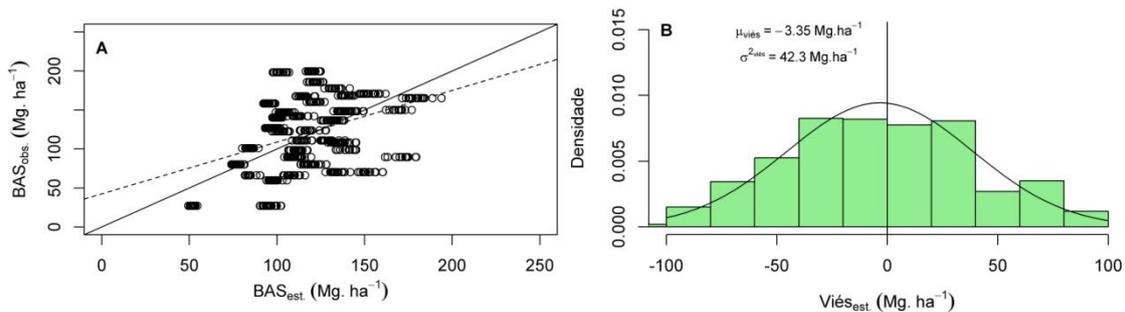


Fonte: Produzido pelo autor.

Destaca-se pela validação cruzada que, visualmente, não há saturação de sinal para valores de $BAS > 150 \text{ Mg}\cdot\text{ha}^{-1}$ (Figura 4.42), ao contrário do que ocorreu com os modelos não lineares e lineares múltiplos. Por isso, modificações do modelo *EWCM* têm sido propostas até mesmo nas técnicas de *PolInSar - Polarimetric Interferometry SAR* (KUMAR et al., 2017). Os valores obtidos com este método para Santarém foram de $R^2 = 0,14$ e $RMSEP = 15 \pm 8,53 \text{ Mg}\cdot\text{ha}^{-1}$, respectivamente, conforme demonstrado na Figura 4.40. Bharadwaj et al. (2015), por outro lado, observaram $R^2 = 0,43$ para a validação cruzada, com intervalo de $BAS = 10$ a $470 \text{ Mg}\cdot\text{ha}^{-1}$ e $RMSE = 117,6 \text{ Mg}\cdot\text{ha}^{-1}$ utilizando-se deste modelo para a estimativa de BAS em uma Floresta Topical e Tropical submontana na Índia.

Apesar de promissor, o modelo falha em estimar valores baixos de BAS , sendo as duas principais razões: ausência de amostras para valores de $BAS < 50 \text{ Mg}\cdot\text{ha}^{-1}$ e à mistura espectral entre os mecanismos de espalhamento. Por exemplo, a contribuição do espalhamento volumétrico pode ser, muitas vezes, inferior à do superficial ou *double-bounce*, principalmente para baixos valores de BAS . Neste caso, os autores aconselham realizar a correção de de-orientação em $[T]$ antes da decomposição polarimétrica para diminuir este efeito (BHARADWAJ et al., 2015).

Figura 4.42 - Resultado da validação cruzada para o modelo *EWCM* em Santarém.



A) Distribuição dos valores da validação cruzada após o *bootstrapping* entre os valores observados e estimados pelo modelo. A linha contínua representa o ajuste perfeito 1:1 e a linha pontilhada o ajuste após a validação cruzada $R^2 = 0,14$; $RMSEP = 15 \pm 8,53 \text{ Mg}\cdot\text{ha}^{-1}$. B) histograma de densidade do viés da estimativa após o *bootstrapping*.

Fonte: Produzido pelo autor.

4.8.5. Modelo linear múltiplo em Manaus

O critério na seleção dos atributos polarimétricos de entrada do modelo linear múltiplo em Manaus foi a utilização do algoritmo *CFS* de seleção de variáveis. Esta decisão foi baseada nas saídas mais robustas fornecidas por este algoritmo quando comparado com a metodologia fundamentada nos maiores coeficientes de correlação com a BAS em Santarém.

O algoritmo *CFS* selecionou 10 atributos como possíveis preditores da BAS, os quais estão descritos na Tabela 4.17. Observa-se que os atributos polarimétricos selecionados são manifestados pelos mecanismos de espalhamento múltiplos do dossel, como as componentes de espalhamento volumétrico de Bhattacharya e de Yamaguchi, a entropia de Shannon e a razão de polarização cruzada (Rpc). Já os atributos oriundos do canal VV, como o σ°_{VV} e o Rpp, estão relacionados à contribuição de espalhamento do tipo *double-bounce* que se torna maior à medida que a BAS aumenta. Os demais atributos estão relacionados às mudanças estruturais das FS que causam uma mudança de fase no retorno do sinal, por consequência da orientação dos múltiplos espalhadores, causando despolarização entre os canais polarimétricos.

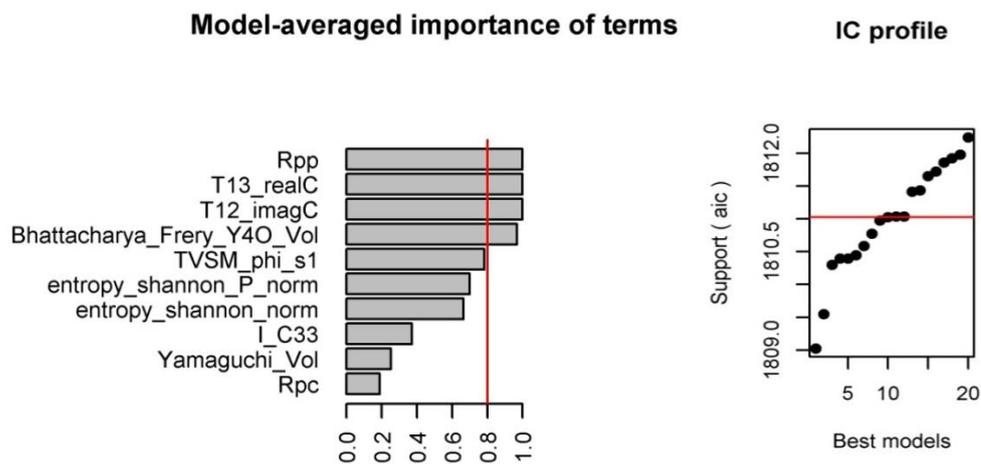
Tabela 4.17 - Descrição dos parâmetros selecionados pelo CFS como variáveis de entrada no modelo linear múltiplo para estimativa de BAS das FS de Manaus.

Parâmetro	Descrição
I_C33	Coefficiente de retroespalhamento verticalmente polarizado (σ°_{VV})
TVSM_phi_s1	Módulo de fase da segunda componente de Touzi (Φ_{s1})
Bhattacharya_Vol	Espalhamento volumétrico de Bhattacharya
Yamaguchi_Vol	Espalhamento volumétrico de Yamaguchi
ES_P_norm	Entropia de Shannon normalizada de ondas parcialmente polarizadas
ES_norm	Entropia de Shannon normalizada
T _{12_imagC}	Termo imaginário T ₁₂ da decomposição de Cloude
T _{13_realC}	Termo real T ₁₃ da decomposição de Cloude
Rpp	Razão de polarização paralela VV/HH
Rpc	Razão de polarização cruzada HV/HH

Pelo pacote de seleção exaustiva de variáveis “*glmulti*”, nove modelos com $AIC < 2$ foram selecionados (Figura 4.43 B) e estão descritos na Tabela 4.17. Ao menos um

atributo que representa cada um dos mecanismos de espalhamento supracitados foi selecionado por apresentar maior importância no modelo linear múltiplo (Figura 4.43 A).

Figura 4.43 - Desempenho dos modelos lineares múltiplos com a seleção de atributos pelo CFS para a estimativa de BAS em Manaus.



A) Atributos com maior valor de importância nos modelos. B) Seleção dos melhores modelos com base no critério de $AIC < 2$.

Fonte: Produzido pelo autor.

Em geral, a contribuição do mecanismo de espalhamento volumétrico da decomposição de Bhattacharya foi a principal variável preditora, devido à alta correlação deste com a BAS ($\rho = 0,78$, $p\text{-valor} < 0,001$). Porém, quando esta foi combinada com σ°_{VV} ou com o mecanismo de espalhamento volumétrico de Yamaguchi no modelo, os valores de inflação de variância foram superiores a dez, indicando problemas de multicolinearidade.

Pelo critério dos pesos de AIC (BURNHAM; ANDERSON, 2002, p. 77), o primeiro modelo possui 30% a mais de probabilidade de ser melhor do que o segundo colocado. Além disso, o primeiro modelo foi o único que possui seis variáveis predictoras e que todos os parâmetros foram significativos ao nível $\alpha = 0,05$ (Tabela 4.18). Isto demonstra a robustez da seleção do melhor modelo pelo “glmulti”.

Tabela 4.18 - Descrição dos modelos com $AIC < 2$ obtidos pela seleção exaustiva do “glmulti”.

Nº	Modelo	Nº (p)	LogLik	AIC	AICp
1	BAS~1+TVSM_phi_sl+Bhattacharya_Vol+ES_P_norm+T12_imagC+T13_realC+Rpp	6	-896,51	1809,03	0,1221
2	BAS~1+TVSM_phi_sl+Bhattacharya_Vol+ES_P_norm+ES_S_norm+T12_imagC+T13_realC+Rpp	7	-895,77	1809,55	0,0940
3	BAS~1+I_C33+TVSM_phi_sl+Bhattacharya_Vol+ES_norm+T12_imagC+T13_realC+Rpp	7	-896,15	1810,30	0,0646
4	BAS~1+TVSM_phi_sl+Yamaguchi_Vol+Bhattacharya_Vol+ES_P_norm+ES_norm+T12_imagC+T13_realC+Rpp	8	-895,20	1810,39	0,0616
5	BAS~1+Bhattacharya_Vol+ES_P_norm+ES_norm+T12_imagC+T13_realC+Rpp	6	-897,20	1810,40	0,0616
6	BAS~1+TVSM_phi_sl+Yamaguchi_Vol+Bhattacharya_Vol+ES_P_norm+T12_imagC+T13_realC+Rpp	7	-896,22	1810,44	0,0601
7	BAS~1+I_C33+TVSM_phi_sl+Bhattacharya_Vol+ES_P_norm+ES_norm+T12_imagC+T13_realC+Rpp	8	-895,29	1810,59	0,0559
8	BAS~1+I_C33+TVSM_phi_sl+Bhattacharya_Vol+ES_P_norm+T12_imagC+T13_realC+Rpp	7	-896,39	1810,78	0,0509
9	BAS~1+TVSM_phi_sl+Bhattacharya_Vol+ES_P_norm+T12_imagC+T13_realC+Rpp+Rpc	7	-896,49	1810,98	0,0461

$AICp$ são os pesos de AIC entre os modelos, descritos por Burnham e Anderson (2002).

O modelo selecionado (1) foi capaz de explicar 65% da variabilidade de BAS das FS de Manaus ($R^2_{aj} = 0,65$; $RMSE = 35,93 \text{ Mg. ha}^{-1}$) e não apresenta indícios de multicolinearidade através do VIF (Tabela 4.19). Entretanto, o erro padrão relativo da estimativa dos parâmetros foi superior a $EP = 20\%$, com exceção do parâmetro regressor da componente de espalhamento volumétrica de Bhattacharya $EP = 11,5\%$ (Tabela 4.19).

Tabela 4.19 - Estimativa dos parâmetros de regressão linear múltipla para a estimativa de BAS nas FS de Manaus.

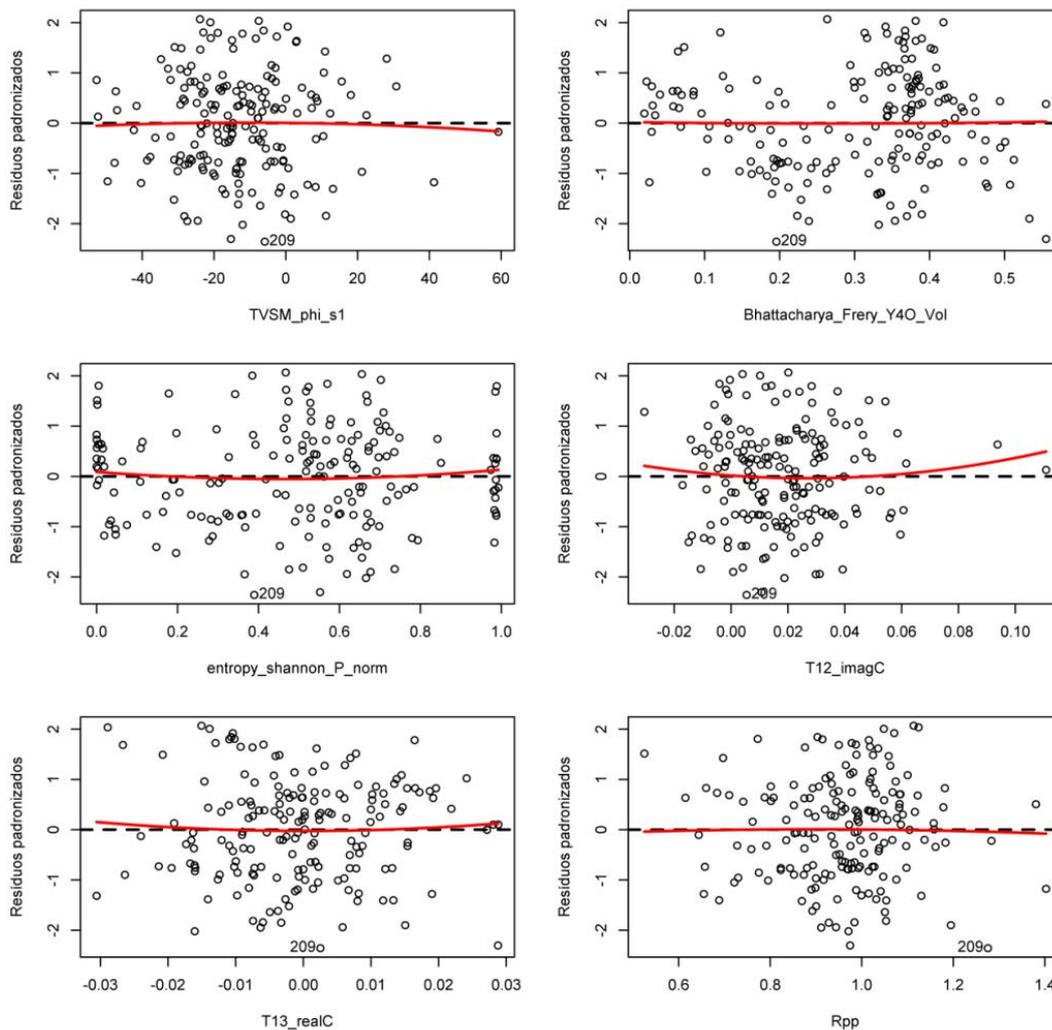
Atributos	Estimativa	EP	EP%	p-valor	VIF
(Intercepto)	-60,64	20,60	-34,0	0,0037	
TVSMphi_sl	0,71	0,33	46,1	0,0314	4,06
Bhattacharya_Vol	272,76	31,25	11,5	< 0,0001	2,26
ES_P_norm	34,77	14,82	42,6	0,0202	2,41
T _{12_imagC}	910,79	274,12	30,1	0,0011	4,14
T _{13_realC}	733,02	237,44	32,4	0,0024	1,03
Rpp	58,31	23,34	40,0	0,0134	1,38

EP – erro padrão da estimativa; EP – erro padrão relativo (%), VIF – valor de inflação da variância.

O impacto de possíveis *outliers* e de pontos de alavancagem (*leverage*) geralmente é refletido na inflação do erro padrão da estimativa dos parâmetros do modelo (SILESHI, 2014). Segundo este autor, o número de amostras com possíveis *outliers* e de pontos de alavancagem não devem ser superiores a 10% do total das amostras de treinamento, medidos pela distância de Cook, pelo diagnóstico de *Hat* e pela razão de covariância.

Na Figura 4.44 verifica-se que há apenas uma amostra com valor extremo pelo teste de Bonferonni (Resíduo padrão = -2,39; *p*-valor = 0,016).

Figura 4.44 - Resíduos padronizados em cada atributo utilizado na estimativa de BAS em Manaus, com o modelo de regressão linear múltiplo.



A linha vermelha representa os erros quadráticos

Fonte: Produzido pelo autor.

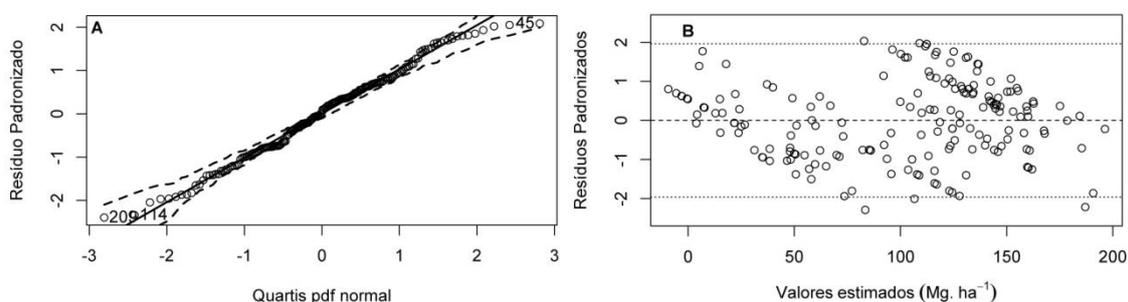
Além desta amostra, foram computadas 12 amostras com valor crítico acima da distância de Cook ($4/n = 0,022$), 8 amostras com valor crítico acima do diagnóstico de Hat ($2.(k+1)/n = 0,0778$) e outras sete entre o intervalo de $1 \pm 3.(k+1)/n = 0,888; 1,1667$ medidas pela razão de covariância.

Do total de 28 possíveis *outliers*, têm-se apenas 17 amostras que aparecem em apenas um dos diferentes critérios computados, totalizando 9,4% das amostras. Dessa forma, não há evidências de que o número de possíveis outliers esteja influenciando as estimativas dos parâmetros e, por isso, optou-se pela não exclusão destas amostras na análise.

O modelo selecionado apresentou boa distribuição dos resíduos quando plotados *versus* cada parâmetro preditor, com a presença de apenas um *outliers* conforme descrito anteriormente (Figura 4.44), representado por uma amostra de FS em estágio inicial de sucessão e CI = 1. Este valor foi considerado aceitável, pois não apresenta grande desvio do valor médio.

Os resíduos apresentaram distribuição quase normal pelo teste Shapiro-Wilk ($p\text{-valor} = 0,142$) e pelo *QQplot* (Figura 4.45 A). Apesar de não apresentar evidência de heterocedasticidade ($BP: 3,38$, $p\text{-valor} = 0,067$) dos resíduos, nota-se que há uma tendência de superestimar a BAS para valores inferiores a 50 Mg. ha^{-1} e de subestimar acima de 150 Mg. ha^{-1} (Figura 4.45 B).

Figura 4.45 - Distribuição dos resíduos padronizados para o modelo linear múltiplo selecionado em Manaus.

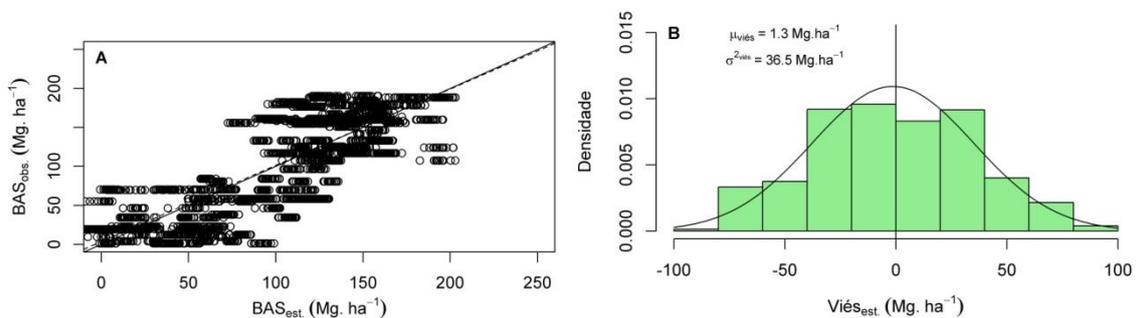


A) Gráfico de probabilidade normal dos resíduos (gráfico QQ). B) dispersão dos resíduos versus valores estimados.

Fonte: Produzido pelo autor.

Este comportamento se confirma ao apresentar a validação cruzada após o *bootstrapping*, em que há alta variação da estimativa de $BAS < 50 \text{ Mg.ha}^{-1}$ (Figura 4.46 A) e se reflete no viés positivo e diferente de zero pelo teste t : $\mu_{\text{viés}} = 1,3$, $t = -2,21$, $p\text{-valor} = 0,02$ (Figura 4.46 B). O resíduo médio quadrático de erro da predição, por outro lado, foi considerado baixo ($RMSEP = 8,8 \pm 2,98 \text{ Mg.ha}^{-1}$), e o coeficiente de determinação da validação cruzada foi alto ($R^2 = 0,65$). O viés da estimativa foi de $1,3 \pm 36,5 \text{ Mg.ha}^{-1}$.

Figura 4.46 - Validação cruzada do ajuste de regressão linear múltipla para estimativa de BAS em Manaus.

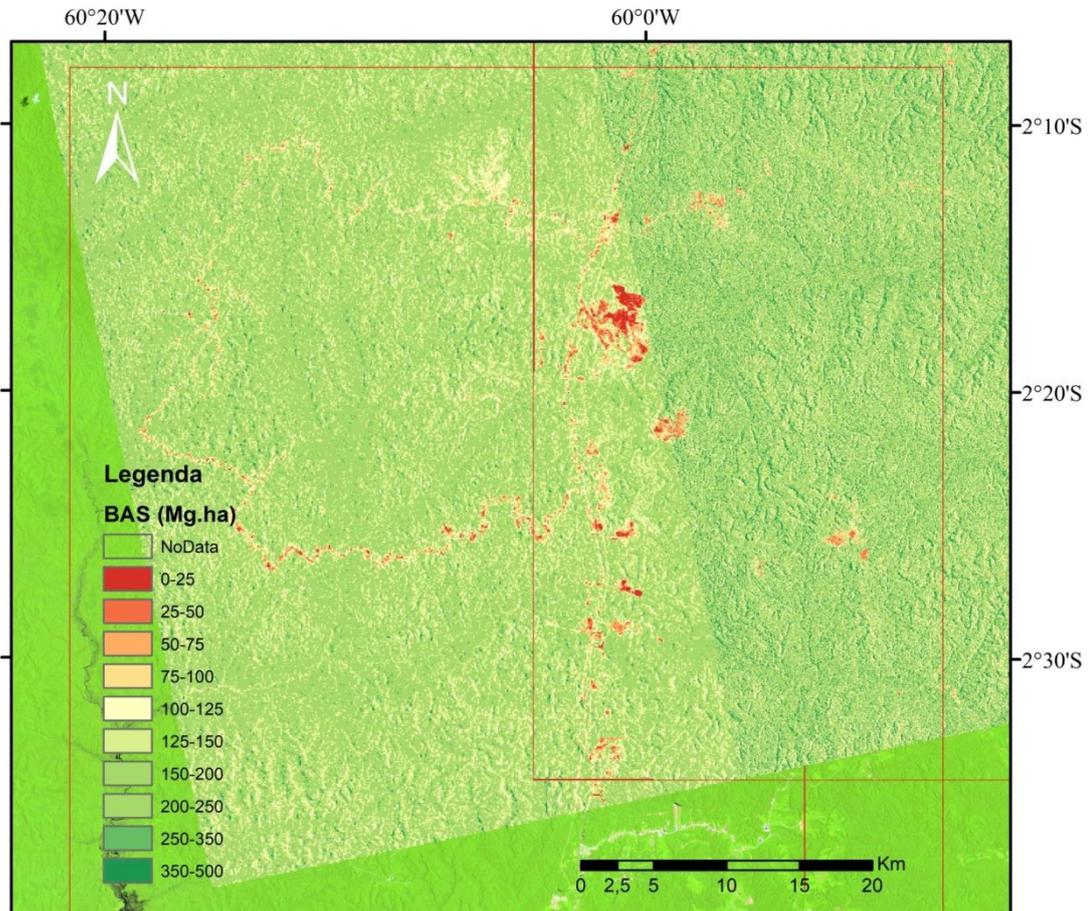


A) Distribuição dos valores da validação cruzada após o *bootstrapping* entre os valores observados e estimados pelo modelo. A linha contínua representa o ajuste perfeito 1:1 e a linha pontilhada o ajuste após a validação cruzada $R^2 = 0,65$; $RMSEP = 8,8 \pm 2,98 \text{ Mg.ha}^{-1}$. B) histograma de densidade do viés da estimativa após o *bootstrapping*.

Fonte: Produzido pelo autor.

O resultado da estimativa de BAS nas FS de Manaus com o modelo linear múltiplo em Manaus encontra-se na Figura 4.47. Nota-se que as FS jovens e iniciais (com idades entre 1 e 15 anos) encontram-se preferencialmente em ambos os lados da BR-174, ao norte do município de Manaus. As Florestas Secundárias avançadas, por outro lado, são confundidas com as florestas primárias pois seus limites não são distinguidos destas.

Figura 4.47 - Estimativa de biomassa acima do solo (BAS) em Megagramas por hectare nas Florestas Secundárias de Manaus com o modelo linear múltiplo.



Fonte: Pruduzido pelo autor.

O resultado do modelo linear múltiplo em Manaus foi superior ao reportado para as FS de Santarém, mas ressalva-se que a maior parte das amostras usadas para treinar o modelo em Manaus é oriunda de estimativas de BAS a partir dos modelos de crescimento propostos. Neste caso, a avaliação da acurácia do modelo pode não ser confiável por conta da propagação de erros. Por outro lado, o tempo e o custo de se obter amostras de campo em tamanho e quantidade desejável inviabilizam a realização da modelagem de BAS em larga escala, sendo este um caminho alternativo para atingir tal objetivo. Além disso, os erros são independentes, uma vez que a imagem idade usada para estimar a BAS a partir dos modelos de crescimento provém da série histórica de

imagens Landsat, enquanto os atributos polarimétricos são oriundos das imagens ALOS/PALSAR-2 .

Neste sentido, testou-se qual a contribuição do histórico de uso prévio das FS pela inclusão do período de uso (PUS) e da frequência de corte (FC) no modelo, sabendo-se que estas informações possuem papel importante no acúmulo da BAS.

Ao rodar o critério de seleção de variáveis “glmulti”, sete modelos com $AIC < 2$ foram gerados, mas apenas os três primeiros apresentaram todos os parâmetros com $VIF < 10$ e, por isso, os demais foram excluídos da análise (Tabela 4.20). Nota-se que ambas as variáveis relacionadas ao histórico de uso foram consideradas fortes preditoras da BAS.

Como todos os modelos apresentaram resultados semelhantes, com pelo menos um parâmetro não significativo ao nível $\alpha = 0,05$, optou-se pelo segundo, porque além de apresentar menor número de variáveis independentes (6), possui $VIF \leq 2$ dos parâmetros (Tabela 4.20).

Tabela 4.20 - Estatística da estimativa dos parâmetros com a inclusão do histórico de uso dos modelos lineares múltiplos.

Atributos:	Modelo 1				Modelo 2				Modelo 3			
	Est. θ	EP	p-valor	VIF	Est. θ	EP	p-valor	VIF	Est. θ	EP	p-valor	VIF
(Intercepto)	-27,50	20,1	0,172		-27,05	20,2	0,181		-55,98	21,8	0,011	
TVSM_phi_s1	0,50	0,3	0,102	4					0,61	0,3	0,048	4
Bhattacharya_Vol	262,67	28,9	0,000	2	259,40	28,9	0,000	2	245,41	38,9	0,000	4
ES_P_norm	29,76	13,8	0,032	2	30,35	13,8	0,030	2				
T12_imagC	769,01	253,0	0,003	4	412,11	131,1	0,002	1	909,57	254,9	0,000	4
T13_realC	601,65	219,9	0,007	1	592,22	220,9	0,008	1	545,28	219,4	0,014	1
Rpp	46,11	21,5	0,034	1	46,85	21,7	0,032	1	53,36	21,1	0,012	1
Rpc									35,10	19,6	0,076	4
PUS	-10,87	1,9	0,000	1	-11,27	1,9	0,000	1	-11,15	1,9	0,000	1
FC	2,81	1,3	0,034	1	2,82	1,3	0,034	1	3,17	1,3	0,016	1

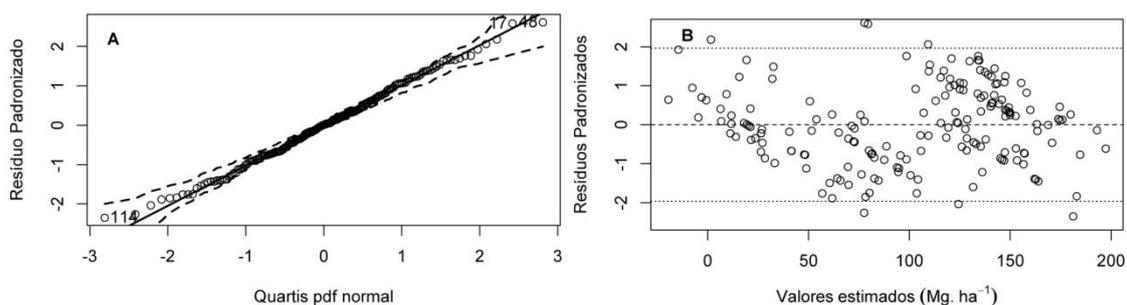
Em negrito estão destacados os parâmetros não significativos ao nível $\alpha = 0,05$. $Est. \theta$ – estimativa dos parâmetros da regressão, EP – erro padrão da estimativa, VIF – valor de inflação da variância.

Este modelo foi semelhante ao obtido sem a inclusão das variáveis PUS e FC no modelo, com a exceção da magnitude de fase da primeira componente de Touzi, que apresentou maior $EP\%$ (Tabela 4.15). A BAS das FS de Manaus pode ser estimada pela Equação (4.3):

$$\begin{aligned}
BAS (Mg. ha^{-1}) = & \\
& -27,05 + 259,40 (Bhattacharya_{vol}) + 30,35 (ES_{P_{norm}}) + 412,11(T12_{imag}C) + \\
& 592,22(T13_{real}C) + 46,85(R_{pp}) + -11,27(PUS) + 2,82 (FC)
\end{aligned}
\tag{4.3}$$

O modelo com a inclusão do histórico de uso foi capaz de descrever pouco mais de 70 % da variabilidade de BAS ($R^2_{aj.} = 0,71$) das FS de Manaus. Além disso, o AIC foi substancialmente reduzido de 1809,03 para 1781,24. Os resíduos padronizados gerados pela regressão apresentaram distribuição quase normal pelo gráfico QQ (Figura 4.48 A), e pelo teste de *Shapiro-Wilk*, $p\text{-valor} = 0,78$. Os resíduos padronizados apresentaram comportamento semelhante ao observado para a regressão linear múltipla sem o histórico de uso (PUS e FC) (Figura 4.48 B).

Figura 4.48 - Distribuição dos resíduos padronizados para o modelo de regressão linear múltiplo com o histórico de uso em Manaus.



A) Gráfico de probabilidade normal dos resíduos (gráfico QQ). B) dispersão dos resíduos versus valores estimados.

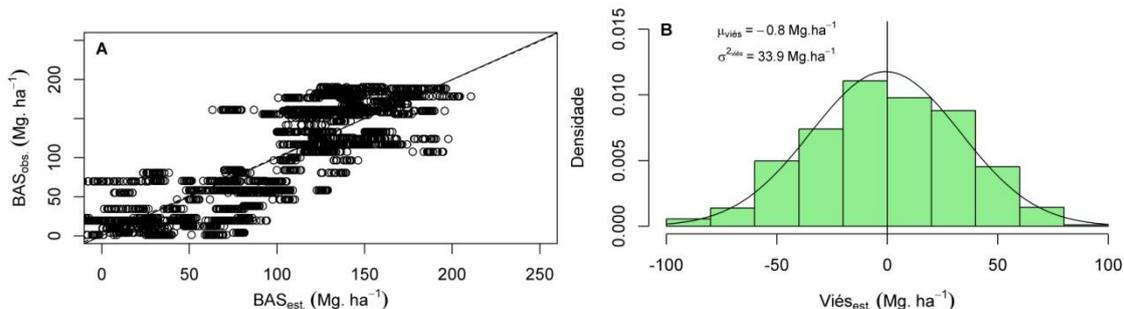
Fonte: Produzido pelo autor.

Não houve presença de heterocedasticidade pelo teste de *Breusch-Pagan* ($BP = 1,7$; $p\text{-valor} = 0,19$). Porém, foram observados 22 possíveis *outliers* (12,2%) quando computadas as estatísticas de Bonferonni, a distância de Cook, o diagnóstico de Hat e a razão de covariância. A porcentagem de possíveis *outliers* foi superior à recomendada de 10% por Sileshi (2012), mas estes não foram removidos da análise porque sua exclusão resultou em um modelo com estatísticas muito próximas às obtidas com os dados completos e novos *outliers* foram sucessivamente gerados no processo.

Pela validação cruzada, o resultado da estimativa de BAS foi similar ao do modelo descrito acima sem a inclusão de PUS e FC (Figura 4.49 A), com $RMSEP = 8,2 \pm 2,63$

Mg.ha⁻¹, mas o R^2 da validação foi superior $R^2 = 0,7$ contra $R^2 = 0,65$. Além disso, o modelo apresentou viés com comportamento quase normal e centrado em zero pelo teste t : $t = -1,39$, $df = 3599$, $p\text{-valor} = 0,17$ (Figura 4.49 B).

Figura 4.49 - Validação cruzada do ajuste de regressão linear múltipla com o histórico de uso (PUS e FC) para estimativa de BAS em Manaus.



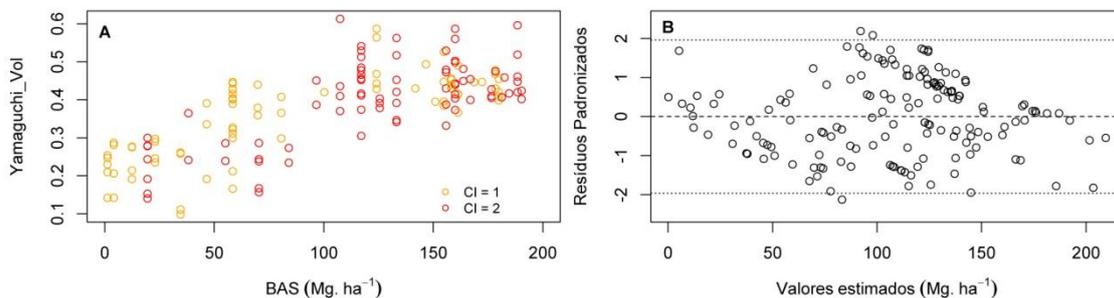
A) Distribuição dos valores da validação cruzada após o *bootstrapping* entre os valores observados e estimados pelo modelo. A linha contínua representa o ajuste perfeito 1:1 e a linha pontilhada o ajuste após a validação cruzada $R^2 = 0,70$; $RMSEP = 8,2 \pm 2,63 \text{ Mg. ha}^{-1}$. B) histograma de densidade do viés da estimativa após o *bootstrapping*.

Fonte: Produzido pelo autor.

4.8.6. Modelo semi-empírico *Extended Water Cloud Model (EWCM)* para Manaus

O modelo semi-empírico *EWCM* apresentou baixo valor residual da estimativa de BAS, com $RMSE = 38,62 \text{ Mg. ha}^{-1}$ utilizando a decomposição de Yamaguchi como variável preditora do modelo. O parâmetro β do modelo *EWCM* foi de $0,01924 \pm 0,001$ ($p\text{-valor} < 0,001$). Como não foi realizada a de-orientação antes da aplicação do modelo, 16 amostras foram excluídas da análise pelo processo semelhante ao realizado para as amostras de Santarém. Estes *outliers* contemplam amostras que apresentaram componentes de *double-bounce* e superficiais superiores à componente volumétrica que em (3.29) resultam em valores negativos, ou seja, não possuem significado real para o seu respectivo logaritmo neperiano. A distribuição da BAS *versus* a contribuição do mecanismo de espalhamento de Yamaguchi após a exclusão dos *outliers* pode ser observada na Figura 4.50 A. Não houve presença de heterocedasticidade dos resíduos pelo teste de *Breusch-Pagan*: $BP = 0,0165$, $p\text{-valor} = 0,90$ (Figura 4.50 B).

Figura 4.50 - Resultado do modelo semi-empírico *EWCM* para a estimativa de BAS nas FS de Manaus.



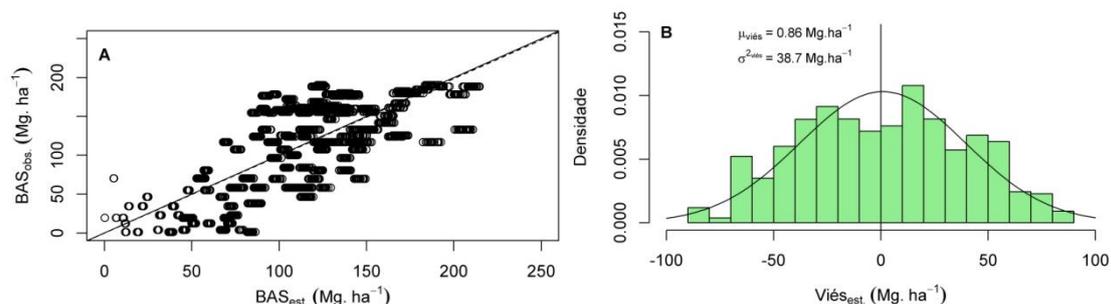
A) Distribuição das amostras em função da componente de espalhamento volumétrico de Yamaguchi. B) Distribuição dos resíduos padronizados do modelo *EWCM* para a estimativa de BAS nas FS de Manaus.

