MINISTÉRIO DA CIÊNCIA E TECNOLOGIA
INSTITUTO NACIONAL DE PESQUISAS ESPACIAIS

INPE-14777-TDI/1230

AVALIAÇÃO DE DADOS SAR POLARIMÉTRICOS PARA ESTIMATIVA VOLUMÉTRICA DE FLORESTAS TROPICAIS

Fábio Guimarães Gonçalves

Dissertação de Mestrado do Curso de Pós-Graduação em Sensoriamento Remoto, orientada pelo Dr. João Roberto dos Santos, aprovada em 16 de abril de 2007.

INPE
São José dos Campos
2007

Publicado por: **esta página é responsabilidade do SID**

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) 3945-6911
Fax: (012) 3945-6919
E-mail: pubtc@sid.inpe.br

Solicita-se intercâmbio
We ask for exchange

Publicação Externa – É permitida sua reprodução para interessados.

MINISTÉRIO DA CIÊNCIA E TECNOLOGIA
INSTITUTO NACIONAL DE PESQUISAS ESPACIAIS

INPE-14777-TDI/1230

AVALIAÇÃO DE DADOS SAR POLARIMÉTRICOS PARA ESTIMATIVA VOLUMÉTRICA DE FLORESTAS TROPICAIS

Fábio Guimarães Gonçalves

Dissertação de Mestrado do Curso de Pós-Graduação em Sensoriamento Remoto, orientada pelo Dr. João Roberto dos Santos, aprovada em 16 de abril de 2007.

INPE
São José dos Campos
2007

528.711.7 (811.5)

Gonçalves, F. G.
Avaliação de dados SAR polarimétricos para estimativa volumétrica de florestas tropicais / Fábio Guimarães Gonçalves. - São José dos Campos: INPE, 2007.
107 p. ; (INPE-14777-TDI/1230)

1. Sensoriamento remoto. 2. Radar de Abertura Sintética. 3. Polarimetria. 4. Inventário florestal. 5. Estrutura florestal. 6. Floresta tropical. 7. Amazônia. 8. Floresta Nacional do Tapajós. I. Título.

Aprovado (a) pela Banca Examinadora em cumprimento ao requisito exigido para obtenção do Título de Mestre em

Sensoriamento Remoto

Dr. Yosio Edemir Shimabukuro

Presidente / INPE / SJCampos - SP

Dr. João Roberto dos Santos

Orientador(a) / INPE / SJCampos - SP

Dra. Corina da Costa Freitas

Membro da Banca / INPE / SJCampos - SP

Dr. José Eduardo Macedo Pezzopane

Convidado(a) / UFES / Alegre - ES

Dr. David Fernandes

Convidado(a) / ITA / SJCampos - SP

Aluno (a): Fábio Guimarães Gonçalves

São José dos Campos, 16 DE ABRIL DE 2007

À minha esposa Ive

AGRADECIMENTOS

Agradeço a todos que contribuíram, de forma direta ou indiretamente, para a realização deste trabalho, em especial:

Ao Dr. João Roberto dos Santos pela orientação, oportunidades oferecidas e conhecimentos transmitidos.

À Dra. Corina da Costa Freitas e ao Dr. Camilo Daleles Rennó pelo suporte estatístico indispensável.

Aos colegas Antônio Henrique Correia e Ramon Moraes de Freitas pelo auxílio com a programação.

Ao INPE pelo excelente programa de Pós-Graduação em Sensoriamento Remoto e à CAPES pela concessão da bolsa de estudos.

Ao IBAMA, nas pessoas de Gustavo S. C. Pinho e Daniel Cohenca, pelo fornecimento de dados e pelas dúvidas sanadas e ao LBA/Santarém, pelo suporte logístico durante o trabalho de campo.

Ao CENSIPAM (Dr. Roberto Ventura, MSc. Edgar Fagundes, MSc. Rosely K. Teruiya) pelo suporte financeiro à aquisição dos dados SAR-R99B e distribuição das imagens complexas via CRV-Manaus.

Ao Ten. Cel. Nilo Andrade da FAB-COMGAR pelo auxílio na campanha de aquisição dos dados SAR-R99B.

Ao Dr. Fernando Pellon de Miranda da PETROBRAS pelo apoio na disponibilização dos refletores de canto na missão do Tapajós e no suporte financeiro para atividades posteriores na OBT/INPE (preparação dos dados SAR-R99B).

Ao Dr. José Cláudio Mura e Paulo Honda Ota pela assistência no processamento dos dados SAR-R99B no INPE.

Aos amigos de república que compartilharam as alegrias, os anseios e as dificuldades, e aos demais colegas do INPE pelos momentos de descontração.

A meus pais pelo grande entusiasmo e esforços em favor da minha educação, à minha irmã pelo incentivo e amizade, e aos familiares e amigos pela constante torcida.

Por fim, sou muito grato à minha esposa Ive por todo o carinho, amor e companheirismo, e por ter adequado sua vida e sua carreira profissional às demandas da minha carreira acadêmica.

RESUMO

Neste estudo é feita uma avaliação do potencial de dados de radar de abertura sintética polarimétrico (PolSAR) para a estimativa volumétrica de florestas tropicais, com vistas à identificação de florestas potenciais para a produção sustentável de madeira. Como foco secundário, foi realizada uma análise de sensibilidade destes dados PolSAR às variações florístico-estruturais de áreas submetidas ao regime de exploração madeireira. O trabalho foi conduzido com dados adquiridos em banda L, pelo sensor aerotransportado SAR-R99B, sobre uma área experimental na região da Floresta Nacional do Tapajós. Procedimentos de correção do padrão da antena, calibração polarimétrica e calibração absoluta foram inicialmente executados no tratamento dos dados polarimétricos. Para se avaliar o relacionamento das variáveis PolSAR na estimativa volumétrica foi empregado o método estatístico de análise de regressão. Neste sentido, foi realizado o ajuste de modelos de primeira ordem para a predição do volume comercial de madeira por hectare, com a utilização de informações adquiridas em inventários florestais convencionais. O conjunto de variáveis explicativas incluiu uma série de atributos polarimétricos baseados tanto nas medidas de potência do radar, como na informação de fase da radiação retroespalhada. A análise de sensibilidade dos dados PolSAR às variações florístico-estruturais foi realizada com base numa técnica de classificação por decomposição de alvos e na geração de respostas de polarização paralela. Os resultados obtidos indicaram que os atributos mais importantes na modelagem volumétrica foram o coeficiente de retroespalhamento na polarização HV, a componente de espalhamento volumétrico da decomposição de Freeman, a diferença de fase HH-VV e a coerência polarimétrica. Um conjunto de dados independentes, utilizado na validação dos modelos obtidos, indicou que os erros médios na estimativa volumétrica foram inferiores a 15%. Desta forma, os resultados obtidos neste estudo corroboram a hipótese de que dados PolSAR L podem ser utilizados para quantificar estoques de madeira na floresta amazônica, com acurácia compatível àquela obtida em inventários florestais convencionais. No que diz respeito à análise de sensibilidade, as técnicas empregadas não foram robustas o suficiente para detectar a variabilidade florístico-estrutural existente na área experimental.

POLARIMETRIC SAR DATA ANALYSIS FOR TROPICAL FOREST VOLUME ESTIMATION

ABSTRACT

In this study it was evaluated the potential of polarimetric synthetic aperture radar (PolSAR) data for the retrieval of timber volume over tropical forests, with sights to identify areas with potential for sustainable timber production. As a secondary focus, it was made a sensitivity analysis of the PolSAR data in detecting floristic and structural variations in a selectively logged tropical forest area. The work was carried out in the Tapajos National Forest using L-band data acquired by the SAR-R99B airborne sensor. Procedures such as antenna pattern correction, polarimetric calibration and absolute calibration were initially performed in the polarimetric data treatment. Multiple regression techniques were applied to find out the predictive efficacy of the PolSAR data on timber volume estimation. In such a way, ground measurements from conventional forest inventories were used to adjust first order models for timber volume prediction. The set of explanatory variables was comprised of polarimetric attributes based on radar power returns, and on phase information. The sensitivity analysis of the PolSAR data in detecting floristic and structural variations was accomplished based on target decomposition and co-polarized responses. The results suggested the most important attributes for the timber volume modeling were the HV backscattering coefficient, the volume scattering component of the Freeman decomposition, the HH-VV phase difference, and the polarimetric coherence. A set of independent data, used for the models' validation, showed the mean error in the volume estimation was below 15%. Thus, the results of this study confirm the hypothesis that L-band PolSAR data can be applied to quantify timber stocks in the Amazon forest with the same accuracy as that presented by conventional forest inventories. Concerning the sensitivity analysis, the applied techniques were not effective enough to detect the floristic and structural variability in the study area.

SUMÁRIO

Pág.

LISTA DE FIGURAS

LISTA DE TABELAS

LISTA DE SÍMBOLOS

1 INTRODUÇÃO 21
1.1 Estabelecimento do problema 21
1.2 Contribuição científica 22
1.3 Hipótese 22
1.4 Objetivos 23

2 REVISÃO DE LITERATURA 25

3 CONSTRUÇÃO DA BASE DE DADOS 31
3.1 Caracterização da área de estudo 31
3.2 Aquisição e tratamento dos dados de campo 32
3.2.1 Dados do inventário florestal de pré-investimento (IFPI) 32
3.2.2 Dados do inventário florestal de 2005 (IF_{2005}) 34
3.3 Imageamento e processamento SAR 38
3.3.1 Descrição dos atributos PolSAR 41

4 MÉTODOS DE ANÁLISE 47
4.1 Florística e estrutura 47
4.1.1 Caracterização do povoamento florestal 47
4.1.2 Caracterização das parcelas amostrais 48
4.2 Análise exploratória dos dados PolSAR 50
4.3 Modelagem volumétrica 52

5 RESULTADOS E DISCUSSÃO 57
5.1 Caracterização do povoamento florestal 57
5.2 Caracterização das parcelas amostrais 60
5.3 Qualidade dos dados PolSAR 64
5.4 Análise exploratória dos dados PolSAR 67
5.5 Modelagem volumétrica 71

6 CONCLUSÕES E RECOMENDAÇÕES 87

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS 91

APÊNDICE A 97

LISTA DE FIGURAS

Pág.

3.1 - Localização geográfica da FLONA Tapajós, PA, com destaque na área de realização do experimento (linha pontilhada). Ao fundo, imagens TM e/ou ETM+ (composição R5-G4-B3) obtidas entre 1991 e 1999 32

3.2 - Representação esquemática da amostragem realizada no IFPI 33

3.3 - Curva de resposta da equação empregada para a estimativa do *VCM* no IFPI 34

3.4 - Localização geográfica das amostras dos dois inventários florestais realizados na FLONA Tapajós. Ao fundo, imagem amplitude do SAR-R99B (composição R_{HH}-G_{VV}-B_{HV}), obtida em setembro de 2005 35

3.5 - Representação esquemática do procedimento de georreferenciamento das árvores inventariadas nas parcelas amostrais 37

3.6 - Aeronave EMB-145, com destaque no sensor SAR-R99B 38

4.1 - Zonas do espaço de classificação bidimensional $(H, \overline{\alpha})$. As curvas I e II representam os limites de variação de $\overline{\alpha}$ como função de *H* 51

4.2 - Sistematização dos procedimentos da análise de regressão 56

5.1 - Curva espécie-área obtida com a amostragem empregada no IF_{2005} 57

5.2 - Parâmetros fitossociológicos das 10 famílias com maior IVI amostradas no IF_{2005} 58

5.3 - Distribuição diamétrica dos 2.213 indivíduos arbóreos inventariados no IF_{2005}.. 59

5.4 - Potencial de aproveitamento no mercado madeireiro (C = comercial, Po = potencial e N = não comercial) e comportamento ecológico (Pi = pioneira e T = tolerante) das 50 espécies com maior IVI, amostradas no IF_{2005} (SC = espécies sem caracterização) 60

5.5 - Dendrograma de similaridade florística entre as diferentes parcelas do IF_{2005}. A linha horizontal pontilhada representa o nível de corte de 25% 61

5.6 - Resultado da ANOVA para o *DAP* (a) e *HT* (b) das parcelas amostrais do IF_{2005}. As barras verticais denotam intervalos de confiança para a média ao nível de 95% 62

5.7 - Distribuição diamétrica das parcelas amostrais do IF_{2005} e valores médios de *HT* por classe de *DAP* 63

5.8 - Perfil da variação radiométrica, na direção de alcance, da componente HH: (a) antes da correção do padrão da antena; e (b) após a correção do padrão da antena 64

5.9 - Resposta de polarização paralela de um dos refletores de canto triédricos alocados em campo durante a campanha de imageamento: (a) antes da calibração; (b) após a remoção do *cross-talk*; e (c) após a remoção do

channel imbalance. Em (d) é apresentada a resposta esperada (teórica) de um refletor de canto triédrico 65

5.10 - Perfil de um segmento da imagem σ^0_{HH}, com variação de ângulo de incidência entre 59 e 64º. As classes temáticas presentes nesta seção incluem floresta densa (A), solo exposto (B), palha seca (C) e floresta secundária (D) .. 66

5.11 - Distribuição das parcelas amostrais do IF_{2005} no espaço de classificação bidimensional $(H, \overline{\alpha})$ 68

5.12 - Resposta de polarização paralela das parcelas amostrais do IF_{2005} 70

5.13 - Matriz de correlação e de diagramas de dispersão entre o *VCM* e o grupo de atributos incoerentes. Em vermelho, correlações significativas ao nível de 10% de significância 72

5.14 - Matriz de correlação e de diagramas de dispersão entre o *VCM* e o grupo de atributos coerentes. Em vermelho, correlações significativas ao nível de 10% de significância 73

5.15 - Diagramas de dispersão entre o *VCM* e o conjunto total de variáveis explicativas. As elipses vermelhas destacam as observações consideradas *outliers* 74

5.16 - Valores de R^2 e de QMR dos subconjuntos de variáveis explicativas que apresentaram os melhores desempenhos no processo de seleção: (a) modelo geral; e (b) modelo específico 77

5.17 - Diagrama de dispersão entre os resíduos do modelo selecionado e cada termo de interação bivariado: (a) modelo geral; (b), (c) e (d) modelo específico 79

5.18 - Valores de SQR como função de diferentes transformações aplicadas ao *VCM*: (a) modelo geral; e (b) modelo específico 80

5.19 - Valor da distância de Cook para cada observação dos modelos selecionados: (a) modelo geral; e (b) modelo específico 81

5.20 - Diagrama de dispersão entre os resíduos e os valores de *VCM* ajustados e gráfico de probabilidade normal dos resíduos: (a) e (b) modelo geral; (c) e (d) modelo específico 82

5.21 - Diagrama de espalhamento de Moran para os resíduos do modelo geral (a) e do modelo específico (b). Os quadrantes Q1 e Q2 indicam associação espacial positiva, no sentido que uma localização possui vizinhos com valores semelhantes. Os quadrantes Q3 e Q4 indicam associação espacial negativa, no sentido que uma localização possui vizinhos com valores distintos 83

5.22 - Valores de *VCM* observados e estimados nas seis parcelas amostrais do IF_{2005}: (a) valores estimados com o modelo geral; e (b) valores estimados com o modelo específico. As barras verticais correspondem a intervalos de predição computados com nível de confiança de 95% 85

LISTA DE TABELAS

Pág.

3.1 - Dados meteorológicos registrados na estação de Belterra durante o mês da campanha de imageamento 38

5.1 - Número total de indivíduos, famílias e espécies de cada parcela amostral do IF_{2005}, com o respectivo valor do índice de Shannon-Weaver (*H'*) 60

5.2 - Valores percentuais da distribuição dos pixels de cada parcela amostral do IF_{2005} nas zonas do espaço de classificação bidimensional $(H, \overline{\alpha})$ 69

5.3 - Coeficiente de correlação linear entre o *VCM* e o conjunto de variáveis explicativas, após a remoção dos 7 *outliers* identificados..... 75

5.4 - Resultados da regressão dos modelos selecionados..... 78

5.5 - Fatores de inflação da variância dos modelos selecionados 79

5.6 - Resultados do teste de Levene modificado para os modelos selecionados, aplicado com a utilização de cada variável explicativa 82

5.7 - Conjunto de dados de validação, relativos às 6 parcelas amostrais do IF_{2005} 84

A.1 - Relação das espécies arbóreas inventariadas em 6 ha na FLONA Tapajós, com o respectivo número de indivíduos (N), densidade absoluta (DA), densidade relativa (DR), dominância absoluta (DoA), dominância relativa (DoR), frequência absoluta (FA), frequência relativa (FR) e índice do valor de importância relativo (IVI%), por ordem alfabética de famílias e em ordem decrescente de IVI% 97

A.2 - Conjunto de dados relativos aos 24 conglomerados do IFPI 107

LISTA DE SÍMBOLOS

A – Anisotropia
BMI – Índice de biomassa
CSI – Índice de estrutura do dossel
DA_i – Densidade absoluta
DAP – Diâmetro à altura do peito
DoA_i – Dominância absoluta
DoR_i – Dominância relativa
DR_i – Densidade relativa
FA_i – Freqüência absoluta
FR_i – Freqüência relativa
H – Entropia
H' – Índice de Shannon-Weaver
HT – Altura total
IVI – Índice do valor de importância
IVI% – Índice do valor de importância relativo
J – Equabilidade de Pielou
P_d – Componente de espalhamento *double bounce*
P_s – Componente de espalhamento superficial
P_T – Potência total
P_v – Componente de espalhamento volumétrico
R_c – Razão de polarização cruzada
R_p – Razão de polarização paralela
S_{ij} – Índice de similaridade de Jaccard
VCM – Volume comercial de madeira
VSI – Índice de espalhamento volumétrico
$\overline{\alpha}$ – Ângulo alfa médio
γ – Coerência polarimétrica
$\Delta\varphi$ – Diferença de fase HH-VV
σ – Seção transversal
σ^0_{HH} – Coeficiente de retroespalhamento na polarização HH
σ^0_{HV} – Coeficiente de retroespalhamento na polarização HV
σ^0_{VV} – Coeficiente de retroespalhamento na polarização VV
χ – Ângulo de elipticidade
ψ – Ângulo de orientação

1 INTRODUÇÃO

A Amazônia brasileira representa um terço das florestas tropicais do mundo e apresenta um estoque de madeira em tora com valor comercial não inferior a 60 bilhões de metros cúbicos (Barros e Veríssimo, 2002). Estima-se que em 2004 a indústria madeireira produziu uma renda bruta de 2,3 bilhões de dólares e gerou cerca de 380 mil empregos diretos e indiretos na Amazônia Legal (Lentini *et al*., 2005). Assim, em Estados como o Pará, Mato Grosso e Rondônia, o setor florestal chega a contribuir com 15 a 20% do Produto Interno Bruto (PIB).

De modo adicional, o manejo florestal comunitário, com foco na produção de madeira, tem experimentado um processo de expansão importante nos últimos anos. De acordo com Amaral e Amaral Neto (2005), já existem mais de 300 planos de manejo florestal na Amazônia brasileira, aprovados ou em processo de elaboração e tramitação, envolvendo populações locais. Estas iniciativas surgem como alternativa importante no cenário amazônico, palco de intensa exploração predatória de madeira e constante conversão de ecossistemas naturais em áreas de atividade agrícola.

1.1 Estabelecimento do problema

A informação de estoques de madeira na região amazônica é importante para a identificação de florestas potencias para a produção sustentável de madeira. De acordo com Veríssimo *et al*. (2006), somente no Estado do Pará existem cerca de 25 milhões de hectares destas florestas consideradas potenciais. Entretanto, na realização destes levantamentos, a tipologia vegetal ainda é o principal determinante do potencial madeireiro de um povoamento florestal (IBGE, 1996). Este método é puramente qualitativo e não produz informações estatisticamente confiáveis. Portanto, tornam-se necessárias alternativas com bases quantitativas para subsidiar o inventário volumétrico da floresta amazônica, em escalas espaciais mais amplas.

Dados de sensoriamento remoto têm sido empregados com sucesso em aplicações que envolvem grandes extensões territoriais, a exemplo dos inventários florestais nacionais (Hyyppa *et al*., 2000). Nas regiões tropicais os dados de radar de abertura sintética (SAR, *Synthetic Aperture Radar*) se tornam especialmente úteis, em face das restrições

impostas no imageamento óptico pela constante presença de nuvens e neblina (Rosenqvist *et al*., 2003). Contudo, o entendimento da dinâmica de interação do sinal de radar (microondas) com a estrutura complexa das florestas tropicais ainda é incipiente. Neste sentido, tornam-se também necessários estudos que busquem relacionar as informações registradas por estes sensores com a informação estrutural destas florestas tropicais.

1.2 Contribuição científica

A quantificação de determinadas variáveis biofísicas da cobertura florestal vem sendo realizada com abordagens que empregam dados de radar de abertura sintética polarimétrico (PolSAR) desde a década de 90. No que se refere à estimativa volumétrica, alguns estudos já foram conduzidos em plantios de coníferas e florestas boreais (Israelsson *et al*., 1994; Fransson e Israelsson, 1999; Santoro *et al*., 2006). Contudo, é reduzido o número de estudos que abordaram a estimativa volumétrica de florestas tropicais, até o presente momento (e.g., Gama *et al*., 2005).

De acordo com Henderson e Lewis (1998), os estudos de variáveis biofísicas da cobertura florestal são frequentemente baseados apenas nas medidas de potência do radar, adquiridas nas três polarizações lineares (HH, VV e HV)[1]. Assim, pouco se relatou sobre o potencial dos atributos que agregam a informação de fase, prontamente disponível nos dados de sistemas PolSAR. Neste contexto, a contribuição principal desta dissertação está baseada na avaliação do potencial de uma série de atributos PolSAR, em banda L (PolSAR L), na modelagem volumétrica de florestas tropicais.

1.3 Hipótese

Considerando as questões levantadas, a hipótese central desta dissertação é que dados PolSAR L podem ser utilizados para quantificar estoques de madeira na floresta amazônica com acurácia compatível àquela obtida em inventários florestais convencionais.

[1] Por convenção, a primeira letra designa a polarização transmitida e a segunda letra designa a polarização recebida.

1.4 Objetivos

Esta dissertação tem como objetivo geral avaliar o potencial de dados PolSAR L do sensor SAR-R99B para a estimativa do volume de madeira em florestas tropicais. Como foco conseqüente do trabalho está a análise de sensibilidade destes dados PolSAR L às variações florístico-estruturais de áreas submetidas ao regime de exploração madeireira.

Para atender o objetivo geral, este trabalho contemplou a realização dos seguintes objetivos específicos:

(a) Aplicar técnicas de análise quantitativa para conhecer os aspectos florístico-estruturais e o volume de madeira da cobertura florestal, a partir da utilização de informações derivadas em inventários florestais convencionais;

(b) Obter uma série de atributos PolSAR e estudar as respostas polarimétricas frente às características florístico-estruturais do povoamento florestal;

(c) Construir modelos preditivos para a estimativa do volume de madeira, através do emprego de métodos estatísticos multivariados.

2 REVISÃO DE LITERATURA

Os estudos florestais baseados em sensoriamento remoto por microondas alcançaram avanços significativos nas últimas décadas, em decorrência da introdução operacional da polarimetria SAR. Esta técnica trata do controle das propriedades polarimétricas de ondas de radar (i.e., comportamento da direção do campo elétrico) e da extração de propriedades elétricas e geométricas dos alvos imageados com base na radiação retroespalhada (Henderson e Lewis, 1998). Recentemente, a extração de parâmetros biofísicos para estudos de ecossistemas tem sido o principal tema de investigação relacionado às aplicações florestais. O potencial do radar nestas aplicações se deve principalmente à capacidade de penetração das microondas no dossel e à sensibilidade do retroespalhamento ao conteúdo de água da vegetação (Sun e Ranson, 2002).

O retroespalhamento total de alvos florestais pode incluir os mais variados mecanismos de espalhamento. De acordo com Henderson e Lewis (1998), estes mecanismos compreendem: (1) o retroespalhamento direto da copa, incluindo o espalhamento múltiplo dentro da copa (espalhamento volumétrico); (2) o retroespalhamento direto do tronco (geralmente pequeno); (3) o retroespalhamento direto do solo; (4) o retroespalhamento da interação copa-solo; e (5) o retroespalhamento da interação tronco-solo (*double bounce*). Segundo estes autores, a magnitude de cada componente de retroespalhamento irá depender do comprimento de onda do radar, da polarização, do ângulo de incidência e de uma grande diversidade de parâmetros do terreno e da vegetação. Assim, o entendimento destes fatores se torna essencial para a estimativa de parâmetros biofísicos através do emprego de dados SAR.

Conforme mencionado, uma quantidade considerável de pesquisas investigou a utilização de dados SAR na estimativa de determinados parâmetros biofísicos da cobertura florestal. A maior parte destes trabalhos buscou identificar relações de correlação entre o coeficiente de retroespalhamento e a biomassa florestal. De um modo geral, foram empregados dados obtidos nas bandas X, C, L e P, que indicaram relações lineares, diretas e mais fortes em freqüências menores. A seguir, é feita uma breve descrição dos resultados apresentados nos principais trabalhos científicos disponíveis na literatura pertinente.

Em estudo realizado em povoamentos de *Pinus*, com dados adquiridos em bandas L e P pelo sensor AIRSAR, Le Toan *et al*. (1992) encontraram excelentes correlações dos coeficientes de retroespalhamento (polarizações HH, HV e VV) com a biomassa do tronco, a altura total, o diâmetro à altura do peito (*DAP*), a área basal e a idade dos povoamentos. No entanto, não foi observada correlação significativa com a densidade de árvores. Estes autores demonstraram ser possível estimar a biomassa do tronco através da utilização da banda L, contudo, a correlação foi maior com o uso banda P. Neste trabalho, o coeficiente de retroespalhamento na polarização HV apresentou, de um modo geral, as maiores correlações com os parâmetros florestais.

Ranson e Sun (1994) e Hoekman e Quiñones (2000) encontraram resultados similares ao mapearem a biomassa área em florestas subtropicais e na Amazônia colombiana, respectivamente, utilizando dados AIRSAR. Os autores relataram que os dados de polarização cruzada em comprimentos de onda maiores (bandas L e P) apresentaram as melhores correlações com a biomassa. Ranson e Sun (1994) verificaram que a razão entre as bandas P e C (polarização HV) aumentou a sensibilidade dos dados à variação de biomassa. Contudo, reduziu a sensibilidade à variação das condições do terreno. Quando a informação da banda L foi utilizada na razão em substituição à banda P, os resultados encontrados foram inferiores. Porém, ainda forneceu resultados melhores que aqueles obtidos com o uso isolado dos dados L_{HV}.

Hoekman e Quiñones (2000) identificaram que a saturação na banda P ocorreu em níveis superiores àqueles observados para a banda L. Entretanto, o erro padrão das estimativas foi maior para a banda P. Os autores concluíram que algumas combinações destas bandas podem ser utilizadas para melhorar os resultados das estimativas. Como exemplo, o retroespalhamento médio entre as bandas P (base de polarização circular direita-direita) e L_{HV} resultou numa alta correlação com a biomassa e num baixo erro padrão das estimativas.

Estudos realizados por Rignot *et al*. (1995), utilizando dados em banda P (sensor AIRSAR) obtidos em florestas tropicais do Peru, indicaram que as polarizações circulares (RR, LL e RL), que minimizam o efeito da rotação Faraday em aplicações orbitais, apresentam uso limitado nas estimativas de biomassa. Entretanto, o uso de

polarizações lineares (HH, HV e VV), sem informação de fase, apresentou resultados em boa concordância com as estimativas do inventário florestal.

Dobson *et al*. (1995), utilizando dados SIR-C/X-SAR obtidos numa zona de transição entre a floresta boreal e a floresta temperada, desenvolveram uma abordagem metodológica para a estimativa de biomassa. Inicialmente, utilizaram coeficientes de retroespalhamento nas bandas C e L para estimar a área basal, a altura total média e a biomassa das copas do povoamento estudado. As estimativas de área basal e altura total média foram utilizadas em equações alométricas para se determinar a biomassa dos troncos. Por fim, os valores de biomassa total foram obtidos pela soma da biomassa dos troncos (estimada com as equações alométricas) e da biomassa das copas (estimada com os dados PolSAR).

Os resultados encontrados por Dobson *et al*. (1995) indicaram que os atributos biofísicos em questão podem ser estimados com erros RMSE relativamente baixos. Quando dados em banda X foram adicionados aos modelos, as estimativas de biomassa das copas melhoraram de forma significativa. Observou-se que os menores comprimentos de onda (bandas X e C), isolados ou em razões com a banda L_{HV}, resultaram nas melhores funções. A abordagem metodológica empregada neste trabalho resultou em uma redução dos efeitos da saturação comumente observados.