Fonte: Produzido pelo autor.

O modelo foi capaz de explicar 57% da variabilidade de BAS no intervalo de BAS = 2 a 190 Mg.ha⁻¹ e o erro da predição foi reduzido ($RMSEP = 9,45$ Mg.ha⁻¹, Figura 4.51 A). O modelo descrito apresentou resultados superiores aos de Santarém, pois contempla maior número de amostras de FS em estágios iniciais de sucessão.

O erro médio da estimativa não foi diferente de zero pelo teste *t* após o *bootstrapping* ($\mu_{viés} = 0,86$ Mg.ha⁻¹, $p\text{-valor} = 0,2$) (Figura 4.51 B). O desvio padrão da estimativa foi de 38,7 Mg.ha⁻¹.

Figura 4.51 - Resultado da validação cruzada para o modelo *EWCM* em Manaus.



A) Distribuição dos valores da validação cruzada após o *bootstrapping* entre os valores observados e estimados pelo modelo. A linha contínua representa o ajuste perfeito 1:1 e a linha pontilhada o ajuste após a validação cruzada $R^2 = 0,57$; $RMSEP = 9,45 \pm 3,3$ Mg.ha⁻¹. B) histograma de densidade do viés da estimativa após o *bootstrapping*.

Fonte: Produzido pelo autor.

O modelo *EWCM* apresentou elevado potencial para modelar a BAS, pois é derivado de modelos físicos da interação de micro-ondas com a floresta, utilizando três variáveis independentes e apenas um parâmetro. Recomenda-se, contudo, o tratamento prévio dos dados de modo a minimizar os efeitos da rotação da matriz de coerência pelo processo de deorientação proposto por Lee e Ainsworth (2011).

O parâmetro estimado β foi diferente para cada área de estudo (Manaus = 0,019 e Santarém = 0,0041), assim como o observado por Bharadwaj et al. (2015) nas Florestas do Parque Nacional de Dudhwa, no norte da Índia, que foi de $\beta = 0,006$. Santoro et al. (2003) descreve β como o coeficiente empírico de transmissividade do estande florestal. Segundo esta definição, valores mais baixos de β apresentam maior transmissividade no estande e, portanto, maior sensibilidade com o aumento de BAS. Dessa maneira, pode-se concluir que o parâmetro β está relacionado ao tipo de floresta e à sensibilidade em detectar as variações de volume presentes (SANTORO et al. 2006). O modelo, porém, foi bastante sensível ao conteúdo de umidade durante o inverno boreal (SANTORO et al. 2006).

4.9. Análise das incertezas

Os modelos de regressão propostos explicaram mais de 50 % da variabilidade da BAS das FS de Manaus (70%) e Santarém (51%). Este resultado se deve a diversos fatores, sendo o principal deles a propagação de erros a partir dos dados de campo. Estes erros incluem os erros inerentes de inventário, da escolha da equação hipsométrica para estimativa das alturas e da equação alométrica para a estimativa de BAS e os erros de expansão da alometria de árvores individuais para a análise da parcela. Além destes têm-se os erros referentes à modelagem de crescimento e oriundos do histórico de uso, os erros de correção e de ortorretificação, os erros inerentes do instrumento sensor e, por fim, os erros dos modelos de regressão.

Os erros são normalmente reportados pelo desvio médio quadrático do valor médio da estimativa ou da predição (RMSE% ou RMSEP%), apesar de serem de difícil mensuração em alguns casos. Por exemplo, a acurácia dos modelos para estimativa de BAS é desconhecida, uma vez que o valor real de BAS nas parcelas (obtido pelo

método destrutivo) não pode ser determinado. O que se obtém é apenas uma aproximação do seu valor e a estimativa do erro (CLARK; KELLNER, 2012).

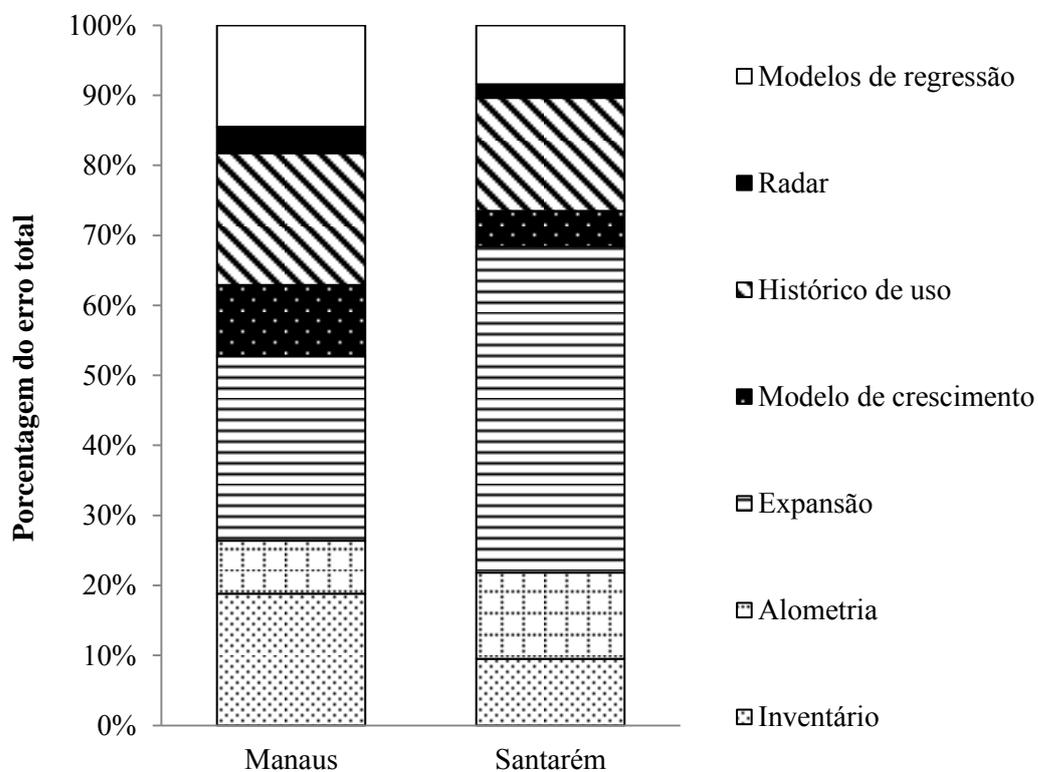
Os erros de inventário normalmente são fixados em 10%, os erros da escolha da equação alométrica foram de 4% a 14% e os erros de expansão das árvores individuais para a análise das parcelas variaram de 13% e 49%, para Manaus e Santarém, respectivamente. Os erros de modelos de crescimento de BAS foram de 5,4 % para o *NLME* em ambas as áreas e os oriundos do histórico de uso foram em média de 10% para Manaus e de 17% para Santarém (CARREIRAS et al., 2014).

Os erros inerentes instrumento do sensor incluem o ruído speckle, erros de calibração, efeitos topográficos e fontes de variabilidade como conteúdo de umidade, mas não foram computados nesta análise. O valor modelado pela soma destes componentes calculado por Ahmed et al. (2014) foi de $\sigma^0 = 0,025$, ou seja, inferior a 2% do coeficiente de retroespalhamento médio das FS. Os erros de correção não foram computados, mas foram suavizados por conta de se utilizar a média dos atributos em cada parcela. Os erros oriundos dos modelos de regressão linear múltipla foram de 7,66% em Manaus e de 8,92% em Santarém.

O modelo de propagação de erros não foi desenvolvido, mas uma boa aproximação pode ser calculada através da média destes erros, considerando que estes sejam independentes e não correlacionados entre si (JOSHI et al., 2015). Neste caso, o erro médio da estimativa de BAS das FS de Manaus foi de 7,5% enquanto para Santarém, o erro médio foi superior a 15%.

Do total médio destes erro, nota-se que os erros relacionados à escolha da equação alométrica para a estimativa individual de biomassa e os erros relativos à expansão da análise de árvores individuais para a análise de parcela representam mais de 50 % dos erros totais em Santarém. Os menores erros são oriundos dos dados e processamentos de Radar, bem como os referentes aos modelos de regressão, que foram inferiores à 20 % dos erros totais médios.

Figura 4.52 - Distribuição percentual dos erros considerando as múltiplas etapas de processamento para a estimativa de biomassa nas florestas secundárias de Manaus e de Santarém.



Fonte: Produzido pelo autor.

5 CONCLUSÕES

A partir do objetivo principal de modelar a biomassa acima do solo (BAS) das Florestas Secundárias em duas áreas de estudo localizadas na Amazônia Brasileira (Manaus e Santarém) em função do histórico de uso anterior ao abandono e utilizando-se de dados polarimétricos ALOS/PALSAR-2, chegaram-se às seguintes conclusões:

- As florestas secundárias (FS) de Manaus e Santarém apresentaram diferenças florísticas independentemente do histórico de uso anterior ao abandono. As FS de Manaus apresentaram maior riqueza de espécies ($S = 213$), maior equabilidade ($J = 0,68$) e menor diversidade de espécies ($H' = 3,67$) do que as FS de Santarém ($S = 147$, $J = 0,81$ e $H' = 4,09$). A similaridade de espécies entre as FS nas áreas de estudo foi de 13%, sendo que nenhuma espécie em comum figurou entre as cinco principais em termos de Índice de Valor de Importância. Diferenças estruturais foram observadas em ambas as áreas de estudo, como por exemplo, as FS de Manaus apresentaram maior BAS e altura total média (Ht). A densidade de indivíduos também foi 26,2% superior em Manaus ($N = 1.879 \text{ ind.ha}^{-1}$). No entanto, o diâmetro médio por hectare foi significativamente menor nas FS de Manaus do que nas FS de Santarém (DAP = 15,3 cm e DAP = 18,4 cm, respectivamente);

- As FS que sofreram menor intensidade de uso antes do abandono, isto é, originadas logo após o corte (CI = 1) apresentaram diferenças florísticas e estruturais com relação às FS originadas após um período superior a dois anos de uso antes do abandono ou dois ou mais cortes na mesma área (CI = 2). A riqueza de espécies (S) foi significativamente menor nas FS mais impactadas CI = 2 em ambas as áreas de estudo, mas não houve diferenças estatísticas quanto à diversidade (H') e equabilidade de espécies (J) por CI's e área de estudo. Os parâmetros biofísicos BAS, área basal (G) e o DAP também foram inferiores nas FS que sofreram maior intensidade de uso antes do abandono em ambas as áreas de estudo, embora não apresentassem diferenças significativas pelo teste t entre médias. A Ht foi significativamente diferente por CI e foi 15 % superior nas FS da CI = 2 em Santarém (Ht = 14,8 m).

- O modelo de Chapman-Richards (CR) foi adequado para estimar os parâmetros biofísicos das FS para a data correspondente à da imagem ALOS/PALSAR-2 em ambas as áreas de estudo, bem como em estimar a taxa de crescimento através do Incremento Corrente Anual (ICA). Por meio dos modelos de crescimento, conclui-se que as FS apresentam rápido crescimento de DAP, Ht, G e N, atingindo valores próximos aos das Florestas Primárias adjacentes nos primeiros 30 anos, enquanto S leva muito mais tempo (> 100 anos);

- O modelo não linear de efeitos mistos (NLME) de Chapman-Richards permitiu estimar as taxas de crescimento da BAS (ICA) em ambas as áreas de estudo por CI. Porém, as diferenças no crescimento quanto as CI's foram mais evidentes nas FS de Manaus, cujo ICA foi superior a $15 \text{ Mg.ha}^{-1}.\text{ano}^{-1}$ nos dois primeiros anos após o corte nas FS (CI = 1) e o máximo ICA = $12 \text{ Mg.ha}^{-1}.\text{ano}^{-1}$ aos 5 anos nas FS (CI = 2). Em Santarém, o incremento máximo foi de ICA = $11 \text{ Mg.ha}^{-1}.\text{ano}^{-1}$ independentemente do histórico de uso e ocorreu aos 6 anos;

- A dimensão e o modelo de filtro obtiveram influência direta nas relações entre os dados de Radar e os valores de BAS. O R^2 entre o coeficiente de retroespalhamento e a BAS foi maior à medida que a dimensão da janela de filtro aumentava. A janela de dimensão ótima foi de $11 \times 11 \text{ pixels}$, definida pelo balanço entre a redução do *speckle* e o aumento de R^2 . Dos modelos de filtros testados, o *Refined Lee* apresentou o melhor resultado, definido pela análise conjunta de fatores para a redução de *speckle*, como: conservação da informação radiométrica, conservação da informação polarimétrica e entre os canais polarizados;

- Os dados de Radar foram sensíveis às variações estruturais entre as FS de Manaus e Santarém. As três componentes de espalhamento *double-bounce*, superficial e volumétrica da decomposição de Yamaguchi obtiveram alta correlação com a área de estudo ($\rho > 0,8$). As FS de Manaus apresentaram maior contribuição do espalhamento volumétrico e menores espalhamentos *double-bounce* e superficial do que as FS de Santarém, e foram significativamente correlacionados com o DAP e o N ao invés da BAS, a qual não apresentou diferenças significativas entre as áreas de estudo.

- Os atributos polarimétricos que permitiram separar as FS quanto às CI's não foram os mesmos em cada área de estudo e a sensibilidade em discriminar as FS quanto ao histórico de uso diminuiu à medida que as FS atingem estágios mais avançados de sucessão. Em Manaus, estes atributos foram a componente de polarização cruzada da matriz de coerência gerada a partir da decomposição de Cloude (T_{33}) e o ângulo de elipticidade médio de Touzi ($TVSM\tau_s$). Em Santarém, diversos atributos permitiram separar as FS com relação às CI's, com destaque para a componente real da matriz de covariância entre os canais HH e VV (C_{12real}) e a segunda componente diagonal da matriz de coerência de Cloude (T_{22});

- Os atributos angulares não apresentaram maior separabilidade entre as classes de intensidade de uso ou entre as florestas secundárias em cada área de estudo. As diferenças estruturais observadas entre estas classes foram percebidas mais sobre os atributos polarimétrico não angulares, relacionados à potencia do sinal retroespalhado ou resultantes de espalhamento volumétrico a partir das decomposições polarimétricas do que relacionados à fase ou aos ângulos de orientação dos múltiplos espalhadores;

- Dentre os modelos testados, o modelo linear múltiplo apresentou o melhor desempenho em ambas as áreas de estudo quando avaliado pelo erro médio quadrático da predição ($RMSEP$), pelo viés da estimativa e pelo R^2 da validação cruzada; O modelo $NLME$, que permite a entrada do histórico de uso na modelagem de BAS com os dados de radar, não apresentou melhora significativa se comparado aos demais;

- O modelo linear múltiplo para a estimativa de BAS de Santarém foi: $BAS (Mg.ha^{-1}) = 1.151,1 + 516,6.(Neumann_\tau) + 0,96.(TVSM\tau_{s3}) + 2809,1.(T_{23_imag}) + 592,91.(ES_{P_norm}) + 319,52.(ES_{norm}) + 2306,73.(T_{12_realB})$. Em Manaus, o modelo proposto foi: $BAS (Mg.ha^{-1}) = -27,05 + 259,4.(Bhattacharya_{vol}) + 30,35.(ES_{P_norm}) + 412,11.(T_{12_imagC}) + 592,22.(T_{13_realC}) + 46,85.(R_{pp}) - 11,27.(PUS) + 2,82.(FC)$;

- O modelo linear múltiplo obteve desempenho de $R^2 = 0,37$, $RMSEP = 13,19 Mg.ha^{-1}$ (8,9%) e viés de $2,1 \pm 37,9 Mg.ha^{-1}$ para a estimativa de BAS nas FS de Santarém. Melhores desempenhos do modelo linear múltiplo foram encontrados em Manaus, cujas avaliações apresentaram $R^2 = 0,65$, $RMSEP = 8,8 Mg.ha^{-1}$ e viés da estimativa de $1,3 \pm$

36,5 Mg.ha⁻¹ sem considerar informações de histórico de uso como o período de uso antes do abandono (PUS) e frequência de cortes (FC). No entanto, quando estas variáveis foram inseridas no modelo o desempenho foi superior $R^2 = 0,70$, $RMSEP = 8,2$ Mg.ha⁻¹ (7,7%) e viés de $-0,8 \pm 33,9$ Mg.ha⁻¹;

- Nota-se que os atributos polarimétricos usados na predição da BAS com o uso de modelos lineares múltiplos não foram os mesmos, por consequência das diferenças estruturais e florísticas existentes nas áreas de estudo. Neste caso, a utilização de um modelo obtido em uma área para a estimativa de BAS em outra área não é recomendada.

- Por fim, o uso do modelo semi-empírico *Extended Waterd Cloud Model* é promissor, pois é derivado de um modelo físico da interação da contribuição dos três principais mecanismos de espalhamento com a BAS, além de não apresentar saturação de sinal para $BAS > 150$ Mg.ha⁻¹ e de ser modelado por apenas um parâmetro regressor. Recomenda-se, porém, a realização da correção de de-orientação da matriz de coerência [T] antes da modelagem para reduzir o número de outliers e aumentar a acurácia da estimativa de BAS.

Este estudo possibilitou uma melhor compreensão da interação da radiação de micro-ondas nas FS de duas regiões distintas da Amazônia Brasileira, bem como permitiu avaliar a influência do histórico de uso no acúmulo de BAS e na resposta dos atributos polarimétricos de Radar. Neste contexto, formularam-se algumas recomendações para o desenvolvimento de pesquisas futuras:

Sabe-se que o retorno de sinal retroespalhado é maior à medida que a quantidade de espalhadores aumenta em uma superfície florestal, ou seja, à medida que há maior BAS. No entanto, à medida que a BAS aumenta, a densidade de indivíduos diminui. Logo, esta condição de que o retroespalhamento aumenta com a BAS, não se aplica para o número de indivíduos por hectare, portanto recomenda-se que estudos sejam feitos para verificar qual a influência do número de indivíduos por hectare na resposta dos atributos polarimétricos e do sinal retroespalhado, e qual a natureza física desta relação.

Tradicionalmente, apenas os termos da diagonal principal das matrizes [T] e [C] tem sido utilizados com o propósito de modelar a BAS por se tratar do pulso de retorno em termos de potência (número real). Porém, a floresta tende a atenuar o sinal de retorno ao sofrer múltiplos espalhamentos, assim como tende a despolarizar os canais causando interferência entre os mesmos, além de modificar a fase entre os canais diminuindo a sua coerência polarimétrica. Assim, a utilização de termos fora da diagonal principal para estudos de alvos florestais com diferentes estruturas, densidades e tipologias ainda é um campo a ser desenvolvido.

Como a maioria dos alvos florestais não apresenta a condição de simetria de reflexão, as condições físicas são violadas em grande parte das decomposições polarimétricas existentes. A geração de decomposições polarimétricas a partir da matriz T_4 (caso biestático) incorporando a assimetria na resposta polarimétrica destes alvos é um campo a ser explorado futuramente.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- ACHARD, F. Determination of deforestation rates of the world's humid tropical forests. **Science**, v. 297, n. 5583, p. 999–1002, 9 ago. 2002. Disponível em: <<http://www.sciencemag.org/cgi/doi/10.1126/science.1070656>>.
- AHMED, R.; SIQUEIRA, P.; HENSLEY, S. Analyzing the uncertainty of biomass estimates from l-band radar backscatter over the harvard and howland forests. **IEEE Transactions on Geoscience and Remote Sensing**, v. 52, n. 6, p. 3568–3586, 2014.
- AINSWORTH, T. L.; LEE, J. S.; SCHULER, D. L. Multi-frequency polarimetric SAR data analysis of ocean surface features. In: INTERNATIONAL GEOSCIENCE AND REMOTE SENSING SYMPOSIUM (IGARSS 2000). Taking the Pulse of the Planet: The Role of Remote Sensing in Managing the Environment, 2000, Honolulu, HI, USA. **Proceedings...** IEEE, 2000 (Cat. No.00CH37120) Disponível em: <<http://ieeexplore.ieee.org/document/858039/>>.
- ALMEIDA, C. A.; VALERIANO, D. M.; ESCADA, M. I. S.; RENNÓ, C. D. Estimativa de área de vegetação secundária na Amazônia Legal Brasileira. **Acta Amazonica**, v. 40, n. 2, p. 289–301, 2010. Disponível em: <http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0044-59672010000200007&lng=pt&nrm=iso&tlng=pt>.
- ALLAIN, S.; FERRO-FAMIL, L.; POTTIER, E. New eigenvalue-based parameters for natural media characterization. In: EUROPEAN RADAR CONFERENCE (EURAD 2005). Radar Conference, 2005, Paris, France. **Proceedings...** IEEE, 2005. Disponível em: <<http://ieeexplore.ieee.org/document/1605594/>>.
- ALVES, D.; SOARES, J. V.; AMARAL, S.; MELLO, E.; ALMEIDA, S.; DA SILVA, O. F.; SILVEIRA, A. Biomass of primary and secondary vegetation in Rondonia, Western Brazilian Amazon. **Global Change Biology**, v. 3, n. 5, p. 451–461, out. 1997. Disponível em: <<http://doi.wiley.com/10.1046/j.1365-2486.1997.00081.x>>.

ARAGÃO, L. E. O. C.; POULTER, B.; BARLOW, J. B.; ANDERSON, L. O.; MALHI, Y.; SAATCHI, S.; PHILLIPS, O. L.; GLOOR, E. Environmental change and the carbon balance of Amazonian forests. **Biological Reviews**, v. 89, n. 4, p. 913–931, nov. 2014. Disponível em: <<http://doi.wiley.com/10.1111/brv.12088>>.

ARAÚJO, T. M.; HIGUCHI, N.; CARVALHO JÚNIOR, J. A. de. Comparison of formulae for biomass content determination in a tropical rain forest site in the state of Pará, Brazil. **Forest Ecology and Management**, v. 117, n. 1–3, p. 43–52, maio 1999. Disponível em: <<http://linkinghub.elsevier.com/retrieve/pii/S0378112798004708>>.

ARAÚJO, M. M.; TUCKER, J. M.; VASCONCELOS, S. S.; ZARIN, D. J.; OLIVEIRA, W.; SAMPAIO, P. D.; RANGEL-VASCONCELOS, L. G.; OLIVEIRA, F. D. A.; COELHO, R. D. F. R.; ARAGÃO, D. V.; MIRANDA, I. Padrão e processo sucessionais em florestas secundárias de diferentes idades na amazônia oriental. **Ciência Florestal**, v. 15, n. 4, p. 343, 30 dez. 2005. Disponível em: <<http://periodicos.ufsm.br/cienciaflorestal/article/view/1872>>.

ARYAL, D. R.; DE JONG, B. H. J.; OCHOA-GAONA, S.; ESPARZA-OLGUIN, L.; MENDOZA-VEGA, J. Carbon stocks and changes in tropical secondary forests of southern Mexico. **Agriculture, Ecosystems & Environment**, v. 195, p. 220–230, out. 2014. Disponível em: <<http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0167880914003259>>.

ASNER, G. P.; BUSTAMANTE, M. M. C.; TOWNSEND, A. R. Scale dependence of biophysical structure in deforested areas bordering the Tapajós National Forest, Central Amazon. **Remote Sensing of Environment**, v. 87, n. 4, p. 507–520, 15 nov. 2003. Disponível em: <<http://linkinghub.elsevier.com/retrieve/pii/S0034425703002098>>.

ASNER, G. P.; RUDEL, T. K.; AIDE, T. M.; DEFRIES, R.; EMERSON, R. A. Contemporary Assessment of Change in Humid Tropical Forests. **Conservation Biology**, v. 23, n. 6, p. 1386–1395, dez. 2009. Disponível em: <<http://doi.wiley.com/10.1111/j.1523-1739.2009.01333.x>>.

ATTEMA, E. P. W.; ULABY, F. T. Vegetation modeled as a water cloud. **Radio Science**, v. 13, n. 2, p. 357–364, mar. 1978. Disponível em: <<http://doi.wiley.com/10.1029/RS013i002p00357>>.

BAKER, T. R.; PHILLIPS, O. L.; MALHI, Y.; ALMEIDA, S.; ARROYO, L.; DI FIORE, A.; ERWIN, T.; KILLEEN, T. J.; LAURANCE, S. G.; LAURANCE, W. F.; LEWIS, S. L.; LLOYD, J.; MONTEAGUDO, A.; NEILL, D. a.; PATINO, S.; PITMAN, N. C. A.; M. SILVA, J. N.; VASQUEZ MARTINEZ, R. Variation in wood density determines spatial patterns in Amazonian forest biomass. **Global Change Biology**, v. 10, n. 5, p. 545–562, maio 2004. Disponível em: <<http://onlinelibrary.wiley.com/doi/10.1111/j.1365-2486.2004.00751.x/full>>.

BANIN, L.; FELDPAUSCH, T. R.; PHILLIPS, O. L.; BAKER, T. R.; LLOYD, J.; AFFUM-BAFFOE, K.; ARETS, E. J. M. M.; BERRY, N. J.; BRADFORD, M.; BRIENEN, R. J. W.; DAVIES, S.; DRESCHER, M.; HIGUCHI, N.; HILBERT, D. W.; HLADIK, A.; IIDA, Y.; SALIM, K. A.; KASSIM, A. R.; KING, D. A.; LOPEZ-GONZALEZ, G.; METCALFE, D.; NILUS, R.; PEH, K. S.-H.; REITSMA, J. M.; SONKÉ, B.; TAEDOUNG, H.; TAN, S.; WHITE, L.; WÖLL, H.; LEWIS, S. L. What controls tropical forest architecture? Testing environmental, structural and floristic drivers. **Global Ecology and Biogeography**, v. 21, n. 12, p. 1179–1190, dez. 2012. Disponível em: <<http://doi.wiley.com/10.1111/j.1466-8238.2012.00778.x>>.

BARBOSA, J. M.; BROADBENT, E. N.; BITENCOURT, M. D. Remote Sensing of Aboveground Biomass in Tropical Secondary Forests: A Review. **International Journal of Forestry Research**, v. 2014, n. ID 715796, p. 1–14, 2014. Disponível em: <<http://www.hindawi.com/journals/ijfr/2014/715796/>>.

BERTALANFFY, L. VON. Quantitative laws in metabolism and growth. **The Quarterly Review of Biology**, v. 32, n. 3, p. 217-231. set. 1957.

BHARADWAJ, P.; KUMAR, S.; KUSHWAHA, S. P. S.; BIJKER, W. Polarimetric scattering model for estimation of above ground biomass of multilayer vegetation using

ALOS-PALSAR quad-pol data. **Physics and Chemistry of the Earth**, v. 83–84, p. 187–195, 2015. Disponível em: <<http://dx.doi.org/10.1016/j.pce.2015.09.003>>.

BHATTACHARYA, A.; MUHURI, A.; DE, S.; MANICKAM, S.; FRERY, A. C. Modifying the yamaguchi four-component decomposition scattering powers using a stochastic distance. **IEEE Journal of Selected Topics in Applied Earth Observations and Remote Sensing**, v. 8, n. 7, p. 3497–3506, jul. 2015. Disponível em: <<http://ieeexplore.ieee.org/document/7110519/>>.

BIAN, L.; BUTLER, R. Comparing effects of aggregation methods on statistical and spatial properties of simulated spatial data. **Photogrammetric Engineering and Remote Sensing**, v. 65, n. 1, p. 73–84, 1999.

BISPO, P. C.; SANTOS, J. R.; VALERIANO, M. M.; TOUZI, R.; SEIFERT, F. M. Integration of polarimetric palsar attributes and local geomorphometric variables derived from srtm for forest biomass modeling in central Amazonia. **Canadian Journal of Remote Sensing**, v. 40, n. 1, p. 26–42, 2 jan. 2014. Disponível em: <<http://dx.doi.org/10.1080/07038992.2014.913477>>.

BOERNER, W.; YAN, W.; XI, A.; YAMAGUCHI, Y. **Basic concepts of radar polarimetry**. PolSAR PRO notes, 1992. 100p.

BONNER, M. T. L.; SCHMIDT, S.; SHOO, L. P. A meta-analytical global comparison of aboveground biomass accumulation between tropical secondary forests and monoculture plantations. **Forest Ecology and Management**, v. 291, p. 73–86, 2013. Disponível em: <<http://dx.doi.org/10.1016/j.foreco.2012.11.024>>.

BROWN, S.; GILLESPIE, A. J. R.; LUGO, A. E. Biomass estimation methods for tropical forests with applications to forest inventory data. **Forest science**, v. 35, n. 4, p. 881-902, 1989. Disponível em: <<http://www.ingentaconnect.com/content/saf/fs/1989/00000035/00000004/art00003>>.

BROWN, I. F.; NEPSTAD, D. C.; PIRES, I. D. O.; LUZ, L. M.; ALECHANDRE, A. S. Carbon storage and land-use in extractive reserves, Acre, Brazil. **Environmental**

Conservation, v. 19, n. 4, p. 307, 24 dez. 1992. Disponível em:
<http://www.journals.cambridge.org/abstract_S0376892900031428>.

BUDOWSKI, G. Distribution of tropical American rain forest species in the light of succession processes. **Turrialba**, v. 15, n. 1, p. 40–42, 1965.

BURNHAM, K. P.; ANDERSON, D. R. **Model selection and multimodel inference: a practical information-theoretic approach**. 2nd. ed. New York, NY: Springer-Verlag, 2002. 488p.

CALCAGNO, V. **Glmulti**: An R package for easy automated model selection with (generalized) linear models. R package version 1.0.7. Disponível em: <https://CRAN.R-project.org/package=glmulti>. Acesso em: 10 abril 2016.

CARREIRAS, J. M. B.; PEREIRA, J. M. C.; CAMPAGNOLO, M. L.; SHIMABUKURO, Y. E. Assessing the extent of agriculture/pasture and secondary succession forest in the Brazilian Legal Amazon using SPOT VEGETATION data. **Remote Sensing of Environment**, v. 101, n. 3, p. 283–298, abr. 2006. Disponível em: <<http://linkinghub.elsevier.com/retrieve/pii/S0034425706000204>>.

CARREIRAS, J. M. B.; JONES, J.; LUCAS, R. M.; GABRIEL, C. Land-use and land - cover change dynamics across the brazilian Amazon: insights from extensive time-series analysis of remote sensing data. **PLoS ONE**, v. 9, n. 8, p. e104144, 6 ago. 2014. Disponível em: <<http://dx.plos.org/10.1371/journal.pone.0104144>>.

CARREIRAS, J. M. B.; JONES, J.; LUCAS, R. M.; SHIMABUKURO, Y. E. Mapping major land cover types and retrieving the age of secondary forests in the Brazilian Amazon by combining single-date optical and radar remote sensing data. **Remote Sensing of Environment**, v. 194, p. 16–32, jun. 2017. Disponível em: <<http://dx.doi.org/10.1016/j.rse.2017.03.016>>.

CASSOL, H. L. G.; SALDANHA, D. L.; KUPLICH, T. M. Estimando biomassa florestal com dados ASTER: A questão da escala. In: X SEMINÁRIO DE ATUALIZAÇÃO EM SENSORIAMENTO REMOTO E SISTEMA DE

INFORMAÇÕES GEOGRÁFICAS APLICADOS À ENGENHARIA FLORESTAL, 2012. **Anais...** Curitiba: X SENGEF, 2012. p. 642-650.

CASSOL, H. L. G. C.; SHIMABUKURO, Y.E.; CARREIRAS, J.M.B.; MORAES, E. C. Improved tree height estimates of secondary forests in the Brazilian Amazon. Aceito pela Revista **Acta Amazônica**, nov. 2017.

CASTRO, K. L.; SANCHEZ-AZOFEIFA, G. a.; RIVARD, B. Monitoring secondary tropical forests using space-borne data: Implications for Central America. **International Journal of Remote Sensing**, v. 24, n. 9, p. 1853–1894, jan. 2003. Disponível em: <<http://www.tandfonline.com/doi/abs/10.1080/01431160210154056>>.

CHAO, K.-J.; PHILLIPS, O. L.; BAKER, T. R. Wood density and stocks of coarse woody debris in a northwestern Amazonian landscape. **Canadian Journal of Forest Research**, v. 38, n. 4, p. 795–805, abr. 2008. Disponível em: <<http://www.nrcresearchpress.com/doi/abs/10.1139/X07-163>>.

CHAMBERS, J. Q.; SANTOS, J. dos; RIBEIRO, R. J.; HIGUCHI, N. Tree damage, allometric relationships, and above-ground net primary production in central Amazon forest. **Forest Ecology and Management**, v. 152, n. 1–3, p. 73–84, out. 2001. Disponível em: <<http://linkinghub.elsevier.com/retrieve/pii/S0378112700005910>>.

CHAVE, J.; CONDIT, R.; AGUILAR, S.; HERNANDEZ, A.; LAO, S.; PEREZ, R. Error propagation and scaling for tropical forest biomass estimates. **Philosophical Transactions of the Royal Society B: Biological Sciences**, v. 359, n. 1443, p. 409–420, 29 mar. 2004. Disponível em: <<http://rstb.royalsocietypublishing.org/cgi/doi/10.1098/rstb.2003.1425>>.

CHAVE, J.; ANDALO, C.; BROWN, S.; CAIRNS, M. A.; CHAMBERS, J. Q.; EAMUS, D.; FÖLSTER, H.; FROMARD, F.; HIGUCHI, N.; KIRA, T.; LESCURE, J.-P.; NELSON, B. W.; OGAWA, H.; PUIG, H.; RIÉRA, B.; YAMAKURA, T. Tree allometry and improved estimation of carbon stocks and balance in tropical forests. **Oecologia**, v. 145, n. 1, p. 87–99, 22 ago. 2005. Disponível em: <<http://link.springer.com/10.1007/s00442-005-0100-x>>.

CHAVE, J.; RÉJOU-MÉCHAIN, M.; BÚRQUEZ, A.; CHIDUMAYO, E.; COLGAN, M. S.; DELITTI, W. B. C.; DUQUE, A.; EID, T.; FEARNESIDE, P. M.; GOODMAN, R. C.; HENRY, M.; MARTÍNEZ-YRÍZAR, A.; MUGASHA, W. A.; MULLER-LANDAU, H. C.; MENCUCCINI, M.; NELSON, B. W.; NGOMANDA, A.; NOGUEIRA, E. M.; ORTIZ-MALAVASSI, E.; PÉLISSIER, R.; PLOTON, P.; RYAN, C. M.; SALDARRIAGA, J. G.; VIEILLEDENT, G. Improved allometric models to estimate the aboveground biomass of tropical trees. **Global Change Biology**, v. 20, n. 10, p. 3177–3190, out. 2014. Disponível em: <<http://doi.wiley.com/10.1111/gcb.12629>>.

CHAZDON, R. L. Tropical forest recovery: legacies of human impact and natural disturbances. **Perspectives in Plant Ecology, Evolution and Systematics**, v. 6, n. 1–2, p. 51–71, jan. 2003. Disponível em: <<http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S1433831904700670>>.

CHAZDON, R. L.; REDONDO BRENES, A.; VILCHEZ ALVARADO, B. Effects of climate and stand age on annual tree dynamics in tropical second-growth rain forests. **Ecology**, v. 86, n. 7, p. 1808–1815, jul. 2005. Disponível em: <<http://doi.wiley.com/10.1890/04-0572>>.

CHAZDON, R.L. **Second growth**: the promise of tropical forest regeneration in an age of deforestation. Chicago: Chicago Press, 2014. 472p. ISBN: 9780226118079.

CHAZDON, R. L.; BROADBENT, E. N.; ROZENDAAL, D. M. A.; BONGERS, F.; ZAMBRANO, A. M. A.; AIDE, T. M.; BALVANERA, P.; BECKNELL, J. M.; BOUKILI, V.; BRANCALION, P. H. S.; CRAVEN, D.; ALMEIDA-CORTEZ, J. S.; CABRAL, G. A. L.; DE JONG, B.; DENSLOW, J. S.; DENT, D. H.; DEWALT, S. J.; DUPUY, J. M.; DURAN, S. M.; ESPIRITO-SANTO, M. M.; FANDINO, M. C.; CESAR, R. G.; HALL, J. S.; HERNANDEZ-STEFANONI, J. L.; JAKOVAC, C. C.; JUNQUEIRA, A. B.; KENNARD, D.; LETCHER, S. G.; LOHBECK, M.; MARTINEZ-RAMOS, M.; MASSOCA, P.; MEAVE, J. A.; MESQUITA, R.; MORA, F.; MUNOZ, R.; MUSCARELLA, R.; NUNES, Y. R. F.; OCHOA-GAONA, S.; ORIHUELA-BELMONTE, E.; PENA-CLAROS, M.; PEREZ-GARCIA, E. A.;

PIOTTO, D.; POWERS, J. S.; RODRIGUEZ-VELAZQUEZ, J.; ROMERO-PEREZ, I. E.; RUIZ, J.; SALDARRIAGA, J. G.; SANCHEZ-AZOFEIFA, A.; SCHWARTZ, N. B.; STEININGER, M. K.; SWENSON, N. G.; URIARTE, M.; VAN BREUGEL, M.; VAN DER WAL, H.; VELOSO, M. D. M.; VESTER, H.; VIEIRA, I. C. G.; BENTOS, T. V.; WILLIAMSON, G. B.; POORTER, L. Carbon sequestration potential of second-growth forest regeneration in the Latin American tropics. **Science Advances**, v. 2, n. 5, p. e1501639–e1501639, 13 maio 2016. Disponível em:

<<http://advances.sciencemag.org/cgi/doi/10.1126/sciadv.1501639>>.