Foody *et al*. (1997), ao investigarem a estimativa de biomassa em florestas tropicais secundárias, não encontraram relações significativas ao utilizarem as bandas C ou L (dados SIR-C) nas configurações de polarizações lineares (HH, HV e VV). O uso da razão de bandas L_{HV}/C_{HV}, ao contrário dos resultados encontrados por Dobson *et al*. (1995), não resultou em boas correlações, sendo que os melhores coeficientes de correlação ocorreram com o uso da razão de polarização L_{HV}/L_{HH}. Todavia, as relações entre o retroespalhamento e a biomassa melhoraram significativamente quando a floresta foi estratificada por espécies dominantes. Ao se utilizar esta abordagem, nas áreas não dominadas por espécies do gênero *Cecropia*, os maiores coeficientes de correlação foram observados para a razão de retroespalhamento L_{HV}/C_{HV}. Já nas áreas em que a dominância ocorreu, as melhores relações foram observadas para a razão

C_{VV}/L_{VV}. Segundo os autores, as razões minimizaram o problema da saturação, uma vez que reduziram o efeito das diferenças devido à tipologia florestal.

Santos *et al*. (2002), ao utilizarem dados JERS-1 obtidos em zonas de transição entre a floresta ombrófila densa e o cerrado, observaram que as funções logarítmica e sigmoidal se mostraram adequadas para relacionar o coeficiente de retroespalhamento em banda L e os valores de biomassa da área estudada. Em mapeamentos realizados na região do Tapajós com o SAR AeS-1 (banda P), Santos *et al*. (2003) puderam identificar que o ajuste dos dados de biomassa aos dados de retroespalhamento é função não só da polarização utilizada na análise, como também dos parâmetros empregados nas equações alométricas. Com os dados em questão, tanto a função logarítmica, como o polinômio de terceira ordem, apresentaram bons desempenhos, sendo que as correlações obtidas com as polarizações HH e HV foram maiores que aquela obtida com a polarização VV. Neste trabalho, valores similares de retroespalhamento foram encontrados para a floresta primária e a floresta secundária, especialmente nos estádios mais avançados de sucessão.

Visando melhorar a capacidade de análise de ecossistemas florestais com a utilização de dados PolSAR, Pope *et al*. (1994) desenvolveram uma série de índices biofísicos que se relacionam com a biomassa e a estrutura do dossel. Por serem baseados em razões e diferenças normalizadas, estes índices são independentes dos efeitos inerentes aos terrenos, o que facilita suas interpretações. Além disso, são lineares, possibilitando a utilização de diversas ferramentas de análises estatísticas. Pope *et al*. (1994), ao empregarem os índices em dados AIRSAR de uma região de floresta tropical na América Central, verificaram que as diferenças entre tipologias florestais, baseadas na homogeneidade do dossel, puderam ser facilmente identificadas com o emprego da diferença de fase HH-VV. A discriminação entre florestas primárias e florestas em estado de regeneração não foi totalmente satisfatória com base apenas no índice de biomassa (BMI). Neste caso, o emprego do índice de espalhamento volumétrico (VSI) se mostrou como uma boa opção.

Em estudo realizado com dados adquiridos em florestas plantadas na Holanda, Israelsson *et al*. (1994) examinaram a relação entre o volume comercial de madeira e o coeficiente de retroespalhamento nas bandas C, L e P (sensor AIRSAR). Neste experimento, a sensibilidade do retroespalhamento ao volume dos troncos aumentou com o comprimento de onda. Os autores relataram que a banda P (polarizações HH e HV) apresentou correlação moderada com os dados de volume, ao passo que a banda C apresentou baixa correlação. Quando comparada à banda P, a banda L apresentou menor sensibilidade ao volume dos troncos. Contudo, os autores ressaltaram a importância de dados em banda L, uma vez que sistemas orbitais em banda P não são operacionais.

Fransson e Israelsson (1999) encontraram resultados similares ao estudarem florestas boreais, utilizando dados adquiridos nas bandas C (plataforma ERS-1) e L (plataforma JERS-1). O coeficiente de retroespalhamento em banda L apresentou maior sensibilidade ao volume dos troncos que os dados em banda C. Neste trabalho, a resposta SAR ao volume dos troncos pôde ser modelada com funções de regressão linear simples. Os autores derivaram um modelo multitemporal para estimar o volume dos troncos a partir do coeficiente de retroespalhamento obtido em banda L. Apesar do modelo resultante apresentar estimativas razoáveis do volume de madeira na área de estudo, os autores sugeriram que pesquisas adicionais são necessárias para desenvolver modelos mais acurados.

Utilizando um modelo físico (*water cloud model*) para descrever o coeficiente de retroespalhamento de florestas boreais como função do volume de madeira, Santoro *et al*. (2006) encontraram resultados satisfatórios com dados adquiridos pelo JERS-1 na banda L_{HH}. Segundo os autores, o modelo ajustou as medidas empregadas para o treinamento, em cada área experimental, com independência da tipologia florestal. Os principais fatores que afetaram a resposta do modelo foram as condições climáticas na aquisição dos dados, variações estruturais no interior das amostras e a precisão das informações obtidas nos inventários florestais.

3 CONSTRUÇÃO DA BASE DE DADOS

3.1 Caracterização da área de estudo

A Floresta Nacional do Tapajós (FLONA Tapajós) é uma unidade de conservação administrada pelo Instituto Brasileiro do Meio Ambiente e dos Recursos Naturais Renováveis (IBAMA). Por definição, apresenta como objetivo básico o uso múltiplo sustentável dos recursos florestais e a pesquisa científica, com ênfase em métodos para a exploração sustentável (Brasil, 2002). Desta forma, tem sido palco de inúmeros estudos científicos ao longo das três últimas décadas. Sua escolha se deve, entre outras características, à disponibilidade de uma ampla base de dados de inventário florestal e um adequado suporte logístico para a coleta de dados em campo.

A FLONA Tapajós está localizada no Estado do Pará, ao longo da rodovia Cuiabá-Santarém (BR-163), na porção central da floresta amazônica. Situada entre os paralelos 2º45’ e 4º10’ S e os meridianos 54º45’ e 55º30’ W, abrange parte dos municípios de Belterra, Aveiro, Rurópolis e Placas, estendendo-se por uma área aproximada de 545.000 ha. Este estudo foi conduzido numa área de floresta ombrófila densa com cerca de 30.000 ha, localizada na porção norte da FLONA Tapajós (Figura 3.1).

O clima da região, segundo a classificação de Köppen, é do tipo Ami – tropical úmido, com variação térmica anual inferior a 5 °C. Dados de normais climatológicas coletados na estação de Belterra (20 km da FLONA Tapajós), entre 1988 e 2003, registraram uma temperatura média anual de 25,5 °C. A precipitação média anual no referido período foi de 1.820 mm, caracterizada por duas estações bem definidas: uma chuvosa, de janeiro a maio, e uma seca, de junho a dezembro (IBAMA, 2004).

Na área experimental as altitudes variam entre 80 e 200 m. O relevo local, pouco acidentado, se apresenta com topografia de suavemente ondulada a ondulada. Quanto à geomorfologia, predominam os interflúvios tabulares e uma superfície tabular erosiva, resultando em formas de relevo com topo aplainado (IBAMA, 2004). O solo presente na área experimental é classificado como Latossolo Amarelo Distrófico. Ainda segundo IBAMA (2004), este solo se apresenta profundo, ácido e friável, sendo caracterizado pela ocorrência de diferentes texturas.

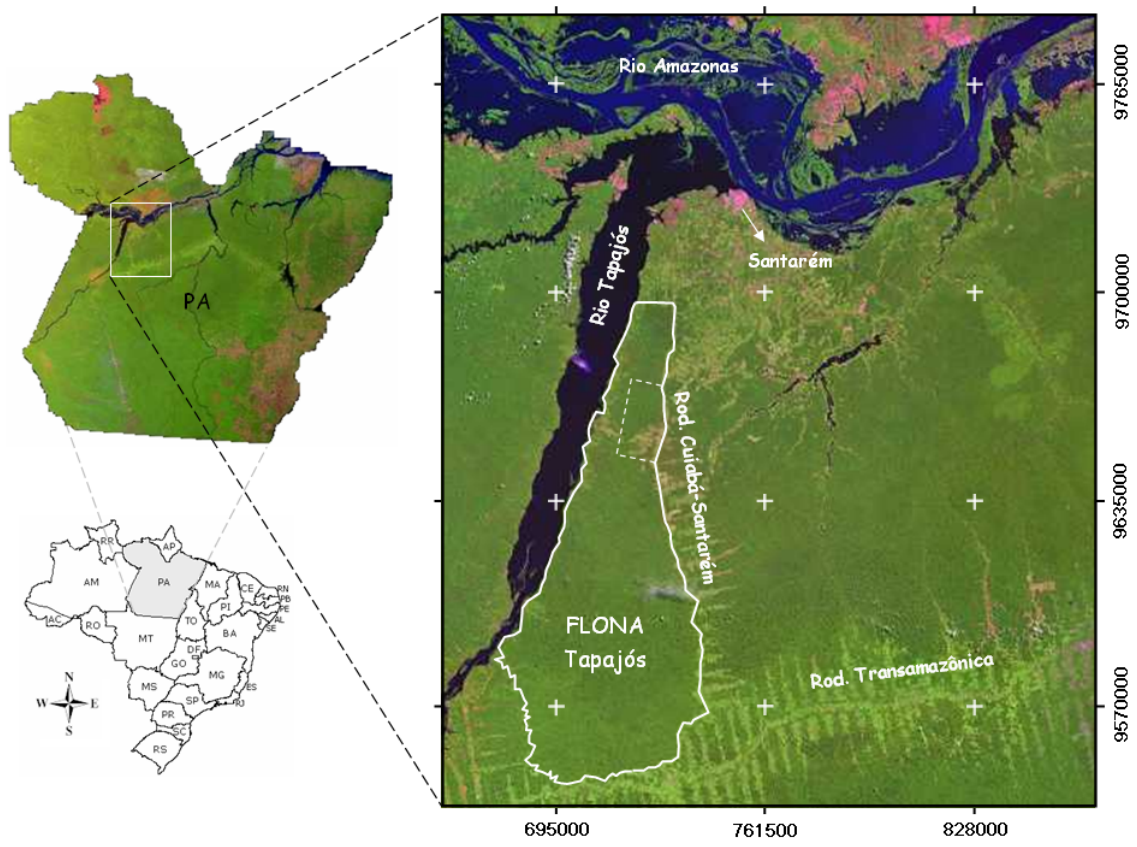


Figura 3.1 - Localização geográfica da FLONA Tapajós, PA, com destaque na área de realização do experimento (linha pontilhada). Ao fundo, imagens TM e/ou ETM+ (composição R5-G4-B3)[2] obtidas entre 1991 e 1999.

3.2 Aquisição e tratamento dos dados de campo

Neste estudo foram utilizados dados provenientes de dois inventários florestais realizados na FLONA Tapajós. Nos tópicos seguintes é realizada uma descrição de cada inventário, com ênfase tanto na metodologia empregada em campo, quanto no tratamento aplicado aos dados.

3.2.1 Dados do inventário florestal de pré-investimento (IFPI)

Este inventário florestal foi conduzido em 1977, pela *Food and Agriculture Organization of the United Nations* (FAO), com o objetivo de caracterizar o estoque de madeiras com valor comercial nas florestas de alto platô. De acordo com Lanly (1978),

[2] Imagens obtidas no acervo do projeto "Brasil Visto do Espaço", da Embrapa Monitoramento por Satélite (http://www.cdbrasil.cnpm.embrapa.br).

foram inventariados 161 conglomerados de 1 ha, constituídos por quatro transectos de 25 x 100 m. Estes conglomerados foram estabelecidos em campo por amostragem sistemática, distribuídos a cada 1 km, em linhas espaçadas por 10 km (Figura 3.2).

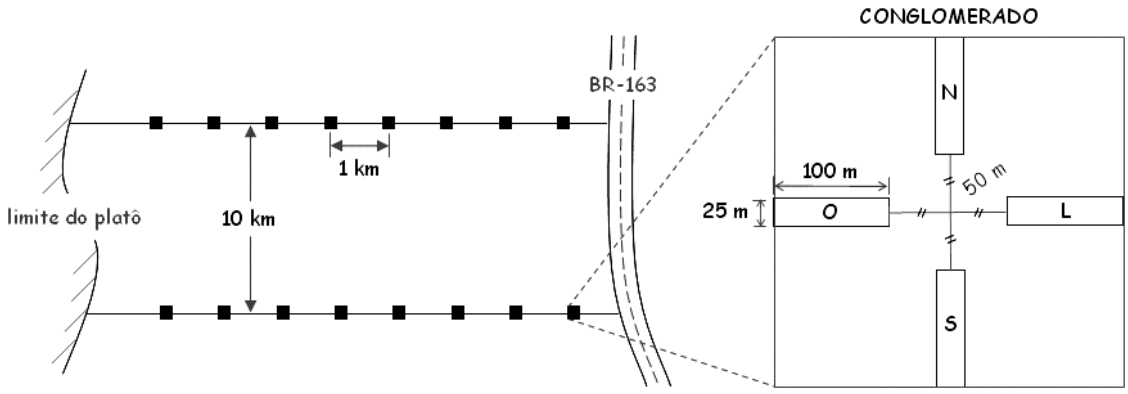


Figura 3.2 - Representação esquemática da amostragem realizada no IFPI.

Fonte: adaptada de Lanly *et al*. (1978).

No interior dos conglomerados foi realizado o inventário de todos os indivíduos arbóreos com diâmetro à altura do peito (*DAP*) maior ou igual a 15 cm. De acordo com Blakstad (1979), o volume comercial de madeira (*VCM*) destes indivíduos foi estimado pela equação alométrica:

$$VCM = 0{,}3038 + 5{,}6243 DAP^2 \qquad (3.1)$$

em que *VCM* é o volume geométrico do tronco em metros cúbicos, excluindo-se a casca e todos os galhos; e *DAP* é o diâmetro do tronco em metros, medido à altura de 1,3 m do solo. Na Figura 3.3 é possível observar a curva de resposta volumétrica da Equação 3.1, como função de diferentes valores de entrada de *DAP*.

É importante destacar que foram utilizados, para efeito deste estudo, somente os dados volumétricos de 24 conglomerados, do total de 161 inventariados. Estes dados utilizados correspondem àqueles conglomerados cuja localização geográfica coincidiu com a das imagens SAR que foram processadas (Figura 3.4). Cabe também destacar que o povoamento florestal inventariado encontrava-se em estádio clímax. Portanto, não

houve razão para aplicar modelos de crescimento aos dados do IFPI, uma vez que a configuração volumétrica do povoamento já se encontrava em equilíbrio dinâmico.

Os dados deste inventário florestal de pré-investimento foram empregados neste estudo como conjunto de treinamento da modelagem volumétrica (seção 4.3). Para tanto, foi utilizado o valor de *VCM* por unidade de área, calculado para cada conglomerado (1 ha) com a soma dos volumes individuais de todos os indivíduos presentes.

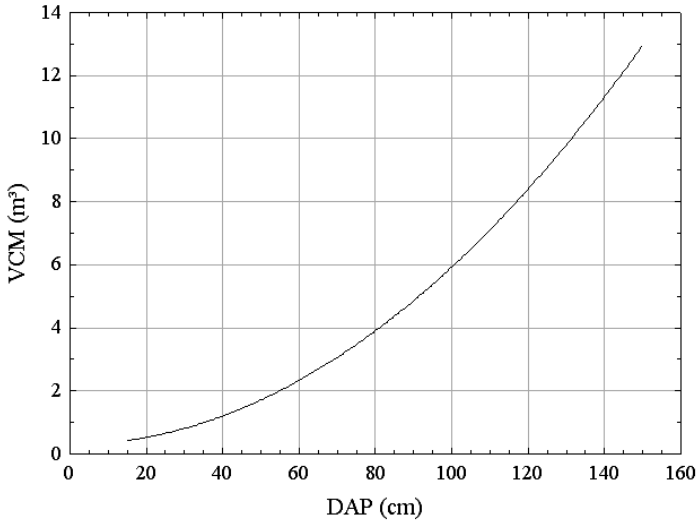


Figura 3.3 - Curva de resposta da equação empregada para a estimativa do *VCM* no IFPI.

3.2.2 Dados do inventário florestal de 2005 (IF_{2005})

Este inventário florestal foi conduzido em setembro de 2005, simultaneamente ao imageamento SAR-R99B, de forma a subsidiar o conhecimento da composição florística e da estrutura florestal atual na área de realização do experimento. Teve ainda como objetivo coletar um conjunto de dados independentes, com vistas à validação da modelagem volumétrica que será abordada na seção 4.3.

Para ampliar a representação da variabilidade florístico-estrutural da área experimental, foram estabelecidas 6 parcelas amostrais de 1 ha (100 x 100 m) em uma unidade de manejo florestal (IBAMA/PNUD, 1997). Estas parcelas foram alocadas entre duas linhas de amostragem do IFPI, tanto em áreas de floresta primária, como em áreas que sofreram exploração madeireira de impacto reduzido (Figura 3.4). A escolha da unidade

de manejo florestal se deu não somente por proporcionar maior variabilidade florístico-estrutural, mas também pela facilidade de acesso oferecida em função das estradas secundárias que foram construídas. O posicionamento geográfico das parcelas foi delimitado por amostragem aleatória estratificada, realizado com o auxílio de uma estação total e do Sistema de Posicionamento Global (GPS).

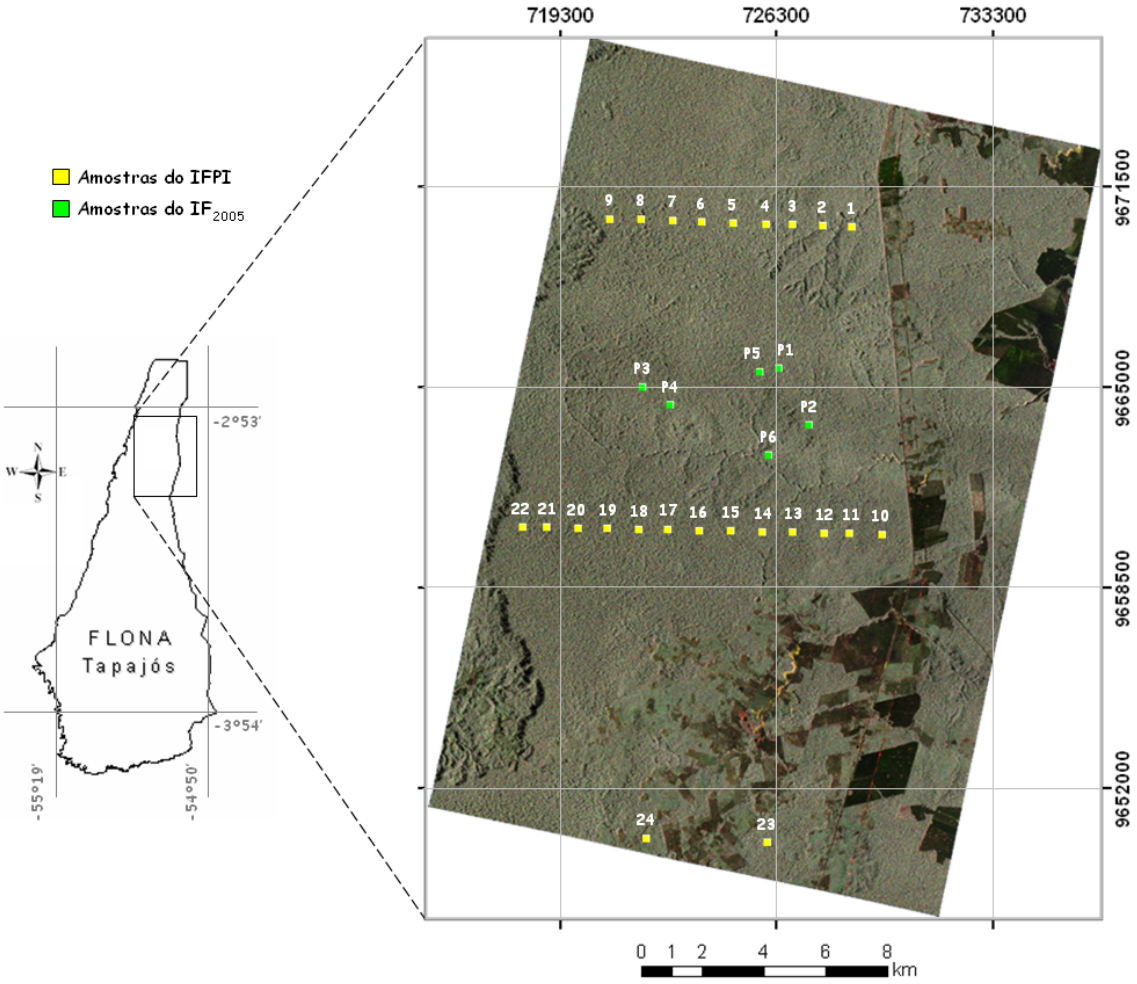


Figura 3.4 - Localização geográfica das amostras dos dois inventários florestais realizados na FLONA Tapajós. Ao fundo, imagem amplitude do SAR-R99B (composição R_{HH}-G_{VV}-B_{HV}), obtida em setembro de 2005.

No interior das parcelas amostrais foi realizado o inventário de todos os indivíduos arbóreos com *DAP* maior ou igual a 10 cm. Além do *DAP* (obtido com uma fita diamétrica), foram realizadas estimativas visuais da altura comercial (*HC*) e da altura total (*HT*) para cada árvore inventariada. Em adição, foram mensuradas as dimensões horizontais da copa (semi-eixos) e adquiridas medidas da coordenada local dos

indivíduos, com o uso de uma trena métrica. A composição volumétrica das parcelas amostrais foi determinada pela Equação 3.1, seguindo-se os mesmos procedimentos descritos na seção 3.2.1.

Com o objetivo de melhorar as estimativas visuais realizadas para as alturas das árvores, foram registradas aleatoriamente 277 mensurações adicionais empregando-se um clinômetro eletrônico. A partir deste conjunto de dados foi ajustado um modelo de regressão simples onde a medida realizada por estimativa visual da altura dos indivíduos arbóreos foi utilizada para explicar a medida obtida com o clinômetro eletrônico:

$$H_{CE} = e^{0,1845} H_{EV}^{0,9480} \tag{3.2}$$

em que H_{EV} é a medida realizada por estimativa visual e H_{CE} é a medida obtida com o clinômetro eletrônico, ambas em metros. Este modelo de regressão apresentou coeficiente de determinação de 0,91 e quadrado médio dos resíduos de 1,02, sendo empregado posteriormente para uma estimativa mais acurada das alturas das demais árvores inventariadas.

A identificação botânica das espécies encontradas foi realizada primeiramente em campo, pelo nome comum, com o auxílio de um identificador botânico familiarizado com a flora da região. Posteriormente, foi realizada a associação dos nomes comuns aos respectivos nomes científicos com o apoio de listas de espécies publicadas em outros trabalhos científicos (Guimarães e Pyle, 1999; Oliveira, 2005)[3]. Todos os nomes científicos e detalhes bibliográficos básicos associados foram confirmados com a utilização do banco de dados *International Plant Names Index* – IPNI (http://www.ipni.org). Após a identificação, as espécies foram agrupadas por famílias, conforme o sistema de classificação do *Angiosperm Phylogeny Group* (APG, 1998).

Com a finalidade de facilitar a integração e análise dos dados e possibilitar a realização de consultas espaciais, foi utilizado o ambiente de um Sistema de Informações Geográficas (SIG) para a implementação de um banco de dados com todas as

[3] É importante notar que estes trabalhos científicos de referência também foram realizados na FLONA Tapajós, a partir de dados coletados com o auxílio do mesmo identificador botânico.

informações descritas nesta seção. A Figura 3.5 é utilizada aqui para auxiliar a explicação do procedimento adotado no georreferenciamento de cada árvore inventariada.

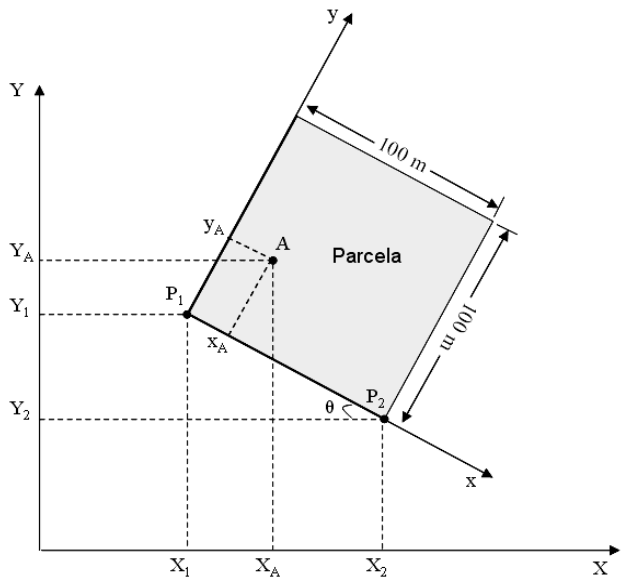


Figura 3.5 - Representação esquemática do procedimento de georreferenciamento das árvores inventariadas nas parcelas amostrais.

Seja (x,y) o sistema de coordenadas local – estabelecido em campo com trena métrica para a mensuração da posição relativa dos indivíduos – e (X,Y) o sistema de coordenadas UTM, ambos em metros. Os pontos P_1 (X_1,Y_1) e P_2 (X_2,Y_2) correspondem às coordenadas UTM obtidas com o sistema GPS no posicionamento de cada parcela amostral. A partir destes pontos foi calculado o ângulo θ formado entre os dois sistemas planos. Assim, para uma dada árvore A, a transformação das coordenadas locais em coordenadas do sistema UTM foi obtida com a aplicação da equação (Mather, 1999):

$$\begin{bmatrix} X \\ Y \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} X_1 \\ Y_1 \end{bmatrix} + R \begin{bmatrix} x \\ y \end{bmatrix}, \text{ com} \tag{3.3}$$

$$\begin{cases} R = \begin{bmatrix} \cos\theta & sen\theta \\ -sen\theta & \cos\theta \end{bmatrix}, \text{ se a rotação do sistema } (x,y) \text{ for no sentido anti-horário} \\ R = \begin{bmatrix} \cos\theta & -sen\theta \\ sen\theta & \cos\theta \end{bmatrix}, \text{ se a rotação do sistema } (x,y) \text{ for no sentido horário} \end{cases}$$

3.3 Imageamento e processamento SAR

A campanha de aquisição dos dados PolSAR L foi realizada com o sensor aerotransportado SAR-R99B (Goulding, 2001). Este sensor é operado pelo Sistema de Vigilância da Amazônia e pelo Centro Gestor e Operacional do Sistema de Proteção da Amazônia (SIVAM/CENSIPAM), embarcado em aeronaves EMB-145 (Figura 3.6).

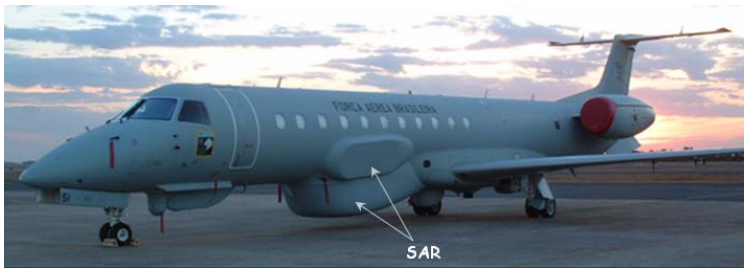


Figura 3.6 - Aeronave EMB-145, com destaque no sensor SAR-R99B.

O imageamento da área de estudo na FLONA Tapajós foi realizado em setembro de 2005, no modo de operação A1. Este modo compreende a obtenção de dados em banda L (1,28 GHz), com as quatro polarizações lineares disponíveis (HH, VV, HV e VH). A aquisição dos dados se deu com uma variação de ângulo de incidência entre 39,6 e 71,0 graus, resolução em alcance de 6 metros e resolução azimutal de 0,5 metros. Os sobrevôos foram realizados a uma altitude média de 37.000 pés, integrando faixas de imageamento de 20 km de largura. A título de informação complementar, é apresentado na Tabela 3.1 um resumo das condições meteorológicas registradas na estação de Belterra, durante o mês da campanha de imageamento.

Tabela 3.1 - Dados meteorológicos registrados na estação de Belterra durante o mês da campanha de imageamento.

Parâmetro Meteorológico	Valor Registrado (setembro/2005)
Número de dias com chuva	2
Chuva acumulada	20,5 mm
Umidade relativa média do ar	70-90%
Temperatura diária média	26-28 ºC

Fonte: Instituto Nacional de Meteorologia – INMET (http://www.inmet.gov.br/).

O processamento do conjunto de dados brutos (*raw data*) foi realizado na Divisão de Processamento de Imagens (DPI) do Instituto Nacional de Pesquisas Espaciais (INPE). Após o processamento, os dados referentes à área de estudo foram fornecidos no formato *single-look complex* (SLC), fragmentados em 15 blocos distintos de imagens em *slant range*. De posse destas imagens, foi construído um mosaico para cada polarização e aplicado um processamento *multilook* por reamostragem na direção de azimute. Este processamento teve por finalidade reduzir o efeito do ruído *speckle* e produzir imagens com dimensões regulares (elementos de resolução com 5 m).

A calibração radiométrica dos mosaicos complexos compreendeu a realização de três etapas consideradas fundamentais, com vistas à extração de informação de polarização que apresentasse significado útil: correção do padrão da antena, calibração polarimétrica e calibração absoluta[4]. Para possibilitar a realização das calibrações, foram utilizadas as respostas radiométricas de 12 refletores de canto triédricos, alocados em campo durante a campanha de imageamento.

A correção do padrão da antena, empregada para remover a variação do ganho na direção de alcance, foi realizada com base no ajuste de uma função polinomial às somatórias dos valores complexos, calculadas na direção de azimute. O método multiplicativo (Ulaby *et al*., 1986) foi empregado na correção de todas as polarizações, tomando-se por base uma janela homogênea de floresta compreendida do alcance próximo ao alcance distante.

Considerando-se a importância da informação de fase neste estudo, foi realizado um procedimento de calibração polarimétrica, com intuito de corrigir as distorções impostas pelo sistema PolSAR na matriz de espalhamento (*cross-talk* e *channel imbalance*). Para tanto, foi empregado o método proposto por Quegan (1994), cuja principal vantagem reside na obtenção dos valores de *cross-talk* e *channel imbalance* como função direta dos elementos da matriz de covariância [C]. Após a finalização desta etapa, realizou-se uma média aritmética simples dos dados HV e VH. Assim, no texto subseqüente, o termo HV designará a componente de polarização cruzada (HV+VH)/2.

[4] Para uma descrição mais detalhada dos referidos procedimentos, recomenda-se a leitura de Mura et al. (2007).

Como resultado de atenuações provocadas pelo meio físico e/ou limitações inerentes ao sistema SAR, o valor da seção transversal de um alvo conhecido pode não corresponder ao valor teórico esperado. Assim, torna-se importante determinar a constante de calibração absoluta para possibilitar a transformação dos dados de amplitude em valores de coeficiente de retroespalhamento dos alvos. Neste estudo foi aplicado o método do pico da potência (Gray *et al*., 1990), utilizando-se como referência os refletores de canto triédricos alocados em campo.

O valor teórico da seção transversal dos refletores de canto (σ_R) foi calculado, conforme Ulaby *et al*. (1986), com base na área do elemento de resolução da imagem (S_{pixel}); no comprimento de onda utilizado pelo radar (λ); e no comprimento (l_R) e área efetiva (S_R) dos refletores:

$$\sigma_R = \frac{4\pi\, S_R^2}{\lambda^2\, S_{pixel}}, \quad \text{com} \quad S_R = \frac{l_R^2}{\sqrt{12}} \tag{3.4}$$

De posse deste valor, foi gerado um fator de correção ($F_{R,n}$) para cada refletor de canto *n* com a utilização da Equação 3.5. Nesta equação foi empregado, além do σ_R, o valor de pico da amplitude ($Amp_{R,n}$) e ângulo de incidência local ($\theta_{R,n}$), observados para cada refletor:

$$F_{R,n} = \frac{\sigma_R}{Amp_{R,n}} sen\,\theta_{R,n} \tag{3.5}$$

Os valores de $F_{R,n}$ foram empregados no ajuste de uma função polinomial da variação do fator de correção pelo ângulo de incidência. Desta forma, os valores de coeficiente de retroespalhamento (σ^0, em dB) foram obtidos com a aplicação da Equação 3.6 sobre cada pixel das imagens amplitude (*Amp*), considerando-se os valores de fator de correção (F_j) obtidos no ajuste polinomial para cada coluna *j* (direção de distância):

$$\left(\sigma_k^0\right)_{dB} = 20\log_{10}\left(Amp_k F_j\right), \quad \text{com} \quad \text{k = HH, VV ou HV} \tag{3.6}$$

As imagens σ^0 resultantes e os mosaicos complexos calibrados, ambos obtidos nas três polarizações lineares, foram reamostrados para *ground range* e referenciados ao sistema de projeção UTM com *datum* planimétrico WGS-84. Para tanto, foi utilizado como suporte ao registro uma base de cenas ETM+/Landsat 7 ortorretificadas, com erro médio de posicionamento horizontal de 50 m (Tucker *et al*., 2004).

O registro foi realizado com a utilização do modelo polinomial de primeiro grau e a reamostragem pelo método do vizinho mais próximo (Mather, 1999). Para avaliar a qualidade do georreferenciamento foi empregado um conjunto de pontos independentes – referentes aos refletores de canto – cujas coordenadas foram obtidas em campo com GPS em modo diferencial.

3.3.1 Descrição dos atributos PolSAR

As características polarimétricas de um determinado alvo podem ser descritas por uma série de atributos extraídos da matriz de espalhamento complexa (amplitude e fase). No caso específico das imagens PolSAR esta matriz é obtida para cada elemento de resolução. Neste estudo, foram analisados 9 atributos baseados somente nas medidas de potência do radar (atributos incoerentes) e 8 atributos que fazem uso da informação de fase (atributos coerentes). Nos itens abaixo é apresentada uma relação destes atributos, seguida de uma descrição e da formulação empregada no cálculo.

a) Atributos incoerentes

Entre os atributos incoerentes, foram avaliados o coeficiente de retroespalhamento nas três polarizações (σ^0_{HH}, σ^0_{VV} e σ^0_{HV}), a razão de polarização paralela (R_p) e a razão de polarização cruzada (R_c), descritos em Henderson e Lewis (1998); a potência total (P_T), apresentada por Boerner *et al*. (1991); e os índices de biomassa (*BMI*, *biomass index*), de estrutura do dossel (*CSI*, *canopy structure index*) e de espalhamento volumétrico (*VSI*, *volume scattering index*), desenvolvidos por Pope *et al*. (1994):

- **Coeficiente de retroespalhamento** → Obtido nas três polarizações com a Equação 3.6 e expresso em escala linear[5], é o parâmetro que mede a quantidade efetiva de energia que retorna à antena do sistema radar:

$$\sigma^0_{HH} = 10^{\frac{\left(\sigma^0_{HH}\right)_{dB}}{10}}$$

$$\sigma^0_{VV} = 10^{\frac{\left(\sigma^0_{VV}\right)_{dB}}{10}} \qquad (3.7)$$

$$\sigma^0_{HV} = 10^{\frac{\left(\sigma^0_{HV}\right)_{dB}}{10}}$$

- **Razão de polarização paralela** → Parâmetro que realça as diferenças entre os mecanismos de espalhamento sensíveis à polarização VV e aqueles sensíveis à polarização HH. Está relacionado à orientação e forma dos elementos espalhadores, a exemplo dos galhos:

$$R_p = \frac{\sigma^0_{VV}}{\sigma^0_{HH}} \qquad (3.8)$$

- **Razão de polarização cruzada** → Parâmetro que realça as diferenças entre os mecanismos de espalhamento sensíveis à polarização HV e aqueles sensíveis à polarização HH. Apresenta desta forma sensibilidade aos eventos de espalhamento volumétrico:

$$R_c = \frac{\sigma^0_{HV}}{\sigma^0_{HH}} \qquad (3.9)$$

- **Potência total** → Parâmetro que independe da base de polarização empregada para medir a resposta polarimétrica. Representa a soma de todos os mecanismos de espalhamento ocorrentes na floresta:

$$P_T = \sigma^0_{HH} + \sigma^0_{VV} + 2\sigma^0_{HV} \qquad (3.10)$$

[5] Refere-se ao formato intensidade, obtido com uma transformação (Equação 3.7) sobre o dado em escala logarítmica.

- **Índice de biomassa** → Parâmetro que fornece uma medida indireta da quantidade relativa de madeira, por intermédio da biomassa foliar. Em geral, apresenta valores mais elevados para florestas em processo de senescência do que para florestas perenes, devido à absorção da radiação de microondas pela umidade contida nas folhas[6]:

$$BMI = \frac{\sigma^0_{HH} + \sigma^0_{VV}}{2} \tag{3.11}$$

- **Índice de estrutura do dossel** → Parâmetro que indica a importância da estrutura vertical da vegetação comparada à estrutura horizontal. Florestas dominadas por troncos e galhos verticais apresentam maiores valores de *CSI* do que florestas dominadas por galhos horizontais. É importante notar que interações do tipo *double bounce* tendem a reduzir os valores de *CSI*:

$$CSI = \frac{\sigma^0_{VV}}{\sigma^0_{VV} + \sigma^0_{HH}} \tag{3.12}$$

- **Índice de espalhamento volumétrico** → Parâmetro que fornece uma medida indireta da quantidade de elementos que provocam espalhamento múltiplo (e.g., elementos cilíndricos finos, tais como os galhos). Desta forma, está relacionado à densidade do dossel. Em algumas ocasiões pode fornecer melhores relações com a biomassa dos troncos do que o *BMI*:

$$VSI = \frac{\sigma^0_{HV}}{\sigma^0_{HV} + BMI} \tag{3.13}$$

b) Atributos coerentes

Com relação aos atributos coerentes, avaliou-se a diferença de fase ($\Delta\varphi$) e a coerência polarimétrica (γ) entre as polarizações HH e VV, ambos descritos em Henderson e Lewis (1998); a entropia (H), a anisotropia (A) e o ângulo alfa médio ($\overline{\alpha}$), resultantes

[6] Cabe ressaltar que um aumento na biomassa de uma floresta pode ocasionar tanto uma redução quanto um aumento nos valores de *BMI*, dependendo da distribuição da biomassa e do comprimento de onda considerado.

da decomposição por autovalores e autovetores da matriz de coerência (Cloude e Pottier, 1996); e as componentes de espalhamento volumétrico (P_v), *double bounce* (P_d) e superficial (P_s), resultantes da decomposição da matriz de covariância (Freeman e Durden, 1998):

- **Diferença de fase HH-VV** → Parâmetro relacionado ao tipo de espalhamento dominante. Apresenta valor próximo à 0º para espalhamento direto e se aproxima de ±180º para espalhamento *double bounce* (e.g., interação tronco-solo). No intervalo entre 0 e ±180º representa múltiplas interações, a exemplo do que ocorre nos dosséis florestais (S_{HH} e S_{VV} denotam, respectivamente, a amplitude de espalhamento complexa nas polarizações HH e VV; *arg* denota a função argumento; e * denota o conjugado complexo):

$$\Delta\varphi = \arg\left(S_{HH} S_{VV}^{*}\right) \tag{3.14}$$

- **Coerência polarimétrica** → Parâmetro que determina o grau de correlação da informação de fase entre as polarizações HH e VV. Na maior parte dos alvos naturais os elementos da matriz de espalhamento tendem a ser descorrelacionados e a diferença de fase correspondente tende a zero (< > denota média espacial):

$$\gamma = \frac{\left|\left\langle S_{HH} S_{VV}^{*} \right\rangle\right|}{\sqrt{\left\langle S_{HH} S_{HH}^{*} \right\rangle \left\langle S_{VV} S_{VV}^{*} \right\rangle}} \tag{3.15}$$

- **Entropia** → Parâmetro que determina o grau de aleatoriedade do processo de espalhamento. Apresenta valor mínimo (H = 0) para um processo de espalhamento determinístico e valores médios quando mais de um mecanismo de espalhamento contribui para o sinal retroespalhado. Um máximo valor de entropia (H = 1) indica que todos os mecanismos de espalhamento apresentam contribuições equivalentes (p_i denota a intensidade relativa do processo de espalhamento representado pelo autovalor λ_i, obtido da matriz de coerência):

$$H = -\sum_{i=1}^{3} p_i \log_3(p_i), \quad \text{com} \quad p_i = \frac{\lambda_i}{\sum_{k=1}^{3} \lambda_k} \tag{3.16}$$

- **Anisotropia** → Parâmetro complementar à entropia, que mede a importância relativa dos mecanismos secundários de espalhamento. Produz informação adicional somente nos casos em que *H* apresenta valores intermediários. Valores altos de *A* indicam que somente o segundo mecanismo de espalhamento (λ_2) apresenta importância. Valores baixos, por sua vez, indicam que o terceiro mecanismo (λ_3) também é importante (λ_2 e λ_3, com $\lambda_2 \geq \lambda_3$, são os dois menores autovalores obtidos da matriz de coerência):

$$A = \frac{\lambda_2 - \lambda_3}{\lambda_2 + \lambda_3} \tag{3.17}$$

- **Ângulo alfa médio** → Parâmetro que descreve o tipo de mecanismo de espalhamento dominante. Apresenta valor mínimo ($\overline{\alpha}$ = 0) para superfícies isotrópicas, apresentando valores crescentes à medida que a superfície se torna anisotrópica (i.e., $S_{HH} \neq S_{VV}$). Com valor de 45º representa o espalhamento de dipolos e com valores maiores que 45º representa diedros anisotrópicos (i.e., $S_{HH} \neq S_{VV}$ e $\Delta\varphi$ = 180º). Valores máximos de $\overline{\alpha}$ (90º) representam alvos que produzem uma alteração de 2π entre a fase das polarizações HH e VV (α_i são as primeiras coordenadas dos autovetores associados a λ_i):

$$\overline{\alpha} = \sum_{i=1}^{3} p_i \alpha_i \tag{3.18}$$

- **Espalhamento volumétrico** → Parâmetro que mede a contribuição do espalhamento volumétrico na potência total retroespalhada. Para este mecanismo se assume que o retroespalhamento é procedente de um conjunto de espalhadores cilíndricos finos, orientados aleatoriamente, representando um dossel florestal (f_v denota a contribuição do espalhamento volumétrico para a seção transversal VV):

$$P_v = \frac{8 f_v}{3} \tag{3.19}$$

- **Espalhamento *double bounce*** → Parâmetro que mede a contribuição do espalhamento *double bounce* na potência total retroespalhada. Este mecanismo é modelado pelo espalhamento de refletores de canto diédricos correspondendo, por exemplo, à interação tronco-solo que ocorre nas florestas (f_d denota a contribuição do espalhamento *double bounce* para a seção transversal VV; e α denota a estatística de segunda ordem $<S_{HH}S_{VV}^*>$ para o espalhamento *double bounce*, após a normalização referente ao termo VV):

$$P_d = f_d\left(1+|\alpha|^2\right) \tag{3.20}$$

- **Espalhamento superficial** → Parâmetro que mede a contribuição do espalhamento superficial na potência total retroespalhada. Este mecanismo é modelado por superfícies rugosas que possuem feições com distribuição periódica na direção de propagação da radiação (*Bragg scattering*) (f_s denota a contribuição do espalhamento superficial para a seção transversal VV; e β denota a estatística de segunda ordem $<S_{HH}S_{VV}^*>$ para o espalhamento superficial, após a normalização referente ao termo VV):

$$P_s = f_s\left(1+|\beta|^2\right) \tag{3.21}$$

4 MÉTODOS DE ANÁLISE

4.1 Florística e estrutura

As análises florística e estrutural dos dados do IF_{2005} foram concebidas neste estudo com dois objetivos distintos. O primeiro objetivo refere-se ao desenvolvimento de análises genéricas, com intuito de caracterizar o povoamento florestal no qual foi baseada a modelagem volumétrica. O segundo objetivo refere-se a uma caracterização detalhada de cada parcela amostral, com intuito de subsidiar o estudo das respostas polarimétricas frente às características florístico-estruturais apresentadas (seção 4.2).

4.1.1 Caracterização do povoamento florestal

A suficiência amostral do IF_{2005} foi avaliada com base na curva espécie-área. Para a construção desta curva, cada parcela amostral de 1 ha foi decomposta em 25 subparcelas de 400 m² (20 x 20 m). As 150 subparcelas resultantes foram ordenadas por amostragem aleatória, sendo a seqüência do ordenamento utilizada para a contagem do aparecimento de novas espécies. Neste estudo, o ponto de saturação do número acumulado de espécies foi determinado por análise visual da função ajustada à curva espécie-área.

Técnicas de análise quantitativa foram empregadas para a realização de uma abordagem criteriosa da composição florística na área experimental. A diversidade de espécies foi estimada, conforme sugerido por Magurran (1988), com o índice de Shannon-Weaver (*H'*) e com a equabilidade de Pielou (*J*):

$$H' = -\sum_{i=1}^{S}\left[pe_i \ln\left(pe_i\right)\right], \quad \text{com} \quad pe_i = \frac{n_i}{N} \tag{4.1}$$

$$J = \frac{H'}{\ln\left(S\right)} \tag{4.2}$$

em que n_i é o número de indivíduos da espécies *i*; *N* é o número total de indivíduos; e *S* é o número total de espécies amostradas.

Para a realização de um diagnóstico da estrutura horizontal do povoamento florestal foram incluídas as estimativas de densidade, dominância e freqüência, de cada espécie, conforme descrito por Mueller-Dombois e Ellenberg (1974):

$$DA_i = \frac{n_i}{A_{ha}} \quad \text{e} \quad DR_i = \frac{DA_i}{\sum_{i=1}^{S} DA_i} 100 \tag{4.3}$$

$$DoA_i = \frac{AB_i}{A_{ha}} \quad \text{e} \quad \mathrm{DoR_i} = \frac{AB_i}{\sum_{i=1}^{S} AB_i} 100 \tag{4.4}$$

$$FA_i = \frac{u_i}{u_t} 100 \quad \text{e} \quad \mathrm{FR_i} = \frac{FA_i}{\sum_{i=1}^{S} FA_i} 100 \tag{4.5}$$

em que *D*, *Do*, e *F* correspondem, respectivamente, à densidade, dominância e freqüência, absoluta (*A*) e relativa (*R*), da espécie *i*; n_i é o número de indivíduos da espécie *i*; A_{ha} é a área total amostrada em hectares; *S* é o número total de espécies amostradas; AB_i é a área basal da espécie *i* em metros quadrados; u_i é o número de parcelas amostrais nas quais a espécie *i* ocorre; e u_t é o número total de parcelas amostrais. A partir da soma dos valores relativos destas três estimativas foi calculado o índice do valor de importância (IVI), introduzido por Curtis e McIntosh (1951).

As 50 espécies florestais com maior IVI foram classificadas quanto ao potencial de aproveitamento no mercado madeireiro (comerciais, potenciais ou não comerciais) e comportamento ecológico (pioneiras ou tolerantes), segundo os critérios adotados por Oliveira (2005). As espécies cujas informações não estavam disponíveis foram classificadas como "sem caracterização".

4.1.2 Caracterização das parcelas amostrais

Assim como na caracterização do povoamento florestal, a diversidade de espécies foi estimada para cada parcela amostral com a utilização do índice de Shannon-Weaver. O teste *t*, proposto por Hutcheson (1970), foi utilizado para avaliar se as parcelas

apresentaram diferenças significativas quanto à diversidade. Em adição, foi determinada a similaridade florística entre as diferentes parcelas amostrais com a utilização do índice de Jaccard (S_{ij}) (Magurran, 1988):

$$S_{ij} = \frac{c}{a+b+c} \tag{4.6}$$

em que a é o número de espécies exclusivas na parcela i; b é o número de espécies exclusivas na parcela j; e c é o número de espécies comuns entre as parcelas i e j. Os valores obtidos foram interpretados através de agrupamentos por média de grupo (UPGMA), conforme sugerido por Sneath e Sokal (1973).

Além da análise da diversidade e da similaridade florística, foi realizada uma caracterização estrutural das parcelas amostrais empregando-se duas variáveis biofísicas fundamentais: *DAP* e *HT*. Para detectar diferenças significativas entre a estrutura destas parcelas (tratamentos), foi empregada a técnica de análise de variância (ANOVA) e o teste de comparação múltipla de Tukey (Hair *et al*., 1998). Na condução da ANOVA, a exemplo da construção da curva espécie-área, cada parcela amostral foi decomposta em 25 subparcelas. Para evitar a autocorrelação espacial dos dados, foram selecionadas, por amostragem sistemática, 13 subparcelas de cada grupo de 25. Nestas subparcelas foram computados os valores médios de *DAP* e *HT*, compondo-se assim as observações dos tratamentos.

Na ANOVA são feitas três suposições principais a respeito do conjunto de dados: cada observação é independente das demais; a variável dependente deve ser normalmente distribuída nos tratamentos; e as variâncias dos diferentes tratamentos devem ser iguais. Para avaliar estas suposições foram utilizados, respectivamente, os testes de Moran (Anselin, 1996), Shapiro-Wilk (Shapiro *et al*., 1968) e Bartlett (Winer *et al*., 1991).

É importante reafirmar que as parcelas amostrais do IF_{2005} foram delimitadas na área de influência de uma unidade de manejo florestal. Esta unidade foi instalada para a produção sustentada de madeira em tora, conforme previsto no plano de manejo florestal da FLONA Tapajós (IBAMA/PNUD, 1997). Neste sentido, são esperadas

variações estruturais entre parcelas não só pela variabilidade natural da área, mas também pela quantidade de madeira retirada e pelo tempo decorrido da exploração.

A título de informação complementar, ressalta-se que entre 2000 e 2003 foi extraída uma média de 23,7 m^3 de madeira por hectare nos blocos de exploração onde as parcelas foram alocadas (densidade média de exploração de 3,3 árvores por hectare). Contudo, é importante notar que os dados apresentados correspondem a valores médios. Na prática, não foram observados sinais de exploração madeireira nas parcelas amostrais P1 e P2. Nas parcelas P4 e P6 foi observada a presença de um único toco e nas parcelas P3 e P5 foram observados, respectivamente, a ocorrência de 5 e 6 tocos. De acordo com IBAMA/PNUD (1997), nesta unidade de manejo está previsto um ciclo de corte de 18 a 22 anos, esperando-se um incremento médio anual no volume de 2,5 $m^3.ha^{-1}$ (valor esperado em função das práticas de manejo adotadas).

4.2 Análise exploratória dos dados PolSAR

Conforme descrito por Hellmann (2001), algumas técnicas polarimétricas possibilitam separar contribuições de espalhamento com diferentes naturezas, as quais podem ser associadas a mecanismos físicos. Neste sentido, foram conduzidas análises exploratórias para avaliar a sensibilidade de duas técnicas polarimétricas à variação florístico-estrutural existente entre as parcelas amostrais do IF_{2005}.

Na primeira análise exploratória os valores de entropia e ângulo alfa médio, referentes às 6 parcelas amostrais, foram recuperados e plotados no espaço de classificação bidimensional $(H, \overline{\alpha})$, introduzido por Cloude e Pottier (1997). Neste esquema de classificação por decomposição de alvos, os mecanismos de espalhamento são discriminados em 9 zonas distintas (Figura 4.1): Z1 - espalhamento múltiplo com alta entropia; Z2 - espalhamento da vegetação com alta entropia; Z3 - espalhamento da superfície com alta entropia (esta zona não faz parte da região útil do plano); Z4 - espalhamento múltiplo com média entropia; Z5 - espalhamento da vegetação com média entropia; Z6 - espalhamento da superfície com média entropia; Z7 - espalhamento múltiplo com baixa entropia; Z8 - espalhamento de dipolo com baixa entropia; e Z9 - espalhamento de superfície com baixa entropia.

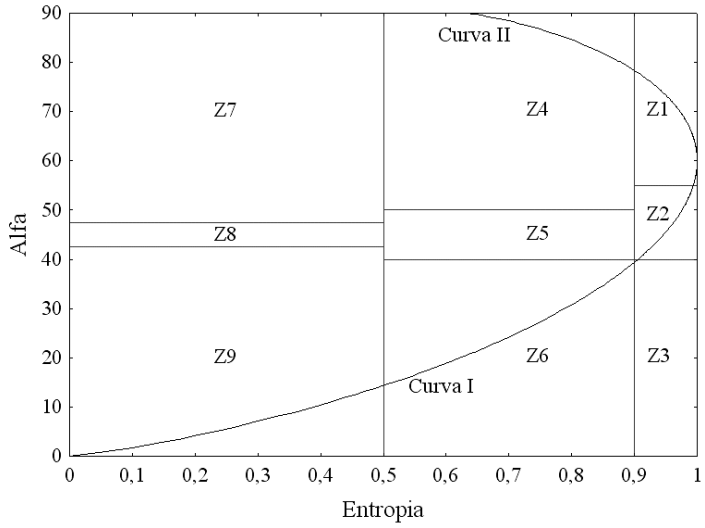


Figura 4.1 - Zonas do espaço de classificação bidimensional $(H, \overline{\alpha})$. As curvas I e II representam os limites de variação de $\overline{\alpha}$ como função de *H*.

Fonte: adaptada de Cloude e Pottier (1997).

Após a classificação das parcelas amostrais os resultados foram avaliados no sentido de se detectar diferenças significativas entre classificações. A premissa implícita nesta avaliação foi que parcelas com características florístico-estruturais diferentes produziriam resultados diferentes na classificação por decomposição de alvos. Para identificar a ocorrência, ou não, de diferenças significativas, foram ajustados modelos de regressão linear simples em que o resultado de uma dada classificação[7] foi utilizado para explicar o resultado de outra classificação (combinação de todos os pares possíveis). Assim, foi conduzida uma série de três testes estatísticos acerca de cada modelo ajustado: teste *F* de $b_1 = 0$ versus $b_1 \neq 0$; teste *t* de $b_0 = 0$ versus $b_0 \neq 0$; e teste *t* de $b_1 = 1$ versus $b_1 \neq 1$; em que b_0 e b_1 são os coeficientes de regressão estimados.

A razão em testar se b_1 é, ou não, igual a 0 é que $b_1 \neq 0$ indica a existência de uma relação linear entre os resultados de um dado par de classificações. Por outro lado, a razão em testar se $b_0 = 0$ e $b_1 = 1$ é que a prevalência destas duas condições indica que a linha de regressão ajustada pode passar pela origem e apresentar declividade de 45º. Em outras palavras, não existiria razão para discordar que as duas classificações avaliadas

[7] Deve-se entender por resultado de classificação o conjunto de 9 valores percentuais apresentados por uma dada parcela, representando a quantidade de pixels classificados em cada zona do plano $(H, \overline{\alpha})$.

haveriam produzido resultados iguais, adotando-se um nível de significância de 5%. Após a realização destas análises, os resultados foram interpretados e então confrontados com aqueles observados na caracterização das parcelas amostrais.

Na segunda análise exploratória foi gerada uma representação gráfica da resposta de polarização paralela de cada parcela amostral, conforme descrito por Van Zyl *et al*. (1987). Na representação proposta por estes autores, a seção transversal de um dado alvo (σ) é plotada num gráfico tridimensional como função de todas as combinações dos ângulos de orientação (ψ) e elipticidade (χ), referentes à elipse de polarização. Para a construção da resposta de polarização de uma dada parcela amostral foi utilizado o valor médio, no formato complexo (parte real e imaginária), do conjunto de todos os pixels que compunham a área de influência daquela parcela. Ao final, as superfícies resultantes foram comparadas por análise visual e os resultados foram interpretados com base naqueles obtidos na etapa de caracterização das parcelas amostrais.

4.3 Modelagem volumétrica

Para se avaliar o potencial dos dados PolSAR L na estimativa do volume foi empregado o método estatístico de análise de regressão. Neste sentido, foi realizado o ajuste de modelos de primeira ordem para a predição de *VCM*, com base na seguinte formulação:

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_{i1} + \beta_2 X_{i2} + ... + \beta_{p-1} X_{i,p-1} + \varepsilon_i \qquad (4.7)$$

em que Y_i é o valor da variável dependente na i-ésima observação; $\beta_o, \beta_1, \beta_2, ..., \beta_{p-1}$ são os parâmetros dos modelos; X_{i1}, X_{i2}, ..., $X_{i,p-1}$ são os valores das p-1 variáveis explicativas na i-ésima observação; e ε_i é um termo de erro aleatório com média $E\{\varepsilon_i\} = 0$ e variância $\sigma^2\{\varepsilon_i\} = \sigma^2$.

No ajuste destes modelos foram utilizados os dados referentes aos 24 conglomerados (observações) do IFPI. O conjunto de variáveis explicativas incluiu os valores médios de cada atributo PolSAR, recuperados sobre cada observação. A extração destes valores foi realizada com o auxílio de uma máscara, construída a partir das coordenadas geográficas dos conglomerados. Esta máscara foi sobreposta às imagens e os valores

correspondentes foram recuperados e organizados em planilha eletrônica. Para reduzir o efeito do erro de georreferenciamento dos dados sensoriados, foi aplicado um *buffer* externo às amostras com distância equivalente ao erro de posicionamento encontrado. Desta forma, garantiu-se que as áreas delimitadas em campo seriam contempladas na recuperação dos atributos PolSAR.