CLARK, D. B.; KELLNER, J. R. Tropical forest biomass estimation and the fallacy of misplaced concreteness. **Journal of Vegetation Science**, v. 23, n. 6, p. 1191–1196, dez. 2012. Disponível em: <<http://doi.wiley.com/10.1111/j.1654-1103.2012.01471.x>>.

CLOUDE, S. R. Target decomposition theorems in radar scattering. **Electronics Letters**, v. 21, n. 1, p. 22–24, 3 jan. 1985. Disponível em: <http://digital-library.theiet.org/content/journals/10.1049/el_19850018>.

CLOUDE, S.; POTTIER, E. An entropy based classification scheme for land applications of polarimetric SAR. **IEEE Transactions on Geoscience and Remote Sensing**, v. 35, n. 1, p. 68–78, 1997. Disponível em: <<http://ieeexplore.ieee.org/lpdocs/epic03/wrapper.htm?arnumber=551935>>.

CORLETT, R. T. What is Secondary Forest? **Journal of Tropical Ecology**, v. 10, n. 3, p. 445–447, 1994. Disponível em: <<http://www.jstor.org/stable/2560329>>.

CORR, D.G.; RODRIGUES, A.F. Alternative basis matrices for polarimetric decomposition. In: EUROPEAN UNION CONFERENCE ON SYNTHETIC APERTURE RADAR (EUSAR 2002). 4th, 4–6 June 2002, Cologne, Germany. **Proceedings...** Cologne, Germany, 2002.

COSTA, E.R.; SILVA, M.A.O.; NEVES, P.E.; MACHADO E SILVA, A.J. Ortoretificação: um passo a mais no processamento de imagens CBERS. In: SIMPÓSIO BRASILEIRO DE SENSORIAMENTO REMOTO (SBSR 2007), 13, 2007, Florianópolis. **Anais...** São José dos Campos: INPE, 2007. Artigos, p. 827-833.

CUMMINGS, D. L.; BOONE KAUFFMAN, J.; PERRY, D. A.; FLINT HUGHES, R. Aboveground biomass and structure of rainforests in the southwestern Brazilian Amazon. **Forest Ecology and Management**, v. 163, n. 1–3, p. 293–307, jun. 2002. Disponível em: <<http://linkinghub.elsevier.com/retrieve/pii/S0378112701005874>>.

CURLANDER, J. C. Location of Spaceborne Sar Imagery. **IEEE Transactions on Geoscience and Remote Sensing**, v. GE-20, n. 3, p. 359–364, 1982. Disponível em: <<http://ieeexplore.ieee.org/lpdocs/epic03/wrapper.htm?arnumber=4157311%5Cnpapers2://publication/doi/10.1109/TGRS.1982.350455>>.

CURRAN, P. J.; WILLIAMSON, H. D. Sample size for ground and remotely sensed data. **Remote Sensing of Environment**, v. 20, n. 1, p. 31–41, ago. 1986. Disponível em: <<http://linkinghub.elsevier.com/retrieve/pii/003442578690012X>>.

CURRAN, P.J.; ATKINSON, P.M. Issues of scale and optimal pixel size. In: STEIN, A.; MEER, F.; GORTE, B. (Ed.) **Spatial statistics for remote sensing**. Dordrecht: Kluwer Academic Publishers. Chapter 7. p. 115-133. 1999. 325p.

DE CASTILHO, C. V.; MAGNUSSON, W. E.; DE ARAÚJO, R. N. O.; LUIZÃO, R. C. C.; LUIZÃO, F. J.; LIMA, A. P.; HIGUCHI, N. Variation in aboveground tree live biomass in a central Amazonian Forest: Effects of soil and topography. **Forest Ecology and Management**, v. 234, n. 1–3, p. 85–96, out. 2006. Disponível em: <<http://linkinghub.elsevier.com/retrieve/pii/S0378112706004361>>.

DE OLIVEIRA, A. A.; MORI, S. A. A central Amazonian terra firme forest. I. High tree species richness on poor soils. **Biodiversity and Conservation**, v. 8, n. 9, p. 1219–1244, 1999. Disponível em: <<http://link.springer.com/10.1023/A:1008908615271>>.

DEL FRATE, F.; SOLIMINI, D. On Neural Network Algorithms for Retrieving Forest Biomass From SAR Data. **IEEE Transactions on Geoscience and Remote Sensing**, v. 42, n. 1, p. 24–34, jan. 2004. Disponível em: <<http://ieeexplore.ieee.org/document/1262582/>>.

DOBSON, M. C.; ULABY, F. T.; LETOAN, T.; BEAUDOIN, A.; KASISCHKE, E. S.; CHRISTENSEN, N. Dependence of radar backscatter on coniferous forest biomass.

IEEE Transactions on Geoscience and Remote Sensing, v. 30, n. 2, p. 412–415, mar. 1992. Disponível em:

<<http://ieeexplore.ieee.org/lpdocs/epic03/wrapper.htm?arnumber=134090>>.

DRAPER, N. R.; SMITH, H. 1981. **Applied regression analysis**. 2 ed. New York: John Wiley. 709 p. ISBN: 978-0-471-17082-2.

DURDEN, S. L.; VAN ZYL, J. J.; ZEBKER, H. A. The unpolarized component in polarimetric radar observations of forested areas. **IEEE Transactions on Geoscience and Remote Sensing**, v. 28, n. 2, p. 268–271, mar. 1990. Disponível em:

<<http://ieeexplore.ieee.org/document/46706/>>.

ENGLHART, S.; KEUCK, V.; SIEGERT, F. Aboveground biomass retrieval in tropical forests — The potential of combined X- and L-band SAR data use. **Remote Sensing of Environment**, v. 115, n. 5, p. 1260–1271, 15 maio 2011. Disponível em:

<<http://dx.doi.org/10.1016/j.rse.2011.01.008>>.

ESPÍRITO-SANTO, F. D. B. **Caracterização e mapeamento da vegetação da região da Floresta Nacional do Tapajós através de dados óticos, radar e inventários florestais**. 2003. 277 p. Dissertação (Mestrado em Sensoriamento Remoto). Instituto Nacional de Pesquisas Espaciais, São José dos Campos, 2003.

ESPÍRITO-SANTO, F. D. B.; SHIMABUKURO, Y. E.; ARAGÃO, L. E. O. E. C. De; MACHADO, E. L. M. Análise da composição florística e fitossociológica da floresta nacional do Tapajós com o apoio geográfico de imagens de satélites. **Acta Amazonica**, v. 35, n. 2, p. 155–173, jun. 2005. Disponível em:

<http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0044-59672005000200006&lng=pt&tlng=pt>.

FAO, 2010. Global Forest Resources Assessment 2010. FAO Forestry Paper, n. 163.

Roma: Main Report. 373p. Disponível em: <http://www.fao.org/forestry/fra/fra2010/en/>.

Acesso em: 25 mar. de 2015.

FARAGE, G.; FOUCHER, S.; BENIE, G. Comparison of PolSAR Speckle Filtering Techniques. In: INTERNATIONAL SYMPOSIUM ON GEOSCIENCE AND REMOTE SENSING (IGARSS, 2006), 3, **Proceedings...IEEE**, jul. 2006. Disponível em: <<http://ieeexplore.ieee.org/document/4241602/>>.

FEARNSIDE, P. M. An ecological analysis of predominant land uses in the Brazilian Amazon. **The Environmentalist**, v. 8, n. 4, p. 281–300, dez. 1988. Disponível em: <<http://link.springer.com/10.1007/BF02243602>>.

FEARNSIDE, P. M.; GUIMARÃES, W. M. Carbon uptake by secondary forests in Brazilian Amazonia. **Forest Ecology and Management**, v. 80, n. 1–3, p. 35–46, jan. 1996. Disponível em: <<http://linkinghub.elsevier.com/retrieve/pii/0378112795036482>>.

FEARNSIDE, P. M. Deforestation in Brazilian Amazonia: history, rates, and consequences. **Conservation Biology**, v. 19, n. 3, p. 680–688, jun. 2005. Disponível em: <<http://doi.wiley.com/10.1111/j.1523-1739.2005.00697.x>>.

FEKEDULEGN, D.; SIURTAİN, M. Mac; COLBERT, J. Parameter estimation of nonlinear growth models in forestry. **Silva Fennica**, v. 33, n. 4, p. 327–336, 1999. Disponível em: <<http://www.metla.fi/silvafennica/full/sf33/sf334327.pdf>> <http://www.metla.fi/silvafennica/full/sf33/sf334327.pdf?origin=publication_detail>.

FELDPAUSCH, T. R.; RONDON, M. A.; FERNANDES, E. C. M.; RIHA, S. J.; WANDELLI, E. Carbon and nutrient accumulation in secondary forests regenerating on pastures in central Amazonia. **Ecological Applications**, v. 14, n. sp4, p. 164–176, ago. 2004. Disponível em: <<http://doi.wiley.com/10.1890/01-6015>>.

FELDPAUSCH, T. R.; RIHA, S. J.; FERNANDES, E. C. M.; WANDELLI, E. V. Development of forest structure and leaf area in secondary forests regenerating on abandoned pastures in central Amazônia. **Earth Interactions**, v. 9, n. 6, p. 1–22, jun. 2005. Disponível em: <<http://journals.ametsoc.org/doi/abs/10.1175/EI140.1>>.

FELDPAUSCH, T. R.; BANIN, L.; PHILLIPS, O. L.; BAKER, T. R.; LEWIS, S. L.; QUESADA, C. A.; AFFUM-BAFFOE, K.; ARETS, E. J. M. M.; BERRY, N. J.; BIRD, M.; BRONDIZIO, E. S.; DE CAMARGO, P.; CHAVE, J.; DJAGBLETEY, G.; DOMINGUES, T. F.; DRESCHER, M.; FEARNSIDE, P. M.; FRANÇA, M. B.; FYLLAS, N. M.; LOPEZ-GONZALEZ, G.; HLADIK, A.; HIGUCHI, N.; HUNTER, M. O.; IIDA, Y.; SALIM, K. A.; KASSIM, A. R.; KELLER, M.; KEMP, J.; KING, D. A.; LOVETT, J. C.; MARIMON, B. S.; MARIMON-JUNIOR, B. H.; LENZA, E.; MARSHALL, A. R.; METCALFE, D. J.; MITCHARD, E. T. A.; MORAN, E. F.; NELSON, B. W.; NILUS, R.; NOGUEIRA, E. M.; PALACE, M.; PATIÑO, S.; PEH, K. S.-H.; RAVENTOS, M. T.; REITSMA, J. M.; SAIZ, G.; SCHRODT, F.; SONKÉ, B.; TAEDOUMG, H. E.; TAN, S.; WHITE, L.; WÖLL, H.; LLOYD, J. Height-diameter allometry of tropical forest trees. **Biogeosciences**, v. 8, n. 5, p. 1081–1106, 5 maio 2011. Disponível em: <<http://www.biogeosciences.net/8/1081/2011/>>.

FELDPAUSCH, T. R.; LLOYD, J.; LEWIS, S. L.; BRIENEN, R. J. W.; GLOOR, M.; MONTEAGUDO MENDOZA, A.; LOPEZ-GONZALEZ, G.; BANIN, L.; ABU SALIM, K.; AFFUM-BAFFOE, K.; ALEXIADES, M.; ALMEIDA, S.; AMARAL, I.; ANDRADE, A.; ARAGÃO, L. E. O. C.; ARAUJO MURAKAMI, A.; ARETS, E. J. M. M.; ARROYO, L.; AYMARD C., G. A.; BAKER, T. R.; BÁNKI, O. S.; BERRY, N. J.; CARDOZO, N.; CHAVE, J.; COMISKEY, J. A.; ALVAREZ, E.; DE OLIVEIRA, A.; DI FIORE, A.; DJAGBLETEY, G.; DOMINGUES, T. F.; ERWIN, T. L.; FEARNSIDE, P. M.; FRANÇA, M. B.; FREITAS, M. A.; HIGUCHI, N.; E. HONORIO C.; IIDA, Y.; JIMÉNEZ, E.; KASSIM, A. R.; KILLEEN, T. J.; LAURANCE, W. F.; LOVETT, J. C.; MALHI, Y.; MARIMON, B. S.; MARIMON-JUNIOR, B. H.; LENZA, E.; MARSHALL, A. R.; MENDOZA, C.; METCALFE, D. J.; MITCHARD, E. T. A.; NEILL, D. A.; NELSON, B. W.; NILUS, R.; NOGUEIRA, E. M.; PARADA, A.; PEH, K. S.-H.; PENA CRUZ, A.; PEÑUELA, M. C.; PITMAN, N. C. A.; PRIETO, A.; QUESADA, C. A.; RAMÍREZ, F.; RAMÍREZ-ANGULO, H.; REITSMA, J. M.; RUDAS, A.; SAIZ, G.; SALOMÃO, R. P.; SCHWARZ, M.; SILVA, N.; SILVA-ESPEJO, J. E.; SILVEIRA, M.; SONKÉ, B.; STROPP, J.; TAEDOUMG, H. E.; TAN, S.; TER STEEGE, H.; TERBORGH, J.; TORELLO-RAVENTOS, M.; VAN DER HEIJDEN, G. M. F.; VÁSQUEZ, R.; VILANOVA, E.; VOS, V. A.;

WHITE, L.; WILLCOCK, S.; WOELL, H.; PHILLIPS, O. L. Tree height integrated into pantropical forest biomass estimates. **Biogeosciences**, v. 9, n. 8, p. 3381–3403, 27 ago. 2012. Disponível em: <<http://www.biogeosciences.net/9/3381/2012/>>.

FIGUEIREDO, E. O.; PEREIRA, N. W. V.; WADT, L. H. **Avaliação da composição estrutural e biomassa viva acima do solo, em florestas sob efeito da fragmentação na Amazônia ocidental**. Rio Branco, AC: EMBRAPA, 2000. 27p. (Boletim de Pesquisa, n 26, ISSN 0101-5516).

FINGER, C.A.G. **Fundamentos de biometria florestal**. 1 ed. UFSM, Santa Maria: CEPEF, 1992. 269p.

FOODY, G. M.; GREEN, R. M.; LUCAS, R. M.; CURRAN, P. J.; HONZAK, M.; DO AMARAL, I. Observations on the relationship between SIR-C radar backscatter and the biomass of regenerating tropical forests. **International Journal of Remote Sensing**, v. 18, n. 3, p. 687–694, fev. 1997. Disponível em: <<http://www.tandfonline.com/doi/abs/10.1080/014311697219024>>.

FREEMAN, A.; DURDEN, S. L. Three-component scattering model to describe polarimetric SAR data. SPIE CONFERENCE ON RADAR POLARIMETRY (SPIE, 1992), 1992, San Diego, CA, United States. **Proceedings...** San Diego: 1992. Disponível em: <<http://proceedings.spiedigitallibrary.org/proceeding.aspx?doi=10.1117/12.140618>>.

FREEMAN, A.; DURDEN, S. L. A three-component scattering model for polarimetric SAR data. **IEEE Transactions on Geoscience and Remote Sensing**, v. 36, n. 3, p. 963–973, maio 1998. Disponível em: <<http://ieeexplore.ieee.org/lpdocs/epic03/wrapper.htm?arnumber=673687>>.

FREEMAN, A.; SAATCHI, S. S. On the detection of Faraday rotation in linearly polarized L-band SAR backscatter signatures. **IEEE Transactions on Geoscience and Remote Sensing**, v. 42, n. 8, p. 1607–1616, ago. 2004. Disponível em: <<http://ieeexplore.ieee.org/document/1323116/>>.

FREITAS, C. da C.; SOLER, L. de S.; SANT'ANNA, S. J. S.; DUTRA, L. V.; DOS SANTOS, J. R.; MURA, J. C.; CORREIA, A. H. Land-use and land-cover mapping in the Brazilian Amazon using polarimetric airborne P-band SAR data. **IEEE Transactions on Geoscience and Remote Sensing**, v. 46, n. 10, p. 2956–2970, out. 2008. Disponível em: <<http://ieeexplore.ieee.org/lpdocs/epic03/wrapper.htm?arnumber=4637976>>.

FOUCHER, S.; LOPEZ-MARTINEZ, C. Analysis, evaluation, and comparison of polarimetric SAR speckle filtering techniques. **IEEE Transactions on Image Processing**, v. 23, n. 4, p. 1751–1764, abr. 2014. Disponível em: <<http://ieeexplore.ieee.org/document/6746178/>>.

FUJISAKA, S.; CASTILLA, C.; ESCOBAR, G.; RODRIGUES, V.; VENEKLAAS, E. .; THOMAS, R.; FISHER, M. The effects of forest conversion on annual crops and pastures: **Agriculture, Ecosystems & Environment**, v. 69, n. 1, p. 17–26, maio 1998. Disponível em: <<http://linkinghub.elsevier.com/retrieve/pii/S0167880998000917>>.

GALVÃO, L. S.; PONZONI, F. J.; LIESENBERG, V.; SANTOS, J. R. dos. Possibilities of discriminating tropical secondary succession in Amazônia using hyperspectral and multiangular CHRIS/PROBA data. **International Journal of Applied Earth Observation and Geoinformation**, v. 11, n. 1, p. 8–14, fev. 2009. Disponível em: <<http://linkinghub.elsevier.com/retrieve/pii/S0303243408000408>>.

GAMA, F. F. **Estudo da interferometria e polarimetria SAR em povoamentos florestais de Eucalyptus sp.** 2007. 242 p. Tese (Doutor em Sensoriamento Remoto). Instituto Nacional de Pesquisas Espaciais - INPE, São José dos Campos, 2007.

GARCÍA, O.; RUIZ, F. A growth model for eucalypt in Galicia, Spain. **Forest Ecology and Management**, v. 173, n. 1–3, p. 49–62, fev. 2003. Disponível em: <<http://linkinghub.elsevier.com/retrieve/pii/S0378112701008179>>.

GEHRING, C.; DENICH, M.; VLEK, P. L. G. Resilience of secondary forest regrowth after slash-and-burn agriculture in central Amazonia. **Journal of Tropical Ecology**, v.

21, n. 5, p. 519–527, 25 set. 2005. Disponível em:

<http://www.journals.cambridge.org/abstract_S0266467405002543>.

GIBSON, L.; LEE, T. M.; KOH, L. P.; BROOK, B. W.; GARDNER, T. A.; BARLOW, J.; PERES, C. A.; BRADSHAW, C. J. A.; LAURANCE, W. F.; LOVEJOY, T. E.; SODHI, N. S. Primary forests are irreplaceable for sustaining tropical biodiversity.

Nature, v. 478, n. 7369, p. 378–381, 14 set. 2011. Disponível em:

<<http://www.nature.com/doi/finder/10.1038/nature10425>>.

GHASEMI, N.; SAHEBI, M. R.; MOHAMMADZADEH, A. A review on biomass estimation methods using synthetic aperture radar data. **International Journal of Geomatics And Geosciences**, v. 1, n. 4, p. 776–788, 2011.

GONÇALVES, F. G.; SANTOS, J. R. dos. Composição florística e estrutura de uma unidade de manejo florestal sustentável na Floresta Nacional do Tapajós, Pará. **Acta Amazonica**, v. 38, n. 2, p. 229–244, 2008. Disponível em:

<http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0044-59672008000200006&lng=en&nrm=iso&tlng=pt>. Acesso em: 8 set. 2016.

GONÇALVES, F. G.; SANTOS, J. R.; TREUHAFT, R. N. Stem volume of tropical forests from polarimetric radar. **International Journal of Remote Sensing**, v. 32, n. 2, p. 503–522, 2 fev. 2011. Disponível em:

<<http://www.tandfonline.com/doi/abs/10.1080/01431160903475217>>.

GOODMAN, R. C.; PHILLIPS, O. L.; DEL CASTILLO TORRES, D.; FREITAS, L.; CORTESE, S. T.; MONTEAGUDO, A.; BAKER, T. R. Amazon palm biomass and allometry. **Forest Ecology and Management**, v. 310, p. 994–1004, dez. 2013.

Disponível em: <<http://dx.doi.org/10.1016/j.foreco.2013.09.045>>.

GUIMARÃES, W. M. **Liberação de carbono e mudanças nos estoques dos nutrientes contidos na biomassa aérea e no solo resultante de queimadas de florestas secundárias em áreas de pastagens abandonadas**. 1993. 82 p. Dissertação (Mestrado em Ciências Biológicas) - Instituto Nacional de Pesquisas da Amazônia, Manaus, 1993.

HAACK, B. A. Comparison of land use/cover mapping with varied radar incident angles and seasons. **GIScience & Remote Sensing**, v. 44, n. 4, p. 305–319, 1 dez. 2007.

Disponível em:

<<http://bellwether.metapress.com/openurl.asp?genre=article&id=doi:10.2747/1548-1603.44.4.305>>.

HALL, M. **Correlation-based feature selection for machine learning**. 1999. 198 p. Thesis (Doctor of Philosophy). University of Waikato, 1999.

HAMDAN, O.; AZIZ, H. K.; ABD RAHMAN, K. Remotely sensed L-band SAR data for tropical forest biomass estimation. **Journal of Tropical Forest Science**, v. 23, n. 3, p. 318–327, 2011.

HASTIE, T.; TIBSHIRANI, R.; FRIEDMAN, J. **The elements of statistical learning: data mining, inference, and prediction**. 2. ed. Stanford, CA: Springer, 2009. 745 p. Disponível em: <<http://books.google.com/books?id=tVIjmNS3Ob8C>>. 36, 40

HENDERSON, F. M.; LEWIS, A. J. **Manual of remote sensing: principles and applications of imaging radar**. 3. ed. New York, USA: John Wiley Sons, 1998. 896 p.

HELMER, E. H.; LEFSKY, M. A.; ROBERTS, D. A. Biomass accumulation rates of Amazonian secondary forest and biomass of old-growth forests from Landsat time series and the Geoscience Laser Altimeter System. **Journal of Applied Remote Sensing**, v. 3, n. 33505, p. 1–31, 1 jan. 2009. Disponível em: <<http://remotesensing.spiedigitallibrary.org/article.aspx?doi=10.1117/1.3082116>>.

HELMY, A. K.; EL-TAWEEL, G. S. Adaptive local means filter for polarimetric SAR images: despeckling for homogeneous and heterogeneous clutter models. **International Journal of Information Technology and Computer Science**, v. 11, n. November, p. 33–45, 2016.

HIGUCHI, N.; DOS SANTOS, J.; RIBEIRO, R. J.; MINETTE, L.; BIOT, Y. Biomassa da parte aérea da vegetação da Floresta Tropical úmida de terra-firme da Amazônia

Brasileira. **Acta Amazonica**, v. 28, n. 2, p. 153–153, jun. 1998. Disponível em:
<<http://www.scielo.br/pdf/aa/v28n2/1809-4392-aa-28-2-0153.pdf>>.

HIJMANS, R. J.; CAMERON, S. E.; PARRA, J. L.; JONES, P. G.; JARVIS, A. Very high resolution interpolated climate surfaces for global land areas. **International Journal of Climatology**, v. 25, n. 15, p. 1965–1978, 2005.

HOEKMAN, D. H.; QUIRIONES, M. J. Land cover type and biomass classification using AirSAR data for evaluation of monitoring scenarios in the Colombian Amazon. **IEEE Transactions on Geoscience and Remote Sensing**, v. 38, n. 2, p. 685–696, mar. 2000. Disponível em:
<<http://ieeexplore.ieee.org/lpdocs/epic03/wrapper.htm?arnumber=841998>>.

HOLM, W. A.; BARNES, R. M. On radar polarization mixed target state decomposition techniques. In: IEEE NATIONAL RADAR CONFERENCE, 5., Ann Arbor, MI, United States, 1988. **Proceedings...IEEE**, 1988. Disponível em:
<<http://ieeexplore.ieee.org/lpdocs/epic03/wrapper.htm?arnumber=10967>>.

HOLM, J. A.; CHAMBERS, J. Q.; COLLINS, W. D.; HIGUCHI, N. Forest response to increased disturbance in the central Amazon and comparison to western Amazonian forests. **Biogeosciences**, v. 11, n. 20, p. 5773–5794, 20 out. 2014. Disponível em:
<<http://www.biogeosciences.net/11/5773/2014/>>.

HOUGHTON, R. A.; SKOLE, D. L.; NOBRE, C. A.; HACKLER, J. L.; LAWRENCE, K. T.; CHOMENTOWSKI, W. H. Annual fluxes of carbon from deforestation and regrowth in the Brazilian Amazon. **Nature**, v. 403, n. 6767, p. 301–304, 20 jan. 2000. Disponível em: <<http://www.nature.com/doi/10.1038/35002062>>.

HUANG, S.; PRICE, D.; J. TITUS, S. Development of ecoregion-based height–diameter models for white spruce in boreal forests. **Forest Ecology and Management**, v. 129, n. 1–3, p. 125–141, abr. 2000. Disponível em:
<<http://linkinghub.elsevier.com/retrieve/pii/S0378112799001516>>.

HUNTER, M. O.; KELLER, M.; VICTORIA, D.; MORTON, D. C. Tree height and tropical forest biomass estimation. **Biogeosciences**, v. 10, n. 12, p. 8385–8399, 20 dez. 2013. Disponível em: <<http://www.biogeosciences.net/10/8385/2013/>>.

HUYNEN, J. R. Measurement of the target scattering matrix. **Proceedings of the IEEE**, v. 53, n. 8, p. 936–946, 1965. Disponível em: <<http://ieeexplore.ieee.org/document/1446002/>>.

HUYNEN, J. R. **Phenomenological theory of radar targets**. 1970. 230 p. Thesis (Doutor em Ciências Técnicas) - Escola Secundária Técnica Delft, Rotterdam, 1970.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA (IBGE). **Manual Técnico da Vegetação Brasileira**. 2^a edição revista e ampliada. Sistema Fitogeográfico. Inventário das Formações Florestais e Campestres. Técnicas e Manejo de Coleções Botânicas. Procedimentos para Mapeamentos. IBGE, 2012. (ISSN 0103-9598).

INSTITUTO NACIONAL DE PESQUISAS ESPACIAIS (INPE). **Projeto PRODES**: Monitoramento da Floresta Amazônica Brasileira por Satélite. Instituto Nacional de Pesquisas Espaciais. Disponível em: <http://www.obt.inpe.br/prodes/index.php>. Acesso em: 20 de Setembro de 2014.

INSTITUTO NACIONAL DE PESQUISAS ESPACIAIS (INPE). **Projeto Terra Class**: Levantamento de informações de uso e cobertura da terra na Amazônia. Disponível em: http://www.inpe.br/cra/projetos_pesquisas/terraclass2010.php. Acesso em: 20 de Setembro de 2014.

INSTITUTO NACIONAL DE METEOROLOGIA (INMET). **Dados climáticos históricos**. Disponível em: <http://www.inmet.gov.br/portal/index.php?r=home2/index>. Acesso em: 20 maio 2017.

IMHOFF, M. L. Radar backscatter and biomass saturation: ramifications for global biomass inventory. **IEEE Transactions on Geoscience and Remote Sensing**, v. 33, n.

2, p. 511–518, mar. 1995. Disponível em:

<<http://ieeexplore.ieee.org/lpdocs/epic03/wrapper.htm?arnumber=377953>>.

JAKOVAC, C. C.; PEÑA-CLAROS, M.; KUYPER, T. W.; BONGERS, F. Loss of secondary-forest resilience by land-use intensification in the Amazon. **Journal of Ecology**, v. 103, n. 1, p. 67–77, jan. 2015. Disponível em:

<<http://doi.wiley.com/10.1111/1365-2745.12298>>.

Japan Aerospace Exploration Agency (JAXA). **ALOS/PALSAR-2**. Tokyo, Japan, 2015. Disponível em: http://global.jaxa.jp/projects/sat/ALOS2/pdf/daichi2_e.pdf. Acesso em: 15 abr 2015.

JENSEN, J. R. **Sensoriamento remoto do ambiente**: uma perspectiva em recursos terrestres. Tradução da 2 ed. por (pesquisadores do INPE): José Carlos N. Epiphânio (coordenador); Antonio R. Formaggio; Athos R. Santos; Bernardo F. T. Rudorff; Cláudia M. Almeida; Lênio S. Galvão. São José dos Campos: Parêntese. 2009. 672 p.

JOHNSON, C. M.; ZARIN, D. J.; JOHNSON, A. H. Post-disturbance aboveground biomass accumulation in global secondary forests. **Ecology**, v. 81, n. 5, p. 1395–1401, maio 2000. Disponível em: <<http://www.jstor.org/stable/177216?origin=crossref>>.

JOHNSON, C. M.; VIEIRA, I. C. .; ZARIN, D. J.; FRIZANO, J.; JOHNSON, A. H. Carbon and nutrient storage in primary and secondary forests in eastern Amazônia. **Forest Ecology and Management**, v. 147, n. 2–3, p. 245–252, jun. 2001. Disponível em: <<http://linkinghub.elsevier.com/retrieve/pii/S0378112700004667>>.

JONES, H. G.; VAUGHAN, R. A. **Remote sensing of vegetation**: principles, techniques and applications. Oxford: Oxford University Press. 2010. 353p.

JOSHI, N.; MITCHARD, E. T.; WOO, N.; TORRES, J.; MOLL-ROCEK, J.; EHAMMER, A.; COLLINS, M.; JEPSEN, M. R.; FENSHOLT, R. Mapping dynamics of deforestation and forest degradation in tropical forests using radar satellite data.

Environmental Research Letters, v. 10, n. 3, p. 34014, 1 mar. 2015. Disponível em: <<http://stacks.iop.org/1748-9326/10/i=3/a=034014>>.

JUNQUEIRA, A. B.; SHEPARD, G. H.; CLEMENT, C. R. Secondary forests on anthropogenic soils in Brazilian Amazonia conserve agrobiodiversity. **Biodiversity and Conservation**, v. 19, n. 7, p. 1933–1961, 6 jun. 2010. Disponível em: <<http://link.springer.com/10.1007/s10531-010-9813-1>>.

KARJALAINEN, M. Geocoding of synthetic aperture radar images using digital vector maps. **IEEE Geoscience and Remote Sensing Letters**, v. 4, n. 4, p. 616–620, out. 2007. Disponível em: <<http://ieeexplore.ieee.org/document/4317536/>>.

KASISCHKE, E. S.; TANASE, M. A.; BOURGEOU-CHAVEZ, L. L.; BORR, M. Soil moisture limitations on monitoring boreal forest regrowth using spaceborne L-band SAR data. **Remote Sensing of Environment**, v. 115, n. 1, p. 227–232, jan. 2011. Disponível em: <<http://dx.doi.org/10.1016/j.rse.2010.08.022>>.

KELLNDORFER, J. M.; PIERCE, L. E.; DOBSON, M. C.; ULABY, F. T. Toward consistent regional-to-global-scale vegetation characterization using orbital SAR systems. **IEEE Transactions on Geoscience and Remote Sensing**, v. 36, n. 5, p. 1396–1411, 1998. Disponível em: <<http://ieeexplore.ieee.org/document/718844/>>.

KELLER, M.; PALACE, M.; HURTT, G. Biomass estimation in the Tapajos National Forest, Brazil. **Forest Ecology and Management**, v. 154, n. 3, p. 371–382, dez. 2001. Disponível em: <<http://linkinghub.elsevier.com/retrieve/pii/S0378112701005096>>.

KELLER, M.; PALACE, M.; ASNER, G. P.; PEREIRA, R.; SILVA, J. N. M. Coarse woody debris in undisturbed and logged forests in the eastern Brazilian Amazon. **Global Change Biology**, v. 10, n. 5, p. 784–795, 2004.

KIM, J.; VAN ZYL, J. Vegetation effects on soil moisture estimation. In: IEEE INTERNATIONAL GEOSCIENCE AND REMOTE SENSING SYMPOSIUM, (IGARSS 2004). Anchorage, AK, USA. **Proceedings... IEEE**, 2004. Disponível em: <<http://ieeexplore.ieee.org/document/1368525/>>.

KIMES, D. S.; NELSON, R. F.; SALAS, W. a.; SKOLE, D. L. Mapping secondary tropical forest and forest age from SPOT HRV data. **International Journal of Remote**

Sensing, v. 20, n. 18, p. 3625–3640, jan. 1999. Disponível em:

<<http://www.tandfonline.com/doi/abs/10.1080/014311699211246>>.

KUMAR, S.; PANDEY, U.; KUSHWAHA, S. P.; CHATTERJEE, R. S.; BIJKER, W. Aboveground biomass estimation of tropical forest from Envisat advanced synthetic aperture radar data using modeling approach. **Journal of Applied Remote Sensing**, v. 6, n. 1, p. 63588, 30 out. 2012. Disponível em:

<<http://remotesensing.spiedigitallibrary.org/article.aspx?doi=10.1117/1.JRS.6.063588>>.

KUPLICH, T. M.; CURRAN, P. J. Temporal analysis of JERS-1/SAR images over regenerating forests in Brazilian Amazonia. In: IEEE 1999 INTERNATIONAL GEOSCIENCE AND REMOTE SENSING SYMPOSIUM (IGARSS, 99), Hamburg, Germany. **Proceedings...IEEE**, 1999. (Cat. No.99CH36293). Disponível em:

<http://ieeexplore.ieee.org/xpls/abs_all.jsp?arnumber=774978>.

KUPLICH, T. M. Classifying regenerating forest stages in Amazônia using remotely sensed images and a neural network. **Forest Ecology and Management**, v. 234, n. 1–3, p. 1–9, out. 2006. Disponível em:

<<http://linkinghub.elsevier.com/retrieve/pii/S0378112706003665>>.

LAURANCE, W. F.; FERREIRA, L. V.; RANKIN-DE MERONA, J. M.; LAURANCE, S. G. Rain forest fragmentation and the dynamics of Amazonian tree communities. **Ecology**, v. 79, n. 6, p. 2032–2040, set. 1998. Disponível em:

<[http://doi.wiley.com/10.1890/0012-9658\(1998\)079\[2032:RFFATD\]2.0.CO;2](http://doi.wiley.com/10.1890/0012-9658(1998)079[2032:RFFATD]2.0.CO;2)>.

LAURANCE, W. F.; FEARNSIDE, P. M.; LAURANCE, S. G.; DELAMONICA, P.; LOVEJOY, T. E.; RANKIN-DE MERONA, J. M.; CHAMBERS, J. Q.; GASCON, C. Relationship between soils and Amazon forest biomass: a landscape-scale study. **Forest Ecology and Management**, v. 118, n. 1–3, p. 127–138, jun. 1999. Disponível em:

<<http://linkinghub.elsevier.com/retrieve/pii/S0378112798004940>>.

LAURANCE, S. G. W.; LAURANCE, W. F.; ANDRADE, A.; FEARNSIDE, P. M.; HARMS, K. E.; VICENTINI, A.; LUIZÃO, R. C. C. Influence of soils and topography on Amazonian tree diversity: a landscape-scale study. **Journal of Vegetation Science**,

v. 21, n. 1, p. 96–106, fev. 2010. Disponível em: <<http://doi.wiley.com/10.1111/j.1654-1103.2009.01122.x>>.

LAWRANCE, D. Land-use change, biodiversity and ecosystem functioning in west kalimantan. In: GEROLD, G.; FREMEREY, M.; GUHARDJA, E. (Ed.). **Land use, nature conservation and the stability of rainforest margins in southeast asia**. Berlin Heidelberg GmbH: Springer-Verlag, 2004.

LAWRENCE, D. Biomass accumulation after 10–200 years of shifting cultivation in Bornean rain forest. **Ecology**, v. 86, n. 1, p. 26–33, jan. 2005. Disponível em: <<http://doi.wiley.com/10.1890/03-0564>>.

LEBRIJA-TREJOS, E.; BONGERS, F.; PÉREZ-GARCÍA, E. A.; MEAVE, J. A. Successional change and resilience of a very dry tropical deciduous forest following shifting agriculture. **Biotropica**, v. 40, n. 4, p. 422–431, 22 fev. 2008. Disponível em: <<http://doi.wiley.com/10.1111/j.1744-7429.2008.00398.x>>.

LE TOAN, T.; QUEGAN, S.; DAVIDSON, M. W. J.; BALZTER, H.; PAILLOU, P.; PAPATHANASSIOU, K.; PLUMMER, S.; ROCCA, F.; SAATCHI, S.; SHUGART, H.; ULANDER, L. The BIOMASS mission: Mapping global forest biomass to better understand the terrestrial carbon cycle. **Remote Sensing of Environment**, v. 115, n. 11, p. 2850–2860, nov. 2011. Disponível em: <<http://dx.doi.org/10.1016/j.rse.2011.03.020>>.

LEE, J.-S. A simple speckle smoothing algorithm for synthetic aperture radar images. **IEEE Transactions on Systems, Man, and Cybernetics**, v. SMC-13, n. 1, p. 85–89, jan. 1983. Disponível em: <http://ieeexplore.ieee.org/xpls/abs_all.jsp?arnumber=6313036>.

LEE, J.-S.; POTTIER, E. **Polarimetric radar imaging: from basics to applications**. New York, NY: CRC Press: Taylor & Francis Group, 2009. 440 p. ISBN 978-1-4200-5497-2.