As análises de regressão foram realizadas com fundamentação na teoria apresentada por Neter *et al*. (1996). Na análise exploratória dos dados foram utilizados diagramas de dispersão e matrizes de correlação para verificar a força e a natureza das relações entre variáveis explicativas, e entre cada variável explicativa e a variável dependente. Os diagramas de dispersão também foram utilizados, em conjunto com *box plots*, para identificar a ocorrência de possíveis *outliers* entre as observações.

Para se obter os melhores subconjuntos de variáveis explicativas, foi avaliada a necessidade do emprego de transformações e aplicadas técnicas de seleção baseadas no coeficiente de determinação (R^2) e no quadrado médio dos resíduos (QMR). Na seleção destas variáveis foram consideradas todas as possíveis regressões, formadas a partir do conjunto total de variáveis explicativas, para modelos com um número pré-determinado de parâmetros. Para o refinamento dos modelos selecionados foram empregados os seguintes procedimentos: avaliação da presença de efeitos de interação; realização de diagnóstico de multicolinearidade; avaliação da necessidade de transformação na variável dependente; análise de *outliers*; e análise de resíduos.

Para examinar a presença de efeitos de interação foi realizado o ajuste de todos os modelos selecionados. Os resíduos destes modelos foram plotados contra cada termo de interação e os padrões resultantes foram analisados. Conforme sugerido por Neter *et al*. (1996), a detecção da presença de multicolinearidade foi realizada com base no cálculo dos fatores de inflação da variância (VIF). Neste estudo, valores de VIF maiores que 10 foram considerados indicadores de que a multicolinearidade poderia estar influenciando excessivamente as estimativas de mínimos quadrados. Por fim, para avaliar a necessidade de transformação na variável dependente, com vistas a reduzir a soma dos quadrados dos resíduos (SQR), foi empregado o procedimento Box-Cox

(Box e Cox, 1964). A significância da redução na SQR, produzida com a transformação recomendada, foi avaliada com o uso da estatística χ^2 (Maddala, 1977).

A identificação de *outliers* em Y e X foi realizada, respectivamente, com a utilização dos resíduos excluídos padronizados e dos valores de *Leverage* da matriz *Hat* (Neter *et al*., 1996). Neste estudo, foram considerados *outliers* em X, as observações que apresentaram valor de *Leverage* superior a $2p/n$. Da mesma forma, foram considerados *outliers* em Y, as observações que apresentaram valor de resíduo excluído padronizado superior ao valor crítico $t(1-\alpha/2n; n-p-1)$, referente ao procedimento de Bonferroni (onde p é o número de parâmetros, n é o número de observações e α é o nível de significância). Para determinar se os *outliers* encontrados eram ou não influentes nas regressões ajustadas, foi empregada a medida de influência denominada distância de Cook (Neter *et al*., 1996). Com esta medida, que considera a influência da i-ésima observação em todos os valores ajustados, foi utilizada a distribuição $F(p, n-p)$ para determinar cada valor percentil correspondente. Assim, foram considerados influentes os *outliers* que apresentaram valor percentil superior a 50%.

Com o intuito de avaliar a aptidão dos modelos selecionados, foi conduzida uma análise de resíduos com o emprego de gráficos e testes formais. A variância dos resíduos foi avaliada com diagramas de dispersão entre os resíduos e os valores ajustados, e com o teste de Levene modificado (Neter *et al*., 1996). Os diagramas descritos também foram empregados para avaliar se as funções lineares se apresentavam adequadas aos dados. Para examinar a normalidade dos resíduos foram utilizados gráficos de probabilidade normal e o teste de Shapiro-Wilk (Shapiro *et al*., 1968). Em adição, foi realizado um diagnóstico global para autocorrelação espacial, com o uso da estatística de Moran e o respectivo diagrama de espalhamento (Anselin, 1996). Os cálculos foram realizados com uma matriz de proximidade espacial baseada nos dois vizinhos mais próximos de cada observação. A significância do índice foi estimada com uma distribuição de referência, construída com 999 permutações aleatórias dos valores obtidos para os resíduos.

O processo de validação dos modelos selecionados foi conduzido com dois métodos distintos. No primeiro método, a precisão das predições de cada modelo selecionado foi

avaliada com uso do critério da soma dos quadrados da predição (PRESS) (Neter *et al*., 1996). O procedimento consistiu em estimar o *VCM* de cada observação a partir de funções ajustadas com as *n*-1 observações remanescentes. Assim, o valor PRESS foi calculado e comparado à SQR do modelo ajustado com todas as *n* observações. De acordo com Neter *et al*. (1996), quando o valor PRESS é semelhante à SQR, o QMR pode ser considerado um indicador adequado da capacidade preditiva do modelo.

No segundo método, a capacidade preditiva dos modelos selecionados foi avaliada com um conjunto de dados independentes. O procedimento consistiu, num primeiro momento, em aplicar os modelos para estimar o *VCM* das 6 parcelas amostrais do IF_{2005}. Posteriormente, foi computado para cada parcela amostral um intervalo de predição com nível de confiança de 95%. Os resultados encontrados foram então interpretados e comparados aos valores de *VCM* obtidos com os dados de campo. A sistematização de todas as etapas empregadas na análise de regressão pode ser visualizada no fluxograma da Figura 4.2.

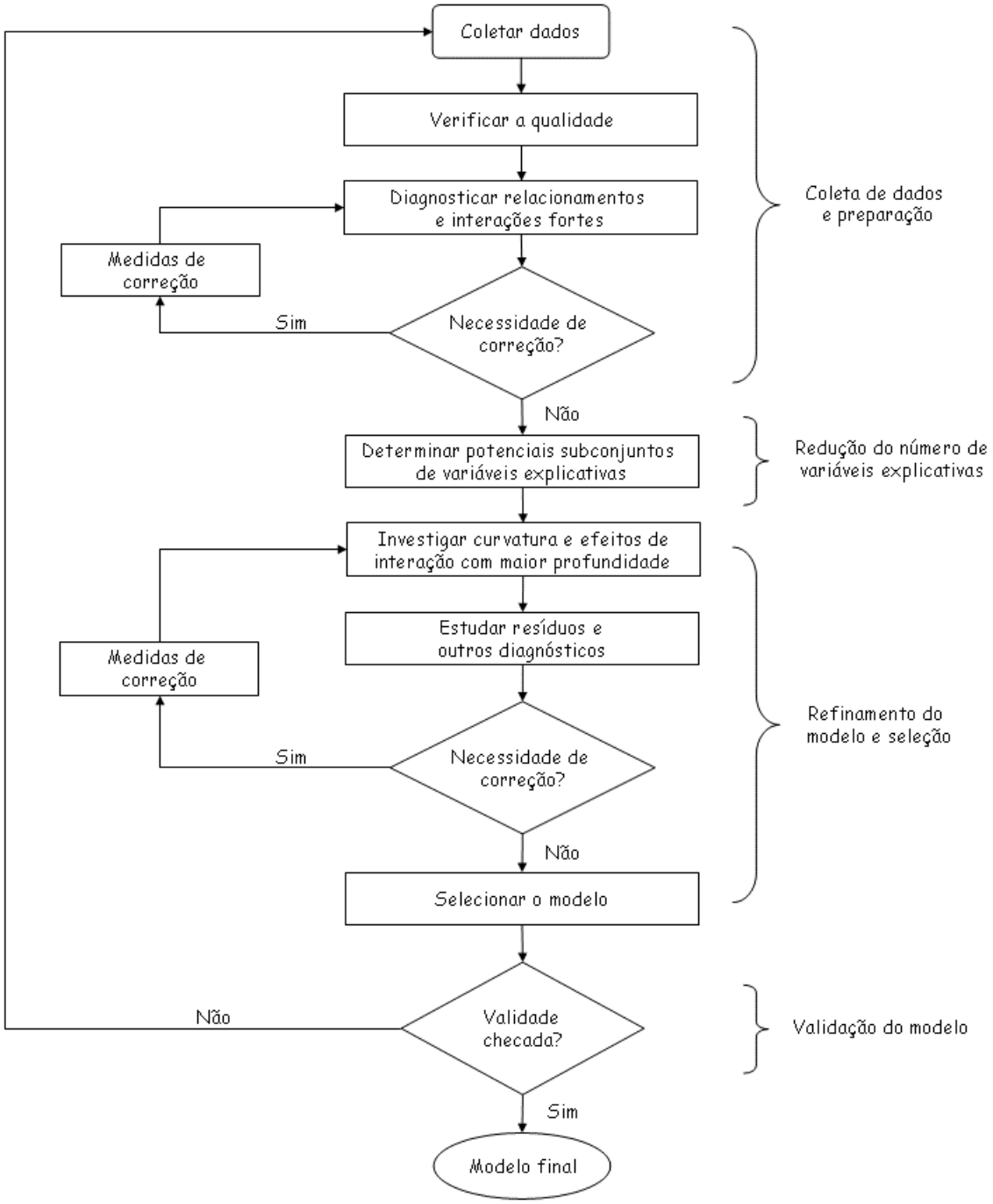


Figura 4.2 - Sistematização dos procedimentos da análise de regressão.

Fonte: adaptado de Neter *et al*. (1996).

5 RESULTADOS E DISCUSSÃO

5.1 Caracterização do povoamento florestal

Nos 6 hectares amostrados pelo IF_{2005} foram encontrados 2.213 indivíduos arbóreos, distribuídos em 44 famílias botânicas e 186 espécies (Tabela A.1). Deste total, 4 indivíduos arbóreos, correspondentes a 4 espécies não identificadas, foram agrupados em uma única família denominada "Indeterminadas". A curva espécie-área, apresentada na Figura 5.1, indicou uma tendência à estabilização do aparecimento de novas espécies a partir de uma área amostral de aproximadamente 5 ha. Desta forma, a intensidade amostral do IF_{2005} (6 ha) foi considerada suficiente para representar a composição florística da área experimental.

O valor obtido para o índice de Shannon-Weaver (*H'* = 4,22) indicou um alto grau de incerteza associado à previsão da espécie a qual pertenceria um dado indivíduo, selecionado ao acaso no conjunto amostral. A equabilidade de Pielou apresentou valor de 0,81, confirmando a existência de uma elevada diversidade florística no componente arbóreo do povoamento estudado. Os resultados obtidos foram compatíveis com aqueles relatados em outros estudos conduzidos na FLONA Tapajós (Barros, 1980; Espírito-Santo *et al*., 2005; Oliveira, 2005).

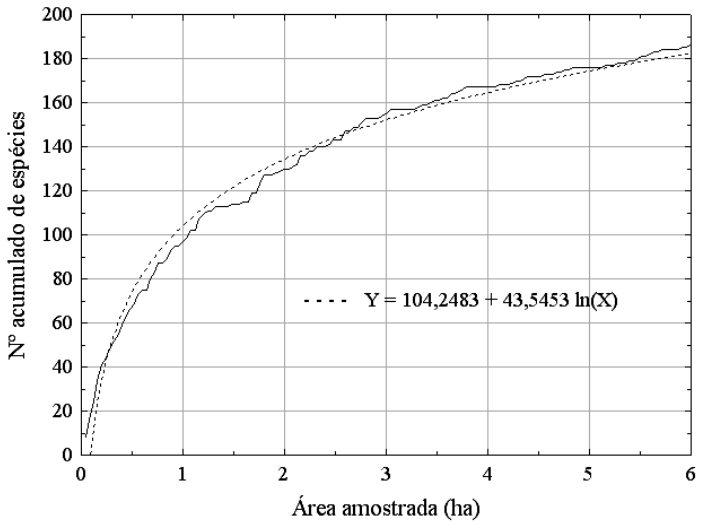


Figura 5.1 - Curva espécie-área obtida com a amostragem empregada no IF_{2005}.

Na Figura 5.2 são apresentados os parâmetros fitossociológicos das 10 famílias amostradas com maior IVI. O povoamento florestal estudado foi caracterizado pela concentração de uma grande quantidade de indivíduos em poucas famílias botânicas. Do total de 2.213 indivíduos inventariados, 1.720 (78%) foram representados somente com as famílias presentes na Figura 5.2. Em termos de distribuição da riqueza florística foi constatado um padrão semelhante. Um conjunto de apenas 8 famílias contribuiu com mais de 50% do total de espécies encontradas, a saber: Fabaceae (37), Moraceae (13), Lecythidaceae (10), Apocynaceae (8), Euphorbiaceae (8), Lauraceae (7), Meliaceae (7), Malvaceae (6). Em adição, observou-se que 30% das famílias contribuíram com apenas uma espécie.

Na Tabela A.1 do apêndice A são apresentados os parâmetros fitossociológicos de todas as espécies amostradas, por ordem alfabética de famílias e em ordem decrescente de índice do valor de importância relativo (IVI%). Pela análise da Tabela A.1 é possível observar que as 5 espécies com maior valor de importância no povoamento foram: *Pouteria* sp. (abiu), *Protium apiculatum* Swart (breu), *Rinorea guianensis* (Aubl.) Kuntze (aquariquarana), *Eperua bijuga* Mart. ex Benth. (cocão) e *Eschweilera blanchetiana* Miers. (matamatá preto). Juntas, estas espécies representaram 32% da densidade total observada. Por outro lado, o inventário florestal conduzido acusou um índice elevado de espécies localmente raras. Do total de 186 espécies amostradas, 40 (21,5%) foram representadas por um único indivíduo.

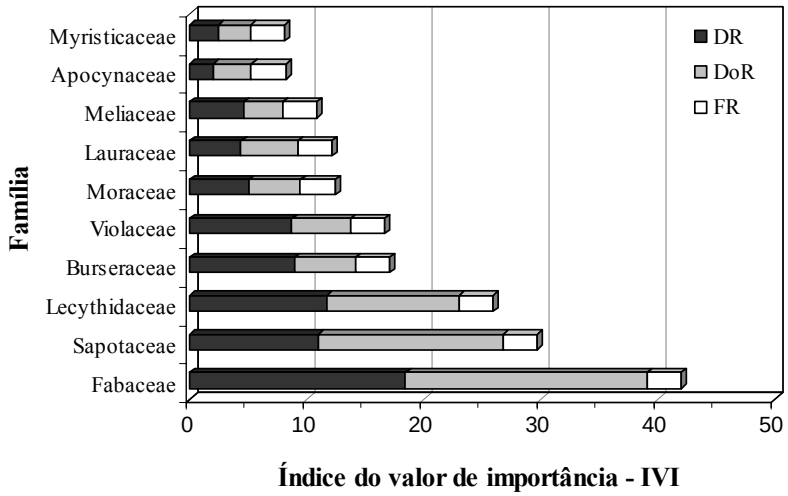


Figura 5.2 - Parâmetros fitossociológicos das 10 famílias com maior IVI amostradas no IF_{2005}.

A densidade estimada para o povoamento florestal foi de 369 indivíduos por hectare, com uma área basal média de 22,5 $m^2.ha^{-1}$. Na Figura 5.3 pode ser observada a distribuição diamétrica do conjunto total de indivíduos, em classes de diâmetro com intervalos de 5 cm. A estrutura diamétrica do povoamento seguiu o padrão usual de florestas tropicais inequiâneas (J-invertido), sugerindo a existência de um balanço entre o recrutamento e a mortalidade de indivíduos. Foi possível visualizar uma alta concentração de árvores nas primeiras classes de diâmetro (85% até o limite de 35 cm), com uma redução exponencial desta concentração no sentido das classes de maior diâmetro.

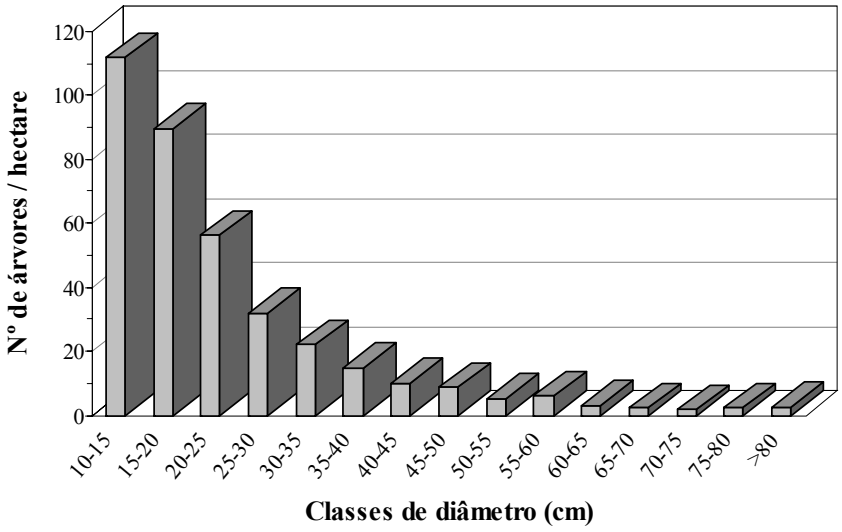


Figura 5.3 - Distribuição diamétrica dos 2.213 indivíduos arbóreos inventariados no IF_{2005}.

Na Figura 5.4 é apresentada a classificação das 50 espécies com maior IVI quanto ao potencial de aproveitamento no mercado madeireiro e comportamento ecológico. Entre as espécies caracterizadas, 63% pertenceram ao grupo que é atualmente comercializado ou que apresenta características favoráveis à comercialização, em termos de dimensões e qualidade da madeira. Desta forma, o povoamento apresentou um elevado potencial para exploração, corroborando os resultados encontrados por Silva *et al*. (1985). Quanto ao comportamento ecológico, foi possível observar que 78% das espécies caracterizadas pertenceram ao grupo das tolerantes à sombra. Este resultado é um indicativo de que o povoamento florestal estudado encontra-se em estádio final de sucessão (clímax), apresentando uma configuração volumétrica em equilíbrio dinâmico.

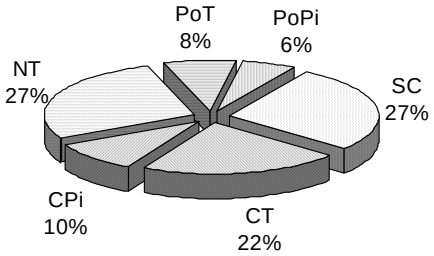


Figura 5.4 - Potencial de aproveitamento no mercado madeireiro (C = comercial, Po = potencial e N = não comercial) e comportamento ecológico (Pi = pioneira e T = tolerante) das 50 espécies com maior IVI, amostradas no IF_{2005} (SC = espécies sem caracterização).

5.2 Caracterização das parcelas amostrais

Na Tabela 5.1 é apresentado, para cada parcela amostral, o número total de indivíduos, famílias e espécies inventariadas, além do valor do índice de Shannon-Weaver. A densidade das parcelas diferiu em até 83 indivíduos por hectare, com o menor valor observado para a parcela P3 (325 indivíduos.ha^{-1}). No que diz respeito à diversidade, a parcela com menor riqueza florística (P4) apresentou 93 espécies distribuídas em 32 famílias, ao passo que a parcela com maior riqueza (P1) apresentou 103 espécies distribuídas em 40 famílias. O índice de Shannon-Weaver indicou alta heterogeneidade florística em todas as parcelas inventariadas. Apesar dos valores de *H'* apresentarem baixa amplitude de variação (máximo de 6,3% em relação ao menor valor), o teste de Hutcheson evidenciou diferenças significativas ($p < 0,01$) entre a diversidade de praticamente todas as parcelas. Os únicos pares considerados iguais foram: P1/P6, P3/P4 e P4/P6.

Tabela 5.1 - Número total de indivíduos, famílias e espécies de cada parcela amostral do IF_{2005}, com o respectivo valor do índice de Shannon-Weaver (*H'*).

Parcela	Indivíduos	Famílias	Espécies	*H'*
P1	408	40	103	4,04[a]
P2	355	34	93	3,80
P3	325	35	94	3,94[b]
P4	353	32	93	3,97[bc]
P5	385	32	97	3,89
P6	387	34	101	4,01[ac]

([abc]) Valores seguidos das mesmas letras não diferem estatisticamente ao nível de 1% de significância.

No dendrograma da Figura 5.5 é apresentado o resultado da análise de agrupamento (UPGMA) baseada no índice de similaridade de Jaccard. Para distinção dos grupos formados, foi aplicado um nível de corte de 25% no eixo de escala do dendrograma, conforme recomendado por Mueller-Dombois e Ellenberg (1974). Adotando-se este limiar (S_{ij} = 0,48), as parcelas inventariadas foram separadas em 3 grupos distintos: um formado pelo conjunto das parcelas P2, P3, P4 e P5, correspondendo exatamente àquelas com menor índice de Shannon-Weaver (Tabela 5.1); um formado pela parcela P1; e um último formado pela parcela P6. Contudo, é importante notar que o agrupamento das parcelas P1 e P6 ocorreu a um nível de similaridade bastante próximo daquele estabelecido como nível de corte.

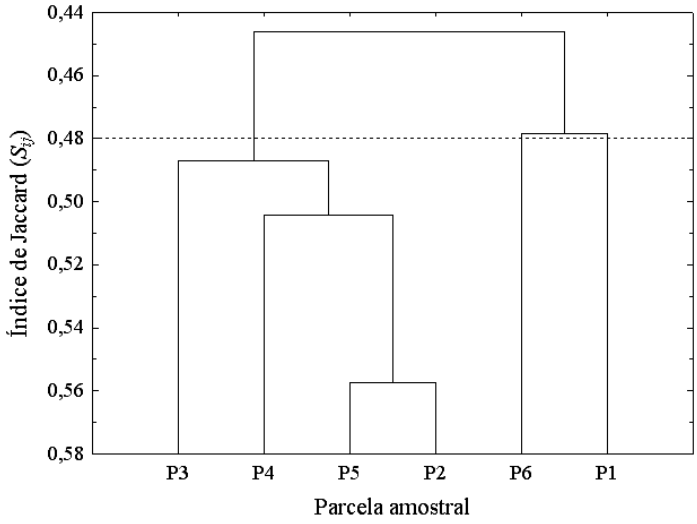
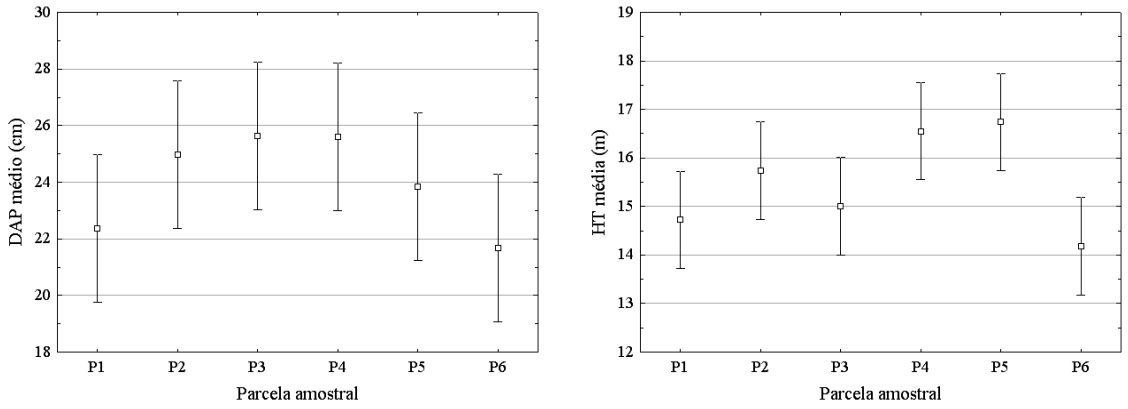


Figura 5.5 - Dendrograma de similaridade florística entre as diferentes parcelas do IF_{2005}. A linha horizontal pontilhada representa o nível de corte de 25%.

Na Figura 5.6 são apresentadas as médias de *DAP* e *HT* de cada tratamento da ANOVA, com os respectivos intervalos de confiança computados a 95%. Os valores médios registrados para os tratamentos apresentaram amplitude de variação de 4,0 cm para o *DAP* e de 2,6 m para a *HT*. Os resultados da estatística *F* indicaram a ocorrência de médias de *HT* com diferenças significativas ($p < 0,05$). Com relação ao *DAP*, uma vez que foram produzidos intervalos de confiança mais amplos (maior erro padrão), a ANOVA indicou que as médias dos tratamentos não diferiram significativamente.

Mediante o teste de comparação múltipla de Tukey, verificou-se que a média da *HT* da parcela P6 (14,18 ± 1,01) diferiu da média das parcelas P4 (16,55 ± 1,01) e P5 (16,74 ± 1,01), ao nível de 5% de significância. As demais médias observadas não apresentaram diferenças significativas. Quanto à avaliação das suposições da ANOVA, não foram observados problemas no que diz respeito à adequação do conjunto de dados. Com o teste de Moran foi confirmada a ausência de autocorrelação espacial entre as observações de cada tratamento ($p > 0,05$). Pelo teste de Shapiro-Wilk foi observado que a variável *HT* se apresentou normalmente distribuída nos tratamentos ($p > 0,05$). Por fim, o teste de Bartlett sugeriu que as variâncias dos diferentes tratamentos poderiam ser as mesmas ($p > 0,05$).



(a) (b)

Figura 5.6 - Resultado da ANOVA para o *DAP* (a) e *HT* (b) das parcelas amostrais do IF_{2005}. As barras verticais denotam intervalos de confiança para a média ao nível de 95%.

Para auxiliar a interpretação da estrutura nas diferentes parcelas amostrais, são apresentadas na Figura 5.7 as respectivas distribuições diamétricas e os valores médios de *HT* por classe de *DAP*. Apesar de não terem sido registradas diferenças estatísticas significativas entre o *DAP* médio das parcelas, as distribuições diamétricas sugeriram a ocorrência de uma variabilidade nos padrões estruturais. As parcelas P2 e P3 foram as que apresentaram o componente arbóreo com estrutura mais desenvolvida. Nas distribuições destas parcelas pode-se visualizar, em comparação às demais, um maior balanceamento das freqüências entre as diferentes classes de *DAP*, com uma concentração de indivíduos menos acentuada nos primeiros intervalos de diâmetro.

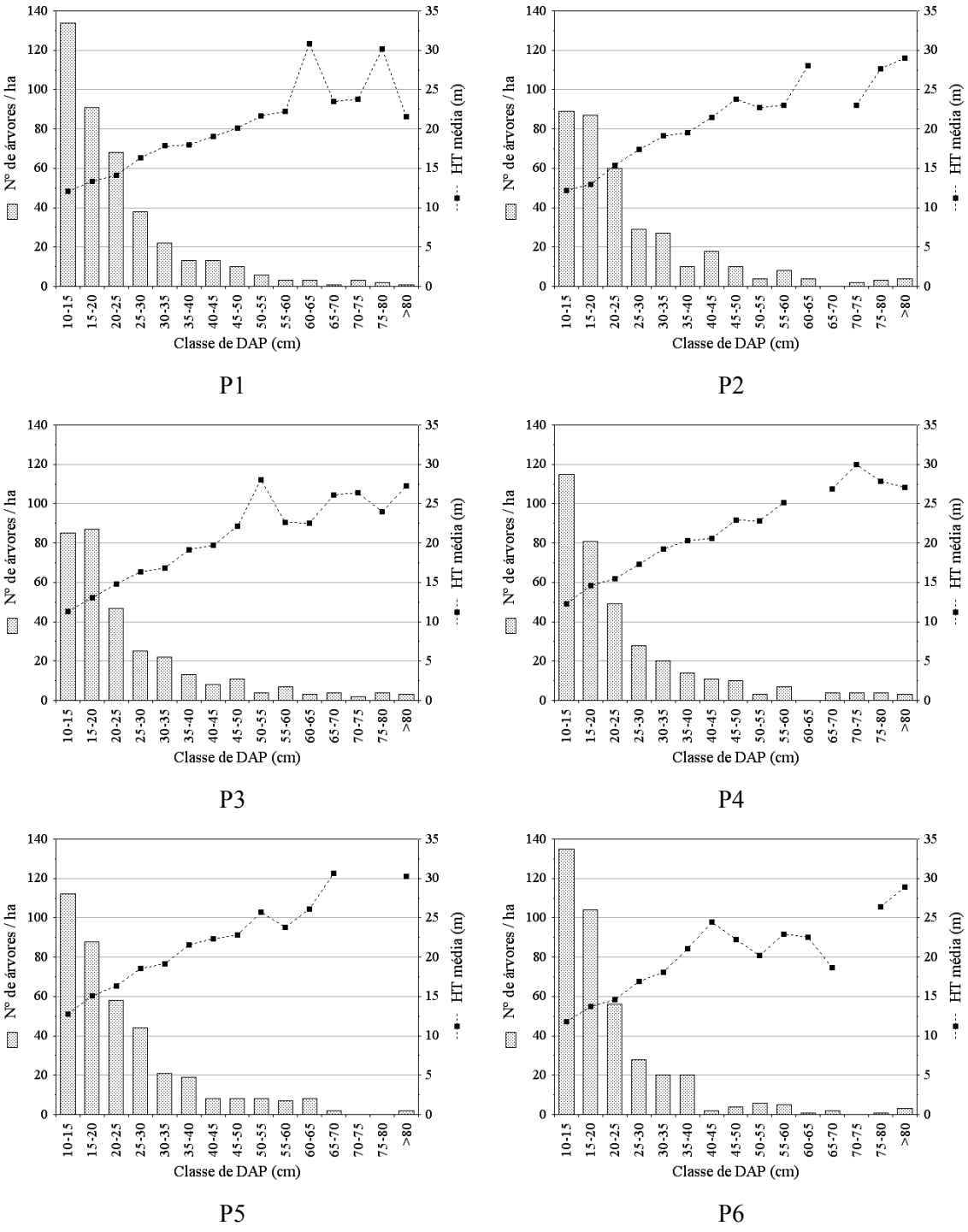


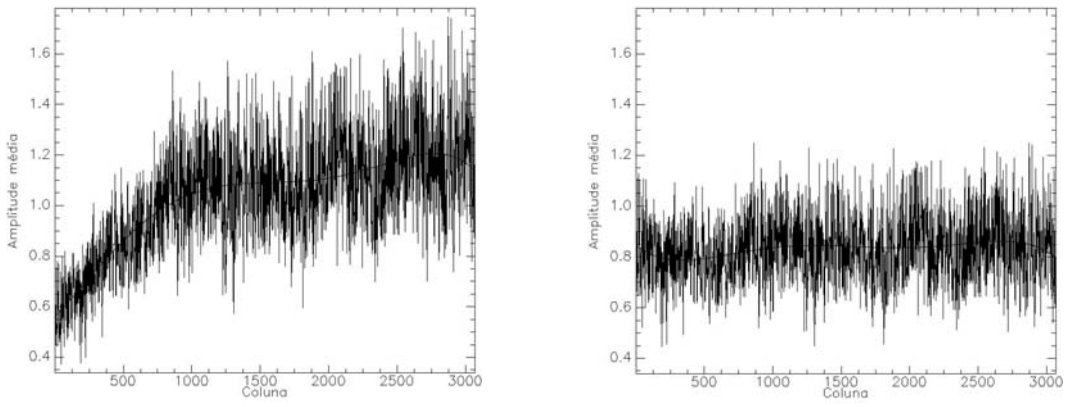
Figura 5.7 - Distribuição diamétrica das parcelas amostrais do IF_{2005} e valores médios de *HT* por classe de *DAP*.

Entre as parcelas do IF_{2005}, a P6 foi a que apresentou a estrutura mais diferenciada. Na distribuição diamétrica desta parcela foi registrada a maior concentração de indivíduos nas primeiras classes de *DAP* (89% até o limite de 35 cm). Em adição, a exemplo da

ANOVA, foi observado um comportamento atípico nos valores de *HT*. Os indivíduos com *DAP* entre 45 e 70 cm apresentaram, na média, menores valores de *HT* que aqueles observados nas demais parcelas. É possível que estas diferenças sejam resultantes da composição florística específica desta parcela. Como demonstrado no dendrograma da Figura 5.5, a parcela P6 apresentou uma composição distinta daquela observada nas demais parcelas amostrais. Alia-se ainda o fato da área se localizar num bloco de exploração manejado cerca de 5 anos antes do imageamento. Tal fato pode traduzir, em parte, uma maior competitividade dos indivíduos arbóreos nos estratos inferiores, durante a ocupação das clareiras no processo de regeneração. Cabe ainda ressaltar que as parcelas P1, P4 e P5 apresentaram estruturas diamétricas similares.

5.3 Qualidade dos dados PolSAR

Na Figura 5.8 é apresentado o perfil da variação radiométrica da componente HH (formato amplitude), antes e após a correção do padrão da antena, para ilustrar os resultados obtidos. Nos dados não corrigidos foi possível observar uma grande variação de ganho na direção de alcance do imageamento. Em todas as polarizações foram apresentados baixos valores de amplitude no alcance próximo, com aumento significativo destes valores na direção do alcance distante. A aplicação das correções com o método multiplicativo produziu resultados satisfatórios em todas as polarizações. Após estas correções, os perfis obtidos se mostraram suficientemente homogêneos.



(a) (b)

Figura 5.8 - Perfil da variação radiométrica, na direção de alcance, da componente HH: (a) antes da correção do padrão da antena; e (b) após a correção do padrão da antena.

A resposta de polarização de um dos refletores de canto alocados em campo é apresentada na Figura 5.9, antes e após a calibração polarimétrica, para exemplificar os resultados obtidos. Em adição, se apresenta a resposta de polarização esperada (teórica) de um refletor de canto triédrico, para efeito de comparação. A semelhança entre as respostas de polarização observada (após a calibração) e esperada indica que o método de calibração empregado corrigiu de modo adequado as distorções impostas pelo sistema. É importante notar que a remoção do *cross-talk* nos dados obtidos não afetou de forma considerável a resposta de polarização original do refletor. Assim, é possível inferir que no sensor SAR-R99B a contaminação de energia existente entre canais é bastante sutil.

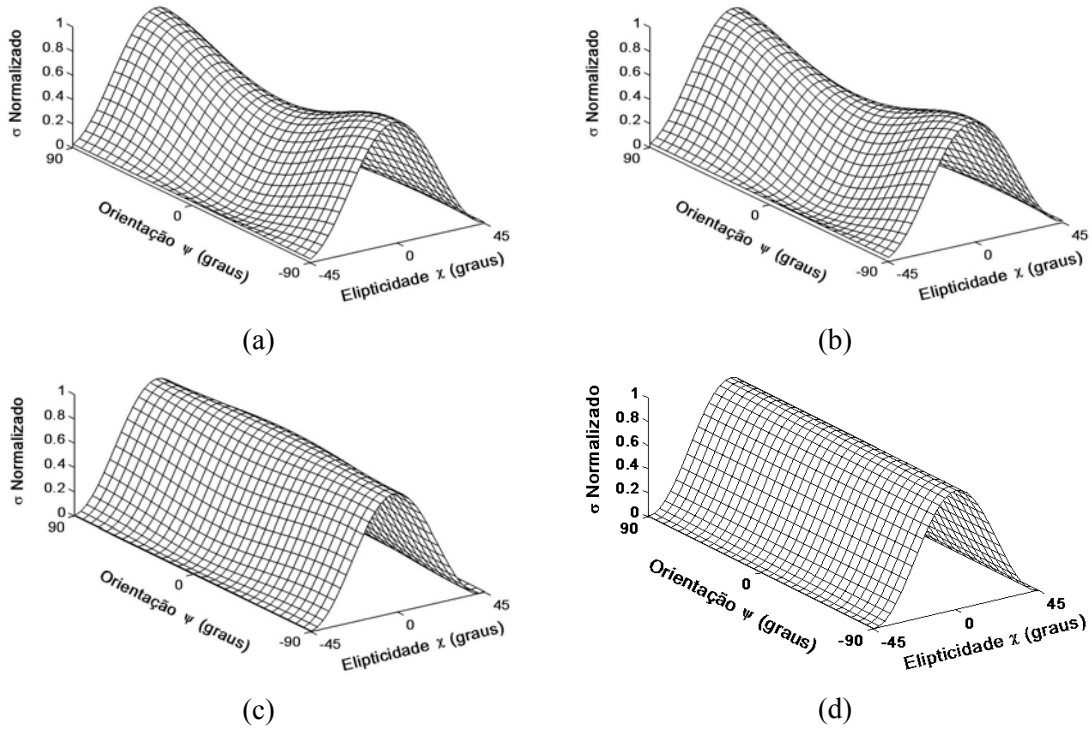


Figura 5.9 - Resposta de polarização paralela de um dos refletores de canto triédricos alocados em campo durante a campanha de imageamento: (a) antes da calibração; (b) após a remoção do *cross-talk*; e (c) após a remoção do *channel imbalance*. Em (d) é apresentada a resposta esperada (teórica) de um refletor de canto triédrico.

Para ilustrar a resposta do coeficiente de retroespalhamento, obtido com o procedimento de calibração absoluta, é apresentado na Figura 5.10 um perfil de um segmento da imagem σ^o_{HH}. As classes temáticas presentes neste segmento incluem floresta primária (A), solo exposto (B), palha seca (C) e floresta secundária (D). Com base nas respostas

radiométricas dos refletores de canto triédricos foi calculado um erro médio de calibração de 0,8 ± 0,2 dB. Em adição, os valores médios de σ^o_{HH} observados para estas classes temáticas apresentaram correspondência com aqueles observados em outros trabalhos científicos (e.g., Ulaby e Dobson, 1989; Santos *et al*., 1998; Dutra *et al*., 1999; Kuplich *et al*., 2000). Desta forma, o método do pico da potência, com a utilização de refletores de canto triédricos, apresentou resultados considerados satisfatórios na calibração absoluta dos dados.

No perfil analisado foi observado um forte contraste no σ^o_{HH} entre o solo exposto e as áreas com vegetação (range dinâmico de ±10 dB). Esta resposta é governada por características inerentes ao sistema (freqüência, polarização e ângulo de incidência) e por uma grande quantidade de parâmetros do terreno e da vegetação (propriedades elétricas e geométricas). Próximo à localização 450 do perfil é possível notar um pico na resposta do σ^o_{HH}. Este comportamento corresponde à resposta observada para um dos refletores de canto triédricos que foram alocados no campo, com o propósito de calibração radiométrica.

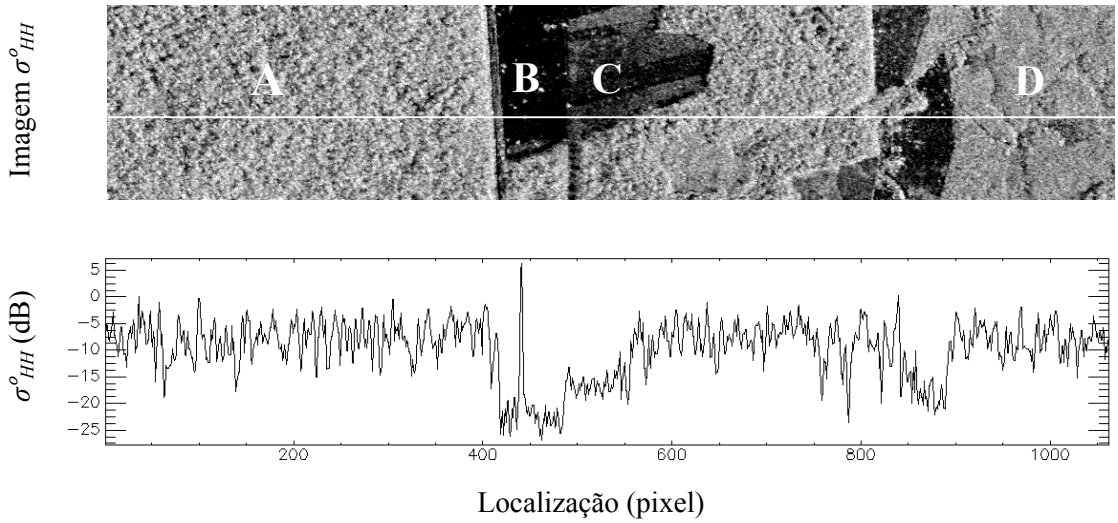


Figura 5.10 - Perfil de um segmento da imagem σ^0_{HH}, com variação de ângulo de incidência entre 59 e 64º. As classes temáticas presentes nesta seção incluem floresta densa (A), solo exposto (B), palha seca (C) e floresta secundária (D).

No que diz respeito à qualidade dos dados PolSAR, cabe ainda ressaltar que na retificação geométrica foi obtido um erro quadrático médio inferior a um pixel da

imagem (RMSE = 0,94). Entretanto, o conjunto de pontos independentes empregado na avaliação da qualidade deste procedimento, indicou a presença de um erro médio de posicionamento horizontal em torno de 60 m. Neste estudo, este erro foi compensado com a aplicação de *buffers* externos às amostras utilizadas. Todavia, estes resultados sugerem que pontos de controle independentes constituem ferramentas essenciais para se conhecer os verdadeiros erros associados ao processo de georreferenciamento.

5.4 Análise exploratória dos dados PolSAR

Na Figura 5.11 pode-se visualizar a distribuição dos pixels de cada parcela amostral do IF_{2005} no espaço de classificação bidimensional $(H, \overline{\alpha})$. Na seqüência, a Tabela 5.2 apresenta os resultados da classificação, com os respectivos valores percentuais por zona de espalhamento. Os gráficos apresentados mostram que em todas as parcelas a distribuição da maior parte dos pixels (cerca de 90%) ocorreu nas zonas Z4, Z5 e Z6. Isto indica que no povoamento florestal sob regime de exploração madeireira predominam os processos de espalhamento de média entropia, com independência da composição florística e da estrutura florestal. É importante observar que as proporções de pixels em cada zona citada foram similares para as diferentes parcelas. A Tabela 5.2 mostra que, à exceção da parcela P2, todas as demais parcelas apresentaram a maior porcentagem dos pixels na zona Z5. A segunda e terceira maiores porcentagens foram observadas, respectivamente, nas zonas Z4 e Z6.

A série de testes estatísticos empregada para detectar diferenças entre classificações indicou não haver razão para discordar que todas as parcelas foram classificadas de forma equivalente, ao nível de 5% de significância. Como nas análises florística e estrutural foram observadas diferenças significativas entre tais parcelas, infere-se que este método de classificação por decomposição de alvos não foi robusto o suficiente para detectar tal variabilidade. No entanto, é importante notar que as diferenças florístico-estruturais observadas entre parcelas foram, de certa forma, sutis.

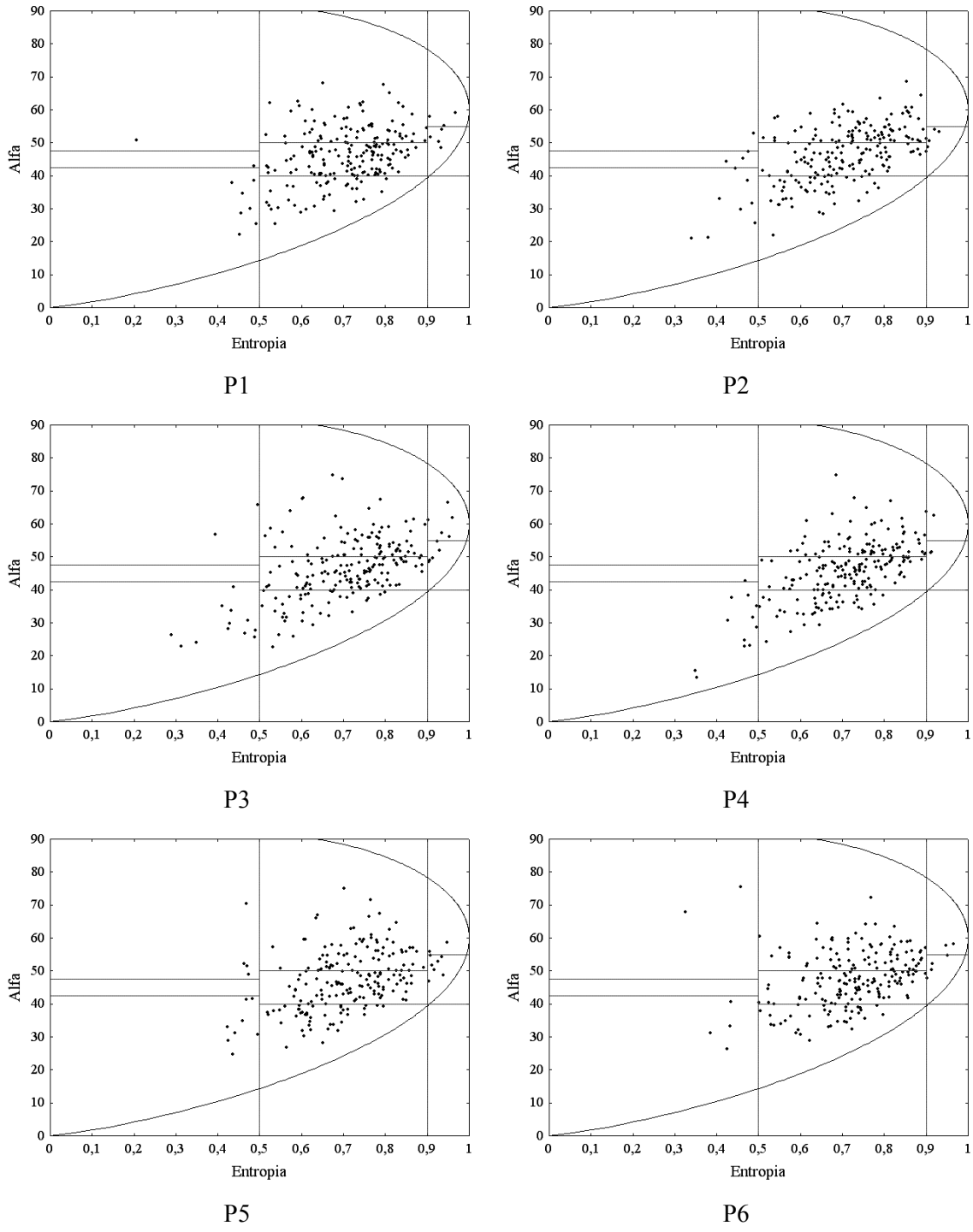


Figura 5.11 - Distribuição das parcelas amostrais do IF_{2005} no espaço de classificação bidimensional $(H, \overline{\alpha})$.

Os resultados apresentados evidenciaram a ocorrência de três principais mecanismos de espalhamento no povoamento florestal estudado (zonas Z5, Z4 e Z6, em ordem decrescente de freqüência). De acordo com Cloude e Pottier (1997), a zona Z5 representa o mecanismo de espalhamento do tipo dipolo. Esta zona inclui o espalhamento da vegetação, com a presença de espalhadores anisotrópicos que apresentam correlação moderada em termos de orientação. A zona Z4 representa o mecanismo de espalhamento produzido por diedros. No caso das florestas, inclui o espalhamento do tipo *double bounce*, resultante da interação tronco-solo. Por fim, a zona Z6 representa o mecanismo de espalhamento do tipo superficial. Neste tipo de espalhamento os valores elevados de entropia resultam da heterogeneidade presente nos dosséis florestais.

Tabela 5.2 - Valores percentuais da distribuição dos pixels de cada parcela amostral do IF_{2005} nas zonas do espaço de classificação bidimensional $(H, \overline{\alpha})$.

Zona*	**Parcela Amostral**					
	P1	**P2**	**P3**	**P4**	**P5**	**P6**
Z1	1,3	0,0	2,5	1,3	1,2	1,0
Z2	2,4	2,8	2,7	0,5	3,7	2,2
Z3	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
Z4	28,6	38,7	32,5	31,5	33,5	33,4
Z5	46,5	33,9	39,3	41,6	33,9	42,1
Z6	16,7	19,0	16,3	19,6	22,4	17,3
Z7	0,5	0,5	0,4	0,0	2,0	1,4
Z8	0,6	1,2	0,0	0,7	0,0	0,0
Z9	3,4	4,0	6,4	5,0	3,4	2,6

(*) A localização e o significado das zonas são apresentados na seção 4.2.

Na Figura 5.12 são apresentadas as respostas de polarização paralela das 6 parcelas amostrais do IF_{2005}. As parcelas P3 e P6 foram as que apresentaram o maior grau de similaridade. Suas respostas de polarização indicaram que os maiores valores de σ ocorreram em polarizações lineares (χ = 0º), com orientação preferencialmente horizontal (ψ = ± 90º). É possível que esta dependência seja uma conseqüência da ocorrência de dosséis mais homogêneos, com a maior parte dos galhos orientados horizontalmente. Cabe ressaltar, considerando a distinção dos povoamentos investigados, que a resposta de polarização destas parcelas foi similar à resposta

apresentada por Ulaby e Elachi (1990) para um plantio de *Juglans regia* L. (nogueira). Em geral, esta espécie apresenta copa ampla e ramificada, com folhas planas e largas (folhosa), chegando a atingir 25-30 m de altura.

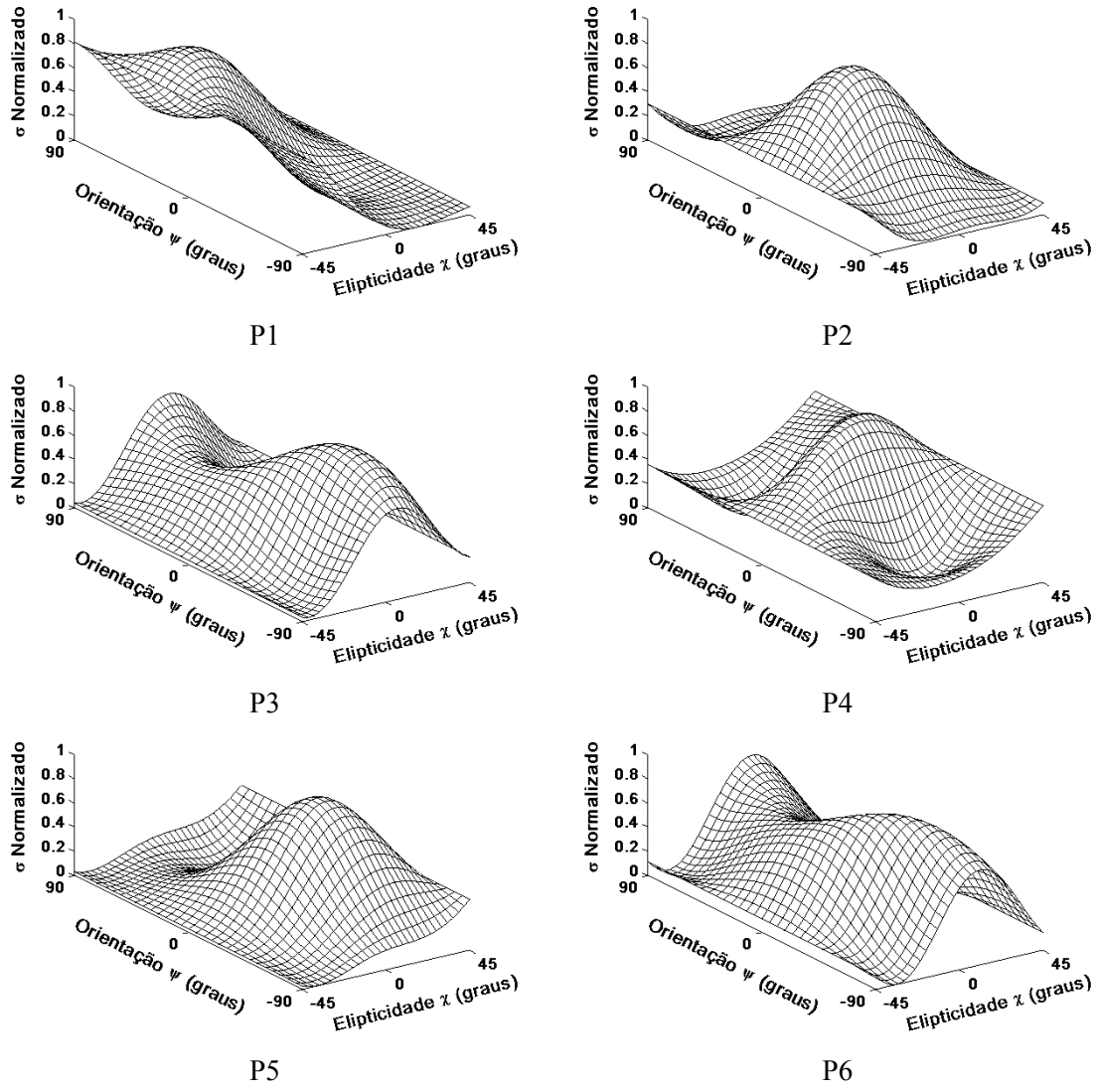


Figura 5.12 - Resposta de polarização paralela das parcelas amostrais do IF_{2005}.

A parcela P4 apresentou resposta de polarização bastante similar àquela observada para refletores de canto diédricos, i.e., presença de dois pontos de mínima nas polarizações lineares, com orientação aproximada de ± 45º. Desta forma, é possível que o espalhamento dominante nesta área tenha sido do tipo *double bounce*. É importante notar que a resposta de polarização desta parcela apresentou um pedestal relativamente alto. De acordo com Zebker e Van Zyl (1991), isto sugere a ocorrência de uma variação

considerável das propriedades de espalhamento em elementos de resolução adjacentes. Em outras palavras, a altura do pedestal sugeriu que a parcela em questão apresenta características florístico-estruturais bastante diversificadas a cada 25 m^2.

As respostas de polarização das parcelas P2 e P5 exibiram forte semelhança às respostas teóricas de elementos cilíndricos finos e curtos (i.e., raios e comprimentos menores que o comprimento de onda). Isto indica que nas duas áreas citadas, o espalhamento por galhos pequenos apresentou uma contribuição importante no total retroespalhado. É possível observar, a exemplo das parcelas P3 e P6, que os maiores valores de σ ocorreram em polarizações lineares. Contudo, a análise indicou que as parcelas P2 e P5 são dominadas por galhos com orientação preferencialmente a -45º. Pela Figura 5.12 fica ainda evidente que a parcela P1 foi aquela que apresentou o comportamento mais diferenciado. A resposta de polarização desta área foi bastante parecida com a resposta teórica de uma hélice orientada para a direita. Os máximos valores de σ ocorreram na polarização circular RR, com certa independência do ângulo de orientação.

Como pode ser observado, foram obtidas superfícies de respostas diferentes para a maior parte das parcelas, indicando que o retroespalhamento de determinadas áreas foi dominado por mecanismos físicos distintos. Conforme esperado, estes resultados sugeriram a existência de uma variabilidade florístico-estrutural entre as diferentes parcelas amostrais. Contudo, a diversidade florística, a altura das árvores e a distribuição diamétrica parecem não governar, isoladamente, estas respostas de polarização. É provável que os resultados encontrados sejam influenciados pela distribuição espacial das árvores, aliada à arquitetura do dossel.

5.5 Modelagem volumétrica

A matriz de correlação e de diagramas de dispersão do *VCM* é apresentada na Figura 5.13 com o grupo de atributos incoerentes, e na Figura 5.14 com o grupo de atributos coerentes. Como pode ser observado na última linha da matriz de diagramas de dispersão da Figura 5.13, o *VCM* apresentou baixa relação linear com todos os atributos incoerentes. Uma análise da matriz de correlação confirmou estes resultados (última coluna) e indicou, ao contrário do esperado, que todas as relações mencionadas são

inversas. Entretanto, somente a razão de polarização cruzada (R_c) e o coeficiente de retroespalhamento na polarização HV (σ^0_{HV}) apresentaram correlações significativas com o *VCM*, ao nível de 10% de significância.

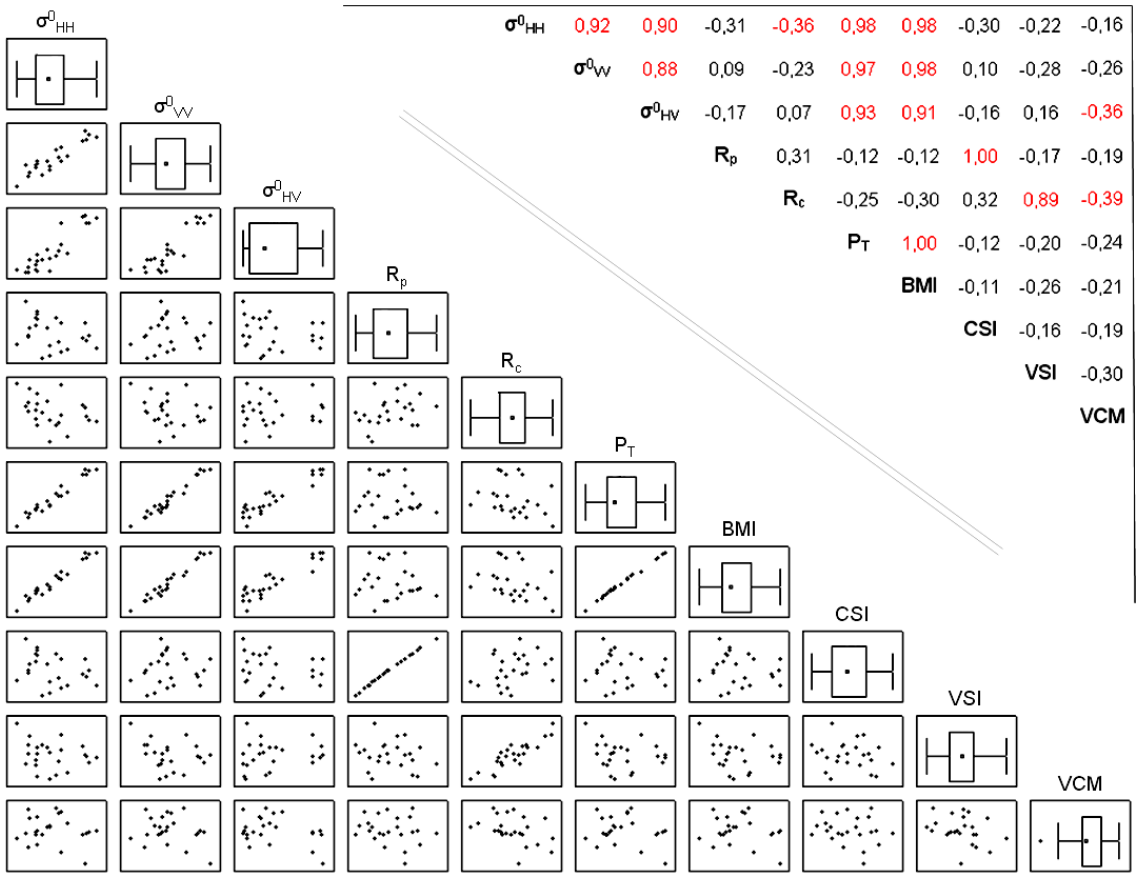


Figura 5.13 - Matriz de correlação e de diagramas de dispersão entre o *VCM* e o grupo de atributos incoerentes. Em vermelho, correlações significativas ao nível de 10% de significância.