LEE, J.-S.; WEN, J.-H.; AINSWORTH, T. L.; KUN-SHAN CHEN; CHEN, A. J. Improved sigma filter for speckle filtering of sar imagery. **IEEE Transactions on Geoscience and Remote Sensing**, v. 47, n. 1, p. 202–213, jan. 2009. Disponível em: <<http://ieeexplore.ieee.org/document/4689358/>>.

LEE, J.; AINSWORTH, T. L. The effect of orientation angle compensation on coherency matrix and polarimetric target decompositions. **IEEE Transactions on Geoscience and Remote Sensing**, v. 49, n. 1, p. 53–64, jan. 2011. Disponível em: <<http://ieeexplore.ieee.org/document/5491157/>>.

LEE, J. Sen; AINSWORTH, T. L.; WANG, Y.; CHEN, K. S. Polarimetric SAR speckle filtering and the extended sigma filter. **IEEE Transactions on Geoscience and Remote Sensing**, v. 53, n. 3, p. 1150–1160, 2015.

LIESENBERG, V.; GLOAGUEN, R. Evaluating SAR polarization modes at L-band for forest classification purposes in Eastern Amazon, Brazil. **International Journal of Applied Earth Observation and Geoinformation**, v. 21, n. 1, p. 122–135, abr. 2013. Disponível em: <<http://dx.doi.org/10.1016/j.jag.2012.08.016>>.

LIMA, A. J. N.; TEIXEIRA, L. M.; CARNEIRO, V. M. C.; SANTOS, J. dos; HIGUCHI, N. Análise da estrutura e do estoque de fitomassa de uma floresta secundária da região de Manaus AM, dez anos após corte raso seguido de fogo. **Acta Amazonica**, v. 37, n. 1, p. 49–53, 2007. Disponível em: <http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0044-59672007000100005&lang=pt>.

LIMA, A. J. N.; SUWA, R.; DE MELLO RIBEIRO, G. H. P.; KAJIMOTO, T.; DOS SANTOS, J.; DA SILVA, R. P.; DE SOUZA, C. A. S.; DE BARROS, P. C.; NOGUCHI, H.; ISHIZUKA, M.; HIGUCHI, N. Allometric models for estimating above- and below-ground biomass in Amazonian forests at São Gabriel da Cachoeira in the upper Rio Negro, Brazil. **Forest Ecology and Management**, v. 277, p. 163–172, ago. 2012. Disponível em: <<http://linkinghub.elsevier.com/retrieve/pii/S0378112712002460>>.

LISBOA, P. L. B. Estudo florístico da vegetação arbórea de uma floresta secundária em Rondônia. **Boletim do Museu Paraense Emílio Goeldi**, v. 5, n. 2, p. 145–162, 1989.

LOPEZ-MARTINEZ, C.; FABREGAS, X. Polarimetric SAR speckle noise model. **IEEE Transactions on Geoscience and Remote Sensing**, v. 41, n. 10, p. 2232–2242, out. 2003. Disponível em: <http://ieeexplore.ieee.org/xpls/abs_all.jsp?arnumber=1237385>.

LÓPEZ-MARTÍNEZ, C.; FERRO-FAMIL, L.; POTTIER, E. **Polarimetric Decompositions Tutorial on Radar Polarimetry**. [s.l: s.n.]. Disponível em: <<https://earth.esa.int/web/polsarpro/polarimetry-tutorial>>.

LOPEZ-MARTINEZ, C.; FABREGAS, X. Model-Based polarimetric SAR speckle filter. **IEEE Transactions on Geoscience and Remote Sensing**, v. 46, n. 11, p. 3894–3907, nov. 2008. Disponível em: <<http://ieeexplore.ieee.org/document/4686011/>>.

LU, D.; MORAN, E.; MAUSEL, P. Linking Amazonian secondary succession forest growth to soil properties. **Land Degradation & Development**, v. 13, n. 4, p. 331–343, jul. 2002. Disponível em: <<http://onlinelibrary.wiley.com/store/10.1002/ldr.516/asset/516ftp.pdf?v=1&t=h9lhb97v&s=c647a7e8f1714bc92d2c4c8c24c18d51e7bd1607>>.

LU, D.; MAUSEL, P.; BRONDÍZIO, E.; MORAN, E. Relationships between forest stand parameters and Landsat TM spectral responses in the Brazilian Amazon Basin. **Forest Ecology and Management**, v. 198, n. 1–3, p. 149–167, ago. 2004. Disponível em: <<http://linkinghub.elsevier.com/retrieve/pii/S0378112704003445>>.

LU, D. Integration of vegetation inventory data and Landsat TM image for vegetation classification in the western Brazilian Amazon. **Forest Ecology and Management**, v. 213, n. 1–3, p. 369–383, jul. 2005. Disponível em: <<http://linkinghub.elsevier.com/retrieve/pii/S0378112705002501>>.

LU, D. The potential and challenge of remote sensing-based biomass estimation. **International Journal of Remote Sensing**, v. 27, n. 7, p. 1297–1328, 2006.

LUCAS, R. M.; HONZAK, M.; FOODY, G. M.; CURRAN, P. J.; CORVES, C.
Characterizing tropical secondary forests using multi-temporal Landsat sensor imagery. **International Journal of Remote Sensing**, v. 14, n. 16, p. 3061–3067, nov. 1993.
Disponível em: <<http://www.tandfonline.com/doi/abs/10.1080/01431169308904419>>.

LUCAS, R.; HONZAK, M. **Secondary forests at Manaus**: data collected during a field campaign, jul-aug, 1993 United Kingdom: University College of Swansea, 1993.
Paginação irregular, 304455 cm.

LUCAS, R. M.; CURRAN, P. J.; HONZÁK, M.; FOODY, G. M.; DO AMARAL, I.; AMARAL, S. Disturbance and recovery of tropical forests: balancing the carbon account. In: GASH, J. H. .; NOBRE, C. A.; ROBERTS, J. M.; VICTORIA, R. . (Ed.). **Amazonian deforestation and climate**. Baffins Lane: Wiley: Water Science, 1996. p. 383–398.

LUCAS, R. M.; HONZÁK, M.; CURRAN, P. J.; FOODY, G. M.; MILNE, R.; BROWN, T.; AMARAL, S. Mapping the regional extent of tropical forest regeneration stages in the Brazilian Legal Amazon using NOAA AVHRR data. **International Journal of Remote Sensing**, v. 21, n. 15, p. 2855–2881, jan. 2000. Disponível em: <<http://www.tandfonline.com/doi/abs/10.1080/01431160050121285>>.

LUCAS, R. M.; XIAO, X.; HAGEN, S.; FROLKING, S. Evaluating TERRA-1 MODIS data for discrimination of tropical secondary forest regeneration stages in the Brazilian Legal Amazon. **Geophysical Research Letters**, v. 29, n. 8, p. 42-1-42–4, abr. 2002.
Disponível em: <<http://onlinelibrary.wiley.com/doi/10.1029/2001GL013375/full>>.

LUCAS, R. M.; HONZÁK, M.; AMARAL, I. Do; CURRAN, P. J.; FOODY, G. M. Forest regeneration on abandoned clearances in central Amazonia. **International Journal of Remote Sensing**, v. 23, n. 5, p. 965–988, jan. 2002. Disponível em: <<http://www.tandfonline.com/doi/abs/10.1080/01431160110069791>>.

LUCKMAN, A. A study of the relationship between radar backscatter and regenerating tropical forest biomass for spaceborne SAR instruments. **Remote Sensing of**

Environment, v. 60, n. 1, p. 1–13, abr. 1997. Disponível em:
<<http://linkinghub.elsevier.com/retrieve/pii/S0034425796001216>>.

LÜNEBURG, E. Radar polarimetry: a revision of basic concepts. In: SERBEST, H.; CLOUDE, S. (Ed.). **Direct and inverse electromagnetic scattering**, Harlow, U.K.: Pittman Research Notes in Mathematics Series 361, 1996, pp. 257 – 275.

MACKENSEN, J.; TILLERY-STEVENSON, M.; KLINGE, R.; FÖLSTER, H. Site parameters, species composition, phytomass structure and element stores of a terra-firme forest in East-Amazonia, Brazil. **Plant Ecology**, v. 151, n. 2, p. 101–119, 2000. Disponível em: <<http://link.springer.com/10.1023/A:1026515116944>>.

MAGNUSZEWSKI, P.; OSTASIEWICZ, K.; CHAZDON, R.; SALK, C.; PAJAK, M.; SENDZIMIR, J.; ANDERSSON, K. Resilience and alternative stable states of tropical forest landscapes under shifting cultivation regimes. **PLOS ONE**, v. 10, n. 9, p. e0137497, 25 set. 2015. Disponível em:
<<http://dx.plos.org/10.1371/journal.pone.0137497>>.

MALHI, Y.; WOOD, D.; BAKER, T. R.; WRIGHT, J.; PHILLIPS, O. L.; COCHRANE, T.; MEIR, P.; CHAVE, J.; ALMEIDA, S.; ARROYO, L.; HIGUCHI, N.; KILLEEN, T. J.; LAURANCE, S. G.; LAURANCE, W. F.; LEWIS, S. L.; MONTEAGUDO, A.; NEILL, D. A.; VARGAS, P. N.; PITMAN, N. C. A.; QUESADA, C. A.; SALOMAO, R.; SILVA, J. N. M.; LEZAMA, A. T.; TERBORGH, J.; MARTINEZ, R. V.; VINCETI, B. The regional variation of aboveground live biomass in old-growth Amazonian forests. **Global Change Biology**, v. 12, n. 7, p. 1107–1138, jul. 2006. Disponível em: <<http://doi.wiley.com/10.1111/j.1365-2486.2006.01120.x>>.

MARÍN-SPIOTTA, E.; SHARMA, S. Carbon storage in successional and plantation forest soils: a tropical analysis. **Global Ecology and Biogeography**, v. 22, n. 1, p. 105–117, jan. 2013. Disponível em: <<http://doi.wiley.com/10.1111/j.1466-8238.2012.00788.x>>.

MARRA, D. M.; HIGUCHI, N.; TRUMBORE, S. E.; RIBEIRO, G. H. P. M.; DOS SANTOS, J.; CARNEIRO, V. M. C.; LIMA, A. J. N.; CHAMBERS, J. Q.; NEGRÓN-JUÁREZ, R. I.; HOLZWARTH, F.; REU, B.; WIRTH, C. Predicting biomass of hyperdiverse and structurally complex central Amazonian forests - a virtual approach using extensive field data. **Biogeosciences**, v. 13, n. 5, p. 1553–1570, 11 mar. 2016. Disponível em: <<http://www.biogeosciences.net/13/1553/2016/>>.

MARTINS, F. D. S. R. V.; XAUD, H. A. M.; DOS SANTOS, J. R.; GALVÃO, L. S. Effects of fire on above-ground forest biomass in the northern Brazilian Amazon. **Journal of Tropical Ecology**, v. 28, n. 6, p. 591–601, 22 nov. 2012. Disponível em: <http://www.journals.cambridge.org/abstract_S0266467412000636>.

MARTINS, D. L.; SCHIETTI, J.; FELDPAUSCH, T. R.; LUIZÃO, F. J.; PHILLIPS, O. L.; ANDRADE, A.; CASTILHO, C. V.; LAURANCE, S. G.; OLIVEIRA, Á.; AMARAL, I. L.; TOLEDO, J. J.; LUGLI, L. F.; VEIGA PINTO, J. L. P.; OBLITAS MENDOZA, E. M.; QUESADA, C. A. Soil-induced impacts on forest structure drive coarse woody debris stocks across central Amazonia. **Plant Ecology & Diversity**, v. 8, n. 2, p. 229–241, 4 mar. 2015. Disponível em: <<http://www.tandfonline.com/doi/abs/10.1080/17550874.2013.879942>>.

MERMOZ, S.; LE TOAN, T.; VILLARD, L.; RÉJOU-MÉCHAIN, M.; SEIFERT-GRANZIN, J. Biomass assessment in the Cameroon savanna using ALOS PALSAR data. **Remote Sensing of Environment**, v. 155, p. 109–119, dez. 2014. Disponível em: <<http://dx.doi.org/10.1016/j.rse.2014.01.029>>.

MERMOZ, S.; RÉJOU-MÉCHAIN, M.; VILLARD, L.; LE TOAN, T.; ROSSI, V.; GOURLET-FLEURY, S. Decrease of L-band SAR backscatter with biomass of dense forests. **Remote Sensing of Environment**, v. 159, p. 307–317, mar. 2015. Disponível em: <<http://dx.doi.org/10.1016/j.rse.2014.12.019>>.

MEYER, F. J.; NICOLL, J. B. Prediction, detection, and correction of faraday rotation in full-polarimetric L-band SAR data. **IEEE Transactions on Geoscience and Remote**

Sensing, v. 46, n. 10, p. 3076–3086, out. 2008. Disponível em:
<<http://ieeexplore.ieee.org/document/4637957/>>.

MILLIKEN, W. Structure and composition of one hectare of central amazonian terra firme forest. **Biotropica**, v. 30, n. 4, p. 530–537, 1998. Disponível em:
<<http://www.jstor.org/stable/2388823>>.

MITCHARD, E. T. A.; SAATCHI, S. S.; WOODHOUSE, I. H.; NANGENDO, G.; RIBEIRO, N. S.; WILLIAMS, M.; RYAN, C. M.; LEWIS, S. L.; FELDPAUSCH, T. R.; MEIR, P. Using satellite radar backscatter to predict above-ground woody biomass: a consistent relationship across four different African landscapes. **Geophysical Research Letters**, v. 36, n. 23, p. L23401, 2 dez. 2009. Disponível em:
<<http://doi.wiley.com/10.1029/2009GL040692>>.

MITCHARD, E. T. A.; SAATCHI, S. S.; LEWIS, S. L.; FELDPAUSCH, T. R.; WOODHOUSE, I. H.; SONKÉ, B.; ROWLAND, C.; MEIR, P. Measuring biomass changes due to woody encroachment and deforestation/degradation in a forest–savanna boundary region of central Africa using multi-temporal L-band radar backscatter. **Remote Sensing of Environment**, v. 115, n. 11, p. 2861–2873, nov. 2011. Disponível em: <<http://dx.doi.org/10.1016/j.rse.2010.02.022>>.

MOHANTY, S.; SINGH, G.; YAMAGUCHI, Y. Faraday rotation correction and total electron content estimation using ALOS/PALSAR-2 full polarimetric SAR data. **2016 IEEE International Geoscience and Remote Sensing Symposium (IGARSS)**, p. 4753–4756, 2016. Disponível em: <<http://ieeexplore.ieee.org/document/7730240/>>.

MORALES-HIDALGO, D.; OSWALT, S. N.; SOMANATHAN, E. Status and trends in global primary forest, protected areas, and areas designated for conservation of biodiversity from the Global Forest Resources Assessment 2015. **Forest Ecology and Management**, v. 352, p. 68–77, 2015. Disponível em:
<<http://dx.doi.org/10.1016/j.foreco.2015.06.011>>.

MORAN, E. F.; BRONDIZIO, E. S.; TUCKER, J. M.; DA SILVA-FORSBERG, M. C.; MCCracken, S.; FALESI, I. Effects of soil fertility and land-use on forest succession

in Amazônia. **Forest Ecology and Management**, v. 139, n. 1–3, p. 93–108, dez. 2000. Disponível em: <<http://linkinghub.elsevier.com/retrieve/pii/S0378112799003370>>.

MOREIRA, A.; PRATS-IRAOLA, P.; YOUNIS, M.; KRIEGER, G.; HAJNSEK, I.; PAPATHANASSIOU, K. P. A tutorial on synthetic aperture radar. **IEEE Geoscience and Remote Sensing Magazine**, v. 1, n. 1, p. 6–43, mar. 2013. Disponível em: <<http://ieeexplore.ieee.org/document/6504845/>>.

MORIO, J.; RÉFRÉGIER, P.; GOUDAIL, F.; DUBOIS-FERNANDEZ, P.; DUPUIS, X. Application of information theory measures to polarimetric and interferometric SAR images. In: PHYSICS IN SIGNAL AND IMAGE PROCESSING, 5., 2007, Mullhouse, France. **Proceedings... EOS**, 2007.

MORIYAMA, T. Polarimetric calibration and validation for ALOS/PALSAR. In: JOINT PI SYMPOSIUM OF ALOS DATA NODES FOR ALOS SCIENCE PROGRAM, ,1., 2007, Kyoto, Japan. **Proceedings... ESA**, 2007.

MURA, J. C. Geocodificação automática de imagens SAR interferométricas. In: SIMPÓSIO BRASILEIRO DE SENSORIAMENTO REMOTO (SBSR 2001), 10., Foz do Iguaçu, Brasil. **Anais...** São José dos Campos: INPE, 2001. P. 1321-1328. CD-ROM. On-line. ISBN 85-17-00016-1. (INPE-8254/PRE-4044).

MUUKKONEN, P.; HEISKANEN, J. Biomass estimation over a large area based on standwise forest inventory data and ASTER and MODIS satellite data: A possibility to verify carbon inventories. **Remote Sensing of Environment**, v. 107, n. 4, p. 617–624, abr. 2007. Disponível em: <<http://linkinghub.elsevier.com/retrieve/pii/S003442570600407X>>.

NARVAES, I. D. S. **Avaliação de dados SAR polarimétricos para estimativa de biomassa em diferentes fitofisionomias de florestas tropicais**. 2010. 167 p. Tese (Doutorado em Sensoriamento Remoto) - Instituto Nacional de Pesquisas Espaciais, São José dos Campos, 2010. Disponível em: <<http://urlib.net/8JMKD3MGP7W/3837N9S>>.

NASCIMENTO, H. E. M.; LAURANCE, W. F. Total aboveground biomass in central Amazonian rainforests: a landscape-scale study. **Forest Ecology and Management**, v. 168, n. 1–3, p. 311–321, 2002.

NEEFF, T.; DUTRA, L. V.; DOS SANTOS, J. R.; DA COSTA FREITAS, C.; ARAUJO, L. S. Tropical forest biomass measurement by backscatter and DEM information as derived from airborne SAR. In: IEEE INTERNATIONAL GEOSCIENCE AND REMOTE SENSING SYMPOSIUM (IGARSS 2003). Toulouse, France. **Proceedings...** IEEE, 2003. (IEEE Cat. No.03CH37477). Disponível em: <<http://ieeexplore.ieee.org/lpdocs/epic03/wrapper.htm?arnumber=1294512>>.

NEEFF, T.; SANTOS, J. R. dos. A growth model for secondary forest in Central Amazonia. **Forest Ecology and Management**, v. 216, n. 1–3, p. 270–282, set. 2005. Disponível em: <<http://linkinghub.elsevier.com/retrieve/pii/S0378112705003737>>.

NEEFF, T.; LUCAS, R. M.; SANTOS, J. R. Dos; BRONDIZIO, E. S.; FREITAS, C. C. Area and age of secondary forests in brazilian Amazonia 1978–2002: an empirical estimate. **Ecosystems**, v. 9, n. 4, p. 609–623, jun. 2006. Disponível em: <<http://link.springer.com/10.1007/s10021-006-0001-9>>.

NELSON, B. W.; MESQUITA, R.; PEREIRA, J. L. .; GARCIA AQUINO DE SOUZA, S.; TEIXEIRA BATISTA, G.; BOVINO COUTO, L. Allometric regressions for improved estimate of secondary forest biomass in the central Amazon. **Forest Ecology and Management**, v. 117, n. 1–3, p. 149–167, maio 1999. Disponível em: <<http://linkinghub.elsevier.com/retrieve/pii/S0378112798004757>>.

NETER, J.; KUTNER, N. H.; NACHTSSHEIM, C. J.; WASSERMAN, W. **Applied linear statistical models**. (4 ed.). Boston, MA: McGraw- Hill. 1408 p, 1996.

NEUMANN, M. **Remote sensing of vegetation using multi-baseline polarimetric SAR interferometry : theoretical modeling and physical parameter retrieval**. 2009. 194 p. Thesis (Doctor in Telecommunication) - Institut d'électronique et de télécommunications de Rennes, Rennes. 2009.

NGHIEM, S. V.; YUEH, S. H.; KWOK, R.; LI, F. K. Symmetry properties in polarimetric remote sensing. **Radio Science**, v. 27, n. 5, p. 693–711, set. 1992. Disponível em: <<http://doi.wiley.com/10.1029/92RS01230>>.

NGUYEN, L. V.; TATEISHI, R.; NGUYEN, H. T.; SHARMA, R. C.; TO, T. T.; LE, S. M. Estimation of tropical forest structural characteristics using ALOS/PALSAR-2 SAR data. **Advances in Remote Sensing**, v. 5, n. 2, p. 131–144, 2016. Disponível em: <<http://www.scirp.org/journal/PaperDownload.aspx?DOI=10.4236/ars.2016.52011>>.

NOGUEIRA, E. M.; FEARNSTIDE, P. M.; NELSON, B. W.; BARBOSA, R. I.; KEIZER, E. W. H. Estimates of forest biomass in the Brazilian Amazon: new allometric equations and adjustments to biomass from wood-volume inventories. **Forest Ecology and Management**, v. 256, n. 11, p. 1853–1867, nov. 2008. Disponível em: <<http://linkinghub.elsevier.com/retrieve/pii/S0378112708005689>>.

OKADA, Y.; NAKAMURA, S.; IRIBE, K.; YOKOTA, Y.; TSUJI, M.; HARIU, K.; KANKAKU, Y.; SUZUKI, S.; OSAWA, Y.; SHIMADA, M. System characteristics for wide swath L-band SAR onboard ALOS/PALSAR-2 . (IEEE, Ed.) In: ASIA-PACIFIC CONFERENCE ON SYNTHETIC APERTURE RADAR (APSAR, 2013), Tsukuba, Japan. **Proceedings... IEEE**, 2013.

OLIVEIRA, A. N. De; AMARAL, I. L. Do; RAMOS, M. B. P.; NOBRE, A. D.; COUTO, L. B.; SAHDO, R. M. Composição e diversidade florístico-estrutural de um hectare de floresta densa de terra firme na Amazônia Central, Amazonas, Brasil. **Acta Amazonica**, v. 38, n. 4, p. 627–641, dez. 2008. Disponível em: <http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0044-59672008000400005&lng=pt&nrm=iso&tlng=pt>.

OVERMAN, J. P. M.; WITTE, H. J. L.; SALDARRIAGA, J. G. Evaluation of regression models for above-ground biomass determination in Amazon rainforest. **Journal of Tropical Ecology**, v. 10, n. 2, p. 207–218, 10 maio 1994. Disponível em: <http://journals.cambridge.org/abstract_S0266467400007859%5Cnhttp://www.journals.cambridge.org/abstract_S0266467400007859>.

PAINE, C. E. T.; MARTHEWS, T. R.; VOGT, D. R.; PURVES, D.; REES, M.; HECTOR, A.; TURNBULL, L. A. How to fit nonlinear plant growth models and calculate growth rates: an update for ecologists. **Methods in Ecology and Evolution**, v. 3, n. 2, p. 245–256, abr. 2012. Disponível em: <<http://doi.wiley.com/10.1111/j.2041-210X.2011.00155.x>>.

PAN, Y.; BIRDSEY, R. A.; FANG, J.; HOUGHTON, R.; KAUPPI, P. E.; KURZ, W. A.; PHILLIPS, O. L.; SHVIDENKO, A.; LEWIS, S. L.; CANADELL, J. G.; CIAIS, P.; JACKSON, R. B.; PACALA, S. W.; MCGUIRE, A. D.; PIAO, S.; RAUTIAINEN, A.; SITCH, S.; HAYES, D. A large and persistent carbon sink in the world's forests. **Science**, v. 333, n. 6045, p. 988–993, 19 ago. 2011. Disponível em: <<http://www.scopus.com/inward/record.url?eid=2-s2.0-80051879083&partnerID=tZOtx3y1>>.

PARIMALA, R.; NALLASWAMY, R. A study of spam e-mail classification using Feature Selection package. **Global Journal of Computer Science and Technology**, v. 11, n. 7, p. 45–54, 2011.

PEREIRA, J. L. G. **Estudos de áreas de florestas em regeneração através de imagens Landsat TM**. 1996. 136 p. Dissertação (Mestrado em Sensoriamento Remoto) - Instituto Nacional de Pesquisas Especiais, São José dos Campos, 1996.

PEREIRA, L. O.; FREITAS, C. C.; SANTANNA, S. J. S.; REIS, M. S. ALOS/PALSAR Data evaluation for land-use and land-cover mapping in the amazon region. **IEEE Journal of Selected Topics in Applied Earth Observations and Remote Sensing**, v. 9, n. 12, p. 5413–5423, dez. 2016. Disponível em: <<http://ieeexplore.ieee.org/document/7769323/>>.

PINHEIRO, JOSÉ C.; BATES, D. M. . **Mixed-effects models in s and S-plus**. New York: Springer-Verlag, 2000. 523 p. ISBN: 0-387-98957-9.

PINHEIRO, J.; BATES, D.; DEBROY, S.; SARKAR, D. **NLME**: linear and nonlinear mixed effects models. R package version 3.1-131, Disponível em: <<https://CRAN.R-project.org/package=nlme>>. Acesso em 10 abril 2015.

POOLLA, S. A. I. B. **Polarimetric scattering model for biophysical characterization of multilayer vegetation using space borne PolSAR data**. 2013. 60 p. Thesis (Master of Science in Geo-information Science and Earth Observation). Faculty of Geo-Information Science and Earth Observation of the University of Twente, The Netherlands, 2013.

POORTER, L.; BONGERS, F.; AIDE, T. M.; ALMEYDA ZAMBRANO, A. M.; BALVANERA, P.; BECKNELL, J. M.; BOUKILI, V.; BRANCALION, P. H. S.; BROADBENT, E. N.; CHAZDON, R. L.; CRAVEN, D.; DE ALMEIDA-CORTEZ, J. S.; CABRAL, G. A. L.; DE JONG, B. H. J.; DENSLOW, J. S.; DENT, D. H.; DEWALT, S. J.; DUPUY, J. M.; DURÁN, S. M.; ESPÍRITO-SANTO, M. M.; FANDINO, M. C.; CÉSAR, R. G.; HALL, J. S.; HERNANDEZ-STEFANONI, J. L.; JAKOVAC, C. C.; JUNQUEIRA, A. B.; KENNARD, D.; LETCHER, S. G.; LICONA, J.-C.; LOHBECK, M.; MARÍN-SPIOTTA, E.; MARTÍNEZ-RAMOS, M.; MASSOCA, P.; MEAVE, J. A.; MESQUITA, R.; MORA, F.; MUÑOZ, R.; MUSCARELLA, R.; NUNES, Y. R. F.; OCHOA-GAONA, S.; DE OLIVEIRA, A. A.; ORIHUELA-BELMONTE, E.; PEÑA-CLAROS, M.; PÉREZ-GARCÍA, E. A.; PIOTTO, D.; POWERS, J. S.; RODRÍGUEZ-VELÁZQUEZ, J.; ROMERO-PÉREZ, I. E.; RUÍZ, J.; SALDARRIAGA, J. G.; SANCHEZ-AZOFEIFA, A.; SCHWARTZ, N. B.; STEININGER, M. K.; SWENSON, N. G.; TOLEDO, M.; URIARTE, M.; VAN BREUGEL, M.; VAN DER WAL, H.; VELOSO, M. D. M.; VESTER, H. F. M.; VICENTINI, A.; VIEIRA, I. C. G.; BENTOS, T. V.; WILLIAMSON, G. B.; ROZENDAAL, D. M. A. Biomass resilience of Neotropical secondary forests. **Nature**, v. 530, n. 7589, p. 211–214, 3 fev. 2016. Disponível em: <<http://www.nature.com/doi/10.1038/nature16512>>.

POPE, K. O.; REY-BENAYAS, J. M.; PARIS, J. F. Radar remote sensing of forest and wetland ecosystems in the Central American tropics. **Remote Sensing of Environment**, v. 48, n. 2, p. 205–219, maio 1994. Disponível em: <<http://linkinghub.elsevier.com/retrieve/pii/0034425794901422>>.

PRATA, S. S. **Sucessão ecológica da vegetação arbórea em florestas secundárias do nordeste do estado do Pará**. 2007. 77 p. Dissertação (Mestrado em Botânica).

Universidade Federal Rural da Amazônia, 2007.

PRATES-CLARK, C. C. **Remote sensing of tropical regenerating forests in the Brazilian Amazon**. 2004. 297 p. Thesis (Doctorate of Philosophy) - University of Wales, Aberystwyth, 2004.

PRATES-CLARK, C. da C.; LUCAS, R. M.; DOS SANTOS, J. R. Implications of land-use history for forest regeneration in the Brazilian Amazon. **Canadian Journal of Remote Sensing**, v. 35, n. 6, p. 534–553, 2 dez. 2009. Disponível em:

<<http://www.tandfonline.com/doi/abs/10.5589/m10-004>>.

PRETZSCH, H. **Forest dynamics, growth and yield**. 1. ed. Berlin, Heidelberg:

Springer Berlin Heidelberg, 2009. 670 p. ISBN: 978-3-540-88306-7.

PYLE, E. H.; SANTONI, G. W.; NASCIMENTO, H. E. M.; HUTYRA, L. R.; VIEIRA, S.; CURRAN, D. J.; VAN HAREN, J.; SALESKA, S. R.; CHOW, V. Y.; CARMAGO, P. B.; LAURANCE, W. F.; WOFSEY, S. C. Dynamics of carbon, biomass, and structure in two Amazonian forests. **Journal of Geophysical Research: Biogeosciences**, v. 113, n. G1, p. n/a-n/a, mar. 2008. Disponível em:

<<http://doi.wiley.com/10.1029/2007JG000592>>.

QUESADA, C. A.; LLOYD, J.; SCHWARZ, M.; PATIÑO, S.; BAKER, T. R.; CZIMCZIK, C.; FYLLAS, N. M.; MARTINELLI, L.; NARDOTO, G. B.; SCHMERLER, J.; SANTOS, A. J. B.; HODNETT, M. G.; HERRERA, R.; LUIZÃO, F. J.; ARNETH, A.; LLOYD, G.; DEZZEO, N.; HILKE, I.; KUHLMANN, I.; RAESSLER, M.; BRAND, W. A.; GEILMANN, H.; MORAES FILHO, J. O.; CARVALHO, F. P.; ARAUJO FILHO, R. N.; CHAVES, J. E.; CRUZ JUNIOR, O. F.; PIMENTEL, T. P.; PAIVA, R. Variations in chemical and physical properties of Amazon forest soils in relation to their genesis. **Biogeosciences**, v. 7, n. 5, p. 1515–1541, 17 maio 2010. Disponível em: <<http://www.biogeosciences.net/7/1515/2010/>>.

R CORE TEAM (2017). **R**: a language and environment for statistical computing. R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria. Disponível em: URL <https://www.R-project.org/>. Acesso em; 10 dez 2014.

RATKOWSKY, D. A.; REEDY, T. J. Choosing near-linear parameters in the four-parameter logistic model for radioligand and related assays. **Biometrics**, v. 42, n. 3, p. 575, set. 1986. Disponível em: <<http://www.ncbi.nlm.nih.gov/pubmed/3567290>>.

RANKIN-DE-MÉRONA, J. M.; PRANCE, G. T.; HUTCHINGS, R. W.; FREITAS DA SILVA, M.; RODRIGUES, W. A.; UEHLING, M. E. Preliminary results of a large-scale tree inventory of upland rain forest in the central Amazon. **Acta Amazonica**, v. 22, n. 4, p. 493–534, 1992.

RANSON, K. J.; GUOQING SUN. Mapping biomass for a northern forest ecosystem using multi-frequency sar data. In: IEEE INTERNATIONAL GEOSCIENCE AND REMOTE SENSING SYMPOSIUM, (IGARSS, 1992), 2, Houston Texas, USA.

Proceedings...IEEE, 1992. Disponível em:

<<http://ieeexplore.ieee.org/lpdocs/epic03/wrapper.htm?arnumber=578397>>.

READ, L.; LAWRENCE, D. Recovery of biomass following shifting cultivation in dry tropical forests of the Yucatan. **Ecological Applications**, v. 13, n. 1, p. 85–97, 2003.

Disponível em: <<http://www.jstor.org/stable/3099952>>.

RÉFRÉGIER, P.; MORIO, J. Shannon entropy of partially polarized and partially coherent light with Gaussian fluctuations. **Journal of the Optical Society of America**. v. 23, n. 12, p. 3036–44, dez. 2006. Disponível em:

<http://www.ncbi.nlm.nih.gov/entrez/query.fcgi?cmd=Retrieve&db=PubMed&dopt=Citation&list_uids=17106459>.

REICHE, J.; VERBESSELT, J.; HOEKMAN, D.; HEROLD, M. Fusing Landsat and SAR time series to detect deforestation in the tropics. **Remote Sensing of Environment**, v. 156, p. 276–293, jan. 2015. Disponível em:

<<http://dx.doi.org/10.1016/j.rse.2014.10.001>>.

REICHE, J.; LUCAS, R.; MITCHELL, A. L.; VERBESSELT, J.; HOEKMAN, D. H.; HAARPAINTNER, J.; KELLNDORFER, J. M.; ROSENQVIST, A.; LEHMANN, E. A.; WOODCOCK, C. E.; SEIFERT, F. M.; HEROLD, M. Combining satellite data for better tropical forest monitoring. **Nature Climate Change**, v. 6, n. 2, p. 120–122, 27 jan. 2016. Disponível em: <<http://www.nature.com/doi/10.1038/nclimate2919>>.

RÉJOU-MÉCHAIN, M.; MULLER-LANDAU, H. C.; DETTO, M.; THOMAS, S. C.; LE TOAN, T.; SAATCHI, S. S.; BARRETO-SILVA, J. S.; BOURG, N. A.; BUNYAVEJCHEWIN, S.; BUTT, N.; BROCKELMAN, W. Y.; CAO, M.; CÁRDENAS, D.; CHIANG, J.-M.; CHUYONG, G. B.; CLAY, K.; CONDIT, R.; DATTARAJA, H. S.; DAVIES, S. J.; DUQUE, A.; ESUFALI, S.; EWANGO, C.; FERNANDO, R. H. S.; FLETCHER, C. D.; GUNATILLEKE, I. A. U. N.; HAO, Z.; HARMS, K. E.; HART, T. B.; HÉRAULT, B.; HOWE, R. W.; HUBBELL, S. P.; JOHNSON, D. J.; KENFACK, D.; LARSON, A. J.; LIN, L.; LIN, Y.; LUTZ, J. A.; MAKANA, J.-R.; MALHI, Y.; MARTHEWS, T. R.; MCEWAN, R. W.; MCMAHON, S. M.; MCSHEA, W. J.; MUSCARELLA, R.; NATHALANG, A.; NOOR, N. S. M.; NYTCH, C. J.; OLIVEIRA, A. A.; PHILLIPS, R. P.; PONGPATTANANURAK, N.; PUNCHI-MANAGE, R.; SALIM, R.; SCHURMAN, J.; SUKUMAR, R.; SURESH, H. S.; SUWANVECHO, U.; THOMAS, D. W.; THOMPSON, J.; URÍARTE, M.; VALENCIA, R.; VICENTINI, A.; WOLF, A. T.; YAP, S.; YUAN, Z.; ZARTMAN, C. E.; ZIMMERMAN, J. K.; CHAVE, J. Local spatial structure of forest biomass and its consequences for remote sensing of carbon stocks. **Biogeosciences**, v. 11, n. 23, p. 6827–6840, 8 dez. 2014. Disponível em: <<http://www.biogeosciences.net/11/6827/2014/>>.

RICHARDS, F. J. A flexible growth constant for empirical use. **Journal of Experimental Botany**, v. 10, n. 39, p. 290–300, 1959.

RIGNOT, E.; SALAS, W. A.; SKOLE, D. L. Mapping deforestation and secondary growth in Rondonia, Brazil, using imaging radar and thematic mapper data. **Remote Sensing of Environment**, v. 59, n. 2, p. 167–179, fev. 1997. Disponível em: <<http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0034425796001502>>.

ROBINSON, A. P.; HAMANN, J. D. **Forest analytics with R**. New York, NY: Springer New York, 2011. 355 p. ISBN: 978-1-4419-7761-8.

ROBINSON, C.; SAATCHI, S.; NEUMANN, M.; GILLESPIE, T. Impacts of spatial variability on aboveground biomass estimation from L-band Radar in a temperate forest. **Remote Sensing**, v. 5, n. 3, p. 1001–1023, 26 fev. 2013. Disponível em: <<http://www.mdpi.com/2072-4292/5/3/1001/>>.

ROMANSKI, P.; KOTTHOFF, L. CRAN, Package ‘**FSelector**’. 2014.

ROOSEVELT, A. C.; HOUSLEY, R. A.; DA SILVEIRA, M. I.; MARANCA, S.; JOHNSON, R. Eighth millennium pottery from a prehistoric shell midden in the brazilian amazon. **Science**, v. 254, n. 5038, p. 1621–1624, 13 dez. 1991. Disponível em: <<http://www.sciencemag.org/cgi/doi/10.1126/science.254.5038.1621>>.

ROSENQVIST, A.; SHIMADA, M.; SUZUKI, S.; OHGUSHI, F.; TADONO, T.; WATANABE, M.; TSUZUKU, K.; WATANABE, T.; KAMIJO, S.; AOKI, E. Operational performance of the ALOS global systematic acquisition strategy and observation plans for ALOS/PALSAR-2 PALSAR-2. **Remote Sensing of Environment**, v. 155, p. 3–12, dez. 2014. Disponível em: <<http://dx.doi.org/10.1016/j.rse.2014.04.011>>.

SAATCHI, S. S.; SOARES, J. V.; ALVES, D. S. Mapping amazon deforestation and land use in tlnainforest by using sir-c imagery. **Remote Sensing of Environment**, v. 59, n. 96, p. 191–202, 1997.

SAATCHI, S.; HALLIGAN, K.; DESPAIN, D. G.; CRABTREE, R. L. Estimation of forest fuel load from radar remote sensing. **IEEE Transactions on Geoscience and Remote Sensing**, v. 45, n. 6, p. 1726–1740, jun. 2007. Disponível em: <<http://ieeexplore.ieee.org/document/4215087/>>.

SAATCHI, S. S.; HOUGHTON, R. A.; DOS SANTOS ALVALÁ, R. C.; SOARES, J. V.; YU, Y. Distribution of aboveground live biomass in the Amazon basin. **Global**

Change Biology, v. 13, n. 4, p. 816–837, 24 jan. 2007. Disponível em:

<<http://doi.wiley.com/10.1111/j.1365-2486.2007.01323.x>>.

SAATCHI, S.S.; DUBAYAH, R.; CLARK, D.; CHAZDON, R.; HOLLINGER, D.

Estimation of forest biomass change from fusion of radar and lidar measurements. In:

SEMINÁRIO DE ATUALIZAÇÃO EM SENSORIAMENTO REMOTO E SISTEMAS DE INFORMAÇÕES GEOGRÁFICAS APLICADOS À ENGENHARIA

FLORESTAL, 9 (SENGEF, 2010), Curitiba, Brasil. **Apresentação...** Disponível em:

<<http://www.slideshare.net/grssiee/estimation-of-forest-biomass>>.

SALAS, W. a.; DUCEY, M. J.; RIGNOT, E.; SKOLE, D. Assessment of JERS-1 SAR for monitoring secondary vegetation in Amazonia: II. Spatial, temporal, and radiometric considerations for operational monitoring. **International Journal of Remote Sensing**,

v. 23, n. 7, p. 1381–1399, jan. 2002. Disponível em:

<<http://www.tandfonline.com/doi/abs/10.1080/01431160110092948>>.

SALIMON, C. I.; BROWN, I. F. Reports secondary forests in western Amazonia :

Interciência, v. 25, n. 4, p. 198–202, 2000.

SALIMON, C. I. **Respiração do solo sob florestas e pastagens na Amazônia Sul-**

Ocidental , Acre. 2003. 97 p. Tese (Doutorado em Ciências) - Universidade de São

Paulo, São Paulo, 2003.

SALOMÃO, R. de P. **Estimativas de biomassa e avaliação do estoque de carbono da**

vegetação de florestas primárias e secundárias de diversas idades (capoeiras) na

Amazônia oriental, município de Peixe-boi, Pará. 1994. 59 p. Dissertação (Mestrado

em Ciências Biológicas) - Universidade Federal do Pará, Belém, 1994.

SANTORO, M.; ERIKSSON, L.; SCHMULLIUS, C.; WIESMANN, A. Seasonal and

topographic effects on growing stock volume estimates from JERS-1 backscatter in

Siberian forests. In: EARSEL SYMPOSIUM EARTH OBSERVATION SUPPORTING

SUSTAINABILITY RESEARCH, Ghent, Belgium. **Proceedings...** EARSAL, 2003.

SANTOS, J. R.; LACRUZ, M. S. P.; ARAUJO, L. S.; KEIL, M. Savanna and tropical rainforest biomass estimation and spatialization using JERS-1 data. **International Journal of Remote Sensing**, v. 23, n. 7, p. 1217–1229, jan. 2002. Disponível em: <<http://www.tandfonline.com/doi/abs/10.1080/01431160110092867>>.

SANTOS, J. R.; FREITAS, C. C.; ARAUJO, L. S.; DUTRA, L. V.; MURA, J. C.; GAMA, F. F.; SOLER, L. S.; SANT'ANNA, S. J. S. Airborne P-band SAR applied to the aboveground biomass studies in the Brazilian tropical rainforest. **Remote Sensing of Environment**, v. 87, n. 4, p. 482–493, 15 nov. 2003. Disponível em: <<http://linkinghub.elsevier.com/retrieve/pii/S0034425703002074>>.

SANTOS, J. R.; S., I.; A. GRACA, P. M. L.; G., F. Polarimetric responses and scattering mechanisms of tropical forests in the Brazilian Amazon. In: JEDLOVEC, G. (Ed.). **Advances in Geoscience and Remote Sensing**. [s.l.] InTech, 2009. cap. 8, p. 183–206. ISBN: 978-953-307-005-6.

SCATENA, F. N.; WALKER, R. T.; HOMMA, A. K. O.; DE CONTO, A. J.; FERREIRA, C. A. P.; DE AMORIM CARVALHO, R.; DA ROCHA, A. C. P. N.; DOS SANTOS, A. I. M.; DE OLIVEIRA, P. M. Cropping and fallowing sequences of small farms in the “terra firme” landscape of the Brazilian Amazon: a case study from Santarem, Para. **Ecological Economics**, v. 18, n. 1, p. 29–40, jul. 1996. Disponível em: <<http://linkinghub.elsevier.com/retrieve/pii/0921800995000550>>.

SCHNEIDER, P. R.; FINGER, C. A. G. **Manejo sustentado de florestas ineqüiâneas heterogêneas**. Santa Maria: Universidade Federal de Santa Maria. Departamento de Ciências Florestais, 2000.

SHANNON, C. E. A mathematical theory of communication. **Bell System Technical Journal**, v. 27, n. 3, p. 379–423, jul. 1948. Disponível em: <<http://ieeexplore.ieee.org/lpdocs/epic03/wrapper.htm?arnumber=6773024>>.

SHIMADA, M.; ISOGUCHI, O.; TADONO, T.; ISONO, K. PALSAR Radiometric and geometric calibration. **IEEE Transactions on Geoscience and Remote Sensing**, v. 47,

n. 12, p. 3915–3932, dez. 2009. Disponível em:

<<http://ieeexplore.ieee.org/lpdocs/epic03/wrapper.htm?arnumber=5196716>>.

SILESHI, G. W. A critical review of forest biomass estimation models, common mistakes and corrective measures. **Forest Ecology and Management**, v. 329, p. 237–254, 2014. Disponível em: <<http://dx.doi.org/10.1016/j.foreco.2014.06.026>>.

SILVA, R. P. **Alometria, estoque e dinâmica da biomassa de florestas primárias e secundárias na região de Manaus(AM)**. 2007. 155 p. Tese (Doutor em Ciências de Florestas Tropicais) Instituto Nacional de Pesquisas da Amazônia – INPA, Manaus, 2007.

SILVA, C. V. de J. **Caracterização florístico-estrutural e modelagem de biomassa na floresta amazônica a partir de dados ALOS/PALSAR e TERRASAR/TANDEM-X**. 2014. 129 p. Dissertação (Doutorado em Sensoriamento Remoto) - Instituto Nacional de Pesquisas Espaciais, São José dos Campos, 2014. Disponível em: <<http://urlib.net/8JMKD3MGP5W34M/3G66UN5>>.

SILVER, W. L.; OSTERTAG, R.; LUGO, A. E. The potential for carbon sequestration through reforestation of abandoned tropical agricultural and pasture lands. **Restoration Ecology**, v. 8, n. 4, p. 394–407, dez. 2000. Disponível em: <<http://doi.wiley.com/10.1046/j.1526-100x.2000.80054.x>>.

SINGH, G.; YAMAGUCHI, Y.; PARK, S.-E. General four-component scattering power decomposition with unitary transformation of coherency matrix. **IEEE Transactions on Geoscience and Remote Sensing**, v. 51, n. 5, p. 3014–3022, maio 2013. Disponível em: <<http://ieeexplore.ieee.org/document/6311461/>>.

SINHA, S.; JEGANATHAN, C.; SHARMA, L. K.; NATHAWAT, M. S. A review of radar remote sensing for biomass estimation. **International Journal of Environmental Science and Technology**, v. 12, n. 5, p. 1779–1792, 20 maio 2015. Disponível em: <<http://link.springer.com/10.1007/s13762-015-0750-0>>.

SMALL, D.; SCHUBERT, A. **guide to ASAR geocoding**. Zurich: Remote Sensing Laboratories, University of Zurich, 2008. 36p (Ref: Rsl-Asar-Gc-Ad).

SORRENSEN, C. L. Linking smallholder land use and fire activity: examining biomass burning in the Brazilian Lower Amazon. **Forest Ecology and Management**, v. 128, n. 1–2, p. 11–25, mar. 2000. Disponível em:
<<http://linkinghub.elsevier.com/retrieve/pii/S0378112799002832>>.

STEININGER, M. K. Secondary forest structure and biomass following short and extended land-use in central and southern Amazonia. **Journal of Tropical Ecology**, v. 16, n. 5, p. S0266467400001656, set. 2000. Disponível em:
<http://www.journals.cambridge.org/abstract_S0266467400001656>.

SUN, S.; LIU, R.; YANG, C.; ZHOU, H.; ZHAO, J.; MA, J. Comparative study on the speckle filters for the very high-resolution polarimetric synthetic aperture radar imagery. **Journal of Applied Remote Sensing**, v. 10, n. 4, p. 45014, 5 nov. 2016. Disponível em:
<<http://remotesensing.spiedigitallibrary.org/article.aspx?doi=10.1117/1.JRS.10.045014>>.

SUWA, R.; SAKAI, T.; SANTOS, J. dos; SILVA, R. P. da; KAJIMOTO, T.; ISHIZUKA, M.; HIGUCHI, N. Significance of topographic gradient in stem diameter - height allometry for precise biomass estimation of a tropical moist forest in the central amazon. **Japan Agricultural Research Quarterly: JARQ**, v. 47, n. 1, p. 109–114, 2013. Disponível em:
<<http://japanlinkcenter.org/DN/JST.JSTAGE/jarq/47.109?lang=en&from=CrossRef&type=abstract>>.

SUZUKI, S.; KANKAKU, Y.; SHIMADA, M. ALOS/PALSAR-2 acquisition strategy. In: IEEE INTERNATIONAL GEOSCIENCE AND REMOTE SENSING SYMPOSIUM (IGARSS, 2013). Melbourne, Australia. **Proceedings...IEEE**, 2013. Disponível em: <<http://ieeexplore.ieee.org/document/6723306/>>.

TER STEEGE, H.; PITMAN, N. C. A.; PHILLIPS, O. L.; CHAVE, J.; SABATIER, D.; DUQUE, A.; MOLINO, J.-F.; PRÉVOST, M.-F.; SPICHIGER, R.; CASTELLANOS, H.; VON HILDEBRAND, P.; VÁSQUEZ, R. Continental-scale patterns of canopy tree composition and function across Amazonia. **Nature**, v. 443, n. 7110, p. 444–447, 28 set. 2006. Disponível em: <<http://www.nature.com/doifinder/10.1038/nature05134>>.

TELLES, E. de C. C.; DE CAMARGO, P. B.; MARTINELLI, L. A.; TRUMBORE, S. E.; DA COSTA, E. S.; SANTOS, J.; HIGUCHI, N.; OLIVEIRA, R. C. Influence of soil texture on carbon dynamics and storage potential in tropical forest soils of Amazonia. **Global Biogeochemical Cycles**, v. 17, n. 2, p. n/a-n/a, jun. 2003. Disponível em: <<http://doi.wiley.com/10.1029/2002GB001953>>.

THE PLANT LIST (2013). Version 1.1. Published on the Internet. Disponível em: <http://www.theplantlist.org/>. Acesso em: 30 setembro 2015

TIEPOLO, G.; CALMON, M.; ROCHA FERETTI, A. measuring and monitoring carbon stocks at the Guaraqueçaba climate action report, Paraná, Brazil. **Extension Serie**, v. 153, n. 153, p. 98–115, 2002.

TITHERIDGE, J. E. Determination of ionospheric electron content from the Faraday rotation of geostationary satellite signals. **Planetary and Space Science**, v. 20, n. 3, p. 353–369, mar. 1972. Disponível em: <<http://linkinghub.elsevier.com/retrieve/pii/0032063372900347>>.

TOUZI, R. Target scattering decomposition of one-look and multi-look SAR data using a new coherent scattering model: the TSVM. In: IEEE INTERNATIONAL GEOSCIENCE AND REMOTE SENSING SYMPOSIUM (IGARSS 2004). Anchorage, AK, USA. **Proceedings...IEEE**, 2004. Disponível em: <<http://ieeexplore.ieee.org/document/1369800/>>.

TOUZI, R. Target scattering decomposition in terms of roll-invariant target parameters. **IEEE Transactions on Geoscience and Remote Sensing**, v. 45, n. 1, p. 73–84, jan. 2007. Disponível em: <<http://ieeexplore.ieee.org/document/4039635/>>.

TUCKER, J. M.; BRONDIZIO, E. S.; MORAN, E. F. Rates of forest regrowth in Eastern Amazonia: a comparison of Altamira and Bragantina regions, Para state, Brazil. **Interciência**, v. 23, n. 2, p. 64–73, 1998.

UHL, A. C.; BUSCHBACHER, R.; SERRAO, E. a S.; UHL, C.; BUSCHBACHERTT, R. Abandoned pastures in eastern amazonia .I . patterns of plant succession. **Journal of Ecology**, v. 76, n. 3, p. 663–681, 1988.

VANCLAY, J. **Modelling forest growth and yield**: applications to mixed tropical forests. Wallingford UK: CAB International, 1994. 330 p. ISBN: 0-85-198- 913-6.

VAN DER SANDEN, J. J. **Radar remote sensing to support tropical forest management**. Wageningen, The Netherlands (Wageningen Agricultural University): Ponsen & Looijen bv, Wageningen, 1997. 356 p. ISBN: 90-5485-778-1.

VAN ZYL, J. J. Application of Cloude’s target decomposition theorem to polarimetric imaging radar data. (H. Mott, W.-M. Boerner, Eds.) In: SPIE CONFERENCE ON RADAR POLARIMETRY (SPIE, 1992), San Diego, CA, United States. **Proceedings...** SPIE, 1993. Disponível em:
<<http://proceedings.spiedigitallibrary.org/proceeding.aspx?doi=10.1117/12.140615>>.

VARGAS, R.; ALLEN, M. F.; ALLEN, E. B. Biomass and carbon accumulation in a fire chronosequence of a seasonally dry tropical forest. **Global Change Biology**, v. 14, n. 1, p. 071121035853004–???, 21 nov. 2007. Disponível em:
<<http://doi.wiley.com/10.1111/j.1365-2486.2007.01462.x>>.

VASILE, G.; TROUVE, E.; JONG-SEN LEE; BUZULOIU, V. Intensity-driven adaptive-neighborhood technique for polarimetric and interferometric SAR parameters estimation. **IEEE Transactions on Geoscience and Remote Sensing**, v. 44, n. 6, p. 1609–1621, jun. 2006. Disponível em: <<http://ieeexplore.ieee.org/document/1634724/>>.

VIEIRA, I. C. G.; SALOMÃO, R. de P.; ROSA, N. de A.; NEPSTAD, D. C.; ROMA, J. C. O renascimento da floresta no rastro da agricultura. **Ciência Hoje**, v.20, n.144, p. 38-44, abr. 1996.

VIEIRA, I.; ALMEIDA, A. S.; DAVIDSON, E. A.; STONE, T. A.; CARVALHO, C. J. R.; GUERRERO, J. B. Classifying successional forests using Landsat spectral properties and ecological characteristics in eastern Amazônia. **Remote Sensing of Environment**, v. 87, n. 4, p. 470–481, 15 nov. 2003. Disponível em: <<http://linkinghub.elsevier.com/retrieve/pii/S0034425703002062>>.

VIEIRA, S.; DE CAMARGO, P. B.; SELHORST, D.; DA SILVA, R.; HUTYRA, L.; CHAMBERS, J. Q.; BROWN, I. F.; HIGUCHI, N.; DOS SANTOS, J.; WOFSEY, S. C.; TRUMBORE, S. E.; MARTINELLI, L. A. Forest structure and carbon dynamics in Amazonian tropical rain forests. **Oecologia**, v. 140, n. 3, p. 468–479, 17 ago. 2004. Disponível em: <<http://www.ncbi.nlm.nih.gov/pubmed/15221436>>.

VIEIRA, S.; TRUMBORE, S.; CAMARGO, P. B.; SELHORST, D.; CHAMBERS, J. Q.; HIGUCHI, N.; MARTINELLI, L. A. Slow growth rates of Amazonian trees: Consequences for carbon cycling. **Proceedings of the National Academy of Sciences**, v. 102, n. 51, p. 18502–18507, 20 dez. 2005. Disponível em: <<http://www.pnas.org/cgi/doi/10.1073/pnas.0505966102>>.

VIEIRA, I. C. G.; ALMEIDA, A. S. **Caracterização da cobertura vegetal e uso da terra, enfatizando os fragmentos florestais no Centro de Endemismo Belém**. Belém, PA: Biota Pará, Fase II, 2006.

WANDELLI, E. V.; FEARNSIDE, P. M. Secondary vegetation in central Amazonia: land-use history effects on aboveground biomass. **Forest Ecology and Management**, v. 347, p. 140–148, jul. 2015. Disponível em: <<http://dx.doi.org/10.1016/j.foreco.2015.03.020>>.

WAIDE, R. B.; LUGO, A. L. A research perspective on disturbance and recovery of a tropical montane forest. In: GOLDAMMER, J. G. (Ed.). **Tropical forests in transition: ecology of natural and anthropogenic disturbance processes**. Berlin: Birkhauser Verlag, [s.d.]p. 173–191.

WEISKITTEL, A. R.; HANN, D. W.; KERSHAW, J. a.; VANCLAY, J. K. **Forest growth and yield modeling**. West Sussex, UK: Wiley-Blackwell; John Wiley & Sons, 2011. 430 p. ISBN: 978-0-470-66500-8.

WIELAND, L. M.; MESQUITA, R. C. G.; BOBROWIEC, P. E. D.; BENTOS, T. V.; WILLIAMSON, G. B. Seed rain and advance regeneration in secondary succession in the Brazilian Amazon. **Tropical Conservation Science**, v. 4, n. 3, p. 300–316, 2011.

WOODHOUSE, I. H. **Introduction to microwave remote sensing**. Boca Raton: Taylor & Francis Group CRC Press, 2006. p. 370. ISBN: 0-415-27123-1.

WOODHOUSE, I. H.; MITCHARD, E. T. a; BROLLY, M.; MANIATIS, D.; RYAN, C. M. Radar backscatter is not a “direct measure” of forest biomass. **Nature Climate Change**, v. 2, n. 8, p. 556–557, 15 jul. 2012. Disponível em: <<http://dx.doi.org/10.1038/nclimate1601>>.

WORLDCLIM . **Global Climate Data**: Free climate data for ecological modeling and GIS. California, University of California, Berkeley, 2005. Disponível em: <<http://www.worldclim.org/bioclim>>. Acesso em: 18 abril 2017.

WOŹNIAK, E.; KOFMAN, W.; WAJER, P.; LEWIŃSKI, S.; NOWAKOWSKI, A. The influence of filtration and decomposition window size on the threshold value and accuracy of land-cover classification of polarimetric SAR images. **International Journal of Remote Sensing**, v. 37, n. 1, p. 212–228, 2 jan. 2016. Disponível em: <<http://dx.doi.org/10.1080/01431161.2015.1125548>>.

WRIGHT, P. A.; QUEGAN, S.; WHEADON, N. S.; HALL, C. D. Faraday rotation effects on L-band spaceborne SAR data. **IEEE Transactions on Geoscience and Remote Sensing**, v. 41, n. 12, p. 2735–2744, dez. 2003. Disponível em: <<http://ieeexplore.ieee.org/document/1260610/>>.

YAMAGUCHI, Y.; MORIYAMA, T.; ISHIDO, M.; YAMADA, H. Four-component scattering model for polarimetric SAR image decomposition. **IEEE Transactions on**

Geoscience and Remote Sensing, v. 43, n. 8, p. 1699–1706, ago. 2005. Disponível em:
<<http://ieeexplore.ieee.org/document/1487628/>>.

YANASSE, C. da C. F.; SANT'ANNA, S. J. S.; FRERY, A. C.; RENNÓ, C. D.; SOARES, J. V.; LUCKMAN, A. J. Exploratory study of the relationship between tropical forest regeneration stages and SIR-C L and C data. **Remote Sensing of Environment**, v. 59, n. 2, p. 180–190, fev. 1997. Disponível em:
<<http://linkinghub.elsevier.com/retrieve/pii/S0034425796001496>>.

YANG, Y.; PEDERSEN, J. O. A comparative study on feature selection in text categorization. (Morgan Kaufmann Publishers Inc., Ed.) In: INTERNATIONAL CONFERENCE ON MACHINE LEARNING (ICML , 1997), 14, San Francisco, CA, USA. **Proceedings... ICML , 1997**.

ZANNE, A. E.; LOPEZ-GONZALEZ, G.; COOMES, D. A. A.; ILIC, J.; JANSEN, S.; LEWIS, S. L. S. L.; MILLER, R. B. B.; SWENSON, N. G. G.; WIEMANN, M. C. C.; CHAVE, J. Global wood density database. **Dryad**, v. 235, n. February, p. 33, 2009. Disponível em:
<<http://hdl.handle.net/10255/dryad.235.%5Cnhttp://hdl.handle.net/10255/dryad.235>>.

ZARIN, D. J.; DAVIDSON, E. a; BRONDIZIO, E.; VIEIRA, I. C. G.; SÁ, T.; SCHUUR, E. a G.; MESQUITA, R.; MORAN, E.; DELAMONICA, P.; MARK, J.; HURTT, G. C.; SALIMON, C.; DENICH, M. Legacy of fire slows carbon accumulation in. **Ecology**, v. 3, n. 7, p. 365–369, 2005. Disponível em:
<[http://onlinelibrary.wiley.com/doi/10.1890/1540-9295\(2005\)003\[0365:LOFSCA\]2.0.CO;2/abstract](http://onlinelibrary.wiley.com/doi/10.1890/1540-9295(2005)003[0365:LOFSCA]2.0.CO;2/abstract)>.

ZHANG, L.; ZOU, B.; CAI, H.; ZHANG, Y. Multiple-component scattering model for polarimetric SAR image decomposition. **IEEE Geoscience and Remote Sensing Letters**, v. 5, n. 4, p. 603–607, out. 2008. Disponível em:
<http://ieeexplore.ieee.org/xpls/abs_all.jsp?arnumber=4656473>.

ZIMMERMANN, B.; ELSENBEER, H.; DE MORAES, J. M. The influence of land-use changes on soil hydraulic properties: implications for runoff generation. **Forest**

Ecology and Management, v. 222, n. 1–3, p. 29–38, fev. 2006. Disponível em:
<<http://linkinghub.elsevier.com/retrieve/pii/S0378112705005980>>.

APÊNDICE A.1

Nesta seção, serão introduzidos alguns conceitos necessários à compreensão do funcionamento do sistema de Radar e da interação das ondas eletromagnéticas (EM) com os alvos vegetais, a saber, polarimetria e a teoria das decomposições polarimétricas.

A.1.1. Ondas eletromagnéticas

A função de uma onda eletromagnética no tempo t tem a forma senoidal descrita por Eq.(A.1):

$$\psi(z, t) = A \text{sen}(kz - \omega t) \quad (\text{A.1})$$

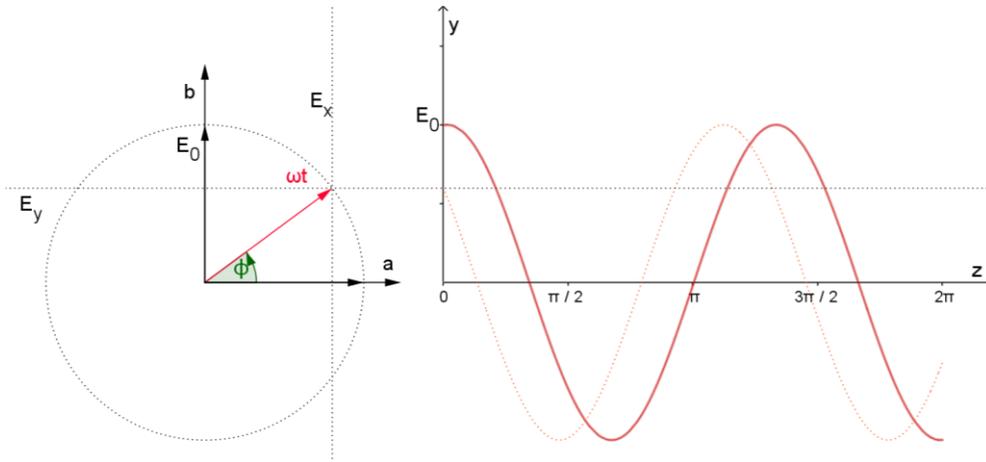
Em que A , ω e k são a amplitude, frequência angular (em radianos) e o número de onda, respectivamente, propagando-se perpendicularmente ao eixo x ou y .

A forma da onda eletromagnética senoidal no plano cartesiano y e z pode ser representada por um vetor de comprimento igual ao campo elétrico¹ E_0 no plano de coordenadas polares na forma complexa, conforme a Figura A.1.

O ciclo anti-horário de propagação da onda completa-se com o período da onda $T = 2\pi$. Se fixarmos a posição $z = 0$, então a fase representa o ângulo entre o vetor e o eixo horizontal: $\phi = \omega t$. Ao fixar também o tempo $t = 0$, então necessitamos de um parâmetro extra para descrever completamente a onda EM, a fase inicial ϕ_0 , pois o ciclo da onda poderia iniciar em qualquer ângulo entre 0 e 2π .

¹ O vetor campo elétrico é frequentemente utilizado para representar a propriedade física de uma onda EM, mas tem o mesmo significado da Amplitude A .

Figura A.1 - Representação de uma sinusoidal no plano polar como um vetor que possui rotação no sentido anti-horário.



A amplitude A é a projeção do vetor no eixo vertical y e ϕ a fase é o ângulo entre o vetor e o eixo horizontal.

Fonte: Produzido pelo autor.

Assim, a função completa de onda na forma complexa tem a representação dada pela Equação A.2:

$$\psi(z, t) = A \sin(kz - \omega t + \phi_0) = Ae^{i(kz - \omega t + \phi_0)} = Ae^{i\phi} = A(\cos \theta + i \sin \theta) \quad (\text{A.2})$$

Esta nova representação contém toda a informação necessária para descrever a trajetória de uma onda: a amplitude (A), o número de onda (k) e a fase inicial (ϕ_0). Cada pulso de onda é representado por um único vetor que tem Amplitude (potência) e fase (descreve o estágio em que se encontra cada onda), e será útil para explicar os fenômenos de coerência e interferência de múltiplas ondas (WOODHOUSE, 2006).

A.1.1.1. Polarização

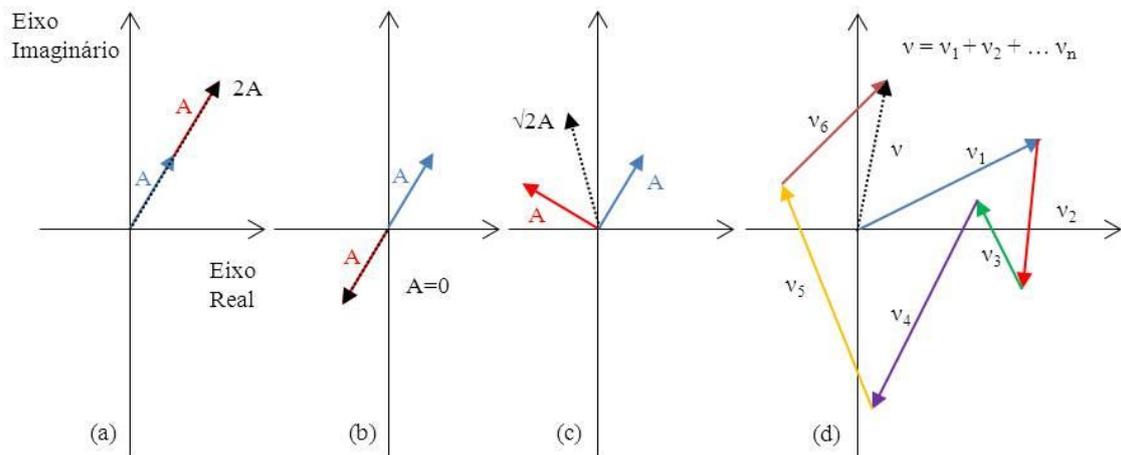
Diferentemente das ondas longitudinais, que se propagam na mesma direção do movimento oscilatório, a onda EM é transversal, isto é, a propagação é perpendicular ao movimento oscilatório. Esta propriedade é conhecida por polarização. Assim, se a onda EM se propaga no eixo y , ela é dita verticalmente polarizada, e se propaga no eixo x , ela é dita horizontalmente polarizada. Pela função de onda (A.1) e pela Figura A.1, pode-se observar que a amplitude de uma onda linearmente polarizada é representada por um

dos eixos dos planos coordenados ou polares: $A_x e^{i\phi}$ ou $A_y e^{i\phi}$. A propagação de onda, entretanto, pode ocorrer em ambos os eixos ortogonais. Logo, se uma onda é horizontalmente polarizada $A_y e^{i\phi} = 0$, há apenas a amplitude no eixo x , e se for verticalmente polarizada, há apenas a componente no eixo y .

A.1.1.2. Interferência

A superposição de duas ondas EM com igual frequência e amplitude A é conhecido por interferência. A magnitude dessa interferência será algo em torno de 0 e $2A$, e terá direção determinada pela diferença de fase entre as ondas (WOODHOUSE, 2006). Se as ondas estiverem em fase (diferença de fase $\delta\phi = 0$), ocorre interferência construtiva, e a amplitude da onda resultante é máxima $2A$ (Figura A.2 A). Por outro lado, se estiverem completamente fora de fase ($\delta\phi = \pi$), a interferência é destrutiva e a amplitude da onda resultante é nula (Figura A.2 B). Quando mais de uma onda são combinadas, a forma mais conveniente de representar o processo de interferência é na forma de produto vetorial (Figura A.2 C-D).

Figura A.2 - Representação vetorial no plano polar complexo do processo de interferência de duas ondas com a mesma amplitude A em (A), (B) e (C), e de múltiplas ondas (D).



O ciclo anti-horário de propagação da onda completa-se com o período da onda $T = 2\pi$. Se fixarmos a posição $z = 0$, então a fase nos representa o ângulo entre o vetor e o eixo horizontal: $\phi = \omega t$. Ao fixar também o tempo $t = 0$, então necessitamos de um parâmetro extra para descrever completamente a onda EM, a fase inicial ϕ_0 , pois o ciclo da onda poderia iniciar em qualquer ângulo entre 0 e 2π .

Fonte: Produzido pelo autor.

A.1.1.3. Coerência

O processo de interferência só ocorre por que a transmissão dos pulsos EM do sistema SAR têm natureza coerente, isto é, a diferença de fase entre os pulsos é constante ao longo do tempo. Isto implica que as suas frequências são idênticas, mesmo que suas amplitudes e fases iniciais possam ser diferentes (WOODHOUSE, 2006). Esta condição permite que as ondas sejam tratadas como vetores estacionários (Figura A.2), apesar de realizarem movimentos circulares com o tempo (Figura A.1). Se o tempo não fosse fixado, os efeitos resultantes da interferência de onda seriam imprevisíveis e pouca informação poderia ser extraída do processo. Assim, considera-se que a coerência é uma medida de similaridade entre duas ondas, permitindo que se possa prever o comportamento de uma onda, a partir de outra. Esta propriedade é utilizada na interferometria e na polarimetria, conforme será visto a seguir.

Antes, imagine que duas ondas coerentes $A_1 e^{i\phi}$; $A_2 e^{i\phi}$ estão sofrendo interferência, a coerência complexa entre estas ondas será dada por (Equação A.3):

$$\gamma_{12} = \frac{\langle A_1 e^{i\phi} A_2^* e^{i\phi} \rangle}{\sqrt{\langle |A_1 e^{i\phi}|^2 \rangle \langle |A_2 e^{i\phi}|^2 \rangle}} \quad (\text{A.3})$$

Em que $\langle \dots \rangle$ representa a média do conjunto de observações, que podem ser várias observações no tempo ou próximas no espaço (WOODHOUSE, 2006). O módulo da coerência complexa entre duas ondas varia de 0 (incoerente) a 1 (completamente coerente), quando ambas as ondas são iguais.

A.1.1.4. *Speckle*

O *speckle* é o processo de interferência construtiva e destrutiva dos pulsos coerentes gerados pelos múltiplos espalhadores contidos em uma única célula de resolução (WOODHOUSE, 2006; LEE; POTTIER, 2009). A Figura A.2 D ilustra este processo de interferência resultante, considerando que cada vetor seja um espalhador e não mais uma onda. O padrão de interferência gerado pelos pulsos é aleatório e imprevisível – as posições dos espalhadores não são conhecidas e uma pequena mudança aleatória em um destes vetores pode resultar em uma grande mudança no vetor resultante. Assim, pixels

vizinhos apresentam distintos valores de intensidade e aparecem na imagem como um padrão de respingos de sal e pimenta. Este efeito aleatório impossibilita que qualquer inferência física ou estatística seja feita em um pixel particular (LEE; POTTIER, 2009). Contudo, se diversas medidas forem tomadas em um curto intervalo de tempo ou espaço, a natureza aleatória do *speckle* pode ser modelada para ser substancialmente reduzida pelo processo de suavização ou pelo aumento da razão sinal-ruído. A suavização do *speckle* envolve dois processos espaço-temporais: o processo de *multilook* (modelagem temporal) e a filtragem (modelagem espacial). Estes processos serão analisados nas próximas seções, considerando o sistema SAR polarimétrico.

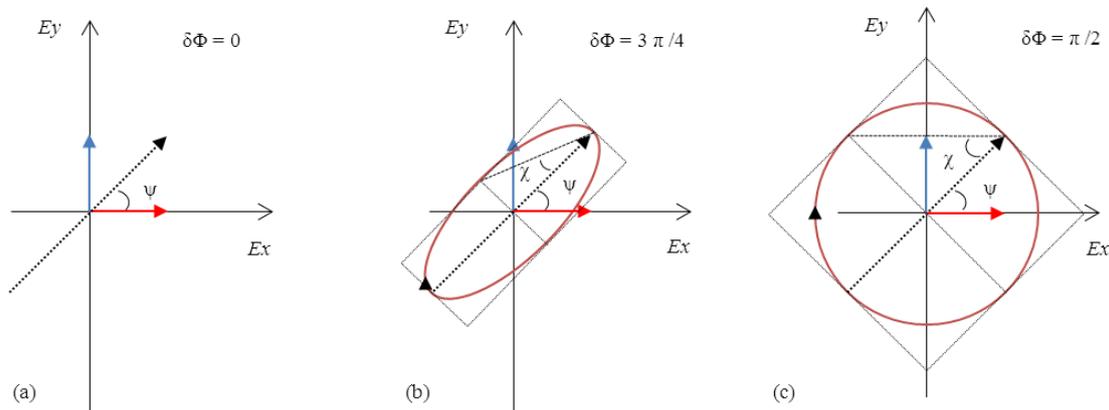
A.1.2. Polarimetria

Na polarimetria, a interação de ondas EM com distintas polarizações é estudada. A interferência de duas polarizações ortogonais resulta em uma onda com diferente polarização, ao contrário do observado na seção A.1.3., cujo resultado é uma onda com distinta amplitude e fase. Por exemplo, se fixarmos a frequência e a posição de duas ondas polarizadas, a onda resultante segue o formato de figuras geométricas simples, como linhas, círculos ou elipses. Qualquer onda pode ser transformada nessas três bases de polarização (linear, circular e elíptica) em relação ao plano transversal à direção de propagação (BOERNER, 1992).

Antes, considerando o caso particular em que duas ondas ortogonais v (vertical) e h (horizontal) com mesma amplitude e fase são combinadas, o vetor resultante será uma onda linearmente polarizada (linha) com ângulo de orientação igual à metade dos eixos $\psi = \pi/4$ (45°) e amplitude $A = \sqrt{2}A$ (Figura A.3 A). Se a amplitude de uma das ondas for diferente, o ângulo de orientação irá variar de 0 a $\pi/2$ para ondas horizontalmente e verticalmente polarizadas. Por isso, o ângulo de orientação (ψ) é uma propriedade polarimétrica que é definida como o ângulo entre a magnitude de duas ondas linearmente polarizadas Eq.(A.4):

$$\psi = \tan^{-1} \left(\frac{|A_y|}{|A_x|} \right) \quad (\text{A.4})$$

Figura A.3 - Estado de polarização resultante entre duas ondas linearmente polarizadas h (E_x) e v (E_y) com a mudança de fase $\delta\phi$ e mesma amplitude.



A) Quando a diferença de fase $\delta\phi=0$, o resultado é uma onda linearmente polarizada, com amplitude $\sqrt{2}$. B) Diferenças de fase entre $\pi/2$ e $3\pi/2$ resultam em ondas circulares com rotação no sentido horário e anti-horário, respectivamente. C) Diferenças de fase entre estes valores resultam em ondas com polarizações elípticas.

Fonte: Produzido pelo autor.