Pela análise dos diagramas de dispersão da Figura 5.14, o *VCM* pareceu apresentar, de um modo geral, relações lineares mais fortes com os atributos coerentes (padrões de dispersão mais lineares do que aqueles observados para os atributos incoerentes). A análise da matriz de correlação indicou, entretanto, que nenhuma das correlações mencionadas foi significativa, ao nível de 10% de significância.

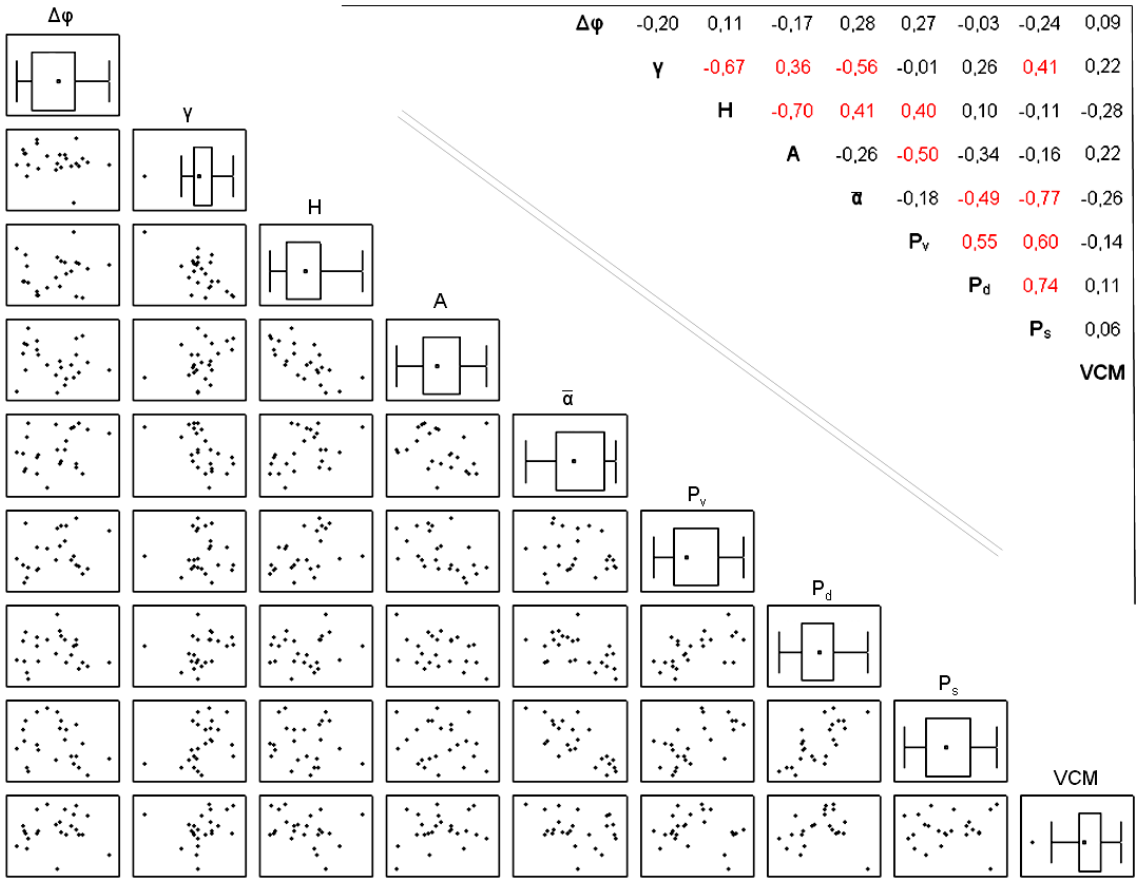


Figura 5.14 - Matriz de correlação e de diagramas de dispersão entre o *VCM* e o grupo de atributos coerentes. Em vermelho, correlações significativas ao nível de 10% de significância.

A análise dos demais gráficos de dispersão, com os respectivos valores de coeficiente de correlação, indicou que algumas variáveis explicativas se apresentaram altamente correlacionadas. Destaca-se a correlação entre as diferentes polarizações do coeficiente de retroespalhamento (σ^0_{HH}, σ^0_{VV} e σ^0_{HV}); a correlação entre a potência total (P_T), o índice de biomassa (*BMI*) e os coeficientes de retroespalhamento; a correlação entre a razão de polarização paralela (R_p) e o índice de estrutura do dossel (*CSI*); e a correlação entre a razão de polarização cruzada (R_c) e o índice de espalhamento volumétrico (*VSI*). É possível notar que as maiores correlações entre variáveis explicativas ocorreram no grupo de atributos incoerentes. Algumas destas correlações, entretanto, já eram esperadas em função da própria formulação dos atributos. Não obstante, na utilização de dados PolSAR para a modelagem de parâmetros biofísicos, a seleção de variáveis explicativas deve ser realizada com cautela.

Uma análise visual mais detalhada dos diagramas entre o *VCM* e o conjunto total de variáveis explicativas apontou a ocorrência de 7 *outliers* no grupo de observações (Figura 5.15). No diagrama do coeficiente de retroespalhamento na polarização HV (σ^0_{HV}) é possível visualizar com clareza a presença de 6 destes *outliers*. Este conjunto se repete no diagrama da componente de espalhamento volumétrico (P_v), aparecendo em menor número na dispersão das demais variáveis. Exceção é feita para os diagramas da coerência polarimétrica (γ) e da entropia (H), onde o *outlier* de maior destaque corresponde ao sétimo mencionado. Para explorar com maior profundidade as relações entre o *VCM* e o conjunto total de variáveis explicativas, estes *outliers* foram removidos e as correlações foram recalculadas (Tabela 5.3).

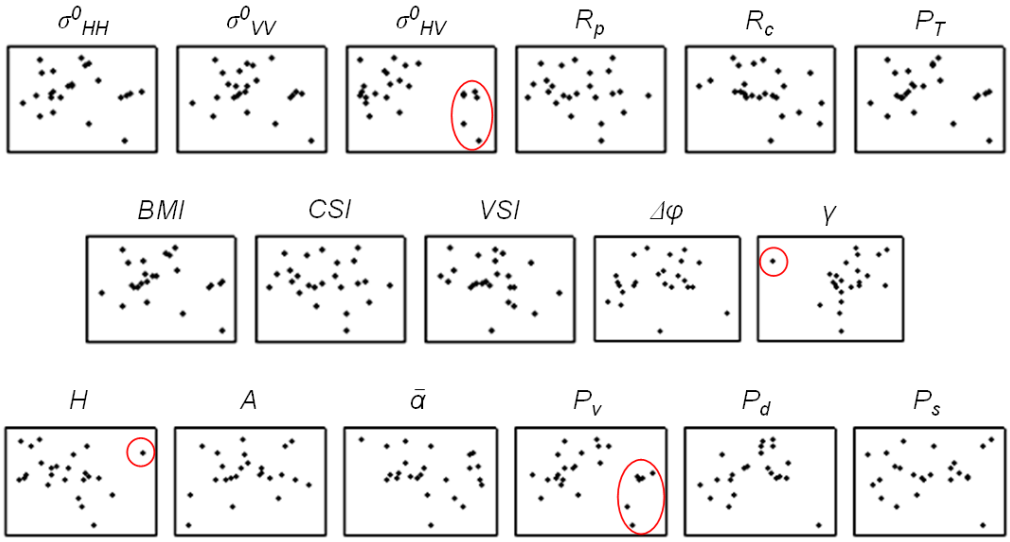


Figura 5.15 - Diagramas de dispersão entre o *VCM* e o conjunto total de variáveis explicativas. As elipses vermelhas destacam as observações consideradas *outliers*.

Como pode ser observado na Tabela 5.3, a remoção destas observações provocou um aumento nas correlações do *VCM* com boa parte das variáveis. Entre os atributos incoerentes, a razão de polarização cruzada (R_c) e o coeficiente de retroespalhamento na polarização HV (σ^0_{HV}) tornaram-se não significativos, apesar de manterem praticamente os mesmos valores de correlação. Entretanto, o coeficiente de retroespalhamento na polarização HH (σ^0_{HH}), a potência total (P_T) e o índice de biomassa (*BMI*) passaram a ser significativos, ao nível de 10% de significância. Além disso, as correlações significativas se tornaram diretas, corroborando os resultados relatados na literatura

pertinente (seção 2). Com relação aos atributos coerentes, à exceção daqueles resultantes da decomposição por autovalores e autovetores (i.e., H, A, e $\overline{\alpha}$), todos se tornaram significativos.

Tabela 5.3 - Coeficiente de correlação linear entre o *VCM* e o conjunto de variáveis explicativas, após a remoção dos 7 *outliers* identificados.

Atributo Incoerente	**Correlação com o *VCM***	**Atributo Coerente**	**Correlação com o *VCM***
σ^0_{HH}	0,52*	$\Delta\varphi$	0,43*
σ^0_{VV}	0,40	γ	0,55*
σ^0_{HV}	0,36	H	-0,33
R_p	-0,19	A	-0,05
R_c	-0,38	$\overline{\alpha}$	-0,38
P_T	0,50*	P_v	0,61*
BMI	0,50*	P_d	0,63*
CSI	-0,18	P_s	0,49*
VSI	-0,28	–	–

(*) Valor significativo ao nível de 10% de significância.

Na Figura 3.4 (seção 3.2.2) é possível visualizar a localização destas observações consideradas *outliers*, em meio ao conjunto total de observações apresentadas nas imagens amplitude do SAR-R99B. Os 6 *outliers* observados no diagrama de dispersão do coeficiente de retroespalhamento na polarização HV correspondem aos conglomerados 1, 2, 3, 4, 5 e 7. Neste grupo, com exceção do conglomerado 7, todos os demais foram delimitados em ambientes de floresta de baixio[8]. Segundo Hopkins (2005), estas áreas são caracterizadas pela ocorrência de solos arenosos, com alto teor de umidade durante todas as estações. Conforme Henderson e Lewis (1998), a penetração da radiação de microondas no dossel florestal é inversamente proporcional ao conteúdo de umidade na vegetação. Assim, é esperado que florestas mais úmidas apresentem maiores constantes dielétricas e, por conseqüência, produzam maior retroespalhamento da radiação incidente. Tais assertivas constituem possíveis explicações para os valores mais elevados de σ^0 apresentados por estes conglomerados,

[8] As florestas de terra firme são classificadas em 4 ambientes distintos, definidos principalmente pelo tipo de solo e relevo: florestas de platô, florestas de baixio, florestas de vertente e florestas de campinarana. As florestas de baixio são aquelas que ocorrem nas planícies aluviais, ao longo dos igarapés (Hopkins, 2005).

que foram os únicos localizados em florestas de baixio. Quanto ao conglomerado 7, localizado em floresta de platô, não foram observadas razões aparentes que justificassem o comportamento apresentado.

O sétimo *outlier* mencionado refere-se ao conglomerado de número 24. Esta observação está localizada num ambiente de floresta de platô, assim como a maior parte das observações. Todavia, é possível visualizar nas imagens amplitude que o referido conglomerado se encontra na área de influência da vila de São Jorge, num fragmento florestal bastante degradado. Este fato pode justificar o baixo valor de coerência polarimétrica e o alto valor de entropia apresentados por esta observação, uma vez que estes atributos determinam, respectivamente, o grau de correlação da informação de fase (menor em ambientes mais heterogêneos sob o ponto de vista estrutural) e o grau de aleatoriedade do processo de espalhamento (maior em ambientes mais heterogêneos). Os valores de coerência polarimétrica e entropia decorrentes desta observação considerada *outlier* sugerem a potencialidade destes atributos PolSAR na discriminação de ambientes florestais com alto grau de degradação.

Diante das constatações apresentadas, optou-se por conduzir as análises subseqüentes com a formação de dois modelos distintos: um modelo geral, construído a partir das 24 observações iniciais, englobando toda a variabilidade encontrada na área experimental (florestas de platô primárias, florestas de platô degradadas e florestas de baixio); e um modelo específico, construído sem as observações consideradas *outliers*, representando somente a variabilidade intrínseca das florestas de platô primárias.

No ajuste de modelos de regressão, como regra geral, são necessárias de 6 a 10 observações por cada variável explicativa empregada. Assim, em função do número total de observações utilizadas neste estudo (i.e., 24 ou 17), optou-se pela seleção de modelos com no máximo 4 parâmetros. Na Figura 5.16 são apresentados os valores de coeficiente de determinação e de quadrado médio dos resíduos daqueles subconjuntos de variáveis explicativas que apresentaram os melhores desempenhos no processo de seleção.

Conforme esperado, a curvas do coeficiente de determinação não se estabilizaram com a introdução de novas variáveis explicativas nos modelos de regressão. Entretanto, os acréscimos em R^2 reduziram-se consideravelmente após a inclusão da segunda variável, no modelo geral, e após a inclusão da terceira variável, no modelo específico. O quadrado médio dos resíduos, que não é necessariamente reduzido com a introdução de variáveis explicativas, apresentou um decréscimo brusco com a inclusão das referidas variáveis, mantendo uma tendência mais estável a partir destes limites. Cabe ainda ressaltar que o modelo específico apresentou desempenho melhor que o modelo geral (maiores valores de R^2 e menores valores de QMR) em todos os níveis de *p-1*.

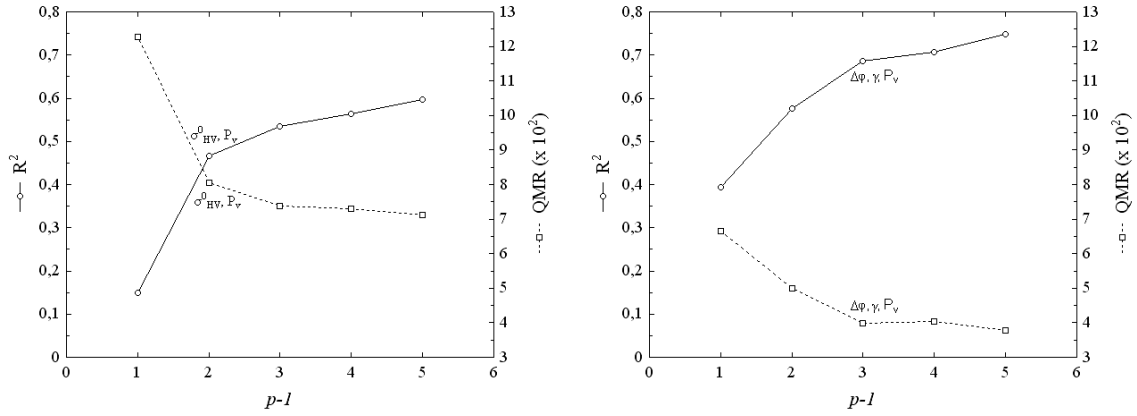


Figura 5.16 - Valores de R^2 e de QMR dos subconjuntos de variáveis explicativas que apresentaram os melhores desempenhos no processo de seleção: (a) modelo geral; e (b) modelo específico.

Os critérios de seleção utilizados apresentaram convergência na indicação dos melhores subconjuntos de variáveis explicativas. No modelo geral foi incluído o coeficiente de retroespalhamento na polarização HV e a componente de espalhamento volumétrico da decomposição de Freeman (R^2 = 0,47; QMR = 805,5). No modelo específico, por sua vez, também foi incluída a componente de espalhamento volumétrico, com adição da diferença de fase e da coerência polarimétrica (R^2 = 0,69; QMR = 399,7). É importante notar que a razão de polarização cruzada não apareceu no subconjunto do modelo geral, apesar de ter apresentado o maior coeficiente de correlação individual com o *VCM*. Isto indica que as variáveis selecionadas neste modelo contêm a maior parte da informação que é proporcionada pela razão de polarização cruzada. Cabe ainda ressaltar que no

modelo específico só foram selecionados atributos coerentes, sugerindo que a informação de fase foi importante na modelagem volumétrica das florestas de platô.

Na Tabela 5.4 são apresentados, para ambos os modelos, os coeficientes de regressão padronizados estimados (β_k), os respectivos erros padrões (S_k) e o valor da estatística *t*, empregada para testar a hipótese de que $\beta_k = 0$ versus $\beta_k \neq 0$. Como pode ser observado, o valor da estatística *t* foi significativo em todos os casos, indicando haver relação de regressão entre cada variável explicativa e o *VCM*. Em adição, os valores de β_k foram semelhantes em ambos os modelos, sugerindo que estas variáveis apresentam contribuições equilibradas na predição do *VCM*.

Tabela 5.4 - Resultados da regressão dos modelos selecionados.

Modelo Geral				**Modelo Específico**			
Variável	**β_k**	**S_k**	***t***	**Variável**	**β_k**	**S_k**	***t***
σ^0_{HV}	-2,00	0,48	-4,20*	$\Delta\varphi$	0,37	0,16	2,33*
P_v	1,74	0,48	3,66*	γ	0,44	0,16	2,78*
–	–	–	–	P_v	0,47	0,16	2,89*

(*) Valor significativo ao nível de 5% de significância.

Os resíduos dos modelos de regressão ajustados foram plotados contra cada termo de interação bivariado, conforme apresentado na Figura 5.17. Uma análise visual dos padrões de dispersão resultantes indicou não haver necessidade de incluir termos de interação nos modelos de regressão selecionados. Esta análise foi suportada pelos valores de R^2, resultantes da adição destas interações. No modelo geral o acréscimo foi de apenas 0,05, ao passo que no modelo específico o acréscimo foi ainda menor.

Os valores dos fatores de inflação da variância, empregados para diagnosticar a presença de multicolinearidade nos modelos selecionados, são apresentados na Tabela 5.5. É possível constatar que todos os valores de VIF calculados foram inferiores a 10, indicando ausência de problemas graves com multicolinearidade nestes modelos de regressão. Porém, os resultados demonstram, no caso do modelo geral, que as diferenças entre os valores de β_k e os verdadeiros coeficientes de regressão padronizados estão cerca de 9 vezes maiores que aquelas que seriam encontradas se as variáveis estivessem completamente descorrelacionadas.

Tabela 5.5 - Fatores de inflação da variância dos modelos selecionados.

Modelo Geral		Modelo Específico	
Variável	**VIF**	**Variável**	**VIF**
σ^0_{HV}	8,94	$\Delta\varphi$	1,02
P_v	8,94	γ	1,05
–	–	P_v	1,07

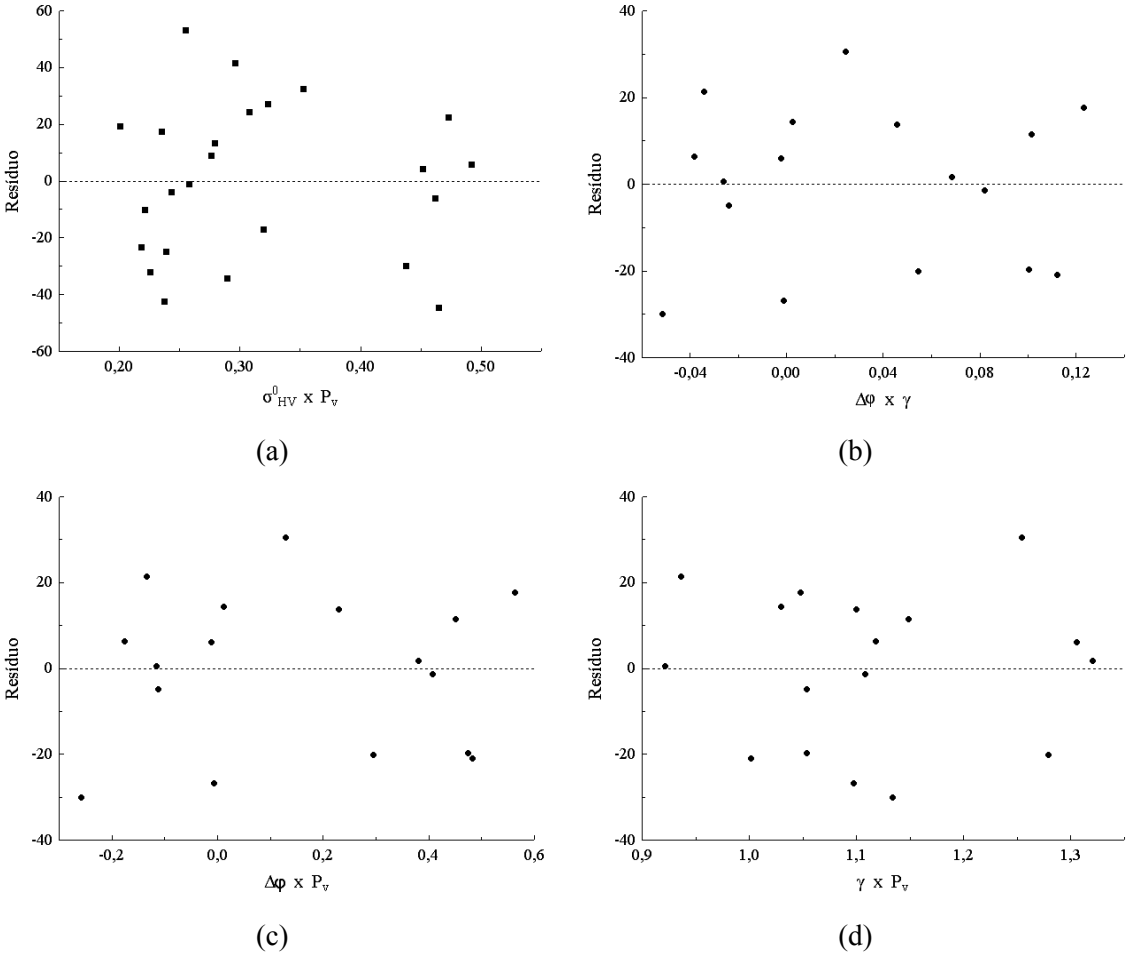
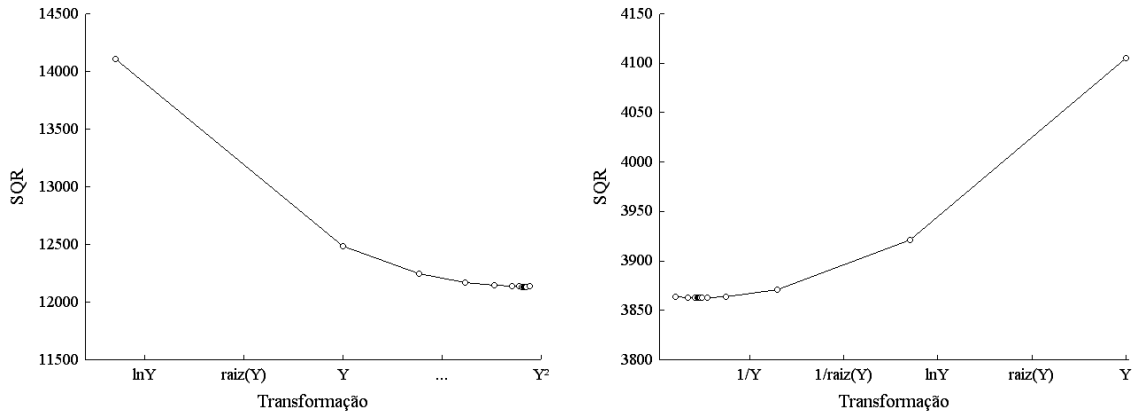


Figura 5.17 - Diagrama de dispersão entre os resíduos do modelo selecionado e cada termo de interação bivariado: (a) modelo geral; (b), (c) e (d) modelo específico.

A Figura 5.18 contém os resultados do procedimento Box-Cox, aplicado para verificar a necessidade de transformação do *VCM* nos modelos selecionados. No gráfico apresentado é possível visualizar a soma dos quadrados dos resíduos como função do ajuste de modelos pelo método de máxima verossimilhança, considerando-se diferentes transformações na variável dependente. Para o modelo geral e o modelo específico, os menores valores de SQR ocorreram, respectivamente, com as transformações Y^2

(12.135) e 1/Y (3.863). Contudo, a estatística χ^2 indicou que a SQR não foi reduzida de forma significativa com a utilização das transformações sugeridas (p > 0,3 em ambos os modelos). Assim, optou-se por utilizar a variável *VCM* em seu formato original.



(a) (b)

Figura 5.18 - Valores de SQR como função de diferentes transformações aplicadas ao *VCM*: (a) modelo geral; e (b) modelo específico.

Os testes formais empregados para identificar *outliers* no conjunto de dados não apontaram a ocorrência destas observações, com respeito aos padrões dos valores de Y e X. No modelo geral e no modelo específico todas as observações apresentaram valores de *Leverage* e de resíduo excluído padronizado inferiores aos valores críticos calculados. Todavia, pelo fato do teste de Bonferroni ser rigoroso para classificar uma observação como *outlier*, optou-se por manter a avaliação da influência das observações no ajuste das funções de regressão.

Na Figura 5.19 é apresentada a distância de Cook para cada observação dos modelos selecionados. No modelo geral é possível observar que o conglomerado 2 se destacou como observação mais influente (D = 0,5). No modelo específico, apesar do conglomerado 21 ser distinguível como observação mais influente (D = 0,4), é possível notar que outros conglomerados apresentaram distância de Cook em níveis similares. O resultado da distribuição F para o modelo geral e para o modelo específico indicou que as observações mais influentes apresentaram valor percentil de 31,5 e 20,2%, respectivamente. Portanto, em ambos os modelos nenhum conglomerado apresentou influência considerável (> 50%) no ajuste da função de regressão.

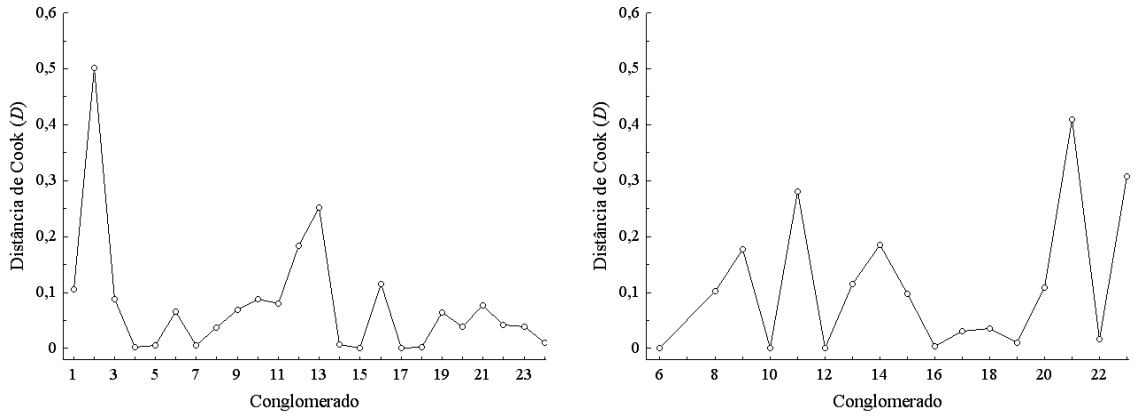


Figura 5.19 - Valor da distância de Cook para cada observação dos modelos selecionados: (a) modelo geral; e (b) modelo específico.

Na Figura 5.20 pode-se observar, para cada modelo selecionado, um diagrama de dispersão entre os resíduos e os valores de *VCM* ajustados, além de um gráfico de probabilidade normal dos resíduos. Os diagramas de dispersão não indicaram tendências sistemáticas na distribuição dos resíduos. Tal fato possibilitou inferir que o emprego da função linear foi adequado nos dois casos distintos. A análise destes diagramas também indicou que a variância dos resíduos não sofreu alterações consideráveis com o nível de *VCM* estimado. O teste de Levene modificado confirmou a homocedasticidade dos resíduos, ao nível de 5% de significância (Tabela 5.6).