Nem sempre estas duas ondas encontram-se em fase, logo, uma pequena diferença de fase entre as ondas em um dos eixos coordenados x ou y resulta em uma onda que não pode ser representada por uma linha (vetor), mas sim por uma elipse ou um círculo, enquanto ψ permanece constante. Assim, se a diferença de fase for $\delta\Phi = \pi/2$ ou $\delta\Phi = 3\pi/2$, A_x alcança o valor máximo quando A_y está passando pela origem e vice-versa e a polarização é dita circular (Fig. A.3 C); se estiver entre 0 e 2π , ela é dita elíptica (Figura A.3B). O grau de elipticidade entre duas ondas polarizadas é dado por (Eq.(A.5)):

$$\chi = \tan^{-1}\left(\frac{b}{a}\right) \quad (\text{A.5})$$

Em que b é o semieixo menor e a o semieixo maior da elipse. Nota-se que a amplitude da interação das ondas representa apenas a intensidade máxima registrada pelo sensor (retroespalhamento), mas não diz nada sobre o estado de polarização da onda. Logo, as variações em intensidade são independentes das informações polarimétricas presentes e os dois ângulos que descrevem o estado de polarização da onda estão diretamente relacionados às propriedades polarimétricas ou físicas dos alvos naturais (WOODHOUSE, 2006). Este conceito é utilizado na decomposição polarimétrica para

extrair informações biofísicas e geométricas sobre os alvos, conforme será visto a seguir.

A.1.2.1. Estado de polarização

A representação do campo elétrico no plano pode ser dada pelo vetor de Jones, que descreve o estado de polarização de uma onda EM coerente com o mínimo de informação possível (WOODHOUSE, 2006) Eq.(A.6):

$$J = \begin{bmatrix} A_x e^{i\phi} \\ A_y e^{i\phi} \end{bmatrix} \quad (\text{A.6})$$

O pulso de onda incidente ao interagir com o alvo na superfície, entretanto, sofre despolarização e a onda resultante pode ser uma onda com baixa coerência e parcialmente linearizada. Neste caso, o vetor de Jones, por si, não apresenta informação sobre o processo de despolarização de ondas, pois apenas descreve o estado de polarização de alvos puros ou perfeitamente coerentes (LEE; POTTIER, 2009).

A descrição completa do estado de polarização da onda resultante, contudo, pode ser obtido pelo produto do vetor de Jones com seu transposto conjugado – produto ortogonal de ondas linearmente polarizadas (LEE; POTTIER, 2009). Decompondo-se o produto dos vetores de Jones pelo grupo de matrizes na base de Pauli, obtém-se o vetor de Stokes, que permite a caracterização do estado de polarização entre duas ondas parcialmente polarizadas (WOODHOUSE, 2006; LEE; POTTIER, 2009) Eq.(A.7):

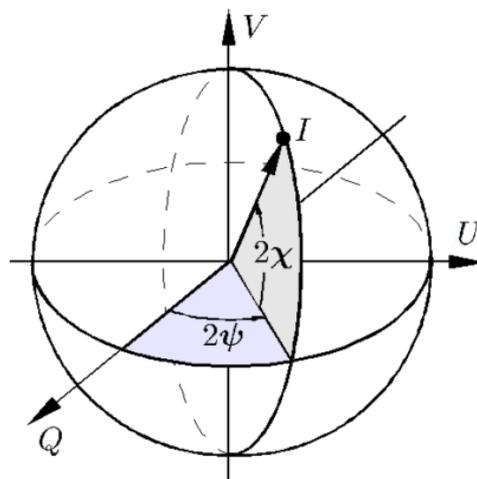
$$g = \begin{bmatrix} I_0 \\ Q \\ U \\ V \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} |A_y e^{i\phi}|^2 + |A_x e^{i\phi}|^2 \\ |A_y e^{i\phi}|^2 - |A_x e^{i\phi}|^2 \\ 2\text{Re}(A_y e^{i\phi} \cdot A_x^* e^{i\phi}) \\ -2\text{Im}(A_y e^{i\phi} \cdot A_x^* e^{i\phi}) \end{bmatrix} = I_0 \begin{bmatrix} 1 \\ \cos 2\psi \cos 2\chi \\ \sin 2\psi \cos 2\chi \\ \sin 2\chi \end{bmatrix} \quad (\text{A.7})$$

O vetor de Stokes é composto de quatro elementos observáveis em termos de potência (intensidade) e não mais em amplitude e fase: I_0 , Q , U , V (WOODHOUSE, 2006). O primeiro elemento I_0 representa a potência total da onda. Os três elementos restantes descrevem o estado de polarização da onda à semelhança da seção A.1.2. Q é potência

total de onda em uma das polarizações ortogonais v ou h . Logo, Q reflete a tendência da onda ser mais verticalmente ($Q > 0$) ou horizontalmente polarizada ($Q < 0$). U é a potência total da onda linearmente polarizada com ângulos de orientação de $\psi = +\pi/4$, para $U > 0$ ou $\psi = -\pi/4$ para $U < 0$; e V é a potencia total de uma onda circularmente polarizada com orientação no sentido horário ($V < 0$) ou anti-horário ($V > 0$) – *Left-hand* e *Right-hand*, respectivamente.

Uma forma conveniente de representar o estado de polarização do vetor de Stokes é por meio da esfera de Poincaré (WOODHOUSE, 2006; NEUMANN, 2009). Nela, os ângulos de orientação e elipticidade apresentam semelhança com os ângulos de latitude e longitude no globo terrestre (Figura A.4; Eq.(A.7)).

Figura A.4 - Representação geométrica do estado de polarização de uma onda com a representação dos quatro elementos do vetor de Stokes e os respectivos ângulos de orientação (ψ) e elipticidade (χ).



Fonte: Neumann (2009)

No equador da esfera de Poincaré, encontram-se as ondas linearmente polarizadas com ângulos de orientação $\psi = \pm 90^\circ$ e nas latitudes têm-se as ondas polarizadas com grau de

elipticidade de $\chi = \pm 45^\circ$ ². As ondas circularmente polarizadas são observadas nos polos do globo, com orientação no sentido horário (Sul) e anti-horário (Norte). Por fim, o raio da esfera é representado pela intensidade (I_0) entre as ondas polarizadas.

O vetor de Stokes, portanto, caracteriza o estado de polarização de ondas EM viajando em uma mesma direção pela adição de dois ou mais vetores de Stokes e o grau de polarização desta onda pode ser dado pela Equação (A.8):

$$g = mg_p + (1 - m)g_u \quad (\text{A.8})$$

Em que m é o grau de despolarização $m = \sqrt{Q^2 + U^2 + V^2}/I_0$ e g_p e g_u é o vetor de Stokes para a onda totalmente polarizada e totalmente despolarizada, respectivamente. Logo, se a onda é completamente polarizada, $I_0 = Q^2 + U^2 + V^2$, $g = mg_p$ e é representada por apenas um ponto na esfera de Poincaré, localizado na superfície da esfera (Figura A.4). No caso de uma onda completamente despolarizada, o comprimento do vetor de Stokes é igual a zero, com localização no centro da esfera de Poincaré. O vetor resultante g representa o estado de polarização da onda, que é decorrente apenas do alvo de interesse, como a floresta, sem interferências externas como o ruído da antena ou de *background* (WOODHOUSE, 2006).

Nota-se que o vetor g é diretamente dependente da polarização da onda incidente e resultado das propriedades de espalhamento do alvo, que causam despolarização. De modo que para descrever a resposta polarimétrica de um alvo, é necessária uma transformação do vetor de Stokes pela sua multiplicação na matriz de *Kennaugh* (K) em um sistema de referência, por convenção a referência da antena *BSA* (*Back-Scatter Alignment*), conforme a Equação A.9:

$$g_r = \frac{1}{4\pi R^2} K g_i \quad (\text{A.9})$$

² Os ângulos de orientação e elipticidade variam de $\pm 90^\circ$ e $\pm 45^\circ$ ao contrário de 90° e 180° para latitude e longitude, por isso, a representação na esfera de Poincaré é de 2ψ a 2χ .

Em que g_r é a onda recebida, g_i a onda incidente e $1/4\pi R^2$ é a perda de potência recebida em função do quadrado da distância do alvo à antena (ida e volta). A matriz de *Kennaugh* (K) com 16 elementos pode ser decomposta na matriz de espalhamento com apenas quatro elementos reais usando o método de Huynen (HUYNEN, 1970).

A.1.2.2. Matriz de espalhamento

Uma vez que o SAR *full*-polarimétrico é capaz de registrar os pulsos transmitidos e recebidos em uma base ortogonal, a matriz de espalhamento $[S]$ descreve a informação dos componentes de espalhamento (alvos) para determinado campo iluminado em cada célula de resolução (LÓPEZ-MARTÍNEZ; FÁBREGAS, 2003; WOODHOUSE, 2006). A matriz $[S]$ para o caso de ondas polarizadas em uma base linear e de Pauli, será dada, respectivamente, por Eq.(A.10):

$$[S] = \begin{bmatrix} S_{hh} & S_{hv} \\ S_{vh} & S_{vv} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} I_0 + Q & U + iV \\ U - iV & I_0 - Q \end{bmatrix} \quad (\text{A.10})$$

Onde h e v representam as polarizações horizontais e verticais, respectivamente. S_{pq} é o coeficiente complexo de espalhamento que descreve a amplitude e a fase na polarização transmitida q e recebida p (WOODHOUSE, 2006). Os termos da diagonal principal da matriz de espalhamento são ditos co-polarizados (p e q são iguais) e os termos fora da diagonal são polarizações cruzadas ($p \neq q$). Nota-se que, se as ondas transmitidas e recebidas forem coerentes, i.e., contém a mesma diferença de fase, a matriz $[S]$ será a própria matriz identidade. Assim, diz-se Radar *full*-polarimétrico ou *quad-pol* quando o sistema sensor registra a informação de amplitude e fase nas quatro polarizações: hh , hv , vh e vv . Caso contrário, considera-se apenas um sistema SAR parcialmente polarimétrico (WOODHOUSE, 2006).

A.1.2.3. Vetor alvo

A matriz de espalhamento $[S]$ pode ser decomposta em uma matriz de base ortogonal, produzindo o vetor alvo k , que é a forma mais conveniente de se trabalhar (Eq.(A.11)):

$$k = [S_{hh} \ S_{hv} \ S_{vh} \ S_{vv}]^T \quad (\text{A.11})$$

Onde T indica o vetor transposto. Contudo, pelo teorema de reciprocidade do alinhamento de retroespalhamento *BSA* – antena monostática³, considera-se que, para muitas aplicações práticas observadas nos alvos terrestres, os termos das polarizações cruzadas contém sinal mais fraco de retorno do que os termos co-polarizados e, por isso, assume-se que $S_{vh} = S_{hv}$, ou melhor, $S_{vh} = 1/2 (S_{vh} + S_{hv})$. Realizando-se a média dos termos, o efeito de ruído associado ao instrumento e ao sinal de fundo é parcialmente reduzido (WOODHOUSE, 2006). O novo vetor k é então definido por Eq.(A.12):

$$k = [S_{hh} \sqrt{2S_{hv}} \ S_{vv}]^T \quad (\text{A.12})$$

Em que $\sqrt{2}$ é introduzido no termo para manter a norma do vetor $|k|^2$. Esta base linear lexicográfica, entretanto, não é a única para analisar os dados polarimétricos. Estes podem ser transformados para a base de Pauli, cujos dois primeiros termos do vetor k_p são compostos pela soma e diferença das co-polarizações, respectivamente; e o terceiro termo é composto por duas vezes as componentes da polarização cruzada. O vetor k_p é dado, portanto, pela Eq. (A.13):

$$k_p = 1/\sqrt{2} [S_{hh} + S_{vv} \ S_{hh} - S_{vv} \ 2S_{vh}]^T \quad (\text{A.13})$$

Em que o fator $1/\sqrt{2}$ é adicionado para normalizar o resultado. Este método é frequentemente utilizado para enfatizar a diferença de fase entre as polarizações paralelas *hh* e *vv* (WOODHOUSE, 2006).

³ Diz-se monostático o sistema de Radar que transmite e recebe os pulsos de ondas EM numa mesma antena. Para o caso de duas antenas, têm-se o caso biestático e a pressuposição de que $S_{hv}=S_{vh}$ não é mais válida.

A.1.2.4. Matriz de covariância e coerência

Assim como o vetor de Jones, a matriz [S] caracteriza completamente os processos de espalhamento dos alvos determinísticos (coerentes), mas não é apropriada para descrever os processos de espalhamento de alvos não determinísticos (LEE; POTTIER, 2009). Para este tipo de alvo a matriz [S] é aleatória, como consequência das mudanças espaço-temporais entre os *pixels* adjacentes. Logo, a melhor forma de descrever a natureza dos alvos não determinísticos se dá pela matriz de segunda ordem, como a matriz de covariância [C] ou de coerência [T].

As matrizes [C] e [T] são geradas a partir da multiplicação do vetor k na base linear ou pelo vetor k_p na base de Pauli, respectivamente, pelo seu complexo conjugado e podem ser facilmente transformadas entre si (LÜNENBURG, 1996). A matriz de covariância $C = k.k^{*T}$ é definida pela (Eq. (A.14)):

$$[C] = \begin{bmatrix} \langle |S_{hh}|^2 \rangle & \langle S_{hh}S_{hv}^* \rangle & \langle S_{hh}S_{vv}^* \rangle \\ \langle S_{hv}S_{hh}^* \rangle & \langle |S_{hv}|^2 \rangle & \langle S_{hv}S_{vv}^* \rangle \\ \langle S_{vh}S_{hh}^* \rangle & \langle S_{vh}S_{vv}^* \rangle & \langle |S_{vv}|^2 \rangle \end{bmatrix} \quad (\text{A.14})$$

Em que $\langle \dots \rangle$ representa a média do conjunto das possíveis realizações de uma mesma medida – repetidas vezes sob as mesmas condições. Similarmente à medida de coerência, na qual podemos quantificar a similaridade entre duas ondas medidas sobre um intervalo finito de tempo ou espaço, os elementos de [C] representam a relação estatística (similaridade) entre os canais polarimétricos (WOODHOUSE, 2006).

Muitos alvos naturais são considerados não determinísticos, por isso, são determinados pela matriz [C] e não pela matriz [S]. Enquanto [S] tem quatro parâmetros independentes, [C] possui nove. A diferença vem do fato de que a matriz de covariância contém também a informação sobre a estrutura de correlação entre os canais polarizados e não apenas a informação espalhamento em cada canal (LÓPEZ-MARTÍNEZ; FÁBREGAS, 2003).

A.1.3. Estatística dos dados polarimétricos

Baseando-se na natureza coerente SAR, o vetor alvo k pode ser modelado pela função densidade de probabilidade (*fdp*) Gaussiana multivariada complexa centrada em zero $\mathbb{N}(0, [C])$ (Eq. (A.15)):

$$p_k(k) = \frac{1}{\pi^3 |[C]|} \exp(-k^{*T} [C]^{-1} k) \quad (\text{A.15})$$

Onde k^{*T} representa o vetor transposto complexo conjugado, e $|[C]|$, o determinante da matriz covariância $[C]$.

Assumindo a ergodicidade⁴ e homogeneidade estatística, a matriz $[C]$ pode ser estimada pela média espacial de n representações contidas nos pixels adjacentes pelo processo de *multilooking*: $[C] = \frac{1}{n} \sum_{l=1}^n [C]_l$ em que $[C]_l$ é a matriz covariância de um pixel particular. Nota-se, portanto, que quanto maior for o n , maior será a redução de *speckle*, à custa, porém, da perda de resolução espacial.

Todos os elementos da matriz $[C]$ são obtidos do produto de dois elementos da matriz $[S]$, ou seja, pelo produto complexo Hermitiano $S_{pq} S_{rs}^*$, em que p, q, r e s pertencem aos pares ortogonais de ondas linearmente polarizadas transmitidas (p e q) e recebidas (r e s). Assim, $S_{pq} S_{rs}^*$ tem natureza aleatória devido à presença de *speckle*. O comportamento estatístico deste produto é determinado pelo coeficiente de correlação complexo (Eq.(A.16)):

$$\rho = \frac{\langle S_{pq} S_{rs}^* \rangle}{\sqrt{\langle |S_{pq}|^2 \rangle \langle |S_{rs}|^2 \rangle}} = |\rho| e^{(i\delta\phi)} \quad (\text{A.16})$$

Onde $|\rho|$ é a coerência, $\delta\phi$ é a diferença de fase entre os canais polarizados e $\langle \dots \rangle$ a média do conjunto. Nos termos da diagonal principal, em que $S_{pq} S_{pq}^*$ pertencem ao

⁴ Processo pelo qual, sobre um intervalo de tempo, todas as possíveis realizações do fenômeno são igualmente prováveis.

mesmo par ortogonal, a amplitude é unitária e a fase é zero – a diferença de fase ϕ_x é nula. Como resultado, o *speckle* tem natureza multiplicativa na diagonal principal.

Esta nova matriz $[C]$, após o processamento *multilook*, não é mais representada pela *fdp* Gaussiana, mas sim pela *fdp* de Wishart com $q = 3$ parâmetros independentes (reciprocidade do caso monostático) e n looks $[A] = n[C]$ (LEE et al., 1994) (Eq.(A.17)):

$$p_A^n([A]) = \frac{n^{3n} |[A]|^{n-3} \exp\{-n \text{Tr}([C]^{-1}[A])\}}{K(n,3) |[C]|^n} \quad (\text{A.17})$$

Em que $\text{Tr}([C]^{-1}A)$ é o traço da matriz $[A]$ e $K(n,3) = \pi^{\frac{3}{2}} \Gamma(n), \dots, \Gamma(n-3+1)$; $\Gamma(\cdot)$ é a função Gamma. Estas distribuições estatísticas formam a base dos modelos conceituais dos filtros polarimétricos apresentados abaixo.

A.1.3.1. *Speckle* polarimétrico

O *Speckle* é um fenômeno que ocorre tanto em imagens SAR de uma única polarização quanto em imagens oriundas de sistemas SAR *full*-polarimétricos, compostos por múltiplos canais. Diferentemente dos filtros utilizados em apenas uma polarização, os filtros polarimétricos são momentos de segunda ordem, uma vez que são aplicados nas matrizes $[C]$ ou $[T]$ e não na imagem intensidade. No entanto, o simples processo de *multilooking* ou de cálculo de média do conjunto para reduzir o *speckle* pode incorrer na perda da diferença de fase e das correlações estatísticas entre os canais polarizados, afetando as características de espalhamento inerentes do alvo, que são derivadas destas matrizes (LEE; POTTIER, 2009).

Por isso, Lee e Pottier (2009) destacam que um filtro polarimétrico deve conter três princípios básicos: i) preservar as características espaciais (detalhes espaciais, texturais); ii) evitar o *crosstalk* entre os canais polarizados, i.e., os elementos da matriz de covariância devem ser filtrados independentemente e pela mesma quantidade (LEE et al. 2012) e; iii) preservar as propriedades polarimétricas (somente os vizinhos com mecanismos de espalhamento semelhantes devem ser filtrados). Uma análise dos

modelos conceituais dos principais filtros polarimétricos será abordada abaixo, com relação aos três princípios básicos definidos por Lee e Pottier (2009).

O filtro BoxCar realiza uma média indiscriminada dos pixels dentro da janela móvel à semelhança do processo *multilook*, reduzindo satisfatoriamente o *speckle* em áreas homogêneas, porém, suaviza bordas e espalhadores fortes (alvos pontuais) (FOUCHER; LOPEZ-MARTÍNEZ, 2014). *Refined Lee*, por outro lado, é um filtro adaptativo, pois considera na sua análise uma janela, normalmente de maior dimensão, para reconhecer o alinhamento das bordas em oito direções cardeais (LEE; POTTIER, 2009). Os *pixels* dentro da janela móvel são filtrados conforme o peso b obtido pelo método da média dos mínimos quadrados locais (*MMSE*), $b = \text{Var}(x) / \text{Var}(y)$, onde $\text{Var}(x)$ é a variância computada na janela e $\text{Var}(y)$ é a variância da área sem *speckle*. A janela de alinhamento de bordas e os pesos b da janela móvel são determinados pela imagem *span* – potência total da matriz $[C] = HH + 2HV + VV$. Se a variância local $\text{Var}(x) = 1$ então os pixels não são filtrados, preservando-se as bordas. Se $\text{Var}(x) = 0$, então o peso máximo de filtro é aplicado (LEE; POTTIER, 2009). Nota-se, portanto, que o *speckle* próximo a bordas não é adequadamente filtrado.

Baseado neste pressuposto básico de reduzir o *speckle* pela seleção de pixels contidos em áreas homogêneas, Vasile et al. (2006) implementaram um filtro que se utiliza das técnicas de crescimento por regiões para agrupar *pixels* com propriedades estatísticas similares. O IDAN (*Intensity driven adaptive neighborhood*) determina a vizinhança adaptativa em cada *pixel* pelo critério de crescimento de regiões de dois desvios-padrão da média (LEE, 1983), e então realiza a filtragem da janela móvel pelo método *MMSE*. A vantagem deste algoritmo é que os *pixels* selecionados não precisam necessariamente estar dentro da janela fixa, como o *Refined Lee* e o *BoxCar* e, por isso, o *speckle* é substancialmente reduzido em grandes áreas. Entretanto, há um aumento da carga computacional devido à construção de uma vizinhança adaptativa para cada *pixel*. Além disso, assim como ocorre com o filtro *Sigma Lee* (1983), há viés na estimativa do *speckle*, uma vez que a distribuição de *speckle* não é simétrica e um limiar simétrico é utilizado como critério de seleção de pixels de crescimento por regiões.

Visando reduzir o viés da estimativa do *speckle*, Lee et al. (2009) desenvolveram o filtro *Sigma Lee* melhorado. O método consiste em redefinir o intervalo dos dois desvios-padrão (LEE, 1983), baseando-se na função densidade de probabilidade do *speckle*, que pode ser diferente da *fdp* Gaussiana (LEE et al., 2009). Primeiramente, o percentil de 98% é computado em toda a imagem *SLC*. Se a média do *pixel* central em uma janela de 3x3 for superior ao percentil, ele não é filtrado (preservação dos alvos pontuais). Se o *pixel* central for menor que $Z_{98\%}$, então ele é utilizado para determinar a nova *fdp* e redefinir o novo intervalo de desvio (*sigma*). Em seguida, uma janela móvel é aplicada pelo método *MMSE* para redução do *speckle*. Dessa forma, a preservação dos espalhadores pontuais é garantida pela incorporação do método *MMSE*, e os *pixels* com pouco sinal de retorno (pontos escuros) e baixo desvio-padrão são adequadamente filtrados.

À exceção do *BoxCar*, estes filtros seguem os princípios i) e ii) de Lee e Pottier (2009), pois preservam os detalhes espaciais, i.e., são filtros adaptativos; e evitam o *crosstalk*, porque os pesos são aplicados independentemente em cada canal. Contudo, a preservação de propriedades polarimétricas não é garantida devido aos seus modelos conceituais não serem concebidos em função das propriedades polarimétricas diretamente. Assim, Lee et al. (2006) propuseram um modelo que seleciona os *pixels* vizinhos que contenham os mesmos mecanismos de espalhamento. No filtro *SMB* (*Scattering Model-Based*), os mecanismos de espalhamento dominantes (alvos pontuais) são preservados em cada *pixel*, os *pixels* que apresentam distintos mecanismos de espalhamento não são filtrados e apenas os alvos naturais (não determinísticos) são filtrados. Qualquer uma das decomposições polarimétricas pode ser utilizada, mas, convencionalmente, as componentes de espalhamento do modelo de decomposição de Freeman e Durden (1998) são utilizadas. O *speckle* então é filtrado dentro da janela móvel pelo método *MMSE* da imagem *span*, porém, tomando-se como base o mapa classificado com os principais componentes de espalhamento: superficial, volumétrico e *double-bounce*. Apenas os *pixels* dentro de cada categoria são filtrados, preservando as características de espalhamento. Nota-se que as assinaturas dos espalhadores fortes (alvos pontuais e superfícies especulares) são preservadas e, apesar de não ser do tipo de alinhamento de bordas, também preserva as bordas, porque estas áreas se caracterizam

por apresentar distintos mecanismos de espalhamento com relação aos seus vizinhos. O problema, entretanto, reside na mistura de distintos mecanismos de espalhamento dentro de uma mesma área homogênea, o que reduz a eficácia do método e resulta em uma imagem “texturizada”.

Todos os modelos conceituais dos filtros supracitados envolvem a filtragem do *speckle* na imagem *span* – nos elementos da diagonal principal das matrizes [C] ou [T], mas se cada um dos elementos da diagonal for filtrado independentemente (ii), então o coeficiente de correlação complexo entre as polarizações cruzadas pode não ser mais preservado (FOUCHER; LÓPEZ-MARTÍNEZ, 2014). Enquanto o *speckle* tem natureza multiplicativa nos termos da diagonal principal de [T] e [C] para alvos pontuais, ele apresenta natureza complexa aditiva e multiplicativa nos elementos fora da diagonal principal em alvos naturais com baixa coerência (LOPEZ-MARTÍNEZ; FÁBREGAS, 2008).

Assim, Lopez-Martínez e Fábregas (2008) propuseram um filtro baseando-se no modelo aditivo e multiplicativo da distribuição de *speckle*, como função do coeficiente de correlação complexo ρ de [C] (Eq.(A.16)), chamado de MB (*Model-Based*). Neste filtro, os elementos da diagonal principal da matriz de covariância são filtrados à semelhança do processo *multilook* (natureza multiplicativa). Os elementos fora da diagonal, contudo, são filtrados diferentemente de acordo com o valor ρ , que representa a natureza aditiva e multiplicativa do *speckle*. A janela móvel é utilizada para a estimativa da matriz covariância e do ρ . A vantagem do método consiste na preservação das características polarimétricas dos alvos (iii), bem como a modelagem do ruído *speckle*.

A.1.4. Decomposições polarimétricas

A decomposição polarimétrica consiste na decomposição da informação do sinal de retorno em duas ou mais propriedades físicas (p.ex., mecanismos de espalhamento) que, por sua vez, é resultado das características estruturais e dielétricas dos alvos iluminados em cada célula de resolução (MOREIRA et al., 2013). Logo, permite-nos inferir sobre as características dos alvos a partir da informação resultante.

As decomposições polarimétricas têm duas abordagens principais com relação à natureza de espalhamento: i) decomposições coerentes e ii) decomposições incoerentes. No primeiro caso, os alvos são ditos coerentes, puros ou determinísticos e são decompostos pela matriz de primeira ordem, a matriz [S]. No segundo caso, as decomposições polarimétricas são de segunda ordem, pois são derivadas das matrizes [T] ou [C]. As florestas são consideradas alvos não determinísticos devido à soma incoerente de seus múltiplos espalhadores e, por isso, serão considerados na análise apenas as decomposições incoerentes.

Alguns pressupostos físicos são necessários para realizar a decomposição polarimétrica de alvos incoerentes, como o fato da resposta polarimétrica ser invariante com as mudanças na base de polarização da onda e com o ângulo de inclinação do alvo. Isto é, se distintas medidas forem tomadas de um mesmo alvo, a resposta deverá ser a mesma (*roll-invariant*). Estes pressupostos foram primeiramente introduzidos por Huynen em 1970 para permitir a decomposição de alvos não determinísticos, a partir de múltiplos alvos puros ou coerentes (LEE; POTTIER, 2009).

Assume-se que a matriz [T] e [C] contém toda a informação necessária para caracterizar os dados multidimensionais de uma imagem *full*-polarimétrica (FOUCHER; LOPEZ-MARTINEZ, 2014). Este argumento só é válido para pixels localizados em áreas estacionárias, como é o caso de “alvos determinísticos” – matriz de *rank* 1⁵. Porém, em alvos não determinísticos, os conceitos de média do conjunto (*multilook*) e de espalhamento dominantes são utilizados como propósito de classificação ou de caracterização polarimétrica – matriz de *rank* > 1. Desde a introdução destes conceitos por Huynen (1970) diversas teorias de decomposições incoerentes de alvos têm sido propostas e serão vistas a seguir.

⁵ Refere-se à matriz [T] correspondente de “alvos puros”. Após a realização da média do conjunto ou o processo de *multilooking*, a matriz passa a ter *rank* > 1 e é correspondente de “alvos distribuídos”.

A.1.4.1. Decomposição de Huynen

Na decomposição de Huynen, o alvo é decomposto pela teoria de ondas parcialmente polarizadas, semelhante ao grau de despolarização de ondas pelo vetor de Stokes introduzida pela Equação A.8, em que a Matriz $[T]$ será dada pela soma algébrica da matriz de alvos puros $[T_0]$ (com cinco parâmetros – *rank* 1) com a matriz de n alvos distribuídos $[T_N]$ com cinco graus de liberdade – *rank* > 1 . Esta propriedade é conhecida como dicotomia e foi primeiramente introduzida por Chandrasekhar como forma de decompor a onda parcialmente polarizada em função de duas componentes de ondas: uma totalmente polarizada e outra totalmente despolarizada. A diagonal principal da Matriz resultante $[T] = [2A_0 B_{0T} + B_{0T} B_{0T} - B_{0T}]$ representa, respectivamente, a intensidade do retorno incoerente do alvo de ondas completamente polarizadas, a intensidade de sinal despolarizado simétrico e a intensidade de sinal despolarizado não simétrico (LEE; POTTIER, 2009). Esta matriz, entretanto, não é única, pois é apenas uma realização do conjunto de matrizes possíveis (TOUZI et al., 2004).

A.1.3.2. Decomposição de Barnes-Holm

Se a matriz $[T_N]$ é invariante com o ângulo de aquisição, então a matriz $[T_0]$ é ortogonal ao espaço do vetor produzido por $[T_N]$ (*roll-invariant*). Para que isso seja possível, um vetor \underline{q} multiplicado por $[T_N]$ deve pertencer ao espaço nulo $T_N \underline{q} = 0$. Assim, Barnes e Holm introduziram três vetores que multiplicados pela transformação de Huynen na matriz $[T_N]$ resultam em uma nova matriz que não varia conforme a rotação da polarização, i.e., é mantém a ortogonalidade. Estes vetores são normalizados para manter esta propriedade e são definidos pela Equação A.18:

$$\underline{k}_{01} = \frac{[T]q_1}{\sqrt{q_1^{T*}[T]q_1}}; \quad \underline{k}_{02} = \frac{[T]q_2}{\sqrt{q_2^{T*}[T]q_2}}; \quad \underline{k}_{03} = \frac{[T]q_3}{\sqrt{q_3^{T*}[T]q_3}} \quad (\text{A.18})$$

O primeiro vetor representa a mesma informação da decomposição de Huynen e por isso apenas os dois últimos vetores são utilizados. Tais vetores representam o comportamento de espalhamento do tipo helicoidal no plano e no plano inclinado com 45° , respectivamente (LÓPEZ-MARTÍNEZ et al., 2005).

No entanto, ainda, estes novos vetores são invariantes para apenas uma das três matrizes de coerência de *rank* 1 possíveis para alvos puros com relação à mudança de base polarimétrica, que são: linear (*h* e *v*), circular (*Right-Hand* e *Left-Hand*; $\pm \pi/2$) e elíptica ($\pm \pi/4$). Para cada base de polarização, a decomposição é invariante, mas a mudança de base resulta em uma nova matriz que não satisfaz mais esta propriedade (LEE; POTTIER, 2009). O conceito de autovetores então foi introduzido para assegurar que a matriz de coerência seja independente de qualquer transformação na base de polarização.

A.1.3.3. Decomposição de Cloude

Cloude foi o primeiro a apresentar uma solução para assegurar a invariância da matriz [T] com a transformação da base de polarização (CLOUDE, 1985). Assim, a Matriz [T] pode ser diagonalizada pela transformação de similaridade unitária em autovalores e autovetores pela base ortogonal (linear), que tem a forma da Equação A.19:

$$[T] = U_3 \Lambda U_3^{-1} \quad (\text{A.19})$$

Onde Λ é a matriz diagonal não negativa dos autovalores ($\lambda_1 \geq \lambda_2 \geq \lambda_3 \geq 0$) e U_3 é a matriz dos autovetores correspondentes, que são definidas por (Eq.(A.20)):

$$\Lambda = \begin{bmatrix} \lambda_1 & 0 & 0 \\ 0 & \lambda_2 & 0 \\ 0 & 0 & \lambda_3 \end{bmatrix} \text{ e } U_3 = \begin{bmatrix} e_{11} & e_{12} & e_{13} \\ e_{21} & e_{22} & e_{23} \\ e_{31} & e_{32} & e_{33} \end{bmatrix} \quad (\text{A.20})$$

Com essa transformação, um modelo estatístico pode ser construído pela soma de três alvos independentes e não correlacionados $[T_{0i}]_{i=1,2,3}$, cada qual representado pela combinação da contribuição do espalhamento determinístico (λ_i) associado com um único tipo de espalhamento (e_i) (CLOUDE, 1985; LEE; POTTIER, 2009). Esta decomposição, baseada em autovetores, decompõe a matriz [T] (*rank* > 1 em três matrizes de *rank* 1 pela forma: $T = \sum_{i=1}^3 \lambda_i \underline{e}_i \underline{e}_i^{*T} = T_{01} + T_{02} + T_{03}$. Logo, se apenas um destes autovalores for diferente de zero ($\lambda_1 \neq 0, \lambda_2 = \lambda_3 = 0$) então a matriz T é reduzida à matriz de espalhamento para “alvos puros”. No outro extremo, se todos os valores são idênticos e não negativos ($\lambda_1 = \lambda_2 = \lambda_3 \neq 0$) então [T] corresponde ao

espalhamento de estruturas aleatórias, completamente despolarizadas e decorrelacionadas (LEE; POTTIER, 2009). Entre estes extremos estão os alvos que apresentam espalhamento de ondas parcialmente polarizadas, e que correspondem aos alvos florestais.

Na decomposição de Cloude (1985), apenas T_{01} , que contem o maior sinal de retorno, é utilizada para decompor a matriz de coerência em três mecanismos elementares de espalhamento: superficial, do tipo diedro e volumétrico. Holm e Barnes (1988) propuseram uma decomposição híbrida que combina os autovetores de Cloude e o conceito de ondas parcialmente polarizadas de Huynen. Entretanto, esta decomposição foi desconsiderada da análise por trazer informações redundantes.

A.1.3.4. Decomposição de Cloude e Pottier

Posteriormente Cloude e Pottier (1997) propuseram uma decomposição que considera os três autovalores e autovetores de Cloude (1985) e não apenas $\lambda_1 \underline{e}_1 \underline{e}_1^{*T}$ para o caso do meio espalhador não ser totalmente simétrico (NGHIEM et al., 1992). Neste caso, os autovetores continuam sendo ortogonais entre si, mas não são mais independentes entre si e têm a forma da Eq.(A.21):

$$\underline{e}_i = [\cos\alpha_i e^{j\phi_i} \quad \sin\alpha_i \cos\beta_i e^{j(\delta_i + \phi_i)} \quad \sin\alpha_i \sin\beta_i e^{j(\gamma_i + \phi_i)}]^T \quad i = 1,2,3 \quad (\text{A.21})$$

Em que α_i é o tipo de espalhamento, ϕ_i é o ângulo de fase absoluta da onda, β_i é o ângulo de orientação do alvo com relação à linha de visada do radar (θ) e δ_i e γ_i são as diferenças de fase entre os canais polarizados (TOUZI, 2004). Se a matriz U_3 for estimada para diversos ângulos de visada, pela propriedade de similaridade de alvos completamente anisotrópicos, a nova matriz [C] dada por (A.19) e (A.21) será formada pelo mesmo conjunto de autovetores que será apenas invariante com relação ao ângulo alpha ($\alpha_1, \alpha_2, \alpha_3$), enquanto β , δ e γ variam conforme θ . Assim, para satisfazer a condição de ser invariante para qualquer ângulo θ , o ângulo alfa médio é computado conforme a Equação A.22 (LEE; POTTIER, 2009):

$$\bar{\alpha} = \sum_{i=1}^3 P_i \alpha_i \quad i = 1,2,3 \quad (\text{A.22})$$

O ângulo alfa médio representa as propriedades físicas de espalhamento do alvo, cujo valor pode variar de $\bar{\alpha} = 0^\circ$ para o espalhamento do tipo superficial, $\bar{\alpha} = 45^\circ$ para o espalhamento anisotrópico ou completamente aleatório (volumétrico) a $\bar{\alpha} = 90^\circ$ para espalhamento do tipo *double-bounce*.

As colunas da matriz U_3 representam a resposta do alvo modelado como sendo a soma probabilística de três matrizes de espalhamento oriundas de alvos puros [S] do seu respectivo autovetor $U_3 = [e_1 \ e_2 \ e_3]$, ocorrendo com pseudo-probabilidades P_i dadas pela Equação A.23 (LEE; POTTIER, 2009):

$$P_i = \frac{\lambda_i}{\sum_{i=1}^3 \lambda_i} \quad i = 1,2,3 \quad (\text{A.23})$$

Em que λ_i é um dos três autovalores da diagonal principal da matriz T e $\sum_{i=1}^3 \lambda_i$ é a imagem *span*. A partir destas pseudo-probabilidades, Cloude e Pottier (1997) introduziram o conceito de entropia (H), definido como o grau de desordem estatística de cada tipo de espalhamento e que é independente da base de polarização (Eq.(A.24)):

$$H = -\sum_{i=1}^3 P_i \log_3 P_i \quad i = 1,2,3 \quad (\text{A.24})$$

Em que P_i é dado por (A.23) e \log_3 é definido pela dimensão do número de polarizações, caso monostático (HV=VH). Se a entropia é baixa $H < 0,3$ então o mecanismo de espalhamento dominante é do tipo superficial, porque há baixa despolarização de sinal. Entretanto, se H for alto, a despolarização de sinal é forte e a estrutura do alvo é dita aleatória, composta por múltiplos espalhadores aleatoriamente distribuídos (LEE; POTTIER, 2009). Outro parâmetro de análise da aleatoriedade de espalhamento pelos autovalores pode ser computado pela Anisotropia polarimétrica (A) que é dado por (Eq.(A.25)):

$$A = \frac{\lambda_2 - \lambda_3}{\lambda_2 + \lambda_3} \quad (\text{A.25})$$

A Anisotropia é um parâmetro complementar a H uma vez que emprega os valores absolutos dos segundos e terceiros autovalores da decomposição de Cloude e Pottier (1997), e não todos. Este parâmetro é afetado por ruído – os autovalores λ_2 e λ_3 contém

menos informação e, por isso, só tem aplicação prática para altos valores de entropia ($H > 0,7$).

A combinação dos parâmetros Entropia e Anisotropia podem ser utilizadas para descrever de forma mais completa os mecanismos de espalhamento dominantes (LEE; POTTIER, 2009), especialmente a combinação $H(1-A)$ e HA , que estão relacionadas aos alvos não determinísticos, como as florestas. Esta decomposição de Cloude e Pottier é amplamente utilizada para propósitos de classificação polarimétrica através do espaço $H/\bar{\alpha}$ (NARVAES, 2010; MARTINS et al. 2012).

A.1.3.5. Decomposição de Allain

A partir do trabalho original de Cloude (1985), outros modelos baseados em autovetores foram desenvolvidos e descrevem os processos físicos relacionados aos alvos naturais. Allain et al. (2005) apresentaram dois parâmetros que são derivados da matriz $[T]$, $rank > 1$, considerando a hipótese da simetria de reflexão de alvos naturais de Van Zyl, (1993), que são: as diferenças relativas do autovalor de *single* e *double-bounce* (SERD e DERD, respectivamente).

A hipótese de reflexão considera que a correlação entre os canais co-polarizados e de polarização cruzada é igual a zero na matriz $[T]$. Assim, os autovalores correspondentes são dados pela Equação (A.26):

$$\begin{aligned}\lambda_a &= 1/2[\langle |S_{hh}|^2 \rangle + \langle |S_{vv}|^2 \rangle + \sqrt{\Delta}]; \\ \lambda_b &= 1/2[\langle |S_{hh}|^2 \rangle + \langle |S_{vv}|^2 \rangle - \sqrt{\Delta}]; \\ \lambda_c &= 2\langle |S_{hv}|^2 \rangle\end{aligned}\tag{A.26}$$

Em que $\Delta = (\langle |S_{hh}|^2 \rangle + \langle |S_{vv}|^2 \rangle)^2 - 4\langle |S_{hh}S_{vv}^*|^2 \rangle$ e λ_a e λ_b dependem da intensidade de espalhamento dos canais co-polarizados e da correlação entre os mesmos. O terceiro autovalor λ_c depende da intensidade de retroespalhamento decorrente da polarização cruzada e está relacionada aos múltiplos espalhadores (LEE; POTTIER, 2009).

Logo, os valores de SERD e DERD são definidos em função da relativa importância do mecanismo de espalhamento *single* e *double-bounce*, respectivamente (Eq.(A.27)):

$$SERD = \frac{\lambda_S - \lambda_c}{\lambda_S + \lambda_c}; DERD = \frac{\lambda_D - \lambda_c}{\lambda_D + \lambda_c} \quad (A.27)$$

Em que λ_S e λ_D são fixados em função do ângulo entre os dois autovetores associados aos dois primeiros autovalores de (A.26) (ALLAIN et al., 2005). Este parâmetro SERD é útil para separar altos valores de entropia na importância relativa de distintos mecanismos de espalhamento, permitindo até discriminar florestas com diferentes idades (ALLAIN et al., 2005).

A.1.3.5.1. Entropia de Shannon

Semelhante ao parâmetro SERD descrito acima que separa alvos com alta entropia em mais de um mecanismo de espalhamento, Réfrégier e Morio (2006) descrevem H como a soma de duas componentes de ondas parcialmente polarizadas através do modelo de entropia de Shannon – SE (SHANNON, 1948) (Equação A.28):

$$SE = SE_I + SE_P \quad (A.28)$$

Em que SE_I é a contribuição de intensidade da matriz de coerência $I_T = Tr [T]$, dado por $SE_I = \log(\pi^3 e^3 I_T)$ e SE_P é a contribuição do grau de polarização (p_T) da matriz $[T]$

$p_T = \sqrt{1 - 27 \frac{|[T]|}{Tr[T]^3}}$, dado por $SE_P = \log(1 - p_T^2)$ (RÉFRÉGIER; MORIO, 2006; MORIO et al., 2007; LEE; POTTIER, 2009).

A Entropia de Shannon é uma medida da desordem, sendo útil para caracterizar o grau de aleatoriedade entre os campos elétricos em dois pontos no espaço, p ex. diferentes classes de floresta, ou em duas épocas diferentes – duas passagens (RÉFRÉGIER; MORIO, 2006).

A.1.3.5.2. Fração de Polarização

Ainsworth et al. (2000) introduziram um parâmetro que descreve a fração de polarização (Fp) de um alvo baseando-se na propriedade de dicotomia de

Chandrasekhar de ondas parcialmente polarizadas. A porcentagem de retorno que representa fração de ondas completamente despolarizadas é dada pela contribuição do terceiro autovalor da Eq.(A.20) na imagem $span\ 3\lambda_3/(\lambda_1 + \lambda_2 + \lambda_3)$. Logo, a Fp é dada pela diferença de ondas completamente despolarizadas $Fp = 1 - (\frac{3\lambda_3}{\lambda_1 + \lambda_2 + \lambda_3})$. Os valores de Fp variam de 0 a 1, sendo que quando $\lambda_3 \approx 0$, Fp é máximo, ou seja, representa alvos completamente polarizados (puros).

A.1.3.5.3. Radar Vegetation Index – RVI

Semelhante à Fp , Van Zyl (1993) observou que o sinal médio de retorno em áreas vegetadas é uma onda parcialmente polarizada. O *Radar Vegetation Index* mede o grau de aleatoriedade deste sinal de retorno em função de múltiplos espalhadores cilíndricos e é definido por (Eq.(A.29)):

$$RVI = \frac{4\lambda_3}{\lambda_1 + \lambda_2 + \lambda_3} \quad 0 \leq RVI \leq \frac{4}{3} \quad (A.29)$$

Se um dos autovalores é diferente de zero $\lambda_i \neq 0$, a matriz C é característica de alvos puros e a Entropia é igual a zero. Neste caso, a matriz C é idêntica à modelada por uma esfera, ou por um único cilindro grosso (VAN ZYL, 1993). O RVI é igual a 4/3 para cilindros finos e decresce monotonicamente a zero para cilindros grossos (LEE; POTTIER, 2009). Posteriormente, Kim e Van Zyl (2004) modificaram a Equação (2.30) e propuseram o RVI com base no coeficiente de retroespalhamento, dado por $RVI_\sigma = 8\sigma_{hv}/\sigma_{hh} + \sigma_{vv} + 2\sigma_{hv}$.

A.1.3.5.4. Pedestal Height – PH

Outro índice que mensura o grau de aleatoriedade dos processos de espalhamento é o Pedestal Height – PH (DURDEN et al., 1990). Este índice é baseado nas assinaturas polarimétricas de Van Zyl et al. (1987) e é equivalente à razão entre o máximo e mínimo autovalor de Cloude (1986), dado por $PH = \lambda_3/\lambda_1$. Esta razão também é uma medida do componente despolarizado do sinal de retorno, pois λ_3 é o autovalor correspondente do canal de polarização cruzada (LEE; POTTIER, 2009).

A.1.3.6. Decomposição de van Zyl

Van Zyl (1993) foi o primeiro a introduzir uma descrição geral da matriz de covariância para alvos azimutalmente simétricos para o caso monostático – duas medidas de um mesmo alvo ao longo da linha de visada, e que seja *roll-invariant*. Neste caso, há uma correspondência entre os dois vetores alvo como uma relação de simetria de reflexão entre os mesmos. Como resultado, a correlação entre os canais co-polarizados e de polarização cruzada é igual a zero na matriz [C] para alvos naturais, como as florestas e os solos (LEE; POTTIER, 2009). A matriz [C] azimutalmente simétrica com parâmetros intercorrelacionados será dada por (Eq.(A.30)):

$$C = \alpha \begin{bmatrix} 1 & 0 & \rho \\ 0 & \eta & 0 \\ \rho^* & 0 & \mu \end{bmatrix}; \alpha = \langle S_{hh} S_{hh}^* \rangle; \eta = 2 \frac{\langle S_{hv} S_{hv}^* \rangle}{\langle S_{hh} S_{hh}^* \rangle}; \rho = \frac{\langle S_{hh} S_{vv}^* \rangle}{\langle S_{hh} S_{hh}^* \rangle}; \mu = \frac{\langle S_{vv} S_{vv}^* \rangle}{\langle S_{hh} S_{hh}^* \rangle} \quad (\text{A.30})$$

Os parâmetros α , η , ρ e μ dependem do tamanho, forma, da distribuição angular estatística e das propriedades dielétricas do meio espalhador (VAN ZYL, 1993; LEE; POTTIER, 2009). Os autovalores correspondentes de (A.30) terão a forma de (A.26) e a matriz covariância resultante será composta pela soma das matrizes equivalentes dos espalhamentos do tipo *double-bounce*, superficial e volumétrico, respectivamente (VAN ZYL, 1993) (Eq.(A.31)):

$$C = \sum_{i=1}^3 \lambda_i \underline{e}_i \cdot \underline{e}_i^{*T} = \Lambda_1 \begin{bmatrix} |\alpha|^2 & 0 & \alpha \\ 0 & 0 & 0 \\ \alpha^* & 0 & 1 \end{bmatrix} + \Lambda_2 \begin{bmatrix} |\beta|^2 & 0 & \beta \\ 0 & 0 & 0 \\ \beta^* & 0 & 1 \end{bmatrix} + \Lambda_3 \begin{bmatrix} 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 \end{bmatrix} \quad (\text{A.31})$$

Em que Λ_i $i = 1,2,3$ refere-se aos escalares que representam os três mecanismos de espalhamento supracitados, respectivamente.

A.1.3.7. Decomposição de Freeman e Durden

Freeman e Durden (1993) desenvolveram uma decomposição polarimétrica baseada em três mecanismos simples de espalhamento, que são: de dossel (volumétrico), *double-bounce* e superficial. Nesta abordagem, os mecanismos são modelados segundo as

propriedades físicas e geométricas dos alvos naturais observados na imagem, como as florestas (FREEMAN; DURDEN, 1998).

Na primeira componente (volumétrica), assume-se que o sinal de retorno é modelado por um conjunto de cilindros finos aleatoriamente orientados em relação ao sistema de coordenadas da antena – BSA. A modelagem envolve o cômputo dos elementos da matriz de covariância do sinal retroespalhado por estes cilindros em todas as possíveis rotações do ângulo azimutal ao longo da linha de visada, por meio da integral da função densidade de probabilidade $p(\Phi)$, dada pela Eq.(A.30) (FREEMAN; DURDEN, 1998):

$$\langle f \rangle = \int_0^{2\pi} d(\Phi) f(\Phi) p(\Phi) \quad (\text{A.32})$$

Em que $\langle f \rangle$ são os elementos da matriz de covariância e $f(\Phi)$ as funções senos e cossenos do ângulo de orientação dos cilindros Φ . Assumindo que os cilindros são preferencialmente verticais no dossel, a matriz de covariância $[C]_V$ correspondente à contribuição do espalhamento volumétrico f_v , com relação à polarização vertical, será dada por (FREEMAN; DURDEN, 1998) Eq.(A.33):

$$C_V = \frac{f_v}{8} \begin{bmatrix} 3 & 0 & 1 \\ 0 & 2 & 0 \\ 1 & 0 & 3 \end{bmatrix} \quad (\text{A.33})$$

A segunda componente é modelada pelo espalhamento de refletores de canto do tipo diedro, correspondente ao sinal retroespalhado pelo tronco-superfície. No modelo, o tronco terá coeficientes de reflexão vertical para as polarizações horizontal e vertical R_{Th} e R_{Tv} e coeficiente de reflexão superficial R_{Gh} e R_{Gv} , respectivamente. A matriz covariância correspondente $[C]_D$ será dada pela multiplicação do escalar de contribuição de *double-bounce* f_d , com relação à VV, pela primeira matriz da Equação (A.31) de Van Zyl (1993), em que $f_d = |R_{Tv}R_{Gv}|^2$ e $\alpha = e^{2i(\gamma_h - \gamma_v)} R_{Th}R_{Gh}/R_{Tv}R_{Gv}$.

A componente superficial é modelada pelo espalhamento do tipo Bragg para superfícies rugosas (FREEMAN; DURDEN, 1993). A matriz de covariância $[C]_S$ é dada pela multiplicação da contribuição superficial correspondente de espalhamento f_s , com

relação à polarização vertical, pela segunda matriz da Equação (A.31) em que $f_s = |R_{Tv}|^2$ e $\beta = R_{Th}/R_{Tv}$.

Por fim, assumindo que as três componentes de espalhamento volumétrico, *double-bounce* e superficial não são correlacionadas entre si, a matriz de covariância resultante é dada pela soma das contribuições individuais de cada um destes mecanismos $[C] = [C]_S + [C]_D + [C]_V$. Para solucionar este sistema de equações, a contribuição volumétrica f_v de (A.33) pode ser subtraída dos termos $|S_{hh}|^2$, $|S_{vv}|^2$ e $S_{hh}S_{vv}^*$ na matriz $[C]$, levando a um sistema de três equações com quatro parâmetros desconhecidos: f_s , f_d , α e β . Logo, a contribuição de cada mecanismo de espalhamento de $[C]$ pode ser estimado pela imagem $span [C] = P_S + P_D + P_V$, sendo $P_S = f_s (1 + |\beta|^2)$; $P_D = f_d (1 + |\alpha|^2)$ e $P_V = 8f_v/3$.

A decomposição de Freeman e Durden (1998) possui a vantagem de ser baseada em um modelo físico de espalhamento polarimétrico, que por sua vez é utilizado para determinar os mecanismos de espalhamento dominantes na cena sem a necessidade da utilização de verdade terrestre (LEE; POTTIER, 2009).

A.1.3.8. Decomposição de Yamaguchi

Conforme visto pela decomposição de Freeman e Durden (1998), os três mecanismos de espalhamento só podem ser aplicados se há simetria de reflexão. Por isso, Yamaguchi et al. (2005) propuseram um quarto componente que não obedece a esta condição $\langle S_{hh}S_{hv}^* \rangle \neq 0$ e $\langle S_{hv}S_{vv}^* \rangle \neq 0$. Termo este equivalente ao espalhamento do tipo helicoidal f_c – base de polarização circular (*Right-hand* ou *Left-hand*), normalmente encontrado em estruturas feitas pelo homem ou em alvos parcialmente distribuídos (LEE; POTTIER, 2009).

Outra contribuição dos autores foi a modificação da matriz de espalhamento volumétrica $[C]_V$, com relação à distribuição de orientação dos cilindros proposta por Freeman e Durden (1993). Se os cilindros são preferencialmente verticais na floresta, então a função densidade de probabilidade varia de 0 a $\pi/2$, ao contrário de 0 a 2π dado por (A.32). Logo, se os cilindros forem preferencialmente orientados vertical ou

horizontalmente, a condição de simetria de reflexão não é mais satisfeita e novas matrizes de espalhamento volumétrico são propostas. Assim, a razão do logaritmo entre a magnitude de retroespalhamento vertical e horizontal indicará se a reflexão é simétrica ou assimétrica. Se a razão for $-2dB \leq 10 \log(\langle |S_{vv}|^2 \rangle / \langle |S_{hh}|^2 \rangle) \leq 2dB$, então se considera que a reflexão é simétrica e igual a (A.32), caso contrário a matriz de espalhamento volumétrica $[C]_V$ será dada para cilindros verticalmente ou horizontalmente orientados, respectivamente, por (Eq.(A.34)):

$$\begin{aligned} \text{Vertical: } 10 \log(\langle |S_{vv}|^2 \rangle / \langle |S_{hh}|^2 \rangle) < -2dB; C_V &= \frac{f_v}{15} \begin{bmatrix} 8 & 0 & 2 \\ 0 & 4 & 0 \\ 2 & 0 & 3 \end{bmatrix} \\ \text{Horizontal: } 10 \log(\langle |S_{vv}|^2 \rangle / \langle |S_{hh}|^2 \rangle) > 2dB; C_V &= \frac{f_v}{15} \begin{bmatrix} 3 & 0 & 2 \\ 0 & 4 & 0 \\ 2 & 0 & 8 \end{bmatrix} \end{aligned} \quad (\text{A.34})$$

Assim como na decomposição de Freeman e Durden (1998), a contribuição de cada um dos quatro mecanismos de espalhamento de Yamaguchi et al. (2005) pode ser estimado pela imagem $\text{span } [C] = P_S + P_D + P_C + P_V$, sendo que P_S e P_D serão os mesmos propostos por Freeman e Durden, $P_C = f_c = 2|\text{Im}\langle S_{hv}^*(S_{hh} - S_{vv}) \rangle|$ e $P_V = f_v = \frac{15}{2}(\langle |S_{hv}|^2 \rangle - \frac{f_c}{4})$.

A.1.3.9. Decomposição de Zhang

Posteriormente, Zhang et al. (2008) propuseram o *multiple-component scattering model* (MCSM) para decompor a matriz de covariância em cinco mecanismos de espalhamento: os três mecanismos de Freeman e Durden, o helicoidal de Yamaguchi e um terceiro proposto, do tipo fio (*wire*). Segundo os autores, muitas construções urbanas apresentam formas, bordas e tamanhos que exibem uma ponta afiada, cujo espalhamento (*wire*) contribui na resposta da polarização cruzada fora da diagonal principal de $[C]$. Embora tenha sido formulado para ambientes urbanos, o espalhamento do tipo *wire* pode se manifestar nas florestas como a contribuição de galhos secos, extremidades das copas, entre outras estruturas cilíndricas muito finas.

O espalhamento do tipo fio (*wire*) é uma componente específica que apresenta característica de alvos canônicos de fios finos com ângulos orientados em direção à linha de visada do sensor (ZHANG et al., 2008). A matriz [C] do espalhamento do tipo *wire* será dada pela Eq. (A.35):

$$C_w = f_w \begin{bmatrix} |\gamma|^2 & \sqrt{2\gamma\rho^*} & \gamma \\ \sqrt{2\gamma^*\rho} & 2|\rho|^2 & \sqrt{2\rho} \\ \gamma^* & \sqrt{2\rho^*} & 1 \end{bmatrix} \quad (\text{A.35})$$

Em que γ e ρ representam a fração de retroespalhamento horizontalmente co-polarizado $\gamma = S_{hh}/S_{vv}$ e de polarização cruzada com relação ao retroespalhamento verticalmente co-polarizado $\rho = S_{hv}/S_{vv}$, em que $f_w = \frac{\langle S_{hh}S_{hv}^* \rangle + \langle S_{hv}S_{vv}^* \rangle}{\gamma\rho^* - \rho}$. A matriz de covariância resultante pode ser expressa pela soma dos cinco componentes de espalhamento [C] = $P_S + P_D + P_C + P_V + P_W$, em que P_S , P_D e P_V são os mesmos de Freeman e Durden (A.1.3.7), P_C é dado por Yamaguchi (A.1.3.8) e $P_W = f_w (1 + |\gamma|^2 + 2|\rho|^2)$.

A.1.3.10. Decomposição de Singh

A decomposição de Singh et al. (2013) é semelhante à de Yamaguchi, com quatro mecanismos de espalhamento resultantes: superficial, *double-bounce*, volumétrico e helicoidal. A diferença deste método, entretanto, consiste na eliminação do termo helicoidal da matriz de coerência pela dupla transformação unitária da matriz T. Logo, o termo T_{23} deve ser igual à zero $\langle S_{hh}S_{hv}^* \rangle = 0$ e $\langle S_{hv}S_{vv}^* \rangle = 0$ (A.1.25.), diminuindo, dessa forma, o número de parâmetros independentes de nove para apenas sete.

O mecanismo de espalhamento helicoidal $P_C = 2 |\text{Im} \{T_{23}\}|$ é incorporado na estimativa de *double-bounce* por $C_1 = T_{11}(\psi) - T_{22}(\psi) + \frac{7}{8}T_{33}(\psi) + \frac{1}{16}P_C$. Se $C_1 > 0$ o espalhamento superficial é dominante na contribuição do espalhamento volumétrico e este será semelhante ao de Yamaguchi, com três possíveis variações de P_V , que podem ser baseadas nas distribuições: uniformes, seno e cosseno. Se $C_1 < 0$, o espalhamento volumétrico de cilindros orientados do tipo diedro.

Nesta decomposição, as matrizes que multiplicam os mecanismos de espalhamento $P_S + P_D + P_C + P_V$ são transformadas por uma série expandida de matrizes unitárias com base de polarização circular (*Right-hand*), permitindo que a componente T_{13} seja também incorporada no modelo.

Segundo os autores, a informação polarimétrica mais completa é obtida por meio desta decomposição e os mecanismos de espalhamento superficial e *double-bounce* são mais facilmente distinguíveis do espalhamento volumétrico em alvos naturais.

A.1.3.11. Decomposição de Bhattacharya

A decomposição de Bhattacharya et al (2015) também é uma modificação da decomposição de Yamaguchi, na qual os quatro mecanismos de espalhamento são obtidos usando o conceito de teoria da informação estatística de matrizes. Para isso, o ângulo de orientação é estimado a partir da distância de Hellinger entre os componentes T_{33} e T_{22} das matrizes de coerência rotadas e não rotadas para diversos ângulos de orientação com *fdp* de funções senos e cossenos (FREEMAN; DURDEN, 1998).

Sabe-se que para alvos que apresentam simetria de reflexão, o ângulo de orientação é nulo, mas no caso de florestas, muitos alvos não satisfazem esta condição. Logo, o primeiro efeito de compensação do ângulo de orientação é a redução do termo de polarização cruzada T_{33} e aumento do termo co-polarizado T_{22} e está relacionado às mudanças de topografia, no ângulo azimutal e nos alvos orientados perpendicularmente à linha de visada do sensor (LEE; AINSWORTH, 2011; BHATTACHARYA et al., 2015).

O ângulo de orientação pode ser calculado pela Eq. A.36 (LEE; AINSWORTH, 2011):

$$2\Psi = \frac{1}{2} \tan^{-1} \frac{-2\text{Real}T_{23}}{T_{33} - T_{22}} \quad (\text{A.36})$$

O ângulo de orientação entre a matriz T (σ_2^2, σ_3^2) não rotada e a matriz T ($\sigma_2^2(\Psi), \sigma_3^2(\Psi)$) rotada à $\Psi \in [-\frac{\pi}{4}, \frac{\pi}{4}]$ é usado para calcular a distância de Hellinger entre os termos $d\delta_H(\sigma_2^2, \sigma_2^2(\psi))$ e $d\delta_H(\sigma_3^2, \sigma_3^2(\psi))$. Os picos de máxima diferença

nos ângulos de orientação entre as matrizes (δ_H^{max}) são usados para modificar os quatro mecanismos de espalhamento de Yamaguchi, conforme: $P_v^n = P_v (1 - \delta_H^{max})$; $P_d^n = P_d + \alpha(P_v \delta_H^{max})$; $P_s^n = P_s + \beta(P_v \delta_H^{max})$; e $P_c^n = P_c$. Nota-se que estes quatro novos mecanismos são modulados a partir da adição ou multiplicação do mecanismo de espalhamento volumétrico P_v de Yamaguchi com relação à máxima distância de Hellinger. Segundo os autores, esta decomposição resulta em uma melhor estimativa dos mecanismos de espalhamento volumétrico de alvos naturais e complexos, como as áreas florestais e urbanas, respectivamente.

A.1.3.12. Decomposição de Touzi

Observando que o ângulo alfa de Cloude possui ambiguidades em alguns espalhadores do tipo diedro e triedro – ambos possuem ângulo alfa igual a 90° (CORR; RODRIGUES, 2002), Touzi (2004) introduziu o modelo de vetor de espalhamento para a caracterização de alvos coerentes e incoerentes pelo método composto de Kennaugh-Huynen e Cloude e Pottier (1997). Segundo o autor, este novo método resolve a ambiguidade do ângulo alfa ao introduzir a rotação do ângulo de orientação e de elipticidade como parâmetro complementar àquele.

Devido a matriz [T] resultante da decomposição de Huynen não ser única, conforme demonstrado na seção A.1.3.4., a matriz de espalhamento de Kennaugh-Huynen (1965) foi reprojeta na base de Pauli pela diagonalização da matriz [S] – Takagi *con-diagonalization*, cujos termos de polarização cruzada são nulos (TOUZI, 2007). Este procedimento leva à matriz [S] sob o pressuposto de reciprocidade do alvo independente da base de polarização pela Equação A.37:

$$[S] = [R(\psi)][T(\chi_m)] \cdot [S_d] \cdot [T(\chi_m)][R(-\psi)] \quad (A.37)$$

Em que $[R(\psi)]$ é a matriz de transformação para a rotação do ângulo de orientação ψ , χ_m é a elipticidade do alvo, e usado para avaliar a hipótese de simetria do alvo, em que m é a máxima amplitude de retorno e; $[S_d]$ é a matriz diagonal, com autovalores μ_1 e μ_2 . Estes parâmetros são os de Kennaugh-Huynen gerados a partir da derivação indireta da matriz de espalhamento (TOUZI, 2007).

A projeção da diagonalização da matriz [S] na base de Pauli em (2.39) pelos parâmetros de Huynen (1970) resulta em um novo autovetor (Eq.(A.38)):

$$\underline{e}_T = m \left| \underline{e}_T \right|_m \cdot e^{(j\Phi_s)} \cdot \begin{bmatrix} \cos\alpha_s \cos 2\tau_m \\ -j\cos\alpha_s \sin 2\psi \sin 2\tau_m + \cos 2\psi \sin\alpha_s e^{(j\Phi_{as})} \\ -j\cos\alpha_s \cos 2\psi \sin 2\tau_m + \sin 2\psi \sin\alpha_s e^{(j\Phi_{as})} \end{bmatrix} \quad (\text{A.38})$$

Se a fase absoluta Φ_s for desconsiderada da análise, o modelo de vetor de espalhamento coerente de Touzi caracteriza os alvos em cinco termos independentes ($\psi, \tau_m, m, \alpha_s, \Phi_{as}$): orientação (psi), elipticidade (tau), potência máxima de retorno (mu), e magnitude (alfa) e fase de alvos simétricos (phi), respectivamente (TOUZI, 2007).

Estes parâmetros têm significado físico, pois são os mesmos que caracterizam as propriedades resultantes de uma onda gerada por duas ondas com distintas polarizações. O ângulo de orientação (ψ) têm significado similar a (2.5) e refere-se à inclinação do alvo com relação à linha de visada do sensor. Valores nulos representam alvos sem orientação preferencial. O ângulo de elipticidade (τ_m) traduz o grau de simetria dos alvos, sendo que valores próximos a zero representam alvos simétricos.

Para alvos simétricos e com baixa entropia, a magnitude de Touzi e o ângulo alfa de Cloude e Pottier são idênticos, enquanto beta é o próprio ângulo de orientação (ψ). Por outro lado, em alvos assimétricos, beta depende do ângulo de orientação do alvo.

A.1.3.13. Decomposição de Neumann (δ/τ)

Neumann (2009) propôs uma decomposição polarimétrica específica para alvos florestais que representa a vegetação em três modelos físicos avançados a partir do espalhamento volumétrico da matriz $[T]_V$. Neste modelo, os ângulos de orientação circular dos cilindros possuem comportamento unimodal com distribuição de *von Mises* sob o teorema do limite central. As propriedades polarimétricas da matriz de espalhamento volumétrico de Freeman Durden são determinadas por três parâmetros reais: o grau de aleatoriedade dos ângulos de orientação e a fase e magnitude da

anisotropia dos cilindros. Estes parâmetros descritos determinam como o radar "observa" a morfologia das camadas da vegetação (NEUMANN, 2009).

A camada de uma vegetação pode ser caracterizada como múltiplas partículas homogêneas, cujas propriedades EM são governadas por uma *fdp* relativas às suas posições, formas, tamanhos, propriedades dielétricas e orientações (NEUMANN, 2009). A matriz da componente de espalhamento volumétrico $[T]_V$ rank = 1 de Freeman e Durden pode ser obtida pela integral dos ângulos de orientação variando de $\psi \in [-\pi/2, \pi/2]$ em função do ângulo de orientação médio das partículas ($\bar{\psi}$) (Figura A.5A), para assegurar a simetria de reflexão de $[T]_V$ rank >1 por (Eq. A.39):

$$T_V = R_{T(2\psi)} \cdot \begin{bmatrix} 1 & g_c \delta & 0 \\ g_c \delta^* & \frac{1+g}{2} |\delta|^2 & 0 \\ 0 & 0 & \frac{1-g}{2} |\delta|^2 \end{bmatrix} \cdot R_{T(2\psi)}^T \quad (\text{A.39})$$

Em que $R_{T(2\psi)}$ é a matriz de rotação para a matriz de coerência, δ é anisotropia, a qual descreve as propriedades de espalhamento deste conjunto de partículas, independente da orientação ou intensidade de retroespalhamento. A magnitude e a fase de δ é dada por Eq (A.40):

$$|\delta| = \sqrt{T_{v22} + T_{v33}} = \sqrt{\frac{\langle |S_{hh} - S_{vv}|^2 \rangle \cdot \langle |S_{hv}|^2 \rangle}{\langle |S_{hh} + S_{vv}|^2 \rangle}}$$

$$\text{arg} \delta = \text{arg}(T_{v12}) = \text{arg}\{((S_{hh} + S_{vv})(S_{hh} - S_{vv})^*)\} \quad (\text{A.40})$$

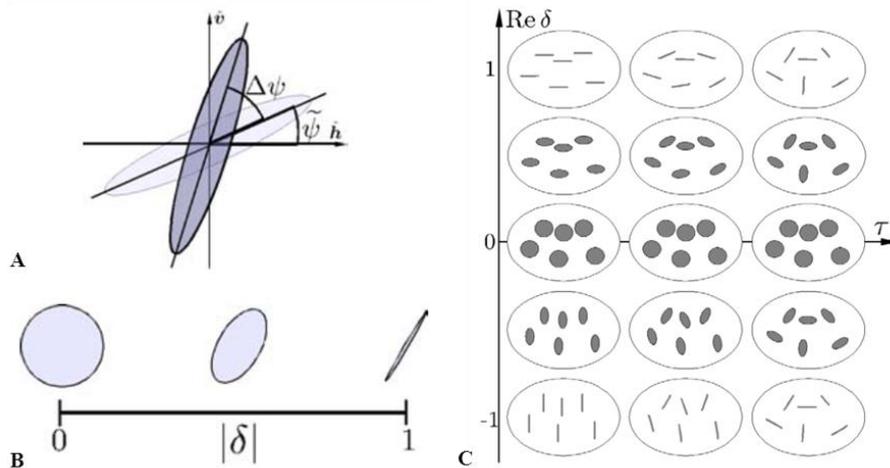
g_c e g são obtidos usando identidades trigonométricas integrais dos ângulos de orientação (ψ) e são dependentes do grau de aleatoriedade destes (τ) por uma aproximação da *fdp* de *von Mises* (Eq.(2.43)):

$$g(\tau) = \begin{cases} 1 - 2\tau & \tau \leq 1/2 \\ 0 & \tau > 1/2 \end{cases}; \quad g_c = 1 - \tau;$$

$$\tau = \frac{\int p_\psi(\psi - \bar{\psi}) d\psi}{\pi \max p_\psi(\psi)} = \frac{1}{\pi p_\psi(\bar{\psi})} \quad (\text{2.43})$$

Logo, a anisotropia caracteriza a forma média de um conjunto de partículas presentes na vegetação no plano de polarização (Figura A.5B). Se a magnitude da anisotropia é próxima de zero $|\delta| = 0$, a forma média das partículas se aproxima de um disco/esfera isotrópica, se $|\delta| = 1$, a forma se aproxima de um dipolo; em casos excepcionais, $|\delta| \approx \infty$, a forma é do tipo diedro/hélice. O grau de aleatoriedade dos ângulos de orientação normalizado varia de $\tau = 0$ para orientações horizontal *Real* $\delta > 0$ ou vertical *Real* $\delta < 0$ (Figura 2.13C) e de $\tau = 1$ para orientações completamente aleatórias (Figura A.5C).

Figura A.5 - Ângulo de orientação das partículas entre os canais horizontalmente e verticalmente polarizados.



A) Orientação das partículas no plano de polarização: ângulo médio de orientação $\bar{\psi}$ em função da orientação de uma partícula individual $\psi = \bar{\psi} + \Delta\psi$. B) Representação esquemática da forma das partículas em função da magnitude de anisotropia $|\delta|$. C) Representação esquemática do grau de aleatoriedade de das partículas τ .

Fonte: Modificado de Neumann (2009)

Em suma, há uma série de decomposições polarimétricas para descrever os alvos naturais, mas todas elas possuem limitações que estão diretamente relacionadas às condições físicas subjacentes – *roll-invariant*, simetria de reflexão, simetria azimutal, etc., resultando em distintas respostas polarimétricas. Por isso, espera-se que as diferentes decomposições polarimétricas apresentem informações adicionais na hora de caracterizar e modelar a BAS nas FS.

APÊNDICE B1

Tabela B.1 - Dados de parcelas de Florestas Secundárias da Amazônia Brasileira publicadas na literatura e usadas na meta-análise, contendo informações sobre os métodos de análise, informações bioclimáticas, histórico de uso, idade e biomassa.

Nº	Referência	Nº plots	UF	Área (ha)	DAP mín (cm)	Meses secos	Uso prévio	PUS (anos)	FC (x)	Emprego de Fogo	Textura	Idade (anos)	BAS (Mg.ha ⁻¹)
1	Alves et al. (1997)	8	RO	0,1	5	3	A, P, N e S	1 a 4	1 a 2	N e S	Roc	2-18	7,0-143,0
2	Araujo et al. (2005)	8	PA	0,16	1	3	A e P	10	3	S	Arg	5-16	0,7-23,9
3	Brown et al. (1992)	1	AC	0,1	5	5	A	4	1	S	Na	6,5	95
4	Este estudo	39	AM, PA	0,6	5	2 a 4	Na e S	1 a 11	1 a 4	Na	Arg e Are	12-34	99
5	Feldpausch et al. (2004; 2005)	5	AM	0,08 - 0,7	1	2	P	Na	Na	Na	Arg	1-11	0,1-128,1
6	Figueiredo et al. (2000)	2	AC	1	5	3	A	Na	Na	Na	Na	15-25	76,4-126,3
7	Fujisa et al. (1998)	1	RO	0,01	2,5	3	A	3	1	S	Na	3	37,5
8	Gehring et al. (2005)	16	AM	0,16 - 1,1	0,2	2 e 4	A	1 a 3	1 a 2	S	Arg	2-25	62,0-223,0
9	Guimarães (1993)	10	PA	0,03	10	5	P	3 a 12	1	S	Arg	2-7	12,0-53,0
10	Johnson et al. (2001)	3	PA	0,25 - 1	5 e 10	3	A	Na	Na	S	Are	10-40	49,8-119,8
11	Junqueira et al. (2010)	52	AM	0,025	5	2	Na	Na	Na	Na	Na	5-30	22,9-448,2
12	Lima et al. (2007)	1	AM	0,4	5	2	N	1	1	S	Arg	10	49
13	Lisboa (1989)	1	RO	0,5	5	5	A	2	1	Na	Arg	15	25,5
14	Lu et al. (2004)	10	PA	0,015	10	3 e 5	A	Na	Na	Na	Arg e Are	7-35	71,0-136,0
15	Luckman et al. (1997)	12	PA	0,01 - 0,05	3, 5 e 15	4	Na	1 a 9	1 a 4	Na	Na	2-22	8,0-104,0
16	Mackensen et al. (2000)	2	PA	0,25	7	2	Na	Na	Na	Na	Are	40	246,6-266,8
17	Moran et al. (2000)	6	PA	0,015	2	4	A e P	Na	1	N e S	Are	4-15	8,0-125,0
18	Pereira (1996)	2	PA	0,1	5	6	N e P	1 a 2	1	S	Arg	5-9	77,0-112,4
19	Prates-Clark (2004); Lucas et al. (2002b)	69	AM, PA	0,02 - 0,1	3 e 15	2 e 4	A, L, P, S e Na	1 a 9	1 a 2	N e S	Arg	2-42	12,0-380,0
20	Salimon (2003)	6	AC	0,02	5	3	A e P	Na	Na	Na	Arg	3-17	22,0-160,0

Nº	Referência	Nº plots	UF	Área (ha)	DAP mín (cm)	Meses secos	Uso prévio	PUS (anos)	FC (x)	Emprego de Fogo	Textura	Idade (anos)	BAS (Mg.ha ⁻¹)
21	Salimon e Brown (1999)	5	AC	0,4	2,5, 3 e 5	3	Na	Na	Na	Na	Na	6-35	51,0-136,0
22	Salomão (1994)	3	PA	0,25	5	3	A	> 2	> 2	S	Arg	5-20	13,1-80,5
23	Santos et al. (2002)	13	MT, RR	0,1	5	5 e 7	Na	Na	Na	S	Arg	2-5	14,6-79,7
24	Santos et al. (2003)	12	PA	0,1	5	4	Na	1 a 6	1 a 6	Na	Arg	2-18	5,2-111,6
25	Silva (2007)	2	AM	0,2	5	3	N	1	1	N e S	Arg	14-23	150,7-243,2
26	Silva (2014)	25	PA	0,1 - 0,25	5 e 10	4	Na	1 a 5	1 a 5	Na	Arg	1-24	7,7-147,2
27	Sorrensen (2000)	13	PA	0,015	5	4	Na	Na	Na	S	Arg	3-17	14,6-101,8
28	Steininger (2000)	20	AM	0,07 - 0,1	5	3	A, P e N	1 a 11	1 a 4	N e S	Arg e Are	4-30	2,0-207,0
29	Tucker et al. (1998)	28	PA	0,01 - 0,225	2,5 e 10	4 a 5	A, P, N e S	1 a 11	1 a 2	N e S	Arg e Are	2-35	0,2-130,6
30	Uhl et al. (1988)	13	PA	0,0625	10	6	P	1 a 12	Na	N e S	Arg	1-8	0,1-87,1
31	Vieira et al. (1996)	4	PA	0,2 - 0,25	5	3	N	1	1	N	Arg	5-40	20,0-110,0
32	Vieira et al. (2003)	58	PA	0,05	5	3	A	1 a > 2	1 a 9	S	Arg	2-70	0,3-590,1
33	Vieira et al. (2006)	2	PA	0,05	5	2	A	Na	Na	S	Arg	8-12	27,9-45,5
	Média	14		0,147		3,3						13,3	98,8
	Total Geral	452		66,8									

Nota: UF – Unidade da Federação (Acre – AC, Amazonas – AM, Mato Grosso – MT, Pará – PA, Rondônia – RO e Roraima – RR), DAP mín - mínimo diâmetro à altura do peito medido, Uso prévio: A – Agricultura, P – Pastagens, L – Extração seletiva, N – sem cultivo, S – silvicultura, Na – não avaliado, PUS – Período de uso do solo em anos, FC – frequência de corte em número de vezes (x), Emprego de fogo: Sim (S) e Não (N), Textura do solo: Argiloso (Arg), Arenoso (Are), Rochoso (Roc).