Os gráficos de probabilidade normal da Figura 5.20 apresentaram padrões de dispersão numa seqüência aproximadamente linear, não sugerindo maiores problemas com relação à normalidade dos resíduos. O teste formal de Shapiro-Wilk apresentou resultados não significativos tanto para o modelo geral ($p = 0,78$), como para o modelo específico ($p = 0,45$). Assim, não houve razão para discordar que as respectivas distribuições eram normais, adotando-se o nível de 5% de significância.

Tabela 5.6 - Resultados do teste de Levene modificado para os modelos selecionados, aplicado com a utilização de cada variável explicativa.

Modelo Geral		Modelo Específico	
Variável	**Valor p**	**Variável**	**Valor p**
σ^0_{HV}	0,62	$\Delta\varphi$	0,85
P_v	0,81	γ	0,56
–	–	P_v	0,57

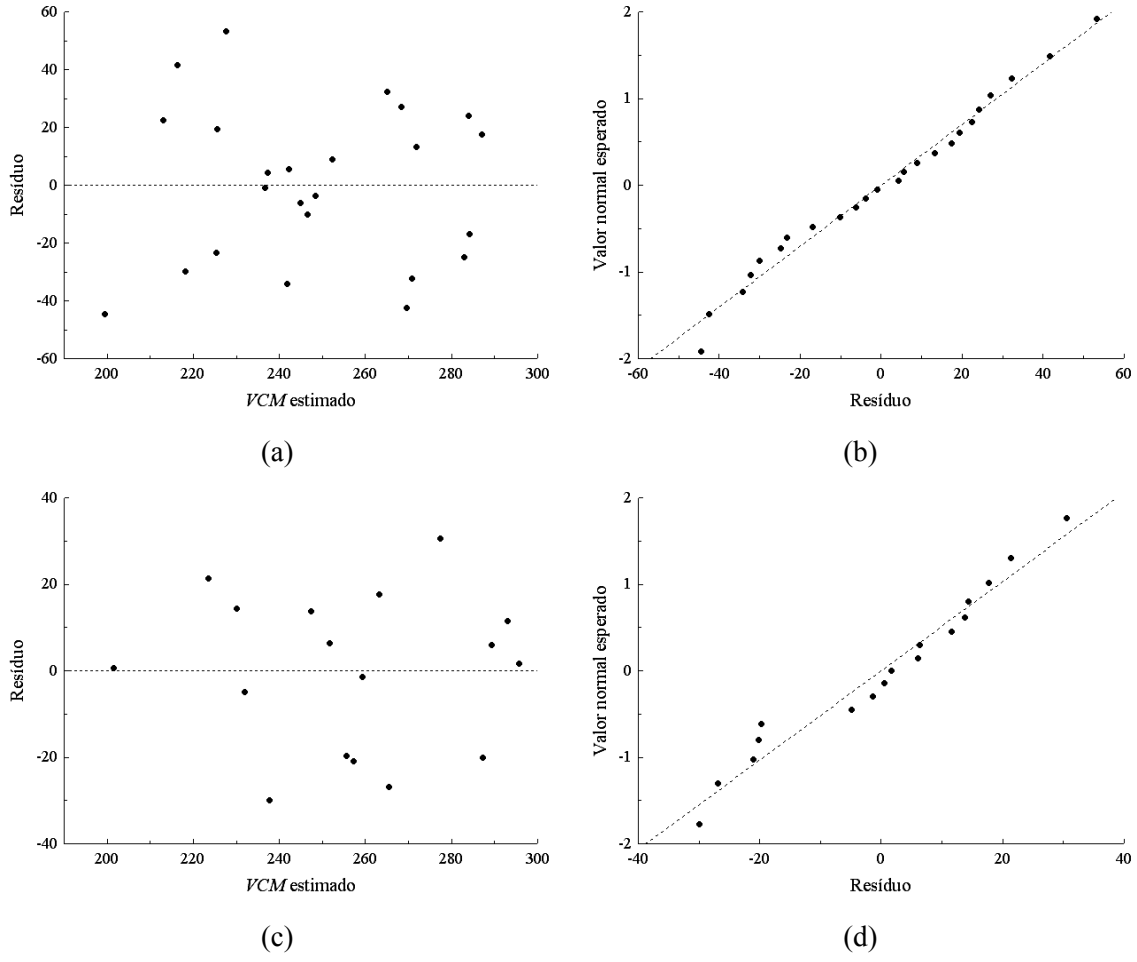


Figura 5.20 - Diagrama de dispersão entre os resíduos e os valores de *VCM* ajustados e gráfico de probabilidade normal dos resíduos: (a) e (b) modelo geral; (c) e (d) modelo específico.

O diagrama de espalhamento de Moran, empregado para se visualizar a dependência espacial das observações, é apresentado na Figura 5.21 para os dois modelos selecionados. Como mostrado na figura, as observações apresentaram resíduos com uma

leve tendência a associações espaciais negativas (vizinhos com valores distintos). Entretanto, a correlação espacial não foi significativa tanto para o modelo geral (p = 0,63), como para o modelo específico (p = 0,83). Desta forma, foi possível afirmar que o valor do resíduo de uma dada observação não foi dependente do valor de resíduo nas localizações vizinhas.

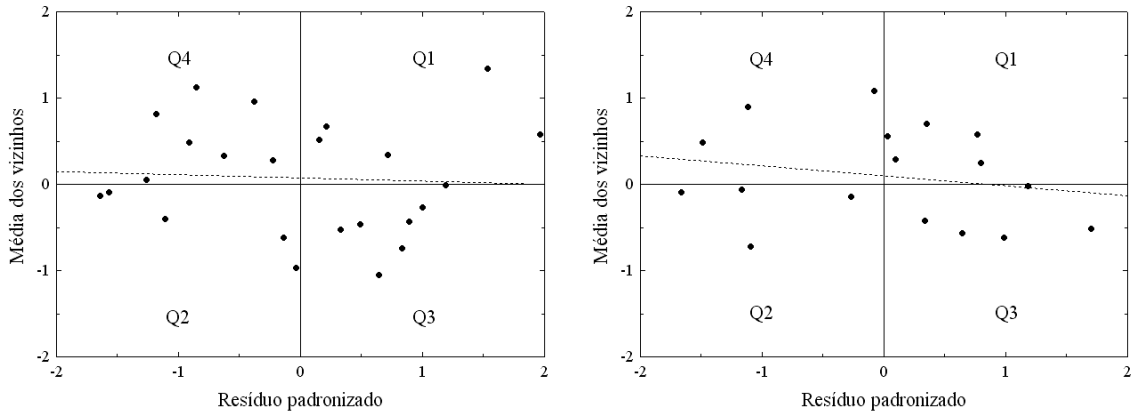


Figura 5.21 - Diagrama de espalhamento de Moran para os resíduos do modelo geral (a) e do modelo específico (b). Os quadrantes Q1 e Q2 indicam associação espacial positiva, no sentido que uma localização possui vizinhos com valores semelhantes. Os quadrantes Q3 e Q4 indicam associação espacial negativa, no sentido que uma localização possui vizinhos com valores distintos.

Em resumo, com o conjunto de diagnósticos aplicados não foram identificados problemas potenciais com os modelos selecionados. As funções de regressão estimadas para o modelo geral e para o modelo específico podem ser observadas, respectivamente, nas Equações 5.1 e 5.2. É importante notar que o teste *F* de ambos os modelos também indicou existir uma relação de regressão significativa entre o *VCM* e o conjunto total de variáveis explicativas utilizadas (p < 0,0015).

$$\hat{VCM}_{geral} = 301{,}5138 - 3.954{,}4797\left(\sigma^{0}_{HV}\right) + 176{,}0974\left(P_v\right) \tag{5.1}$$

$$\hat{VCM}_{específico} = -392{,}0632 + 96{,}7760\left(\Delta\varphi\right) + 1.011{,}3467\left(\gamma\right) + 67{,}0051\left(P_v\right) \tag{5.2}$$

Na Tabela 5.7 é apresentado o conjunto de dados de validação recuperados sobre cada parcela amostral do IF_{2005}. É possível observar que o *VCM* se distribuiu, nas 6 parcelas

inventariadas, com valores aproximadamente entre 200 e 255 $m^3.ha^{-1}$. No conjunto de dados PolSAR, a coerência polarimétrica, seguida pelo coeficiente de retroespalhamento na polarização HV, foi o atributo que apresentou a menor variabilidade entre parcelas. Cabe ainda ressaltar que a amplitude de variação deste conjunto de validação foi integralmente contemplada pelas observações empregadas no ajuste dos modelos selecionados (Tabela A.2).

Tabela 5.7 - Conjunto de dados de validação, relativos às seis parcelas amostrais do IF_{2005}.

Parcela	*VCM*	σ^0_{HV}	$\Delta\varphi$	γ	P_v
P1	225,4	0,12	0,15	0,49	2,40
P2	255,9	0,13	0,04	0,49	2,43
P3	232,5	0,11	0,01	0,48	2,21
P4	224,5	0,12	0,08	0,49	2,46
P5	234,4	0,12	0,07	0,49	2,30
P6	201,8	0,15	-0,02	0,47	2,91

O valor PRESS do modelo geral (22.499) diferiu em 33,0% da SQR deste mesmo modelo (16.916). Com resultado inferior, o valor PRESS do modelo específico (9.109) diferiu em 75,3% do valor registrado para a SQR (5.197). Com base em resultados apresentados por Neter *et al*. (1996), estas diferenças foram consideradas próximas o suficiente para suportar a eficácia dos dois modelos selecionados. Contudo, quando comparado ao QMR do modelo específico, o QMR do modelo geral pode ser considerado como um melhor indicador da verdadeira capacidade preditiva da função de regressão ajustada.

Na Figura 5.22 são apresentados os valores de *VCM* observados e estimados, com os dois modelos selecionados, para as 6 parcelas amostrais do IF_{2005}. A estimativa volumétrica da parcela P6, por meio do modelo específico, apresentou o maior desvio encontrado em relação ao valor observado (38,6%). Contudo, uma análise mais criteriosa da localização geográfica desta observação (Figura 3.4) indicou tratar-se de uma área de floresta de baixio. Por motivos já apresentados, o modelo específico foi ajustado com o uso exclusivo de observações provenientes de florestas de platô. Portanto, a resposta decorrente da estimativa da parcela P6 com o modelo específico não foi inclusa nos cálculos referentes à validação, estando também à parte das

discussões subseqüentes. Cabe ressaltar que a resposta apresentada por esta parcela representa, de certo modo, um indicativo do erro associado ao emprego do modelo específico em ambientes florestais diferentes daqueles que foram utilizados no ajuste da função de regressão.

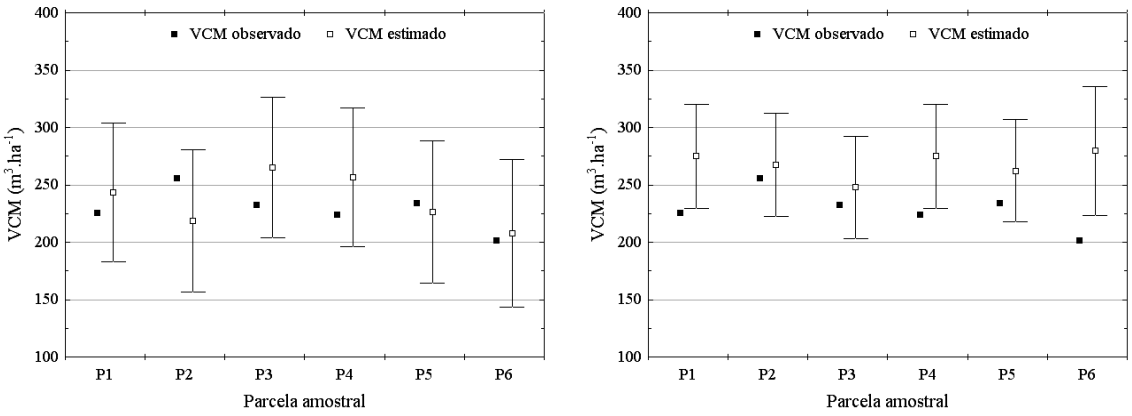


Figura 5.22 - Valores de *VCM* observados e estimados nas seis parcelas amostrais do IF_{2005}: (a) valores estimados com o modelo geral; e (b) valores estimados com o modelo específico. As barras verticais correspondem a intervalos de predição computados com nível de confiança de 95%.

Embora o modelo geral tenha apresentado um coeficiente de determinação relativamente baixo ($R^2 = 0,47$), todas as estimativas realizadas para o conjunto de dados independentes apresentaram erros inferiores a 15%. O modelo específico, apesar de ter apresentado um maior coeficiente de determinação ($R^2 = 0,69$), produziu estimativas com erros inferiores a 15% somente para 60% das observações. O erro médio na estimativa volumétrica das parcelas amostrais do IF_{2005}, apresentado pelo modelo geral e pelo modelo específico, foi de 9,5 e 13,5%, respectivamente. No entanto, ao se avaliar a incerteza da estimativa produzida por estes modelos, a qual é medida pelo erro padrão de estimativa (i.e., $S_{yx} = \sqrt{QMR}$), observou-se uma maior eficácia do modelo específico (S_{yx} = 20 m^3 ou 7,8%), comparado ao modelo geral (S_{yx} = 28,4 m^3 ou 11,4%).

Pela análise da Figura 5.22, é possível observar que todos os intervalos de predição do modelo geral contiveram os verdadeiros valores de *VCM*. Por outro lado, em 40% dos

intervalos de predição do modelo específico o verdadeiro valor de *VCM* não foi contemplado. Isto indica que neste estudo o modelo com maior valor de R^2 e menor S_{yx} não produziu, necessariamente, estimativas mais precisas de *VCM* para o conjunto de dados independentes. É importante notar que, comparado ao modelo específico, o modelo geral apresentou intervalos de predição com amplitudes relativamente maiores. Este fato já era esperado, visto que as observações empregadas no ajuste do modelo geral contemplaram maior variabilidade em termos de composição florística e estrutura florestal.

6 CONCLUSÕES E RECOMENDAÇÕES

O principal propósito desta dissertação foi o de avaliar o potencial de dados PolSAR (banda L) para a estimativa volumétrica de florestas tropicais. Com base na abordagem metodológica empregada na FLONA Tapajós e nos resultados alcançados, conclui-se que:

(a) A magnitude do coeficiente de correlação linear entre o *VCM* e o conjunto de atributos PolSAR L está condicionada à diversidade de ambientes florestais que compõem a área sob estudo. Neste trabalho, foram observadas maiores correlações ao se considerar nos cálculos somente a variabilidade intrínseca das florestas de platô (i.e., excluindo as florestas de baixio);

(b) A relação entre o *VCM* e os atributos polarimétricos selecionados pôde ser suficientemente explicada com a utilização de modelos de regressão linear múltipla. Nos modelos desenvolvidos neste estudo, as variáveis explicativas apresentaram contribuições equilibradas na predição do *VCM*. Em adição, o conjunto de diagnósticos aplicados aos modelos não identificaram problemas potenciais relacionados aos pressupostos da análise de regressão;

(c) Os atributos polarimétricos mais importantes na modelagem volumétrica da área experimental (modelo geral) foram o coeficiente de retroespalhamento na polarização HV e a componente de espalhamento volumétrico da decomposição de Freeman. Ao se considerar somente as florestas de platô na modelagem (modelo específico), a informação de fase se mostrou essencial. Os atributos mais importantes nesta situação foram a componente de espalhamento volumétrico, a diferença de fase HH-VV e a coerência polarimétrica;

(d) No processo de validação o modelo geral apresentou maior consistência na capacidade preditiva do que o modelo específico, quando avaliado com um conjunto de dados independentes. No entanto, ao se avaliar a incerteza da estimativa produzida por estes modelos, observou-se uma maior eficácia do modelo específico, comparado ao modelo geral.

O erro médio na estimativa volumétrica das observações independentes, apresentado tanto pelo modelo geral (9,5%) quanto pelo modelo específico (13,5%), atendeu ao critério comumente estabelecido para o inventário de florestas tropicais (i.e., erro inferior a 20%). Desta forma, os resultados obtidos neste estudo corroboram a hipótese de que dados PolSAR L podem ser utilizados para quantificar estoques de madeira na floresta amazônica, com acurácia compatível àquela obtida em inventários florestais convencionais.

É importante notar que a identificação de florestas potenciais para a produção madeireira requer informação, não somente do estoque volumétrico do povoamento, mas também do potencial madeireiro das espécies que o compõem. Assim, para que os resultados desta dissertação sejam incorporados em aplicações operacionais, é necessário que se tenha um conhecimento prévio da composição florística da área de interesse e da forma como os indivíduos arbóreos se distribuem espacialmente. Em adição, pesquisas complementares podem ser necessárias, para o ajuste e validação dos modelos propostos, nos casos em que a área de interesse apresente características florístico-estruturais muito distintas daquelas que foram relatadas para a área de realização deste experimento.

Além de abordar a estimativa volumétrica, este estudo teve como objetivo analisar a sensibilidade dos dados PolSAR L às variações florístico-estruturais de áreas submetidas ao regime de exploração madeireira de impacto reduzido. As análises exploratórias baseadas na técnica de classificação por decomposição de alvos e nas respostas de polarização paralela, aliadas aos resultados da caracterização florístico-estrutural das parcelas amostrais, possibilitaram as seguintes conclusões:

(e) No povoamento florestal sob regime de exploração madeireira predominam os processos de espalhamento de média entropia, com independência da composição florística e da estrutura florestal. Os três principais mecanismos de espalhamento observados na área experimental, em ordem decrescente de freqüência, foram: o espalhamento do tipo dipolo, *double bounce* e superficial;

(f) O método de classificação por decomposição de alvos, baseado nos valores de entropia e ângulo alfa médio, não foi robusto o suficiente para detectar a variabilidade florístico-estrutural existente entre as parcelas amostrais. No entanto, é importante notar que as diferenças florístico-estruturais observadas entre parcelas foram, de certa forma, sutis;

(g) As respostas de polarização paralela, obtidas para a maior parte das parcelas, apresentaram diferenças, indicando que o retroespalhamento de determinadas áreas foi dominado por mecanismos físicos distintos. Contudo, a diversidade florística, a altura das árvores e a distribuição diamétrica parecem não governar, isoladamente, estas respostas de polarização.

No trabalho ora apresentado foram encontrados fortes indícios de que a modelagem volumétrica com dados PolSAR é influenciada por variações fisionômicas/estruturais no ambiente florestal estudado. Desta forma, tornam-se necessários estudos que investiguem esta questão com maior profundidade, antes que a abordagem metodológica apresentada possa ser aplicada com segurança no inventário volumétrico de grandes extensões territoriais. Por outro lado, no que diz respeito ao prosseguimento desta linha de pesquisa, sugere-se investigar a contribuição da informação interferométrica SAR no estudo mais detalhado da estrutura vertical e, conseqüentemente, na estimativa volumétrica de florestas tropicais.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

AMARAL, P.; AMARAL NETO, M. **Manejo florestal comunitário:** processos e aprendizagens na Amazônia brasileira e na América Latina. Belém: IEB/Imazon, 2005. 82 p.

ANSELIN, L. The Moran scatterplot as ESDA tool to assess local instability in spatial association. In: FISHER, M. *et al*. **Spatial analytical perspectives on GIS**. London: Taylor and Francis, 1996. p. 111-126.

APG (Angiosperm Phylogeny Group). An ordinal classification for the families of flowering plants. **Annals of Missouri Botanical Garden**, v. 85, n. 4, p. 531-553, 1998.

BARROS, P. L. C. **Estudo das distribuições diamétricas da floresta do Planalto Tapajós - Pará**. 1980. 123 p. Dissertação (Mestrado em Ciências Florestais) - Universidade Federal do Paraná (UFPR), Curitiba, 1980.

BARROS, A. C.; VERÍSSIMO, A. **A expansão madeireira na Amazônia**: impactos e perspectivas para o desenvolvimento sustentável no Pará. 2.ed. Belém: Imazon, 2002. 166 p.

BLAKSTAD, M. **Tapajós inventory data:** equação alométrica de ajuste dos dados de inventário florestal. Belém: Sweforest Consulting Report, 1979.

BOERNER, W. M. *et al*. On the basic principles of radar polarimetry: the target characteristic polarization state theory of Kennaugh, Huynen's polarization fork concept, and its extension to the partially polarized case. **Proceedings of the IEEE**, v. 79, n. 10, p. 1538-1550, 1991.

BOX, G. E. P.; COX, D. R. An analysis of transformations. **Journal of the Royal Statistical Society**, v. 26, n. 2, p. 211-252, 1964.

BRASIL. Lei n. 9.985, de 18 de Junho de 2000. **SNUC - Sistema nacional de unidades de conservação da natureza**. Brasília: Ministério do Meio Ambiente - MMA., 2.ed. p. 52, 2002. Disponível em: <https://www.planalto.gov.br/ccivil_03/leis/l9985.htm>. Acesso em: 22 de maio de 2007.

CLOUDE, S. R.; POTTIER, E. A review of target decomposition theorems in radar polarimetry. **IEEE Transactions on Geoscience and Remote Sensing**, v. 34, n. 2, p. 498-518, 1996.

CLOUDE, S. R.; POTTIER, E. An entropy based classification scheme for land application of polarimetric SAR. **IEEE Transactions on Geoscience and Remote Sensing**, v. 35, n. 1, p. 68-78, 1997.

CURTIS, J. T.; MCINTOSH, R. P. An upland forest continuum in the prairie-forest border region of Wisconsin. **Ecology**, v. 32, n. 3, p. 476-496, 1951.

DOBSON, M. C. *et al*. Estimation of forest biophysical characteristics in Northern Michigan with SIR-C/X-SAR. **IEEE Transactions on Geoscience and Remote Sensing**, v. 33, n. 4, p. 877-895, 1995.

DUTRA, L. V. *et al*. The use of JERS-1 data for environment monitoring and resources assessment in Amazonia. **JERS-1 Science Program'99 PI Reports: Global Forest Monitoring and SAR Interferometry**, v. 1, p. 36-44, 1999.

ESPÍRITO-SANTO, F. D. B. *et al*. Análise da composição florística e fitossociológica da floresta nacional do Tapajós com o apoio geográfico de imagens de satélites. **Acta Amazônica**, v. 35, n. 2, p. 155-173, 2005.

FOODY, G. M. *et al*. 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, 1997.

FRANSSON, J. E. S.; ISRAELSSON, H. Estimation of stem volume in boreal forests using ERS-1 C- and JERS-1 L-band SAR data. **International Journal of Remote Sensing**, v. 20, n. 1, p. 123-137, 1999.

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, 1998.

GAMA, F. F. *et al*. Aplicação de dados polarimétricos de radar aerotransportado (banda P) para estimativa de parâmetros estruturais de florestas tropicais. In: SIMPÓSIO BRASILEIRO DE SENSORIAMENTO REMOTO, 7., 2005, Goiânia, Brasil. **Anais...** São José dos Campos: INPE, 2005. p. 4413-4420.

GOULDING, M. M. *et al*. The SIVAM airborne SAR system. In: INTERNATIONAL GEOSCIENCE AND REMOTE SENSING SYMPOSIUM, 2001, Sydney, Australia. **Proceedings…** Sydney: IEEE, 2001. p. 2763-2765.

GRAY, A. L. *et al*. Synthetic aperture radar calibration using reference reflectors. **IEEE Transactions on Geoscience and Remote Sensing**, v. 28, n. 3, p. 374-383, 1990.

GUIMARÃES, E. G. T.; PYLER, E. H. **Levantamento florestal de 20 ha na floresta Nacional do Tapajós.** Santarém: LBA, 1999. 30 p.

HAIR, J. F. *et al*. **Multivariate data analysis**. 5.ed. New Jersey: Prentice Hall, 1998. 730 p.

HELLMAN, M. **SAR polarimetry tutorial**. Rennes: Epsilon Nought, 2001. 109 p. Disponível em: <http://www.fpk.tu-berlin.de/~anderl/epsilon/polarimetrytutorial.pdf>. Acesso em: 02 out. 2006.

HENDERSON, F. M.; LEWIS, A. J. **Manual of remote sensing:** principles and applications of imaging radars. 3.ed. New York: John Wiley and Sons, Inc., 1998. 866 p.

HOEKMAN, D. H.; QUIÑONES, 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, 2000.

HOPKINS, M. J. G. Flora da Reserva Ducke, Amazonas, Brasil. **Rodriguésia**, v. 56, n. 86, p. 9-25, 2005.

HUTCHESON, K. A test for comparing diversities based on the Shannon formula. **Journal Theory Biology**, v. 29, p. 151-154, 1970.

HYYPPA, J. *et al*. Accuracy comparison of various remote sensing data sources in the retrieval of forest stand attributes. **Forest Ecology and Management**, v. 128, n. 1-2, p. 109-120, 2000.

IBAMA. **Floresta Nacional do Tapajós - plano de manejo**. Belterra: IBAMA, 2004. 373 p.

IBAMA/PNUD. **Plano de manejo florestal da Floresta Nacional do Tapajós, Pará, Brasil**. Brasília: IBAMA, 1997. 109 p.

IBGE. **Recursos naturais e meio ambiente**: uma visão do Brasil. 2.ed. Rio de Janeiro: IBGE, 1996. 208 p.

ISRAELSSON, H. *et al*. Potential of SAR for forest bole volume estimation. **International Journal of Remote Sensing**, v. 15, n. 14, p. 2809-2826, 1994.

KUPLICH, T. M. *et al*. JERS-1 SAR backscatter ans its relationship with biomass of regenerating forests. **International Journal of Remote Sensing**, v. 21, n. 12, p. 2513-2518, 2000.

LANLY, J. P. **Metodologia e procedimentos operacionais para o inventário de pré-investimento na Floresta Nacional do Tapajós**. Brasília: PRODEPEF, n. 15, 1978. 36 p.

LE TOAN, T. L. *et al*. Relating forest biomass to SAR data. **IEEE Transactions on Geoscience and Remote Sensing**, v. 30, n. 2, p. 403-411, 1992.

LENTINI, M. *et al*. **Fatos florestais da Amazônia 2005**. Belém: Imazon, 2005. 138 p.

MADDALA, G. S. **Econometrics**. New York: McGraw-Hill, 1977. 516 p.

MAGURRAN, A. **Ecological diversity and its measurement**. Princeton: Princeton University Press, 1988. 179 p.

MATHER, P. M. **Computer processing of remotely-sensed images**: an introduction. 2.ed. Chichester: John Wiley and Sons, Inc., 1999. 292 p.

MUELLER-DOMBOIS, D.; ELLENBERG, G. H. **Aims and methods of vegetation ecology**. New York: John Wiley and Sons, Inc., 1974. 547 p.

MURA, J. C. *et al*. Calibração preliminar dos dados SAR polarimétricos em banda L do sensor R99B do CENSIPAM. In: SIMPÓSIO BRASILEIRO DE SENSORIAMENTO REMOTO, 13., 2007, Florianópolis, Brasil. Aceito.

NETER, J. *et al*. **Applied linear statistical models**. 4.ed. Boston: McGraw-Hill, 1996. 1408 p.

OLIVEIRA, L. C. **Efeito da exploração da madeira e de diferentes intensidades de desbastes sobre a dinâmica da vegetação de uma área de 136ha na floresta nacional do Tapajós**. 2005. 183 p. Tese (Doutorado em Recursos Florestais) - Escola Superior de Agricultura Luíz de Queiroz (ESALQ), Piracicaba, 2005.

POPE, K. O. *et al*. Radar remote sensing of forest and wetland ecosystems in the Central American tropics. **Remote Sensing of Environment**, v. 48, n. 2, p. 205-219, 1994.

QUEGAN, S. A unified algorithm for phase and cross-talk calibration of polarimetric data – theory and observations. **IEEE Transactions on Geoscience and Remote Sensing**, v. 32, n. 1, p. 89-99, 1994.

RANSON, K. J.; SUN, G. Mapping biomass of a northern forest using multifrequency SAR data. **IEEE Transactions on Geoscience and Remote Sensing**, v. 32, n. 2, p. 388-396, 1994.

RIGNOT, E. J. *et al*. Spaceborne applications of P band imaging radars for measuring forest biomass. **IEEE Transactions on Geoscience and Remote Sensing**, v. 33, n. 5, p. 1162-1169, 1995.

ROSENQVIST, A. *et al*. A review of remote sensing technology in support of the Kyoto Protocol. **Environment Science and Policy**, v. 6, p. 441-455, 2003.

SANTORO, M. *et al*. Assessment of stand-wise stem volume retrieval in boreal forest from JERS-1 L-band SAR backscatter. **International Journal of Remote Sensing**, v. 27, n. 16, p. 3425-3454, 2006.

SANTOS, J. R. *et al*. Análise de imagem do JERS-1 para a estimativa da biomassa de área de floresta tropical no sudoeste da Amazônia. In: SIMPÓSIO BRASILEIRO DE SENSORIAMENTO REMOTO, 9., 1998, Santos, Brasil. **Anais…** São José dos Campos: INPE**,** 1998**.** p. 1517-1523.

SANTOS, J. R. *et al*. Savanna and tropical rainforest biomass estimation and spatialization using JERS-1 data. **International Journal of Remote Sensing**, v. 23, n. 7, p. 1217-1229, 2002.

SANTOS, J. R. *et al*. 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, 2003.

SHAPIRO, S. S. *et al*. A comparative study of various tests of normality. **Journal of the American Statistical Association**, v. 63, p. 1343-1372, 1968.

SILVA, J. N. M. *et al*. Inventário florestal de uma área experimental na Floresta Nacional do Tapajós. **Boletim de Pesquisa Florestal,** n. 10/11, p. 38-110, 1985.

SNEATH, P. H. A.; SOKAL, R. R. **Numerical taxonomy**: the principles and practice of numerical classification. San Francisco: W.H. Freeman and Company, 1973. 573 p.

SUN, G.; RANSON, K. J. Modeling lidar and radar returns of forest canopies for data fusion. In: International Geoscience and Remote Sensing Symposium, 2002, Toronto, Canada. **Proceedings…** Toronto: IEEE, 2002. p. 1387-1389.

TUCKER, C. J. *et al*. NASA's global orthorectified Landsat data set. **Photogrammetric Engineering and Remote Sensing**, v. 70, n. 3, p. 313-322, 2004.

ULABY, F. T. *et al*. **Microwave remote sensing:** active and passive. Norwood, MA: Artech House, Inc., 1986. 1064 p.

ULABY, F. T.; DOBSON, M. C. **Handbook of radar scattering statistics for terrain.** Norwood, MA: Artech House, Inc., 1989. 357 p.

ULABY, F. T.; ELACHI, C. **Radar polarimetry for geoscience applications**. Norwood: Artech House, Inc., 1990. 388 p.

VAN ZYL, J. J. *et al*. Imaging radar polarimetric signatures: theory and observation. **Radio Science**, v. 22, n. 4, p. 529-543, 1987.

VERÍSSIMO, A. *et al*. **Áreas para produção florestal manejada**: detalhamento do macrozoneamento ecológico econômico do Estado do Pará. Belém: Imazon, 2006. 81 p.

WINER, B. J. *et al*. **Statistical principals in experimental design**. 3.ed. New York: McGraw-Hill, 1991.

ZEBKER H. A.; VAN ZYL, J. J. Imaging radar polarimetry: a review. **Proceedings of the IEEE**, v. 79, n. 11, p. 1583-1606, 1991.

APÊNDICE A

Tabela A.1 - Relação das espécies arbóreas inventariadas em 6 ha na FLONA Tapajós, com o respectivo número de indivíduos (N), densidade absoluta (DA), densidade relativa (DR), dominância absoluta (DoA), dominância relativa (DoR), frequência absoluta (FA), frequência relativa (FR) e índice do valor de importância relativo (IVI%), por ordem alfabética de famílias e em ordem decrescente de IVI%.

Famílias e Espécies	N	DA	DR	DoA	DoR	FA	FR	IVI%
Anacardiaceae								
Astronium gracile Engl.	4	0,7	0,18	0,344	1,53	50,0	0,52	0,74
Tapirira guianensis Aubl.	9	1,5	0,41	0,094	0,42	100,0	1,03	0,62
Annonaceae								
Duguetia echinophora R.E.Fr.	35	5,8	1,58	0,164	0,73	100,0	1,03	1,11
Guatteria poeppigiana Mart.	19	3,2	0,86	0,229	1,02	83,3	0,86	0,91
Annona montana Macfad. & R.E.Fr.	5	0,8	0,23	0,017	0,07	50,0	0,52	0,27
Xylopia benthami R.E.Fr.	3	0,5	0,14	0,009	0,04	33,3	0,34	0,17
Guatteria ovalifolia R.E.Fr.	2	0,3	0,09	0,008	0,04	33,3	0,34	0,16
Apocynaceae								
Geissospermum sericeum Benth. & Hook.f. ex Miers	26	4,3	1,17	0,358	1,59	100,0	1,03	1,27
Aspidosperma rigidum Rusby	7	1,2	0,32	0,268	1,19	66,7	0,69	0,73
Lacmellea aculeata (Ducke) Monach.	4	0,7	0,18	0,022	0,10	66,7	0,69	0,32
Malouetia sp.	3	0,5	0,14	0,017	0,07	50,0	0,52	0,24
Aspidosperma desmanthum Benth.	3	0,5	0,14	0,018	0,08	33,3	0,34	0,19
Himatanthus sucuuba (Spruce) Woodson	1	0,2	0,05	0,026	0,12	16,7	0,17	0,11
Aspidosperma duckei Huber ex Ducke	1	0,2	0,05	0,014	0,06	16,7	0,17	0,09
Ambelania sp.	1	0,2	0,05	0,004	0,02	16,7	0,17	0,08
Araliaceae								

(Continua)

Tabela A.1 - (Continuação)

Famílias e Espécies	N	DA	DR	DoA	DoR	FA	FR	IVI%
Didymopanax morototoni (Aubl.) Decne. & Planch.	2	0,3	0,09	0,054	0,24	33,3	0,34	0,22
Arecaceae								
Orbignya speciosa Barb.Rodr.	4	0,7	0,18	0,054	0,24	16,7	0,17	0,20
Astrocaryum sp.	2	0,3	0,09	0,033	0,15	33,3	0,34	0,19
Maximiliana martiana Karst.	2	0,3	0,09	0,019	0,09	16,7	0,17	0,12
Bignoniaceae								
Jacaranda copaia D.Don	15	2,5	0,68	0,260	1,16	83,3	0,86	0,90
Tabebuia impetiginosa Standl.	1	0,2	0,05	0,080	0,36	16,7	0,17	0,19
Bixaceae								
Bixa arborea Huber	3	0,5	0,14	0,091	0,41	50,0	0,52	0,35
Bombacaceae								
Quararibea guianensis Aubl.	10	1,7	0,45	0,043	0,19	83,3	0,86	0,50
Bombax sp.	2	0,3	0,09	0,081	0,36	16,7	0,17	0,21
Bombax paraense Ducke	1	0,2	0,05	0,004	0,02	16,7	0,17	0,08
Boraginaceae								
Cordia alliodora (Ruíz & Pav.) Cham.	16	2,7	0,72	0,079	0,35	83,3	0,86	0,64
Cordia bicolor A.DC. in DC.	5	0,8	0,23	0,043	0,19	50,0	0,52	0,31
Cordia goeldiana Huber	1	0,2	0,05	0,034	0,15	16,7	0,17	0,12
Burseraceae								
Protium apiculatum Swart	188	31,3	8,50	1,097	4,87	100,0	1,03	4,80
Protium subserratum Engl.	5	0,8	0,23	0,022	0,10	66,7	0,69	0,34
Trattinickia rhoifolia Willd.	5	0,8	0,23	0,051	0,23	50,0	0,52	0,32
Caricaceae								
Jacaratia spinosa var. *digitata* (Poepp.) A.DC.	3	0,5	0,14	0,019	0,08	33,3	0,34	0,19

(Continua)

Tabela A.1 - (Continuação)

Famílias e Espécies	N	DA	DR	DoA	DoR	FA	FR	IVI%
Caryocaraceae								
Caryocar villosum Pers.	1	0,2	0,05	0,158	0,70	16,7	0,17	0,31
Caryocar glabrum Pers.	3	0,5	0,14	0,009	0,04	50,0	0,52	0,23
Cecropiaceae								
Pourouma longipendula Ducke	14	2,3	0,63	0,206	0,92	83,3	0,86	0,80
Cecropia leucoma Miq.	7	1,2	0,32	0,031	0,14	66,7	0,69	0,38
Cecropia sciadophylla Mart.	5	0,8	0,23	0,069	0,31	50,0	0,52	0,35
Celastraceae								
Maytenus pruinosa Reiss.	3	0,5	0,14	0,013	0,06	33,3	0,34	0,18
Chrysobalanaceae								
Licania sp.	13	2,2	0,59	0,078	0,34	66,7	0,69	0,54
Licania heteromorpha Benth.	5	0,8	0,23	0,027	0,12	66,7	0,69	0,34
Couepia bracteosa Benth.	1	0,2	0,05	0,004	0,02	16,7	0,17	0,08
Clusiaceae								
Platonia insignis Mart.	4	0,7	0,18	0,038	0,17	66,7	0,69	0,35
Vismia cayennensis (Jacq.) Pers.	2	0,3	0,09	0,041	0,18	33,3	0,34	0,21
Rheedia acuminata Planch. & Triana	1	0,2	0,05	0,005	0,02	16,7	0,17	0,08
Vismia japurensis Reichardt	1	0,2	0,05	0,002	0,01	16,7	0,17	0,08
Symphonia globulifera L.f.	1	0,2	0,05	0,001	0,01	16,7	0,17	0,07
Combretaceae								
Terminalia amazonia Exell in Pulle	2	0,3	0,09	0,078	0,35	33,3	0,34	0,26
Ebenaceae								
Diospyros sp.	12	2,0	0,54	0,122	0,54	83,3	0,86	0,65
Euphorbiaceae								

(Continua)

Tabela A.1 - (Continuação)

Famílias e Espécies	N	DA	DR	DoA	DoR	FA	FR	IVI%
Joannesia heveoides Ducke	4	0,7	0,18	0,153	0,68	33,3	0,34	0,40
Pausandra densiflora Lanj.	8	1,3	0,36	0,024	0,11	66,7	0,69	0,39
Sagotia racemosa Baill.	6	1,0	0,27	0,021	0,09	50,0	0,52	0,29
Glycydendron amazonicum Ducke	4	0,7	0,18	0,025	0,11	50,0	0,52	0,27
Hevea sp.	4	0,7	0,18	0,072	0,32	16,7	0,17	0,22
Sapium sp.	2	0,3	0,09	0,009	0,04	33,3	0,34	0,16
Mabea sp.	1	0,2	0,05	0,021	0,09	16,7	0,17	0,10
Drypetes variabilis Uittien	1	0,2	0,05	0,003	0,01	16,7	0,17	0,08
Fabaceae								
Eperua bijuga Mart. ex Benth.	105	17,5	4,74	1,005	4,47	100,0	1,03	3,41
Inga sp.	84	14,0	3,80	0,477	2,12	100,0	1,03	2,32
Tachigali myrmecophila Ducke	19	3,2	0,86	0,435	1,93	100,0	1,03	1,27
Parkia sp.	23	3,8	1,04	0,160	0,71	100,0	1,03	0,93
Ormosia sp.	25	4,2	1,13	0,135	0,60	83,3	0,86	0,86
Alexa grandiflora Ducke	11	1,8	0,50	0,236	1,05	100,0	1,03	0,86
Sclerolobium chrysophyllum Poepp.	20	3,3	0,90	0,126	0,56	100,0	1,03	0,83
Piptadenia suaveolens Miq.	13	2,2	0,59	0,227	1,01	83,3	0,86	0,82
Copaifera multijuga Hayne	5	0,8	0,23	0,276	1,23	66,7	0,69	0,71
Sclerolobium guianense Benth.	13	2,2	0,59	0,149	0,66	83,3	0,86	0,70
Parkia multijuga Benth.	9	1,5	0,41	0,160	0,71	66,7	0,69	0,60
Pithecellobium racemosum Ducke	11	1,8	0,50	0,085	0,38	83,3	0,86	0,58
Sclerolobium melinonii Harms	6	1,0	0,27	0,124	0,55	66,7	0,69	0,50
Swartzia brachyrhachis Harms	5	0,8	0,23	0,136	0,61	50,0	0,52	0,45
Eperua schomburgkiana Benth.	7	1,2	0,32	0,084	0,37	50,0	0,52	0,40

(Continua)

Tabela A.1 - (Continuação)

Famílias e Espécies	N	DA	DR	DoA	DoR	FA	FR	IVI%
Swartzia acuminata Willd.	2	0,3	0,09	0,159	0,70	33,3	0,34	0,38
Swartzia corrugata Benth.	5	0,8	0,23	0,128	0,57	33,3	0,34	0,38
Dialium guianense (Aubl.) Sandwith in A.C.Sm.	4	0,7	0,18	0,057	0,25	50,0	0,52	0,32
Swartzia stipulifera Harms	5	0,8	0,23	0,038	0,17	50,0	0,52	0,30
Enterolobium schomburgkii Benth.	2	0,3	0,09	0,098	0,43	33,3	0,34	0,29
Inga alba (Sw.) Willd.	6	1,0	0,27	0,017	0,08	50,0	0,52	0,29
Abarema sp.	5	0,8	0,23	0,021	0,09	50,0	0,52	0,28
Pterocarpus amazonicus Huber	2	0,3	0,09	0,059	0,26	33,3	0,34	0,23
Stryphnodendron barbatimam Mart.	3	0,5	0,14	0,033	0,15	33,3	0,34	0,21
Diplotropis purpurea (Rich.) Amshoff	2	0,3	0,09	0,037	0,17	33,3	0,34	0,20
Sclerolobium sp.	1	0,2	0,05	0,076	0,34	16,7	0,17	0,19
Dipteryx odorata Willd.	3	0,5	0,14	0,014	0,06	33,3	0,34	0,18
Platymiscium filipes Benth.	2	0,3	0,09	0,013	0,06	33,3	0,34	0,16
Tachigali sp.	2	0,3	0,09	0,007	0,03	33,3	0,34	0,15
Ormosia discolor Spruce ex Benth.	2	0,3	0,09	0,020	0,09	16,7	0,17	0,12
Hymenaea parvifolia Huber	1	0,2	0,05	0,019	0,08	16,7	0,17	0,10
Bowdichia nitida Spruce	1	0,2	0,05	0,013	0,06	16,7	0,17	0,09
Parkia pendula Benth. ex Walp.	1	0,2	0,05	0,015	0,06	16,7	0,17	0,09
Enterolobium maximum Ducke	1	0,2	0,05	0,009	0,04	16,7	0,17	0,09
Dimorphandra gardneriana Tul.	1	0,2	0,05	0,007	0,03	16,7	0,17	0,08
Abarema mataybifolia (Sandwith) Barneby & J.W.Grimes	1	0,2	0,05	0,002	0,01	16,7	0,17	0,08
Hymenolobium excelsum Ducke	1	0,2	0,05	0,002	0,01	16,7	0,17	0,08
Flacourtiaceae								
Laetia procera (Poepp.) Eichler	9	1,5	0,41	0,115	0,51	66,7	0,69	0,53

(Continua)

Tabela A.1 - (Continuação)

Famílias e Espécies	N	DA	DR	DoA	DoR	FA	FR	IVI%
Lindackeria paraensis Kuhlm.	8	1,3	0,36	0,085	0,38	66,7	0,69	0,48
Casearia javitensis H.B. & K.	5	0,8	0,23	0,019	0,08	50,0	0,52	0,28
Casearia decandra Jacq.	3	0,5	0,14	0,010	0,04	33,3	0,34	0,17
Homalium sp.	1	0,2	0,05	0,007	0,03	16,7	0,17	0,08
Goupiaceae								
Goupia glabra Aubl.	10	1,7	0,45	0,364	1,62	83,3	0,86	0,98
Humiriaceae								
Sacoglottis amazonica Mart.	2	0,3	0,09	0,051	0,23	33,3	0,34	0,22
Sacoglottis sp.	2	0,3	0,09	0,026	0,12	33,3	0,34	0,18
Endopleura uchi (Huber) Cuatrec.	1	0,2	0,05	0,051	0,23	16,7	0,17	0,15
Lauraceae								
Ocotea sp.	58	9,7	2,62	0,667	2,96	100,0	1,03	2,20
Licaria canella (Meisn.) Kosterm.	28	4,7	1,27	0,172	0,76	100,0	1,03	1,02
Mezilaurus lindaviana Schwacke & Mez	5	0,8	0,23	0,053	0,24	50,0	0,52	0,33
Mezilaurus sp.	1	0,2	0,05	0,144	0,64	16,7	0,17	0,29
Ocotea rubra Mez	3	0,5	0,14	0,048	0,21	33,3	0,34	0,23
Aniba duckei Kosterm.	2	0,3	0,09	0,006	0,02	16,7	0,17	0,10
Aniba canelilla Mez	1	0,2	0,05	0,005	0,02	16,7	0,17	0,08
Lecythidaceae								
Eschweilera blanchetiana Miers.	85	14,2	3,84	0,784	3,48	100,0	1,03	2,79
Eschweilera amazonica R.Knuth	68	11,3	3,07	0,516	2,29	100,0	1,03	2,13
Eschweilera amara Nied.	51	8,5	2,30	0,573	2,54	100,0	1,03	1,96
Couratari oblongifolia Ducke & R.Knuth	25	4,2	1,13	0,261	1,16	100,0	1,03	1,11
Holopyxidium jarana Ducke	7	1,2	0,32	0,170	0,76	83,3	0,86	0,64

(Continua)

Tabela A.1 - (Continuação)

Famílias e Espécies	N	DA	DR	DoA	DoR	FA	FR	IVI%
Eschweilera odora Miers	15	2,5	0,68	0,063	0,28	83,3	0,86	0,61
Bertholletia excelsa Humb. & Bonpl.	4	0,7	0,18	0,025	0,11	50,0	0,52	0,27
Lecythis usitata Miers	2	0,3	0,09	0,097	0,43	16,7	0,17	0,23
Cariniana micrantha Ducke	2	0,3	0,09	0,038	0,17	33,3	0,34	0,20
Eschweilera sp.	1	0,2	0,05	0,004	0,02	16,7	0,17	0,08
Malvaceae								
Sterculia pilosa Ducke	13	2,2	0,59	0,052	0,23	100,0	1,03	0,62
Theobroma speciosum Willd.	13	2,2	0,59	0,034	0,15	100,0	1,03	0,59
Apeiba albiflora Ducke	4	0,7	0,18	0,043	0,19	66,7	0,69	0,35
Sloanea froesii Earle Sm.	5	0,8	0,23	0,018	0,08	50,0	0,52	0,27
Theobroma subincana Spruce ex Sagot	3	0,5	0,14	0,026	0,11	50,0	0,52	0,26
Luehea speciosa Willd.	1	0,2	0,05	0,090	0,40	16,7	0,17	0,21
Melastomataceae								
Miconia sp.	12	2,0	0,54	0,057	0,25	33,3	0,34	0,38
Mouriria plasschaerti Pulle	2	0,3	0,09	0,016	0,07	33,3	0,34	0,17
Bellucia sp.	2	0,3	0,09	0,009	0,04	16,7	0,17	0,10
Meliaceae								
Carapa guianensis Aubl.	25	4,2	1,13	0,328	1,46	100,0	1,03	1,21
Guarea kunthiana A.Juss.	35	5,8	1,58	0,217	0,96	100,0	1,03	1,19
Trichilia sp. 2	39	6,5	1,76	0,115	0,51	100,0	1,03	1,10
Trichilia lecointei Ducke	2	0,3	0,09	0,053	0,24	33,3	0,34	0,22
Cedrela odorata L.	1	0,2	0,05	0,025	0,11	16,7	0,17	0,11
Trichilia sp. 1	1	0,2	0,05	0,006	0,03	16,7	0,17	0,08
Guarea sp.	1	0,2	0,05	0,002	0,01	16,7	0,17	0,07

(Continua)

Tabela A.1 - (Continuação)

Famílias e Espécies	N	DA	DR	DoA	DoR	FA	FR	IVI%
Moraceae								
Perebea guianensis Aubl.	33	5,5	1,49	0,147	0,65	100,0	1,03	1,06
Brosimum guianense Huber ex Ducke	18	3,0	0,81	0,116	0,51	100,0	1,03	0,79
Sahagunia racemifera Huber	16	2,7	0,72	0,067	0,30	100,0	1,03	0,68
Helicostylis pedunculata Benoist	9	1,5	0,41	0,130	0,58	83,3	0,86	0,62
Brosimopsis obovata Ducke	4	0,7	0,18	0,191	0,85	66,7	0,69	0,57
Bagassa guianensis Aubl.	3	0,5	0,14	0,120	0,53	50,0	0,52	0,40
Perebea mollis (Poepp. & Endl.) J.E.Huber	9	1,5	0,41	0,061	0,27	50,0	0,52	0,40
Maquira sclerophylla (Ducke) C.C.Berg	7	1,2	0,32	0,048	0,21	50,0	0,52	0,35
Clarisia racemosa Ruiz & Pav.	4	0,7	0,18	0,061	0,27	50,0	0,52	0,32
Brosimum lactescens (S.Moore) C.C.Berg	4	0,7	0,18	0,021	0,09	50,0	0,52	0,26
Brosimum parinarioides Ducke	3	0,5	0,14	0,017	0,07	50,0	0,52	0,24
Brosimum discolor Schott	2	0,3	0,09	0,008	0,04	33,3	0,34	0,16
Castilla ulei Warb.	1	0,2	0,05	0,005	0,02	16,7	0,17	0,08
Myristicaceae								
Iryanthera juruensis Warb.	16	2,7	0,72	0,343	1,52	100,0	1,03	1,09
Virola melinonii (Benoist) A.C.Sm.	23	3,8	1,04	0,197	0,88	83,3	0,86	0,93
Virola cuspidata Warb.	13	2,2	0,59	0,057	0,25	100,0	1,03	0,62
Virola divergens Ducke	2	0,3	0,09	0,020	0,09	33,3	0,34	0,17
Myrtaceae								
Eugenia lambertiana DC.	31	5,2	1,40	0,131	0,58	100,0	1,03	1,01
Myrcia paivae O.Berg	8	1,3	0,36	0,027	0,12	66,7	0,69	0,39
Eugenia paraensis O.Berg	3	0,5	0,14	0,012	0,05	50,0	0,52	0,24
Myrcia sp.	3	0,5	0,14	0,013	0,06	33,3	0,34	0,18

(Continua)

Tabela A.1 - (Continuação)

Famílias e Espécies	N	DA	DR	DoA	DoR	FA	FR	IVI%
Nyctaginaceae								
Neea sp.	29	4,8	1,31	0,148	0,66	100,0	1,03	1,00
Olacaceae								
Minquartia guianensis Aubl.	17	2,8	0,77	0,408	1,81	100,0	1,03	1,21
Opiliaceae								
Agonandra sp.	1	0,2	0,05	0,005	0,02	16,7	0,17	0,08
Polygonaceae								
Coccoloba latifolia Lam.	1	0,2	0,05	0,014	0,06	16,7	0,17	0,09
Quiinaceae								
Lacunaria jenmani Ducke	5	0,8	0,23	0,015	0,07	83,3	0,86	0,38
Rubiaceae								
Duroia sprucei Rusby	8	1,3	0,36	0,058	0,26	66,7	0,69	0,44
Duroia macrophylla Huber	6	1,0	0,27	0,018	0,08	66,7	0,69	0,35
Chimarrhis turbinata DC.	2	0,3	0,09	0,056	0,25	33,3	0,34	0,23
Sapindaceae								
Talisia longifolia Radlk.	15	2,5	0,68	0,080	0,35	100,0	1,03	0,69
Allophylus floribundus Radlk.	1	0,2	0,05	0,005	0,02	16,7	0,17	0,08
Sapotaceae								
Pouteria sp. 1	164	27,3	7,41	2,286	10,15	100,0	1,03	6,20
Manilkara huberi Standl.	26	4,3	1,17	0,569	2,53	83,3	0,86	1,52
Pouteria sp. 2	33	5,5	1,49	0,190	0,85	100,0	1,03	1,12
Pouteria bilocularis (H.J.P.Winkl.) Baehni	12	2,0	0,54	0,201	0,89	83,3	0,86	0,77
Manilkara paraensis Standl.	5	0,8	0,23	0,285	1,27	50,0	0,52	0,67
Micropholis venulosa (Mart. & Eichler ex Miq.) Pierre	4	0,7	0,18	0,029	0,13	66,7	0,69	0,33

(Continua)

Tabela A.1 - (Continuação)

Famílias e Espécies	N	DA	DR	DoA	DoR	FA	FR	IVI%
Simaroubaceae								
Simarouba amara var. *opaca* Engl. in Engl. & Prantl	2	0,3	0,09	0,009	0,04	16,7	0,17	0,10
Simaba cedron Planch.	1	0,2	0,05	0,003	0,01	16,7	0,17	0,08
Verbenaceae								
Aegiphila sp.	3	0,5	0,14	0,007	0,03	50,0	0,52	0,23
Violaceae								
Rinorea guianensis (Aubl.) Kuntze	163	27,2	7,37	1,053	4,68	100,0	1,03	4,36
Rinorea flavescens Kuntze	27	4,5	1,22	0,072	0,32	83,3	0,86	0,80
Paypayrola grandiflora Tul.	4	0,7	0,18	0,010	0,05	66,7	0,69	0,31
Vochysiaceae								
Ruizterania albiflora (Warm.) Marc.-Berti	3	0,5	0,14	0,086	0,38	33,3	0,34	0,29
Qualea sp.	2	0,3	0,09	0,074	0,33	33,3	0,34	0,25
Erisma uncinatum Warm.	1	0,2	0,05	0,033	0,15	16,7	0,17	0,12
Vochysia maxima Ducke	2	0,3	0,09	0,004	0,02	16,7	0,17	0,09
Indeterminadas								
Quataquisala*	1	0,2	0,05	0,029	0,13	16,7	0,17	0,11
Trigueira*	1	0,2	0,05	0,006	0,03	16,7	0,17	0,08
Tatarana*	1	0,2	0,05	0,002	0,01	16,7	0,17	0,08
Valeta*	1	0,2	0,05	0,003	0,01	16,7	0,17	0,08

(*) Indivíduo identificado somente por nome comum.

Tabela A.2 - Conjunto de dados relativos aos 24 conglomerados do IFPI.

Conglomerado	***VCM***	σ^{0}_{HV}	$\Delta\varphi$	γ	P_v
1	188,3	0,15	0,37	0,47	2,91
2	154,9	0,16	0,10	0,48	2,95
3	235,4	0,16	0,15	0,48	3,02
4	241,5	0,15	0,12	0,47	3,01
5	247,8	0,16	0,20	0,48	3,16
6	297,3	0,13	0,14	0,49	2,71
7	238,8	0,15	-0,06	0,49	3,06
8	267,1	0,12	0,11	0,49	2,63
9	308,0	0,12	0,05	0,49	2,58
10	202,1	0,11	-0,06	0,46	2,01
11	244,9	0,10	-0,07	0,49	1,92
12	257,8	0,13	0,17	0,47	2,35
13	281,0	0,12	0,26	0,48	2,19
14	236,3	0,11	0,23	0,48	2,08
15	235,8	0,12	0,21	0,47	2,23
16	226,9	0,11	-0,05	0,47	2,22
17	244,6	0,11	0,01	0,47	2,19
18	261,2	0,12	0,10	0,47	2,36
19	258,1	0,11	-0,08	0,49	2,26
20	304,5	0,10	0,20	0,51	2,26
21	238,7	0,10	0,00	0,51	2,17
22	295,3	0,12	0,00	0,50	2,60
23	207,7	0,12	-0,11	0,47	2,39
24	285,0	0,12	0,19	0,43	2,42

PUBLICAÇÕES TÉCNICO-CIENTÍFICAS EDITADAS PELO INPE

Teses e Dissertações (TDI)

Teses e Dissertações apresentadas nos Cursos de Pós-Graduação do INPE.

Manuais Técnicos (MAN)

São publicações de caráter técnico que incluem normas, procedimentos, instruções e orientações.

Notas Técnico-Científicas (NTC)

Incluem resultados preliminares de pesquisa, descrição de equipamentos, descrição e ou documentação de programa de computador, descrição de sistemas e experimentos, apresentação de testes, dados, atlas, e documentação de projetos de engenharia.

Relatórios de Pesquisa (RPQ)

Reportam resultados ou progressos de pesquisas tanto de natureza técnica quanto científica, cujo nível seja compatível com o de uma publicação em periódico nacional ou internacional.

Propostas e Relatórios de Projetos (PRP)

São propostas de projetos técnico-científicos e relatórios de acompanhamento de projetos, atividades e convênios.

Publicações Didáticas (PUD)

Incluem apostilas, notas de aula e manuais didáticos.

Publicações Seriadas

São os seriados técnico-científicos: boletins, periódicos, anuários e anais de eventos (simpósios e congressos). Constam destas publicações o Internacional Standard Serial Number (ISSN), que é um código único e definitivo para identificação de títulos de seriados.

Programas de Computador (PDC)

São a seqüência de instruções ou códigos, expressos em uma linguagem de programação compilada ou interpretada, a ser executada por um computador para alcançar um determinado objetivo. São aceitos tanto programas fonte quanto executáveis.

Pré-publicações (PRE)

Todos os artigos publicados em periódicos, anais e como capítulos de livros.