APÊNDICE C1

Tabela C.1 - Lista das espécies arbóreas por nome científico e família. * Conferido pelo site <http://www.theplantlist.org/>.

Nº	Família	Nome Científico *	Dens.	GE	Oc.	Ref. Dens.	Ref. GE
1	ACHARIACEAE	Lindackeria paludosa (Benth.) Gilg	0.56	2	2	40	62
2	ANACARDIACEAE	Astronium lecointei Ducke	0.79	3	2	40	43,17
3		Spondias mombin L.	0.39	1	2	40	43
4		Tapirira guianensis Aubl.	0.46	1	3	40	74
5		Thyrsodium spruceanum Benth.	0.64	1	1	40	73
6	ANNONACEAE	Annona amazonica R.E.Fr.	0.46	1	1	40	
7		Annona ambotay Subl.	0.46	2	1	40	68
8		Annona foetida Mart.	0.57	2	1	21	68
9		Bocageopsis multiflora (Mart.) R.E.Fr.	0.64	2	1	40	17
10		Duguetia echinophora R.E.Fr.	0.80	3	2	16	17
11		Duguetia surinamensis R.E.Fr.	0.80	3	1	40	17
12		Ephedranthus amazonicus R.E.Fr.	0.82	3	1	40	62
13		Guatteria foliosa Benth.	0.49	2	1	20	67
14		Guatteria olivacea R.E.Fr.	0.46	1	1	40	17
15		Guatteria poeppigiana Mart.	0.41	1	3	6,30,31	43
16		Guatteria scytophylla Diels	0.52	2	1	40	67
17		Rollinia insignis R.E. Fr.	0.43	1	1	40	84
18		Rollinia exsucca (DC. ex Dunal) A. DC.	0.38	2	2	40	43
19		Xylopia amazonica R.E.Fr.	0.79	3	1	40	
20		Xylopia nitida Dunal	0.55	2	3	40	43,17
21	APOCYNACEAE	Ambelania acida Aubl.	0.52	2	1	40	74
22		Aspidosperma album (Vahl) Benoist ex Pichon	0.77	3	2	40	75
23		Aspidosperma nitidum Benth. ex Müll.Arg.	0.76	3	3	40	43
24		Aspidosperma schultesii Woodson	0.78	3	1	9,38,40	
25		Geissospermum argenteum R.	0.79	2	1	37	56,17
26		Geissospermum sericeum Miers	0.78	3	2	40	89
27		Himatanthus stenophyllus Plumel	0.53	2	1	40	
28		Lacmellea aculeata (Ducke) Monach.	0.48	3	2	40	43
29		Lacmellea arborescens (Müll.Arg.) Markgr.	0.48	2	1	40	31
30		Rauvolfia sprucei Müll.Arg.	0.54	2	1	38,40	79
31	ARALIACEAE	Schefflera morototoni (Aubl.) Maguire, Steyerm. & Frodin	0.43	1	3	40	17
32	ARECACEAE	Astrocaryum aculeatum G.Mey.	0.40	2	2	13	43,56
33		Astrocaryum vulgare Mart.	0.45	1	2	40	43,97
34		Attalea maripa (Aubl.) Mart.	0.42	1	3	40,12	43
35		Attalea speciosa Mart.	0.52	1	2	12	77
36		Elaeis oleifera (Kunth) Cortés	0.64	4	1	35	
37		Euterpe precatória Mart.	0.40	2	1	13	63
38		Oenocarpus bacaba Mart.	0.47	1	3	40	43
39		Oenocarpus minor Mart.	0.68	3	1	40	43
40		Syagrus coccooides Mart.	0.60	2	2	40	43
41		Syagrus inajai (Spruce) Becc.	0.66	2	1	40	43
42	BIGNONIACEAE	Handroanthus serratifolius (Vahl) S.O.Grose	0.94	3	3	40	43
43		Handroanthus impetiginosus (Mart. ex DC.) Mattos	0.90	3	2	40	43
44		Jacaranda copaia (Aubl.) D.Don	0.35	1	3	40	43,17
45	BIXACEAE	Bixa arborea Huber	0.37	1	2	40	64
46	BORAGINACEAE	Cordia alliodora (Ruiz & Pav.) Oken	0.52	2	2	40	52,29
47		Cordia bicolor A.DC.	0.48	2	2	40	43,29
48		Cordia exaltata Lam.	0.40	1	1	40	43,75
49		Cordia goeldiana Huber	0.50	2	2	40	43,75

Nº	Família	Nome Científico *	Dens.	GE	Oc.	Ref. Dens.	Ref. GE
50		<i>Cordia nodosa</i> Lam.	0.39	2	1	40	31
51	BURSERACEAE	<i>Protium altsonii</i> Sandwith	0.68	3	1	40	43
52		<i>Protium hebetatum</i> D.C. Daly	0.58	3	1	17	48
53		<i>Protium heptaphyllum</i> (Aubl.) Marchand	0.71	2	1	40	69,43
54		<i>Protium paniculatum</i> Engl.	0.65	3	2	40	47
55		<i>Protium puncticulatum</i> J.F. Macbr.	0.64	2	2	34	46
56		<i>Protium robustum</i> (Swart) D.M.Porter	0.68	2	2	16	56
57		<i>Protium nitidifolium</i> (Cuatrec.) D.C. Daly	0.62	2	1	20	
58		<i>Tetragastris altissima</i> (Aubl.) Swart	0.71	2	2	40	65
59		<i>Tetragastris panamensis</i> (Engl.) Kuntze	0.73	3	1	40	43
60		<i>Trattinnickia burserifolia</i> Mart.	0.46	3	3	40	43
61	CANNABACEAE	<i>Trema micrantha</i> (L.) Blume	0.25	1	3	40	51
62	CARICACEAE	<i>Jacaratia spinosa</i> (Aubl.) A.DC.	0.14	2	2	31	88
63	CARYOCARACEAE	<i>Caryocar pallidum</i> A.C.Sm.	0.84	3	1	40	17
64		<i>Caryocar villosum</i> (Aubl.) Pers	0.76	3	3	40	43
65	CHRYSOBALANACEAE	<i>Licania incana</i> Aubl.	0.86	3	2	40	43
66		<i>Licania micrantha</i> Miq.	0.84	3	1	40	43
67		<i>Licania oblongifolia</i> Standl.	0.80	3	1	40	17
68		<i>Licania prismatocarpa</i> Spruce ex Hook.f.	0.84	3	1	9,38,40	67
69	CLUSIACEAE	<i>Symphonia globulifera</i> L.f.	0.62	3	2	40	43
70		<i>Tovomitia brasiliensis</i> (Mart.) Walp.	0.71	2	1	20	17
71	COMBRETACEAE	<i>Buchenavia macrophylla</i> Spruce ex Eichler	0.82	3	1	38,40	17
72	CONNARACEAE	<i>Connarus perrottetii</i> (DC.) Planch.	0.57	1	1	18	17
73	EBENACEAE	<i>Diospyros manausensis</i> Cavalcante	0.72	3	1	38,40	31
74	ELAEOCARPACEAE	<i>Sloanea nitida</i> G. Don	0.96	2	2	40	43
75		<i>Sloanea laurifolia</i> (Willd.) Benth.	0.82	2	1	40	43
76	EUPHORBIACEAE	<i>Aparisthium cordatum</i> (A.Juss.) Baill.	0.39	1	3	40	43
77		<i>Croton</i> sp.	0.47	1	2	40	17
78		<i>Croton matourensis</i> Aubl.	0.62	1	1	40	43
79		<i>Glycydendron amazonicum</i> Ducke	0.68	2	3	40	43
80		<i>Hevea guianensis</i> Aubl.	0.57	3	1	40	17
81		<i>Hevea brasiliensis</i> (Willd. ex A.Juss.) Müll.Arg.	0.40	3	3	40	43
82		<i>Joannesia heveoides</i> Ducke	0.39	2	2	40	78,47
83		<i>Mabea angularis</i> Hollander	0.61	2	1	38,40	17
84		<i>Mabea speciosa</i> Müll.Arg.	0.64	1	1	40	43
85		<i>Mabea subsessilis</i> Pax & K.Hoffm.	0.60	2	1	40	45
86		<i>Maprounea guianensis</i> Aubl.	0.59	1	1	40	43
87		<i>Micrandra siphonioides</i> Benth.	0.58	2	1	40	57,99
88		<i>Nealchornea yapurensis</i> Huber	0.61	3	1	40	76
89		<i>Pausandra macropetala</i> Ducke	0.59	2	1	37	79
90		<i>Pogonophora schomburgkiana</i> Miers ex Benth.	0.74	3	1	40	74,101,17
91		<i>Sapium marmieri</i> Huber	0.41	2	2	40	55
92		<i>Sapium glandulosum</i> (L.) Morong	0.47	2	1	40	93
93	F. CAESALPINIOIDEAE	<i>Apuleia leiocarpa</i> (Vogel) J.F.Macbr.	0.80	3	2	40	31
94		<i>Cassia leiandra</i> Benth.	0.64	2	2	7	43,70
95		<i>Chamaecrista xinguensis</i> (Ducke) H.S.Irwin & Barneby	0.90	3	2	16	
96		<i>Crudia glaberrima</i> (Steud.) J.F.Macbr.	0.79	2	2	40	43
97		<i>Dimorphandra pennigera</i> Tul.	0.75	3	1	40	
98		<i>Hymenaea courbaril</i> L.	0.81	3	3	40	43
99		<i>Hymenaea parvifolia</i> Huber	0.88	3	2	40	43
100		<i>Platymiscium duckei</i> Huber	0.78	3	1	40	90
101		<i>Schizolobium amazonicum</i> Ducke	0.49	1	3	40	43
102		<i>Tachigali paniculata</i> var. <i>alba</i> (Ducke) Dwyer	0.55	1	2	31	43
103		<i>Tachigali myrmecophila</i> (Ducke) Ducke	0.48	3	2	40	43
104		<i>Tachigali paniculata</i> Aubl.	0.55	3	3	40	43

Nº	Família	Nome Científico *	Dens.	GE	Oc.	Ref. Dens.	Ref. GE
105		Tachigali setifera (Ducke) Zarucchi & Herend.	0.67	1	1	40	96
106		Tachigali venusta Dwyer	0.57	1	1	23	96
107	F. FABOIDEAE	Andira parvifolia Benth.	0.92	3	1	40	17
108		Bowdichia nitida Benth.	0.80	3	2	40	43
109		Diploptropis martiusii Benth.	0.63	2	1	40	43
110		Diploptropis purpurea (Rich.) Amshoff	0.78	3	2	40	82
111		Diploptropis triloba Gleason	0.78	3	1	40	43
112		Dipteryx odorata (Aubl.) Willd.	0.92	3	3	40	43
113		Dipteryx punctata (S.F.Blake) Amshoff	0.92	3	1	40	89,102
114		Hymenolobium sericeum Ducke	0.72	3	1	20	43
115		Monopteryx inpaie W.A.Rodrigues	0.74	3	1	40	
116		Ormosia discolor Benth.	0.61	3	2	40	56
117		Ormosia flava (Ducke) Rudd	0.58	2	2	40	43
118		Ormosia nobilis var. santaremnensis (Ducke) Rudd	0.58	3	2	40	43
119		Ormosia paraensis Ducke	0.63	3	3	40	43
120		Poecilanthe parviflora Benth.	0.85	3	1	10, 4	80
121		Pterocarpus rohrii Vahl	0.46	2	1	40	17
122		Swartzia arborescens (Aubl.) Pittier	0.83	3	2	40	43
123		Swartzia cuspidata Benth.	0.68	3	1	40	67
124		Swartzia laevicarpa Amshoff	0.61	3	2	40	70
125		Swartzia polyphylla DC.	0.69	2	2	40	43
126		Swartzia recurva Poepp.	0.89	3	1	40	95
127		Swartzia schomburgkii Benth.	0.97	3	1	9	67
128		Sweetia nitens (Vogel) Yakovlev	0.80	3	2	40	59,47
129	F. MIMOSOIDEAE	Abarema jupunba (Willd.) Britton & Killip	0.59	2	1	40	74,43
130		Alexa grandiflora Ducke	0.66	2	2	40	88
131		Dinizia excelsa Ducke	0.94	3	1	40	89
132		Enterolobium maximum Ducke	0.41	1	2	40	14
133		Enterolobium schomburgkii (Benth.) Benth.	0.72	3	3	40	64
134		Inga alba (Sw.) Willd.	0.59	2	3	40	29,74,56
135		Inga cayennensis Benth.	0.53	2	1	40	74
136		Inga gracilifolia Ducke	0.66	3	1	38,40	43
137		Inga macrophylla Willd.	0.68	3	1	2	43
138		Inga paraensis Ducke	0.82	3	1	40	74
139		Inga pilosula (Rich.) J.F.Macbr.	0.61	2	1	39	64
140		Inga rubiginosa (Rich.) DC.	0.66	3	2	40	43
141		Inga stipularis DC.	0.53	2	1	40	43
142		Inga thibaudiana DC.	0.66	2	3	20	86,74,17
143		Marmaroxylon racemosum (Ducke) Record	0.84	3	2	40	47
144		Parkia gigantocarpa Ducke	0.26	1	2	40	85
145		Parkia multijuga Benth.	0.65	2	3	40	43
146		Parkia panurensis H.C.Hopkins	0.65	3	1	27	94
147		Parkia pendula (Willd.) Walp.	0.52	2	1	40	43,56
148		Pseudopiptadenia psilostachya (DC.) G.P.Lewis & M.P.Lima	0.61	3	3	16	43
149		Stryphnodendron pulcherrimum (Willd.) Hochr.	0.48	1	3	40	43
150		Stryphnodendron racemiferum (Ducke) W.A.Rodrigues	0.75	3	1	40	
151		Stryphnodendron guianense (Aubl.) Benth.	0.57	2	1	40	17
152		Zygia racemosa (Ducke) Barneby & J.W. Grimes	0.75	3	1	40	17
153	GOUPIACEAE	Goupia glabra Aubl.	0.73	2	3	40	43,56,17
154	HUMIRIACEAE	Endopleura uchi (Huber) Cuatrec.	0.79	3	2	40	17
155		Sacoglottis mattogrossensis Malme	0.77	3	1	40	41
156	HYPERICACEAE	Vismia cayennensis (Jacq.) Pers.	0.49	1	3	40	74
157		Vismia guianensis (Aubl.) Pers.	0.48	1	3	40	17
158		Vismia japurensis Rehb.f.	0.56	1	3	19	51

Nº	Família	Nome Científico *	Dens.	GE	Oc.	Ref. Dens.	Ref. GE
159		<i>Vismia gracilis</i> Hieron.	0.49	1	1	40	51
160		<i>Vismia sandwithii</i> Ewan	0.49	1	1	40	51
161	ICACINACEAE	<i>Emmotum acuminatum</i> (Benth.) Miers	0.79	2	1	40	43
162		<i>Poraqueiba sericea</i> Tul.	0.91	3	1	8	8
163	LACISTEMACEAE	<i>Lacistema aggregatum</i> (P.J.Bergius) Rusby	0.51	1	1	40	74
164		<i>Lacistema grandifolium</i> Schnizl.	0.52	1	1	40	74
165	LAMIACEAE	<i>Vitex triflora</i> Vahl	0.56	2	1	9	31
166	LAURACEAE	<i>Aniba burchellii</i> Kosterm.	0.52	3	1	40	43
167		<i>Aniba ferrea</i> Kubitzki	0.52	3	1	9,38,40	17
168		<i>Aniba panurensis</i> (Meisn.) Mez	0.61	3	1	40	31
169		<i>Aniba paraense</i> Mez.	0.59	3	2	40	43,17,31
170		<i>Dicypellium manausense</i> W.A.Rodrigues	0.53	3	1	14	53
171		<i>Endlicheria bracteata</i> Mez	0.50	2	1	40	45
172		<i>Licaria chrysophylla</i> (Meisn.) Kosterm.	0.79	2	2	40	56
173		<i>Mezilaurus ita-uba</i> (Meisn.) Taub. ex Mez	0.74	3	2	40	43
174		<i>Mezilaurus lindaviana</i> Schwacke & Mez	0.68	2	2	40	71
175		<i>Nectandra cuspidata</i> Nees & Mart.	0.52	3	1	40	43
176		<i>Ocotea baturitensis</i> Vattimo-Gil	0.56	2	2	40	
177		<i>Ocotea canaliculata</i> (Rich.) Mez	0.48	1	2	40	73
178		<i>Ocotea cujumarum</i> Mart.	0.70	3	1	20	43
179		<i>Ocotea glomerata</i> (Nees) Mez	0.51	1	2	40	73
180		<i>Ocotea guianensis</i> Aubl.	0.53	3	1	40	43
181		<i>Sextonia rubra</i> (Mez) van der Werff	0.55	3	3	40	43
182	LECYTHIDACEAE	<i>Bertholletia excelsa</i> Bonpl.	0.64	2	2	40	64
183		<i>Corythophora rimosa</i> W.A.Rodrigues	0.81	3	1	4	60
184		<i>Couratari guianensis</i> Aubl.	0.51	3	2	40	43
185		<i>Eschweilera amazonica</i> R.Knuth	0.90	3	2	40	43
186		<i>Eschweilera atropetiolata</i> S.A.Mori	0.75	3	1	40	17
187		<i>Eschweilera bracteosa</i> (Poepp. ex O.Berg) Miers	0.88	3	1	9	56
188		<i>Eschweilera coriacea</i> (DC.) S.A.Mori	0.85	3	3	40	43
189		<i>Eschweilera obversa</i> (O.Berg) Miers	0.83	3	2	40	82,43
190		<i>Eschweilera wachenheimii</i> (Benoist) Sandwith	0.81	3	1	40	82,43
191		<i>Lecythis lurida</i> (Miers) S.A.Mori	0.86	3	2	40	43
192		<i>Lecythis pisonis</i> Cambess.	0.86	3	2	40	43
193		<i>Lecythis prancei</i> S.A.Mori	0.88	3	1	40	43
194		<i>Lecythis zabucajo</i> Aubl.	0.85	3	1	40	43
195	LINACEAE	<i>Roucheria columbiana</i> Hallier f.	0.77	2	1	40	43
196	MALPIGHIACEAE	<i>Byrsonima chrysophylla</i> Kunth	0.69	1	1	38,40	43
197		<i>Byrsonima crispa</i> A.Juss.	0.58	3	3	40	43
198		<i>Byrsonima duckeana</i> W.R.Anderson	0.69	3	1	38,40	84,17
199	MALVACEAE	<i>Apeiba echinata</i> Gaertn.	0.36	1	3	31	88
200		<i>Eriotheca globosa</i> (Aubl.) A.Robyns	0.41	2	3	40	49
201		<i>Luehea speciosa</i> Willd.	0.52	2	2	25	43
202		<i>Lueheopsis rosea</i> (Ducke) Burret	0.33	2	1	40	56
203		<i>Pachira glabra</i> Pasq.	0.37	2	2	24	42
204		<i>Quararibea ochrocalyx</i> (K.Schum.) Vischer	0.56	2	1	20	88
205		<i>Sterculia frondosa</i> Rich.	0.47	1	1	40	
206		<i>Theobroma speciosum</i> Willd. ex Spreng.	0.63	2	2	40	43
207		<i>Theobroma sylvestre</i> Aubl. ex Mart. in Buchner	0.67	2	1	40	17
208	MELASTOMATACEAE	<i>Bellucia dichotoma</i> Cogn.	0.54	1	3	17	17
209		<i>Bellucia grossularioides</i> (L.) Triana	0.60	1	3	40	51
210		<i>Miconia argyrophylla</i> DC.	0.54	1	3	23	74,17
211		<i>Miconia cuspidata</i> Mart. ex Naudin	0.87	2	1	5	43
212		<i>Miconia eriodonta</i> DC.	0.63	1	1	2	74
213		<i>Miconia poeppigii</i> Triana	0.60	1	1	40	74

Nº	Família	Nome Científico *	Dens.	GE	Oc.	Ref. Dens.	Ref. GE
214		Miconia regelii Cogn.	0.60	2	1	38,40	68
215		Miconia serialis DC.	0.60	2	1	38,40	43
216		Miconia tetraspermoides Wurdack	0.60	2	1	38,40	31
217		Miconia tomentosa (Rich.) D.Don.	0.71	2	1	40	68
218	MELIACEAE	Carapa procera DC.	0.68	2	2	40	74
219		Cedrela fissilis Vell.	0.47	2	2	40	14
220		Cedrela odorata L.	0.46	3	2	40	43
221		Guarea scabra A.Juss.	0.74	3	1	40	43,93
222		Trichilia septentrionalis C.DC.	0.53	3	1	29	43
223	MORACEAE	Bagassa guianensis Aubl.	0.71	1	2	40	74,100
224		Brosimum rubescens Taub.	0.83	3	1	40	17
225		Brosimum acutifolium Huber	0.64	2	2	40	43
226		Brosimum guianense (Aubl.) Huber ex Ducke	0.84	2	2	40	69,29
227		Brosimum lactescens (S.Moore) C.C.Berg	0.66	2	2	40	29,75
228		Brosimum parinarioides Ducke	0.63	2	3	40	69
229		Clarisia racemosa Ruiz & Pav.	0.59	3	3	40	31
230		Ficus gomelleira Kunth & C.D.Bouché	0.39	2	1	22	31
231		Ficus nymphaeifolia Mill.	0.59	1	3	38,40,4	74
232		Ficus sp.	0.41	2	3	40	75
233		Helicostylis scabra (J.F.Macbr.) C.C.Berg	0.74	3	1	40	31
234		Helicostylis tomentosa (Poepp. & Endl.) J.F.Macbr.	0.63	2	1	40	43
235		Maquira sclerophylla (Ducke) C.C.Berg	0.51	1	3	40	43
236		Naucleopsis caloneura (Huber) Ducke	0.55	2	1	20,37	56
237		Perebea mollis (Poepp. & Endl.) Huber	0.37	2	2	40	82
238	MYRISTICACEAE	Iryanthera grandis Ducke	0.63	3	2	40	31
239		Iryanthera juruensis Warb.	0.63	2	1	40	69,17
240		Osteophloeum platyspermum (Spruce ex A.DC.) Warb.	0.47	3	1	40	43
241		Virola multinervia Ducke	0.45	2	1	15	15
242		Virola michelii Heckel	0.47	2	3	40	17
243	MYRTACEAE	Calyptranthes crebra McVaugh	0.78	2	1	40	56
244		Eugenia patrisii Vahl	0.83	3	1	40	70
245		Eugenia sp.	0.76	3	3	40	17
246		Myrcia fallax (Rich.) DC.	0.82	3	1	40	74
247		Myrcia guianensis (Aubl.) DC.	0.74	2	1	1	61
248		Myrcia magnoliifolia DC.	0.77	3	1	40	
249		Myrcia paivae O.Berg	0.77	2	2	40	55
250		Myrcia sylvatica (G.Mey.) DC.	0.76	3	1	6	31
251		Myrciaria floribunda (H.West ex Willd.) O.Berg	0.79	3	3	40	88
252	NA	Dead tree	0.34	5	3	3	
253	NYCTAGINACEAE	Neea madeirana Standl.	0.55	2	1	40	67
254		Neea oppositifolia Ruiz & Pav.	0.89	1	2	40	43,75
255	OLACACEAE	Chanochiton kappleri (Sagot ex Engl.) Ducke	0.52	2	1	40	43
256		Dulacia guianensis (Engl.) Kuntze	0.57	3	1	40	49
257		Minquartia guianensis Aubl.	0.80	3	1	40	43
258	OPILIACEAE	Agonandra silvatica Ducke	0.83	3	1	40	62
259	PERACEAE	Pera glabrata (Schott) Poepp. ex Baill.	0.67	1	1	40	43
260	PHYLLANTHACEAE	Margaritaria nobilis L.f.	0.48	2	2	40	72
261	POLYGONACEAE	Coccoloba latifolia Poir.	0.58	1	2	40	43
262	PROTEACEAE	Roupala montana Aubl.	0.73	3	1	40	44,98
263	QUIINACEAE	Lacunaria jenmanii (Oliv.) Ducke	0.92	3	1	38,40	56
264		Touroulia guianensis Aubl.	0.76	3	1	40	
265	RUBIACEAE	Capirona decorticans Spruce	0.59	2	2	40	96
266		Chimarrhis barbata (Ducke) Bremek.	0.71	2	1	40	62
267		Chimarrhis turbinata DC.	0.72	2	2	40	74
268		Coussarea ampla Müll.Arg.	0.48	2	1	40	83

Nº	Família	Nome Científico *	Dens.	GE	Oc.	Ref. Dens.	Ref. GE
269		Duroia longiflora Ducke	0.81	3	1	38	82,70
270		Genipa americana L.	0.62	1	2	40	43
271		Isertia hypoleuca Benth.	0.61	1	1	40	50
272		Palicourea corymbifera (Müll.Arg.) Standl.	0.66	1	1	38,40	92
273		Palicourea guianensis Aubl.	0.54	1	1	40	74
274		Fagara sp.	0.56	2	2	40	66
275		Zanthoxylum rhoifolium Lam.	0.57	2	3	40	43,56,17
276	SALICACEAE	Casearia grandiflora Cambess.	0.77	2	1	40	31
277		Casearia javitensis Kunth	0.75	2	2	40	74
278		Casearia pitumba Sleumer	0.73	2	1	40	74,63
279		Casearia spruceana Benth. ex Eichler	0.68	2	2	40	75
280		Casearia ulmifolia Vahl ex Vent.	0.68	2	1	33,40	74,63,75
281		Laetia procera (Poepp.) Eichl.	0.63	2	3	40	74,51,17
282		Ryania speciosa Vahl	0.49	1	1	36	
283	SAPINDACEAE	Cupania hispida Radlk.	0.64	1	1	40	43
284		Matayba arborescens (Aubl.) Radlk.	0.70	1	1	40	43
285		Talisia carinata Radlk.	0.86	3	2	30	
286		Talisia longifolia (Benth.) Radlk.	0.93	3	2	6	81
287		Talisia praealta Radlk.	1.05	3	1	38	
288	SAPOTACEAE	Manilkara bidentata (A.DC.) A.Chev.	0.87	3	1	40	43
289		Manilkara huberi (Ducke) Standl.	0.92	3	2	40	43
290		Micropholis casiquiarensis Aubrév.	0.71	3	1	40	
291		Micropholis venulosa (Mart. & Eichler ex Miq.) Pierre	0.67	3	1	40	43
292		Pouteria bilocularis (H.J.P.Winkl.) Baehni	0.71	3	2	40	43
293		Pouteria gongrijpii Eyma	0.80	3	2	40	43
294		Pouteria guianensis Aubl.	0.93	3	1	40	43
295		Pouteria macrophylla (Lam.) Eyma	0.74	3	2	40	43
296		Pouteria oblanceolata Pires	0.79	3	1	40	17
297		Pouteria opposita (Ducke) T.D.Penn.	0.65	3	1	9	43
298		Pouteria petiolata T.D.Penn.	0.68	3	1	20	91
299		Pouteria platyphylla (A.C.Sm.) Baehni	0.80	3	1	28	43,70
300		Pouteria sp.	0.78	3	2	40	43,70
301		Pouteria torta (Mart.) Radlk.	0.77	2	2	40	87
302		Pouteria manaosensis Aubrév. & Pellegr.	0.64	3	1	15	17
303	SIMAROUBACEAE	Simaba cedron Planch.	0.47	2	1	40	43
304		Simaba polyphylla (Cavalcante) W.W. Thomas	0.45	2	1	38	54
305		Simarouba amara Aubl.	0.38	2	1	40	74,17,56
306	SIPARUNACEAE	Siparuna guianensis Aubl.	0.56	2	1	11	17
307	STRELITZIACEAE	Phenakospermum guyannense (A.Rich.) Endl.	0.17	1	1	32	58
308	ULMACEAE	Ampelocera edentula Kuhlmann	0.70	2	1	40	43
309	URTICACEAE	Cecropia palmata Willd.	0.39	1	2	26	43
310		Cecropia purpurascens C.C.Berg	0.31	1	1	17	51,17
311		Cecropia sciadophylla Mart.	0.39	1	3	40	17
312		Pourouma guianensis Aubl.	0.38	1	3	40	74,43
313		Pourouma villosa Trécul	0.34	1	1	40	74,43
314	VIOLACEAE	Rinorea guianensis Aubl.	0.78	2	3	40	17
315		Rinorea racemosa (Mart.) Kuntze	0.68	2	1	40	17
316		Rinorea pubiflora (Benth.) Sprague & Sandwith	0.75	3	2	40	55
317	VOCHYSIACEAE	Erismia bicolor Ducke	0.70	3	1	27	75
318		Qualea paraensis Ducke	0.69	3	1	40	43
319		Qualea albiflora Warm.	0.57	3	1	40	43
320		Vochysia vismiifolia Spruce ex Warm.	0.75	3	1	27	43
321		Unknown	0.62	5	2		
322		Unknown	0.62	5	2		
323		Unknown	0.62	5	2		

Nota: Dens. - densidade da madeira em g.cm^{-3} . GE - grupo ecológico: 1 – Pioneira; 2 - Secundária Inicial; 3 - Secundária Tardia; 4- Exótica; 5- Morta/Desc. Oc. – Ocorrência: 1- Manaus; 2 – Santarém; 3 – Ambas. As referências numéricas para densidade e GE encontram-se no material suplementar de Cassol et al. (2017).

APÊNDICE D1

Tabela D.1 - Equações alométricas de biomassa seca e fresca acima do solo (BAS, biomassa seca acima do solo, em kg) nas florestas primárias e secundárias da bacia Amazônica.

N	Equação	y	x1	x2	x3	R ²	RMSE%	N ind.	Intervalo DAP (cm)	Região	País	Referência
1	$\ln y = -2.134 + 2.53.\ln.x1$	BAS	DAP			0.97		170	5 - 148 cm		Asia, A. Sul	Brown (1997)
2	$\ln y = -2.41 + 0.9522.\ln.x1.x2.x3$	BAS	DAP ²	H	Dens.	0.99	24.70	94	5 - 130 cm		Asia, A. Sul	Brown et al. (1989)
3	$\ln y = -2.994 + 2.135.\ln.x1+0.824.\ln.x2+0.809.\ln.x3$	BAS	DAP	H	Dens.	0.99	30.20	1504	5-156 cm		Ásia, A. Sul	Chave et al. (2005)
4	$\ln y = -2.9205 + 0.9894.\ln.x1.x2.x3$	BAS	DAP ²	H	Dens.	0.98	32.22	1816	10-160 cm		Ásia, A. Sul e África	Feldpausch et al. (2012)
5	$y = 0.0009.x1^{1.585}.x2^{2.651}$	PU	DAP	H		0.92	4.00	71	20-120 cm	AM - Manaus	Brasil	Higuchi et al. (1998)
6	$y = 0.0336.x1^{2.171}.x2^{1.038}$	PU	DAP	H		0.94	4.30	244	5-20 cm	AM - Manaus	Brasil	Higuchi et al. (1998)
7	$\ln y = -1.912 + 2.49.\ln.x1$	PU	DAP			0.95	3.70	494	5-120 cm	AM - Manaus	Brasil	Silva (2007)
8	$\ln y = -1.869 + 2.231.\ln.x1$	BAS	DAP			0.96		1128	1-23 cm	AM - Manaus	Brasil	Wandelli and Fearnside (2015)
9	$\ln y = -0.37 + 0.333.\ln.x1 + 0.933.\ln.x2 + 0.122.\ln.x3$	BAS	DAP	DAP ²	DAP ³	0.97	9.00	315	5-100 cm	AM - Manaus	Brasil	Chambers et al. (2001)
10	$\ln y = -1.8985 + 2.1569.\ln.x1+0.3888.\ln.x2+0.7218.\ln.x3$	BAS	DAP	H	Dens.	0.99	14.00	132	5-30 cm	AM - Manaus	Brasil	Nelson et al. (1999)
11	$y = 0.135.x1^{2.546}$	BAS	DAP							AM - Manaus	Brasil	Santos (1996)
12	$\ln y = -3.372 + 1.83.\ln.x1+ 1.097.\ln.x2$	BAS	DAP	H		0.96	6.58	101	5-61 cm	AM - São G. da Cachoeira	Brasil	Lima et al. (2012)
13	$\ln y = -1.716 + 2.413.\ln.x1$	BAS	DAP			0.96	30.60	262	5-124 cm	MT - Carlinda	Brasil	Nogueira et al. (2008)
14	$y = 736.5.(x1.x2.x3)^{0.9331}$	BAS	G	H	Dens.	0.95	18.20	82	1-22 cm	PA - Bragantina	Brasil	Ducey et al. (2009)
15	$\ln y = -2.17 + 1.02.\ln.x1 + 0.39.\ln.x2$	BAS	DAP ²	H		0.90		84	5-65 cm	PA - Paragominas	Brasil	Uhl et al. (1988)
16	$y = 0.026.X1^{1.529}.X2^{1.747}$	PU	DAP	H		0.92	0.60	127	5-138 cm	PA - Tomé Açú	Brasil	Araújo et al. (1999)
17	$\ln y = -2.919 + 2.081.\ln.x1+0.587.\ln.x2+0.391.\ln.x3$	BAS	DAP	H	Dens.	0.96	32.00	370	10-140	Magdalena Valley	Colômbia	Alvarez et al. (2012)
18	$\ln y = -2.904 + 0.993.\ln.x1.x2.x3$	BAS	DAP ²	H	Dens.	0.99	11.20	54	8-100 cm	Araracuara	Colômbia	Overman et al. (1994)
19	$\ln y = -2.232 + 2.422.\ln.x1$	BAS	DAP			0.97	3.94	152	0.9-40 cm	Porce	Colômbia	Sierra et al. (2007)

N	Equação	y	x1	x2	x3	R ²	RMSE%	N ind.	Intervalo DAP (cm)	Região	País	Referência
20	$\ln y = -1.981 + 1.047.\ln x1 + 0.572.\ln x2 + 0.931.\ln x3$	BAS	DAP ²	H	Dens.	0.92	5.84	39	5-20 cm	Rio Negro	Colômbia	Saldarriaga et al. (1988)
21	$\ln y = -1.086 + 0.876.\ln x1 + 0.604.\ln x2 + 0.871.\ln x3$	BAS	DAP ²	H	Dens.	0.93	4.09	43	20-127 cm	Rio Negro	Colômbia	Saldarriaga et al. (1988)
22	$y = 0.0673.x3.x1.x2^{0.976}$	BAS	DAP ²	H	Dens.	0.90	10.00	4004	5-212 cm		Global	Chave et al. (2014)
23	$\ln y = -2.967 + 0.991.\ln.x1.x2.x3$	BAS	DAP ²	H	Dens.			42	1-90 cm		Venezuela	Jordan and Uhl (1978)

PU = peso úmido, em kg; DAP = diâmetro à altura do peito, em cm; H = altura, em metros; Dens. = densidade específica da madeira, em g.m-3; G = área basal, em m²; R² = coeficiente de determinação; RMSE = raiz do erro médio quadrático; N ind. = número de indivíduos pesados e amostrados.

